稅收推計模型과 稅收展望

－ IFGLS方法을 이용한 SUR 模型을 中心으로 －

韓國租稅研究院

序 言

우리 經濟는 지속적인 成長에 힘입어 1995년에는 1인당 國民所得이 1만달러를 상회할 것으로 전망되고 있다. 최근에는 所得水準의 向上과 더불어 국민들의 福祉에 대한 需要도 급속히 증가하고 있으며, 특히 産業化가 진전되고 産業構造가 高度化되면서 環境汚染과 交通滯症 등으로 인해 周邊 生活環境이 열악해지고, 社會基盤施設에 대한 需要가 급속히 증가함에도 불구하고 供給은 이를 충족시켜 주지 못하는 현상이 나타나고 있으며, 이는 다시 지속적인 經濟發展을 저해하는 요인으로 작용하고 있다.

따라서 生活環境을 개선하여 生活의 質과 福祉水準을 향상시키고, 지속적인 經濟發展을 도모하여 21세기에 先進國으로 진입하기 위해서는 環境改善과 社會基盤施設 擴充의 필요성이 매우 크다. 이에 따라 이들 부문에서의 투자를 확대하는 데 있어 政府의 役割이 매우 중요해지면서 政府의 比重이 증대되고 있다. 이러한 추세를 반영하여 政府收入의 근간을 이루는 租稅收入도 최근 크게 증가하고 租稅負擔率도 상승하고 있으며 향후에도 그 비중은 더욱 증대될 전망이다.

그러나 上記한 經濟의 體質改善과 國民福祉 水準의 向上, 지속적인 經濟發展을 기약하기 위해서는 앞으로 더욱 많은 財源이 소요될 것으로 추정된다. 이러한 측면에서 앞으로의 稅收를 정확히 예측할 수 있는 稅收推計模型의 開發은 중요한 과제라고 아니 할 수 없다.

그동안 우리나라에서는 稅收推計에 대한 연구가 많지 않았고 그 方法도 초보적인 수준에 머물고 있어 개선의 여지가 큰 것으로 사료된다. 따라서 本 硏究院에서는 稅收推計方法의 精緻化를 통해 정확한 稅收推計를 목적으로 일련의 稅收推計模型 개발에 관한 연구

를 수행하고 있다. 第1段階의 硏究에서는 稅目別 稅收推計模型을 개발하는 데 역점을 두고, 第2段階의 硏究에서는 稅收推計模型을 수정하면서 統計的 分析方法의 폭을 확대하여 硏究의 方法論을 개선하는 데 초점을 맞추었다. 그리고 最終的으로는 巨視經濟模型이나 財政模型 등을 중심으로 租稅部門과 기타 經濟部門間의 상호관계까지 고려한 稅收推計模型을 개발 완료함을 연구의 목표로 하고 있다.

이러한 計劃下에 本 硏究院에서는 稅收推計模型 開發의 出發點으로 일차적으로 1994년에 稅收推計模型 開發에 관한 硏究報告書를 出刊한 바 있다. 本 硏究報告書는 종전의 연구결과를 바탕으로, 稅收推計의 方法을 대폭 개선하여 分析의 틀을 확충함으로써 模型의 精緻化와 稅收豫測力의 增大에 硏究의 重點을 두었다. 本 硏究報告書는 本 硏究院의 成明宰 專門硏究委員이 執筆하여 완성하였다. 本 報告書를 발간하기까지는 여러 關係者들의 도움과 資料協助, 유익한 論評이 많았다. 이에 대해 著者는 財政經濟院 稅制室 租稅政策課의 관계자 여러 분이 주신 도움과 조언에 감사드리고, 本 硏究院의 申基銑 硏究員의 헌신적인 도움에 진심으로 감사하고 있다. 또한 著者는 硏究報告書가 출간되기까지 여러 좋은 의견들을 제시하여 주신 本 硏究院의 朴釘洙, 朴宗奎, 裵埈晧, 張權鎬, 全瑛俊, 玄鎭權 博士와 東德女子大學校 經濟學科의 朴周憲 敎授께 진심으로 감사하고 있다.

本 報告書의 內容이나 結論은 著者의 個人的 見解이며 本 硏究院의 公式 見解를 반영하는 것은 아님을 밝혀둔다.

1995年 12月

韓國租稅硏究院

院長 崔 洸

目　　次

第 I 篇　머리말 ········· 11

I. 序　言 ········· 13

II. 本 研究에서 採擇한 稅收推計의 方法 ········· 16

1. 稅收推計 誤差의 原因과 解決方法에 관한 一考 ········· 16
2. 稅收推計 方法의 種類 ········· 17
3. 本 研究에서의 稅收推計 方法 ········· 20

III. 稅收豫測模型 ········· 25

1. 模　型 ········· 25
2. 稅收豫測力 測定基準 ········· 32
3. 稅收推計時 稅法改正 效果에 대한 處理方法 ········· 34

IV. 旣存 稅收推計 研究와의 差別性 ········· 38

V. 報告書의 構成 ········· 41

第 II 篇　稅目別 稅收推計 ········· 43

I. 序　論 ········· 45

II. 稅目別 稅收推計 및 正確度 分析 …………………… 48

1. 所得稅 …………………………………………………… 48
가. 回歸分析 …………………………………………… 49
나. 稅收豫測力 分析 ………………………………… 60
2. 法人稅 …………………………………………………… 62
가. 回歸分析 …………………………………………… 62
나. 稅收豫測力 分析 ………………………………… 69
3. 相續稅 …………………………………………………… 71
가. 回歸分析 …………………………………………… 72
나. 稅收豫測力 分析 ………………………………… 77
4. 附加價値稅 …………………………………………… 78
가. 回歸分析 …………………………………………… 79
나. 稅收豫測力 分析 ………………………………… 94
5. 特別消費稅 …………………………………………… 96
가. 回歸分析 …………………………………………… 97
나. 稅收豫測力 分析 ………………………………… 103
6. 交通稅 …………………………………………………… 104
가. 回歸分析 …………………………………………… 106
나. 稅收豫測力 分析 ………………………………… 112
7. 酒 稅 …………………………………………………… 113
8. 關 稅 …………………………………………………… 115
9. 電話稅 …………………………………………………… 117
10. 印紙稅 …………………………………………………… 120

III. 結 論 …………………………………………………… 124

第 III 篇 稅收展望 ………………………………………… 127

I. 序 論 …………………………………………………… 129

II. 稅目別 算出根據 ································· 131

1. 稅收豫測方法 및 經濟展望值 ······························ 131
2. 稅收函數로 推定한 主要 稅目의 算出根據 ················· 132
3. 其他 稅目의 算出根據 ····································· 134
가. 資産再評價稅와 敎育稅 ··································· 134
나. 證券去來稅 ·· 135
다. 過年度 收入 ··· 137
라. 農漁村特別稅 ·· 137
마. 土地超過利得稅와 防衛稅 ································ 138

III. 向後의 稅收展望 ··· 139

IV. 結 論 ·· 148

參考文獻 ·· 151

表 目 次

〈表 2－ 1〉 所得稅 總計, 申告分, 源泉分의 推定結果 ············ 51
〈表 2－ 2〉 讓渡所得稅와 事業所得稅의 推定結果 ················ 54
〈表 2－ 3〉 勤勞所得稅와 利子·配當所得稅의 推定結果 ········· 56
〈表 2－ 4〉 SUR 模型을 이용한 所得稅 申告分, 源泉分에 대한 推定結果 ·· 59
〈表 2－ 5〉 所得稅의 稅收豫測 및 豫測誤差 ························ 61
〈表 2－ 6〉 法人稅 總計의 推定結果 ·································· 64
〈表 2－ 7〉 法人稅 申告分과 源泉分의 推定結果 ·················· 66
〈表 2－ 8〉 SUR 模型을 이용한 法人稅의 推定結果 ············ 68
〈表 2－ 9〉 法人稅의 稅收豫測 및 豫測誤差 ························ 71
〈表 2－10〉 相續稅 相續分과 贈與分의 推定結果 ·················· 74
〈表 2－11〉 SUR 模型을 이용한 相續稅의 推定結果 ············ 76
〈表 2－12〉 相續稅 相續分과 贈與分의 稅收豫測 및 豫測誤差 ··· 77
〈表 2－13〉 附加價值稅 總實稅收의 推定結果(年度別 資料) ··· 81
〈表 2－14〉 附加價值稅 總實稅收의 推定結果(半年度別 資料) 82
〈表 2－15〉 附加價值稅 國內分의 推定結果(年度別 資料) ······ 85
〈表 2－16〉 附加價值稅 國內分의 推定結果(半年度別 資料) ··· 86
〈表 2－17〉 附加價值稅 輸入分의 推定結果(年度別 資料) ······ 88
〈表 2－18〉 附加價值稅 輸入分의 推定結果(半年度別 資料) ··· 89
〈表 2－19〉 SUR 模型을 이용한 附加價值稅의 推定結果 (年度別 資料) ··· 92
〈表 2－20〉 SUR 模型을 이용한 附加價值稅의 推定結果 (半年度別 資料) ··· 93

〈表 2-21〉 附加價値稅의 稅收豫測 및 豫測誤差 …………… 96
〈表 2-22〉 特別消費稅의 推定結果(燈油와 LNG 包含) …… 100
〈表 2-23〉 特別消費稅의 推定結果(燈油와 LNG 除外) …… 102
〈表 2-24〉 特別消費稅의 稅收豫測 및 豫測誤差 …………… 104
〈表 2-25〉 交通稅 總計의 推定結果 ………………………… 107
〈表 2-26〉 交通稅 揮發油分과 輕油分의 推定結果 ………… 109
〈表 2-27〉 SUR 模型을 이용한 交通稅의 推定結果 ………… 111
〈表 2-28〉 交通稅의 稅收豫測 및 豫測誤差 ………………… 113
〈表 2-29〉 酒稅의 推定結果 ………………………………… 114
〈表 2-30〉 關稅의 推定結果 ………………………………… 116
〈表 2-31〉 電話稅의 推定結果(差分模型) …………………… 121
〈表 2-32〉 印紙稅의 推定結果 ……………………………… 122
〈表 3- 1〉 主要 巨視經濟指標의 豫測値 …………………… 132
〈表 3- 2〉 回歸方程式을 이용한 稅目別 稅收推計模型 …… 133
〈表 3- 3〉 資産再評價稅의 稅收變化 推移 ………………… 134
〈表 3- 4〉 證券去來稅의 稅收變化 推移 …………………… 135
〈表 3- 5〉 稅收展望値(CASE I) …………………………… 136
〈表 3- 6〉 稅收展望値(CASE II) …………………………… 142
〈表 3- 7〉 稅收展望値(CASE III) …………………………… 143
〈表 3- 8〉 國民總生産에 대한 國稅收入의 敏感度 ………… 144
〈表 3- 9〉 國稅負擔率 推移 ………………………………… 145
〈表 3-10〉 國民總生産 對比 國稅負擔率 豫測値 推移 ……… 146

圖 目 次

[圖 3－1] 國稅收入 豫測値(1995～2000) ························ 144

[圖 3－2] 國稅負擔率 豫測値의 變化 推移(1995～2000) ··· 146

第 I 篇

머 리 말

I. 序　　論

급변하는 現代 經濟社會 秩序 속에서 지속적인 經濟發展의 必要性과 국민들의 福祉에 대한 需要增加로 인해 현재 정부가 담당하고 있거나 또는 마땅히 담당하여야 하는 役割의 중요성은 더욱 증대되고 있다. 특히 通貨政策 등의 金融政策이나 租稅政策 등의 부문에서와 같이, 效率性과 衡平性의 측면에서 볼 때, 民間部分에서는 競爭市場에서의 자율적인 경쟁을 통해 소기의 목적을 제대로 달성하기 어려운 경우가 많다. 그렇기 때문에 국민경제의 자원배분을 바람직한 방향으로 유도하기 위하여 公共財의 供給 등과 같이 정부가 담당하여야 할 고유의 영역이 존재하게 된다. 이에 따라 이러한 부문에 있어서 政府의 役割과 올바른 政策方向의 제시는 매우 중요한 문제로 부각되고 있다. 이와 같이 국민경제의 자원배분에 커다란 영향을 미치고 있는 정부의 역할은, 정부가 제공하는 각종 서비스에 대한 對價의 한 형태로서 국민들이 부담하고 있는 稅金을 기본적인 源泉으로 하고 있다.

政府는 이와 같은 租稅收入을 근간으로 豫算을 編成·執行하게 된다. 따라서 租稅收入이 근간을 이루고 있는 政府의 豫算制約條件 아래 財政的인 측면에서 정부가 실천 가능한 활동계획을 수립할 수 있는지의 여부에 대한 문제도 매우 중요한 쟁점사항이 되고 있다. 즉, 政府의 公共서비스의 供給 또는 각종의 公共財에 대한 投資財源을 조달할 수 있는지의 여부에 대한 財政力을 가름해 볼 수 있다는 차원에서 볼 때, 정부의 실제적인 예산편성 과정에서 稅收를 정확히 예측하는 것이 반드시 전제되어야만 한다. 실제로 정부가 예산을 편성함에 있어, 세수에 대한 추계치(또는 예측치)가 예산편성

을 위한 제약조건으로 많이 활용되고 있음을 놓고 볼 때 정확한 세수추계는 정부의 豫算政策 樹立에 있어 매우 중요한 역할을 담당하고 있다.

비단 정확한 稅收推計는 豫算規模 측면에서 정부의 예산편성을 위한 하나의 지침을 마련해 준다는 데에서만 의의가 있는 것이 아니라 조세정책 자체에 대해서도 의미하는 바가 크다. 前述하였듯이 租稅는 納稅者 입장에서 볼 때 정부가 제공하는 公共서비스 또는 公共財에 대한 對價로서의 성격을 지닌다. 이와 함께 정부의 입장에서 본다면 정부가 제공하여야 하는 公共財를 마련하기 위해 필요한 경비를 마련해 준다는 성격도 지니고 있다. 더욱이 이러한 公共財의 공급은 경제 전반에 미치는 영향이 매우 클 뿐만 아니라, 微視的으로는 소득분배와 기타 경제주체의 경제활동에 영향을 미치고, 巨視的으로도 消費, 貯蓄, 投資, 物價 등 총체적인 國家競爭力에 미치는 영향이 매우 크다. 따라서 정부는 총체적인 國家競爭力을 배양하고 경제의 효율성을 提高하여 지속적인 경제발전을 위한 기틀을 마련하기 위해서는 '效率性', '衡平性', '簡便性'이라는 租稅의 三原則에 입각하여 조세체계를 개편하거나 조세정책을 전개하게 된다. 이러한 정부의 정책은 公共財에 대한 需要條件과 供給條件을 기초로 하여 조세체계의 微視的 構造 改編을 시도하거나 또는 조세정책의 거시적 영향 등을 종합적으로 고려하여 조세정책을 수행하게 된다. 정부는 이러한 정책을 수행하기 위해 기초자료가 필요한 바, 그러한 기초자료의 하나로서 정확한 稅收推計는 매우 중요한 역할을 담당하게 된다. 일례로 정부는 세목별 세수를 바탕으로 과세대상의 범위나 세율수준을 조정하여 국민들이 부담하게 되는 세금에 미시적 구조를 개편할 뿐만 아니라 거시적인 지표로서 조세부담률 등을 예측하여 경제에서 차지하는 조세의 비중 등을 합리적으로 결정하는 데에도 결정적으로 기여할 수 있기 때문이다.

따라서 정확한 稅收推計는 당면한 정부의 政策을 樹立·施行함에

있어서 매우 중요한 요소라고 할 수 있으며 國家 百年大計라는 보다 장기적인 관점에서 볼 때에도 정확한 稅收推計는 정부가 장기계획을 수립함에 있어서도 밑그림을 그릴 수 있는 기본 틀을 제공해 준다는 의미에서 매우 중요한 작업이라 하겠다.

II. 本 研究에서 採擇한 稅收推計의 方法

1. 稅收推計 誤差의 原因과 解決方法에 관한 一考

기본적으로 稅收推計란 稅收函數, 稅收彈力性, 稅收進度比, 또는 기타의 방법을 이용하여 주어진 주요 경제변수의 예측치를 바탕으로 세수를 예측하는 것이다. 아무리 기술적인 稅收推計 방법이 발전하여 매우 精緻한 稅收推計模型이 개발된다고 하더라도 稅收推計에 의한 稅收豫測値에는 誤差가 있게 마련이다. 따라서 豫測値와 實績値間에는 거의 항상(almost always) 차이가 발생하게 된다.

이러한 誤差의 원인은 첫째, 模型 設定 誤謬(misspecified model)에 의한 模型 자체의 不正確性에 기인하는 것, 둘째, 이상의 조건이 모두 충족되었다고 하더라도 稅收推計의 방법이 통계학적 방법에 근거를 둔 경우, 통계학적인 측면에서 본다면, 세수예측치와 실적치가 정확히 일치하게 되는 경우의 確率은 零이기 때문에 오차가 발생한다. 즉, 稅收는 連續確率變數(continuous random variable)의 하나이기 때문에 통계학적으로 볼 때 稅收의 실적치 또는 예측치의 값은 連續線上에서 실현 가능한 무수히 많은 값 가운데 특정한 하나의 값으로 실현되므로 실적치와 예측치가 일치하게 되는 것은 확률적으로 거의 불가능하다. 따라서 대개의 경우 세수예측치와 실적치는 서로 불일치하게 된다. 셋째, 模型의 설정은 올바르게 되었으나 稅收推計時에 설명변수로 사용하였던 경제변수들의 예측치가 실제로 실현된 값과 차이를 보이게 됨에 따라 불가피하게 稅收豫測値와 稅收實績値間에 차이가 나타나는 경우, 넷째, 모형의 설정이나 설명변수에 대한 예측치는 올바르게 되어 있지만 경제구조가 변화

하여 세수에 대한 설명변수의 탄력성이 변하는 경우, 다섯째, 稅收推計 시점에서 미처 예상하지 못하였거나 또는 계획에 없었던 稅法이 개정됨에 따라 세수탄력성이 변하는 경우, 여섯째, 여타의 조건에는 변화가 없었지만 課標陽性化에 따라 지하경제가 양성화되어 실질적인 과세대상의 범위가 확대된 경우에 예측치와 실적치간에 격차가 발생할 수 있다. 일곱째, 기타의 원인으로서 경제의 不確實性이 증가하는 경우 등에 있어서는 예측치와 실적치간에 격차가 발생할 수 있다.

이상의 문제에 대한 해결책은 문제의 원인에 따라 각각 상이하다. 첫째의 경우에는 稅收推計模型을 현실에 맞게 수정·보완함으로써 개선할 수 있을 것이다. 둘째 문제의 경우에는 稅收推計의 형식이 하나의 특정한 값으로 나타나는 한 통계학적으로 해결이 불가능하다. 다행히도 이러한 경우에도 세수를 點推定(point estimation)이 아닌 區間推定(interval estimation)으로 추정하면 실적치가 稅收豫測區間에 속하게 될 확률은 陽(+)이 될 수 있으므로 어느 정도 오차의 범위를 축소할 수 있다. 그러나 셋째에서 일곱째까지의 문제에 있어서는 해결방안을 모색하는 것이 사실상 불가능하거나 또는 가능하다고 하더라도 매우 어려운 경우가 보통이다. 왜냐하면 설명변수의 값이 사후적으로 실현된 값과 불일치하게 된다면 세수예측이 틀리게 되는 것은 당연한 것이기 때문이다. 또한 기타의 경우에는 稅收推計時에 이러한 변화를 고려할 수 있는 가능성이 전혀 없거나 또는 가능하다고 하더라도 한계가 있기 때문이다.

따라서 검증 없이 단순히 稅收推計가 부정확하다는 결론을 유도하는 것은 세수추계에 대한 일반적인 인식의 오류 가능성이 있으므로 신중해야 할 것이다.

2. 稅收推計 方法의 種類

통계학적인 방법을 이용하여 稅收를 추계하는 대표적인 방법은

크게 세 가지의 경우로 요약할 수 있다.

첫번째의 방법은 因果模型을 사용하여 稅收에 영향을 미치는 요인들을 규명함으로써 이들 요인들과 稅收와의 관계를 세수에 대한 確率的 因果模型을 설정하고 회귀분석과 같은 통계적인 방법을 이용하여 세수를 추계하는 방법이다. 현재 우리나라에서 채택되고 있는 稅收推計에 관한 연구의 대부분은 이러한 방식을 사용하고 있으며 외국에서도 이 방법을 많이 채택하여 사용하고 있다. 본 연구에서는 稅收推計 模型開發의 기초 작업의 연장선상에서 因果模型에 의한 稅收推計의 방법을 선택하여 분석하기로 한다. 因果模型에 의한 稅收推計 방법에 대해서는 다음 章에서 보다 상세히 설명하도록 한다.

두번째 방법은 一般均衡理論에 입각한 巨視經濟模型으로부터 세수를 추계하는 것으로 經濟構造 내에서 결정되는 內生變數로서 세수를 정의하여 추계하는 방법이다. 巨視經濟模型은 전체 경제구조를 기본 틀로 하여 여러 가지 경제변수들을 內生變數와 外生變數로 구분하고 이들 상호관계를 추정함으로써 모든 부문에서의 균형이 이루어지는 상태에서 내생변수로 표현된 경제지표의 값을 추정하는 것으로, 조세도 한 부문으로 포함되어 모형이 설정된다. 巨視經濟模型을 이용한 경우에는 조세수입은 물론이고 정부의 財政政策의 효과도 함께 분석할 수 있다는 장점을 가지고 있다. 이 방법은 經濟展望과 동시에 稅收를 예측하게 된다는 장점이 있다. 반면에 因果模型에서는 모형을 단순화함으로써 여러 가지 방법의 다양한 통계적 분석방법을 사용할 수 있지만 거시경제모형을 이용한 세수추계 방법에서는 상대적으로 채택할 수 있는 통계적 기법이 제한된다는 단점이 있다.

세번째의 방법은 模擬實驗模型(micro－simulation model)으로 微視資料(橫斷面 資料(cross－section data)라고도 함)를 사용하여 稅法改正에 따른 稅收變化 效果를 예측하는 데 많이 사용되고 있는

방법이다[1]. 모의실험을 통한 稅收推計 방법은 이 모형을 통해 전체적인 세수를 추계하는 것은 불가능하다는 점에서 한계가 있다. 그렇지만 因果模型이나 巨視經濟模型을 이용한 稅收推計에서는 세법개정의 효과를 분석하는 것에 한계가 있는 반면에 模擬實驗模型에서는 세법개정에 따른 세수효과를 추정하는 것이 용이하다는 장점이 있다.

이상의 稅收推計 방법 이외에도 進度比 分析을 통한 稅收推計 방법이나 投入産出表를 이용한 방법 등도 있지만 실용성과 정확성 측면에서 한계가 있거나 경제이론적 측면에서 근거를 찾는 것이 상당히 어려운 등 여러 가지 제약이 있다.

위에서 살펴본 바와 같이 稅收推計의 방법에는 여러 가지가 있으며 반드시 어느 하나가 다른 것에 비해 우월하다고 하기는 어렵다. 왜냐하면 각 방법마다 고유의 특징과 장점을 가지고 있고 각각 나름대로의 존립의 의의와 목적이 있기 때문이다. 따라서 각 방법은 相互對立的인 관계라기보다는 相互補完的인 관계에 있다고 하는 것이 더 적절한 표현일 것이다. 다만 租稅와 기타 經濟部門間의 상호관계를 고려한다면 稅收推計의 방법도, 租稅收入이 經濟活動의 結果値로서만 실현되는 것이 아니라 逆으로 租稅收入도 기타 部門에 영향을 미친다는 점에 주목하여 一般均衡分析에 입각하여 巨視經濟模型 분석을 통해 세수를 예측하는 방향으로 나아가야 할 것이다. 다만 세수추계와 관련하여 巨視經濟模型의 개발을 위해서는 주요 세목에 대한 稅收函數의 설정이 제대로 되어야만 정확한 세수추계가 가능하다. 따라서 일차적으로 因果模型 또는 模擬實驗模型 분석을 통해 巨視經濟模型에 포함될 稅收函數를 개선하는 것이 필요하다. 더욱이 因果模型을 통한 稅收推計의 방법은 巨視經濟模型에서 채택하기 어려운 통계적 분석방법을 많이 사용할 수 있으므로 나름

1) 羅城麟·玄鎭權(1993) 참조.

대로의 존재의미가 클 뿐만 아니라 巨視經濟模型 내의 세수함수도 더욱 精緻化할 수 있다는 장점이 있다. 그러므로 이상의 稅收推計 方法을 相互補完的으로 병립시켜 연구를 진행함으로써 稅收推計의 正確性을 제고시킬 수 있을 것이다.

본 연구에서는 위에서 언급한 세 가지 방법 가운데 因果模型을 이용한 稅收推計 방법을 채택하기로 한다.

아래에서는 因果模型, 巨視經濟模型, 模擬實驗模型 가운데 因果模型을 이용한 稅收推計 방법에 대해 간략히 살펴보자.

3. 本 研究에서의 稅收推計 方法

因果模型이라 함은 變數間의 상관관계를 기초로 한 모형으로 변수 상호간의 관계를 일정한 함수 관계를 바탕으로 표현하는 것으로 일반적으로 다음의 陰函數의 형태로 표현된다.

$$0 = F(Y_t, X_t, Z_t) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

여기서 $F(\cdot,\cdot,\cdot,)$는 변수 상호간의 函數關係를 나타내며 Y_t, X_t, Z_t는 경제주체가 경제활동을 나타내는 변수로서 경제주체에게는 사전적으로 모두 관측되는 변수이다[2]. 만약 위의 式 (1)에서 (X_t, Z_t)와 Y_t간에 一對一 對應關係가 성립하고 (X_t, Z_t)와 Y_t가 각각 外生變數(exogenous variable)와 內生變數(endogenous variable)의 형태로 표현된다고 할 때 陰函數의 형태를 가진 式 (1)은 $0 = Y_t - f(X_t, Z_t)$와 같은 陽函數의 형태로 표현이 가능해지고 이 式은 다음과 같

2) (Y_t, X_t, Z_t)는 모두 경제주체가 선택하는 행위이거나 경제주체의 특성을 나타내는 변수이므로 경제주체에게는 그 실현된 값 또는 실현될 값이 모두 알려져 있지만 연구를 수행하는 관측자에게는 세 변수 모두 관측 가능할 수도 있고 일부만이 관측 가능할 수도 있다.

이 표현할 수 있다.

$$Y_t = f(X_t, Z_t) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(2)$$

여기서 f(·,·)는 Y_t와 (X_t, Z_t)간의 함수관계를 나타낸다. 式 (2)로 표현되는 Y_t와 (X_t, Z_t)간의 관계는 각 변수가 관측자에게 관측이 되는지의 여부에 따라 크게 確定的 模型(deterministic models)과 確率的 模型(stochastic models)의 두 가지로 구분된다. 만약 X_t와 Z_t가 모두 관측 가능하고 주어진 (X_t, Z_t)의 값에 대해 함수 f를 통해 Y_t가 하나의 값을 가진다면 式 (2)는 確定的 模型이라고 한다. 반면에 X_t만이 관측자에게 관측되고 Z_t는 관측되지 않으며, 다만 Z_t가 확률적 분포를 가지고 관측자가 추측할 수 있는 경우에는 관측자의 입장에서 볼 때, 주어진 X_t의 값과 Y_t간에는 일대일 관계가 성립하지 않게 된다. 이러한 경우에는 式 (2)를 確率的 模型이라고 한다[3]. 왜냐하면 여기서 X_t와 Y_t간에 일대일 대응관계가 성립하지 않는 것은, Z_t가 관측되지 않기 때문에 X_t의 값이 주어졌다고 하더라도 Y_t의 값은 Z_t의 값에 따라 서로 다른 값을 가질 수 있기 때문이다. 이러한 측면에서 式 (2)의 형태를 가진 確率的 回歸模型은 一般化된 回歸模型(generalized regression models)이라고 불리어지기도 한다.

因果模型을 이용한 稅收推計라 함은 대체로 式 (2)의 일반화된 회귀모형으로 표현되는 確率的 模型을 기초로 하여 稅收函數를 설정하고 회귀분석 등의 통계적 분석방법을 통해 통계학적으로 세수와 세수에 영향을 미치는 설명변수간의 인과관계인 함수 f(·,·)를 규명하는 방법을 말한다. 따라서 t期의 특정 세목의 세수를 TR_t라 할

3) Z_t가 관측자에게 관측되지 않은 오차항을 나타내는 변수라 하면 일반적으로 Z_t를 ε_t로 표현한다.

때 TR_t는 여러 가지 변수의 결과치로 표현할 수 있으며 이는 다음 式으로 요약할 수 있다.

$$TR_t = f(X_t, \varepsilon_t) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3)$$

일반적으로 세수와 경제활동과는 상호간에 서로 영향을 미치는 兩面性을 지니고 있다. 즉, 稅收는 經濟活動의 結果値로서의 의미를 지니는 동시에 逆으로 稅收 자체가 經濟活動에 영향을 미치고 있다는 측면에서 양면성을 가졌다는 말이다. 따라서 式 (3)으로 표현되는 함수에서는 세수가 경제활동의 결과치로서만 표현되는 것이기 때문에 엄밀한 의미에서 정확한 표현방법이라고 하기에는 부정확하다고 할 수 있으며 聯立方程式 體系로 표현하는 것이 보다 타당성이 큰 모형일 것이다. 그러나 後者의 관계는 그 영향의 크기가 前者에 비해 상대적으로 작을 뿐만 아니라 분석의 편의성 측면에서도 매우 우월하기 때문에 본 연구에서는 式 (3)을 기초로 稅收函數를 추정하기로 한다.

설명변수 X_t는 흔히 多次元 空間에 속하는 경우가 대부분으로 주어진 X_t의 값에 대응하여 稅收規模 TR_t의 대표값을 결정한다[4]. 세목의 특성에 따라 설명변수의 선정은 달라지는 것이 일반적이다. 일반적으로 直接稅의 경우에는 설명변수로 國民總生産이나 非農林漁業GNP 등이 많이 사용되며 경우에 따라서는 세법개정이나 세율수준을 나타내는 변수들도 함께 사용되기도 하며, 間接稅의 경우에

4) 여기서 대표값이라 하면 回歸分析時에 目的函數(objective function; 損失函數(loss function)라고도 함)의 형태에 따라 서로 다른 값을 가지는 것이 일반적으로 만약 목적함수가 自乘損失函數(square loss function)의 형태를 가지면 대표값은 條件附 期待値(conditional expectation)가 되며 目的函數가 絶對損失函數(absolute loss function)의 형태를 지니게 되면 대표값은 條件附 中央값(conditional median)으로 표현된다. 이 외에도 목적함수의 형태에 따라 각기 다른 대표값을 갖게 된다.

는 消費支出이나 國民總生產, 稅率 등도 많이 사용되고 있다.

式 (3)을 추정하기 위해서는 함수 f(·,·)에 대한 情報의 量에 따라 그 방법이 달라진다. 일반적으로 f(·,·)의 형태가 선험적(a priori)으로 알려져 있는 경우에는 式 (3)의 형태를 통한 회귀분석을 母數的 回歸分析(parametric regression)이라고 하고, 반면에 f(·,·)의 형태에 대한 정보가 매우 일반적이고 기초적인 특성만이 알려져 있는 경우에는 非母數的 回歸分析(non−parametric regression)이라고 하며, 그 사이에 있는 경우에는 半母數的 回歸分析(semi−parametric regression)이라고 한다.

이상의 정보를 가지고 회귀분석을 통해 式 (3)을 추정하게 되면 稅收와 稅收決定要因(즉 설명변수)間의 인과관계를 추론할 수 있다. 이를 바탕으로 目標年度의 세수를 예측하기 위해서는 설명변수들에 대한 目標年度의 豫測値가 있어야 하며, 대부분의 경우에 이러한 통계예측치들은 기타 巨視經濟模型으로부터의 예측치로부터 얻게 되는 값을 사용하게 된다.

그러나 이러한 회귀분석에 있어서도 세수에 미치는 모든 변수를 설명변수에 포함시키기에는 한계가 있다. 예를 들면 세수에 미치는 영향은 매우 큰 변수이지만 회귀분석을 목적으로 분석할 때, 산업구조의 변화, 지하경제의 규모 등과 같이 數量化하는 것이 현실적으로 곤란하거나 부적절한 변수가 있기 때문에 이와 같은 변수들은 回歸分析時에 설명변수에 포함시키는 것이 사실상 불가능하기 때문이다.

그러므로 因果模型을 이용한 稅收推計는 소수의 경제변수를 바탕으로 수행하기 때문에 수량화하기 어려운 변수들의 값이 변함에 따라 세수에 미치는 영향이나 非經濟的 要因에 의한 세수변화를 정확히 파악하는 데 어려움이 있다. 따라서 현실적인 연구에 있어 因果模型을 이용한 稅收推計는 모형에 포함된 변수들의 인과관계만을 보여줄 수 있고 기타의 관계는 파악하지 못하는 단점이 있다. 그럼

에도 불구하고 因果模型에 의한 稅收推計는 추정이 비교적 용이하고 실용적이며 주요 변수들에 대한 탄력성 등을 파악하는 것이 용이하다는 長點이 있기 때문에 널리 채택되어 사용되고 있다.

III. 稅收豫測模型

본 연구에서 채택하는 稅收函數의 형태는 成明宰·玄鎭權(1994)의 연구에서 채택한 모형과 상당히 유사한 것으로 상기의 논문에서의 방법론을 기본으로 하면서 SUR 模型(Seemingly Unrelated Regressions Models) 등에 의한 추정방법도 새로이 도입하여 분석의 폭을 넓히기로 한다.

本章에서는 第II篇에서 사용할 稅收推計의 基本模型과 稅收豫測力 測定基準 등에 대해 간략히 살펴보기로 한다. 조세는 주어진 경제적 환경변화에 맞춰 세법이 개정되는 만큼 세법이 개정되면 稅收環境 또한 변화하게 되므로 이에 대한 분석의 틀을 확충하기 위해 稅法改正이 세수에 미치는 影響에 대해서도 간략히 논의한다.

1. 模　型

稅收推計를 위한 模型 중에서 가장 보편적으로 많이 사용되고 있는 것의 하나는 式 (3)으로 표현되는 一般化된 回歸模型으로 그 가운데 함수관계를 나타내는 f(·,·)의 형태가 母數, 즉 常數項과 설명변수 X_t에 대한 係數에 대해 線形으로 되어 있는 모형이다. 이 가운데에서도 특히 설명변수와 종속변수에 자연대수를 취한 형태의 自然代數 線形模型은 다음과 같이 표현된다.

$$\ln(TR_t) = \alpha + \underline{\beta}\ln(X_t) + \varepsilon_t \cdots\cdots (4)$$

$$\ln(TR_t) = \alpha^* + \beta_1 t + \underline{\beta_2}\ln(X_t) + \varepsilon_t^* \cdots\cdots (4-1)$$

또는

$$Y = XB + \varepsilon$$

$$Y = X^{*}B^{*} + \varepsilon^{*}$$

$$Y \equiv \begin{pmatrix} \ln(TR_1) \\ \ln(TR_2) \\ \cdot \quad \cdot \quad \cdot \\ \ln(TR_T) \end{pmatrix},\ X \equiv \begin{pmatrix} 1 & \ln(X_1) \\ 1 & \ln(X_2) \\ \cdot & \cdot \quad \cdot \\ 1 & \ln(X_T) \end{pmatrix},\ B \equiv \begin{pmatrix} \alpha \\ \underline{\beta} \end{pmatrix},\ \varepsilon \equiv \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \cdots \\ \varepsilon_T \end{pmatrix}$$

$$X^{*} \equiv \begin{pmatrix} 1 & 1 & \ln(X_1) \\ 1 & 2 & \ln(X_2) \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ 1 & T & \ln(X_T) \end{pmatrix},\ B^{*} \equiv \begin{pmatrix} \alpha^{*} \\ \beta_1 \\ \underline{\beta_2} \end{pmatrix},\ \varepsilon^{*} \equiv \begin{pmatrix} \varepsilon_1^{*} \\ \varepsilon_2^{*} \\ \cdots \\ \varepsilon_T^{*} \end{pmatrix}$$

여기서 α, α^{*}, $\underline{\beta}$, $\underline{\beta_2}$, β_1은 母數로서 각각 常數項과 설명변수 $\ln(X_t)$, 時間趨勢 t에 대한 係數를 나타내며 ε_t와 ε_t^{*}는 模型에서의 誤差項으로서 觀測者에게 관측되지 않는 변수, T는 標本의 크기를 나타낸다. 式 (4) 또는 式 (4−1)을 회귀하여 각 母數에 대한 추정치가 不偏性(unbiasedness) 또는 一致性(consistency)을 갖기 위해서는 다음과 같은 條件을 만족시켜야 한다.

誤差項(ε_t 또는 ε_t^{*})은 설명변수에 대한 條件附 期待値가 설명변수가 취할 수 있는 모든 값에서 零이 되어야 한다. 이 조건은, 유클리디언 空間(Euclidean space)에서 설명변수와 오차항은 서로 垂直關係(orthogonal)를 충족시켜야 하고 이는 개별 설명변수와 오차항의 內積(inner product)에 대한 期待値가 零이 되는 것을 의미한다. 이런 관계를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$E\{\varepsilon_t \mid \ln(X_t)\} = 0 \text{ 또는 } E(\varepsilon_t \mid X_t) = 0,$$

$$\text{모든 t와 s에 대해, } E(X_t\varepsilon_s) = 0 \text{ 또는 } E\{\ln(X_t)\varepsilon_s\} = 0$$

또한 常數項과 설명변수를 포괄한 회귀변수 X의 位數(rank)는 X의 列(column)의 數와 일치하여야 한다. 이 조건은 正方行列

(square matrix) $(X'X)$이 逆行列(inverse matrix)을 가지게 되는 必要充分條件을 의미한다.

분석의 편의를 위해 誤差項 ε_t에 대해서는 추가적인 가정이 도입되기도 한다. 이를테면 ε_t가 서로 다른 t에 대해 一體的·獨立的으로 分布(i.i.d.; identically, independently distributed)되어 있어 $E(\varepsilon\varepsilon')=\sigma^2 I$의 조건을 만족시키는 경우를 말한다. 여기서 I는 $(T\times T)$ 單位行列(identity matrix)로서 대각선에 위치한 원소는 모두 1이고 기타의 원소는 모두 0인 행렬이다. 이상의 조건이 만족된다면 單純最小自乘法(OLS; ordinary least squares)으로 회귀한 경우의 母數 B의 推定値 $\hat{B}=(X'X)^{-1}X'Y$는 B에 대한 不偏推定量이 될 뿐 아니라 모든 線形模型에서의 어떠한 다른 不偏推定量보다도 推定量의 분산이 최소가 되는 등 線形模型에서의 어떠한 추정량보다도 효율성이 가장 높은 추정량이 된다[5].

그러나 만약 ε_t가 i.i.d.가 아니라 두 개 또는 그 이상의 특정한 t에 대해 自己相關(autocorrelation)이 존재하게 되면 우리가 흔히 單純最小自乘法에 입각한 모수 추정량에 대한 분산이 실제와 달라지게 되는바, 推定量이 효율적이지 못한 결과를 낳게 된다. 오차항 ε_t를 다음과 같이 표현해 보자.

$$\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + v_t,\ v_t\text{는 i.i.d.임. 단, } |\rho| < 1 \cdots\cdots\cdots(5)$$

여기서 ρ는 오차항 ε_t에 대한 1次 自己相關 係數를 나타내는 것으로 ρ가 0의 값을 가지면 ε_t, 즉 v_t는 i.i.d.가 되어 자기상관이 없게 되고 반면에 ρ가 0이외의 값을 가지게 되면 오차항 ε_t는 자기상관을 가지게 된다. 陽의 자기상관이라 함은 ρ가 陽數인 것을 말하며 陰의 자기상관이라 함은 ρ가 陰數인 것을 의미한다.

5) 흔히 이러한 것을 BLUE(Best Linear Unbiased Estimator)라고 한다.

선험적으로 오차항 ε_t에 자기상관이 존재하는지의 여부는 알기 어려운 경우가 대부분이다. 따라서 오차항에 자기상관이 존재하는지의 여부는 경험적으로 검증하여야 한다. 오차항의 자기상관 존재 여부에 대한 방법으로는 더빈－왓슨 統計量(Durbin－Watson statistic)[6]이 많이 사용되고 있다.

式 (5)에서와 같이 ρ가 0 이외의 값을 가지게 되어 ε_t에 자기상관이 존재하게 되면 單純最小自乘法으로 회귀하였을 경우에는 더빈－왓슨 統計量의 推定値가 2에서 멀어지게 되며 따라서 이러한 경우에는 오차항의 자기상관을 제거해 주어야 한다. 이러한 방법으로는 一般化된 最小自乘法(GLS; generalized least squares)이나 코크레인－오컷 技法(Cochrane－Orcutt method) 등이 많이 사용된다. 본 연구에서는 오차항에 자기상관이 존재한다고 판단되는 경우에 自己相關을 除去해주는 방법으로 코크레인－오컷(Cochrane－Orcutt) 技法을 사용하기로 한다.

만약 두 稅收函數가 통계적 상관관계가 없는 듯이 보이지만 실제로 두 稅收函數 사이에 어떠한 형태로든 통계적 상관관계가 존재하게 된다면 우리가 稅收函數를 추정함에 있어 각각의 稅收函數를 분리하여 분석하는 것보다는 두 稅收函數가 가지고 있는 정보를 통합하여 함께 분석하면 보다 效率的인 推定量(efficient estimator)을 얻을 수 있다. 이러한 방법 중의 하나가 前述하였던 SUR 模型으로서 이를 간략히 살펴보면 다음과 같다. 예를 들어 稅收函數 I과 II를 각각 法人稅의 申告分과 源泉分이라고 하자.

---

6) 더빈－왓슨 統計量은 0～4의 값을 가지는데 일반적으로 2에 가까울수록 오차항에는 1次 自己相關이 존재하지 않으며 만약 0에 가까우면 오차항이 陽의 자기상관이 존재하고 반대로 4에 가까우면 陰의 자기상관이 존재한다. 더빈－왓슨 통계량에 대해서는 Johnston(1984)과 Goldberger(1991) 등을 참조하기 바란다.

稅收函數 I(法人稅 申告分) : $Y_{1t} = X_{1t}\beta_1 + \varepsilon_{1t}$ ⋯ (6−1)

稅收函數 II(法人稅 源泉分) : $Y_{2t} = X_{2t}\beta_2 + \varepsilon_{2t}$ ⋯ (6−2)

법인세 신고분과 원천분은 각각 다른 특성을 지니는 것으로 보이지만 실제로는 양자간에 긴밀한 관계가 있는 것이 보통이다. 즉, 원천분은 법인소득 가운데 이자·배당소득 등에 대해 원천적으로 법인세를 징수하는 부분이고 신고분은 1 과세기간 동안의 법인의 영업실적을 바탕으로 법인세 정산의 개념을 지니고 있기 때문에 만약 법인세 원천분 납부액이 상대적으로 많아지면 신고분 납부액은 상대적으로 적어지는 관계에 있다. 따라서 양자 사이에는 긴밀한 관계가 있는 것으로 파악할 수 있으므로 각각에 대한 稅收函數를 추정하는 것보다는 SUR 模型을 이용하여 兩者를 통합적으로 고려하는 것이 바람직하다.

그러면 稅收函數 I과 II에 대하여 SUR 模型을 이용하여 분석하는 방법에 대해 간략히 살펴보자. 먼저 稅收函數 I과 II로부터 각각 T개의 표본이 추출되었다고 하자. 稅收函數 I과 II의 母數의 數는 각각 k_1, k_2라고 하고 式 (6−1)과 (6−2)를 다음과 같이 통합한다.

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (7)$$

단, $Y = \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{pmatrix}$, $X = \begin{pmatrix} X_1 & 0 \\ 0 & X_2 \end{pmatrix}$, $\beta = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix}$, $\varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{pmatrix}$

여기서 X_1과 X_2는 반드시 일치해야 할 필요는 없으며 종속변수 Y_1과 Y_2 간에는 다음과 같은 통계적 상관관계가 있다고 하자 : $Var(Y_1) = \sigma_1^2 I$, $Var(Y_2) = \sigma_2^2 I$, $Cov(Y_1, Y_2) = \sigma_{12} I$. 그러면

$$Var(Y) \equiv \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma^2_1 I & \sigma_{12} I \\ \sigma_{21} I & \sigma^2_2 I \end{pmatrix}$$

이 되어 可用 一般化된 最小自乘法(FGLS; Feasible Generalized Least Squares)을 사용하여 추정한다. 추정을 위한 1단계로 式 (7)을 單純最小自乘法으로 β, 즉 β_1과 β_2를 추정하여 ε_1과 ε_2를 추정하고 이로부터 σ_1^2, σ_2^2, σ_{12}를 추정하여 종국적으로 $Var(Y_t)=\Sigma$를 추정한다. 2단계로 一般化된 最小自乘法(GLS; Generalized Least Squares)을 사용하여 β, 즉, β_1과 β_2를 추정하고 다시 ε_1과 ε_2를 추정하며 이로부터 σ^2_1, σ_2^2, σ_{12}를 추정하여 Σ를 재추정한다. GLS 推定方法을 이용하여 β를 추정하면 다음과 같다:

$$\hat{\beta}=(X'\ \hat{\Sigma}^{-1}X)^{-1}X'\ \hat{\Sigma}^{-1}Y$$

여기서 $\hat{\Sigma}$는 Σ의 추정치를 말하는 것으로 Σ의 구성요소인 σ_1^2, σ_2^2, σ_{12}를 추정함으로써 Σ를 추정한다. 이와 같은 2단계의 방법을 계속 반복하여 수행함으로써 β가 수렴할 때까지 반복하면 소기의 β를 추정할 수 있다.

이러한 과정을 반복하여 β, 즉 β_1과 β_2를 추정하면 이 推定量을 反復 可用 一般化 最小自乘 推定量(IFGLS; Iterated Feasible Generalized Least Squares Estimator)이라고 한다. 일반적으로 ε_1과 ε_2가 정규분포를 따른다고 할 때 위와 같은 SUR 模型에 의한 IFGLS 推定量은, 일반적으로 效率的 推定量인 것으로 알려져 있는 最尤推定量(MLE; Maximum Likelihood Estimator)과 동일한 漸近的 特性(asymptotic properties)을 가지는 것으로 알려져 있어 效率的 推定量이 된다[7].

IFGLS 推定量은 X_1과 X_2가 垂直的(orthogonal)이거나 σ_{12}에 대한 추정치가 우연히도 0인 경우에는 單純最小自乘法에 의한 推定量과 동일한 추정치를 얻게 되지만 그렇지 않은 경우에는 일반

7) Goldberger(1991) 참조.

적으로 單純最小自乘法에 의한 推定量보다 分散이 작아진다. 따라서 모수의 추정치는 더욱 통계적으로 有意한 결과를 가져다 준다. 이와 같은 결과는 稅收函數를 각각에 대하여 분석하였을 때보다 더 많은 정보를 공유하게 됨에 따라 推定量의 效率性(efficiency)을 개선되는 것을 의미하는 것으로 두 稅收函數間의 상관관계를 대표하는 σ_{12}라는 추가된 情報를 사용한 것에 대한 對價로서 推定量의 正確性(precision)이 향상된 것으로 해석할 수 있다.

式 (4)에 대하여 條件附 期待値를 취하면,

$$
\begin{aligned}
E\{\ln(TR_t) \mid \ln(X_t)\} &= \alpha + \beta\ln(X_t) + E\{\varepsilon_t \mid \ln(X_t)\} \\
&= \alpha + \beta\ln(X_t) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (8)
\end{aligned}
$$

이 되어 설명변수 $\ln(X_t)$의 함수로 나타나게 된다. 式 (8)을 $\ln(X_t)$에 대해 편미분하면 각 설명변수에 대한 계수, 즉 母數(β)를 얻게 된다. 따라서 β는 稅收의 條件附 期待値에 대한 說明變數의 彈力性으로서의 의미를 지니게 된다[8]. 그러므로 종속변수와 설명변수에 자연대수를 취하여 모형을 설정하는 것은 세수의 탄력성을 구하는 것이 용이하다는 점에서 자연대수를 이용한 회귀분석의 장점이 있다고 하겠다.

稅收를 豫測하기 위해서는 式 (4)를 회귀하여 母數를 추정하고, 說明變數에 대한 예측치와 모수의 추정치를 주어진 것으로 보고 式 (8)을 이용하여 $E\{\ln(TR_t) \mid \ln(X_t)\}$의 값을 구한 후 여기에 자연대수의 逆函數, 즉 指數函數(e를 말함)를 취하면 세수의 조건부 기대치에 대한 일치추정량을 구할 수 있다. 즉, α와 β에 대한 推定値가 각각 $\hat{\alpha}$와 $\hat{\beta}$로 주어진 상태에서 t 時點에서의 X_t의 값이 x_t라고 하면 이때의 稅收推定値(또는 稅收豫測値)는 다음의 推定

8) 이에 대해서는 成明宰·玄鎭權(1994)을 참조하기 바란다.

量에 의해 산출할 수 있다;

$$\widehat{TR}_t \mid x_{t=x_t} = \exp\{\hat{\alpha} + \hat{\beta} \ln (x_t)\} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (9)$$

式 (9)로 표현되는 稅收豫測値 또는 稅收推定値에 대한 推定量의 모수의 추정치 $\hat{\alpha}$와 $\hat{\beta}$가 각각 α와 β에 대한 一致推定量이기만 하면 exp 함수의 連續性에 의해 세수추정량에 대한 一致性이 보장된다. 이것은 델타 方法(Delta method)에 의해 증명될 수 있다[9].

2. 稅收豫測力 測定基準

설정된 稅收函數를 기초로 회귀분석을 통해 母數를 추정하게 되면 각 모수의 추정치에 대한 統計的 有意性을 바탕으로 稅收推計模型이 제대로 설정(specification)되었는지에 대한 일차적인 분석이 가능하다. 이러한 방법 이외에도 稅收函數에 대한 설정이 잘 되었는지에 대해 판단을 내릴 수 있는 기준으로는 회귀분석의 목적에 따라 여러 가지가 있다.

본 연구에서 稅收函數를 설정하고 세수를 추계하는 목적이 보다 정교하면서 정확성이 높은 稅收推計模型을 개발하는 데 있는 만큼 稅收函數 설정에 대한 평가기준에 있어서도 세수예측치가 예측력이 높아야 하므로 模擬實驗(simulation) 등의 방법을 통해 세수예측치에 대한 예측력을 검증할 필요가 있다. 따라서 본 연구에서는 모수의 추정치에 대한 통계적 유의성을 검증하는 기준은 물론이고 稅收豫測力을 판단할 수 있는 기준도 함께 사용하여 稅收函數의 설정과 세수예측이 잘 되고 있는지에 대해 검증해 보기로 한다.

---

9) 델타 方法(Delta method)에 대해서는 Goldberger(1991)를 참조하기 바란다.

稅收豫測力이란 정의하는 바에 따라 의미하는 바가 상당히 달라질 수 있는데 본 연구에서는 稅收豫測力을, 回歸分析의 結果로 예측된 稅收豫測値와 實際로 實現될 未來의 稅收實績値間의 誤差가 얼마나 작은가를 나타내는 것이라고 정의하기로 한다. 그러나 세수예측력을 이와 같이 정의하게 되면 현재의 시점을 기준으로 할 때 未來에 實現될 稅收는 事前的으로 알 수 없고 다만 統計的 確率分布만을 추정할 수 있을 뿐이므로 稅收豫測値와 미래에 실현될 稅收實績値와의 직접적인 비교를 통해 稅收模型 또는 模型 내에 포함되어 있는 說明變數에 대한 稅收豫測力을 파악하는 것은 사실상 불가능하다.

따라서 본 연구에서는 현실적으로 검증이 불가능한 稅收豫測力 기준 대신, 이용가능한 자료를 이용하여 稅收豫測力을 대체할 수 있는 기준을 사용하기로 한다. 즉, 회귀분석을 통해 추정된 母數의 推定値를 바탕으로 過去年度에 대한 稅收를 推定해 보고 그 추정치와 이미 실현된 該當年度의 稅收實績値를 직접 비교함으로써 稅收推定力을 검증하고 여기서 검증된 稅收推定力을 稅收豫測力에 대한 代用指標로 사용하기로 한다. 따라서 본 연구에서 稅收豫測力 분석지표라 함은 곧 稅收推定力을 의미하게 되며 따라서 稅收豫測力 분석은 實驗的이고도 經驗的인 검증방법의 하나가 된다.

本 硏究에서 채택할 稅收豫測力 測定基準은 成明宰·玄鎭權(1994)에서와 마찬가지로 平均自乘誤差(mean squared error)와 絶對誤差(absolute deviation)를 변형하여 이 값들에 대한 기대치가 최소가 되도록 하는 기준을 사용하기로 한다. 각각의 기준을 最小平均誤差自乘法(minimum mean squared error method)과 最小平均絶對偏差法(least absolute deviation method)이라고 하고 이를 축약하여 각각 MMSE와 LAD라고 하자.

우선 T를 標本의 크기(sample size)라 하고, TR_t와 $\widehat{TR}_t$는 각각 t 時點에서의 稅收實績値와 稅收推定値라 하고 標本觀測値의 數는 T

개라고 하자. MMSE와 LAD, 그리고 MMSE와 LAD에 대한 推定量을 다음과 같이 정의하기로 한다.

$$\mathrm{MMSE}=\mathrm{E}\left[\left(\frac{\mathrm{TR}_t-\widehat{\mathrm{TR}}_t}{\mathrm{TR}_t}\right)^2\right],\ \mathrm{LAD}=\mathrm{E}\left[\frac{|\mathrm{TR}_t-\widehat{\mathrm{TR}}_t|}{\mathrm{TR}_t}\right],$$

$$\widehat{\mathrm{MMSE}}=\frac{1}{\mathrm{T}}\sum_{t=1}^{\mathrm{T}}\left(\frac{\mathrm{TR}_t-\widehat{\mathrm{TR}}_t}{\mathrm{TR}_t}\right)^2,\ \widehat{\mathrm{LAD}}=\frac{1}{\mathrm{T}}\sum_{t=1}^{\mathrm{T}}\frac{|\mathrm{TR}_t-\widehat{\mathrm{TR}}_t|}{\mathrm{TR}_t}.$$

MMSE와 LAD 모두는 分母에 TR_t, 즉 t期의 稅收實績値가 포함되어 있는데 그 이유는 세수의 크기(TR)가, 時間 t가 경과함에 따라 그 規模(scale)가 변하므로 規模를 定常化(normalization)해 주기 위해 도입한 것으로 稅收實績値에 대한 稅收豫測値의 豫測誤差의 상대적인 比率의 차이를 나타낸다[10].

이러한 方法에 의하면 이미 實現된 稅收實績値에 對比한 稅收推定値의 誤差가 작을수록 說明變數의 稅收豫測力이 뛰어나고, 반대로 그 誤差가 클수록 稅收豫測力이 그만큼 떨어진다고 間接的으로 類推할 수 있다.

3. 稅收推計時 稅法改正 效果에 대한 處理方法

稅法이 개정되면 課稅對象의 範圍나 稅率 등이 변하는 것이 일반적이므로 稅收에도 영향을 미치게 된다. 이에 따라 세수를 추계함에 있어 세법개정 효과를 감안하여 세수를 예측하기 위해서는 크게 두 가지의 방법을 사용할 수 있다.

---

10) 標本內 豫測(in-sample prediction)方法을 사용한 위의 방법 이외에도 標本外 豫測(out-of-sample prediction)方法을 이용한 방법(rolling regression이라고 함)이 있다. 이에 대해서는 成明宰·玄鎭權(1994)을 참조하기 바란다.

첫째는, 基準年度를 설정한 후 比較年度의 稅收實績을 基準年度의 세법에 맞춰 세수를 조정해 주어 새로운 세수통계에 대한 時系列 資料를 생산하고 이를 기초로 모형을 설정하고 분석하는 방법이다. 이 방법을 이용하여 目標年度의 세수를 예측하기 위해서는 추정된 모수를 이용하여 基準年度의 세법이 目標年度에도 그대로 유지된다는 전제하에서 目標年度의 세수를 예측한 후 基準年度의 稅法에 대응한 目標年度의 세수를 逆으로 환산해 주면 된다.

이 방법은 회귀분석에 있어 各 年度別로 세법이 상이함에 따라 빚어질 수 있는 세법개정 효과로부터 발생하는 攪亂要因(noise)을 제거해줄 수 있다는 장점이 있다. 반면에 基準年度의 세법하에서 比較年度의 세수를 구하는 것이 현실적으로 매우 어렵거나 또는 사실상 불가능한 경우가 많기 때문에 이론적인 측면에서의 장점에 비해 현실적인 측면에서의 이용 가능성이 작다는 단점이 있어 널리 사용되지 않고 있다.

둘째는, 세수자료는 실적치를 그대로 사용하는 대신 基準年度를 설정한 후 基準年度의 세법환경과 달라진 세법개정의 내용을 설명변수에 명시적으로 포함하여 분석하는 방법이다. 이 방법은 첫번째의 방법에서와 같이 세수통계를 基準年度의 세법환경에 맞추어 조정해 줄 필요가 없으므로 자의적인 통계조작의 가능성이 배제된다는 장점이 있다. 그러나 모든 세법개정의 내용을 설명변수화하여 모형 내부로 포함시키는 것이 통계분석상 매우 어렵기 때문에 세법개정 효과를 분석하는 데 많은 제약이 있다는 단점이 있다. 즉, 세법개정의 내용이 세율의 단계 數를 조정하거나 과세대상의 범위를 조정하는 등 하나의 설명변수로 설명하기에는 복합적인 세법개정의 내용을 반영하는 것이 매우 어렵다. 더욱이 세법개정의 내용이 과세대상의 범위 조정이나 기타 수량화하기 어려운 내용으로 개편되는 경우에는 이러한 세법개정의 내용을 수량화된 稅收推計模型 안으로 內在化하는 것이 사실상 불가능하다는 단점이 있다.

세법개정 효과와 관련하여 본 연구에서 稅收推計의 基本模型으로 채택하고 있는 自然代數 線形模型에서의 모수, 즉 설명변수에 대한 계수는 세수에 대한 탄력성을 의미함은 前述한 바와 같다. 그러나 모수를 탄력성이라고 하는 데 있어서는 분석의 틀 안에 세법개정 효과를 모두 반영하였음을 암묵적으로 가정하고 있다. 稅收의 彈力性이라 함은 순수히 설명변수가 종속변수, 즉 세수에 미치는 영향의 민감도를 나타내는 것으로 稅收推計模型에 대한 회귀분석에 있어 세법개정 효과를 모두 반영함으로써 설명변수가 세수에 미치는 영향과 세법개정이 세수에 미치는 영향을 구분하는 경우를 말한다.

반면에 稅收推計模型에 대한 분석과정에서 세법개정이 세수에 미치는 영향을 전혀 고려하지 않고 설명변수가 세수에 미치는 영향의 민감도를 분석할 수도 있는데 이러한 경우에 있어서의 式 (4)에서의 母數를 더 이상 彈力性이라고 하지 않고 浮揚性(buoyancy)이라고 한다.

彈力性은 세법개정 효과를 제거한 상태에서의 세수에 대한 설명변수의 민감도를 나타내는 만큼 경제논리에 부합될 뿐더러 세수예측의 합리성 또한 높은 편이다. 이에 반해 浮揚性의 경우에는 稅法改正에 따른 효과를 배제하지 않은 상태에서 설명변수가 세수에 미치는 영향을 파악한다. 따라서 극단적인 경우에는 설명변수의 값이 어떠한 값을 가지더라도 설명변수가 세수에 미치는 영향이 전혀 없는 경우에도 稅法改正 效果가 명시적으로 母數, 즉 설명변수의 계수에 반영된다면 이는 마치 설명변수가 세수에 영향을 미치는 것과 같은 잘못된 결론을 유도하게 되는 경우가 발생할 수도 있다. 그렇지만 대부분의 경우에는 이런 극단적인 경우가 발생하지는 않으며, 다만 설명변수가 세수에 미치는 영향의 민감도가 다소 부정확해지는 것으로 귀착되는 경우가 많다.

이와 같이 浮揚性이 彈力性에 비해 논리적으로 단점이 있고 극단적인 경우에는 잘못된 결론을 유도하는 경우도 있을 수 있지만 浮

揚性 분석은 稅法改正을 설명할 필요가 없으므로 彈力性 분석에 비해 분석비용이 절감되고 모형이 훨씬 단순해진다는 장점이 있다.

本 硏究에서는 논리적 측면에서 彈力性 模型이 보다 우수하므로 稅法改正 效果를 충분히 고려하여 세수에 대한 탄력성 분석을 중심으로 논의를 전개하기로 한다. 다만 세법개정 효과에 대한 추정이 어렵거나 수량화하기 힘든 경우 등에는 부양성의 방법을 통해 세수를 분석하고 事後的으로 세법개정 효과를 조정해 주는 방법을 채택하기로 한다.

Ⅳ. 既存 稅收推計 硏究와의 差別性

본 연구는 成明宰·玄鎭權(1994)의 연구에 대한 계속 연구의 하나로 1994년에 개발된 稅收推計의 方法과 模型을 대폭 수정·보완하였다. 稅收推計의 정확성을 향상시키기 위해 稅收推計의 방법을 대폭 수정하였고 모형의 精緻化와, 가능한 범위 내에서 세법개정효과를 명시적으로 稅收推計模型 안으로 내부화하도록 하였다. 이에 따라 본 연구는 成明宰·玄鎭權의 연구와 다음의 관점에서 차별성이 부각되고 있다고 하겠다.

첫째, 成明宰·玄鎭權의 연구에서는 稅收函數의 형태를 세목별로 2~3개 정도로만 국한시켜 놓고 주요 巨視經濟指標 가운데 稅收說明力이 가장 우수한 指標가 어떠한 것인가에 초점을 맞추어 분석하였다. 반면에 본 연구에서는 稅收推計模型의 형태와 稅收推計 방법을 대폭 확충하여 연구의 초점을 稅收函數 추정결과의 통계적 유의성을 향상시킬 수 있는지의 여부와 세수예측력을 향상시킬 수 있는지의 여부에 대해 보다 심층적으로 분석함으로써 稅收推計의 방법을 차별화하였다.

둘째, 세목별 稅收推計라는 점에서는 본 연구와 成明宰·玄鎭權의 연구가 동일하다. 그렇지만 成明宰·玄鎭權의 연구에서는 세법의 체계에 따라 분류된 세목에 따라 하나의 稅收函數를 설정하여 분석하였다. 이에 따라 세법 분류에 따른 동일 세목 내에서도 과세대상의 종류에 따라 서로 상이한 특성을 지니는 경우에도 이러한 과세대상의 특성 차이를 무시하고 稅目別로 稅收函數를 분석함으로써 稅收推計模型의 정확성이 다소 저하될 수 있는 가능성을 내포하였다. 반면에, 본 연구에서는 동일 세목이라고 하더라도 과세대상의 특성

이 서로 차이가 나는 경우에는 각 과세대상을 분리하여 稅收函數를 설정하여 분석함으로써 稅收推計模型의 논리적 합리성을 제고하고자 하였다. 所得稅를 예로 들면, 所得稅 申告分은 讓渡所得稅와 事業所得稅 등으로 분류되고, 所得稅 源泉分에는 勤勞所得稅와 利子配當所得稅 등으로 분류되는 등, 동일한 소득세라는 테두리 안에 속하면서도 각각의 특성이 매우 상이한 경우를 볼 수 있다. 成明宰·玄鎭權의 연구에서는 이러한 세부적인 특성의 차이를 무시하고 申告分과 源泉分 등으로 성격이 상이한 과세대상을 하나로 통합하여 분석하였다. 그럼으로써 과세표준이나 세율체계가 서로 상이한 점을 반영하여 稅收函數를 설정하는 것이 매우 어려웠지만 본 연구에서는 각각에 대해 별도의 稅收函數를 설정하여 분석함으로써 稅收函數와 종류별 소득세와의 대응이 일치할 수 있도록 하였다[11].

셋째, 成明宰·玄鎭權의 연구에서는 세법개정효과를 분석하기 위해 대부분 세법개정을 나타내는 더미변수를 사용하는 방법을 주로 사용하였다. 이에 반해 본 연구에서는 세법개정을 나타내는 더미변수는 물론이고 특정 稅目이나 稅收函數에 따라서는 명시적으로 稅率을 설명변수로 채택하였다. 그럼으로써 세법개정의 효과를 단순히 水準變移(level shift) 측면에서만 고려한 것이 아니라 質的·量的인 측면 모두에서 분석하고자 하였다. 예를 들어 利子·配當所得稅의 경우에 이자·배당소득에 대한 源泉分離稅率 등을 명시적으로 도입하였다.

넷째, 成明宰·玄鎭權의 연구에서는 稅收函數의 통계적 회귀분석방법으로 單純最小自乘法과 誤差項에 自己相關이 존재할 경우 코크레인-오컷 기법에 의한 一般化된 最小自乘法을 사용하였다. 본 연

11) 본 연구에서는 과세대상의 특성차이에 따라 별도의 稅收函數를 분석한 것 이외에도, 세법 체계에 따라 분류된 세목별 세수를 예측하기 위해 成明宰·玄鎭權의 연구에서와 같이 세목별 총계에 대한 稅收函數도 함께 분석하였다. 자세한 분석 내용은 第II篇을 참조하기 바란다.

구에서는 과세대상이나 세목별로 독립적으로 각각에 대해 분석하는 상기의 두 가지 회귀분석 방법 이외에도 새로운 방법을 추가적으로 채택하여 분석하였다. 즉, 두 가지 이상의 세목 또는 과세대상 사이에 통계적인 상관관계가 존재하는 것으로 판단되는 경우에, 각각의 과세대상이 지니는 정보만을 이용하여 각각에 대해 별도로 분석하는 것이 아니라 상관관계라는 추가적인 정보를 활용함으로써 稅收函數 추정결과의 통계적 유의성을 향상시킬 수 있는 방법을 추가적으로 채택하였다. 이를 위해 SUR 模型을 이용한 一般化된 最小自乘法을 추가적으로 사용함으로써 분석방법의 폭을 확충하였다. 예를 들면 법인세의 경우 申告分과 源泉分으로 구분이 가능한데 이들 각각은 서로 유기적인 관계가 있으므로 이들 각각을 별개의 세목으로 인식하고 독립적으로 稅收函數를 분석하는 방법보다는 두 가지를 竝列(stacking)하여 SUR 模型을 이용하여 분석하는 것이 추정결과의 正確性(precision)을 향상시킬 수 있다는 장점이 있다. 이러한 측면에서 본 연구와 成明宰·玄鎭權의 연구는 서로 커다란 차이를 보인다고 할 수 있다.

V. 報告書의 構成

本 硏究는 稅收推計의 방법 및 稅收展望에 대한 연구로 내용에 따라 本篇을 포함하여 모두 세 篇으로 구성되어 있다. 각 篇의 개략적 내용과 결과를 요약하면 다음과 같다.

第II篇에서는 보다 정확한 稅收推計를 위한 구체적인 稅收推計方法論을 사용하며 稅收推計値의 正確度를 경험적으로 검증하는 방법과, 실제로 稅收函數를 추정한 결과를 주요 세목별로 소개한다. 稅收推計의 분석범위는 成明宰·玄鎭權(1994)에서와 같이 國稅에 국한하도록 하며, 稅收函數를 이용하여 세수를 추정하는 세목은 所得稅, 法人稅, 相續稅 등의 直接稅와 附加價値稅, 特別消費稅를 포함한 間接稅 및 印紙稅, 關稅, 交通稅 등 열 가지의 稅目으로 한다. 기타의 국세 세목에 대해서는 稅收函數를 설정하여 통계적인 회귀분석의 방법 등으로 분석하는 것이 세목의 특성상 불가능하거나 가능하다고 하더라도 模型의 추정에 따른 세수예측치의 오차가 좋지 않은 경우가 많아 기타의 방법을 이용하여 추계한다.

稅收函數를 바탕으로 回歸分析을 통해 세목별 稅收推計模型을 개발함에 있어서는 대부분 自然代數 線形模型(natural log linear model)을 중심으로 세수추계 모형을 설정하여 추정하며 일부 세목의 경우에는 모형을 다소 수정하여 분석한다. 해당 세목에 대해 추정된 稅收函數를 바탕으로 향후의 세수를 예측함에 있어서는 稅收推計模型 내에서 선택되는 설명변수 즉, 외생변수의 豫測値를 이용한 模擬實驗(simulation)의 방법을 채택하였다. 外生變數의 예측치는 다른 연구에서의 예측치를 바탕으로 하여 몇 가지의 시나리오를 작성하여 그 값을 사용하기로 한다.

각 세목에 대한 稅收推計의 방법에 있어서는 기본적으로 成明宰·玄鎭權(1994)의 연구에서 채택하였던 방법을 기초로 하여 세목별 총세수에 대해 稅收函數를 설정하여 추정한다. 뿐만 아니라 동일 세목 내에서도 과세대상의 특성에 따라 보다 세부적인 稅收函數를 複數로 설정하여 각각을 비교함은 물론이고 총세수와 각각의 稅收函數 추정결과를 바탕으로 해당 세목의 총세수를 합산한 것을 종합적으로 비교 · 검토하여 稅收推計의 방법을 개선시킬 수 있는지에 대한 여부도 판단하도록 한다.

소득세를 예로 들면 소득세 전체에 대한 稅收函數 추정은 물론이고, 이와 별도로 소득세를 申告分, 源泉分으로 구분하여 각각에 대한 稅收函數를 설정하여 분석한다. 뿐만 아니라 이를 더욱 세분화하여 동일한 소득세라는 하나의 세목으로 과세되면서도 과세대상의 특성 차이로 인해 소득의 종류가 차이가 나는 부분을 利子 · 配當所得, 讓渡所得, 勤勞所得, 事業所得 등으로 구분하여 각각에 대해 세수를 추계한다. 이를 통해 각각의 추계치를 합산하여 소득세 전체에 대한 稅收推計의 方法, 또는 申告分, 源泉分으로 구분하여 분석하는 등의 방법과 상호 비교함으로써 稅收推計의 방법을 개선시킬 수 있는지에 대해 검토해 본다.

또한 第II篇에서는 마지막으로 稅收推計의 向後 改善方向에 대해서도 논의한다. 稅收推計 過程의 妥當性에 대한 科學的·經驗的 檢證과 評價는 물론이고 稅收函數 자체에 대한 모형의 修正 · 補完에 대해서도 논의하면서 장기적인 稅收推計 方法에 대한 改善方向에 대하여 논의한다.

第III篇에서는 第II篇에서 개발 · 추정한 稅收推計模型을 바탕으로 向後 2000년까지의 稅收(國稅收入)를 예측해 본다. 향후의 세수를 예측하기 위해서는 稅收函數에 사용되는 外生變數 또는 說明變數, 즉 주요 巨視經濟指標에 대한 예측치가 필요한바, 앞에서 언급하였듯이 다른 연구에서의 결과치를 이용한다. 이를 기초로 세 가지의 시나리오를 작성하여 向後의 稅收를 예측한다.

第 II 篇

稅目別 稅收推計

Ⅰ. 序　論

1995년 현재 우리나라의 國稅는 크게 內國稅, 交通稅, 關稅, 防衛稅[1], 敎育稅, 農漁村特別稅로 구성되어 있다. 內國稅는 所得稅, 法人稅, 土地超過利得稅, 相續稅, 資産再評價稅, 不當利得稅 등 6개의 直接稅와 附加價値稅, 特別消費稅, 酒稅, 電話稅, 證券去來稅 등 5개의 間接稅, 그리고 印紙稅와 過年度 收入으로 구성되어 있다.

역사적으로 우리나라에서는 直接稅에 비해 間接稅의 비중이 상대적으로 더 높은 稅收入構造를 가지고 있었는데 1980년대 이후부터는 間接稅의 비중이 점차 감소하는 경향을 보여 최근에는 直接稅와 間接稅의 비중이 거의 비슷한 모습을 보이고 있다.

租稅는 總收入 規模나 세목별 稅收比重, 세목별 稅率體系, 課稅對象과 免稅對象의 범위 등에 따라 계층별 所得分配와 産業構造, 消費, 貯蓄, 投資 등 國民經濟의 資源配分에 막대한 영향을 미친다. 뿐만 아니라 政府 財政支出의 규모를 결정하는 데에도 많은 영향을 미치고 있다. 우리나라의 경우 租稅收入은 政府收入의 대부분을 차지하고 있는바, 總租稅收入의 規模는 정부가 豫算을 편성함에 있어 가장 중요한 고려사항이 되고 있다. 또한 租稅가 경제에 미치는 영향을 고려하여 조세체계를 개편할 때에도 근거자료로서 세목별 租稅收入의 規模와 稅法改正이 稅收에 미치는 效果 등도 매우 중요한 고려사항이 되고 있다.

따라서 정부의 예산을 실행가능한 범위 내에서 효율적으로 편성

---

1) 防衛稅는 1990년 12월 31일부로 폐지되었다. 그러나 防衛稅는 현재 폐지된 상태이지만 폐지되기 이전에 방위세의 과세대상이었던 것으로부터 未納付된 稅金을 징수함에 따라 최근에도 약간씩 징수되고 있다.

하고, 산업화 및 경제발전 과정 속에서 經濟構造 및 環境의 변화에 부응하면서 租稅의 效率性 및 衡平性을 제고하기 위하여 租稅體系를 개편하고자 할 때에도 總租稅收入은 물론이고 稅目別 稅收入에 대해서도 정확한 예측이 반드시 필요하다.

기본적으로 租稅收入은 각 세목별 課稅目的과 機能, 租稅體系와 稅率水準, 課稅對象의 範圍가 일정한 수준으로 결정되어 있는 경우 일정 기간 동안의 經濟活動의 結果로서 나타난다. 그러나 租稅收入은 비단 경제활동의 結果値로서만의 의미를 지니는 것이 아니라, 逆으로 租稅는 정부의 財政支出이라는 媒介體를 통해 다시 消費, 貯蓄, 投資行爲 등 國民經濟의 총체적인 資源配分에 영향을 미친다. 따라서 經濟와 租稅는 서로에게 영향을 미친다는 측면에서 유기적인 관계를 바탕으로 兩面性을 가지면서 상호작용을 통해 進化하는 관계에 있다.

租稅體系가 구체적인 형태로 주어지면 租稅收入은 경제활동에 대한 사후적인 結果値로서 內生的으로 결정되므로 租稅收入의 규모를 外生的으로 결정하려는 시도는 무의미해지거나 실효성이 적어지게 된다. 그러므로 稅收豫測値를 하나의 계획된 목표치로 삼는 것은 바람직하지 않으므로 신중해야 한다. 물론 脫稅에 대한 調査 強化 등을 통해 稅源捕捉率을 제고하거나 기타의 人爲的 행정 노력 강화를 통해 稅收規模를 다소 변화시킬 수 있는 측면도 있지만 이러한 것도 상당히 제한적이라는 점에 유의해야 한다.

전술하였듯이 조세수입은 정부의 財政收入源인 동시에 경제정책 수립을 위한 指標로서도 중요성이 인정되고 있기 때문에 租稅收入에 대한 정확한 예측은 매우 중요하다. 본 연구에서는 보다 정확한 稅收推計를 위해 成明宰·玄鎭權(1994)에서의 연구를 기본 틀로 하면서 이를 보다 精緻化하면서 稅收豫測力을 향상시킬 수 있는 방법을 모색해 보기로 한다. 보다 구체적으로는 동일 세목 내에서도 서로 특성이 다른 課稅對象을 분리하여 稅收函數를 별도로 설정하고

기존의 모형들과 세수예측력을 비교 검토한다.

본 연구에서 채택하는 稅目別 稅收函數 또는 세목 내 主要 課稅對象別 稅收函數에 대한 모형을, 一般化된 回歸模型의 범주 내에서 確率的 因果模型을 기초로 하여 稅收推計模型을 개발하기로 한다. 구체적인 稅收推計模型의 설정 형태에 대해서는 自然代數 線形模型(natural log-linear model)을 중심으로 한다. 세목에 따라서는 세법개정의 내용이나 주요 경제구조의 변화를 적절히 반영하여 모형을 精緻化하도록 한다. 自然代數 線形模型을 채택하는 이유는 설명변수에 대한 係數가 稅收에 대한 彈力性(elasticity) 또는 浮揚性(buoyancy)을 나타내므로 설명변수의 변화율에 대응한 종속변수(세수)의 변화율, 즉 두 변수간의 상관관계의 민감도 정도를 파악하는 것이 용이하여 매우 편리하기 때문이다.

第II篇은 다음과 같이 구성되어 있다. 第II章에서는 稅目別 또는 課稅對象別 稅收函數를 설정하여 회귀분석의 방법을 통해 稅收函數를 추정하면서 稅收函數의 예측력을 검증해 본다. 이에 추가하여 課稅對象別 稅收函數에 대한 稅收豫測力과 稅目別 전체 稅收函數의 稅收豫測力을 상호 비교하여 전체적인 세수예측력의 제고 가능성에 대해 검증해 본다. 課稅對象別 稅收函數의 추정기법에 있어서는 필요에 따라 稅收函數別로 별도로 추정하는 방법 이외에, SUR 模型을 이용한 추정방법도 사용하기로 한다. 第III章에서는 본 연구에서 채택한 稅收推計 방법에 대한 문제점을 검토해 보고 향후 개선방향에 대해서도 간략히 논의한다.

II. 稅目別 稅收推計 및 正確度 分析

전술하였듯이 本章에서는 國稅의 주요 세목에 대하여 因果模型에 의한 稅收推計模型을 개발한다. 稅收推計模型을 개발함에 있어서는 稅收豫測力 기준과 稅收函數 추정치의 統計的 有意性 등을 종합적으로 고려하여 가장 적절한 모형을 선택하도록 한다.

각 稅目別 稅收函數에 포함될 설명변수는 國民總生產, 民間消費支出, 設備投資(機械裝備 投資＋運輸裝備 投資), 輸出, 輸入 등과 같은 주요 巨視經濟變數의 時系列 資料(time-series data)가 이용된다. 이들 巨視經濟指標들 간에는 多衆共線性(multicollinearity)이 존재하여 係數推定値의 統計的 有意性이 떨어뜨릴 가능성이 있는 만큼 多衆共線性이 있는 것으로 예상되는 경우에는 설명변수 중 설명력이 높은 것만을 선택하여 분석하기로 한다. 說明變數로 사용된 國民總生產과 民間消費支出, 設備投資, 輸出, 輸入 등은 모두 원貨單位로 표시된 名目値를 사용하기로 한다.

대부분의 세목에 있어서는 대체로 1970년 또는 1977년부터의 자료를 이용하여 稅收函數를 추정한다. 소득세나 법인세 등은 과세기간이 1년 단위로 되어 있는 세목을 포함하여 대부분의 세목의 경우에는 연도별 자료를 이용하여 분석한다. 부가가치세의 경우에는 課稅期間이 1～6월의 1期와 7～12월의 2期로 나누어지므로 연도별 자료의 분석은 물론이고 6개월 단위의 자료도 함께 분석한다.

1. 所得稅

所得稅는 直接稅 가운데 가장 세수비중이 높은 稅目으로 국세의

단일세목 가운데 납세자의 수가 가장 많은 세목이다. 所得稅 收入規模는 經濟成長에 따른 所得增加에 힘입어 꾸준히 증가하여 왔다. 최근에 소득세는 소득에 대한 稅收彈力性이 높은 稅目으로 알려지고 있어 그 증가속도가 상당히 빠른 편이다.

本節에서는 所得稅의 稅收函數를 所得稅 總計는 물론이고 申告分 및 源泉分으로 구분하여 분석한다. 뿐만 아니라 申告分은 양도소득세, 사업소득세 및 기타 등 두 가지로, 源泉分은 근로소득세와, 利子·配當 및 기타 등 두 가지로 나누어 각각에 대한 稅收函數를 분석한다. 또한 신고분과 원천분 각각에 대해 SUR 模型을 이용한 회귀분석 결과도 함께 고찰해 본다.

가. 回歸分析

所得稅 申告分에는 事業所得稅와 讓渡所得稅 등이 포함되며 일반적으로 所得의 發生時點과 徵收時點에 차이가 있다. 반면 源泉分의 경우에는 원천분리과세되는 利子·配當所得稅나 勤勞所得稅 源泉徵收分과 같이 所得의 發生時點과 徵收時點의 時差가 매우 짧은 것이 특징적이다. 따라서 신고분과 원천분은 소득세라는 동일한 세목으로 구성되어 있지만, 각각에 대한 설명변수의 시간적 형태는 차이가 있다.

所得稅 總計와 申告分, 源泉分은 1970년부터의 자료를 이용하여 분석하고 사업소득세와 양도소득세, 근로소득세, 이자·배당소득세의 경우에는 자료관계상 1977년부터의 자료를 이용하여 분석한다. 설명변수로서 稅收函數에 사용되는 巨視經濟指標는 國民總生産을 사용하였다.

1) 所得稅 總計, 申告分, 源泉分에 대한 推定結果

대부분의 경우에 있어 所得稅의 課稅標準은 個人의 所得이므로 所得에 대한 代理變數로 소득을 대표할 수 있는 國民總生産을 소득

세에 대한 稅收函數의 설명변수로 채택하였다. 分析期間 동안에는 여러 차례의 稅法改正이 있었는데 통계분석 결과, 1979년 말과 1988년 말에 있었던 稅法改正의 효과가 유의한 것으로 나타나 더미變數를 함께 사용하였다. 所得稅 源泉分의 경우에는 세법개정을 나타내는 더미변수 대신에 利子·配當所得에 대한 원천분리세율을 설명변수로 채택하여 분석하였다.

所得稅 稅收函數의 추정을 위해 사용한 분석자료는 모두 巨視 時系列 資料(macro time-series data)인 관계로 時間趨勢(time trend)를 따르는 경우가 많다. 따라서 說明變數와 從屬變數間에는 서로 상이한 時間趨勢의 기울기(slope)를 가질 수 있다. 이러한 것이 경험적으로 나타나는 경우에는 時間趨勢도 설명변수에 포함하여 분석하였다.

所得稅 總計, 申告分, 源泉分에 대한 稅收函數를 추정함에 있어서는 일차적으로 單純最小自乘法을 사용하여 추정해본 결과 더빈－왓슨 統計値가 2보다 크게 작은 것으로 나타나 오차항에 自己相關이 존재하는 것으로 판정되었다. 따라서 오차항의 자기상관을 제거해주기 위해 코크레인－오컷 技法을 사용하여 재추정하였다. 그 결과, 더빈－왓슨 통계치가 2에 근사하게 되어 자기상관 문제가 상당히 개선되었음을 알 수 있다. 이들 세 가지에 대한 稅收函數의 推定結果는 〈表 2－1〉에서 보는 바와 같다.

所得稅 總計에 대한 稅收函數를 회귀한 결과를 보면 時間趨勢, 1988년 말과 1990년 말에 있었던 세법개정을 나타내는 더미변수의 추정치가 통계적으로 상당히 有意하게 나타났다. 當該年度 및 直前年度 國民總生産에 대한 계수의 추정치도 각각 1.138과 －0.706으로 나타났으며 역시 統計的으로 상당히 有意한 것으로 분석되었다. 所得稅 總計에 대한 稅收函數에는 설명변수로서 直前年度 國民總生産이 포함되어 있다. 이는 소득세의 구성요소 가운데 讓渡所得稅, 事業所得稅 등과 같이 直前年度의 경제활동의 실적에 따라 當該年

〈表 2－1〉 所得稅 總計, 申告分, 源泉分의 推定結果

(單位 : %, 億원)

		所得稅 總計		所得稅 申告分		所得稅 源泉分		
		(a)	(b)	(a)	(b)	(a)	(b)	(c)
常數項		-0.351	0.008	-4.630	-6.362	3.723	2.870	3.360
		(-0.28)	(0.007)	(-2.27)	(-9.08)	(1.894)	(1.218)	(1.558)
時間		0.082	0.082	0.031	-	0.150	0.138	0.140
		(3.361)	(3.558)	(0.816)	-	(4.334)	(3.268)	(3.494)
더미 70～74		-	-	-	-	0.108	0.129	0.109
		-	-	-	-	(0.885)	(0.995)	(0.876)
더미 80		-0.082	-	-0.178	-0.178	-	-0.061	-
		(-1.04)	-	(-1.44)	(-1.47)	-	(-0.61)	-
더미 89		0.130	0.153	0.345	0.376	-	0.027	0.052
		(1.838)	(2.253)	(3.068)	(3.947)	-	(0.264)	(0.544)
더미 91		0.205	0.226	-	-	-	-	-
		(3.091)	(3.546)	-	-	-	-	-
稅率		-	-	-	-	0.026	0.025	0.026
		-	-	-	-	(2.829)	(2.644)	(2.776)
GNP_t		1.212	1.138	2.217	2.335	0.212	0.292	0.248
		(3.250)	(3.986)	(3.788)	(4.120)	(1.156)	(1.320)	(1.225)
GNP_{t-1}		-0.566	-0.706	-1.274	-1.230	-	-	-
		(-1.50)	(-2.17)	(-2.18)	(-2.19)	-	-	-
R^2		0.995	0.996	0.992	0.989	0.997	0.997	0.997
		〈0.993〉	〈0.995〉	〈0.989〉	〈0.987〉	〈0.996〉	〈0.995〉	〈0.996〉
D.W.		2.265	2.292	2.015	2.170	2.041	2.026	2.033
推定法		C-O	C-O	C-O	C-O	C-O	C-O	C-O
MMSE		0.761	0.690	1.401	1.697	0.712	0.714	0.674
LAD		6.170	5.957	8.943	9.937	7.025	6.613	6.638
豫測値	1995	129,484	128,603	44,201	42,519	82,993	83,362	82,513
	1996	149,798	147,714	49,521	47,123	86,863	87,305	85,986
	1997	172,122	168,769	55,101	51,713	90,596	90,997	89,238

註 : 1. 1970～94年 年度別 資料를 사용하여 추정하였음.

2. 時間趨勢는 申告分의 경우에는 1971년＝1, ... , 1994년＝24이고 源泉分의 경우에는 1970년＝1, ... , 1994년＝25임.

3. 더미 70～74, 더미 80, 더미 89, 더미 91은 각각 1970～74년 기간 동안, 1980년, 1989년, 1991년 이후부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

4. ( )와 〈 〉 안은 t－값과 自由度가 調整된 R^2값임.

度에 납부해야 할 소득세 수입을 설명하기 위한 것으로, 소득세의 발생시점과 징수시점 사이에 時差가 존재함에 따라 直前年度에 징수되지 않고 當該年度에 징수되는 부분이 있기 때문에 이를 명시적으로 稅收函數의 설명변수에 포함하여 회귀하였다.

所得稅 總計에 대한 회귀분석 결과, 直前年度의 국민총생산에 대한 계수의 추정치가 陰數로 나타난 것은 일견 이상한 듯이 보인다. 그렇지만 예를 들어 稅收函數 (b)를 다음과 같이 재배열한다면, 直前年度 國民總生産의 係數 推定値를 해석하는 데 별 무리가 없을 것이다.

$$\begin{aligned}
&\ln(\text{所得稅 總計}) = 0.008 + 0.082\times t + 0.153\times d89 + 0.226\times d91 \\
&\qquad + 1.138\times\ln(GNP_t) - 0.706\times\ln(GNP_{t-1}) \\
&\rightarrow \ln(\text{所得稅 總計}) = 0.008 + 0.082\times t + 0.153\times d89 + 0.226\times d91 \\
&\qquad + 0.432\times\ln(GNP_t) + 0.706\times\ln\left(\frac{GNP_t}{GNP_{t-1}}\right)
\end{aligned}$$

$$\cdots\cdots\cdots \quad (10)$$

즉, 소득세는 금년도 국민총생산이 1% 증가하면, 當該年度의 所得增加가 직접적으로 所得稅 收入에 영향을 미쳐 소득세가 0.432% 증가하게 됨을 의미한다. 또한 國民總生産이 直前年度에 비해 1% 더 상승하게 되면 間接的으로 當該年度의 소득세를 直前年度에 비해 0.706% 증가시킨다고 해석할 수 있다. 이하에서의 유사한 경우에 있어서도 이러한 방법으로 稅收函數의 추정결과를 해석하면 별다른 무리가 없을 것이다.

所得稅 總計에 대한 稅收函數 (a)에는 稅收函數 (b)에 비해 1979년의 세법개정에 따른 더미 80이 추가되어 있는데 통계적 유의성이 별로 크지 않을 뿐더러 稅收推定力의 척도를 나타내는 MMSE와 LAD의 추정결과가 약간 더 큰 것으로 나타나 稅收函數 (b)가 가장 우수한 것으로 분석되었다.

所得稅 申告分은 讓渡所得稅와 事業所得稅 등으로 구성되어 있으며 소득세의 발생시점과 징수시점 사이에 약간의 시차가 있는 것이 보통이다. 所得稅 申告分에 대해서도 총계의 경우와 마찬가지의 해석이 가능하다. 申告分의 경우 稅收函數 (a)에서는 통계적으로 유의하지 않지만 세수예측력이 다소 우수해지기 때문에 時間趨勢를 함께 포함하여 회귀하였고 稅收函數 (b)에서는 이를 제거하고 회귀하였다. 전체적으로 稅收函數 (a)와 (b) 사이에는 큰 차이는 없지만 (a)가 (b)에 비해 MMSE와 LAD가 다소 적게 나타났다.

所得稅 源泉分은 勤勞所得稅와 利子·配當所得稅 등으로 구성되어 있으며 신고분의 경우와는 달리 소득의 발생시점과 징수시점간에 時差가 별로 없어 稅收函數에 時差變數를 포함하지 않았다. 源泉分에 대해서는 근로소득세에 대한 주요 세법개정에 대한 代理變數(proxy variable)로 더미 변수를 사용하였고, 이자·배당소득세에 대한 源泉分離稅率도 설명변수에 포함하였다. 그리고 더미의 통계적 유의성에 따라 세 가지의 경우에 대해 회귀분석하였고 그 결과를 〈表 2-1〉에 나타내었다. 源泉分 가운데 稅收豫測力이 가장 우수한 것은 時間趨勢와 더미 70~74, 더미 89, 源泉稅率, 當該年度 國民總生產을 사용한 稅收函數 (c)인 것으로 분석되었다.

2) 讓渡所得稅와 事業所得稅에 대한 推定結果

上記하였듯이 所得稅 申告分은 讓渡所得稅와 事業所得稅 등으로 구성되어 있다. 이들 각각에 대한 稅收函數의 推定結果는 〈表 2-2〉와 같다.

讓渡所得稅에 대한 稅收函數의 추정결과는 대체로 만족스럽지 못한 결과를 보이고 있다. 이러한 문제에 대해서는 명확히 그 원인을 밝혀내는 것이 쉬운 일은 아니다. 그렇지만 이는 아마도 양도소득세의 발생시점과 징수시점간에 상당히 큰 時差가 있는 등 讓渡所得稅 자료상에 각종의 攪亂要因(noise)이 많이 있기 때문인 것으로

〈表 2- 2〉 讓渡所得稅와 事業所得稅의 推定結果

(單位 : %, 億원)

	讓渡所得稅					事業所得稅		
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(a)	(b)	(c)
常數	-87.266	-15.727	-92.343	4.736	4.469	-4.512	-4.923	-4.154
	(-1.57)	(-3.24)	(-1.94)	(7.666)	(5.260)	(-7.11)	(-11.9)	(-0.87)
時 間	-0.776	-	-0.621	0.241	0.267	-	-	0.004
	(-1.29)	-	(-1.55)	(4.573)	(4.979)	-	-	(0.076)
더미 80	-	-	-	-	-	-0.257	-0.262	-0.255
	-	-	-	-	-	(-3.31)	(-3.40)	(-3.04)
더미 83	-	-0.045	-	-0.072	-	-	-	-
	-	(-0.13)	-	(-0.23)	-	-	-	-
더미 89	-	-	-	-	-0.129	0.056	-	0.058
	-	-	-	-	(-0.34)	(0.844)	-	(0.780)
더미 90	0.076	0.443	-	0.442	0.496	-	-	-
	(0.214)	(1.238)	-	(1.281)	(1.341)	-	-	-
더미 91	-	-	-	-	-	0.414	0.443	0.411
	-	-	-	-	-	(6.329)	(8.039)	(5.089)
GNP_t	6.223	4.098	6.488	2.657*	2.009*	1.469	1.721	1.418
	(2.413)	(2.000)	(3.060)	(1.456)*	(0.840)*	(2.292)	(3.064)	(1.487)
GNP_{t-1}	-0.921	-1.617	-0.975	-	0.438*	-0.510	-0.733	-0.487
	(-0.45)	(-0.68)	(-0.50)	-	(0.190)*	(-0.81)	(-1.30)	(-0.68)
GNP_{t-2}	2.151	-0.828	2.342	-	-	-	-	-
	(0.927)	(-0.43)	(1.141)	-	-	-	-	-
R^2	0.934	0.973	0.953	0.952	0.964	0.992	0.992	0.992
	〈0.921〉	〈0.960〉	〈0.940〉	〈0.937〉	〈0.949〉	〈0.989〉	〈0.989〉	〈0.988〉
D.W.	1.340	1.252	1.347	1.056	0.933	2.237	2.269	2.237
推定法	C-O	C-O	C-O	C-O	OLS	C-O	C-O	C-O
MMSE	28.813	6.866	30.773	15.083	8.585	0.548	0.567	0.543
LAD	42.196	19.218	44.130	28.256	23.042	5.755	5.976	5.706
1995	19,919	22,428	20,008	15,168	17,356	27,767	28,206	27,778
	[18,461]	[14,400]	-	-	-	-	-	-
1996	22,385	26,016	22,573	18,149	21,739	30,757	31,187	30,814
	[20,747]	[16,703]	-	-	-	-	-	-
1997	23,731	29,032	23,998	22,113	27,197	33,651	34,095	33,772
	[21,995]	[18,640]	-	-	-	-	-	-

註 : 1. 1977～94年 年度別 資料를 사용하여 추정하였음.

2. 時間趨勢는 1970년=1, ... , 1994년=25임.

3. 더미 80, 더미 83, 더미 89, 더미 90, 더미 91은 각각 1980년, 1983년, 1989년, 1990년, 1991년 이후부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

4. *표한 것은 각각 t期와 t-1期의 차, t-1期와 t-2期의 차를 한 것임.

5. ( )와 〈 〉 안은 t-값과 自由度가 調整된 R^2값임.

6. [ ] 안은 더미 90의 값을 0으로 주었을 때의 값임.

판단된다. 더욱이 더빈－왓슨 統計值도 상당히 낮게 나타나고 있으며 코크레인－오컷 기법을 사용하더라도 그 값이 크게 개선되지 않았다. 뿐만 아니라 자기상관의 次數가 1 이상인 경우에 대해서도 더빈－왓슨 통계치를 추정하여 보았지만 더빈－왓슨 통계치가 개선되지 않았다. 讓渡所得稅에 대한 稅收函數 추정결과를 稅收豫測力(MMSE와 LAD) 측면에서 보면 稅收函數 (b)가 가장 우수한 것으로 보인다. 그러나 稅收函數 추정결과의 통계적 유의성이나 R^2 등을 종합적으로 고려해 볼 때 稅收函數 (a)가 비교적 만족스러운 결과를 보이는 것으로 판단된다.

事業所得稅의 경우에는 1979년 말, 1988년 말, 1990년 말의 세법개정을 나타내는 더미변수의 세수설명력이 상당히 우수한 것으로 판단되어 이를 세 가지의 경우로 나누어 설명변수로 포함하여 분석하였다. 事業所得稅는 양도소득세와 달리 코크레인－오컷 기법을 사용한 경우 더빈－왓슨 통계치가 크게 개선되어 오차항의 자기상관문제가 해소된 것으로 판단된다. 事業所得稅 稅收函數 추정결과를 세수예측력 측면에서 볼 때 稅收函數 (c), (a), (b)의 順으로 우수한 것으로 나타났다. 그렇지만 세 가지 稅收函數의 세수예측력 차이는 매우 미세하기 때문에 세 가지 경우 모두 세수예측력이 비슷하다고 할 수 있다. 다만 稅收函數 (c)에서 1988년 말의 세법개정에 대한 더미변수에 대한 통계적 유의성이 낮기 때문에 본 연구에서는 稅收函數 (c) 대신 稅收函數 (b)를 세수예측력이 가장 우수한 모형으로 채택하기로 한다.

3) 勤勞所得稅와 利子配當所得稅에 대한 推定結果

所得稅 源泉分의 주요 구성요소인 勤勞所得稅와 利子·配當所得稅에 대한 稅收函數 推定結果는 〈表 2－3〉과 같다.

勤勞所得稅의 경우에는 세법의 주요 내용이 개정될 때마다 세율구간의 數와 稅率體系의 累進度의 차이, 각종 소득공제 및 세액공

〈表 2-3〉 勤勞所得稅와 利子·配當所得稅의 推定結果

(單位 : %, 億원)

		勤勞所得稅				利子·配當所得稅	
		(a)	(b)	(c)	(d)	(a)	(b)
常數項		-8.750	3.550	-7.956	0.947	-7.187	-9.191
		(-6.35)	(0.363)	(-8.88)	(0.091)	(-0.95)	(-12.2)
時間趨勢		-	0.146	-	0.111	0.025	-
		-	(1.201)	-	(0.852)	(0.262)	-
더미 80		-0.203	-0.162	-0.210	-0.165	-	-
		(-1.70)	(-1.28)	(-1.94)	(-1.35)	-	-
더미 89		-0.035	-0.019	-	-	-	-
		(-0.31)	(-0.18)	-	-	-	-
더미 91		-0.096	-0.055	-0.079	-0.068	-	-
		(-0.88)	(-0.55)	(-0.80)	(-0.70)	-	-
더미 94		-	-	0.114	0.078	-	-
		-	-	(1.067)	(0.648)	-	-
源泉分離		-	-	-	-	0.064	0.063
稅率		-	-	-	-	(7.437)	(7.664)
GNP_t		1.308	0.304	1.249	0.519	1.064	1.228
		(12.46)	(0.379)	(17.93)	(0.607)	(1.718)	(20.45)
R^2		0.990	0.993	0.993	0.993	0.992	0.991
		〈0.986〉	〈0.989〉	〈0.990〉	〈0.990〉	〈0.990〉	〈0.989〉
D.W.		1.850	1.909	1.826	1.892	1.788	1.855
推定法		C-O	C-O	C-O	C-O	C-O	C-O
MMSE		0.955	0.687	0.674	0.596	1.018	1.162
LAD		8.619	6.664	6.940	6.161	7.332	7.669
豫	1995	41,090	43,164	43,946	44,802	39,379	38,954
測	1996	48,007	51,804	50,987	53,239	33,305	32,863
値	1997	54,893	61,861	59,949	62,726	27,677	27,169

註 : 1. 1977~94年 年度別 資料를 사용하여 추정하였음.

2. 時間趨勢는 1977년=1, … , 1994년=18임.

3. 더미 80, 더미 89, 더미 91, 더미 94는 각각 1980년, 1989년, 1991년, 1994년 이후부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

4. ( )와 〈 〉 안은 t-값과 自由度가 調整된 R^2값임.

제 수준의 차이 등이 상당히 크게 나타났던 경우가 많았기 때문에 이러한 세법개정의 주요 내용을 稅收函數 내에 설명변수로 명시적으로 포함하는 것이 사실상 불가능하다. 따라서 세법개정의 내용을 더미변수로 대신하여 세법개정에 대한 量的인 변화를 質的인 변수로 변환하여 네 가지의 경우에 대하여 분석하였다. 세수예측력은 네 가지 稅收函數 모두가 거의 비슷한 모습을 보이고 있지만 稅收函數 (d)가 다소나마 MMSE와 LAD가 작게 나타나 稅收豫測力이 비교적 우수한 것으로 나타났다.

근로소득세의 경우에는 대체로 네 가지 稅收函數 추정결과 모두에서 더미변수에 대한 계수의 추정치가 통계적으로 유의하지 않은 경우가 많아 이들 더미변수들을 포함하여 稅收函數를 설정하는 것이 논리적으로 타당성이 다소 약하다는 문제가 있다. 그렇지만 실제로 더미변수를 포함하지 않고 稅收函數를 설정하여 회귀한 결과와 비교해 볼 때 MMSE와 LAD 같은 세수예측력은 물론이고 기타 변수에 대한 추정치의 통계적 유의성에 있어서 오히려 더미변수를 포함한 경우가 더 좋은 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서는 더미변수를 포함한 것을 세수예측력이 가장 우수한 勤勞所得稅에 대한 稅收函數로 채택하기로 한다.

利子·配當所得稅에 대한 稅收函數 추정에 있어서는 이자·배당소득에 대한 원천분리세율이 거의 단일하게 되어 있기 때문에 근로소득세의 경우와는 달리 세법이 개정되어 세율이 변화하더라도 이를 명시적으로 표현할 수 있다. 따라서 세율을 설명변수로 포함시켰으며 그 결과 원천분리세율에 대한 추정치의 통계적 유의성이 매우 높은 것으로 나타났다. 時間趨勢에 대한 통계적 유의성은 다소 낮지만 세수예측력 측면에서 稅收函數 (a)가 보다 우수한 것으로 분석되었다.

4) SUR 模型을 이용한 申告分, 源泉分에 대한 推定結果

前節에서 살펴보았듯이 소득세 신고분의 구성요소인 讓渡所得稅와 事業所得稅, 원천분의 구성요소인 勤勞所得稅와 利子·配當所得稅는 일견 서로 독립적인 듯이 보이지만 통계적으로 상관관계가 존재할 수 있다. 이러한 점에 착안하여 추정결과의 통계적 효율성을 제고하기 위해 本節에서는 SUR 模型을 채택하여 所得稅 申告分과 源泉分의 각 구성요소를 하나의 稅收函數로 통합하여 稅收函數를 추정하였다. 그 결과는 〈表 2-4〉에서 보는 바와 같다.

만약 신고분과 원천분의 구성요소 상호간에 상관관계가 존재하지 않는다면 SUR 模型에 의한 추정결과는 각각을 별도로 추정한 결과와 비교해 볼 때 별다른 개선점을 찾기 어려울 것이며, 반면에 양자간에 상관관계가 존재한다면 SUR 模型에 의한 추정치의 통계적 유의성은 증대될 것이다.

所得稅 申告分, 즉 讓渡所得稅와 事業所得稅를 통합하여 회귀한 결과 각각에 대해 분석한 것에 비해 추정치의 통계적 유의성이 다소 증대되고 세수예측력도 크게 개선된 것으로 나타났다. 따라서 讓渡所得稅와 事業所得稅間에는 어느 정도 統計的 相關關係가 있는 것으로 판단된다. 稅收函數의 설정에 있어서는 사업소득세에 대하여 直前年度에 대한 것과, 直前年度 및 直前2年度의 국민총생산을 설명변수로 채택한 것의 두 가지의 경우를 상정하였는데, 稅收豫測力은 양자간에 거의 차이를 보이지 않지만 直前2年度 국민총생산에 대한 추정치의 통계적 유의성이 낮은 것으로 나타나 稅收函數 (a)가 (b)에 비해 보다 우수한 것으로 분석되었다.

利子·配當所得稅에 대해서는 근로소득세의 경우 時間趨勢와, 1979년 말과 1990년 말의 세법개정 더미, 當該年度 국민총생산을 說明變數로 사용하였고 利子·配當所得稅의 경우에는 時間趨勢, 利子·配當所得에 대한 源泉分離稅率, 當該年度 國民總生產을 설명변수로 사용하였다. 소득세 원천분에 대한 SUR 모형 추정결과도 근

〈表 2－4〉 SUR 模型을 이용한 所得稅 申告分, 源泉分에 대한 推定結果

(單位 : %, 億원)

	所得稅申告分				所得稅源泉分	
	(a)		(b)		勤勞所得稅	利子·配當所得稅
	讓渡所得稅	事業所得稅	讓渡所得稅	事業所得稅		
常數項	-23.979	1.773	-24.253	1.914	-2.700	2.783
	(-0.23)	(0.079)	(-0.21)	(0.074)	(-0.13)	(0.269)
時間趨勢	-0.086	0.064	-0.089	0.066	0.064	0.140
	(-4.62)	(15.66)	(-4.45)	(14.67)	(19.01)	(74.32)
더미 80	-	-0.212	-	-0.216	-0.184	-
	-	(-13.3)	-	(-13.0)	(-21.3)	-
더미 83	-0.335	-	-0.338	-	-	-
	(-6.51)	-	(-6.61)	-	-	-
더미 89	-	0.093	-	0.095	-	-
	-	(14.16)	-	(14.42)	-	-
더미 90	0.539	-	0.539	-	-	-
	(9.975)	-	(9.989)	-	-	-
더미 91	-	0.330	-	0.329	-0.056	-
	-	(58.99)	-	(58.26)	(-11.3)	-
더미 94	-	-	-	-	0.108	-
	-	-	-	-	(12.91)	-
源泉分離稅率	-	-	-	-	-	0.071
	-	-	-	-	-	(1289.7)
GNP_t	4.941	-	5.033	-	0.818	0.249
	(1.679)	-	(1.298)	-	(5.784)	(3.553)
GNP_{t-1}	-1.984	0.464	-2.080	-0.075	-	-
	(-0.41)	(2.875)	(-0.38)	(-0.13)	-	-
GNP_{t-2}	-0.629	-	-0.604	0.529	-	-
	(-0.28)	-	(-0.27)	(0.988)	-	-
R^2	0.982 〈0.971〉		0.982 〈0.969〉		0.996 〈0.994〉	
D.W.	1.242	1.167	1.245	1.172	1.627	1.393
推定法	IFGLS		IFGLS		IFGLS	

		(a)			(b)			源泉分		
MMSE		5.214	0.766	0.454	5.228	0.772	0.452	0.566	0.595	0.355
LAD		16.672	7.363	5.741	16.367	7.426	5.740	5.809	6.558	4.859
豫測値	1995	24,570	25,091	49,661	24,586	25,072	49,658	45,221	41,164	86,385
	1996	28,159	28,582	56,741	28,116	28,606	56,722	53,162	34,108	87,270
	1997	30,946	32,208	63,154	30,861	32,279	63,140	61,662	28,146	89,808

註 : 1. 1977～94年 年度別 資料를 사용하여 추정하였음.
2. 時間趨勢는 1977년＝1, ... , 1994년＝18임.
3. 더미 80, 더미 83, 더미 89, 더미 90, 더미 91, 더미 94는 각각 1980년, 1983년, 1989년, 1990년, 1991년, 1994년 이후부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.
4. (　)와 〈　〉 안은 t－값과 自由度가 調整된 R^2값임.
5. MMSE, LAD, 豫測値의 수치는 각각 讓渡所得稅(또는 勤勞所得稅), 事業所得稅(또는 利子·配當所得稅), 兩者의 合計에 대한 것임.

로소득세 및 이자·배당소득세 각각에 대한 추정결과에 비해 세수 예측력은 물론이고 계수 추정치의 통계적 유의성도 상당히 높은 것으로 나타나 SUR 模型의 유용성이 큰 것으로 판단되었다.

나. 稅收豫測力 分析

本節에서는 前節에서의 논의를 바탕으로 所得稅 申告分, 所得稅 源泉分, 그리고 최종적으로는 所得稅 總計에 대한 稅收豫測力을 분석하여 소득세 전체에 대한 適正 稅收函數를 결정하도록 한다.

먼저 所得稅 申告分의 경우에는, 申告分 稅收函數 (a), 讓渡所得稅 稅收函數 (a)와 事業所得稅 稅收函數 (b)를 이용하여 신고분 세수를 예측한 것, SUR 模型 (a)를 이용한 稅收函數 등의 세 가지 경우가 각각의 경우에 대해 稅收豫測力이 가장 우수한 것으로 나타났다. 이들 세 가지를 상호간에 비교해보면 소득세 신고분에 대한 세수예측력은 SUR 模型을 이용한 SUR 稅收函數 (a)가 MMSE와 LAD가 가장 작게 나타나 가장 우수한 것으로 나타났다.

所得稅 源泉分의 경우에는 源泉分 稅收函數 (c), 勤勞所得稅 稅收函數 (d)와 利子·配當所得稅 稅收函數 (b)를 이용하여 원천분 세수를 예측한 것, SUR 模型을 이용한 稅收函數의 세 가지가 각각의 경우에 대해, 稅收豫測力이 가장 우수한 것으로 나타났다. 이들 세 가지의 경우를 서로 비교해 보면 SUR 模型을 이용한 소득세 원천분 稅收函數와, 勤勞所得稅 稅收函數 (d)와 利子·配當所得稅 稅收函數 (b)를 이용하여 원천분 세수를 예측한 경우가 세수예측력이 서로 비슷하면서 가장 우수한 것으로 분석되었다.

이상과 같이 所得稅 申告分과 源泉分에 대한 세수예측력을 기초로 최종적으로 所得稅 總計에 대한 稅收豫測力을 분석해 보자. 먼저 申告分의 경우에는 SUR 模型에 의한 추정결과를 채택하기로 하고, 源泉分에 대해서는 SUR 模型을 이용한 것과 勤勞所得稅 稅收函數 (d)와 利子·配當所得稅 稅收函數 (b)를 이용하여 소득세 신

고분 세수를 예측한 것의 두 가지 경우를 모두 사용하기로 하자.

所得稅 總計에 대한 稅收函數에 의한 추정결과에 의하면 MMSE와 LAD는 각각 0.690%와 5.957%로 나타났다. 소득세 SUR 模型(a)에 의한 申告分 稅收函數와 SUR 模型에 의한 源泉分 稅收函數를 이용하여 소득세 총계를 예측한 경우에 대한 MMSE와 LAD는 각각 0.262%와 4.391%로 나타났다. SUR 模型 (a)에 의한 申告分 稅收函數와, 勤勞所得稅 稅收函數 (d)와 利子·配當所得稅 稅收函數 (b)를 이용한 源泉分의 두 가지를 이용하여 소득세 총계를 분석한 것에 대한 MMSE와 LAD는 각각 0.259%와 4.382%로 나타났다. 따라서 세 가지 경우 가운데 SUR 模型 (a)에 의한 申告分 稅收函數와, 勤勞所得稅 稅收函數 (d)와 利子·配當所得稅 稅收函數 (b)를 이용한 源泉分의 두 가지를 이용하여 소득세 총계를 분석한 마지막 경우가 所得稅 總計에 대한 稅收豫測力이 가장 우수한 것으로 분석되었다.

〈表 2-5〉 所得稅의 稅收豫測 및 豫測誤差

(單位 : %, 億원)

		MMSE	LAD	豫測値		
				1995	1996	1997
申告分	申告分 (a)	1.401	8.943	44,201	49,521	55,101
	讓渡(a) + 事業(b)	1.472	10.419	46,667	51,934	56,090
	SUR (a)	0.454	5.741	49,661	56,741	63,154
源泉分	源泉分 (c)	0.674	6.638	82,513	85,986	89,238
	勤勞(d), 利子·配當(b)	0.365	4.794	84,181	86,543	90,404
	SUR	0.355	4.859	86,385	87,270	89,808
總計	總計	0.690	5.957	128,603	147,714	168,769
	申告分SUR(a),源泉分SUR	0.262	4.391	136,046	144,011	152,962
	申告分 SUR(a), 勤勞(d), 利子·配當(b)	0.259	4.382	133,842	143,284	153,558

2. 法人稅

法人稅도 所得稅의 경우에서 보는 바와 같이 申告分과 源泉分으로 구분된다. 法人稅에 대한 稅收函數의 설명변수로는 所得稅 稅收函數의 경우와 마찬가지로 國民總生産을 사용하였으며 時間趨勢와 稅法改正을 나타내는 더미변수 또는 一般法人과 公共法人에 대한 法人稅率도 설명변수로 채택하였다. 法人稅 總計에 대한 稅收函數 추정에 있어서는 1970~94년의 年度別 資料를 사용하였고 신고분과 원천분의 경우에는 자료의 이용 가능성에 따라 1977~94년의 年度別 資料를 사용하여 분석하였다.

분석방법은 所得稅와 같이 법인세 총계, 신고분과 원천분, 각각에 대한 稅收函數를 독립적으로 설정하여 회귀분석하는 방법과 아울러 SUR 모형을 이용하여 申告分과 源泉分을 통합하여 분석하는 방법도 함께 채택하였다.

가. 回歸分析

1) 法人稅 總計에 대한 推定結果

전술하였듯이 法人稅는 申告分과 源泉分으로 분류된다. 法人稅 申告分은 법인세 申告時에 납부하게 되는 세액으로 크게 中間豫納과 納付로 나뉘어진다. 中間豫納은 事業年度가 6개월 이상인 법인이 事業年度 종료 전에 예정납부하는 법인세이고, 納付는 事業年度 종료 후 결산에 따라 납부하게 되는 법인세로, 당해 事業年度 歸屬 中間豫納分과 法人稅 源泉分을 산출세액으로부터 차감한 부분이다. 法人稅 源泉分은 대부분 법인의 利子·配當所得 등에 대해 원천분리과세로 인한 법인세 납부액을 말한다. 特定年度의 법인세 세수는 그 해 동안 법인 영업실적에 따라 그 규모가 일부 정해지며 또한 법인세 歸屬年度(대부분의 경우 전년도임)의 영업실적에 의해서도 영향을 받는다. 따라서 法人稅 稅收函數에 대한 설명변수로서 當該

年度의 국민총생산과 直前年度의 국민총생산을 함께 사용하였다. 法人稅 總計에 대한 稅收函數는 모두 여섯 가지를 설정하였으며 각각에 대한 추정결과는 〈表 2-6〉에서 보는 바와 같다.

稅收函數 (a)~(d)의 경우에는 법인세 수입의 대부분을 납부하고 있는 一般法人과 公共法人에 적용되는 法人稅率[2]을 설명변수의 하나로 선정하여 稅收函數를 설정하였으며 稅收函數 (e)와 (f)의 경우에는 세율변수를 채택하지 않았다. 法人稅率을 설명변수로 채택하고 있는 稅收函數 (a)~(d)의 경우에는 단순최소자승법으로 추정하더라도 더빈-왓슨 통계치가 2에 상당히 근접해 있어 오차항에 자기상관이 존재하지 않는 것으로 보인다. 반면에 稅收函數 (e)와 (f)의 경우에는 오차항의 자기상관이 존재하는 것으로 판단되어 코크레인-오컷 기법을 사용하여 稅收函數를 추정하였다.

여섯 가지 稅收函數 모두 대체로 계수 추정치의 통계적 유의성이 상당히 높은 것으로 나타났으며 그 가운데서도 稅收函數 (a)~(d)가 (e)와 (f)에 비해 세수예측력이 우수한 것으로 분석되었다. 法人稅率의 계수 추정치는 일부의 경우를 제외하고는 대체로 統計的으로 有意한 것으로 나타났다. 國民總生産에 대한 계수의 추정치는 當該年度의 경우 陽數인 반면에 直前年度의 경우에는 陰數로 나타났는데 이는 소득세에서의 경우와 마찬가지로 그 의미를 해석하면 별다른 문제가 없다(式 (10) 참조). 즉, 법인세 수입은, 직접적으로 當該年度 국민총생산이 증가함에 따라 증가할 뿐만 아니라 간접적으로는 국민총생산의 전년 대비 증가율이 커지면 커질수록 법인세 수입의 증가율은 더욱 커진다고 할 수 있다.

여섯 가지 稅收函數 가운데 (b)의 경우가 MMSE와 LAD가 가장

---

2) 우리나라의 법인세율은 복수세율 체계로 되어 있지만 세수측면에서 볼 때 대부분의 경우에 최고세율이 적용된다고 볼 수 있으므로 여기서는 최고세율을 법인세율로 보았다.

〈表 2-6〉 法人稅 總計의 推定結果

(單位 : %, 億원)

		(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
常 數 項		-1.826	-3.907	-2.474	-2.567	-4.199	-2.989
		(-0.92)	(-2.04)	(-1.72)	(-1.81)	(-2.43)	(-1.69)
時 間 趨 勢		0.130	0.051	0.106	0.099	0.056	0.072
		(2.312)	(0.958)	(4.136)	(3.956)	(1.945)	(2.308)
더미 72		-	-	-	-	-0.316	-
		-	-	-	-	(-1.74)	-
稅 率 t		-	0.020	-	0.028	-	-
(一般法人)		-	(1.709)	-	(3.045)	-	-
稅 率 t-1		0.031	-	0.027	-	-	-
(一般法人)		(2.457)	-	(2.881)	-	-	-
稅 率 t		-	0.011	-	-	-	-
(公共法人)		-	(1.037)	-	-	-	-
稅 率 t-1		-0.005	-	-	-	-	-
(公共法人)		(-0.48)	-	-	-	-	-
GNP_t		1.236	0.967	1.238	0.816	2.516	1.787
		(2.101)	(1.633)	(2.150)	(1.419)	(3.392)	(2.626)
GNP_{t-1}		-0.633	-0.098	-0.553	-0.112	-1.570	-0.963
		(-1.04)	(-0.17)	(-0.96)	(-0.19)	(-2.30)	(-1.47)
R^2		0.994	0.995	0.994	0.994	0.993	0.990
		〈0.993〉	〈0.993〉	〈0.993〉	〈0.993〉	〈0.992〉	〈0.989〉
D.W.		1.864	2.058	1.887	2.119	1.976	2.200
推 定 法		OLS	OLS	OLS	OLS	C-O	C-O
MMSE		1.374	1.342	1.387	1.427	1.496	2.048
LAD		8.920	8.308	8.758	8.361	9.999	11.277
豫	1995	93,813	83,964	92,913	86,046	91,592	92,233
						[85,868]	[86,468]
測	1996	106,453	93,851	104,945	97,428	104,550	106,872
						[98,016]	[100,193]
値	1997	120,118	107,746	117,644	115,400	118,754	129,664
						[103,910]	[113,456]

註 : 1. 1970~94年 年度別 資料를 사용하여 추정하였음.
2. 時間趨勢는 1971년=1, … , 1994년=24임.
3. 더미 72는 1972년 이후부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.
4. ( )와 〈 〉 안은 t-값과 自由度가 調整된 R^2값임.
5. 稅收函數 (e)와 (f)의 경우 [ ] 안은 일반법인에 대한 稅率引下(1996년 : 30%, 1997년 : 28%) 效果를 반영하여 예측한 값임.

작게 나타나 세수예측력이 가장 우수한 것으로 나타났다. 稅收函數(d)의 경우에는 세수예측력 稅收函數 (b)에 비해 다소 떨어지지만 큰 격차는 보이지 않으면서도 계수 추정치에 대한 통계적 유의성은 대체로 우수한 것으로 판단된다.

1995년부터 1997년까지의 법인세 수입 예측치는 稅收函數에 따라 상당한 격차를 보이지만 대체로 1995년에는 8조 3천억~9조 4천억원, 1996년에는 9조 4천억~10조 6천억원, 1997년에는 10조 8천억~12조원 정도에 이르는 것으로 예측되었다.

2) 法人稅 申告分과 源泉分에 대한 推定結果

法人稅 申告分과 源泉分에 대한 稅收函數는 각각 네 가지에 대해 분석하였다. 申告分의 경우에는 모두 單純最小自乘法으로 추정하였으며 源泉分의 경우에는 각각 두 가지에 대해 單純最小自乘法과 코크레인-오컷 기법으로 추정하였다.

법인세 신고분과 원천분의 경우에도 법인세 총계와 마찬가지로 일반법인과 공공법인에 대한 法人稅率을 설명변수에 포함시켰다. 그러나 이들 변수의 계수에 대한 추정치의 통계적 유의성은 법인세 총계의 경우에 비해 대체로 떨어지는 것으로 분석되었다. 일부의 경우를 제외하고는 대체로 법인세율의 계수 추정치가 양수로 나타났으며 이는 법인세율과 법인세 수입간에 正(+)의 相關關係가 있음을 나타내 준다.

法人稅 申告分과 當該年度 國民總生產 사이에는 正(+)의 상관관계가 성립하고 있으나 直前年度 國民總生產과 申告分 사이에는 負(-)의 상관관계가 있는 것으로 분석되었다. 그러나 直前年度 국민총생산에 대한 계수 추정치의 절대값이 當該年度 국민총생산의 계수추정치의 값보다 작은 것을 볼 때 前節의 式 (10)에서 살펴본 바와 같은 해석이 가능하다.

法人稅 源泉分의 경우에는 신고분의 경우와는 달리 直前年度 國

〈表 2-7〉 法人稅 申告分과 源泉分의 推定結果

(單位 : %, 億원)

		申告分				源泉分			
		(a)	(b)	(c)	(d)	(a)	(b)	(c)	(d)
常數項		-7.891	-5.920	-3.524	-8.601	12.847	14.643	-49.621	-8.356
		(-1.43)	(-3.11)	(-0.64)	(-4.88)	(1.476)	(1.432)	(-2.06)	(-0.88)
時 間		-0.031	-	0.082	-	0.354	0.403	-0.351	0.133
		(-0.38)	-	(0.979)	-	(2.647)	(2.319)	(-1.17)	(1.095)
稅率 t		0.003	0.005	-	-	0.013	-	-	0.037
(一般法人)		(0.270)	(0.401)	-	-	(0.522)	-	-	(2.668)
稅率t-1		-	-	0.020	0.157	-	0.010	0.017	-
(一般法人)		-	-	(1.781)	(1.513)	-	(0.368)	(0.798)	-
稅率 t		0.007	0.005	-	-	0.042	-	-	0.024
(公共法人)		(0.670)	(0.569)	-	-	(2.011)	-	-	(2.081)
稅率t-1		-	-	-0.014	-0.008	-	0.030	0.007	-
(公共法人)		-	-	(-1.41)	(-1.02)	-	(1.224)	(0.426)	-
GNP_t		2.175	1.948	1.852	2.382	-	-	-0.261	-0.642
		(2.110)	(2.389)	(1.946)	(3.045)	-	-	(-0.14)	(-0.48)
GNP_{t-1}		-0.915	-0.855	-1.022	-1.116	-0.705	-0.855	4.678	1.622
		(-1.11)	(-1.09)	(-1.38)	(-1.52)	(-0.98)	(-0.97)	(3.684)	(1.806)
R^2		0.988	0.988	0.990	0.989	0.982	0.976	0.742	0.965
		〈0.983〉	〈0.984〉	〈0.985〉	〈0.985〉	〈0.976〉	〈0.969〉	〈0.625〉	〈0.948〉
D.W.		1.975	1.975	2.059	2.090	2.043	1.935	1.830	2.495
推定法		OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	C-O	C-O
MMSE		0.943	0.957	0.857	0.916	5.082	6.159	12.182	3.725
LAD		7.876	7.696	7.152	7.163	14.859	20.187	23.411	11.841
豫	1995	55,099	56,141	59,256	56,707	36,461	41,342	30,386	32,343
測	1996	60,365	62,100	66,551	62,248	45,829	53,656	38,985	40,051
値	1997	65,619	68,492	74,242	67,429	60,093	71,036	45,051	51,930

註 : 1. 1977~94年 年度別 資料를 사용하여 추정하였음.

2. 時間趨勢는 1978년=1, ... , 1994년=17임.

3. ( )와 〈 〉 안은 t-값과 自由度가 調整된 R^2값임.

民總生產이 源泉分에 미치는 영향이 稅收函數의 종류에 따라 그 방향이 다르게 나타나고 있다. 稅收函數 (a)와 (b)의 경우에는 直前年度 국민총생산의 계수 추정치가 陰數로서 법인세 원천분에 負의 효과를 나타내지만 통계적 유의성이 상당히 낮은 편이기 때문에 負의 관계에 대한 판단을 내리는 것이 쉽지 않다. 반면에 稅收函數 (c)와 (d)의 경우에는 直前年度 국민총생산의 계수 추정치가 陽數일 뿐만 아니라 통계적으로도 상당히 유의한 것으로 나타났다. 이는 전년도 귀속분 법인세 납부액이 증가할수록 當該年度에 납부해야 할 법인세 원천분의 규모도 증가한다는 것을 의미하는 것으로 일반적인 상식과도 일치하고 있다. 이러한 측면에서 볼 때 법인세 원천분에 대한 稅收函數 (a)와 (b)는 적절하지 않은 것으로 판단된다.

3) SUR 模型을 이용한 法人稅의 推定結果

法人稅 申告分과 源泉分은 양자간에 상당히 긴밀한 상관관계가 있다. 예를 들면 납부해야 할 법인세의 총계가 일정하다고 가정한다면, 원천분을 많이 납부할수록 신고분 수입은 감소하는 대신 원천분을 적게 납부할수록 신고분의 비중은 증가하게 되기 때문이다. 선험적인 측면에서 볼 때, 현실에서는 법인이 납부해야 할 법인세의 총계가 일정하지 않기 때문에 위에서와 같은 靜態的인 關係보다는 動態的인 關係가 성립되므로 양자간의 상관관계가 뚜렷하지 않다. 그러나 법인세 신고분과 원천분 사이에는 상관관계가 있다는 것이 일반적인 상식이므로 이들 상호간의 상관관계에 초점을 맞추어 SUR 模型을 이용하여 申告分과 源泉分을 분석하였다.

SUR 模型을 이용한 法人稅 申告分과 源泉分의 稅收函數 설정에 있어서는 申告分의 경우 時間趨勢, 法人稅率, 國民總生產을 설명변수로 하였다. 源泉分의 경우에는 해가 거듭됨에 따라 총 법인세 수입 대비 점유비가 몇 개의 구간에 걸쳐 급속히 상승하고 있는 모습

〈表 2-8〉 SUR 模型을 이용한 法人稅의 推定結果

(單位 : %, 億원)

	(a)		(b)		(c)		(d)	
	申告分	源泉分	申告分	源泉分	申告分	源泉分	申告分	源泉分
常數項	6.602	-5.700	3.410	7.432	6.313	-5.877	6.063	-6.120
	(0.621)	(-0.56)	(0.246)	(0.123)	(0.618)	(-0.59)	(0.542)	(-0.56)
時 間	0.307	-	0.159	0.230	0.201	-	0.197	-
	(71.52)	-	(43.72)	(14.28)	(74.64)	-	(67.52)	-
더미 85	-	0.414	-	0.235	-	0.421	-	0.414
	-	(13.01)	-	(6.205)	-	(13.29)	-	(12.76)
더미 91	-	-0.155	-	-0.205	-	-0.138	-	-0.146
	-	(-1.87)	-	(-2.74)	-	(-1.69)	-	(-1.77)
더미	-	0.074	-	0.095	-	-	-	-
92~93	-	(2.395)	-	(3.513)	-	-	-	-
稅率 t	-	0.016	-	0.019	-	0.018	-	0.017
(一般法人)	-	(35.97)	-	(48.52)	-	(41.10)	-	(38.67)
稅率 t-1	0.020	-	0.019	-	0.019	-	0.019	-
(一般法人)	(248.8)	-	(237.0)	-	(246.4)	-	(249.3)	-
稅率 t	-	0.081	-	0.067	-	0.081	-	0.081
(公共法人)	-	(284.1)	-	(2,229.4)	-	(281.6)	-	(280.5)
稅率 t-1	-0.016	-	-0.015	-	-0.015	-	-0.015	-
(公共法人)	(-272.8)	-	(-254.9)	-	(-286.6)	-	(-283.4)	-
GNP_t	-	-	-	-	-	-	-	0.293
	-	-	-	-	-	-	-	(0.187)
GNP_{t-1}	0.018	0.871	0.291	-0.255	0.045	0.880	0.066	0.603
	(0.240)	(19.69)	(2.902)	(-0.603)	(0.610)	(19.93)	(0.824)	(0.414)
R^2	0.987		0.989		0.987		0.986	
	〈0.980〉		〈0.982〉		〈0.981〉		〈0.979〉	
D.W.	1.594	2.034	1.559	2.088	1.589	2.045	1.589	2.038
推定法	IFGLS		IFGLS		IFGLS		IFGLS	

		(a)			(b)			(c)			(d)		
MMSE		1.235	5.470	0.665	1.144	5.389	0.697	1.235	5.535	0.663	1.225	5.712	0.655
LAD		8.721	17.496	6.071	8.635	15.829	6.597	8.716	17.504	6.163	8.682	17.547	6.132
豫	1995	62,106	23,357	85,463	59,375	29,208	88,583	61,966	24,073	86,039	61,775	24,313	86,088
測	1996	73,650	25,613	99,233	69,891	34,157	104,048	73,362	26,341	99,703	73,078	26,508	99,586
値	1997	87,304	28,411	115,715	81,715	41,724	123,439	86,763	29,248	116,011	86,317	29,347	115,664

註 : 1. 1977~94年 年度別 資料를 사용하여 추정하였음.

2. 時間趨勢는 1978년=1, ... , 1994년=18임.

3. 더미 85, 더미 91, 더미 92~93은 각각 1985년, 1991년 이후, 그리고 1992~93년 기간 동안만 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

4. ( )와 〈 〉 안은 t-값과 自由度가 調整된 R^2값임.

5. MMSE, LAD, 豫測値의 수치는 각각 身分分, 源泉分, 兩者의 合計에 대한 것임.

을 보이고 있어 이는 稅法改正 이외에도 원천분 수입 자체에 構造變化가 있었던 것으로 판단된다. 따라서 源泉分의 경우에는 法人稅率과 國民總生產, 그리고 이러한 構造變化를 나타낼 수 있는 더미변수를 설명변수로 추가하였다[3].

法人稅 申告分의 경우에는 稅收函數 네 가지 모두에서 直前年度 國民總生產과 申告分 收入間에는 統計的 有意性은 상대적으로 미약한 편이지만 正(+)의 관계가 성립하고 있으며 一般法人에 대한 法人稅率은 正의 효과를 나타내는 반면에 公共法人에 대한 法人稅率은 負의 효과를 나타내는 것이 특징적이다.

法人稅 源泉分에 대한 추정결과를 보면 원천분 수입에 대한 構造的 變化를 나타내는 더미변수들의 계수 추정치가 통계적으로 상당히 有意性이 높은 것으로 나타났다. 따라서 자료의 분석기간(1977~94년) 동안에 總 法人稅 收入 對比 源泉分의 占有比에 상당한 변화가 있었던 것으로 추정된다. 참고로 同 期間 동안에 법인세 총계에서 차지하는 원천분의 비중은 계속 증가하여 왔다.

세수예측력 측면에서는 네 가지 稅收函數 모두 거의 비슷한 모습을 보이고 있으나 稅收函數 (d)의 경우가 비교적 MMSE와 LAD가 약간씩 더 낮은 것으로 나타났다.

나. 稅收豫測力 分析

本節에서는 法人稅 總計, 申告分, 源泉分, SUR 模型 등을 이용한

3) 前節에서 法人稅 源泉分에 대한 稅收函數 추정에 있어서는 이러한 더미변수를 설명변수에 포함시키지 않았다. 그 이유는 이들 더미변수의 계수 추정치의 통계적 유의성이 거의 0에 가까운바, 이들 변수를 제외시키는 것이 모형의 설정에 유리한 것으로 판단되었기 때문이다. 반면에 SUR 模型에서 이들 더미변수를 포함시킨 것은, 申告分과 源泉分間의 상관관계가 작용하여 추정치의 분산을 크게 감소시켜 주어 추정치의 통계적 유의성이 상당히 향상되었기 때문에 더미변수를 모형에 포함시켰다.

稅收函數에 대해 稅收豫測力을 분석하여 법인세에 대한 適正 稅收函數를 결정하도록 한다. 法人稅 總計에 대한 稅收函數의 경우에는, 稅收函數 (b)와 (d), 申告分 稅收函數 (c)와 源泉分 稅收函數 (c) 또는 (d)를 합산한 것, 그리고 SUR 模型을 이용한 것 네 가지 모두에 대해 稅收豫測力, 즉 MMSE와 LAD를 서로 비교하면서 적정 法人稅 推計模型을 선정하도록 하며 1995～97년의 법인세 수입을 예측해 본다.

法人稅 總計에 대한 稅收函數 추정식은 다른 방법에 의한 稅收函數 추정식에 비해 MMSE와 LAD가 모두 상대적으로 더 크게 나타나 세수예측력이 다소 떨어지는 것으로 판단된다. 뿐만 아니라 法人稅 總計에 대한 稅收函數 추정식에 의한 1995～97년의 세수예측치도 여타의 방법에 비해 다소 적게 예측되고 있다.

그 외에 法人稅 申告分과 源泉分을 각기 추정하여 합산한 경우와 SUR 模型을 이용하여 분석한 稅收函數의 경우에는 稅收豫測力이 거의 비슷한 것으로 나타났다. 그러나 1995～97년의 세수예측치에 있어서는 신고분과 원천분을 각각 독립적으로 추정한 경우가 SUR 模型을 이용한 것에 비해 다소 크게 나타났다. 신고분과 원천분을 합산한 경우에는 申告分 稅收函數 (c)와 源泉分 稅收函數 (d)의 조합이 다른 경우에 비해 세수예측력이 미세하나마 우월한 것으로 판단된다. SUR 모형을 이용한 稅收函數에서는 거의 우열을 가리기 어렵지만 稅收函數 (d)가 세수예측력이 가장 우수한 것으로 판단된다.

法人稅 申告分 稅收函數 (c)와 源泉分 稅收函數 (d)의 조합에 의한 법인세 稅收推計模型과 SUR 모형에 의한 稅收函數 (d) 가운데 어느 것을 선택하더라도 세수예측력 측면에서는 별다른 차이가 없다. 본 연구에서는 잠정적으로 後者의 모형을 법인세 稅收推計에 대한 적정 稅收函數로 선정하도록 한다. 이러한 경우에 1995～97년의 법인세 수입의 예상규모는 각각 약 8조 6천억원, 9조 9,600억

〈表 2-9〉 法人稅의 稅收豫測 및 豫測誤差

(單位 : %, 億원)

	MMSE	LAD	法人稅收豫測値		
			1995	1996	1997
總 計 (b)	1.342	8.308	83,964	93,851	107,746
總 計 (d)	1.427	8.361	86,046	97,428	115,400
申告分 (c) + 源泉分 (c)	0.696	6.473	89,643	105,536	119,292
申告分 (c) + 源泉分 (d)	0.661	6.206	91,599	106,603	126,172
SUR 模型 (a)	0.665	6.071	85,463	99,233	115,715
SUR 模型 (b)	0.697	6.597	88,583	104,048	123,439
SUR 模型 (c)	0.663	6.163	86,039	99,703	116,011
SUR 模型 (d)	0.655	6.132	86,088	99,586	115,664

원, 11조 5,700억원 정도에 이를 것으로 예측되었다.

3. 相續稅

相續稅는 상속재산에 대하여 과세하는 相續分과 증여재산에 대해 과세하는 贈與分의 두 가지로 구분된다.

앞에서 살펴본 所得稅와 法人稅는 납세자가 일정 과세기간 동안에 경제활동의 결과로 창출한 所得이나 利潤과 같은 流量(flow)變數를 과세대상으로 하지만 相續稅는 상속·증여되는 財産이라는 貯量(stock)變數를 과세대상으로 한다. 그러므로 상속세 稅收函數를 설정함에 있어 課稅標準, 즉 財産이라는 貯量變數에 대한 代理變數(또는 설명변수)로 流量變數인 國民總生産을 사용하는 것에는 다소 문제가 있다[4]. 그러나 貯量變數도 流量變數가 일정 기간 축적된 결

4) 상속세 세수함수의 설명변수로 1인당 부동산 보유액, 地價上昇率, 富에

과인 만큼 국민총생산을 설명변수로 사용하였다.

가. 回歸分析

1) 相續稅 相續分과 贈與分에 대한 推定結果

前述하였듯이 巨視經濟指標 가운데 상속세에 대한 설명변수로 적절한 변수를 찾는 것은 상당히 어렵다. 따라서 국민총생산을 설명변수로 사용하더라도 相續分과 贈與分의 경우 모두에서 국민총생산에 대한 統計的 有意性이 대체로 낮게 나타나고 있다. 이러한 것은 成明宰·玄鎭權(1994)의 연구에서도 매우 유사한 결과가 나타났다. 그 대신에 相續稅에 대한 稅法改正을 나타내는 더미변수의 경우에는 추정치의 統計的 有意性이 상당히 높은 것으로 나타나고 있는바 세법개정이 상속세 세수에 결정적인 영향을 나타내는 것으로 판단된다. 더욱이 1990년대 초에 상속재산이나 증여재산을 대표한다고 할 수 있는 토지에 대한 과세기준이 地價의 上昇趨勢와 발맞춰 대폭 상향 조정되었기 때문이다. 이 효과가 1988년 말에 있었던 稅法改正 效果와 더불어 1990년 또는 1991년부터 1의 값을 가지는 더미변수(더미 90과 더미 91)의 계수에 대한 추정치가 통계적으로 상당히 유의한 것으로 나타났다. 그러므로 相續稅의 경우에는 景氣變動이 稅收의 增減에 미치는 영향이 미미하다고 판단된다.

相續稅 相續分의 경우에는 단순최소자승법으로 추정한 결과 오차항에 자기상관이 존재하는 것으로 판단되어 코크레인－오컷 기법을 사용하여 회귀하였다. 贈與分의 경우에는 한 가지 경우를 제외하고는 단순최소자승법으로 추정하였는바, 오차항에 자기상관이 존재하

대한 階層別 死亡率, 유산의 동기 등도 고려해 볼 수 있을 것이다. 다만 이러한 통계자료나 분석방법은 微視的 접근방법에 의한 分析에 적당하거나 또는 關聯 統計資料를 구하는 것이 매우 어려운 경우가 많아 논리적 타당성이 높음에도 불구하고 본 연구에서 분석이 곤란한 측면이 있다. 이에 대해서는 향후의 보완연구에서 추가적으로 검토할 필요가 있을 것으로 사료된다.

지 않는 것으로 판단된다.

相續稅 相續分에 대한 稅收函數의 세수예측력을 비교해 보면 稅收函數 (a)가 稅收函數 (b)와 (c)에 비해 MMSE와 LAD가 낮게 나타나는 것을 볼 때 稅收函數 (a)가 세수예측력 측면에서 가장 우수한 것으로 판단된다.

相續稅 贈與分의 경우에는 相續分의 경우와는 약간 다르게 國民總生產의 時差變數들에 대한 統計的 有意性이 상대적으로 높게 나타난 것이 이채롭다. 이와 같이 상속재산 또는 증여재산이라는 貯量變數에 대한 대리변수로 국민총생산이라는 流量變數를 설명변수로 사용하였음에도 불구하고, 相續稅 相續分과 贈與分 사이에 서로 다른 결과를 보여주는 것에 대한 원인을 찾기는 어렵지만, 아마도 財產의 贈與가 相續에 비해 景氣變動과 상대적으로 관련이 더 깊기 때문인 것으로 판단된다. 즉, 景氣가 好轉되면 贈與의 유인이 커지고 惡化될수록 그 유인이 감소하게 되는 반면에 재산의 상속은 경기변동과 별다른 관계가 없기 때문인 것으로 판단된다.

相續稅 贈與分에 대한 稅收函數 추정결과를 보면 설명변수로 국민총생산의 차분변수를 설명변수로 채택한 稅收函數 (a)의 경우가 MMSE와 LAD가 다른 경우에 비해 더 크게 나타났으며 나머지 세 가지 稅收函數의 경우에는 세수예측력이 비슷하다. 그 중에서 稅收函數 (c)가 MMSE와 LAD가 가장 낮게 나타났다.

상속세 상속분과 증여분에 대한 1995～97년의 예상세수를 보면 최근에 상속세 수입이 크게 증가하였던 추세를 반영하여 여전히 세수증가율이 매우 높게 나타나고 있다. 특히 1997년에는 상속분의 경우 세수증가율이 30% 이상의 수준을 보이고 있다. 그러나 1993년과 1994년에 걸쳐 상속세법 개정에 의해 상속재산에 대한 비과세 범위가 대폭 확대되었기 때문에 1996년과 1997년에 실현될 상속분의 규모는, 본 연구에서 이러한 요인을 반영하지 않은 채로 예측한 세수 규모보다 다소 작게 나타날 수 있는 가능성도 상당히 큰 것으로 판단된다.

〈表 2-10〉 相續稅 相續分과 贈與分의 推定結果

(單位 : %, 億원)

		相續分			贈與分			
		(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)	(d)
常數項		29.299	21.382	30.551	0.777	15.134	13.892	15.595
		(4.984)	(1.311)	(6.096)	(1.419)	(3.133)	(3.021)	(3.678)
時 間		0.546	0.515	0.564	0.197	0.410	0.409	0.423
		(5.957)	(2.093)	(6.891)	(6.642)	(4.928)	(5.234)	(5.660)
더미 75		2.359	-	2.375	0.711	1.665	1.387	1.394
		(5.593)	-	(5.834)	(2.585)	(5.446)	(4.225)	(4.671)
더미 81		1.343	1.133	1.306	0.865	0.780	0.994	0.962
		(4.145)	(2.467)	(4.457)	(2.926)	(3.371)	(3.985)	(4.127)
더미 90		-	-	-	0.834	0.674	0.653	0.681
		-	-	-	(3.450)	(3.019)	(3.107)	(3.405)
더미 91		1.187	0.318	1.156	-	-	-	-
		(5.011)	(0.676)	(5.061)	-	-	-	-
GNP_t		0.917	0.014	-	1.270*	0.655	0.408	-
		(0.470)	(0.005)	-	(0.907)*	(0.517)	(0.340)	-
GNP_{t-1}		-6.423	-0.861	-5.294	3.012*	-1.965	0.975	0.684
		(-1.97)	(-0.36)	(-2.42)	(1.680)*	(-1.60)	(0.479)	(0.459)
GNP_{t-2}		2.916	-0.954	2.601	-	-	-2.624	-2.052
		(1.332)	(-0.40)	(1.273)	-	-	(-1.76)	(-1.49)
R^2		0.982	0.920	0.982	0.987	0.990	0.992	0.991
		〈0.973〉	〈0.889〉	〈0.974〉	〈0.982〉	〈0.986〉	〈0.988〉	〈0.987〉
D.W.		2.007	1.405	2.033	1.788	1.609	1.940	1.979
推定法		C-O	C-O	C-O	OLS	OLS	OLS	C-O
MMSE		5.902	61.308	5.953	4.829	3.710	3.107	3.737
LAD		18.679	51.278	18.658	16.318	16.131	14.592	14.863
豫測值	1995	4,475	4,656	4,463	4,827	5,630	5,643	5,607
	1996	5,076	6,092	5,203	5,890	6,935	7,255	7,198
	1997	6,793	8,048	7,053	6,545	8,845	8,809	8,899

註 : 1. 1970~94年 年度別 資料를 사용하여 추정하였음.
2. 時間趨勢는 1972년=1, ... , 1994년=23임.
3. *표한 것은 각각 t期와 t-1期의 차, t-1期와 t-2期의 차를 한 것임.
4. 더미 75, 더미 81, 더미 90, 더미 91은 각각 1975년, 1981년, 1990년, 1991년 이후 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.
5. ( )와 〈 〉 안은 t-값과 自由度가 調整된 R^2값임.

2) SUR 模型을 이용한 相續稅의 推定結果

相續稅 相續分과 贈與分에 대한 稅收函數를 하나의 稅收函數로 통합하여 SUR 모형을 이용하여 회귀한 결과는 〈表 2-11〉과 같다.

SUR 模型을 이용한 稅收函數 (a)에서의 相續分과 前節에서 相續稅 相續分을 독립적으로 분석한 稅收函數 (a)는 추정방법만 상이할 뿐이며 설명변수와 사용된 자료는 모두 동일하다. 양자간에 계수 추정치는 약간의 차이를 보이고 있지만 추정치의 符號가 모두 일치하여 서로 비슷한 측면에서 계수 추정치에 대한 해석이 가능하다. 다만 SUR 模型을 이용한 모형의 경우에는 그렇지 않은 경우에 비해 계수 추정치에 대한 t-값이 매우 높게 나타나 통계적 유의성이 상당히 개선된 것으로 나타났다. 이는 SUR 模型이 지니는 일반적인 특성, 즉 두 종속변수간에 통계적 상관관계가 존재하는 경우 추정치의 통계적 유의성이 증가하는 특성이 예외없이 실현된 결과인 것으로 해석할 수 있다. 이러한 결과는 相續稅 贈與分의 경우에도 동일하게 적용되고 있다. 즉 SUR 模型을 이용한 稅收函數 (a)와 贈與分 稅收函數 (c), 그리고 SUR 模型을 이용한 稅收函數 (b)와 贈與分 稅收函數 (a)의 경우를 각기 비교해 보더라도 동일한 결과를 얻을 수 있다.

이러한 결과를 놓고 볼 때 상속세 상속분과 증여분간에는 과세의 발생요인, 즉 상속과 증여라는 요인이 서로 다른 맥락에서 발생하는 것이지만 양자간에는 명시적 또는 암묵적인 상관관계가 존재한다는 것을 의미한다. 따라서 이러한 추가적인 정보를 바탕으로 SUR 模型을 이용하여 분석한 결과 추정치의 效率性이 제고되었다고 할 수 있다.

그러나 SUR 模型을 이용하더라도 설명변수로 채택된 국민총생산에 대한 계수 추정치는 통계적으로 유의성이 여전히 미약한 것으로 나타나고 있다. 따라서 국민총생산과 상속세 세수간에는 직접적인 상관관계가 크지 않다는 결론을 도출할 수 있다.

SUR 模型을 이용한 稅收函數 추정에 있어서는 稅收函數 (a)가 (b)에 비해 MMSE와 LAD가 모두 작게 나타나 세수예측력 측면에

〈表 2-11〉 SUR 模型을 이용한 相續稅의 推定結果

(單位 : %, 億원)

		(a)		(b)	
		相續分	贈與分	相續分	贈與分
常數項		26.160	13.922	1.799	0.748
		(1.065)	(1.012)	(3.612)	(3.642)
時間趨勢		0.516	0.410	0.121	0.201
		(76.35)	(103.6)	(107.3)	(385.6)
더미 75		2.077	1.386	0.866	0.689
		(16.14)	(19.74)	(6.677)	(13.63)
더미 81		1.241	0.993	0.987	0.847
		(17.36)	(24.50)	(6.946)	(14.25)
더미 90		-	0.648	-	0.788
		-	(23.13)	-	(25.13)
더미 91		1.112	-	1.482	-
		(23.15)	-	(19.88)	-
說明 t		1.152	0.412	3.257*	1.324*
		(0.675)	(0.438)	(1.009)*	(0.979)*
說明 t-1		-5.891	0.970	-2.313*	3.041*
		(-1.16)	(0.360)	(-0.40)*	(1.360)*
說明 t-2		2.434	-2.626	-	-
		(0.865)	(-1.80)	-	-
R^2		0.988		0.977	
		<0.981>		<0.966>	
D.W.		2.194	1.940	1.389	1.802
推定法		IFGLS		IFGLS	
MMSE		5.745	3.110	15.206	4.878
LAD		18.060	14.578	28.946	16.356
豫測値	1995	4,533	5,647	3,599	4,842
	1996	5,191	7,263	3,673	5,928
	1997	6,864	8,824	4,144	6,607

註 : 1. 1970~94年 年度別 資料를 사용하여 추정하였음.
2. 時間趨勢는 1972년=1, ... , 1994년=23임.
3. 더미 75, 더미 81, 더미 90, 더미 91은 각각 1975년, 1981년, 1990년, 1991년 이후 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.
4. 說明 t와 t-1, t-2는 각각 t期와 t-1期, t-2期의 國民總生産을 나타냄. 단, *표한 것은 각각 t期와 t-1期의 차, t-1期와 t-2期의 차를 한 것임.
5. ( )와 〈 〉 안은 t-값과 自由度가 調整된 R^2값임.

서 稅收函數 (a)가 보다 우수한 것으로 판단된다.

나. 稅收豫測力 分析

상속세에 대한 稅收推計模型을 설정함에 있어서는 상속분과 증여분 사이에 상관관계가 존재하지만 각각에 대한 稅收推計模型을 별도로 선정하여 각각에 대한 세수를 예측하도록 하며 상속세 총 세수에 대해서는 선정된 相續分 稅收推計模型과 贈與分 推計模型으로부터 추정된 세수에 대한 單純 合計를 사용하기로 한다.

MMSE와 LAD 기준을 놓고 볼 때 相續分과 贈與分의 경우 모두에서 SUR 모형을 이용한 경우가 각각을 독립적으로 분석한 경우보다 더 우수한 것으로 나타났다. 물론 그 차이는 매우 미미하여 양자간에 본질적인 차이는 크지 않은 것으로 판단된다. 더욱이 SUR 모형을 이용한 경우와 그렇지 않은 경우에 각기 예측한 1995~97년의 세수예측치는 양자간에 100억원 미만의 매우 근소한 차이만을 보일 뿐이므로 통계수치상으로 보면 SUR 모형을 이용한 경우가 더 우수한 것으로 나타났지만 사실상 어떤 것을 사용하더라도 실질적인 차이는 없는 것으로 판단된다.

〈表 2-12〉 相續稅 相續分과 贈與分의 稅收豫測 및 豫測誤差

(單位 : %, 億원)

		MMSE	LAD	相續稅收 豫測値		
				1995	1996	1997
相續分	相續分 (a)	5.902	18.679	4,475	5,076	6,793
	SUR 模型 (a)	5.745	18.060	4,533	5,191	6,864
贈與分	贈與分 (c)	3.107	14.592	5,643	7,255	8,809
	SUR 模型 (a)	3.110	14.578	5,647	7,263	8,824

4. 附加價値稅

附加價値稅는 일반소비세로서 모든 財貨와 用役을 課稅對象으로 하며, 예외적으로 課稅特例制度와 免稅制度, 零稅率制度 등을 가지고 있으나, 이들 특례과세제도로부터 징수되는 稅收의 比重은 작은 편이다. 부가가치세의 稅率은 10%의 단일세율로 되어 있으며, 따라서 부가가치세의 세수는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$VAT = 0.1\ X \text{ 또는 } \ln(VAT) = \ln(0.1) + \ln(X) \quad \cdots\cdots(11)$$

단, X = 附加價値稅 課稅標準

그러므로 부가가치세 稅收函數는 式 (11)과 같이 自然代數 線形模型의 형태로 표현 가능하므로 式 (11)을 이용하여 부가가치세의 稅收函數를 추정할 수 있다. 이러한 경우에는 稅收函數 내의 설명변수, 즉 부가가치세 과세표준에 대한 계수의 추정치는 1에 근사해야 할 것이다. 그러나 현실에 있어서는 계수의 추정치가 1과 비슷하지 않게 추정되는 경우가 많다. 이는 부가가치세가 각종 免稅 및 零稅率 制度, 課稅特例 制度 등으로 인하여 그 값이 1에서 멀어질 수 있는 여건이 많을 뿐만 아니라 시계열 자료가 일반적으로 지니는 특성 중의 하나인 時間趨勢 등을 감안한다면 더욱 그러할 가능성이 커진다. 더욱이 영세율 등을 적용하기 위해 수출 등과 같은 변수를 포함하여 회귀하면 그 결과는 더욱 더 크게 달라지게 되는 것이 일반적이다.

부가가치세는 國內分과 輸入分으로 나누어진다. 국내분은 納付稅額으로부터, 수출되는 재화와 용역 등과 같이 零稅率 등이 적용됨에 따라 還給되는 稅額을 차감함으로써 얻어지며, 수입분은 輸入되는 財貨나 用役으로부터 징수되는 부가가치세 부분을 말한다[5].

本節에서는 附加價値稅의 稅收函數 추정에 있어, 總計, 國內分,

輸入分, 그리고 SUR 모형을 이용하여 국내분과 수입분을 통합하여 분석하는 방법 등으로 구분하여 분석한다. 또한 자료의 이용 가능성과, 현행 부가가치세의 과세기간이 6개월 단위로 되어 있는 점 등을 고려하여 年度別 資料를 사용하는 경우와 半年度別 資料를 사용하는 경우의 두 가지로 나누어 위의 방법을 각기 적용하여 분석해 본다. 분석에 사용되는 자료는 1978년부터의 자료이다. 다만 半年度別 資料를 분석한 경우에는 季節特性(seasonality)을 반영하기 위해 上·下半期를 구분하는 더미를 추가하였다. 부가가치세는 도입 이래 세율의 변화가 없었을 뿐만 아니라 세법개정 효과도 매우 미미하므로 세법개정 효과에 대한 고려는 하지 않기로 한다.

가. 回歸分析

1) 附加價値稅 總實稅收의 推定結果

附加價値稅 總實稅收에 대한 稅收函數의 추정결과는 〈表 2-13〉~〈表 2-14〉와 같다. 부가가치세의 총실세수는 國內分 納付稅額과 輸入分의 합으로부터 國內分 還給稅額을 차감함으로써 얻어지며, 이 각각은 課稅 또는 免稅對象, 零稅率 適用範圍 등에 따라 그 값이 결정된다. 따라서 國民總生產, 消費支出, 輸出, 輸入, 設備投資 등을 설명변수로 채택하였다.

國民總生產과 民間消費支出은 부가가치세(특히 국내분)의 과세표준에 대한 대리변수로 선택 가능하며 이들 변수는 부가가치세 수입과 正(+)의 관계에 있다. 따라서 이들 변수에 대한 계수의 추정치는 陽數일 것으로 예상할 수 있다. 또한 수입분 부가가치세 수입과 관련해서는 輸入이나 國民總生產 등이 과세표준에 대한 대리변수로 사용 가능할 것이고 이들 변수 역시 부가가치세 수입과 正의 관계

5) 輸入分의 경우에도 納付稅額과 還給稅額으로 나누어지지만 환급세액의 크기가 매우 미미하기 때문에 수입분의 실세수에 대해서만 분석한다.

에 있으므로 계수의 추정치는 陽數가 될 것으로 예상된다. 반면에 輸出과 같이 영세율이 적용되거나 設備投資와 같이 附加價値稅 早期還給이 적용되는 경우에는 부가가치세 수입이 감소하는바, 이들 변수를 부가가치세 환급세액에 대한 대리변수로 사용 가능하며 계수의 추정치는 陰數가 될 것으로 예상할 수 있다. 1993년 2기분 부가가치세 납부부터는 한계세액공제제도가 도입되어 연간 매출액이 3,600만원에서 1억 5천만원 미만인 사업자를 대상으로 산출세액의 일부를 공제해 주었다. 이 제도는 1993년 2기 귀속분 부가가치세부터 적용되었기 때문에 실질적인 세수효과는 1994년부터 발생하였을 것으로 판단되어 더미변수를 사용하여 한계세액공제제도의 도입효과를 분석하였다(이후 限界더미라고 칭함). 따라서 限界더미의 계수 추정치는 陰의 값을 가질 것으로 예상할 수 있다.

부가가치세 총실세수에 대한 稅收函數를 단순최소자승법으로 추정한 결과 年度別 資料와 半年度別 資料를 사용한 것 모두에서 오차항에 자기상관이 존재하는 것으로 판정되어 코크레인-오컷 기법으로 재추정한 결과 자기상관 요소가 제거된 것으로 분석되었다.

먼저 年度別 資料를 사용하여 세수함수를 분석한 회귀분석의 결과를 살펴보자.

國民總生産이나 民間消費支出, 그리고 輸入에 대한 계수 추정치의 부호는 예상대로 陽의 값을 가지면서 통계적으로 매우 有意한 것으로 추정되었다. 또한 限界더미와 輸出, 設備投資에 대한 계수 추정치 또한 예상대로 陰의 값으로 추정되었다. 다만 輸出과 설비투자에 대해서는 추정치의 통계적 유의성이 높지만 限界더미에 대해서는 통계적으로 유의성이 낮은 것으로 나타났다. 限界더미에 대한 추정치의 통계적 유의성이 낮긴 하지만 陰의 값을 가지는 것으로부터, 한계세액공제제도가 부가가치세 수입에 負(-)의 효과를 가진다는 것을 암묵적으로 추론할 수 있다. 부가가치세 총계에 대한 다섯 가지의 稅收函數 모두에서 대체로 추정결과가 통계적으로

〈表 2－13〉 附加價値稅 總實稅收의 推定結果 (年度別 資料)

(單位 : %, 億원)

		(a)	(b)	(c)	(d)	(e)
常數項		-2.119	-5.268	-1.098	-2.013	-0.486
		(-0.78)	(-28.9)	(-0.27)	(-0.71)	(-0.12)
時間趨勢		0.040	-	0.053	0.042	0.062
		(1.165)	-	(1.008)	(1.183)	(0.127)
限界 더미		-	-	-0.020	-	-0.033
		-	-	(-0.35)	-	(-0.61)
GNP_t		1.128	1.574	1.120	-	-
		(3.508)	(7.745)	(2.232)	-	-
民間消費$_t$		-	-	-	1.157	0.987
		-	-	-	(3.364)	(2.176)
輸入$_t$		0.699	0.638	0.736	0.242	0.367
		(5.066)	(4.847)	(4.106)	(0.927)	(1.083)
輸出$_t$		-0.547	-0.567	-0.546	-0.304	-0.338
		(-8.93)	(-9.30)	(-8.42)	(-4.22)	(-3.54)
設備投資$_t$		-0.569	-0.577	-0.569	-0.202	-0.255
		(-5.69)	(-5.56)	(-5.39)	(-1.97)	(-1.84)
R^2		0.999	0.999	0.999	0.999	0.999
		〈0.998〉	〈0.998〉	〈0.998〉	〈0.998〉	〈0.998〉
D.W.		2.527	2.403	2.494	2.359	2.335
推定法		C-O	C-O	C-O	C-O	C-O
MMSE		0.072	0.085	0.070	0.076	0.069
LAD		2.231	2.512	2.082	2.226	1.963
豫測値	1995	156,961	152,034	156,468	153,233	152,910
	1996	191,302	183,698	191,464	183,169	184,439
	1997	220,567	208,237	222,261	210,274	214,109

註 : 1. 1978～94年의 年度別 資料를 사용하여 추정하였음.

2. 時間趨勢는 1978년＝1, … , 1994년＝17임.

3. 限界 더미는 한계세액공제제도가 본격적으로 도입된 1994년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

4. ( )와 〈 〉 안은 t－값과 自由度가 調整된 R^2값임.

〈表 2－14〉 附加價値稅 總實稅收의 推定結果(半年度別 資料)

(單位 : %, 億원)

		(a)	(b)	(c)	(d)	(e)
常數項		-0.061	-0.572	-4.988	-5.059	2.038
		(-0.02)	(-0.28)	(-27.8)	(-29.5)	(0.801)
時間趨勢		0.033	0.030	-	0.135	0.048
		(1.840)	(2.222)	-	(3.699)	(2.759)
上·下半期		0.053	0.063	0.140	-	-0.049
더미		(0.859)	(1.260)	(3.701)	-	(-1.14)
限界 더미		-0.013	-	0.038	-	-0.040
		(-0.30)	-	(1.099)	-	(-0.95)
GNP_t		0.920	0.982	1.477	1.461	-
		(2.725)	(3.762)	(9.288)	(9.005)	-
民間消費$_t$		-	-	-	-	0.634
		-	-	-	-	(1.935)
輸入$_t$		0.733	0.711	0.591	0.624	0.550
		(5.667)	(6.681)	(5.250)	(5.581)	(2.154)
輸出$_t$		-0.507	-0.507	-0.523	-0.535	-0.371
		(-8.89)	(-9.04)	(-8.55)	(-8.64)	(-5.05)
設備投資$_t$		-0.493	-0.493	-0.487	-0.484	-0.283
		(-6.19)	(-6.30)	(-5.69)	(-5.52)	(-2.76)
R^2		0.996	0.996	0.996	0.996	0.995
		〈0.995〉	〈0.995〉	〈0.996〉	〈0.996〉	〈0.994〉
D.W.		2.026	2.031	2.038	1.987	1.812
推定法		C-O	C-O	C-O	C-O	C-O
MMSE		0.241	0.239	0.231	0.232	0.322
LAD		4.008	3.982	3.880	3.825	4.414
豫	1995	158,734	159,126	155,337	151,565	157,919
測	1996	193,598	193,626	186,042	181,887	192,240
値	1997	226,109	225,281	210,535	206,326	227,214

註 : 1. 1978~94年의 半年度別 資料를 사용하여 추정하였음.
2. 時間趨勢는 1978년 上半期=1, ... , 1994년 下半期=34임.
3. 上·下半期 더미는 上半期=1, 下半期=0의 값을 가짐.
4. 限界 더미는 한계세액공제제도가 본격적으로 도입된 1994년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.
5. (　)와 〈　〉 안은 t-값과 自由度가 調整된 R^2값임.

유의성이 높은 것으로 판단되며 세수예측력도 거의 비슷한 것을 볼 수 있다. 그 가운데 稅收函數 (c)와 (e)의 경우가 가장 세수예측력이 높은 것으로 분석되었다.

半年度別 資料를 사용하여 분석한 경우에도 年度別 資料를 사용한 경우와 대체로 비슷한 결과가 나타났다. 즉, 國民總生產이나 民間消費支出, 輸入에 대해서는 계수 추정치가 陽의 값을 가졌으며 輸出, 設備投資, 限界더미의 계수 추정치는 예상대로 陰의 값을 가진 것으로 추정되었다. 여섯 가지 稅收函數 가운데 時間趨勢, 上·下半期 더미, 國民總生產, 輸入, 輸出, 設備投資를 설명변수로 채택한 稅收函數 (d)가 가장 세수예측력이 높은 것으로 분석되었다. 다만 연도별 자료를 분석한 것과 비교해서는 세수예측력이 다소 떨어지는 것으로 나타났으나 그 차이는 크지 않은 편이다.

2) 附加價值稅 國內分의 推定結果

前述한 바와 같이 國內分 附加價值稅는 납부세액과 환급세액으로 나누어지며 國內分 稅收는 납부세액으로부터 환급세액을 차감하면 얻어진다. 國內分 세수에는 輸入 財貨와 用役 부분이 제외되므로 부가가치세 총계에 대한 설명변수로부터 輸入만을 제외하면 國內分 附加價值稅 稅收函數의 설명변수가 된다.

年度別 資料를 사용하여 國內分 附加價值稅를 분석한 稅收函數는 모두 여섯 가지이다. 한계세액공제제도를 나타내는 限界더미가 설명변수로 포함된 稅收函數는 (a), (c), (d), (f)의 네 가지이며 계수 추정치는 모두 통계적으로 유의성이 낮은 것으로 분석되었다. 그 가운데 稅收函數 (a)와 (c)의 경우에는 추정치의 값이 陽의 값을 가져 限界稅額控除制度가 부가가치세 세수에 미치는 효과를 제대로 파악하지 못하고 있는 것으로 해석된다. 時間趨勢에 대한 계수 추정치 역시 限界더미의 경우와 같이 통계적 유의성이 상당히 떨어지

는 것으로 추정되었다. 그러나 國民總生産이나 民間消費支出, 輸出, 設備投資에 대해서는 추정치의 통계적 유의성이 매우 높은 것으로 나타났다. 세수예측력은 民間消費支出을 사용한 稅收函數 (d)와 (e)가 가장 우수한 것으로 나타났다(〈表 2-15〉 참조).

半年度別 資料를 사용한 稅收函數의 추정결과도 年度別 資料를 사용하여 분석한 것과 추정결과가 거의 유사하며 세수예측력은 稅收函數 (e)가 가장 우수한 것으로 판단된다(〈表 2-16〉 참조).

國內分 附加價値稅에 대한 稅收函數 분석은 年度別 資料와 半年度別 資料를 사용한 것 모두에서 공통적으로 국민총생산 대신 民間消費支出을 사용한 모형이 세수예측력이 우수한 것으로 나타난 반면에 附加價値稅 總計에 대해서는 國民總生産을 사용한 경우가 세수예측력이 더 우수한 것으로 나타나 대조를 이룬다. 이는 아마도 국내분 부가가치세의 경우 수입분이 제외되므로 부가가치의 합을 나타내는 국민총생산보다는 消費支出이 국내분 과세대상과 더 밀접한 관계가 있기 때문인 것으로 해석된다.

3) 附加價値稅 輸入分의 推定結果

輸入分은 수입되는 財貨나 用役을 대상으로 과세하므로 수입분의 課稅對象에 대한 대리변수로는 輸入을 사용하는 것이 가능하다. 그러나 輸入에 있어서도 再輸出 등을 목적으로 일시적으로 수입되는 등, 零稅率이 적용되는 부분도 존재하므로 輸入만을 가지고 부가가치세 수입분에 대한 설명변수로 삼기는 어려울 수 있다. 따라서 輸入 이외에도 國民總生産이나 消費支出 등 재화나 용역의 수입요소를 상당 부분 설명할 수 있는 변수를 附加價値稅 輸入分 稅收函數의 설명변수로 사용하였다.

前述한 바와 같이 수입분의 경우에도 환급세액이 존재하지만 그 규모는 상당히 작아 무시할 수 있는 정도이므로 환급세액을 설명하

〈表 2−15〉 附加價值稅 國內分의 推定結果 (年度別 資料)

(單位 : %, 億원)

		(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
常數項		-22.544	-13.272	-13.273	-3.050	-13.252	-13.386
		(-1.37)	(-14.5)	(-11.5)	(-0.25)	(-13.8)	(-12.4)
時間趨勢		-0.118	-	-	0.138	-	-
		(-0.57)	-	-	(0.907)	-	-
限界 더미		0.104	-	0.063	-0.155	-	-0.058
		(0.440)	-	(0.334)	(-0.78)	-	(-0.33)
GNP_t		6.631	5.924	5.736	-	-	-
		(4.657)	(10.19)	(7.758)	-	-	-
民間消費$_t$		-	-	-	3.299	3.670	3.702
		-	-	-	(4.930)	(8.934)	(8.467)
輸出$_t$		-1.812	-1.776	-1.651	-1.085	-1.054	-1.071
		(-5.33)	(-5.77)	(-4.38)	(-3.87)	(-3.720)	(-3.59)
設備投資$_t$		-2.995	-3.086	-3.001	-1.587	-1.066	-1.072
		(-6.13)	(-7.19)	(-5.60)	(-3.07)	(-3.58)	(-3.47)
R^2		0.982	0.981	0.981	0.986	0.984	0.984
		〈0.974〉	〈0.976〉	〈0.975〉	〈0.978〉	〈0.980〉	〈0.979〉
D.W.		2.419	2.379	2.396	2.245	2.167	2.173
推定法		C-O	C-O	OLS	C-O	OLS	OLS
MMSE		1.787	1.983	1.928	1.392	1.590	1.579
LAD		10.203	11.099	10.627	9.536	10.092	9.704
豫	1995	54,168	52,556	56,496	60,440	65,264	62,412
測	1996	73,552	73,279	78,023	84,263	87,393	83,796
値	1997	73,918	76,511	81,769	99,226	99,676	95,648

註 : 1. 1978~94年의 年度別 資料를 사용하여 추정하였음.

2. 時間趨勢는 1978년=1, … , 1994년=17임.

3. 限界 더미는 한계세액공제제도가 본격적으로 도입된 1994년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

4. ( )와 〈 〉 안은 t−값과 自由度가 調整된 R^2값임.

〈表 2-16〉 附加價值稅 國內分의 推定結果 (半年度別 資料)

(單位 : %, 億원)

		(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
常數項		-3.174	-12.065	-12.217	-12.212	-13.383	-13.236
		(-0.25)	(-11.3)	(-12.1)	(-1.51)	(-12.8)	(-13.9)
時間趨勢		0.060	-	-	0.008	-	-
		(0.719)	-	-	(0.146)	-	-
上·下半期		0.544	0.661	0.663	0.069	0.075	0.073
더 미		(2.848)	(6.383)	(6.530)	(0.767)	(0.940)	(0.933)
限界 더미		-	0.100	-	-0.076	-0.068	-
		-	(0.557)	-	(-0.39)	(-0.37)	-
GNP_t		4.361	5.044	5.055	-	-	-
		(3.920)	(8.458)	(8.575)	-	-	-
民間消費$_t$		-	-	-	3.634	3.694	3.658
		-	-	-	(6.056)	(8.579)	(8.851)
輸出$_t$		-1.525	-1.530	-1.541	-1.010	-1.006	-0.986
		(-4.21)	(-4.29)	(-4.34)	(-3.26)	(-3.32)	(-3.36)
設備投資$_t$		-2.539	-2.449	-2.436	-1.149	-1.103	-1.097
		(-5.45)	(-5.67)	(-5.66)	(-2.61)	(-3.67)	(-3.71)
R^2		0.954	0.960	0.960	0.963	0.963	0.963
		〈0.945〉	〈0.952〉	〈0.954〉	〈0.955〉	〈0.956〉	〈0.958〉
D.W.		1.778	1.829	1.798	2.049	2.043	2.032
推定法		C-O	C-O	C-O	OLS	OLS	OLS
MMSE		8.066	6.160	6.192	4.542	4.534	4.578
LAD		18.208	17.507	17.522	16.255	16.215	16.213
豫	1995	55,915	57,300	53,141	63,019	63,047	66,438
測	1996	77,320	76,963	71,531	84,565	84,255	88,527
値	1997	84,467	80,948	75,364	96,845	96,130	100,912

註 : 1. 1978~94年의 半年度別 資料를 사용하여 추정하였음.

2. 時間趨勢는 1978년 上半期=1, … , 1994년 下半期=34임.

3. 上·下半期 더미는 上半期=1, 下半期=0의 값을 가짐.

4. 限界 더미는 한계세액공제제도가 본격적으로 도입된 1994년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

5. ( )와 〈 〉 안은 t-값과 自由度가 調整된 R^2값임.

는 변수들은 稅收函數 내에 포함시키지 않았다.

附加價値稅 輸入分에 대한 稅收函數는 年度別 資料와 半年度別 資料를 사용한 경우에 대해 각각 여섯 가지의 稅收函數를 설정하였다. 輸入分 稅收函數를 단순최소자승법으로 추정한 결과, 오차항에 자기상관이 존재하는 것으로 판단되어 코크레인-오컷 기법으로 추정하여 자기상관 요소를 제거하여 주었다.

年度別 資料를 분석한 경우에 時間趨勢에 대한 추정치의 통계적 유의성은 輸入, 國民總生産, 民間消費支出을 설명변수로 사용한 경우 모두에서 상당히 낮은 것으로 나타났다. 세수예측력 측면에서는 예상과는 달리 輸入을 설명변수가 民間消費支出을 설명변수로 사용한 경우보다는 세수예측력이 높지만 國民總生産을 설명변수로 사용한 경우보다는 세수예측력이 떨어지는 것으로 나타났다. 이는 아마도 輸入統計가 다른 변수에 비해 부가가치세 수입분을 설명하는 데 있어 교란요인이 많기 때문인 것으로 해석된다. 전체적으로는 통계적 유의성이 낮은 시간추세를 제외한 稅收函數 (d)가 총체적인 통계적 유의성이 높다고 하겠다(〈表 2-17〉 참조).

半年度別 資料를 사용하여 분석한 경우에는 時間趨勢에 대한 추정치의 통계적 유의성이 다소 낮은 것으로 나타났으나 年度別 資料를 사용하여 분석한 경우와 비교해 보면 상대적으로 높은 것을 알 수 있다. 半年度別 資料를 사용한 경우에는 年度別 資料를 사용한 경우와는 반대로 輸入을 설명변수로 채택한 세수함수의 세수예측력이 國民總生産이나 民間消費支出을 설명변수로 사용한 稅收函數의 세수예측력보다 다소 우수한 것으로 나타났다. 그러나 그 차이는 매우 적은 편이다. 半年度別 資料를 분석한 경우에는 時間趨勢의 계수 추정치에 대한 통계적 유의성이 높은 稅收函數 (a)가 세수예측력이 가장 우수한 것으로 분석되었다(〈表 2-18〉 참조).

〈表 2－17〉 附加價値稅 輸入分의 推定結果 (年度別 資料)

(單位 : %, 億원)

		(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
常數項		-1.689	-3.573	-6.165	-2.275	3.306	-3.230
		(-0.78)	(-6.11)	(-1.01)	(-7.13)	(0.680)	(-5.22)
時間趨勢		0.021	-	-0.048	-	0.073	-
		(0.906)	-	(-0.64)	-	(1.346)	-
輸入$_t$		0.911	1.074	-	-	-	-
		(4.914)	(23.81)	-	-	-	-
GNP$_t$		-	-	1.212	0.898	-	-
		-	-	(2.454)	(39.01)	-	-
民間消費$_t$		-	-	-	-	0.463	1.006
		-	-	-	-	(1.144)	(21.81)
R^2		0.990	0.985	0.994	0.994	0.991	0.990
		〈0.989〉	〈0.984〉	〈0.994〉	〈0.993〉	〈0.990〉	〈0.990〉
D.W.		1.731	1.564	1.875	1.926	1.828	1.718
推定法		C-O	C-O	C-O	C-O	C-O	C-O
MMSE		0.417	0.603	0.267	0.298	0.415	0.445
LAD		5.157	5.881	4.263	4.763	5.676	5.639
豫	1995	93,273	95,166	75,681	77,206	80,713	80,021
測	1996	106,703	108,811	83,341	85,909	91,748	90,173
値	1997	124,382	127,201	89,963	94,189	103,429	99,795

註 : 1. 1978~94年의 年度別 資料를 사용하여 추정하였음.
2. 時間趨勢는 1978년=1, ... , 1994년=17임.
3. ( )와 〈 〉 안은 t－값과 自由度가 調整된 R^2값임.

〈表 2-18〉 附加價値稅 輸入分의 推定結果 (半年度別 資料)

(單位 : %, 億원)

		(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
常數項		-0.317	-3.163	-2.613	-2.394	2.594	-3.075
		(-0.14)	(-6.53)	(-0.60)	(-7.20)	(0.648)	(-5.73)
時間趨勢		0.017	-	-0.001	-	0.034	-
		(1.278)	-	(-0.05)	-	(1.425)	-
上·下半期		-0.081	-0.077	0.065	0.062	-0.061	-0.028
더 미		(-5.22)	(-5.46)	(0.981)	(3.291)	(-2.05)	(-1.61)
輸 入$_t$		0.787	1.049	-	-	-	-
		(3.875)	(26.30)	-	-	-	-
GNP$_t$		-	-	0.918	0.900	-	-
		-	-	(2.470)	(35.85)	-	-
民間消費$_t$		-	-	-	-	0.497	0.996
		-	-	-	-	(1.410)	(23.55)
R^2		0.991	0.986	0.990	0.990	0.987	0.986
		〈0.990〉	〈0.985〉	〈0.989〉	〈0.989〉	〈0.985〉	〈0.985〉
D.W.		2.385	2.575	2.059	2.060	2.067	2.123
推定法		C-O	C-O	C-O	C-O	C-O	C-O
MMSE		0.434	0.628	0.489	0.492	0.664	0.686
LAD		5.397	6.298	5.559	5.592	6.674	6.431
豫	1995	90,818	93,762	77,134	77,232	80,598	79,398
測	1996	103,561	106,751	85,788	85,951	91,559	89,357
値	1997	120,226	124,448	93,937	94,203	103,092	98,790

註 : 1. 1978~94年의 半年度別 資料를 사용하여 추정하였음.
2. 時間趨勢는 1978년 上半期=1, ... , 1994년 下半期=34임.
3. 上·下半期 더미는 上半期=1, 下半期=0의 값을 가짐.
4. ( )와 〈 〉 안은 t-값과 自由度가 調整된 R^2값임.

4) SUR 模型을 이용한 附加價値稅의 推定結果

附加價値稅 國內分과 輸入分에 대한 과세대상은 輸入된 財貨나

用役인지의 여부에 따라 구분되므로 일견 상관관계가 적은 것으로 생각할 수 있다. 그러나 부가가치세 세수는 景氣의 浮沈에 따라 상당히 영향을 크게 받는바, 國內景氣가 어떠한가에 따라 國內分 附加價値稅 收入은 물론이고 輸入規模의 변동도 초래하여 輸入分 附加價値稅 收入에도 영향을 미치기 때문에 양자간에는 상관관계가 존재할 것으로 판단된다. 따라서 本節에서는 附加價値稅 稅收函數를 國內分과 輸入分을 하나의 모형으로 통합하여 SUR 모형을 이용하여 분석하였다.

國內分 稅收函數에 대한 설명변수로는 時間趨勢, 上·下半期더미, 限界더미, 輸出, 設備投資, 國民總生産을 사용하였다. 前節에서는 民間消費支出도 설명변수로 사용하였으나 SUR 모형을 이용한 회귀분석 결과에 의하면 민간소비지출에 대한 통계적 유의성이나 세수예측력이 매우 낮은 등, 세수설명력이 매우 떨어지는 것으로 분석되어 國內分 稅收函數에 대한 설명변수로부터 민간소비지출은 제외하고 분석하였다.

輸入分 稅收函數에 대한 설명변수로는 前節에서와 같이 輸入과 國民總生産, 民間消費支出을 사용하였으나 분석결과 민간소비지출의 경우에는 통계적 유의성은 물론이고 세수예측력 또한 매우 떨어지는 것으로 판정되어 분석에서 제외하였으며, 年度別 資料를 사용하여 분석한 경우에는 國民總生産도 설명력이 매우 미약한 것으로 판정되어 輸入分 稅收函數의 설명변수에서 제외하였다.

먼저 年度別 資料를 사용하여 분석한 결과를 살펴보자(〈表 2-19〉 참조).

附加價値稅 國內分에 대한 稅收函數의 추정결과를 보면, 限界稅額控除制度를 대표하는 限界더미를 포함하고 있는 稅收函數 (b)의 경우에 限界더미에 대한 계수 추정치의 부호가 陰으로 나타나 限界稅額控除制度가 부가가치세 국내분 세수에 負(－)의 효과를 나타낸 것으로 해석이 가능한바, 한계세액공제제도가 부가가치세 세수를

감소시키고 있다는 일반적인 상식과 일치하지만 통계적 유의성은 낮은 편이다. 國民總生產에 대한 계수 추정치의 부호는 예상대로 陽으로 나타났으며 통계적 유의성 또한 매우 높게 나타났다. 이에 반해 환급세액을 설명해 주고 있는 輸出과 設備投資는 세 가지 稅收函數 모두에서 陰의 부호를 나타냈으며 통계적 유의성도 매우 높아 설명력이 상당히 높음을 알 수 있다.

輸入分에 대한 稅收函數의 추정결과를 살펴보자. 먼저 時間趨勢와 輸入에 대한 계수 추정치가 통계적으로 매우 유의할 뿐만 아니라 t-값도 수입분을 독립적으로 분석하였던 것에 비해 상당히 크게 증가한 것을 볼 수 있다. 다만 輸入分 稅收函數는 세 가지 경우 모두에서 동일한 설명변수를 사용하였음에도 불구하고 國內分 稅收函數의 설명변수가 어떠한 것이냐의 여부에 따라 추정치의 값이 커다란 차이를 보이고 있다. 이는 附加價値稅 輸入分 稅收가 國內分 稅收와 매우 밀접한 상관관계가 있음을 간접적으로 시사해 주기 때문인 것으로 해석된다.

年度別 資料를 대상으로 SUR 模型을 이용하여 附加價値稅 稅收函數를 추정한 결과에 따르면 세 가지 모두 대체로 비슷한 결과를 보여주고 있지만 세수예측력 측면에서는 稅收函數 (a)가 가장 우수한 것으로 판단된다. 이는 稅收函數 (a)가 국내분과 수입분의 합계, 즉 부가가치세 총계에 대한 MMSE와 LAD가 가장 작기 때문이다.

半年度別 資料를 사용하여 부가가치세에 대한 네 가지 稅收函數를 분석한 결과는 다음의 〈表 2-20〉에서 보는 바와 같다.

國內分에 대한 稅收函數 (b)와 (c)에서는 限界더미를 설명변수로 포함하여 추정하였다. 두 가지 모두에서 限界더미의 계수 추정치의 符號는 陰으로 나타났다. 稅收函數 (c)의 경우에는 限界더미에 대한 통계적 유의성이 낮게 나타났지만 稅收函數 (b)의 경우에는 稅收函數 (c)를 포함하여 앞에서 살펴본 어떠한 稅收函數模型에서도 볼 수 없었듯이 限界더미의 계수 추정치가 통계적으로 有意한 것으

〈表 2－19〉 SUR 模型을 이용한 附加價値稅의 推定結果 (年度別 資料)

(單位 : %, 億원)

	(a)		(b)		(c)	
	國內分	輸入分	國內分	輸入分	國內分	輸入分
常 數 項	-19.452	0.015	-18.621	-0.051	-20.964	-6.589
	(-0.38)	(0.030)	(-0.22)	(-0.08)	(-0.20)	(-0.55)
時間趨勢	-0.115	0.036	-0.104	0.035	-0.101	-0.053
	(-14.5)	(462.6)	(-7.60)	(337.4)	(-5.89)	(-28.1)
限界 더미	-	-	-0.012	-	-	-
	-	-	(-1.28)	-	-	-
GNP_t	4.285	-	4.205	-	6.124	-
	(8.621)	-	(5.669)	-	(5.641)	-
$輸入_t$	-	0.768	-	0.774	-	1.246
	-	(202.9)	-	(149.2)	-	(15.98)
$輸出_t$	-1.524	-	-1.522	-	-1.670	-
	(-62.1)	-	(-62.7)	-	(-17.5)	-
$設備投資_t$	-0.833	-	-0.819	-	-2.704	-
	(-15.6)	-	(-15.4)	-	(-15.6)	-
R^2	0.973		0.973		0.988	
	〈0.964〉		〈0.962〉		〈0.984〉	
D.W.	1.061	0.861	1.041	0.851	2.389	1.777
推 定 法	IFGLS		IFGLS		IFGLS	

	(a)			(b)			(c)		
MMSE	5.104	0.254	0.141	5.178	0.257	0.143	2.008	0.266	0.201
LAD	18.329	4.590	2.928	18.510	4.612	2.945	10.775	4.197	3.786
豫測値 1995	55,839	90,375	146,214	55,668	90,429	146,097	51,594	75,472	127,066
豫測値 1996	72,319	103,065	175,384	72,266	103,119	175,385	69,482	83,018	152,500
豫測値 1997	77,470	119,415	196,885	77,730	119,483	197,213	70,993	89,461	160,454

註 : 1. 1978~94年 年度別 資料를 사용하여 추정하였음.
2. 時間趨勢는 1978년＝1, … , 1994년＝17임.
3. 限界 더미는 한계세액공제제도가 본격적으로 도입된 1994년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.
4. ( )와 〈 〉 안은 t－값과 自由度가 調整된 R^2값임.
5. MMSE, LAD, 豫測値의 수치는 각각 國內分, 輸入分, 兩者의 合計에 대한 것임.

〈表 2-20〉 SUR 模型을 이용한 附加價値稅의 推定結果 (半年度別 資料)

(單位 : %, 億원)

	(a)		(b)		(c)		(d)	
	國內分	輸入分	國內分	輸入分	國內分	輸入分	國內分	輸入分
常數項	-28.210	0.934	-23.366	-5.056	-15.758	-0.264	-14.023	-0.264
	(-0.51)	(1.020)	(-0.35)	(-0.75)	(-0.31)	(-0.13)	(-0.23)	(-0.13)
時間趨勢	-0.109	0.024	-0.072	-0.017	-0.020	0.014	-0.010	0.014
	(-44.70)	(644.3)	(-24.4)	(-58.4)	(-8.98)	(155.4)	(-3.55)	(155.4)
上·下半期	0.782	-0.081	0.769	0.099	0.095	-	0.081	-
더 미	(36.79)	(-169.3)	(31.53)	(46.74)	(12.82)	-	(10.28)	-
限界더미	-	-	-	-	-	-	-0.081	-
	-	-	-	-	-	-	(-2.74)	-
GNP_t	5.754	-	5.727	1.125	-	0.719	-	0.719
	(9.804)	-	(7.743)	(23.24)	-	(48.98)	-	(48.980)
民間消費	-	-	-	-	3.443	-	3.213	-
支 出$_t$	-	-	-	-	(13.81)	-	(10.39)	-
輸 入$_t$	-	0.672	-	-	-	-	-	-
	-	(85.54)	-	-	-	-	-	-
輸 出$_t$	-1.515	-	-1.440	-	-0.896	-	-0.873	-
	(-22.4)	-	(-16.0)	-	(-15.3)	-	(-11.5)	-
設備投資$_t$	-1.679	-	-2.222	-	-0.746	-	-0.680	-
	(-15.4)	-	(-15.2)	-	(-6.19)	-	(-4.38)	-
R^2	0.974		0.975		0.972		0.972	
	〈0.969〉		〈0.971〉		〈0.967〉		〈0.966〉	
D.W.	1.317	1.231	1.514	1.382	2.070	1.401	2.018	1.280
推定法	IFGLS		IFGLS		IFGLS		IFGLS	

	(a) 國內分	(a) 輸入分	(a) 合計	(b) 國內分	(b) 輸入分	(b) 合計	(c) 國內分	(c) 輸入分	(c) 合計	(d) 國內分	(d) 輸入分	(d) 合計
MMSE	5.897	0.403	0.240	5.247	0.469	0.404	5.584	0.476	0.270	5.95	0.400	0.334
LAD	17.67	5.169	4.007	16.98	5.282	5.140	17.770	5.361	4.160	17.95	5.101	4.661
豫測値 1995	50,698	89,581	140,279	51,465	75,888	127,353	35,180	74,976	110,156	34,701	89,011	123,712
豫測値 1996	64,422	102,220	166,642	66,593	83,806	150,399	45,649	82,377	128,026	45,082	101,652	146,734
豫測値 1997	64,772	118,444	183,216	67,563	90,802	158,365	51,623	88,592	140,215	51,415	117,716	169,131

註 : 1. 1978~94年 半年度別 資料를 사용하여 추정하였음.
2. 時間趨勢는 1978년 上半期=1, ... , 1994년 下半期=34임.
3. 上·下半期 더미는 上半期=1, 下半期=0의 값을 가짐.
4. 限界 더미는 한계세액공제제도가 본격적으로 도입된 1994년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.
5. ( )와 〈 〉 안은 t-값과 自由度가 調整된 R^2값임.
6. MMSE, LAD, 豫測値의 수치는 각각 國內分, 輸入分, 兩者의 합계에 대한 것임.

로 나타났다. 따라서 이전의 모형에서는 한계세액공제제도가 부가가치세 세수에 負(−)의 효과를 가진다는 것을 암묵적으로만 해석할 수 있었지만 SUR 模型을 이용한 稅收函數 (b)에서는 이러한 관계에 대해 統計的으로 상당히 有意한 것으로 결론지을 수 있다. 따라서 이 모형 내에서는 限界稅額控除制度가 附加價値稅 稅收에 負(−)의 효과를 미치는 것으로 해석할 수 있다.

年度別 資料를 대상으로 분석한 경우와는 달리 半年度別 資料를 사용하여 분석한 附加價値稅 輸入分에 대한 稅收函數의 추정결과를 보면 輸入 이외에 國民總生産도 상당히 설명력을 가지는 것으로 분석되었다.

세수예측력은, 國內分의 경우 限界더미의 統計的 有意性이 크지 않거나 경제학적인 의미가 없는 것으로 나타나 이를 제외하고 國民總生産을, 그리고 輸入分의 경우에는 輸入을 설명변수로 사용한 稅收函數 (a)가 가장 우수한 것으로 판단된다.

나. 稅收豫測力 分析

附加價値稅 國內分의 경우에는 年度別 資料를 사용한 稅收函數 (e)와 半年度別 資料를 사용한 稅收函數 (e)가 가장 稅收豫測力 및 統計的 有意性이 높은 것으로 분석되었다. 이를 기초로 양자간의 세수예측력을 비교해 보면 年度別 資料에 의한 稅收函數 (e)가 半年度別 資料에 의한 稅收函數 (e)보다 MMSE와 LAD가 모두 더 작게 나타났다. 1995～97년 동안의 부가가치세 국내분 세수를 예측한 것을 보면 두 가지 경우가 거의 비슷하다. 다만 半年度別 資料를 이용하여 예측한 경우가 年度別 資料를 이용하여 예측한 경우보다 연간 약 1천억원씩 더 크게 예측되었다. 본 연구에서는 부가가치세 국내분 세수에 대한 稅收推計模型으로 세수예측력이 가장 우수한 年度別 資料를 대상으로 분석한 稅收函數 (e)를 선정하기로 한다.

附加價値稅 輸入分에 대한 稅收函數로 年度別 資料를 사용한 稅

收函數 (d)와 半年度別 資料를 사용한 稅收函數 (a)를 비교해 보자. 輸入分에 대한 稅收函數의 경우에도 國內分에서 보았던 경우와 마찬가지로 年度別 資料를 사용한 稅收函數가 半年度別 資料를 사용한 稅收函數에 비해 MMSE와 LAD가 모두 더 작게 나타나 稅收豫測力 측면에서 前者가 後者에 비해 더 우수한 것으로 판단된다. 1995~97년 동안의 輸入分 稅收의 예측치는 1995년에 양자간의 차이가 1조 3,600억원 정도이지만 계속 그 격차가 벌어져 1997년에는 2조 6천억원 정도로 확대된다. 이는 半年度別 資料를 분석한 경우 세수예측오차가 크게 나타났으며, 특히 최근의 예측오차가 더욱 확대되고 있는 것에 기인하는 것으로 판단된다.

附加價値稅 總計에 대한 稅收推計模型을 선정하기 위해 다음의 여섯 가지 경우를 상호 비교한다. 먼저 附加價値稅 總計 資料를 사용하여 분석한 경우 중에서 年度別 資料를 대상으로 분석한 稅收函數 (c)와 (e), 半年度別 資料를 대상으로 분석한 稅收函數 (d), 그리고 年度別 資料를 대상으로 분석한 國內分 稅收函數 (e)와 수입분의 合, 年度別 資料에 의한 SUR 模型 (a)와 半年度別 資料에 의한 SUR 模型 (a)를 선택하였다. 이들 모형을 선택한 이유는 세수예측력이 우수한 稅收函數 가운데 추정치의 통계적 유의성도 상당히 높은 것들을 선택하였다.

附加價値稅 總計에 대한 여섯 가지 稅收函數 가운데 MMSE가 가장 작은 것은 연도별 부가가치세 총계를 분석한 稅收函數 (e)로 그 값은 0.069%이며 이에 비해 매우 근소한 차이로 연도별 부가가치세 총계에 대한 稅收函數 (c)가 0.070%로 그 다음을 잇고 있다. LAD의 경우에는 역시 연도별 부가가치세 총계에 의한 稅收函數 (e)가 가장 작다. 따라서 세수예측력 측면에서는 年度別 附加價値稅 總計를 대상으로 한 稅收函數 (e)가 가장 우수한 것으로 판단된다.

〈表 2－21〉 **附加價値稅의 稅收豫測 및 豫測誤差**

(單位 : %, 億원)

		MMSE	LAD	豫測値		
				1995	1996	1997
國內分	年度別 國內分 (e)	1.579	9.704	62,412	83,796	95,648
	半年度別 國內分 (e)	4.534	16.215	63,047	84,255	96,130
輸入分	年度別 輸入分 (d)	0.298	4.763	77,206	85,909	94,189
	半年度別 輸入分(a)	0.434	5.397	90,818	103,561	120,226
總計	年度別 總計 (c)	0.070	2.082	156,468	191,464	222,261
	年度別 總計 (e)	0.069	1.963	152,910	184,439	214,109
	半年度別 總計 (d)	0.232	3.825	151,565	181,887	206,326
	年度別 國內分 (e) + 年度別 輸入分 (d)	0.089	2.467	139,618	169,705	189,837
	年度別 SUR 模型(a)	0.141	2.928	146,214	175,384	196,885
	半年度別 SUR 模型(a)	0.240	4.007	140,279	166,642	183,216

5. 特別消費稅

特別消費稅는 부가가치세와 함께 1977년 7월 1일에 새로이 도입된 세목으로 종전의 물품세 등 여러 가지 세목으로 분리되어 있던 개별소비세 체계를 통합 대체하였을 뿐만 아니라 물품세 등의 과세체계도 상당 부분을 이어받아 課稅對象이나 稅率體系, 納稅時期 등에 있어 두 세목간에는 상당히 유사한 점이 많다.

특별소비세는 본래 고소득층이 주로 소비하는 사치성 소비재를 과세함으로써 附加價値稅 負擔의 逆進性을 개선하기 위해 도입되었으며 그 외에도 稅收確保의 기능도 수행하였다. 최근에는 特別消費

稅의 과세목적이 외부불경제의 축소를 목적으로 과세되는 데까지 확대되고 있다.

특별소비세의 주요 課稅對象은 寶石·貴金屬 製品과 같은 奢侈性 消費財와 耐久消費財 가운데 냉장고, 세탁기, 컬러TV, VCR, 에어컨 등의 주요 가전제품, 승용차, 피아노 등이 있으며 휘발유, 경유, 등유, LPG, LNG 등의 석유 관련제품 등이 있다. 특별소비세의 경우 세율체계는 1995년 현재 10%, 15%, 25%의 세 가지가 주종을 이루고 있으며 석유류 제품과 일부의 과세대상에 대해서는 별도의 세율을 적용하고 있다[6].

特別消費稅는 課稅對象의 範圍나 稅率이 일부 조정되긴 하였으나 기본 골격에는 큰 변화가 없었다. 그러나 1993년에는 급증하는 社會間接資本에 대한 需要充足을 위한 投資財源을 마련하기 위해 揮發油와 輕油에 대한 특별소비세율을 인상하면서 목적세인 交通稅를 신설하였다. 교통세는 이들 두 가지 油種을 대상으로 특별소비세로부터 독립되어 1994년 1월 1일부터 2003년까지 10년간 한시적으로 과세하도록 되어 있다. 휘발유와 경유에 대한 특별소비세 또는 교통세의 과세체계는 서로 동일하며 이들 두 油種에 교통세와 과세되는 기간 동안에는 특별소비세는 과세하지 않음으로써 이중과세를 방지하고 있다. 이에 따라 特別消費稅는 나머지 課稅對象과 새로이 課稅對象으로 포함된 燈油, 天然가스 등에 대하여 과세되므로 본 연구에서는 휘발유와 경유를 제외한 부분에 대해 稅收函數를 분석하여 특별소비세의 稅收推計模型을 개발하기로 한다.

가. 回歸分析

前述한 바와 같이 특별소비세는 1994년 1월 1일부터 교통세가

6) 1995년의 세법개정안에 의하면 최고세율 25%가 20%로 인하될 예정에 있다.

신설되면서 휘발유와 경유가 과세대상으로부터 제외되고, 대신 등유와 LNG가 새로이 과세대상으로 포함됨에 따라 그 체계가 매우 크게 변화하였다. 종전에 특별소비세 수입의 거의 절반 정도를 차지하였던 휘발유와 경유가 특별소비세의 과세대상으로 분리되어 교통세로 전환됨에 따라 特別消費稅의 稅收函數는 휘발유와 경유를 제외한 부분에 대한 세수통계만으로 稅收推計模型을 분석하는 것이 바람직한 것으로 판단되어 稅收函數로부터 이들 두 가지 과세대상을 제외시켰다. 또한 1994년부터는 등유와 LNG 등이 신규 과세대상으로 포함되었기 때문에 特別消費稅 稅收函數도 크게 변화하였다. 신규 과세대상이 추가되었을 경우에는 두 가지의 방법을 통해 稅收函數를 분석할 수 있다. 첫번째 방법은, 새로운 신규 과세대상, 즉 등유와 LNG로부터 징수된 세수입을 포함하여 稅收函數를 설정하는 것이다. 다만 신규 과세대상이 발생한 시점, 즉 1994년을 기준으로 더미변수를 적용하여 처리한다. 두번째 방법은 등유와 LNG로부터 징수된 세수를 제외하고 모형을 설정하여 분석한 후, 등유와 LNG에 대한 세수효과, 즉 세법개정 효과를 별도로 추정하여 이에 추가시켜 주는 방법이다. 두 가지 방법 가운데 어느 것이 더 바람직한 것인지에 대해서는 경험적인 검증이 필요한 만큼 本節에서는 두 가지 방법을 모두 사용해 보았다.

특별소비세 도입 이래 가장 큰 세법개정은 1989년 말에 있었던 것으로 특별소비세의 과세대상 및 세율에 대폭적인 개편이 있었다. 전술하였듯이 1993년 말에도 대폭적인 세법개정이 있었다. 따라서 特別消費稅 稅收函數에 주요 세법개정을 나타내는 설명변수로 더미 90 또는 더미 94를 채택하기로 한다.

〈表 2-22〉는 특별소비세의 세수통계에서 휘발유와 경유로부터 징수된 부분만을 제외하고 대신 등유와 LNG를 포함하여 분석한 결과이고 〈表 2-23〉은 휘발유와 경유는 물론이고 신규 과세대상인 등유와 LNG로부터 징수된 부분도 함께 제외한 특별소비세의 세수

통계를 사용하여 분석한 特別消費稅 稅收函數 모형의 추정결과이다.

먼저 〈表 2-22〉에서는 여섯 가지의 稅收函數를 분석하였으며 설명변수로는 국민총생산 또는 민간소비, 그리고 경우에 따라 時間趨勢나 稅法改正을 나타내는 더미변수를 사용하였다. 추정방법은, 稅收函數의 誤差項에 自己相關이 존재하는 것으로 판단되어 코크레인-오컷 기법으로 추정하였다. 時間趨勢는 대부분 통계적 유의성이 매우 낮은 것으로 나타나 설명변수로 제외한 경우가 많았다. 1989년 말에 대폭적인 세법개정이 있었음에도 불구하고 더미 90의 계수 추정치는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나 1989년 말의 세법개정이 세수에 통계적으로 유의할 만큼의 영향을 미치지는 않은 것으로 판단된다. 다만 더미 90을 설명변수로 채택한 네 가지 稅收函數 모두에서 더미 90의 계수 추정치의 부호는 모두 陽인 것으로 나타나 1989년 말의 세법개정 효과가 세수에 正의 효과를 미친 것으로 해석된다. 마찬가지로 등유와 LNG의 과세대상 편입으로 대표되는 더미 94의 계수 추정치도 통계적 유의성은 다소 작은 편이지만 稅收函數 세 가지 모두에서 그 부호가 陽으로 나타나 신규 과세대상 포함이 特別消費稅 稅收에 正의 效果를 가졌음을 암시적으로 보여주고 있다[7].

등유와 LNG를 포함한 통계를 사용하여 설정한 여섯 가지 稅收函數 가운데 MMSE와 LAD가 가장 작은 것은 稅收函數 (b)로 분석되었다. 稅收函數 (b)의 경우에는 상수항을 포함하여 더미 90과 더미 94, 國民總生産을 설명변수로 사용하였다. 그 가운데 국민총생산에 대한 계수의 추정치는 0.843(t-값은 10.01)으로 나타나 통계적으로 유의한 것으로 판정되었다. 稅收函數 (b)를 기준으로 할 때, 國民總生産의 特別消費稅 稅收彈力性이 0.843으로 1에 미달하는 것

---

7) 그러나 여전히 통계적 유의성이 낮으므로 단정적인 결론을 내리는 것은 위험함에 유의하기 바란다.

〈表 2－22〉 特別消費稅의 推定結果（燈油와 LNG 包含）

（單位：%，億원）

		(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
常數項		-16.987	-2.859	-4.118	-4.234	-3.097	-5.154
		(-1.05)	(-2.52)	(-6.03)	(-2.82)	(-2.75)	(-6.44)
時間趨勢		-0.173	-	-	-	-	-
		(-0.88)	-	-	-	-	-
더미 90		0.138	0.137	-	0.088	0.149	-
		(1.038)	(1.125)	-	(0.604)	(1.216)	-
더미 94		0.216	0.153	-	0.110	-	-
		(1.365)	(1.099)	-	(0.706)	-	-
GNP_t		1.982	0.843	0.938	-	-	-
		(1.526)	(10.01)	(19.03)	-	-	-
民間消費$_t$		-	-	-	0.982	0.861	1.054
		-	-	-	(8.483)	(10.32)	(17.55)
R^2		0.935	0.959	0.945	0.937	0.954	0.927
		〈0.912〉	〈0.948〉	〈0.941〉	〈0.922〉	〈0.947〉	〈0.922〉
D.W.		2.149	2.172	2.339	2.275	2.141	2.495
推定法		C-O	C-O	C-O	C-O	C-O	C-O
MMSE		2.252	1.760	2.224	2.397	1.912	2.639
LAD		11.048	10.141	11.047	12.245	10.812	12.431
豫	1995	24,752	25,130	22,304	25,197	22,457	23,254
測	1996	26,357	27,781	24,936	28,312	24,878	26,353
値	1997	27,164	30,288	27,451	31,257	27,172	29,306

註：1. 1978～94年의 年度別 資料를 사용하여 추정하였음.
2. 時間趨勢는 1978년＝1, ... , 1994년＝17임.
3. 더미 90과 더미 94는 각각 1990년과 1994년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.
4. (　)와 〈　〉 안은 t－값과 自由度가 調整된 R^2값임.

임을 추론할 수 있다. 이와 같이 특별소비세의 稅收彈力性이 1에 미달하는 것은 최근의 국세수입 증가율이 경상 국민총생산 증가율을 상회하여 국세의 세수탄력성이 1을 초과하고 있는 것과는 매우

대조적인 모습이다. 특별소비세의 세수탄력성이 1이라는 가설을 설정하여 假說檢定을 실시하면 t－값이 (1-0.843)÷0.084 ≒ 1.87로 歸無假說을 부인하기도 어려울 뿐더러 반대로 채택하기도 어려운 범주에 있어 세수탄력성이 1에 미달하는지에 대한 결론을 내리는 것이 쉽지 않다. 그러나 단순히 국민총생산에 대한 계수 추정치의 값이 1에 미달한 것만으로 특별소비세 세수가 국민총생산에 대해 비탄력적이라는 결론을 내리는 것은 곤란하다. 왜냐하면 최근의 국세수입이 국민총생산에 대해 탄력적이라는 것은 세법개정 효과를 모두 고려한 것이므로 특별소비세의 경우에도 통계적 유의성은 다소 낮지만 더미 90과 더미 94의 계수 추정치가 陽이라는 점을 감안한다면 특별소비세의 세수탄력성이 1 이상이라는 결론도 가능할 수 있음에 유의하여야 한다.

燈油와 LNG의 세수통계를 제외하고 추정한 결과를 살펴보자 (〈表 2－23〉 참조). 교통세 신설에 따른 1994년의 세법개정 효과는 이미 揮發油와 輕油를 제외시킴으로써 해결되었다. 또한 신규과세대상 편입으로 대표되는 1994년 세법개정 효과 또한 등유와 LNG를 제외시킴으로써 1994년의 세법개정을 나타내는 더미변수는 사용하지 않았으며 다만 1989년의 세법개정 더미변수만을 포함하였다. 등유와 LNG를 세수통계에 포함하여 분석한 〈表 2－22〉의 결과와 마찬가지로 시간추세와 더미 90의 통계적 유의성은 크지 않은 것으로 나타났다. 시간추세를 설명변수로 채택한 稅收函數 (a)와 (c)의 경우에는 국민총생산 또는 민간소비지출의 통계적 유의성이 상당히 낮게 나타난 반면 이를 제외하였을 경우에는 모두 통계적 유의성이 크게 증가한 것으로 추정되었다. 이는 특별소비세 세수와 국민총생산 또는 민간소비지출의 시간추세가 서로 매우 비슷한 기울기를 가지기 때문인 것으로 판단된다.

세수예측력을 가름하는 지표로 채택된 MMSE와 LAD의 경우 각각 稅收函數 (c)와 (a)가 가장 그 값이 작게 나타났으며 양자간의

차이는 매우 근소하게 나타났다. 이들 두 稅收函數間에는 세수예측력이 비슷할 뿐만 아니라 1995~97년의 세수예측치도 매우 유사하여 매우 근소한 차이만을 보이고 있다. 따라서 양자간에 어떠한 것

〈表 2-23〉 特別消費稅의 推定結果 (燈油와 LNG 除外)

(單位 : %, 億원)

	(a)	(b)	(c)	(d)
常 數 項	11.319	-2.940	6.767	-4.256
	(1.230)	(-2.73)	(0.768)	(-3.03)
時 間 趨 勢	0.167	-	0.120	-
	(1.416)	-	(1.265)	-
더 미 90	0.174	0.141	0.133	0.088
	(1.446)	(1.203)	(0.962)	(0.631)
GNP_t	-0.296	0.849	-	-
	(-0.40)	(10.62)	-	-
民 間 消 費$_t$	-	-	0.068	0.984
	-	-	(0.094)	(9.099)
R^2	0.968	0.956	0.965	0.935
	〈0.961〉	〈0.950〉	〈0.956〉	〈0.925〉
D.W.	1.759	2.181	2.115	2.281
推 定 法	OLS	C-O	C-O	C-O
MMSE	1.660	1.789	1.644	2.401
LAD	8.995	10.298	9.613	12.207
豫 1995	22,839	21,870	22,893	22,631
	[25,478]	[24,397]	[25,539]	[25,246]
測 1996	26,050	24,194	26,010	25,434
	[29,061]	[26,990]	[29,016]	[28,373]
値 1997	29,858	26,393	29,514	28,084
	[33,309]	[29,443]	[32,925]	[31,330]

註 : 1. 1978~94年의 年度別 資料를 사용하여 추정하였음.
2. 時間趨勢는 1978년=1, ... , 1994년=17임.
3. 더미 90은 1990년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.
4. ( )와 〈 〉 안은 t-값과 自由度가 調整된 R^2값임.
5. [ ] 안은 燈油와 LNG에 대한 예상수입을 합산한 數値임.

을 채택하더라도 결과는 매우 유사하므로 MMSE의 차이가 크지 않은 데 반해 LAD 측면에서 보다 우월한 稅收函數 (a)를 잠정적으로 등유와 LNG를 제외한 特別消費稅 稅收函數 가운데 가장 세수 예측력이 우수한 稅收函數인 것으로 결론짓기로 한다.

1994년에 등유와 LNG로부터 징수된 특별소비세의 세수는 2,121억원으로 대부분이 2~12월의 11개월 동안 징수되었으며 이를 12개월로 환산하면 약 2,314억원 정도에 이른다. 따라서 〈表 2-23〉의 세수예측치에 등유와 LNG에 대한 예상세수입을 합산하면 특별소비세의 세수를 예측할 수 있다. 1995~97년 동안 등유와 LNG로부터 징수될 예상세수는 다음과 같이 예측한다. 즉 1994년의 실적을 12개월로 환산(2,314억원)하고 이 값을 1995~97년의 예상증가율만큼 증가시켜 특별소비세 수입에 합산해 준다. 1995~97년의 예상증가율은 등유와 LNG를 제외한 경우의 특별소비세 수입의 예상증가율을 원용한다. 이와 같이 특별소비세의 세수를 예측하면 〈表 2-22〉에서 예측한 값보다 다소 높은 예측치를 얻게 된다.

나. 稅收豫測力 分析

特別消費稅에 대한 적정 稅收函數를 선정하기 위해 燈油와 LNG를 포함한 稅收函數와 그렇지 않은 稅收函數에 대해 각각 세수예측력이 가장 우수한 稅收函數를 하나씩 선정하였다. 燈油와 LNG를 포함한 경우의 稅收函數 (b)에서는 MMSE와 LAD가 각각 2.760%와 10.141%로 나타난 반면에 燈油와 LNG를 제외한 稅收函數 (a)에서는 MMSE와 LAD가 각각 1.660%와 8.995%로 나타나 MMSE와 LAD 모두에서 後者의 경우가 前者의 경우보다 더 우수한 것으로 분석되었다. 이에 따라 등유와 LNG를 포함하지 않고 분석한 후 등유와 LNG로부터 징수될 것으로 예상되는 세수를 사후적으로 합산한 稅收函數 (a)가 가장 稅收豫測力이 우수한 것으로 판단된다.

두 가지 稅收函數의 경우 1995년의 특별소비세 예상수입은 2조

5,100억～2조 5,500억원 정도인 것으로 나타나 별다른 차이를 보이지는 않지만 1996년과 1997년에는 다소 그 차이가 확대되고 있다. 등유와 LNG를 포함하여 추정한 稅收函數 (b)의 경우에는 1996년과 1997년의 특별소비세 수입이 각각 2조 7,800억원과 3조 300억원 정도이지만 등유와 LNG를 포함하지 않고 추정한 稅收函數 (a)의 경우에는 각각 2조 9천억원과 3조 3,300억원 정도에 이를 것으로 예상되었다.

〈表 2－24〉 **特別消費稅의 稅收豫測 및 豫測誤差**

(單位 : %, 億원)

	MMSE	LAD	豫 測 値		
			1995	1996	1997
稅收函數(b)(燈油·LNG 包含)	2.760	10.141	25,130	27,781	30,288
稅收函數(a)(燈油·LNG 除外)	1.660	8.995	25,478	29,061	33,309

註 : 세수예측치는 두 가지 稅收函數 모두에서 燈油와 LNG에 대한 예상세수를 포함한 값임.

6. 交通稅

前述하였듯이 交通稅는 揮發油와 輕油를 課稅對象으로 하며, 특별소비세로부터 독립하여 1994년에 신설되었고, 2003년까지 10년간 한시적으로 과세될 예정이다. 휘발유와 경유에 대한 交通稅 또는 特別消費稅의 稅率은 法定 基本稅率이 각각 150%와 20%로 되어 있으나 1995년 12월 현재 각각 195%와 26%의 세율이 적용되고 있다. 이와 같은 세율의 인상은 세법개정을 통해 변경된 것이 아니라, 세법이 규정한 바에 따라 필요한 경우 基本稅率의 30/100 범위 내에서 세율을 임의적으로 조정할 수 있는 彈力稅率 制度를 적

용한 결과로서 기본세율의 변경 없이도 일정 범위 내에서 세율을 변경한 것에 근거한 것이다. 이에 따라 현재에는 彈力稅率의 범위 가운데 가장 높은 最高稅率이 적용되고 있다.

本節에서는 交通稅의 稅收函數를 분석하기 위해 揮發油와 輕油에 대한 1978~93년의 특별소비세수 통계와 揮發油와 輕油에 대한 1994년의 특별소비세와 교통세 통계의 합계를 사용하였다. 분석방법은, 交通稅 總計, 交通稅 揮發油分과 輕油分 각각에 대한 稅收函數, 揮發油分과 輕油分을 통합하여 SUR 模型을 이용하여 분석하는 방법의 세 가지를 사용하였다.

揮發油와 輕油에 대한 세수추계를 위해 위와 같이 세수함수를 이용하는 방법 이외에도 교통세의 과세대상인 휘발유와 경유에 대한 소비량을 예측하여 각각에 대한 단위당 세액을 곱해줌으로써 세수를 예측하는 방법이 있다. 이러한 방법은 휘발유와 경유에 대한 향후의 需要 또는 消費量를 예측하여 세수를 예측한다는 측면에서 세수추계의 논리적 타당성이 크다.

현행과 같이 교통세의 과세체계가 從價稅 構造인 경우에는, 이러한 방법을 사용하여 세수추계를 하기 위해서는 각각에 대한 소비량뿐만 아니라 단위당 가격까지도 예측해야 한다. 이러한 방법을 이용하여 교통세의 세수를 예측할 경우에는 세수예측치는 消費量과 價格에 대한 豫測値에 의존하게 된다. 따라서 휘발유와 경유에 대한 향후의 소비량이 올바르게 예측되지 않는다면 교통세 세수예측치의 오차가 증가할 가능성이 있다. 뿐만 아니라 단위당 가격에 대한 예측치에 약간의 오차만이라도 발생하게 되면 휘발유와 경유 消費量의 絶對水準이 매우 크므로 交通稅 收入 예측치의 오차가 크게 증폭될 가능성도 있다. 그러므로 이러한 방법을 이용하여 세수를 예측하기 위해서는 가격에 대한 불확실성이 크게 문제가 되지 않는 경우에 사용하는 것이 바람직할 것으로 판단된다. 그러한 경우에는 세수추계를 위한 經濟學的·統計的 논리의 우수성을 확보할 수 있을

뿐만 아니라 세수예측치의 정확성도 제고될 것으로 사료된다. 따라서 조만간 휘발유와 경유에 대한 課稅體系가 從價稅 體系에서 從量稅 體系로 개편될 경우에는 이러한 방법을 사용한 세수추계 방법도 함께 고려하여 세수추계모형을 개발하는 것이 바람직할 것이다. 消費量 예측에 근거하여 세수를 예측하는 방법에 대해서는 成明宰(1995, pp. 56～63 참조)의 연구를 참조하기 바란다.

가. 回歸分析

1) 交通稅 總計의 推定結果

揮發油와 輕油로부터의 稅收入을 합산한 交通稅 總計에 대해 네 가지의 稅收函數를 설정하였으며 회귀결과는 〈表 2-25〉와 같다. 交通稅 總計에 대한 稅收函數를 單純最小自乘法으로 회귀한 결과 誤差項에 自己相關이 존재하는 것으로 나타나 코크레인-오컷의 방법으로 回歸하였다. 交通稅 總計에 대한 稅收函數의 說明變數로는 휘발유와 경유에 대한 소비세율과, 國民總生産 또는 民間消費支出을 사용하였으며 경우에 따라 시간추세도 포함하였다.

휘발유의 세율에 대한 계수 추정치는 모두 陽의 값을 가지면서 통계적으로 유의한 것으로 나타나 휘발유의 세율이 인상되면 교통세의 세수가 증가하는 것으로 분석되었다. 반면에 輕油에 대한 세율의 계수 추정치는 陰으로 나타났으며 통계적으로도 상당히 유의한 것으로 분석되어 다소 의외의 결과를 보였다. 그러나 경유의 경우에는 경유의 소비자 가격을 안정시키고자 하는 목적에서, 경유의 세율이 인상될 경우 경유의 세전가격을 인하하였던 경우가 있었을 뿐만 아니라 휘발유분 수입에 비해 경유분 수입의 비중이 매우 작아 경유세율의 변동효과를 제대로 파악하기가 어려워 경유에 대한 세율이 세수에 미치는 효과가 陰으로 나타난 것으로 판단된다.

시간추세를 포함한 稅收函數 (a)의 경우를 제외하고는 국민총생산이나 민간소비지출에 대한 추정치는 통계적으로 상당히 유의성이

〈表 2-25〉 交通稅 總計의 推定結果

(單位 : %, 億원)

		(a)	(b)	(c)	(d)
常數項		9.969	-9.259	-12.732	-10.494
		(0.511)	(-5.98)	(-1.49)	(-8.25)
時間趨勢		0.233	-	-0.026	-
		(0.989)	-	(-0.26)	-
稅率(揮發油)$_t$		0.015	0.015	0.014	0.014
		(5.958)	(6.376)	(6.902)	(7.411)
稅率(輕油)$_t$		-0.051	-0.048	-0.041	-0.042
		(-2.39)	(-2.26)	(-2.17)	(-2.45)
GNP$_t$		-0.345	1.197	-	-
		(-0.22)	(11.12)	-	-
民間消費$_t$		-	-	1.533	1.346
		-	-	(2.152)	(14.53)
R^2		0.750	0.805	0.872	0.863
		〈0.660〉	〈0.757〉	〈0.826〉	〈0.828〉
D.W.		1.935	1.814	1.835	1.872
推定法		C-O	C-O	C-O	C-O
MMSE		146.641	84.455	4.512	47.284
LAD		42.324	35.151	17.075	26.254
豫	1995	35,639	35,204	35,834	35,812
測	1996	45,149	43,452	44,900	44,860
値	1997	55,004	49,124	51,067	51,378

註 : 1. 1978~94年의 年度別 資料를 사용하여 추정하였음.

2. 時間趨勢는 1978년=1, … , 1994년=17임.

3. ( )와 〈 〉 안은 t-값과 自由度가 調整된 R^2값임.

높게 나타났으며 세수예측력 측면에서는 稅收函數 (c)가 가장 우수한 것으로 분석되었다.

2) 揮發油分과 輕油分의 推定結果

交通稅의 세수를 揮發油分과 輕油分으로 나누어 분석한 결과는 〈表 2-26〉과 같다. 각각에 대한 稅收函數의 설명변수는 교통세 총계와 마찬가지로 時間趨勢, 揮發油와 輕油에 대한 消費稅率, 國民總生產이나 民間消費支出을 사용하였다.

시간추세를 포함한 稅收函數 (a)와 (c)의 경우에는 稅收函數의 오차항에 자기상관이 존재하지 않는 것으로 판단되어 單純最小自乘法으로 추정하였으나, 시간추세를 포함하지 않은 稅收函數 (b)와 (d)의 경우에는 오차항에 자기상관이 존재하는 것으로 판단되어 코크레인-오컷 기법으로 추정하였다. 輕油分의 경우에는 시간추세와 국민총생산, 경유에 대한 세율에 대해 회귀한 稅收函數 (a)를 제외하고는 모두 코크레인-오컷 기법으로 추정하였다.

먼저 揮發油分에 대한 稅收函數의 추정결과를 살펴보자. 稅收函數 (a)와 (c)의 경우에는 시간추세의 계수 추정치가 통계적으로 상당히 유의한 것으로 나타났다. 뿐만 아니라 揮發油에 대한 消費稅率과 國民總生產 또는 民間消費支出에 대한 추정결과도 稅收函數 (a)를 제외하고는 모두 統計的으로 有意性이 높은 것으로 분석되었다. 稅收函數 (a)에서는 시간추세를 포함하였기 때문에 국민총생산에 대한 계수 추정치의 통계적 유의성이 낮게 나타난 것으로 판단되는바, 시간추세를 제외한 경우, 즉 稅收函數 (b)에서는 국민총생산에 대한 계수 추정치의 통계적 유의성이 큰 것을 볼 때 휘발유분 세수와 국민총생산간에는 시간추세의 기울기가 서로 비슷한 것으로 판단된다. 휘발유의 세율에 대한 추정치는 네 가지 稅收函數 모두에서 陽數로 나타나 교통세 총계를 분석한 경우와 일치되는 모습을 보여주고 있다. 세수예측력 측면에서는 민간소비지출과 휘발유 세율, 시간추세를 설명변수로 채택하고 있는 稅收函數 (c)가 가장 우수한 것으로 분석되었다.

輕油分에 대한 稅收函數의 추정결과를 보면 교통세 총계를 분석

〈表 2-26〉 交通稅 揮發油分과 輕油分의 推定結果

(單位 : %, 億원)

		揮發油分				輕油分			
		(a)	(b)	(c)	(d)	(a)	(b)	(c)	(d)
常數項		-87.328	-8.419	-45.408	-9.920	-114.492	0.374	-10.770	-0.711
		(-3.72)	(-6.04)	(-4.32)	(-7.93)	(-3.57)	(0.280)	(-1.00)	(-0.54)
時間趨勢		-0.931	-	-0.387	-	-1.357	-	-0.111	-
		(-3.25)	-	(-3.17)	-	(-3.34)	-	(-0.93)	-
稅率$_t$		0.017	0.012	0.012	0.012	-	-	-	-
(揮發油)		(5.337)	(6.146)	(5.023)	(6.777)	-	-	-	-
稅率$_t$		-	-	-	-	0.110	0.076	0.074	0.073
(輕油)		-	-	-	-	(2.609)	(6.252)	(6.539)	(6.516)
GNP$_t$		7.413	1.109	-	-	9.637	0.439	-	-
		(3.946)	(11.86)	-	-	(3.738)	(4.429)	-	-
民間消費$_t$		-	-	4.216	1.271	-	-	1.374	0.539
		-	-	(4.82)	(14.54)	-	-	(1.532)	(5.352)
R^2		0.929	0.821	0.944	0.866	0.870	0.473	0.619	0.535
		〈0.912〉	〈0.794〉	〈0.931〉	〈0.846〉	〈0.840〉	〈0.392〉	〈0.524〉	〈0.464〉
D.W.		1.722	1.530	1.546	1.624	1.059	0.815	1.061	0.847
推定法		OLS	C-O	OLS	C-O	OLS	C-O	C-O	C-O
MMSE		6.507	66.714	5.538	39.786	14.680	738.627	336.638	553.862
LAD		21.341	34.566	19.949	27.667	28.893	93.736	66.637	81.774
豫	1995	37,805	35,876	37,724	37,249	5,844	5,715	5,876	5,865
測	1996	47,903	50,719	51,689	53,182	7,475	8,254	8,426	8,482
値	1997	40,357	56,821	53,690	60,446	5,163	8,634	8,659	8,956

註 : 1. 1978~94年의 年度別 資料를 사용하여 추정하였음.
2. 時間趨勢는 1978년=1, ... , 1994년=17임.
3. ( )와 〈 〉 안은 t-값과 自由度가 調整된 R^2값임.

하였을 때 얻어진 결과와 달리 輕油의 稅率에 대한 계수의 추정치가 陽이면서 통계적으로 유의한 것으로 분석되어 매우 대조적인 모습을 보이고 있다. 이는 아마도 輕油分 稅收만 분석하는 경우에 발생하게 되는 자료상의 교란요인이 휘발유 세수에 흡수되어 뚜렷이 나타나지 않은 것으로 판단된다. 세수예측력 측면에서는 時間趨勢, 輕油에 대한 消費稅率, 國民總生産을 설명변수로 채택한 稅收函數(a)가 가장 우수한 것으로 판단된다.

3) SUR 模型을 이용한 交通稅의 推定結果

交通稅 揮發油分과 輕油分을 통합하여 SUR 模型을 이용하여 분석한 결과는 〈表 2-27〉과 같다. SUR 模型을 이용한 稅收函數는 國民總生産과 民間消費支出을 설명변수로 채택한 稅收函數 각각에 대해 분석하였다.

분석결과 시간추세에 대한 추정치는 휘발유분과 경유분 모두에서 陰의 값을 가졌으며 통계적으로도 모두 유의성이 높은 것으로 나타났다. 휘발유와 경유에 대한 消費稅率에 대한 계수 추정치는 모두 陽의 값을 가지면서 통계적으로 매우 有意性이 높은 것으로 나타나 세율이 인상되면 세수가 증가하는 것으로 분석되었다. 이는 휘발유분과 경유분을 독립적으로 분석한 경우와 유사한 결과이다. 國民總生産과 民間消費支出에 대한 추정결과도 모두 陽의 값을 가지면서 통계적으로 매우 유의한 것으로 나타났는데 이들 계수 추정치의 절대값이 모두 1을 크게 초과하고 있는 것으로 나타나 세수탄력성이 매우 높은 것으로 분석되었다. 이는 소득이 증대되면서 中大型 乘用車 소유비중이 증가하면서 輸送部門의 에너지 원單位가 증가하고 있는 것을 반영하는 것이다. 그러나 시간추세에 대한 추정치가 모두 陰의 값을 가지는 것을 볼 때 이를 감안한다면 국민총생산이나 민간소비지출에 대한 교통세의 세수탄력성은 후자의 추정치의 값보다는 크게 작아질 것이다.

〈表 2-27〉 SUR 模型을 이용한 交通稅의 推定結果

(單位 : %, 億원)

<table>
<tr><td colspan="2"></td><td colspan="6">(a)</td><td colspan="6">(b)</td></tr>
<tr><td colspan="2"></td><td colspan="3">揮發油分</td><td colspan="3">輕油分</td><td colspan="3">揮發油分</td><td colspan="3">輕油分</td></tr>
<tr><td colspan="2">常數項</td><td colspan="3">-96.086
(-0.27)</td><td colspan="3">-142.629
(-0.19)</td><td colspan="3">-47.931
(-0.52)</td><td colspan="3">-71.491
(-0.47)</td></tr>
<tr><td colspan="2">時間趨勢</td><td colspan="3">-1.031
(-18.8)</td><td colspan="3">-1.721
(-14.36)</td><td colspan="3">-0.403
(-32.0)</td><td colspan="3">-0.754
(-35.4)</td></tr>
<tr><td colspan="2">稅率$_t$(揮發油)</td><td colspan="3">0.019
(5,436.0)</td><td colspan="3">-
-</td><td colspan="3">0.014
(4,106.6)</td><td colspan="3">-
-</td></tr>
<tr><td colspan="2">稅率$_t$(輕 油)</td><td colspan="3">-
-</td><td colspan="3">0.174
(240.9)</td><td colspan="3">-
-</td><td colspan="3">0.106
(185.3)</td></tr>
<tr><td colspan="2">GNP$_t$</td><td colspan="3">8.098
(3.502)</td><td colspan="3">11.877
(2.435)</td><td colspan="3">-
-</td><td colspan="3">-
-</td></tr>
<tr><td colspan="2">民間消費$_t$</td><td colspan="3">-
-</td><td colspan="3">-
-</td><td colspan="3">4.394
(6.836)</td><td colspan="3">6.368
(6.084)</td></tr>
<tr><td colspan="2">R^2</td><td colspan="6">0.924
〈0.900〉</td><td colspan="6">0.947
〈0.930〉</td></tr>
<tr><td colspan="2">D.W.</td><td colspan="3">1.860</td><td colspan="3">1.596</td><td colspan="3">1.528</td><td colspan="3">0.795</td></tr>
<tr><td colspan="2">推定法</td><td colspan="6">IFGLS</td><td colspan="6">IFGLS</td></tr>
<tr><td colspan="2">MMSE</td><td colspan="2">7.238</td><td colspan="2">6.706</td><td colspan="2">14.712</td><td colspan="2">6.529</td><td colspan="2">6.913</td><td colspan="2">9.997</td></tr>
<tr><td colspan="2">LAD</td><td colspan="2">21.695</td><td colspan="2">21.538</td><td colspan="2">30.134</td><td colspan="2">20.220</td><td colspan="2">20.910</td><td colspan="2">26.169</td></tr>
<tr><td rowspan="3">豫測値</td><td>1995</td><td colspan="2">42,554</td><td colspan="2">9,231</td><td colspan="2">51,785</td><td colspan="2">47,400</td><td colspan="2">9,269</td><td colspan="2">56,669</td></tr>
<tr><td>1996</td><td colspan="2">54,812</td><td colspan="2">13,958</td><td colspan="2">68,770</td><td colspan="2">68,415</td><td colspan="2">14,407</td><td colspan="2">82,822</td></tr>
<tr><td>1997</td><td colspan="2">44,813</td><td colspan="2">8,434</td><td colspan="2">53,247</td><td colspan="2">71,156</td><td colspan="2">12,874</td><td colspan="2">84,030</td></tr>
</table>

註 : 1. 1978~94年의 年度別 資料를 사용하여 추정하였음.
2. 時間趨勢는 1978년=1, ... , 1994년=17임.
3. ( )와 〈 〉 안은 t-값과 自由度가 調整된 R^2값임.
4. MMSE, LAD, 豫測値의 수치는 각각 揮發油分, 輕油分 兩者의 合計에 대한 것임.

1995~97년의 교통세 예측치를 보면 휘발유분과 경유분 모두에서 1996년까지는 세수예측치가 증가하다가 1997년에는 오히려 세

수예측치가 감소하는 모습을 나타내어 다소 의외의 결과를 보이고 있다. 이는 시간추세의 계수 추정치의 값이 절대값이 큰 陰의 값을 가지기 때문에 시간추세에 따른 세수의 감소정도가 國民總生産이나 民間消費支出이 증가함에 따라 揮發油分과 輕油分 세수가 증가를 압도하기 때문에 나타나는 현상인 것으로 분석된다. 그러나 일반적인 상식을 감안할 때 이런 현상은 현실적으로 발생할 가능성이 낮은 것으로 판단된다.

SUR 모형을 이용한 交通稅의 稅收函數 두 가지 가운데 교통세 통계에 대한 세수예측력은 稅收函數 (b)가 (a)에 비해 우수한 것으로 판단된다. 이는 揮發油分과 輕油分 각각에 대한 MMSE와 LAD가 稅收函數 (a)에서 보다 작게 나타난 것과 깊은 관계가 있는 것으로 판단된다.

나. 稅收豫測力 分析

交通稅 稅收函數에 대한 稅收豫測力은 휘발유분과 경유분을 각각 분석한 것의 합과, SUR 모형을 이용하여 분석한 것, 그리고 교통세 총계에 대해 분석한 것의 결과를 〈表 2-28〉에 요약하였다.

MMSE와 LAD의 값은 交通稅 總計에 대해 분석한 稅收函數 (c)가 가장 작게 나타나 세수예측력이 가장 우수한 것으로 나타났다. 1995~97년의 세수예측치를 보더라도 역시 總計에 의한 稅收函數 (c)가 가장 적절한 것으로 판단된다. 왜냐하면 기타의 경우에는 교통세 세수의 증가율이 매우 비현실적으로 높거나 또는 별다른 세법 개정 효과 없이 세수가 증가하다가 다시 감소하는 모습을 보일 뿐만 아니라 예측치의 값도 현실성이 떨어지는 것으로 판단되기 때문이다.

그러므로 交通稅에 대한 適正 稅收函數로는 交通稅 總計를 분석한 稅收函數 (c)가 가장 적절한 것으로 판단된다.

〈表 2－28〉 交通稅의 稅收豫測 및 豫測誤差

(單位 : %, 億원)

		MMSE	LAD	豫 測 値		
				1995	1996	1997
揮發油分 (c)		5.538	19.949	37,724	61,689	53,690
輕油分 (a)		14.680	28.893	5,844	7,454	5,163
總 計	總 計 (c)	4.512	17.075	35,834	44,900	51,067
	SUR模型 (b)	9.997	26.169	56,669	82,822	84,030
	揮發油分 (c) + 輕油分 (a)	61.357	77.949	43,568	59,164	58,853

7. 酒 稅

酒稅에 대한 稅收函數는 모두 네 가지를 설정하여 분석하였다. 설명변수로는 시간추세와 國民總生産 또는 民間消費支出을 사용하였으며 酒稅收入의 대부분을 점유하고 있는 麥酒와 위스키, 淸酒에 대한 酒稅率을 설명변수에 포함하였다. 다만 소주의 경우에도 주세에서 차지하는 세수점유비가 높기 때문에 세율을 설명변수에 포함시키는 것이 바람직하지만 분석기간 동안에 세율의 변동이 없었기 때문에 회귀분석상의 完全 多衆公線性(perfect multicollinearity)을 회피하기 위해 제외하였다.

네 가지 稅收函數에 대해 單純最小自乘法으로 회귀한 결과 오차항에 자기상관이 존재하는 것으로 판단되어 코크레인－오컷 기법으로 재추정하였다. 추정결과 네 가지 稅收函數 모두에서 시간추세의 추정치가 陰의 값을 가지면서 통계적으로 유의한 것으로 나타났으

며 國民總生産이나 民間消費支出에 대한 계수 추정치는 陽의 값을 가지면서 통계적으로 유의한 것으로 분석되었다. 주요 酒類에 대한 세율을 포함한 稅收函數 (a)와 (c)의 경우에는 麥酒와 淸酒에 대한 세율의 추정치가 예상대로 陽의 값을 가진 반면 위스키의 경우에는

〈表 2-29〉 酒稅의 推定結果

(單位 : %, 億원)

		(a)	(b)	(c)	(d)
常數項		-9.191	-8.926	-8.154	-8.777
		(-6.23)	(-8.57)	(-6.38)	(-9.03)
時間趨勢		-0.096	-0.092	-0.059	-0.075
		(-3.12)	(-4.86)	(-2.34)	(-4.48)
稅率$_t$(麥酒)		0.004	-	0.003	-
		(1.071)	-	(0.803)	-
稅率$_t$(위스키)		-0.003	-	-0.001	-
		(-1.10)	-	(-0.43)	-
稅率(淸酒)		0.003	-	0.002	-
		(0.812)	-	(0.660)	-
GNP_t		1.397	1.396	-	-
		(8.407)	(14.04)	-	-
民間消費$_t$		-	-	1.318	1.419
		-	-	(8.916)	(14.91)
R^2		0.997	0.997	0.997	0.997
		〈0.997〉	〈0.997〉	〈0.997〉	〈0.997〉
D.W.		1.812	1.861	1.855	1.910
推定法		C-O	C-O	C-O	C-O
MMSE		0.483	0.540	0.435	0.461
LAD		5.348	5.856	5.097	5.627
豫測値	1995	17,481	16,349	17,485	17,170
	1996	19,941	17,598	19,714	18,852
	1997	20,903	18,512	21,231	20,177

註 : 1. 1970~94年의 年度別 資料를 사용하여 추정하였음.

2. 時間趨勢는 1970년=1, ... , 1994년=25임.

3. ( )와 〈 〉 안은 t-값과 自由度가 調整된 R^2값임.

陰의 값을 가진 것으로 나타나 다소 의외의 결과를 보였으나 세율에 대한 추정치 모두가 통계적으로 유의성이 다소 낮은 것으로 나타나 세수에 미치는 효과가 통계적으로 확실하지는 않은 것으로 분석되었다. 다만 위스키의 경우 세율에 대한 계수 추정치의 값이 陰의 값을 가지게 된 원인으로는 첫째, 위스키의 주세 점유비가 다른 酒種에 비해 다소 적기 때문에 위스키의 세율변화가 세수에 미치는 영향을 자료상의 교란요인 등에 의해 통계적으로 파악하는 것이 어려우며, 둘째, 위스키 소비의 대중화 추세와 세율의 인하가 동시에 이루어짐에 따라 세수에 대한 효과가 희석되었기 때문인 것으로 추측된다.

세율이 주세수입에 미치는 상대적인 절대값의 크기를 주요 주류간에 비교해 보면 주세수입의 약 70% 정도를 차지하고 있는 맥주의 경우가 계수 추정치의 값이 가장 큰 것을 볼 수 있다.

세수예측력 측면에서는 稅收函數 (c)가 가장 우수한 것으로 판단되며 1995～97년의 예상 세수는 약 1조 7,500억～2조 1,200억원 정도인 것으로 예측된다.

8. 關 稅

關稅는 國民總生產과 輸入, 그리고 關稅收入을 輸入으로 나눈 實績稅率과 名目關稅率을 單純平均한 名目稅率에 대해 회귀하였다(〈表 2-30〉 참조).

關稅의 경우에도 다른 대부분의 稅目에 대한 회귀결과에서 보는 바와 마찬가지로 單純最小自乘法에 의해 추정한 결과, 誤差項에 自己相關이 존재하는 것으로 나타나 코크레인-오컷 기법으로 재추정하였다.

다섯 가지 稅收函數에 대한 추정결과를 보면, 실적세율에 대해 회귀한 경우에는 계수의 추정치가 통계적으로 매우 유의하지만 명

목세율의 경우에는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 즉, 實績稅率에 대한 추정치의 경우 추정치가 陽의 값을 가져 실적세율과 관세수입간에는 통계적으로 매우 유의성이 높은 正의 관계가 있는 것으로 분석되었다. 그러나 名目稅率과 關稅收入間에는 별다른 관계가 없

〈表 2-30〉 關稅의 推定結果

(單位 : %, 億원)

		(a)	(b)	(c)	(d)	(e)
常數項		-11.205	-14.835	-3.875	-3.766	-5.231
		(-11.5)	(-6.65)	(-18.09)	(-45.72)	(-2.43)
時間趨勢		-0.129	-0.209	-0.002	-	-0.027
		(-6.85)	(-5.13)	(-0.46)	-	(-0.69)
實績稅率$_t$		11.197	-	17.611	17.598	-
		(7.287)	-	(32.51)	(33.93)	-
名目稅率$_t$		-	-0.000	-	-	0.013
		-	(-0.02)	-	-	(0.963)
GNP$_t$		1.638	2.047	-	-	-
		(16.86)	(9.851)	-	-	-
輸入$_t$		-	-	1.001	0.990	1.196
		-	-	(43.22)	(162.0)	(5.802)
R^2		0.998	0.990	0.999	0.999	0.980
		〈0.998〉	〈0.989〉	〈0.999〉	〈0.999〉	〈0.977〉
D.W.		1.777	1.544	1.577	1.610	1.249
推定法		C-O	C-O	C-O	C-O	C-O
MMSE		0.332	1.725	0.062	0.071	3.345
LAD		4.965	10.204	1.901	2.070	15.643
豫測値	1995	37,722	38,696	45,732	45,830	55,406
	1996	40,301	40,046	51,710	51,853	62,626
	1997	41,911	40,068	59,690	59,877	72,554

註 : 1. 1970~94年의 年度別 資料를 사용하여 추정하였음.

2. 時間趨勢는 1970년=1, ... , 1994년=25임.

3. ( )와 〈 〉 안은 t-값과 自由度가 調整된 R^2값임.

4. 實績稅率은 關稅收入을 輸入額으로 나눈 比率을 말하며 名目稅率은 關稅率을 單純平均한 比率을 말함.

는 것으로 나타나 관세수입을 예측함에 있어 名目關稅率에 대한 單純平均値로는 關稅收入을 예측하는 것이 적절하지 않은 것으로 판단된다. 설명변수로 채택된 輸入이나 國民總生産에 대한 계수의 추정치는 역시 統計的으로 매우 有意하게 추정되었는바, 輸入 또는 國民總生産이 증가할 경우 관세수입도 증가하는 것으로 분석되었다.

時間趨勢를 포함하여 분석한 네 가지 稅收函數의 경우에는 국민총생산 또는 수입에 대한 계수 추정치의 값이 모두 1보다 큰 것으로 나타나 세수가 매우 탄력적으로 반응하는 것으로 나타났지만 이는 시간추세의 계수 추정치가 모두 陰의 값을 가진다는 것을 고려하면 관세수입의 탄력성은 이보다 다소 낮아질 것이다.

세수예측력을 기준으로 關稅에 대한 適正 稅收函數를 선정한다면 時間趨勢와 輸入, 實績稅率을 설명변수로 하는 稅收函數 (c)가 가장 우수한 것으로 판단된다. 稅收函數 (c)를 기준으로 할 때 1995년의 예상 관세수입은 약 4조 5,700억원으로 나타났으며 이후 매년 10% 이상의 세수증가율을 나타내는 것으로 예측되었다. 다만 1995~97년의 관세수입을 예측함에 있어서는 실적세율이 1994년과 동일한 수준에서 그대로 유지된다는 가정하에서 산출하였기 때문에, 1996년에 관세율이 조정되어 1997년부터 새로운 관세율이 적용되어 평균관세율 수준이 변동된다면 향후의 세수예측치는 다소 수정되어야 할 것이다.

9. 電話稅

電話稅는 1973년 3월에 제정되어 1974년 1월부터 시행된 세목으로 電話使用料를 과세표준으로 하고 있다. 전화세의 稅率은 1988년까지는 15%, 1989년부터는 10%가 적용되고 있다. 1984년 경부터는 電話使用料가 일반 전화의 使用料보다 높은 移動電話가 보급되

기 시작하여 전화세 수입에 상당한 변화가 있었으며 1980년대 말부터는 이동전화에 대한 수요도 폭발적으로 증가하여 전화세 수입구조가 크게 변화하였다.

電話稅 稅收函數에 대한 설명변수로는 時間趨勢, 移動電話 加入者 數, 電話稅率, 國民總生産이나 民間消費支出을 채택하였다. 式 (4)의 稅收函數를 나타내는 回歸方程式을 설정하여 전화세 세수를 추정해본 결과, 模型의 說明力이 상당히 나쁜 것으로 나타났다. 이에 따라 아래의 式 (12)에서 보는 바와 같이 稅收函數에 差分模型을 도입하여 여섯 가지의 電話稅 稅收函數를 설정한 후 추정해본 결과 差分模型이 적절한 것으로 분석되었다.

ln(t期의 電話稅收) − ln(t-1期의 電話稅收)
$= \alpha + \beta_1 t + \beta_2$[ln(t期의 移動電話 加入者 數)
− ln(t-1期의 移動電話 加入者 數)][8]
$+ \beta_3$[ln(t期의 說明變數) − ln(t-1期의 說明變數)]. … (12)

式 (12)의 差分模型은 본래의 式 (4)와 같은 稅收函數 모형 내에서 각 水準(level)變數間에 1次 共積分(cointegration of degree one)이 존재한다는 가정하에서 도출된 것으로 각 水準變數의 값을 差分(differencing)한 것이다. 본래의 水準變數를 나타내는 稅收函數에서 時間趨勢의 次數는 1次 또는 2次로 가정하였으며 이를 식 (12)와 같이 差分할 경우에는 본래 式의 常數項은 消去되고 1次 時間趨勢는 常數項으로 전환되었으며 2次의 時間趨勢를 가진 본래의 稅收函數에서는 差分模型으로 전환할 경우 1次의 時間趨勢를 포함

8) 移動電話가 보급되기 이전인 1983년까지는 ln(0) = -∞가 된다. 따라서 ln(移動電話 加入者 數)는 실제로 ln(移動電話 加入者 數)×dummy, 단, dummy는 移動電話가 보급되기 시작한 1984년부터 1의 값을 가지고 나머지는 0의 값을 가지는 것으로 하였다.

한 모형으로 변환된다. 式 (12)의 差分模型의 형태를 지닌 稅收函數를 분석해 본 결과 여섯 가지 稅收函數 모두에서 오차항에 자기상관이 존재하지는 않는 것으로 나타나 단순최소자승법으로 추정하였다.

시간추세를 포함한 稅收函數 (c)와 (e)의 경우에는 시간추세의 계수 추정치가 陰의 값을 가지면서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 移動電話 加入者 數를 포함한 稅收函數 (c), (e), (f)의 경우에는 계수의 추정치가 0에 가까울 뿐만 아니라 통계적으로 유의성이 낮은 것으로 나타나 電話稅收와 移動電話 加入者 數 사이의 관계가 상당히 미약한 것으로 분석되었다.

반면에 電話稅率에 대한 추정치는 여섯 가지 稅收函數 모두에서 통계적으로 매우 유의성이 높게 나타났으며 그 값도 陽으로 나타나 電話稅收와 電話稅率 사이에 有意性이 높은 正의 관계가 성립하는 것으로 나타났다. 또한 國民總生產이나 民間消費支出과 같은 거시경제지표와 전환세수 사이에도 통계적으로 매우 유의성이 높은 正의 관계가 성립하고 있다.

세수예측력 측면에서는 稅收函數 (c)와 (e)가 가장 우수한 것으로 평가되었다. 稅收函數 (c)와 (e)의 경우에는 MMSE와 LAD가 매우 비슷할 뿐만 아니라 1995～97년의 세수예측치도 매우 비슷하게 산출되고 있다. 따라서 電話稅에 대한 適正 稅收函數로는 稅收函數 (c)와 (e) 가운데 어느 것을 사용하더라도 비슷한 결론이 도출되지만 本節에서는 통계적 유의성이 낮은 移動電話 加入者 數를 설명변수에서 제외한 稅收函數 (c)를 선택하기로 한다.

差分模型으로부터 추정된 값으로부터 전화세의 예상수입을 산출하기 위해서는 式 (12)를 다음과 같이 수정하여 산출하였다.

t期의 電話稅收 豫測値

= exp{ ln(t-1期의 電話稅收 또는 t-1期의 電話稅收 豫測値)

+ α + β_1t

+ β_2[ln(t期의 移動電話 加入者 數)

− ln(t-1期의 移動電話 加入者 數)]

+ β_3[ln(t期의 說明變數) − ln(t-1期의 說明變數) }

稅收函數 (c)를 기준으로 1995～97년의 전화세 수입은 각각 4,899억원, 5,155억원, 5,312억원에 이를 것으로 예측되었다.

10. 印紙稅

印紙稅는 다른 세목과는 달리 인지의 販賣收入의 형태를 지니고 있는바, 다른 세목과는 징수의 형태가 매우 다른 세목이다.

본 연구에서 印紙稅에 대한 稅收函數는 모두 네 가지의 경우를 상정하여 분석하였다. 印紙稅 稅收函數의 설명변수로는 國民總生産 또는 民間消費支出을 채택하였으며 시간추세의 존재여부에 따라 각각에 대해 시간추세를 포함한 것과 제외한 것을 稅收函數로 설정하였다. 네 가지 稅收函數를 단순최소자승법으로 추정한 결과 오차항에 자기상관이 존재하는 것으로 분석되어 코크레인－오컷 기법을 적용하여 稅收函數를 재추정하였다.

먼저 시간추세를 설명변수에 포함시켜 추정한 결과를 보면 국민총생산과 민간소비지출을 설명변수로 채택한 경우 모두에서 時間趨勢의 계수 추정치에 대한 통계적 유의성이 매우 낮은 것으로 나타났다. 이는 印紙稅 稅收와 國民總生産 또는 民間消費支出間에 時間趨勢의 기울기가 매우 비슷하다는 것을 암시해준다. 따라서 印紙稅 稅收函數 추정에 있어서는 時間趨勢를 설명변수로부터 제외시키는 것이 바람직한 것으로 판단된다.

〈表 2-31〉 電話稅의 推定結果(差分模型)

(單位 : %, 億원)

		(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
常 數 項		0.041	0.044	0.338	0.029	0.345	0.026
		(0.429)	(0.418)	(2.436)	(0.369)	(2.297)	(0.289)
時間趨勢		-	-	-0.015	-	-0.015	-
		-	-	(-2.56)	-	(-2.49)	-
ln(移動通信		-	-0.002	-	-	-0.002	0.002
加入者 數)		-	(-0.09)	-	-	(-0.15)	(0.089)
稅 率$_t$		0.069	0.070	0.069	0.080	0.069	0.080
		(2.481)	(2.407)	(3.075)	(3.166)	(2.980)	(3.070)
G N P$_t$		1.086	1.073	-	-	-	-
		(2.277)	(2.084)	-	-	-	-
民間消費$_t$		-	-	0.347	1.254	0.322	1.267
		-	-	(0.675)	(2.912)	(0.580)	(2.714)
R^2		0.466	0.466	0.670	0.535	0.671	0.535
		〈0.403〉	〈0.366〉	〈0.608〉	〈0.480〉	〈0.583〉	〈0.448〉
D.W.		1.842	1.849	1.974	1.791	2.002	1.785
推 定 法		OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
MMSE		6.461	6.507	0.930	5.721	0.915	5.681
LAD		21.537	21.640	8.131	20.470	8.045	20.397
豫	1995	5,575	5,579	4,899	5,476	4,901	5,472
測	1996	6,606	6,620	5,155	6,544	5,162	6,531
値	1997	7,689	7,720	5,312	7,646	5,327	7,619

註 : 1. 1974~94年의 年度別 資料를 사용하여 추정하였음.

2. 時間趨勢는 1974년=1, ... , 1994년=21임.

3. ( )와 〈 〉 안은 t-값과 自由度가 調整된 R^2값임.

세수예측력을 나타내는 MMSE기준에 따르면 稅收函數 (d)가 14.484%로 稅收函數 (b)의 14.542%에 비해 다소 우월하다. 그러나 LAD의 값은 각각 19.847%와 18.912%로 나타나 오히려 稅收函數 (b)가 (d)에 비해 우월한 것으로 판단된다. MMSE와 LAD를 함께 고려할 경우에는, MMSE의 경우 稅收函數 (b)와 (d)의 차이가 매우 작지만 LAD의 경우에는 稅收函數 (b)가 (d)에 비해 상대적으로 더 작다. 따라서 전체적으로는 양자간의 격차가 매우 작을 것으로 판단되지만 근소하나마 稅收函數 (b)가 稅收函數 (d)에 비해 세수예측력이 다소 우월할 것으로 판단된다.

〈表 2-32〉 印紙稅의 推定結果

(單位：%, 億원)

		(a)	(b)	(c)	(d)
常數項		-2.782	-5.402	-2.203	-5.871
		(-0.99)	(-9.89)	(-0.77)	(-9.63)
時間趨勢		0.048	-	0.064	-
		(0.940)	-	(1.302)	-
GNP_t		0.640	0.891	-	-
		(2.402)	(21.51)	-	-
民間消費$_t$		-	-	0.602	0.963
		-	-	(2.157)	(20.05)
R^2		0.960	0.964	0.957	0.964
		〈0.956〉	〈0.963〉	〈0.953〉	〈0.962〉
D.W.		2.573	2.407	2.577	2.333
推定法		C-O	C-O	C-O	C-O
MMSE		19.619	14.542	21.495	14.484
LAD		19.859	18.912	20.040	19.847
豫	1995	3,306	3,031	4,999	5,613
測	1996	3,742	3,370	5,723	6,294
値	1997	4,191	3,692	6,487	6,946

註：1. 1970～94年의 年度別 資料를 사용하여 추정하였음.
2. 時間趨勢는 1970년＝1, ... , 1994년＝25임.
3. ( )와 〈 〉안은 t-값과 自由度가 調整된 R^2값임.

1995～97년의 印紙稅 예상수입은 稅收函數 (b)의 경우 각각 3,031억원, 3,370억원, 3,692억원으로 나타났다. 반면에 稅收函數 (d)의 경우에는 5,613억원, 6,294억원, 6,946억원으로 나타났는데 최근의 인지세 수입실적을 감안해 볼 때 稅收函數 (d)에 의한 예상수입은 비현실적인 것으로 판단된다.

Ⅲ. 結　　論

세목별 課稅目的과 機能, 租稅體系 및 稅率水準, 課稅對象의 範圍가 일정하게 주어졌다고 할 경우 租稅收入은 일정 기간 동안의 經濟活動의 결과로서 나타난다. 또한 租稅收入은 경제활동의 결과치뿐만 아니라 정부의 財政支出이라는 媒介體를 통해 다시 소비, 저축, 투자 등 國民經濟의 총체적인 資源配分에 영향을 미친다. 따라서 經濟와 租稅는 서로 영향을 주고받는다는 측면에서 볼 때 兩面性을 지니는 것으로 파악할 수 있다. 그러므로 租稅收入은 경제순환 고리 속에서 內生的으로 결정되는 것임에도 불구하고 外生的인 것으로 간주하는 경우가 많아 誤謬를 범하는 경우가 많다. 이에 따라 경제활동의 결과가 당초의 예상을 빗나감으로써 조세수입 또한 예산과 불일치하게 되는 경우가 발생하게 되면, 이는 징세당국이나 기타 정부의 관련부처가 세금을 지나치게 과도하게 또는 지나치게 과소하게 징수하였다고 비난의 화살을 돌리지만 이는 조세수입과 경제순환 고리간의 상관관계라는 실체를 고려하지 않음에 따라 범하게 되는 실수이다. 따라서 조세수입을 논함에 있어서는 조세수입이 경제활동에 대한 결과치인 동시에 조세수입은 다시 국민경제에 되먹임 효과(feedback effect)를 가지는 관계를 올바로 인식하고 세수예측치 또는 조세수입 예산을 목표치로 삼지 않고 다만 참고자료로 사용하는 것이 올바른 태도일 것이다.

본 연구에서는 所得稅, 法人稅, 相續稅, 附加價値稅, 特別消費稅, 交通稅, 酒稅, 關稅, 電話稅, 印紙稅의 10개 稅目에 대해 稅收函數를 분석하면서 세수예측력이 높은 稅收函數를 선정함을 목적으로 하고 또한 향후 3년간의 주요 세목별 세수를 예측해 보았다.

成明宰·玄鎭權(1994)의 연구와 본 연구는 기본적으로 유사한 稅收函數를 설정하였으나 방법론상으로 많은 변화가 있었다. 먼저 가장 큰 방법론상의 차이점은 所得稅와 法人稅, 相續稅, 附加價値稅, 交通稅에 대한 稅收函數 추정에 있어 SUR 模型을 도입하여 稅收函數 추정치의 통계적 유의성을 제고하였으며 이에 따라 法人稅 등의 경우에는 稅收函數의 세수예측력이 상당히 향상된 것으로 분석되었다. 또한 본 연구가 成明宰·玄鎭權(1994)의 연구와 크게 달라진 점은 소득세와 법인세의 경우 소득종류별로 자료를 세분화하여 稅收函數를 설정하여 추정하였다는 점이며, 이 외에도 세목에 따라서는 세율을 설명변수로 稅收函數模型 내에 명시적으로 포함시킴으로써 세법개정 효과를 상당 부분 내생화하였으며 따라서 세수의 浮揚性보다는 稅收彈力性에 의존한 경우가 많았다는 점이다.

다만 최근에 발전을 거듭하고 있는 계량경제학의 최신 이론에 입각한 실증 연구에서 채택하고 있는 방법 가운데 아직 本 硏究에서 적용하지 못한 부분이 상당히 있다. 그 例 가운데 하나가 單位根(unit roots)이나 共積分(cointegration)의 문제이다. 많은 경우에 있어 시계열 자료 상호간에 單位根이나 共積分 관계가 성립하는 것으로 알려지고 있는바, 稅收函數 추정에 있어 이에 대한 검증도 필요할 것으로 판단된다[9]. 따라서 向後의 繼續 硏究에서는 이상과 같은 계량경제학의 최신 이론을 대폭 수용하여 稅收推計模型을 精緻化하는 노력이 필요할 것이다.

9) Nelson and Plosser (1982), Phillips (1987), West (1988), Stock and West (1988) 참조.

第 III 篇

稅 收 展 望

Ⅰ. 序　　論

第Ⅲ篇에서는 第Ⅱ篇에서의 주요 세목별 稅收函數를 바탕으로 國稅에 대한 향후의 세수를 예측해 본다.

前述하였듯이 본 연구에서 채택할 세목별 세수예측의 방법은 所得稅, 法人稅, 相續稅, 附加價値稅, 特別消費稅, 交通稅, 酒稅, 關稅, 電話稅, 印紙稅의 10개 세목에 대해서는 세목별 稅收函數를 이용하여 세수를 예측하였다. 다만, 稅收函數를 이용하여 회귀분석의 방법을 통해 세수를 예측하는 것이 사실상 불가능하거나 가능하다고 하더라도 예측오차가 지나치게 커서 세수예측의 실효성이 의문시되는 기타의 세목, 즉 土地超過利得稅와, 資産再評價稅, 證券去來稅, 過年度 收入, 敎育稅, 防衛稅, 農漁村特別稅 등 7개의 세목에 대해서는 최근 수년간의 平均 稅收 增加率 등 일정한 假定에 입각하여 향후의 세수를 예측하였다.

稅收를 예측함에 있어서는 成明宰·玄鎭權(1994)에서 향후 5년간의 세수를 예측하였던 것과 마찬가지로 1995~2000년의 중기적인 세수를 전망하도록 하여 國稅負擔率의 變遷 등 우리나라 국세수입 구조가 중기적으로 어떤 모습을 가지게 될지에 대해 조망해 보도록 한다. 稅收函數를 이용하여 세수를 예측하기 위해서는 각 稅收函數 내의 설명변수에 대한 예측치가 필요한바, 다음 節에서 주요 거시경제지표들의 예측치에 대해 간략히 설명하였다.

第Ⅱ篇에서는 정확성이 높은 稅收推計를 위한 방법론적인 측면에서의 논의보다는 向後 稅收展望의 分析結果에 중점을 둔다. 다만 본 연구에서의 세수예측치는 실현될 것으로 예상되는 세수예측치의 값 가운데 하나만을 예측하므로 경제상황이 본 연구에서 가정한 바

와 크게 달라질 경우에는 세수예측치에도 상당한 수정이 필요하다는 점을 피력하고자 한다.

本 硏究의 構成은 다음과 같다. 第II章에서는 國稅의 稅目別 稅收規模의 算出根據를 要約한다. 第III章에서는 向後 1995~2000년의 稅目別 稅收規模의 예측치를 보여준다. 第IV章에서는 國稅負擔率 및 國稅收入 豫測値에 대한 評價를 간략하게 논의한다.

II. 稅目別 算出根據

1. 稅收豫測方法 및 經濟展望値

所得稅, 法人稅, 相續稅, 附加價値稅, 特別消費稅, 交通稅, 酒稅, 關稅, 電話稅, 印紙稅 등 第II篇에서 稅收函數를 설정하여 추정한 10개의 稅目에 대해서는 회귀분석을 통해 추정한 稅收函數의 추정결과와 주요 說明變數의 豫測値를 바탕으로 설명변수의 예상치를 稅收函數에 대입하여 향후의 稅收를 예측하였다. 이들 세목에 대한 세수예측의 방법은 單純最小自乘法(OLS), 코크레인-오컷 기법(C-O), 反復 可用 一般化 最小自乘 推定法(IFGLS)의 세 가지 방법이 대표적으로 채택되었으며, 다만 전화세의 경우에는 모형의 설정상 差分模型이 적절한 것으로 판단되어 差分模型을 설정하고 단순최소자승법으로 추정하였다.

기타의 세목에 대해서는 稅收函數를 이용하여 세수를 분석하는 것에 많은 제약과 어려움이 있어 회귀분석을 통한 稅收推計가 현실적으로 불가능하거나 또는 의미가 작았기 때문에 稅收函數를 기초로 한 回歸分析 방법은 이용하지 않고, 최근 수년간의 稅收增減動向을 기초로 세수의 增減率을 추정하여 稅收를 예측하였다. 다만, 보다 상세하게 後術하겠지만, 土地超過利得稅의 경우에는 최근 헌법재판소의 판결에 의해 憲法不合致 판정을 받았으며 防衛稅의 경우에는 1991년을 기점으로 폐지되었기 때문에 1991년 이전에 부과대상이었으나 미처 징수되지 못한 부분이 추가적으로 징수되고 있는 만큼 향후에는 이들 세목의 세수입이 거의 전무하거나 매우 미미할 것으로 예상되므로 1996년부터는 이들 세목의 세수입은 전무

한 것으로 가정한다.

稅收에 가장 큰 영향을 미치는 變數로는 國民總生産이나 民間消費支出, 輸出, 輸入, 設備投資 등을 상정하였다. 本 硏究에서는 稅收를 예측하기 위하여 이들 說明變數들에 대한 向後의 豫測値를 사용하였는데 향후에 이들 변수의 실현될 값이 본 연구에서의 예상과 다르게 실현될 수 있는 가능성이 있으므로 세수전망치를 해석함에 있어 이러한 점에 유의하여야 할 것이다.

〈表 3-1〉 主要 巨視經濟指標의 豫測値

(單位：億원, %)

	1995	1996	1997	年平均 增加率 (1998～2000)
國民總生産	3,491,521	3,932,521	4,356,819	12.5
民間消費支出	1,847,695	2,080,560	2,301,113	13.8
設備投資	483,720	535,098	606,847	10.0
輸出	1,105,234	1,143,676	1,262,468	11.736
輸入	1,200,069	1,359,498	1,572,209	12.467

註：모든 변수의 값은 經常値임.

2. 稅收函數로 推定한 主要 稅目의 算出根據

所得稅, 法人稅, 相續稅, 附加價値稅, 特別消費稅, 交通稅, 酒稅, 關稅, 電話稅, 印紙稅의 10개 稅目에 대해서는 第II篇에서의 稅收函數를 이용하여 세수를 예측하였다. 이들 세목에 대한 세수예측치의 산출근거는 각 세목별로 세수예측력이 가장 우수한 稅收函數를 선정하였으며 이에 따른 10개 세목의 산출근거는 〈表 3-2〉에 요약된 바와 같다.

所得稅 중 利子·配當所得稅와 法人稅 源泉分, 印紙稅를 제외하고는 모두 時間趨勢를 설명변수로 채택하고 있으며 讓渡所得稅, 事業所得稅, 法人稅, 相續稅의 경우에는 時差變數를 설명변수로 포함하고 있다. 附加價値稅와 特別消費稅, 關稅 등의 간접세의 경우에는 세금의 발생시점과 과세시점간의 시차가 비교적 짧기 때문에 시차변수는 사용하지 않았다.

〈表 3-2〉 回歸方程式을 이용한 稅目別 稅收推計模型

		模型 區分, 資料 및 說明變數	推定法
所得稅	讓渡所得稅	SUR 模型 (a), 1977~94년의 年度別 資料 時間趨勢, 더미 83, 90, 國民總生産(t期, t-1期,t-2期)	IFGLS
	事業所得稅	SUR 模型 (a), 1977~94년의 年度別 資料 時間趨勢, 더미 80, 89, 91, 國民總生産(t-1期)	IFGLS
	勤勞所得稅	勤勞所得稅 (d), 1977~94년의 年度別 資料 時間趨勢, 더미 80, 91, 94, 國民總生産(t期)	C-O
	利子·配當所得稅	利子·配當所得稅 (b), 1977~94년의 年度別 資料 利子·配當所得에 대한 源泉分離稅率, 國民總生産(t期)	C-O
法人稅	申告分	SUR 模型 (d), 1977~94년의 年度別 資料 時間趨勢, 一般法人과 公共法人에 대한 法人稅率(t-1期) 國民總生産(t-1期)	IFGLS
	源泉分	SUR 模型 (d), 1977~94년의 年度別 資料 더미 85, 91, 一般法人과 公共法人에 대한 法人稅率(t期) 國民總生産(t期, t-1期)	IFGLS
相續稅	相續分	SUR 模型 (a), 1970~94년의 年度別 資料 時間趨勢, 더미 75, 81, 91, 國民總生産(t期, t-1期, t-2期)	IFGLS
	贈與分	SUR 模型 (a), 1970~94년의 年度別 資料 時間趨勢, 더미 75, 81, 90, 國民總生産(t期, t-1期, t-2期)	IFGLS

〈表 3-2〉의 계속

	模型 區分, 資料 및 說明變數	推定法
附 加 價 値 稅	年度別 總計 (e), 1978~94년의 年度別 資料 時差變數, 限界더미, 民間消費支出(t期), 輸入(t期), 輸出(t期), 設備投資(t期)	C-O
特 別 消 費 稅	燈油, LNG 除外 (a), 1978~94년의 年度別 資料 時間趨勢, 더미 90, 國民總生產(t期)	OLS
交 通 稅	交通稅 總計 (c), 1978~94년의 年度別 資料 時間趨勢, 揮發油와 輕油의 消費稅率, 民間消費支出(t期)	C-O
酒 稅	稅收函數 (c), 1970~94년의 年度別 資料 時間趨勢, 麥酒, 위스키, 淸酒 稅率, 民間消費支出(t期)	C-O
關 稅	稅收函數 (c), 1970~94년의 年度別 資料 時間趨勢, 實績稅率, 輸入(t期)	C-O
電 話 稅	稅收函數 (c) : 差分模型, 1970~94년의 年度別 資料 時間趨勢, 稅率, 民間消費支出(t期)	OLS
印 紙 稅	稅收函數 (b), 1970~94년의 年度別 資料 國民總生產(t期)	C-O

註 : 稅收函數의 推定結果는 第II篇을 참조하기 바람.

3. 其他 稅目의 算出根據

가. 資產再評價稅와 敎育稅

資產再評價稅는 稅收彈力性이나 稅收函數를 통한 세수예측 방법을 이용하지 않고 1989~94년의 6년간 平均 增加率 중에서 最高値와 最低値를 제외한 4개연도 增減率에 대한 평균을 年平均 稅收增加率로 사용하여 예측하였다. 平均 資產再評價稅 增加率은 10.40% [= (6.36% − 30.85% + 4.55% − 12.28%) ÷ 4]이며, 이에 따른 1995~97년의 예상수입은 각각 954억원, 1,053억원, 1,163억원으로 예측되었다.

〈表 3－3〉 資產再評價稅의 稅收變化 推移

(單位：億원, %)

	1989	1990	1991	1992	1993	1994
稅 收 (增減率)	896 (174.01)	953 (6.36)	659 (−30.85)	689 (4.55)	985 (42.96)	864 (−12.28)

敎育稅는 1991～94년의 年間 幾何平均 增加率을 年平均 增加率로 채택하여 稅收를 예측하였다. 敎育稅의 幾何平均 增加率은 18.35%로 나타났으며, 이에 따른 1995～97년의 예상수입은 각각 3조 55억원, 3조 5,569억원, 4조 2,096억원으로 예측되었다. 다만 교육세의 증가율은 향후에 다소 감소할 가능성도 있을 것으로 예상되는 만큼 1998년부터는 교육세의 증가율을 이보다 다소 낮은 12% 정도가 될 것으로 가정하기로 한다.

$$\text{幾何平均 增加率} = \left(\sqrt{\frac{\text{1994년 세수}}{\text{1991년 세수}}} - 1\right) \times 100$$

$$= \left(\sqrt{\frac{\text{25,396억원}}{\text{15,321억원}}} - 1\right) \times 100 = 18.35(\%)$$

나. 證券去來稅

證券去來稅는 株式의 거래시에 징수되는 去來稅로, 주식의 去來頻度와 去來價額의 두 가지 요인에 의해 稅收가 결정된다. 최근에는 證市의 活況 정도에 따라 증권거래세 수입이 크게 영향을 받고 있으며 證市의 活況 정도는 經濟成長率의 振幅보다 훨씬 더 큰 진폭을 가지는 모습을 보이고 있다. 이에 따라 證券去來稅 收入도 證市의 活況 정도에 따라 크게 영향을 받으면서 經濟成長率 등과는 상당히 다른 양상을 보이면서 변동하고 있다.

따라서 證券去來稅 收入을 예측하기 위해서는 國民總生産 등은 설명변수로 바람직하지 않기 때문에 본 연구에서는 최근 수년간의 증권거래세 세수의 增減率 平均을 채택하여 稅收를 예측하였다. 다만, 1994년 2월에 證券去來稅의 稅率이 0.2%에서 0.35%로 1.7배 증가하였기 때문에 이에 따른 세법개정 효과를 반영하여 증권거래세의 增加率을 산출하였다. 또한 최근의 證市가 1994년에 비해 상대적으로 침체되어 있는 점을 감안하여 평균 종합주가지수가 8% 정도 감소한 것으로 가정하여 이를 증권거래세 증가율로부터 차감함으로써 최종적인 증권거래세의 平均 增加率을 산출하였다. 상세한 산출근거는 다음과 같다.

1994년 2월 18일에 있었던 稅率引上이 없었을 경우, 즉 1994년에 증권거래세의 세율이 0.2%로 유지되었을 때의 1994년 證券去來稅의 推定値는 1994년의 稅收가 월별로 동일한 總株式去來量 및 總株式去來價額을 바탕으로 산출되었다는 가정하에 1994년 세수실적 6,840억원을 逆算하여 구해보면 0.2%의 세율하에 월평균 320억의 세수가 예상되며 이는 연간으로 4,320억원에 이른다. 이로부터 1990~94년의 年平均 증권거래세의 增加率로부터 最高値와 最低値를 제외한 것에 대한 단순평균에서 종합주가지수 하락에 따른 효과 8%를 공제해 주면 증권거래세의 연평균 증가율은 0.87%

〈表 3-4〉 證券去來稅의 稅收變化 推移

(單位 : 億원, %)

	1990	1991	1992	1993	1994
證券去來稅 收入 (稅率 0.2% 維持時)	2,240	1,293	1,658	3,069	6,840 (4,320)
前年對比 增減率 (稅率 0.2% 維持時)	-46.09	-42.38	28.23	85.10	122.87 (40.76)

가 된다. 이를 바탕으로 1995~97년의 증권거래세 수입을 예상하면 각각 6,899억원, 6,959억원, 7,020억원으로 예측된다.

다. 過年度 收入

최근의 過年度 收入의 增減趨勢를 볼 때 2년 정도의 시차를 두고 세수입 규모가 증가·감소를 반복하는 경향을 보이고 있다. 따라서 최근 過年度 收入에 대한 최근 5년간의 幾何 平均 增減率을 이용하여 향후의 過年度 收入을 예측하였다. 이에 따른 1995~97년의 過年度 收入은 각각 3,772억원, 4,230억원, 4,745억원 정도에 이르는 것으로 예측되었다.

過年度 收入의 年平均 增加率

$$=((1990\text{년 세수} \div 1994\text{년 세수})^{1/4}-1)\times 100$$

$$=((3{,}364\text{억원} \div 2{,}126\text{억원})^{1/4}-1)\times 100$$

$$=12.156(\%)$$

라. 農漁村特別稅

農漁村特別稅의 경우에는 1994년 하반기에 신설된 세목이기 때문에 시계열 자료를 이용하여 세수입을 예측하는 것이 사실상 불가능하다. 따라서 농어촌특별세는 자료관계상 예측이 어려우므로 1995년에는 1조 5천억원이 징수되며 그 이후에는 물가상승률을 감안하여 연간 5% 정도씩 세수가 증가하는 것으로 가정한다. 다만 농어촌특별세는 10년간 한시적으로 과세되는 세목이므로 2004년까지 과세되는 것으로 상정하여 향후의 세수를 예측하였다. 연간 農漁村特別稅의 증가율이 5%라고 할 때 1996~97년의 예상수입은 각각 1조 5,750억원과 1조 6,538억원 정도에 이를 것으로 전망된다.

마. 土地超過利得稅와 防衛稅

土地超過利得稅의 세수는 遊休土地의 面積과 超過利得에 의해 決定되며 超過利得은 실제 地價上昇率과 全國 平均 地價上昇率에 의해 결정된다. 그러므로 向後 地價動向의 展望에 의해 土地超過利得稅의 稅收가 決定된다. 1993년의 全國 平均 地價上昇率이 −7.4%이었으며 地價急騰地域이 없었고 또한 1994년의 전국 평균 地價上昇率도 15%(定期預金 利子率의 1.5배)를 超過하지 않았으므로 1994년과 1995년에는 地價急騰地域으로 고시되는 土地는 없을 것으로 예상된다. 그러나 土地超過利得稅는 헌법재판소의 헌법불합치 판정에 따라 과세의 실효성이 크게 약화되었을 뿐만 아니라 최근에는 地價가 안정되어 토지초과이득세가 과세되는 경우가 매우 드물기 때문에 향후의 세수는 거의 전무할 것으로 예상된다. 다만 1995년에는 기존에 부과된 토지초과이득세의 일부가 징수될 것으로 예상되므로 그 규모가 약 100억원 정도에 이를 것으로 가정한다. 1996년부터는 토지초과이득세의 세수가 0에 수렴할 것으로 예상된다.

防衛稅는 1990년 12월 31일을 마지막으로 폐지된 세목으로 현재에는 과거에 미납부된 세액을 중심으로 징수되고 있다. 그러므로 防衛稅의 稅收는 방위세가 폐지된 1991년부터 급속히 감소하기 시작하여 최근에는 연간 세수입이 수백억원 정도에 불과하다. 방위세의 수입은 향후에도 급속히 감소할 것으로 예상되며 1997년 경부터는 그 수입도 완전히 없어질 것으로 전망된다. 다만 1995년과 1996년에는 1994년까지 미납부된 방위세 부분이 일부 징수될 것으로 예상되는바, 방위세의 增減率은 최근 3년간의 防衛稅 稅收에 대한 增減率(−87.103%, −25.537%, −36.768%)을 單純平均한 값 −49.803%를 平均 增減率로 삼아 세수를 예측하고 1997년부터는 방위세 수입이 전무한 것으로 가정한다. 이에 따른 1995~96년의 防衛稅 收入은 각각 385억원과 193억원에 이를 전망이다.

III. 向後의 稅收展望

본 연구에서는 〈表 3-1〉에 의해 예측된(또는 가정된) 主要 巨視經濟指標의 예측치를 기초로 각 세목별로 1995~2000년의 6년간의 國稅收入을 예측하였다. 다만 〈表 3-1〉에 의해 주어진 주요 거시경제지표의 예측치가 실제로 실현될 값들로부터 이탈할 수 있는 가능성이 매우 높으므로 이에 대비하여 주요 거시경제지표의 예측치를 〈表 3-1〉을 중심으로 세 가지의 경우로 나누어 분석하고자 한다. 첫째는 〈表 3-1〉의 값으로부터 각각 1% 포인트가 낮은 경우(CASE I), 둘째, 〈表 3-1〉의 값과 동일한 경우(CASE II), 셋째, 〈表 3-1〉의 경우 보다 각각 그 값이 1% 포인트가 높은 경우(CASE III)의 세 가지 경우를 가정하여 각각의 경우에 대해 國稅收入을 예측해 본다.

이에 따른 國稅의 稅目別 稅收入 展望値는 거시경제지표의 예측치 값에 따라 〈表 3-5〉~〈表 3-7〉에서 보는 바와 같다.

CASE I의 경우, 1995년의 국세수입 예측치는 56조 7,581억원으로 1994년의 국세수입 실적 47조 2,618억원에 비해 금액으로는 9조 4,963억원이 증가하고, 증가율로는 약 20.1%가 증가하는 것으로 예측되었다. 주요 세목의 세수 예측치를 보면, 附加價値稅가 15조 1,744억원으로 단일 세목 가운데 가장 세수 규모가 큰 것으로 예상되었으며, 그 다음으로 所得稅와 法人稅가 각각 13조 1,517억원과 8조 6,017억원으로 예측되었다. 1996~2000년에는 국세수입이 매년 약 13.4~17.2% 정도씩 증가할 것으로 예측되었다. 2000년에도 여전히 附加價値稅가 단일 세목으로 가장 세수비중이 높은 세목이 될 전망이며 국세수입 대비 점유비는 1995년의 26.7%에서

2000년에는 29.9% 정도로 상승할 것으로 전망된다. 所得稅와 法人稅의 경우에도 국세수입 대비 점유비의 순위에 변동없이 세수입이 지속적으로 증가할 것으로 예상되었다.

〈表 3-1〉의 예측치를 바탕으로 국세수입을 예측한 결과는 〈表 3-6〉에서 보는 바와 같다. CASE II의 경우, 1995년의 국세수입은 57조 2,219억원으로 1994년에 비해 21.1%가 증가하는 것으로 예측되었다. 세목별 세수비중은 〈表 3-5〉에서 보는 것과 별다른 차이가 없이 여전히 부가가치세와 소득세, 법인세의 順으로 세수비중이 높게 나타나고 있다. CASE II의 경우에는 1996~2000년 기간 동안에 국세수입이 매년 약 13.3~17.2% 정도씩 증가할 것으로 예측되었다.

주요 거시경제지표의 예측치가 〈表 3-1〉의 예측치보다 1% 포인트씩 더 큰 경우를 바탕으로 국세수입을 예측한 결과는 〈表 3-7〉에서 보는 바와 같다. CASE III의 경우, 1995년의 국세수입은 57조 6,467억원으로 1994년에 비해 약 22.0%가 증가하는 것으로 예측되었다. 세목별 세수비중은 〈表 3-5〉와 〈表 3-6〉에서 보는 것과 거의 비슷할 뿐이며 다만 대부분의 세목에서 예측치의 절대값이 조금씩 더 크게 나타나고 있다. CASE III의 경우에는 1996~2000년의 연간 국세수입 증가율은 약 13.2~17.2% 정도에 이르는 것으로 예측되었다.

CASE I에서의 國民總生産, 輸出, 輸入, 民間消費支出 등은 CASE II의 경우의 99%에 해당하고 CASE III의 경우에는 CASE II의 101%에 해당한다. 따라서 CASE II를 중심으로 볼 때 景氣가 이보다 다소 低調하여 CASE I과 같이 거시경제지표의 값이 실현되거나, 반대로 景氣가 CASE II의 경우보다 다소 활성화되어 CASE III과 같은 값이 실현될 경우 경제활동의 결과로 실현되는 조세수입의 크기는 따라서 변하게 된다. 이에 따른 국세수입의 변동 폭은 〈表 3-8〉에서 보는 바와 같다.

〈表 3－5〉 稅收展望値（CASE Ⅰ）

（單位：億원，％）

	1995	1996	1997	1998	1999	2000
國稅 計	567,581	652,131	739,267	864,528	1,012,136	1,186,176
[前年對比 增加率]	[20.09]	[14.90]	[13.36]	[16.94]	[17.07]	[17.20]
(一般會計 基準)	(518,790)	(595,862)	(675,117)	(793,211)	(932,891)	(1,098,144)
◉ 內國稅	441,581	505,213	571,254	673,932	795,638	939,944
	(422,845)	(484,513)	(549,200)	(649,763)	(769,198)	(911,054)
1.直接稅	228,692	254,164	283,991	338,846	404,314	482,523
	(228,642)	(254,164)	(283,991)	(338,846)	(404,314)	(482,523)
所得稅	131,517	141,205	151,525	178,543	209,998	246,637
申告分	48,471	55,783	62,289	73,424	86,152	100,705
源泉分	83,046	85,422	89,236	105,119	123,846	145,932
法人稅	86,017	99,299	115,343	137,747	165,299	198,689
申告分	61,775	73,029	86,259	105,723	129,710	159,138
源泉分	24,242	26,270	29,084	32,024	35,589	39,551
土超稅	100	0	0	0	0	0
	(50)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)
相續稅	10,104	12,607	15,960	21,272	27,600	35,632
相續分	4,481	5,444	7,025	9,845	12,111	15,464
贈與分	5,623	7,163	8,935	11,427	15,489	20,168
再評價稅	954	1,053	1,163	1,284	1,417	1,565
2.間接稅	206,113	243,479	278,859	325,700	380,842	445,715
	(187,427)	(222,779)	(256,805)	(301,531)	(354,402)	(416,825)
附加價値稅	151,744	183,033	212,476	252,037	298,964	354,628
特別消費稅	25,333	28,896	33,119	37,788	43,117	49,196
酒稅	17,255	19,454	20,951	23,428	26,198	29,294
	(3,451)	(3,891)	(4,190)	(4,686)	(5,240)	(5,859)
電話稅	4,882	5,137	5,293	5,427	5,482	5,455
	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)
證券去來稅	6,899	6,959	7,020	7,020	7,081	7,142
3.印紙稅	3,004	3,340	3,659	4,064	4,513	5,012
4.過年度收入	3,772	4,230	4,745	5,322	5,969	6,694
◉ 交通稅	35,286	44,213	50,286	59,750	70,996	84,357
◉ 關稅	45,274	51,193	59,093	66,334	74,464	83,589
◉ 防衛稅	385	193	0	0	0	0
◉ 敎育稅	30,055	35,569	42,096	47,148	52,805	59,142
	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)
◉ 農漁村特別稅	15,000	15,750	16,538	17,364	18,233	19,144
讓與金 特別會計	48,791	56,269	64,150	71,317	79,245	88,032
地方讓與金	18,736	20,700	22,054	24,169	26,440	28,890
地方敎育讓與金	30,055	35,569	42,096	47,148	52,805	59,142

註：1. (　) 안은 一般會計 基準임.
2. 地方讓與金은 土超稅의 50%, 酒稅의 80%, 電話稅 全額이고 地方敎育讓與金은 敎育稅 全額임.

〈表 3－6〉 稅收展望値 (CASE II)

(單位：億원, %)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000
國稅 計	572,219	656,986	744,373	870,471	1,019,058	1,194,232
[前年對比 增加率]	[21.07]	[14.81]	[13.30]	[16.94]	[17.07]	[17.19]
(一般會計 基準)	(523,227)	(600,491)	(679,980)	(798,884)	(939,514)	(1,105,868)
◉ 內國稅	445,213	508,864	574,982	678,276	800,705	945,845
	(426,276)	(487,938)	(552,685)	(653,837)	(773,966)	(916,623)
1.直接稅	230,739	255,936	285,564	340,668	406,429	484,962
	(230,689)	(255,936)	(285,564)	(340,668)	(406,429)	(484,962)
所得稅	133,417	142,843	153,049	180,372	212,174	249,217
申告分	49,661	56,741	63,154	74,481	87,424	102,225
源泉分	83,756	86,102	89,895	105,891	124,750	146,992
法人稅	86,088	99,586	115,664	138,107	165,707	199,153
申告分	61,775	73,078	86,317	105,793	129,796	159,244
源泉分	24,313	26,508	29,347	32,314	35,911	39,909
土超稅	100	0	0	0	0	0
	(50)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)
相續稅	10,180	12,454	15,688	20,905	27,131	35,027
相續分	4,533	5,191	6,864	9,620	11,834	15,110
贈與分	5,647	7,263	8,824	11,285	15,297	19,917
再評價稅	954	1,053	1,163	1,284	1,417	1,565
2.間接稅	207,671	245,328	280,981	328,186	383,753	449,131
	(188,784)	(224,402)	(258,684)	(303,747)	(357,014)	(419,909)
附加價値稅	152,910	184,439	214,109	253,974	301,261	357,353
特別消費稅	25,478	29,061	33,309	38,005	43,363	49,477
酒稅	17,485	19,714	21,231	23,741	26,547	29,685
	(3,497)	(3,943)	(4,246)	(4,748)	(5,309)	(5,937)
電話稅	4,899	5,155	5,312	5,446	5,501	5,474
	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)
證券去來稅	6,899	6,959	7,020	7,020	7,081	7,142
3.印紙稅	3,031	3,370	3,692	4,100	4,554	5,058
4.過年度收入	3,772	4,230	4,745	5,322	5,969	6,694
◉ 交通稅	35,834	44,900	51,067	60,678	72,098	85,667
◉ 關稅	45,732	51,710	59,690	67,005	75,217	84,434
◉ 防衛稅	385	193	0	0	0	0
◉ 教育稅	30,055	35,569	42,096	47,148	52,805	59,142
	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)
◉ 農漁村特別稅	15,000	15,750	16,538	17,364	18,233	19,144
讓與金 特別會計	48,992	56,495	64,393	71,587	79,544	88,364
地方讓與金	18,937	20,926	22,297	24,439	26,739	29,222
地方教育讓與金	30,055	35,569	42,096	47,148	52,805	59,142

註：1. (　) 안은 一般會計 基準임.

2. 地方讓與金은 土超稅의 50%, 酒稅의 80%, 電話稅 全額이고 地方教育讓與金은 教育稅 全額임.

〈表 3-7〉 稅收展望值 (CASE Ⅲ)

(單位：億원, %)

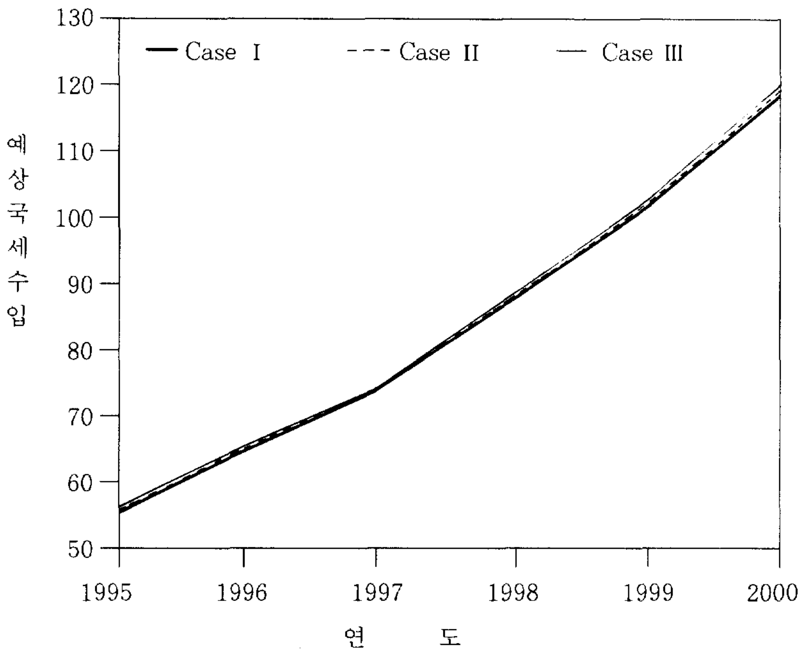
	1995	1996	1997	1998	1999	2000
國稅 計	576,467	661,367	748,918	875,777	1,025,259	1,201,467
[前年對比 增加率]	[21.97]	[14.73]	[13.24]	[16.94]	[17.07]	[17.19]
(一般會計 基準)	(527,273)	(604,646)	(684,283)	(803,921)	(945,416)	(1,112,770)
◉ 內國稅	448,452	512,037	578,143	681,978	805,044	950,917
	(429,313)	(490,885)	(555,604)	(657,270)	(778,006)	(921,362)
1.直接稅	232,834	257,734	287,152	342,509	408,569	487,432
	(232,784)	(257,734)	(287,152)	(342,509)	(408,569)	(487,432)
所得稅	135,366	144,494	154,582	182,211	214,363	251,812
申告分	50,899	57,713	64,028	75,550	88,709	103,761
源泉分	84,467	86,781	90,554	106,661	125,654	148,051
法人稅	86,159	99,871	115,983	138,466	166,114	199,615
申告分	61,775	73,126	86,373	105,863	129,881	159,349
源泉分	24,384	26,745	29,610	32,603	36,233	40,266
土超稅	100	0	0	0	0	0
	50	0	0	0	0	0
相續稅	10,255	12,316	15,424	20,548	26,675	34,440
相續分	4,585	4,952	6,709	9,402	11,566	14,768
贈與分	5,670	7,364	8,715	11,146	15,109	19,672
再評價稅	954	1,053	1,163	1,284	1,417	1,565
2.間接稅	208,788	246,673	282,521	330,010	385,912	451,688
	(189,699)	(225,521)	(259,982)	(305,302)	(358,874)	(422,133)
附加價値稅	154,073	185,842	215,737	255,905	303,552	360,071
特別消費稅	25,184	28,725	32,923	37,566	42,862	48,905
酒稅	17,716	19,974	21,511	24,054	26,897	30,077
	(3,543)	(3,995)	(4,302)	(4,811)	(5,379)	(6,015)
電話稅	4,916	5,173	5,330	5,465	5,520	5,493
	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)
證券去來稅	6,899	6,959	7,020	7,020	7,081	7,142
3.印紙稅	3,058	3,400	3,725	4,137	4,594	5,103
4.過年度收入	3,772	4,230	4,745	5,322	5,969	6,694
◉ 交通稅	36,385	45,590	51,853	61,611	73,207	86,984
◉ 關稅	46,190	52,228	60,288	67,676	75,970	85,280
◉ 防衛稅	385	193	0	0	0	0
◉ 敎育稅	30,055	35,569	42,096	47,148	52,805	59,142
	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)
◉ 農漁村特別稅	15,000	15,750	16,538	17,364	18,233	19,144
讓與金 特別會計	49,194	56,721	64,635	71,856	79,843	88,697
地方讓與金	19,139	21,152	22,539	24,708	27,038	29,555
地方敎育讓與金	30,055	35,569	42,096	47,148	52,805	59,142

註 : 1. ( ) 안은 一般會計 基準임.

2. 地方讓與金은 土超稅의 50%, 酒稅의 80%, 電話稅 全額이고 地方敎育讓與金은 敎育稅 全額임.

〔圖 3－1〕 國稅收入 豫測値 (1995～2000)

(單位 : 億원)



〈表 3－8〉 國民總生産에 대한 國稅收入의 敏感度

(單位 : 億원, %)

	成長率隔差	1995	1996	1997	1998	1999	2000
CASE II － CASE I	1%p	4,638	4,855	5,106	5,943	6,922	8,056
(稅收 對比 比重)	(-)	(0.81)	(0.74)	(0.69)	(0.68)	(0.68)	(0.67)
CASE III － CASE II	1%p	4,248	4,381	4,545	5,306	6,201	7,235
(稅收 對比 比重)	(-)	(0.74)	(0.67)	(0.61)	(0.61)	(0.61)	(0.61)

註 : 稅收 對比 比重은 CASE II의 稅收豫測値를 分母로 하여 산출한 比重임.

우리나라 國稅負擔率은 1990년을 제외하고는 1993년까지만 해도 15% 수준에 미달하였다. 최근에는 국세수입 증가율이 국민총생산

증가율을 상회하고 있으며 이에 따라 國稅負擔率도 점차 상승하는 추세에 있다. 1994년에는 국세수입이 당초의 豫算을 크게 초과하면서 1993년에 비해 대폭 증가하여 國稅負擔率이 1993년의 14.8%에서 15.6%(暫定値임)로 대폭 상승하였다. 이와 같이 國稅負擔率이 대폭 상승한 데에는 여러 가지 원인이 있지만 경기가 활성화되면서 所得稅, 法人稅, 附加價値稅 등의 세수 증가율이 두드러졌으며 交通稅 등이 신설되면서 석유류에 대한 세율이 전반적으로 인상됨과 함께 이들로부터의 세수입이 크게 증가한 것에 기인한다(〈表 3-9〉 참조).

〈表 3-9〉 國稅負擔率 推移

(單位 : %)

	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
國稅負擔率	14.9	14.8	14.3	15.0	14.2	14.7	14.8	15.6

註 : 1994년 國稅負擔率은 推定値임.

〈表 3-5〉~〈表 3-7〉에 근거하여 산출한 國稅負擔率에 대한 豫測値는 다음의 〈表 3-10〉과 같다. 우리나라의 國稅負擔率은 1994년에 15.6%로 증가한 데 이어 1995년에는 16%대로 진입하고 1997년에는 17%대, 1999년에는 18%대, 그리고 2000년에는 19%대로 증가할 것으로 전망되었다.

政府의 新경제 5個年計劃에서의 國稅負擔率은 1994~97년에 각각 15.8%, 16.5%, 17%, 17.5%인데 이러한 數値는 본 연구에서의 豫測値와는 약간의 차이를 보이고 있기는 하지만 대체로 유사한 결과를 보여주고 있다. 이러한 결과는 최근의 國稅收入 增加率이 (經常)國民總生産의 增加率을 초과함에 따라 國民總生産에 대한 國稅의 稅收彈力性이 1을 초과하게 되고 이는 곧 시간이 경과함에 따라 國民總生産에서 차지하는 國稅收入의 比重, 즉 國稅負擔率이 점차 상승한다는 것을 의미하기 때문이다.

本 硏究에서는 地方稅 收入에 대한 情報가 배제되어 있어 地方稅 負擔率에 대한 정보를 얻을 수 없으므로 정확한 예측은 어렵지만 경험적으로 볼 때 總租稅 對比 國稅比重이 약 80% 정도임을 감안할 때 우리나라의 租稅負擔率은 2000년 무렵에 약 24% 수준에 이를 것으로 추측된다.

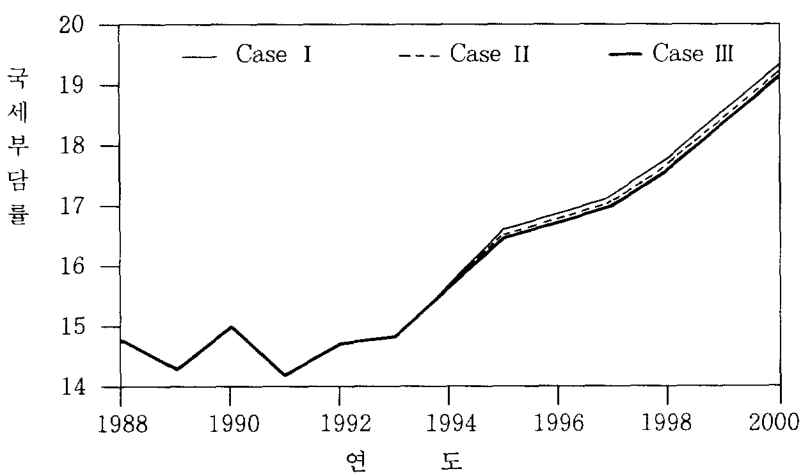
〈表 3-10〉 國民總生產 對比 國稅負擔率 豫測値 推移

(單位 : %)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000
CASE I	16.42	16.75	17.14	17.82	18.54	19.31
CASE II	16.39	16.71	17.09	17.76	18.48	19.25
CASE III	16.35	16.65	17.02	17.69	18.41	19.18

〔圖 3-2〕 國稅負擔率 豫測値의 變化推移 (1995~2000)

(單位 : %)



〈表 3-5〉~〈表 3-10〉을 해석함에 있어서는 다음과 같은 주의

가 필요하다.

첫째, 위에서 예측한 향후 6개년 동안의 국세수입 예측치는 주요 거시경제지표의 예측치에 대한 세 가지의 경우에 대해 예측된 것이므로 1995~2000년의 國稅收入이나 國稅負擔率 豫測値가 반드시 〈表 3-5〉~〈表 3-10〉에 제시된 값으로 실현된다는 보장이 없다는 점이다. 따라서 稅收豫測을 위해 사용되었던 經濟指標의 豫測値가 미래에 실제로 실현되는 값과 차이를 보이거나 또는 本 硏究에서 설정한 稅收函數가 잘못 설정되어 세수예측의 오차가 매우 크다면 向後에 실현될 國稅收入은 위의 〈表 3-5〉~〈表 3-7〉에서의 豫測値와는 상당한 차이를 보일 수도 있다.

둘째, 위의 〈表 3-5〉~〈表 3-7〉의 國稅收入 예측치는 現行의 租稅體系가 그대로 유지된다는 가정 아래 도출된 것이므로 만약 분석기간 동안에 세법이 개정되어 세수에 직접적인 영향을 미치게 된다면, 이는 본 연구에서 설정한 稅收函數가 예측력이 아무리 뛰어나다고 하더라도 세수예측이 정확할 수 없게 된다. 왜냐하면 세법개정과 같은 사항은 충분한 시간적 여유를 두고 예고되는 경우를 제외하고는 세수 예측시점에서 미처 예측하지 못하게 되는 경우가 대부분이므로 세수환경의 변화를 稅收函數가 미처 반영하지 못하게 됨에 따라 예상 세수가 빗나가게 될 수 있다는 점이다. 이러한 측면에서 발생하게 되는 세수 예측치의 오차는 불가피하므로 이러한 豫測誤差와 稅收推計 과정에서 오류가 발생하여 발생하게 되는 豫測誤差와는 구별하는 것이 필요하다.

Ⅳ. 結　　論

本 硏究(第Ⅲ篇)는 所得稅, 法人稅, 附加價値稅 등 國稅의 주요 稅目에 대해 稅收函數를 설정하여 回歸分析의 방법을 통해 1995~2000년의 국세수입을 예측하였으며, 資産再評價稅, 敎育稅 등 나머지 세목에 대해서는 최근 수년간의 평균 세수 증가율 등을 이용하여 1995~2000년의 국세수입을 예측해 보았다.

本 硏究에서 추정한 1995~2000년의 국세수입은 연도별로 각각 56조 7,600억~57조 6,500억원, 65조 2천억~66조 1천억원, 73조 9천억~74조 9천억원, 86조 4,500억~87조 5,800억원, 101조 2천억~102조 5천억원, 118조 6천억~120조 1,500억원 정도에 이를 것으로 전망되었다. 이에 따라 國稅負擔率 수준도 점차 상승하여 1994년의 15.6%에서 1995년에는 16%, 1997년에는 17%, 1999년에는 18%, 그리고 2000년에는 19%를 초과할 것으로 전망되었다. 이와 같이 國稅負擔率이 계속 증가하고 있다는 것은 國民總生産에서 차지하는 國稅收入의 比重이 증가한다는 것 이외에도 國稅收入의 增加率이 國民總生産의 增加率보다 크다는 것을 암시해 준다.

또한 국세수입에 대한 2000년 이후의 기간에 대해서도 국세수입의 장기적인 예측도 시도해 보았지만, 본 연구에서 채택한 계량분석의 방법을 이용하여 장기적(예 : 2020년)으로 국세수입을 예측해 본 결과, 일부 세목의 경우에 예측치의 값들이 예상과는 달리 지나치게 큰 값을 가지거나 또는 지나치게 작은 값을 갖는 등 매우 비현실적인 경우가 발생하여 본 연구에서는 2000년까지의 중기적인 세수예측 결과만 보고하였다. 이는 본 연구에서의 稅收推計模型이 중기적으로는 예측력이 우수할 수 있지만 장기적으로는 세수예측에

따른 오차가 일정 수준 이상으로 증폭될 수 있다는 점을 암시해 주는 것으로 해석된다. 일례로 본 연구가 채택한 自然代數 線形模型을 기초로 한 경우 標本外 豫測(extrapolation)을 하게 되면 目標年度가 분석자료의 마지막 연도와 격차가 커지면 커질수록 자연적으로 豫測誤差가 커지게 되는 일반적인 특성이 있기 때문에, 自然代數 線形模型을 기초로 稅收函數를 설정한 경우에는 매우 장기적인 세수예측을 함에 있어서는 예측치의 예측오차가 지나치게 증폭되어 다소 문제가 있을 수 있다. 이러한 경우에는 예측하고자 하는 시점이 지나치게 長期가 안 되도록 하여야만 예측기간이 매우 長期가 됨에 따라 만약의 경우에 발생할 수 있는 심각한 豫測誤謬의 가능성을 회피할 수 있을 것이다.

前節에서 언급하였듯이 本 研究에서 예측한 1995~2000년의 國稅收入 豫測値는 세법개정 내용이 미리 예고되어 있는 경우에는 예고된 세법의 개정사항에 준하여 세수를 예측하였으며 이러한 사항을 제외하고는 현행 국세의 체계를 그대로 따라 세수를 예측하였다. 그러므로 만약 향후에 租稅體系나 構造가 현행과 크게 달라져 租稅收入의 構造가 영향을 받게 된다면 앞에서 예측한 향후 6개년간의 국세 예측치는 조세체계의 변화된 모습에 맞춰 다시 추정하여야 할 것이다.

본 연구에서 설정한 稅收函數에 의한 稅收推計 方法은 여러 가지 측면에서 개선되어야 할 여지가 있다. 稅收函數에 대한 推定方法이나 變數選定에 있어 지속적인 改善·補完의 여지가 있다. 우리나라에서는 稅收推計에 대한 경험적·실증적 연구가 의외로 적어 稅收推計를 위한 計量經濟學的인 측면에서의 접근시도가 많지 않았다. 본 보고서가 채택하고 있는 稅收推計의 방법인 因果模型에 입각한 稅收推計 방법의 경우에는, 盧基星 外(1990), 成明宰·玄鎭權(1994) 등에서와 같이 지금까지의 연구가 매우 초보적인 수준에서의 계량경제학적 기법에 의존해 왔다. 따라서 본 보고서는 이러한 연구에

서의 연구방법에서 한 걸음 나아가 稅收函數 분석에 있어 SUR 모형을 이용한 방법 등과 같은 새로운 분석 방법을 도입하였다. 이와 같은 방법 이외에도 稅收函數 추정치의 통계적 유의성을 제고시키거나 또는 모형설정의 오류로 인해 초래되는 문제점을 해소 또는 완화시킬 수 있는 방법 등을 새로이 도입하여 稅收推計의 방법을 확대시킬 필요가 있다. 이러한 작업이 완결된 이후가 되어야만 稅收推計模型을 완성할 수 있는 기본적인 요건이 갖추어질 수 있을 것이기 때문이다. 따라서 향후의 보완연구에서는 통계학적인 분석 방법의 폭을 확대하여 稅收推計模型의 폭을 확대하도록 한다.

參考文獻

羅城麟·玄鎭權,『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.

盧基星, 「個人所得稅의 稅收推計」, 盧基星·柳一鎬·尹建永·李鎭淳(編),『稅收推計 模型開發에 관한 研究』, 韓國開發研究院, 1990.

成明宰,『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.

成明宰·玄鎭權,『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.

柳一鎬, 「附加價值稅의 稅收推計」, 盧基星·柳一鎬·尹建永·李鎭淳(編),『稅收推計 模型開發에 관한 研究』, 韓國開發研究院, 1990.

尹建永, 「稅收豫測模型間의 正確性 比較」, 盧基星·柳一鎬·尹建永·李鎭淳(編),『稅收推計 模型開發에 관한 研究』, 韓國開發研究院, 1990.

李鎭淳, 「法人稅와 個別消費稅의 稅收推計」, 盧基星·柳一鎬·尹建永·李鎭淳(編),『稅收推計 模型開發에 관한 研究』, 韓國開發研究院, 1990.

財務部,『財政金融統計』, 各號.

韓國石油開發公社,『石油需給統計』, 1992.

韓國開發研究院,『財政統計資料集』, 1994.

Goldberger, A. S., *A Course in Econometrics*, Harvard University

Press, 1991.

Johnston, J., *Econometric Methods*, third edition, McGraw−Hill, 1984.

Nelson, C. R. and C. I. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, 1982.

Phillips, P. C. B., "Time Series Regression with a Unit Root," *Econometrica*, Vol. 55, 1987.

Stock, J. H. and K. D. West, "Integrated Regressions and Tests of the Permanent-Income Hypothesis," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 21, 1988.

West, K. D., "On the Interpretation of Near Random-Walk Behavior in GNP," *The American Economic Review*, Vol. 78, 1988.