租稅惠澤으로 인한 內在的 租稅의 實證硏究

1997. 3.

李 俊 奎
李 太 熙

Kipf 한국조세연구원

序　言

바람직한 租稅制度의 요건으로는 資源配分 非效率의 최소화와 세법의 단순화 등 여러 가지가 있겠으나 조세부담을 공평하게 배분하여야 한다는 것이 그 중 중요한 하나일 것이다. 이러한 課稅衡平에 관한 논의는 經濟學에서는 물론이고, 法學 및 經營學에서도 연구되어 온 중요한 주제라고 할 수 있다. 특히 최근의 조세환경은 과거 어느 때보다도 빠르게 변화하고 있다. 金融實名制와 不動産實名制의 실시는 그 효과나 시행상의 문제점을 논외로 할 때 여러 가지 입법취지 중에서도 과세형평 제고 측면이 강조된 것이라고 생각된다. 이러한 과세형평의 측면에서 볼 때, 항상 비난의 대상이 되어 온 租稅減免規制法은 항상 이를 의식하여 限時法의 형태를 취하고 있으나 오랜 기간 존속되어 왔으며 동법의 완전폐지까지는 상당한 어려움이 있을 것으로 판단된다. 이와 관련하여 조세감면의 효과에 관한 연구들이 이루어졌으며 앞으로도 계속 연구되어야 할 것이다.

본 보고서에서는 差別的인 과세로 인하여 발생하는 조세혜택이 경쟁을 유발함에 따라 조세혜택이 부여되는 기업의 稅前投資利益率을 저하시킬 것이라는 內在的 租稅假說을 실증분석하였다. 이러한 조세혜택으로 인한 세전투자이익률의 저하를 內在的 租稅(implicit tax)라고 하며 이는 숄즈(Myron S. Scholes)와 울프슨(Mark A. Wolfson) 教授에 의하여 체계화되었다. 본 연구에서는 우리나라 법인기업의 소득에 대하여 내재적 조세가 존재한다는 것을 밝히려고 하였으며 과세형평을 논의함에 있어서 과세당국에게 납부하는 外形的인 租稅뿐 아니라 內在的 租稅까지를 포함하여야 한다고 주장하고 있다.

본 보고서는 경희대학교의 李俊奎 教授와 국민대학교의 李太熙 教授가 작성하였으며, 본 보고서가 발간되기까지 院內外 여러 관계자의 자료

협조 및 논평이 큰 도움을 주었을 것이다. 특히 저자들은 원내 세미나에서 유익한 조언을 해준 玄鎭權 博士 및 익명의 두 심사자께 진심으로 감사하고 있다.

本 報告書의 분석내용이나 결론은 저자들의 個人的 見解이며 本 硏究院의 공식견해가 아님을 밝혀 둔다.

1997年 3月

韓國租稅硏究院

院長 崔 洸

目　次

Ⅰ. 序　論 …… 9

Ⅱ. 傳統的인 租稅負擔率의 測定 : 有效稅率 …… 12

1. 平均有效稅率 …… 12

2. 限界有效稅率 …… 19

3. 平均有效稅率과 限界有效稅率의 比較 …… 22

4. 有效稅率의 問題點 …… 26

Ⅲ. 內在的 租稅의 理論的 背景과 先行硏究 …… 31

1. 內在的 租稅의 槪念 …… 31

2. 內在的 租稅의 先行硏究 …… 44

Ⅳ. 硏究의 設計 …… 58

1. 假說의 設定 …… 58

2. 標本의 選定 …… 60

3. 變數의 定義 …… 61

4. 硏究模型 …… 64

5. 危險要素의 考慮 …… 65

6. 企業規模의 考慮 …… 66

7. 産業別 差異 …… 67

8. 進入의 時差 考慮 …… 68

Ⅴ. 硏究結果 및 分析 …… 69

1. 標本의 技術的 統計量 …… 69
2. 租稅惠澤과 稅前利益率間의 單純回歸模型 …… 72
3. 租稅惠澤과 稅前利益率間의 多重回歸模型 …… 74
4. 危險要素의 考慮 …… 77
5. 企業規模의 考慮 …… 83
6. 產業別 差異 …… 85
7. 進入의 時差 考慮 …… 86

Ⅵ. 結論 및 政策的 示唆點 …… 88
1. 硏究結果의 要約 …… 88
2. 硏究의 限界 및 앞으로의 硏究方向 …… 89
3. 政策的 示唆點 …… 91

參考文獻 …… 93

表 目 次

〈表 Ⅱ－ 1〉 利益測定方法의 類型 …… 14
〈表 Ⅱ－ 2〉 年度別 平均有效稅率과 法定最高稅率 …… 16
〈表 Ⅲ－ 1〉 內在的 稅率의 計算例示 …… 38
〈表 Ⅲ－ 2〉 美國의 非課稅債券에 대한 內在的 稅率 …… 39
〈表 Ⅲ－ 3〉 윌키의 硏究結果 Ⅰ …… 47
〈表 Ⅲ－ 4〉 윌키의 硏究結果 Ⅱ …… 48
〈表 Ⅲ－ 5〉 李俊奎의 硏究結果 Ⅰ …… 52
〈表 Ⅲ－ 6〉 李俊奎의 硏究結果 Ⅱ …… 54
〈表 Ⅲ－ 7〉 앤더슨 외의 硏究結果 …… 57
〈表 Ⅳ－ 1〉 年度別 法人稅率 …… 63
〈表 Ⅴ－ 1〉 PTROE에 관한 技術統計量 …… 71
〈表 Ⅴ－ 2〉 PTTSE에 관한 技術統計量 …… 71
〈表 Ⅴ－ 3〉 單純回歸模型의 結果 …… 72
〈表 Ⅴ－ 4〉 極端値를 除去한 標本의 單純回歸模型結果 …… 73
〈表 Ⅴ－ 5〉 移越缺損金을 統制한 回歸模型結果 …… 75
〈表 Ⅴ－ 6〉 移越缺損金을 統制한 回歸模型結果(極端値 除去 後) 76
〈表 Ⅴ－ 7〉 企業危險을 考慮한 回歸模型結果 …… 78
〈表 Ⅴ－ 8〉 企業危險에 대한 追加的인 分析結果 …… 79
〈表 Ⅴ－ 9〉 規模調整 PTROE를 사용한 回歸分析結果 …… 82
〈表 Ⅴ－10〉 企業規模 差異에 따른 內在的 租稅의 差異 …… 84
〈表 Ⅴ－11〉 回歸模型의 産業別 差異 …… 86
〈表 Ⅴ－12〉 時差를 調整한 回歸分析結果 …… 87

圖 目 次

[圖 Ⅲ－1] 投資利益率과 危險水準의 關係
(차별과세가 존재하지 않는 경우) ····· 40
[圖 Ⅲ－2] 投資利益率과 危險水準의 關係
(차별과세가 존재하는 경우) ····· 41

Ⅰ. 序 論

차별과세에 대한 公平論者(equity theorists)와 效率論者(efficiency theorists)의 입장은 서로 대립된다. 公平論者들은 전통적인 수평적 공평(horizontal equity)의 관점에서 동일한 경제적 상태에 있는 납세자는 동일하게 과세되어야 한다고 주장하며, 차별과세는 과세형평을 해치는 것으로 본다. 그러나 공평론자들의 주장은 차별과세에도 불구하고 납세자들은 과거의 경제행동을 변경하지 아니하거나 변경하더라도 세전이익률에 중대한 영향을 미치지 아니한다고 가정할 때 논리적 타당성을 갖지 못한다. 반면에 效率論者들은 차별과세는 모든 투자에 대한 세후이익률이 동일하게 될 때까지 불리한 과세의 대상이 되는 투자를 위축시키면서 유리한 과세의 대상이 되는 투자를 증가시키므로 차별과세를 하더라도 시장조정을 통하여 수평적 불평등은 사라진다고 주장한다[1].

소득에 대한 조세부담 정도는 전통적으로 有效稅率(effective tax rates)의 계산을 통하여 측정해 왔다. 그 동안 課稅衡平, 조세감면효과 및 稅法改正效果를 논의하는 많은 연구들에 있어서 유효세율이 납세자의 조세부담 정도를 대표한다고 보고 논리를 전개하였다. 국내에서는 최근까지도 이러한 유형의 연구들이 계속되고 있으며 有效稅率이 納稅者의 조세부담 정도를 얼마나 정확하게 나타내는지에 대한 논의는 충분히 이루어지고 있지 않다. 즉, 有效稅率이 조세부담 정도를 정확하게 나타낸다고 할 수는 없지만 이해하기 쉽고 계산이 용이할 뿐 아니라 다른 대

1) Kenneth E. Anderson, Thomas J. Hill and Daniel P. Murphy, "Horizontal Equity and Implicit Taxes," *The Journal of the American Taxation Association*, Vol. 17, Fall 1995, pp. 90~91.

체적인 측정방법이 없기 때문에 조세부담 정도를 나타내는 代用値로 널리 인정되어 온 것이다.

유효세율에 의하여 과세형평을 논의한다는 것은 유효세율의 측정상의 문제점을 논외로 하더라도 납세자간 조세부담 정도가 다를 때, 예를 들어 特定産業에 租稅減免惠澤이 주어질 때 조세감면이 당해 산업의 稅前利益率에 영향을 미치지 아니한다는 가정하에서만 의미를 갖는다. 이러한 가정은 公平論者의 논리로서 정부의 간섭이나 시장의 競爭制限要素로 인하여 당해 산업에의 新規進入이 없는 경우에는 성립될 수 있겠으나 일반적인 競爭市場에서는 부적절한 가정이다. 특정 산업에 조세감면이 부여되면 조세부담이 줄어드는 만큼 세후이익이 증가하게 되는데 이는 당해 산업에의 경쟁(신규진입 또는 증설)을 야기시켜 다른 산업과의 稅後利益率이 동일하게 되도록 조정된다. 이러한 균형상태에서는 조세감면 산업의 稅前利益率이 다른 산업의 세전이익률보다 작다는 것을 의미한다. 즉 경쟁시장에서는 조세혜택이 세전이익률의 저하를 초래하는 것이다. 이러한 租稅惠澤으로 인한 稅前利益率의 低下를 內在的 租稅(implicit tax)라고 한다.

內在的 租稅의 크기는 시장이 完全競爭 狀態인 경우 조세혜택과 같지만 정부의 간섭이나 市場의 摩擦(market friction)이 존재하는 不完全競爭市場下에서는 조세혜택의 크기보다 작을 것이다. 내재적 조세의 크기는 다음과 같은 점에서 중요한 역할을 한다.

첫째, 特定産業으로의 參與를 촉진시키기 위한 租稅政策的인 목적으로 조세감면 혜택을 부여하는 경우 內在的 租稅가 발생한다는 것은 시장이 완전하여 競爭의 誘發로 인한 신규참여 또는 증설이 있었다는 것을 의미하며 당해 조세정책이 효과를 발휘한다고 볼 수 있다. 그러나 내재적 조세가 발생하지 아니한다면 經濟的 資源을 再配置(reallocation of economic resourses)하고자 하는 조세정책은 효과가 없었다고 보아야 한다. 따라서 內在的 租稅의 크기는 市場의 完全性의 정도를 나타내는 지표로 이용될 수 있을 것이다.

둘째, 內在的 租稅가 존재한다면 有效稅率에 의한 조세부담 정도의 측정 및 비교는 납세의무자의 입장에서 볼 때 무의미해진다. 과거는 물론 최근까지 유효세율을 이용하여 稅法改正效果, 課稅衡平 또는 租稅減免效果를 검증하는 연구들은 내재적 조세를 감안하지 아니한 것이며 그 연구결과는 再評價되어야 한다.

本 硏究의 目的은 우리나라 法人企業의 소득에 대하여 내재적 조세가 존재하는지를 검토하는 것이다. 즉 租稅惠澤과 稅前利益率의 相關關係를 검증하는 것으로 내재적 조세가 존재한다면 負(－)의 相關關係를 가질 것이다.

本 硏究는 序論 외에 다섯 부분으로 나누어진다. 우선 第Ⅱ章에서는 조세부담 정도의 傳統的인 測定方法인 有效稅率의 의의와 이를 이용한 연구들을 요약하고 유효세율에 의한 연구의 문제점을 분석하며, 第Ⅲ章에서는 內在的 租稅의 理論的 背景과 내재적 조세의 존재를 검증한 先行硏究를 살펴보기로 한다. 또한 第Ⅳ章에서는 硏究假說과 硏究方法을 언급하며 第Ⅴ章에서는 硏究結果를 정리하고 그 의미를 분석한다. 마지막으로 第Ⅵ章은 結論으로 연구결과를 요약하고 이로 인한 期待效果 및 硏究의 限界와 앞으로의 연구방향을 제시하기로 한다.

Ⅱ. 傳統的인 租稅負擔率의 測定 : 有效稅率

有效稅率(effective tax rate)은 租稅負擔의 公平性과 소득에 대한 課稅의 投資促進效果를 측정하는 데 사용되어져 왔다. 法人稅法上의 稅率, 즉 法定稅率(statutory tax rate)은 모든 法人에게 동일하게 적용되지만 實質所得과 課稅所得의 差異, 所得控除, 稅額控除, 免除 및 非課稅所得 등으로 인하여 有效稅率은 法人別로 상당한 차이가 있으며, 따라서 이러한 有效稅率이 租稅負擔과 租稅分擔效果를 측정하는 데 이용된다. 이 有效稅率 측정방법은 目的이나 測定技術上의 차이로 인하여 다양하게 개발되어 왔으며 이는 限界有效稅率(marginal effective tax rate)을 측정하는 방법과 平均有效稅率(average effective tax rate)을 측정하는 방법으로 대별될 수 있다. 평균유효세율은 총이익 중에서 부담하여야 할 總租稅의 비율로 계산되며 한계유효세율은 追加投資로부터 발생한 追加利益에 대하여 추가로 부담하여야 할 租稅의 비율로 계산된다.

1. 平均有效稅率

平均有效稅率은 資本利益(capital income)에 대한 實際 租稅發生額의 比率로 정의되며, 租稅負擔의 公平性 問題나 資本配分의 歪曲 程度를 측정하는 데 이용되어져 왔다.

$$\text{平均有效稅率} = \frac{\text{實際租稅負擔額}}{\text{租稅差減前 資本利益}}$$

平均有效稅率 計算算式의 분자인 實際 租稅負擔額은 法人稅만을 대상

으로 하는 경우와 法人稅에 企業의 財産稅 및 配當이나 利子에 대한 個人所得稅를 합한 금액을 대상으로 하는 경우로 나누어 볼 수 있다. 法人稅만을 分子로 하여 계산될 때 이를 平均有效法人稅率(average effective corporate tax rate)이라고 하고 法人稅, 財産稅 및 配當, 利子에 대한 所得稅를 分子로 하여 계산하는 것을 平均有效總稅率(average effective total tax rate)이라고 한다[2]. 平均有效總稅率은 資金의 提供者의 입장에서 궁극적인 租稅負擔을 측정한다는 점에서 平均有效法人稅率보다 우수하다고 할 수 있으나 측정기술상 몇 가지 문제점이 있다. 즉 財産稅에 대한 資料의 수집이 용이하지 않으며, 配當 및 利子에 대한 所得稅를 總所得稅 中에서 합리적으로 분리하는 것이 곤란하기 때문에 假定의 내용에 따라 有效稅率의 측정에 있어서 偏差가 발생할 가능성이 많다.

平均有效法人稅率의 측정에 있어서 분자가 되는 法人稅 發生額은 一般的으로 認定되는 會計原則(generally accepted accounting principles)에 의한 損益計算書上의 法人稅費用으로 한다. 法人稅費用은 당해연도의 법인세로서 支給했거나 支給하여야 할 금액을 합산한 것으로 하는 경우와 美國에서 認定되는 移延法人稅會計에 의하여 당해연도의 법인세에 移延法人稅로서 移延되거나 환입되는 금액을 加減한 금액으로 하는 경우가 있다. 우리나라의 경우 아직 企業會計基準上 移延法人稅를 認識하지 않고 있으므로 後者의 방법으로 有效稅率을 측정하는 것이 곤란할 것이다.

資本利益이라 함은 租稅가 賦課되기 前의 投下資本에 대한 實質的인 利益을 의미하는 것이며 稅法上의 利益으로서 總益金에서 總損金을 差減한 金額인 各 事業年度所得이나 法定稅率을 적용하기 위한 基礎價額인 課稅標準(taxable income)을 말하는 것이 아니다. 法人의 實質的

---

2) D. Fullerton, "Which Effective Tax Rate?," *National Tax Journal*, Vol. 37, March 1984, p. 25.

인 利益은 經濟的 利益이며 그 測定은 會計學的으로 다양한 방법이 제시되고 있다. 즉 資本維持槪念과 資產·負債의 評價方法 및 測定貨幣에 따라 〈表 Ⅱ－1〉과 같은 相異한 利益測定方法이 파생될 수 있다.

〈表 Ⅱ－1〉 利益測定方法의 類型

資本維持槪念 및 資產負債의 評價	貨幣資本維持槪念		實物資本維持槪念	
	名目貨幣	不變貨幣	名目貨幣	不變貨幣
歷史的 原價	전통적인 취득원가주의회계	일반물가수준회계		
現 行 價 値	명목화폐자본유지개념에 의한 현행원가회계	현행원가에 의한 일반물가수준회계	실물자본유지개념에 의한 현행원가회계	현행원가에 의한 일반물가수준회계

가. 傳統的인 取得原價主義會計(historical cost / nominal dollar accounting)에 의한 利益測定

測定單位가 名目貨幣인 取得原價主義會計는 資產·負債의 保有損益이 處分時의 處分損益에 포함되어 일시에 계상되는 會計處理方法으로서 현재 일반적으로 인정되는 회계원칙의 根幹을 이루고 있으며, 物價變動을 損益에 전혀 反映하지 않는다는 점에서 비판되고 있다.

스푸너(G. M. Spooer)는 會計帳簿上의 利益(book income), 즉 전통적인 歷史的 原價主義에 의한 利益을 기초로 有效稅率을 측정한 여러 硏究들을 정리하고 그 측정 方法論들간의 문제점을 비교하여 改善案을 제시하였다[3]. 스푸너가 비교한 硏究들은 美國 下院議員 피스와 도간

3) G. M. Spooner, "Effective Tax Rates from Financial Statements," *National Tax Journal*, Vol. 39, September 1986, pp. 293~306.

(Peace and Dorgan)에 의해 구성된 租稅에 관한 共同委員會(the joint committee on taxation)의 硏究, 租稅正義를 위한 市民모임(citizens for tax justice)의 硏究 및 租稅硏究노트(tax notes)의 硏究들로서 이 연구들은 財務諸表로부터 직접 有效稅率을 計算한 것이다. 따라서 물가변동이 반영되지 않은 法人稅差減前 純利益에 대하여 有效稅率이 계산되었다는 점이 단점으로 지적되고 있다. 반면 다른 이익계산 방법들의 경우 取得原價主義의 회계자료로부터 수정되어야 하는데 정확하게 수정하기 위하여는 많은 追加情報가 필요하며 이러한 追加情報의 부족으로 정확한 수정이 되지 않는 경우에는 이로 인한 偏差가 발생할 수 있다. 이를 고려할 때 財務諸表로부터 직접 有效稅率을 계산하는 방법도 적용의 여지가 있다고 하겠다.

우리나라의 경우 연도별 평균유효세율과 법정최고세율은 〈表 Ⅱ-2〉에서 보는 바와 같다.

나. 一般物價水準會計(general price level accounting)에 의한 利益測定

測定單位를 不變貨幣로 하는 取得原價主義會計는 不變購買力會計라고도 하는데, 貨幣性 項目을 保有함으로써 발생하는 購買力損益은 一般物價水準의 變動에 따라 利益計算에 포함되며 인플레이션의 效果를 제거한 資産·負債의 保有損益은 處分時點까지 移延되어 處分損益에 포함, 일시에 계상된다.

일반물가수준회계는 現行 取得原價主義를 根幹으로 하는 會計原則을 변경하지 않고 不變貨幣라는 一般測定單位를 사용함으로써 比較可能性을 향상시킨 것이지만 不變貨幣로 測定된 금액이 실제의 現金흐름과 관련이 없는 數値를 표시하고 있다는 점에서 비판되고 있다.

데이빗슨 외(S. Davidson et al.)는 財務報告가 一般購買力으로 測定된 現行 原價를 기초로 하여야 한다[4]고 하여 現行 原價에 의한 一般

〈表 Ⅱ－2〉 年度別 平均有效稅率과 法定最高稅率

(單位 : %)

	平均有效稅率	法定最高稅率	差 異
1971	0.389	0.350	0.039
1972	0.252	0.400	−0.148
1973	0.376	0.420	−0.045
1974	0.356	0.420	−0.064
1975	0.647	0.520	0.127
1976	0.317	0.520	−0.203
1977	0.337	0.530	−0.193
1978	0.413	0.530	−0.117
1979	0.404	0.530	−0.126
1980	0.804	0.530	0.274
1981	0.698	0.530	0.168
1982	0.576	0.530	0.046
1983	0.375	0.437	−0.063
1984	0.463	0.437	0.026
1985	0.500	0.437	0.063
1986	0.423	0.437	−0.015
1987	0.400	0.437	−0.037
1988	0.377	0.437	−0.060
1989	0.408	0.437	−0.030
1990	0.424	0.437	−0.014
1971～1990	0.427		

資料 : 李俊奎, 「韓國企業의 平均有效稅率과 法人稅負擔의 公平性」, 『韓國租稅硏究』, 제7권, 1991, p. 142.

物價水準會計의 방법을 채택할 것을 주장하였다. 그런데 그 후 데이빗슨과 윌(S. Davidson and R. L. Weil)은 稅務報告目的으로는 同 方法이 두 가지 점에서 문제가 있음을 제기하였다[5]. 즉 資產評價를 現行 原價에 의할 때 客觀性의 결여로 인하여 稅務行政의 效率性이 저하되고,

4) S. Davidson, C. P. Stickney and R. L. Weil, *Inflation Accounting : A Guide for the Accountant and the Financial Analyst*, New York : McGraw-Hill, 1976.

5) S. Davidson and R. L. Weil, "Income Tax Implications of Various Methods of Accounting for Changing Prices," *Journal of Accounting Research*, Vol. 16, 1978, pp. 204～205.

未實現資產保有利益에 대하여 課稅되는 데에 따른 納稅者의 資金壓迫이 가중된다는 문제가 발생한다고 하였다.

前者의 문제는 有效稅率의 測定을 고려할 때에도 관련이 있다고 할 수 있다. 즉 有效稅率의 分母인 實質利益의 測定이 客觀的이지 못하다면 有效稅率 自體의 客觀性 與否도 確保될 수 없기 때문이다. 客觀性을 維持하면서 물가변동의 영향을 會計에 반영하려면 一般物價水準會計를 선택할 수 있을 것이다. 데이빗슨과 윌도 稅務報告目的으로 一般物價水準會計를 권고하고 있다[6]. 그러나 一般物價水準會計는 個別價格의 변동에 차이가 없다는 가정하에 수정하는 것이므로 우리나라의 경우와 같이 不動產價格의 상승이 다른 가격의 상승보다 월등히 높은 경우에는 비현실적이다.

後者의 문제에 대하여는 資產保有損益을 利益計算에 포함시키지 않는 實物資本維持槪念을 도입한다면 해결될 것이다. 그러나 資產保有損益에 대한 情報는 표시되지 않으므로 이해관계자를 위하여 충분한 정보를 제공하는 역할은 미흡하게 된다.

다. 名目貨幣資本維持槪念에 의한 現行 原價會計(current cost/nominal dollar accounting)上 利益測定

測定單位를 名目貨幣로 하는 現行 原價會計에서는 資產·負債의 保有損益이 保有期間에 걸쳐 個別價格의 變動에 따라 利益計算에 포함된다. 現行 原價會計는 現行 收益과 現行 原價의 대응으로 收益費用의 對應이 合理的이고, 營業活動과 保有活動의 結果가 구분되어 정확한 업적평가가 가능하다는 장점이 있으나 현행 원가의 결정이 곤란한 경우가 많으며 客觀性이 결여되기 때문에 會計擔當者의 恣意性이 개입될 여지가 많다는 것이 단점이다.

---

6) *Ibid.*, pp. 206~207.

라. 現行 原價에 의한 一般物價水準會計(current cost / constant dollar accounting)上 利益測定

測定單位가 不變貨幣인 現行 原價會計에 의하여 利益測定을 하는 경우 貨幣性 項目을 保有함으로써 발생하는 購買力損益은 不變購買力會計에서와 같이 一般物價水準의 변동에 따라 利益計算에 포함되며 인플레이션 효과를 제거한 資產·負債의 保有損益은 資本維持槪念에 따라 當該 資產·負債의 個別價格 변동시 利益計算에 포함되기도 하고 資本剩餘金인 資本維持調整으로 처리되기도 한다.

마. 實物資本維持槪念에 의한 現行 原價會計上 利益測定

測定單位가 名目貨幣인 現行 原價會計라는 점에서는 '다'항의 경우와 동일하지만, 資產·負債의 保有損益이 利益計算에 포함되지 않고 投下資本의 일부로 간주된다는 점이 다르다.

버나드와 헤인(V. L. Bernard and C. Hayn)은 인플레이션과 法人稅負擔의 配分에 대한 關係를 연구하면서 平均有效稅率을 계산하였는데 이때 實質分配可能利益을 實物資本維持槪念에 의한 現行 原價利益으로 하였다[7]. 즉 美國의 財務會計基準(Financial Accounting Standard) 第33號에 의하여 公示되는 現行 原價利益에 純貨幣性 項目 保有損益을 加減한 金額을 평균유효세율의 分母로 함으로써 實質利益의 槪念에서 資產保有損益을 제외하였다. 이는 위에서 언급한 다른 연구와 비교할 때 實質利益에 가장 근접한 수치를 기초로 하였다고 평가될 수 있을 것이다. 그런데 미국의 경우 평균유효세율의 分母, 즉 實質利益의 측정방법

---

7) V. L. Bernard, and C. Hayn, "Inflation and the Distribution of the Corporate Income Tax Burden," *National Tax Journal*, Vol. 39, June 1986, pp. 171~187.

이 달라지더라도 그 結果에 있어서는 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 美國 財務部(U.S. treasury department)에 의하여 提案된 一般物價水準會計利益을 기초로 한 평균유효세율이 버나드와 헤인이 現行 原價利益을 기초로 하여 계산한 것과 相關係數(correlation coefficient)가 0.96이었기 때문이다. 그러나 우리나라와 같이 個別價格의 변동차이가 비교적 큰 경우에는 實質利益의 測定方法에 따라 상당히 다른 결과가 나타날 것으로 예상된다.

위에서 설명한 利益測定方法 중 '가'항은 物價變動을 變動當時에 반영하지 않는 利益計算方法으로 實質利益을 대표할 수 없고 '나'항의 방법은 모든 物價가 균등하게 변동한다는 비현실적인 가정을 기초로 하고 있으며 '다'항 및 '마'항의 방법은 現行 原價算定의 곤란으로 자산평가의 客觀性이 결여되고 '라'항의 방법은 '나'항, '다'항 또는 '마'항의 단점을 모두 갖고 있는 등 각자 단점이 있기 때문에 완벽한 實質利益의 측정방법은 없다고 할 수 있다. 따라서 상황을 고려하여 實質利益에 가장 가깝게 測定할 수 있는 방법을 선택하는 것이 중요할 것이다. 만약 資產評價가 客觀的으로 실시될 수 있다면 財務報告目的으로 가장 적합한 방법은 실물자본 유지개념에 의한 '라'항의 방법일 것이다. 이 方法은 一般物價水準의 變動뿐 아니라 個別價格의 變動을 손익계산에 동시에 반영하며 實物生產力을 계속 유지하여야 한다는 관점에서 실물자본 유지개념을 채택하고 있기 때문이다.

2. 限界有效稅率

限界有效稅率의 측정은 홀(R. E. Hall)과 졸겐슨(D. W. Jorgenson)의 硏究[8]로부터 시작되었다. 이 硏究에서는 예상되는 投資案의 純

8) Robert E. Hall and Dale W. Jorgenson, "Tax Policy and Investment Behavior," *American Economic Review*, Vol. 57, June 1967, pp. 391~414.

原價를 資產의 取得價格에서 減價償却費와 投資稅額控除(investment tax credit)로 인한 法人稅 節減額의 現價를 차감한 금액으로 정의하고 이 純原價가 해당자산에 대한 法人稅差減後 利益(after-tax real return)의 現價와 같아질 때 均衡(equilibrium)을 이루는 것으로 설명하였다. 이러한 균형상태와 資金의 機會費用(opportunity cost)을 나타내는 利子率을 기초로 하여 法人稅差減前 利益(pre-tax real return)을 계산한다. 限界法人稅(marginal effective corporate tax wedge)는 法人稅差減前 利益과 法人稅差減後 利益의 差異이며 限界有效法人稅率(marginal effective corporate tax rate)은 限界法人稅를 法人稅差減前 利益 또는 法人稅差減後 利益으로 나누어 계산한다.

限界有效稅率의 측정에 대하여 그라벨(J. G. Gravelle)이 公式을 이용하여 설명한 것[9]을 요약하면 다음과 같다.

우선 法人稅가 없다면,

$$q = \int_0^x ce^{-dt}e^{pt}e^{-(r+p)t}dt \quad \cdots\cdots (2-1)$$

여기에서 q = 資產의 取得原價

c = 資本의 追加單位當 使用費用 (rental cost)

r = 實質利益率 또는 割引率

p = 豫想되는 인플레이션率

d = 償却率

위의 積分을 풀어서 정리하면 式 (2−2)와 같다.

$$c = q(r + d) \quad \cdots\cdots (2-2)$$

---

9) J. G. Gravelle, "Effects of the 1981 Depreciation Revisions on the Taxation of Income from Business Capital," *National Tax Journal*, Vol. 35, March 1982, pp. 2~7.

法人稅가 賦課된다면,

$$q = \int_0^z c(1-u)e^{-dt}e^{pt}e^{-(r^*+p)t} + uq\int_0^z D(t)e^{-(r^*+p)t}dt + kq \quad \cdots\cdots (2-3)$$

여기에서 u = 法定稅率

D(t) = t期에 投資 한 단위당 허용되는 減價償却費 控除額

k = 投資稅額控除率

r^* = 法人稅差減後 實質利益率 (the real after-tax return)

z를 投資 한 단위당 減價償却費의 現價라고 할 때, 式 (2-3)의 積分을 풀면,

$$c = \frac{q(r^*+d)(1-uz-k)}{(1-u)} \quad \cdots\cdots (2-4)$$

式 (2-2)와 式 (2-4)를 결합하여 法人稅差減前 實質利益率(the real pre-tax return)을 나타내는 式을 구하면 다음과 같다.

$$r = \frac{(r^*+d)(1-uz-k)}{(1-u)} - d \quad \cdots\cdots (2-5)$$

限界有效稅率 u^*는 式 (2-5)를 대입하여 계산한다.

$$u^* = \frac{r-r^*}{r} \quad \cdots\cdots (2-6)$$

3. 平均有效稅率과 限界有效稅率의 比較

가. 有效稅率間의 差異

有效稅率의 測定結果는 平均有效稅率 方法을 채택하느냐, 限界有效稅率을 채택하느냐에 따라 달라질 것이다[10]. 즉 測定技術의 차이와 측정시 존재하는 여러 가지 假定 및 豫想의 차이로 인하여 兩者間에 차이가 발생하게 된다. 풀러튼과 핸더슨(D. Fullerton, and Y. K. Handerson)은 미국의 18개 産業에 대하여 平均有效稅率과 여러 가지 假定에 의한 限界有效稅率을 측정·비교한 결과 相關係數는 0.3 以下로서 兩者간의 차이를 단적으로 보여주었다[11].

平均有效稅率과 限界有效稅率이 相異하게 되는 要因을 풀러튼의 분석[12]을 기초로 하여 요약해 보면 다음과 같다.

① 法人稅의 法定稅率이 2段階의 超過累進構造로 되어 있기 때문에 課稅標準이 적은 法人은 最高稅率의 적용을 받지 않게 된다. 그런데 限界有效稅率은 모든 법인이 最高稅率의 적용을 받는 것으로 假定하여 측정된 것이기 때문에 平均有效稅率보다 높은 결과를 초래하게 된다.

② 限界有效稅率은 예상되는 利益率(the percentage of the expected return)을 기초로 하여 계산하기 때문에 경기순환이나 需要의 構造的 변동으로 인한 예기치 않은 追加利益(損失)이 발생하는 경우에는 平均有效稅率보다 과대(과소)하게 측정될 것이다.

③ 利益이 投資稅額控除나 減價償却費를 공제할 만큼 크게 발생하지 않는 法人이 존재하는 경우에는 限界有效稅率의 측정이 왜곡된다.

---

10) V. L. Bernard and C. Hayn, *op. cit.*, p. 173.

11) D. Fullerton and Y. K. Handerson, "Long Run Effects of the Accelerated Cost Recovery System," National Bureau of Economic Research Working Paper No. 828, Cambridge, 1983.

12) D. Fullerton, *op. cit.*, pp. 28~29.

④ 모든 法人이 各種 控除를 적용할 수 있을 만큼 利益이 발생한다고 하더라도 減價償却方法으로 定額法을 채택할 것인가, 定率法으로 채택할 것인가 또는 在庫資産 評價方法으로 선입선출법을 선택할 것인가, 후입선출법을 선택할 것인가에 따라 세법상 課稅標準 조정 가능 부분이 존재하지만 限界有效稅率이 이를 반영하지 못하므로 평균유효세율과 차이가 발생하게 된다.

⑤ 法人에게 있어서 無形의 資産인 超過收益力이 존재하는 경우 그로 인한 利益은 法定稅率에 의하여 課稅되지만 그 無形의 資産이 限界投資로 認識되지 않기 때문에 法定稅率이 限界有效稅率을 초과하는 경우에는 平均有效稅率이 더 커지게 된다.

⑥ 稅法의 改正으로 인하여 소득공제와 세액공제에 관한 규정이 변경되는 경우 限界有效稅率과 平均有效稅率은 서로 달라지게 된다.

⑦ 資本의 增加速度는 平均有效稅率에 영향을 미치지만 限界有效稅率과는 무관하다. 즉 資本이 빠르게 증가하면 投資稅額控除 및 減價償却費控除를 더 많이 받게 되어 平均有效稅率이 낮아지게 되고 資本이 천천히 증가하면 평균유효세율이 높아지게 된다.

⑧ 限界有效稅率은 예상되는 미래의 인플레이션율에 의하여 영향을 받고, 平均有效稅率은 實際 또는 過去의 인플레이션율에 의하여 영향을 받는데 예상 인플레이션율과 실질 인플레이션율이 다를 때에는 유효세율도 달라지게 된다.

⑨ 利子費用은 이익에서 공제가능하기 때문에 他人資本에 의하여 投資할 때보다 自己資本으로 투자할 때 法人稅가 적게 부과된다. 만일 法人의 平均負債比率과 다르게 資金調達을 하는 경우 平均有效稅率과 限界有效稅率은 달라지게 된다.

나. 有效稅率의 利用

有效稅率은 전통적으로 다음과 같은 문제를 분석하는 데 이용되어 왔다[13].

① 産業別 租稅負擔의 歪曲(inter-industry distortions)

② 資産別 租稅負擔의 歪曲(inter-asset distortions)

③ 期間別 租稅負擔의 歪曲(inter-temporal distortions)

④ 租稅負擔의 分配에 있어서의 變動(distributional changes in tax liabilities)

特定産業의 租稅負擔을 측정하기 위하여는 그 産業에 속하는 個別企業들의 資料를 集積하여 계산하여야 하기 때문에 限界有效稅率을 계산하기가 곤란하며 平均有效稅率을 측정하여 産業間 比較를 함으로써 産業別 租稅負擔의 歪曲 정도를 판단할 수 있다. 그러나 特定資産에 대한 租稅負擔의 측정은 개별기업 단위로 資料가 제공될 수 있는 것이 아니기 때문에 平均有效稅率보다는 限界有效稅率을 측정하여 비교하는 것이 資産別 租稅負擔의 歪曲 정도를 분석하는 데 용이할 것이다.

期間別 租稅負擔은 平均有效稅率 또는 限界有效稅率에 의하여 비교 측정될 수 있다. 그런데 平均有效稅率로 측정하는 경우에는 企業의 實質利益과 課稅所得間의 一時的 差異(timing difference)로 인한 歪曲을 완화하기 위하여 數年間의 資料를 綜合하여 비교하는 것이 바람직할 것이다.

租稅負擔의 分配 및 그 변동을 분석하기 위하여는 平均有效稅率을 측정하는 것이 더 용이하다. 限界有效稅率은 豫想되는 利益을 기초로 하여 측정되는 것이므로 實質的인 租稅負擔 配分上의 변동을 분석하는 데는 적당하지 않기 때문이다.

---

13) *Ibid.*, pp. 29~30.

종합적으로 볼 때, 平均有效稅率은 過去의 投資로 인하여 초래되는 租稅負擔의 配分 및 歪曲 정도를 分析하는 데 주로 사용되어 왔고 限界有效稅率은 新規資產에 投資할 投資誘引(investment incentives)의 정도를 측정하는 데 주로 사용되어 온 방법이라고 할 수 있다. 평균유효세율을 이용하여 조세부담의 배분 및 왜곡 정도를 분석한 연구로는 피어스(Pierce)[14], 그라소와 프리시맨(Grasso and Frischmann)[15], 이준규[16], 권순철 · 권순창[17], 김용훈[18], 노현섭 · 정문현[19] 등이 있으며 한계유효세율을 이용하여 투자유인 정도를 측정한 연구로는 브래드포드와 스튜어트(Bradford and Stuart)[20], 원윤희[21] 등이 있다.

---

14) B. J. Pierce, "Homeowner Preferences : the Equity and Revenue Effects of Proposed Changes in the Status Quo," *The Journal of the American Taxation Association*, Vol. 10, Spring 1989, pp. 54~67.

15) L. P. Grasso and P. J. Frischmann, "Measuring Horizontal Equity : A Regression Approach," *The Journal of the American Taxation Association*, Vol. 14, Fall 1992, pp. 123~133.

16) 李俊奎, 「韓國企業의 平均有效稅率과 法人稅負擔의 公平性」, 『韓國租稅研究』, 제7권, 1991, pp. 120~147.

17) 權純哲 · 權純昌, 「上場企業의 有效法人稅率에 관한 研究」, 『稅務學研究』, 제5호, 1993, pp. 73~93.

18) 金龍勳, 「租稅支援의 效果에 관한 研究－有效法人稅率을 통한 分析」, 『稅務學研究』, 제7호, 1996, pp. 151~183.

19) 盧賢燮 · 鄭文鉉, 「企業規模와 有效稅率間의 關係」, 『稅務學研究』, 제6호, 1995, pp. 85~114.

20) David Bradford and Charles Stuart, "Issues in the Measurement and Interpretation of Effective Tax Rates," *National Tax Journal*, Vol. 39, September 1986, pp. 307~316.

21) 元允喜, 「有效限界稅率의 測定을 통한 우리나라 資本所得課稅 分析」, 韓國租稅學會 學術發表會 論文集, 1996. 3, pp. 33~67.

4. 有效稅率의 問題點

有效稅率은 전통적으로 조세부담의 공평성 여부와 자원의 효율적인 배분문제를 분석하는 데 사용되어 왔으나 최근 학자들간에 유효세율을 계산하기 위하여 사용되는 방법론과 유효세율이 조세부담의 측정수단으로서 신뢰성을 가지고 있는지에 대하여 의문이 제기되고 있다.

가. 平均有效稅率의 問題點

平均有效稅率의 문제점을 제기한 연구로는 윌키(Wilkie)[22], 윌키와 림버그(Wilkie and Limberg)[23], 오머 외(Omer et al.)[24], 컨과 모리스(Kern and Morris)[25] 등이 있으며 윌키와 림버그는 그들의 1993년 硏究[26]에서 평균유효세율의 문제점을 실증분석하였다. 이들이 제기한 평균유효세율의 문제점을 요약하면 다음과 같다.

---

22) Patrick J. Wilkie, "Corporate Average Effective Tax Rates and Inferences about Relative Tax Preferences," *The Journal of the American Taxation Association*, Vol. 10, Fall 1988, pp. 75~88.

23) P. J. Wilkie and S. T. Limberg, "The Relationship between Firm Size and Effective Tax Rate: a Reconciliation of Zimmerman(1983) and Porcano (1986)," *The Journal of the American Taxation Association*, Vol 11, Spring 1990, pp. 76~92.

24) T. C. Omer, K. Molloy and D. Ziebart, "Measurement of Effective Corporate Tax Rates Using Financial Statement Data," *The Journal of the American Taxation Association*, Vol. 13, Spring 1991, pp. 57~72.

25) B. B. Kern and M. H. Morris, "Taxes and Firm Size: The Effect of Tax Legislation during the 1980s," *The Journal of the American Taxation Association*, Vol. 14, Spring 1992, pp. 80~96.

26) P. J. Wilkie and S. T. Limberg, "Measuring Explicit Tax (Dis)Advantage for Corporate Tax Payer : An Alternative to Average Effective Tax Rates," *The Journal of the American Taxation Association*, Vol. 15, Spring 1993, pp. 46~71.

1) 不完全한 代用値(proxy imperfections)

평균유효세율의 분자인 法人稅費用(current tax expence)은 손익계산서상의 수치를 이용하는데 移延法人稅(deferred income taxes)[27]에 관한 회계처리방법의 기업간 불일치 및 원칙의 변경과 결손금 및 투자세액공제의 인식이연[28] 등으로 비교가능한 법인세부담을 나타내는 對用値로서의 역할을 하지 못한다. 또한 평균유효세율의 분모인 稅前利益(pre-tax income)도 다음과 같은 이유로 경제적 이익을 나타내는 對用値가 존재하지 않는다고 생각된다.

① 손익계산서상 법인세차감전 순이익은 取得原價主義를 기초로 계산된 결과이므로 실질이익을 대표할 수 없으며 앞서 살펴본 바와 같이 물가수준의 변동을 고려하여 수정한 순이익도 정확한 실질이익을 대표하기에는 문제점을 가지고 있다.

② 기업이 적용하는 會計處理方法이 다른 경우가 있고 회계원칙이 변경되기 때문에 財務諸表上의 순이익은 비교가능한 세전이익의 대용치로서 완전할 수 없다.

③ 업종별 수익인식기준의 차이 또는 기업회계와 세법의 수익인식기준의 차이로 인하여 財務諸表上의 순이익은 법인세부담과 대비되는 세전이익의 비교가능한 대용치로서 부적합하다.

2) 缺損發生時 無意味

稅前利益이 0(零) 이하, 즉 缺損일 경우 平均有效稅率은 경제적으로 아무런 의미가 없다. 기업회계기준에 의하여 장부상 결손이 발생하더라

---

27) 우리나라의 경우 1998년 4월 1일 이후 최초로 개시하는 회계연도부터 적용하도록 되어 있다(기업회계기준 부칙 제14항).

28) 우리나라의 경우 투자세액공제는 그 인식을 이연시키지 아니한다.

도 세법규정상 과세표준이 계산되어 법인세를 납부하게 되는 경우가 있는데 이러한 경우 평균유효세율은 負(－)의 값을 가지게 된다. 負의 평균유효세율 값을 가지는 기업이 다른 기업에 비하여 조세부담이 결코 적은 것이 아님에도 불구하고 결손발생기업이 특정기업군의 평균유효세율 산정시 포함되는 경우 당해 기업군의 平均有效稅率은 낮은 수준으로 계산될 것이다. 따라서 결손발생기업은 평균유효세율 계산시 제외하는 것이 일반적이다.

3) 移越缺損金 控除로 인한 歪曲

세전이익이 발생하였으나 前期로부터 결손금이 이월되어 稅前利益에서 공제되는 경우에는 平均有效稅率이 0(零)으로 계산될 수 있다. 그러나 이것은 과거연도의 결손으로 인한 것으로 평균유효세율이 과소계산되는 결과를 초래한다. 이러한 왜곡을 제거하기 위하여 수년간의 자료를 합하거나 이월결손금이 있는 기업을 제외하여 平均有效稅率을 계산하기도 한다.

4) 平均有效稅率과 稅前利益의 相關關係로 인한 歪曲

조세혜택이 주어졌을 때 당해 조세혜택이 세전이익과 비례하지 아니한다면 平均有效稅率은 稅前利益과 正(＋)의 상관관계를 갖게 된다. 따라서 세전이익이 많은 기업의 평균유효세율은 과대계산되고 세전이익이 적은 기업의 평균유효세율은 과소계산된다.

$$TPi = PTIi - TIi$$

$$ETRi = \left(1 - \frac{TPi}{PTIi}\right) \times t \quad \cdots\cdots (2-7)$$

여기에서, ETRi : 기업 i의 평균유효세율

TPi : 기업 i의 조세혜택

PTIi : 기업 i의 세전이익

TIi : 기업 i의 과세소득

t : 법정세율

式 (2-7)에서 TPi가 일정하다고 할 때 ETRi는 PTIi의 크기에 따라 변동하게 된다. 즉 平均有效稅率은 조세혜택이 세전이익과 정비례하지 않는다면 왜곡된다. 윌키(Wilkie)는 미국기업의 세전이익률과 평균유효세율이 正의 相關關係가 있음을 실증분석하였다[29].

5) 內在的 租稅로 인한 歪曲

平均有效稅率은 기업이 과세당국에게 직접적으로 부담하는 조세만을 측정대상으로 하고 있다. 그러나 조세혜택으로 인한 경쟁의 유발로 세전이익률이 감소한다면 과세당국에게 직접 납부하는 조세만을 비교하는 것은 합리적인 과세형평의 측정방법이 될 수 없다. 이렇게 조세혜택으로 인한 稅前利益率의 감소를 內在的 租稅라고 하며 내재적 조세가 발생하는 경우에는 평균유효세율이 당해 기업의 조세부담을 적정히 나타낼 수 없다. 내재적 조세에 관하여는 다음 章에서 자세히 설명하기로 한다.

나. 限界有效稅率의 問題點

限界有效稅率에 의한 測定模型은 완전한 情報, 完全競爭 및 限界投資에 대한 零의 超過利益을 假定한 것이며, 各 投資案에 대하여 投資稅額

29) P. J. Wilkie and S. T. Limberg, *op. cit.*, pp. 57~58.

控除率, 稅法上 控除可能 減價償却費, 經濟的인 減價償却率(economic depreciation rate), 法定稅率, 예상되는 인플레이션率 및 割引을 위한 利子率에 대한 資料가 필요하다. 그런데 法定稅率의 경우 대개 最高稅率을 적용하는데 소규모기업은 최고세율의 적용대상이 되는 경우가 드물며, 經濟的인 減價償却率, 인플레이션率 및 割引率은 예측이 필요한데, 이 예측이 달라질 경우 限界有效稅率의 測定結果에 상당한 편차가 발생하게 된다.

또한 한계유효세율은 평균유효세율에서와 같이 조세혜택이 세전이익률에 미치는 영향을 고려하지 아니한 것이므로 조세부담 정도를 나타내는 데 한계가 있다고 하겠다.

Ⅲ. 內在的 租稅의 理論的 背景과 先行研究

1. 內在的 租稅의 槪念

가. 意 義

內在的 租稅에 관한 연구는 숄즈와 울슨(Myron S. Scholes and Mark A. Wolfson)이 그들의 저서인 「租稅와 經營戰略 : 計劃的 接近(taxes and business strategy : A Planning Approach)」에서 내재적 조세의 理論的 背景을 체계적으로 설명[30]하면서 시작되었다고 할 수 있다. 내재적 조세의 개념을 정리하기 위하여 우선 숄즈와 울슨의 논리 전개를 우리나라의 상황에 맞게 수정하여 설명하기로 한다.

내재적 조세는 資産價格決定模型(asset pricing model)을 통하여 설명될 수 있다. 동일한 세전현금흐름(pretax cash flows)을 발생시키는 두 개의 자산이 있을 경우 그 중 한 자산에서 발생하는 현금흐름에 대한 課稅가 다른 자산에서 발생하는 현금흐름에 대한 과세보다 더 무겁거나 더 가볍다면 輕課稅되는 자산의 需要가 증가하여 輕課稅되는 자산의 가격이 重課稅되는 자산의 가격보다 경쟁시장에서 상대적으로 높게 형성될 것이다. 이처럼 두 자산의 가격은 다르게 형성되나 두 자산의 세전 현금흐름은 동일하기 때문에 輕課稅되는 자산의 세전 투자이익률은 重課稅되는 자산의 세전 투자이익률보다 상대적으로 낮게 형성될 것이다. 결국 輕課稅되는 자산에 대하여 부여되는 조세혜택은 稅前 投資利益率

30) Myron S. Scholes and Mark A. Wolfson, *Taxes and Business Strategy: A Planning Approach*, Prentice Hall, 1992, pp. 83~126.

이 저하를 야기하여 당해 자산의 투자자에게 초과이익을 허용하지 아니하며, 중과세되는 자산에 대한 조세상의 불리한 부담은 세전 투자이익률의 상승을 초래하여 당해 자산의 투자자에게 불리한 부담이 전가되지 아니한다. 즉 자산가격은 모든 투자자의 稅後 投資利益率이 동일하게 되도록 조정될 것이다.

위에서 살펴본 바와 같이 차별적 과세가 존재할 때, 세후 투자이익률이 동일하려면 稅前 投資利益率이 차별적으로 과세되는 자산간에 서로 달라야 한다. 상대적으로 경과세되는 자산에의 투자는 중과세되는 투자에 비하여 작은 세전이익률을 필요로 할 것이다. 결과적으로 중과세되는 자산의 투자자가 경과세되는 자산의 투자자에 비하여 外形的인 租稅(explicit tax)를 더 부담하는 대신 경과세되는 자산의 투자자는 세전 투자이익률의 저하를 통하여 내재적으로 조세를 납부하게 된다. 즉 내재적 조세는 差別課稅로 인하여 발생하는 세전 투자이익률의 차이를 말한다.

물론 위와 같은 논의는 시장이 완전하다는 것을 전제로 한다. 즉 투자에 착수하고 관리하는 데 去來費用(transaction costs)이 소요되지 아니하며 모든 투자자들은 각 투자로부터 발생하는 미래의 현금흐름에 관하여 동일한 정보를 가지는 것으로 가정한다. 또한 政府의 干涉이나 市場摩擦이 존재하지 않아야 한다. 만약 시장이 완전하지 못하다면 내재적 조세는 발생하지 아니하거나 예상한 크기에 미달할 것이다.

나. 差別課稅의 內容

내재적 조세를 발생시키는 차별과세는 현행 세법상 다양한 형태로 존재한다. 우선 다른 투자에 비하여 조세부담을 가볍게 하는 세법규정에는 다음과 같은 것이 있다.

① 課稅除外 : 세법상 소득으로 보지 아니하므로 과세하지 않는 조세혜택으로 住宅新築販賣業에서 발생하는 소득에 대한 법인세 특별부가세

의 과세 제외, 上場株式에 대한 양도소득세의 과세 제외 등이 이에 속한다.

② 非課稅 : 소득에 해당하지만 과세하지 않는 조세혜택으로 1982년 1월 1일 이전에 발행한 국민주택채권 등의 이자소득에 대한 법인세 및 소득세의 비과세, 田畓賃貸所得에 대한 소득세의 비과세 등이 이에 속한다.

③ 總收入金額 또는 益金 不算入 : 소득금액계산에 있어서 수입에 해당되는 항목을 소득세법상의 총수입금액 또는 법인세법상 익금에 산입하지 않도록 함으로써 소득금액을 적게 계산하도록 하는 조세혜택으로 법인세법상 기관투자자가 上場法人으로부터 받은 배당소득의 80%를 익금에 산입하지 않도록 하는 것이 그 예이다.

④ 必要經費 또는 損金 算入 : 소득금액계산에 있어서 손비에 해당하지 아니하는 항목을 소득세법상 필요경비 또는 법인세법상 손금에 산입하도록 하는 조세혜택으로 자산에 해당하는 廢棄物預置金을 필요경비 또는 손금에 산입하도록 하는 것이 그 예이다.

⑤ 免除 또는 減免 : 법인세 또는 소득세의 산출세액 중 특정소득에 대한 세액의 전부 또는 일부를 차감하도록 하는 조세혜택으로 技術移轉所得에 대한 면제·감면, 中小製造業에 대한 특별세액 감면, 5년 이상 稼動後 移轉하는 工場의 양도소득세·특별부가세 감면 등이 이에 속한다.

⑥ 所得控除 : 소득세 또는 법인세의 과세표준을 계산함에 있어 소득에서 공제되는 조세혜택으로 海外事業 및 畜産業에 대한 소득공제가 이에 속한다.

⑦ 投資稅額控除 : 특정 투자를 촉진하기 위한 조세정책적인 목적으로 법인세 또는 소득세액에서 공제하는 조세혜택으로 中小企業投資稅額控除, 기술 및 인력개발설비투자세액공제, 生産性向上施設投資稅額控除 등이 이에 속한다.

⑧ 準備金 計上 : 특정 투자 또는 산업을 지원하기 위한 조세정책적인 목적으로 발생하지 아니한 손비를 손금에 산입하도록 하고 차후 사업연

도에 일정한 방법으로 익금에 산입하도록 함으로써 조세유예혜택을 부여하는 것으로 중소기업투자준비금, 技術開發準備金, 해외시장개척준비금, 輸出損失準備金 등이 이에 속한다.

⑨ 特別減價償却 : 특정 투자 또는 산업을 지원하기 위한 조세정책적인 목적으로 감가상각을 早期에 손금 산입하도록 함으로써 租稅猶豫惠澤을 부여하는 것으로 기술 및 인력개발 설비투자에 대한 특별상각, 에너지절약시설 등에 대한 특별상각 등이 이에 속한다.

⑩ 低率課稅 : 세율체계가 累進構造로 되어 있기 때문에 소득이 적은 기업에 낮은 세율이 적용되므로 상대적으로 가볍게 과세된다. 또한 조세부담조세감면규제법상의 公共法人에 대하여는 법인세법상의 법인세율보다 낮은 세율이 적용된다.

⑪ 課稅移延 : 종전 사업용 고정자산을 양도하고 새로운 사업용 고정자산을 취득한 경우에 이들 事業用 固定資產의 양도에 따른 양도소득세 또는 법인세 특별부가세를 과세함에 있어서 종전 사업용 고정자산의 양도에 대하여는 과세하지 않는 대신 新 事業用 固定資產의 양도에 따른 과세시에 종전 사업용 고정자산의 취득시기 및 취득가액을 취하는 것으로, 5년 이상 가동 후 이전하는 공장 등에 감면을 적용받는 대신 적용하도록 하고 있다.

한편 조세부담을 무겁게 하는 세법규정에는 다음과 같은 것이 있다.

① 必要經費 또는 損金限度 超過否認 : 실제로 지출되었거나 부담하여야 할 손비라고 하더라도 조세정책적인 목적으로 일정한 한도 내에서만 필요경비 또는 손금으로 인정함으로써 소득금액을 증가시켜 조세부담을 무겁게 하는 것으로 寄附·接待費, 퇴직급여충당금, 대손충당금, 지급이자 등의 손금한도에 관한 규정이 이에 속한다.

② 適正留保超過所得에 대한 法人稅 : 非上場大法人 등이 적정유보소득을 초과하여 유보하는 경우에 적용되는 것으로 법인세에 포함되어 과세된다.

다. 內在的 租稅의 計算 및 稅率

내재적 조세는 두 자산간의 差別課稅로 인한 稅前 投資利益率의 차이이기 때문에 특정 자산에 대한 내재적 조세를 계산하기 위하여는 基準이 되는 資産(benchmark asset)이 있어야 한다. 이를 설명하기 위하여 조세혜택이 부여되는 債券의 예를 들기로 한다. 1982년 1월 1일 이전에 한국주택은행이 주택건설촉진법에 의하여 발행한 國民住宅債券에서 발생한 이자소득에 대하여는 소득세 및 법인세가 과세되지 아니한다. 이러한 國民住宅債券에 대한 내재적 조세를 계산하기 위하여는 이자율, 지급방법 등 다른 조건이 동일하지만 이자소득이 과세되는 채권과 비교하여야 할 것이다. 이자소득이 과세되는 채권을 기준자산으로 할 때 비과세 국민주택채권의 내재적 조세는 과세채권의 세전이익률과 비과세 국민주택채권의 稅前利益率(비과세이므로 세후이익률과 동일함)의 차이가 될 것이다.

$$Tia = Rb - Ra \quad \cdots\cdots (3-1)$$

여기에서 Tia : 조세혜택이 부여되는 자산에 대한 內在的 租稅
Rb : 基準資産의 세전이익률
Ra : 조세혜택이 부여되는 자산의 세전이익률

위의 예에서 과세채권의 세전이익률이 10%이고 비과세 국민주택채권의 세전이익률이 8%라면 비과세 국민주택채권의 내재적 조세는 2%로 계산된다. 여기서 내재적 조세 2%는 투자자가 과세당국에게 납부하는 대신 당해 非課稅債券의 發行者(국민주택채권의 경우 한국주택은행 또는 국가)에게 납부하게 되는 것이다. 따라서 비과세채권의 발행자는 투자자가 부담하는 내재적 조세를 補助金으로 지급받는 것과 같다.

內在的 稅率은 기준자산(예 : 과세채권)의 세전이익률에 대하여 부과

될 경우 내재적 조세의 계산대상인 자산(예 : 비과세 국민주택채권)의 세전이익률과 같게 되는 세율을 말한다.

$$Rb \times (1-tia) = Ra \quad \cdots\cdots (3-2)$$

여기에서 tia : 조세혜택이 부여되는 자산에 대한 內在的 稅率

위의 식에 의하면 내재적 세율은 다음과 같이 계산될 수 있다.

$$tia = \frac{(Rb-Ra)}{Rb} = \frac{Tia}{Rb} \quad \cdots\cdots (3-3)$$

즉 내재적 세율은 내재적 조세를 기준자산의 세전이익률로 나눈 값이다. 앞의 예에서 비과세 국민주택채권의 내재적 세율은 내재적 조세 2%를 과세채권의 세전 이익률 10%로 나눈 값인 20%가 된다. 비과세 국민주택채권의 투자자는 과세당국에 조세를 납부하지 아니하는 대신 내재적 조세를 20% 부담하는 것이다.

투자자가 세법의 규정에 따라 과세당국에게 납부하는 조세를 내재적 조세와 구별하기 위하여 外形的 租稅라고 하며, 외형적 조세를 기준자산의 세전이익률로 나눈 값을 外形的 稅率이라고 한다. 그러면 자산의 세후이익률은 다음과 같이 계산될 수 있다.

$$Rb^* = Rb - Teb$$
$$Ra^* = Ra - Tea \quad \cdots\cdots (3-4)$$

여기에서 Rb^* : 기준자산의 세후이익률

Ra^* : 조세혜택이 부여되는 자산의 세후이익률

Teb : 기준자산에 대한 外形的 租稅

Tea : 조세혜택이 부여되는 자산에 대한 외형적 조세

完全競爭市場下에서 모든 자산의 세후이익률은 동일하여야 하므로 Rb*와 Ra*는 동일하여야 한다. 또한 외형적 조세와 내재적 조세의 합계를 總租稅(total tax paid)라고 하고 외형적 세율과 내재적 세율의 합계를 總稅率(total tax rate)이라고 하면 다음과 같이 된다.

$$Tb = Tib + Teb = 0 + (Rb - Rb^*)$$
$$Ta = Tia + Tea = (Rb - Ra) + (Ra - Ra^*) = (Rb - Ra^*) \quad \cdots\cdots (3-5)$$

여기에서 Tb : 기준자산에 대한 總租稅

Ta : 조세혜택이 부여되는 자산에 대한 총조세

위의 식에서 Rb*와 Ra*는 동일하므로 Tb와 Ta도 동일하게 된다. 즉 완전경쟁시장하에서 모든 자산에 대한 총조세는 일정하며, 따라서 차별과세(資産間 外形的 租稅의 差異)는 내재적 조세의 발생으로 그 효과가 상계되어 무의미하게 된다. 이를 세율로 표시하면 다음과 같다.

$$tb = tib + teb = 0 + \frac{Rb - Rb^*}{Rb}$$
$$ta = tia + tea = \frac{Rb - Ra}{Rb} + \frac{Ra - Ra^*}{Rb} = \frac{Rb - Ra^*}{Rb}$$
$$Rb^* = Ra^*,\ tb = ta \quad \cdots\cdots (3-6)$$

여기에서 tb : 기준자산에 대한 總稅率

ta : 조세혜택이 부여되는 자산에 대한 총세율

예를 들어 외형적 세율이 20%이고 세전이익률이 10%인 과세채권(예 : 소득세법상 20% 분리과세되는 일반채권)을 기준자산으로 할 때 외형적 세율이 10%인 과세채권(예 : 조세감면규제법상 10% 분리과세되는

通貨安定證券 등) 및 비과세되는 채권(예 : 1982년 1월 1일 이전에 발행한 국민주택채권 등)의 세율을 비교해 보면 〈表 Ⅲ－1〉과 같다.

〈表 Ⅲ－1〉 內在的 稅率의 計算例示

(單位 : %)

	20% 分離課稅債券	10% 分離課稅債券	非課稅債券
稅前利益率	10	9	8
내재적조세	0	1	2
내재적세율	0	10	20
외형적조세	2	1	0
외형적세율	20	10	0
총 조 세	2	2	2
총 세 율	20	20	20
稅後利益率	8	8	8

〈表 Ⅲ－1〉에서 보는 바와 같이 완전경쟁시장하에서 모든 자산의 세후이익률은 8%로 동일하며 차별과세에 따라 세전이익률에 차이가 발생한다. 이러한 세전이익률의 차이가 내재적 조세이며 외형적 조세 또는 세율과 외형적 조세 또는 세율의 합계인 총조세 또는 총세율은 2% 또는 20%로 자산별 차이가 없다. 즉 과세방법의 차이와 관계없이 내재적 조세를 포함한 총조세부담은 모든 투자자에게 동일하다. 실제로 미국의 債券市場에서 형성된 내재적 세율을 살펴보면 〈表 Ⅲ－2〉와 같다.

〈表 Ⅲ－2〉에서 보는 바와 같이 최고 소득세율이 약 70%에 달하는 1970년대에는 내재적 세율도 상당히 높은 수준을 보이고 있으나 1986년 美國稅法의 개정으로 인한 外形的 稅率의 하락으로 내재적 세율도 30% 또는 15% 수준으로 떨어졌음을 알 수 있다. 또한 短期債와 長期債間 내재적 세율의 차이는 다음에서 설명할 위험수준의 차이, 투자자에게 적용되는 한계소득세율의 차이 등에 기인하는 것으로 보인다.

〈表 Ⅲ－2〉 美國의 非課稅債券에 대한 內在的 稅率

(單位 : %)

	1年 滿期 債券	20年 滿期 債券
1955～59	41.1	20.6
1960～64	45.4	24.0
1965～69	37.6	21.8
1970～74	42.1	19.0
1975	40.8	21.7
1976	47.5	27.6
1977	50.7	32.2
1978	49.3	34.6
1979	49.8	35.5
1980	48.5	30.8
1981	46.3	22.9
1982	42.4	15.4
1983	44.5	20.6
1984	44.1	22.2
1985	39.7	19.7
1986	32.5	14.8
1987	33.4	19.0
1988	31.5	15.5

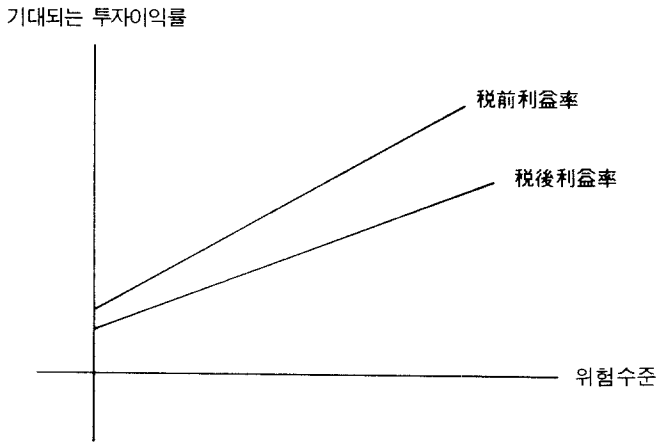
資料 : Salomon Brothers, Analytical Record of Yield Spreads, from James M. Porterba, "Tax Reform and the Market for Tax-Exempt Debt," *Regional Science and Urban Economics*(August 1989), pp. 537～562 (Myron S. Scholes, and Mark A. Wolfson, *Taxes and Business Strategy : A Planning Approach*, Prentice Hall, 1992, p. 369에서 재인용).

라. 危險水準에 대한 調整

완전경쟁시장에서 모든 자산에 대한 세후이익률이 동일하여야 한다는 전제는 모든 자산의 위험수준이 동일하다는 가정하에 성립하는 것이다. 危險水準(예 : 채권의 償還不能可能性)이 큰 자산의 세후이익률은 위험수준이 낮은 자산의 세후이익률보다 낮은 수준에서 형성되어야 한다. 따라서 資產價格決定模型 등에 의하여 측정한 자산의 위험수준(예: 베타)과 세후이익률 또는 세전이익률의 관계는 [圖 Ⅲ－1]과 같을 것이다.

［圖 Ⅲ－1］ 投資利益率과 危險水準의 關係

(차별과세가 존재하지 않는 경우)



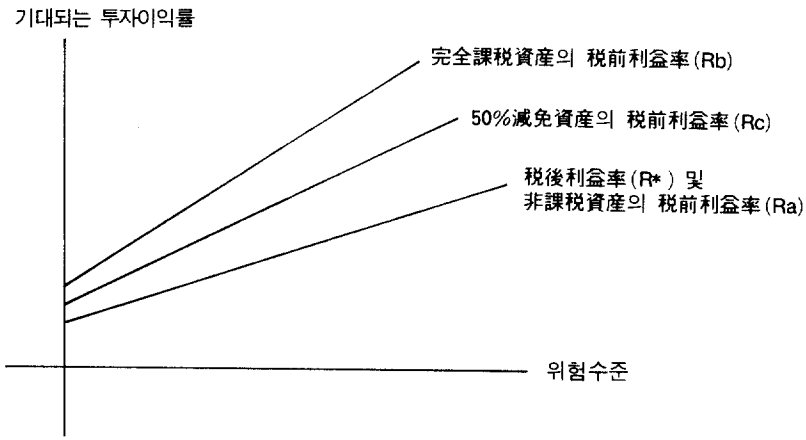
［圖 Ⅲ－1］에서 보는 바와 같이 차별과세가 존재하지 않는다면 위험수준이 큰 자산의 稅前利益率이 위험수준이 작은 자산의 세전이익률보다 작을 것이며 동일한 위험수준의 자산에 대한 세전이익률은 동일하여야 한다. 또한 모든 자산에 대한 外形的 稅率(te)은 일정하므로 세후이익률선의 기울기는 세전이익률선의 기울기의 (1－te)倍일 것이다.

그러나 차별과세가 존재하는 경우에는 동일한 위험수준을 가진 자산이라고 하더라도 과세방법의 차이에 따라 동일한 세전이익률을 기대할 수 없으므로 ［圖 Ⅲ－2］와 같이 課稅方法別로 별개의 세전이익률선이 존재하게 된다.

［圖 Ⅲ－2］에서 완전과세자산을 기준자산으로 할 때 50% 감면자산에 대한 內在的 租稅는 당해 자산의 위험수준에 해당하는 Rb와 Rc의 차이이며, 외형적 조세는 Rc와 세후이익률인 R*의 차이이다. 또한 50% 감면자산의 내재적 세율 tic는 (Rb－Rc)/Rb이며, Rc선의 기울기는 Rb선의 기울기의 (1－tic)倍이다. 한편 비과세자산에 대한 내재적 조세는 당해 자산의 위험수준에 해당하는 Rb와 Ra의 차이고 외형적 조세는 없

[圖 Ⅲ-2] 投資利益率과 危險水準의 關係

(차별과세가 존재하는 경우)



으며, 내재적 세율 tia는 (Rb−Ra)/Rb고 Ra선의 기울기는 Rb선의 기울기의 (1−tia)倍이다. 이에 따라 동일한 위험수준을 가진 자산의 總租稅는 Rb와 R*의 차이로 동일하다.

마. 企業所得에 대한 內在的 租稅

기업의 소득에 대하여는 법인세 또는 소득세가 과세된다. 그런데 법인세법, 소득세법 및 租稅減免規制法에서 특정산업 또는 특정거래 등에 대하여 여러 가지 형태의 차별과세를 규정하고 있기 때문에 과세형평을 해친다는 지적이 있다. 즉 외화획득사업, 기술 및 인력개발, 중소기업에 대한 조세특례 등으로 인하여 특정 법인의 조세부담이 다른 법인에 비하여 너무 적다는 것이다. 그러나 이는 내재적 조세를 도외시한 것이며 과세형평을 논의할 때에는 외형적 조세와 내재적 조세를 합계한 총 조세부담을 기준으로 비교하여야 할 것이다.

예를 들어 수출업 등 外貨獲得事業에 대하여는 현행 세법상 다양한 조

세특례를 규정하고 있으며 이는 수출업을 영위하도록 하는 유인책이 될 수 있다. 그러나 이러한 수출업에의 조세지원은 수출업에 참여하는 기업의 외형적 조세부담을 감소시키지만 기업간 경쟁의 유발로 세후이익률이 內需業種과 동일하게 되는 수준에서 균형을 이룰 것이다. 이는 곧 세전이익률의 감소를 뜻하며 내재적 조세가 발생하는 것이다. 이 경우 내재적 조세를 지급받는 자는 외국의 고객들이다. 즉 정부는 정부가 받을 조세를 외국의 고객이 받도록 함으로써 수출촉진이라는 조세정책을 추진하는 것이라고 할 수 있다. 물론 이러한 논의는 完全競爭市場을 전제로 한 것이므로 시장이 불완전한 경우 내재적 조세가 발생하지 아니할 수도 있다. 이에 대하여는 다음에 다시 논의하기로 한다.

기업소득에 대한 내재적 조세와 관련하여 제너럴 다이나믹스社(general dynamics)의 예[31]를 소개하기로 한다. 제너럴 다이나믹스社는 정부가 발주하는 계약으로부터의 수익인식방법으로 進行基準(percentage of completion method)을 적용하다가 세법규정의 개정으로 完成基準(completed contract method)을 적용하게 되었다. 완성기준은 수년이 걸리는 政府發注工事의 수익인식을 공사완료시로 이연시키는 회계처리방법으로 세법상 완성기준의 허용은 외형적 조세부담을 경감시키는 효과를 가진다. 제너럴 다이나믹스社는 美국방부가 발주하는 계약에 입찰하여 가격경쟁을 벌여야 하는데 외형적 조세부담의 경감으로 종전보다 저가로 응찰하는 것이 가능해졌다. 이는 곧 내재적 조세를 부담하였다는 것을 의미한다. 이 경우 내재적 조세를 징수하는 자는 미국 국방부다. 만약 美國 國防物資調達市場이 완전경쟁시장이라면 제너럴 다이나믹스社는 완성기준을 적용함에 따라 얻은 외형적 조세부담의 경감분을 고스란히 미국 국방부에 내재적 조세로써 납부하게 될 것이다. 그러나 미국 국방물자조달시장이 불완전경쟁시장이라면 외형적 조세부담의

---

31) Myron S. Scholes and Mark A. Wolfson, *Taxes and Business Strategy: A Planning Approach*, Prentice Hall, 1992, p. 98.

경감분 중 상당부분을 이익의 증가로 실현시킬 수 있을 것이다.

바. 不完全 競爭과 內在的 租稅

앞서 살펴본 바와 같이 내재적 조세는 완전경쟁시장을 전제로 할 때 발생하는 것이며 시장이 불완전한 경우에는 내재적 조세가 발생하지 아니하거나 차별과세로 인한 外形的 租稅負擔의 輕減分 중 일부만이 내재적 조세로 나타날 것이다. 시장이 불완전하다는 것은 시장 내에 경쟁제한요소가 존재하는 경우를 말하며 그 원인은 政府의 干涉, 법규에 의한 제약, 市場의 構造 또는 去來費用 등 여러 가지 형태로 나타난다.

정부의 간섭으로 인하여 내재적 조세의 발생이 억제되는 경우가 있다. 즉 차별과세에 의한 조세혜택에도 불구하고 정부가 경쟁이 유발되지 아니하도록 제한하는 경우로 빈번하게 발생한다. 예를 들어 조세혜택이 부여된 특정 산업에의 신규진입 또는 증설을 정부가 許可制度 등을 통하여 제한하는 경우 내재적 조세의 발생이 억제된다. 그러나 정부가 가격에 대한 규제 및 영업의 제한 등을 통하여 초과이익을 얻지 못하도록 인위적으로 통제하는 경우에는 내재적 조세가 발생할 수도 있다. 공공법인에 대한 정부의 규제가 그 예라고 할 수 있다.

法律에 의하여 新規進入이 抑制되는 경우도 있다. 특허권, 실용신안권 등의 무체재산권을 보유한 자는 법률에 의하여 독점적 권리가 보호되기 때문에 조세감면규제법상 특허권 등의 양도 또는 대여 소득에 대하여 법인세 또는 소득세를 감면하는 현행 세법상의 조세혜택에도 불구하고 경쟁유발은 있을 수 없다. 또한 租稅減免規制法上 개인연금저축의 이자에 대한 소득세 비과세는 당해 저축이 1인당 월 100만원 범위로 제한하고 있으므로 무제한적인 신규진입이 있을 수 없으며, 당해 저축을 매매하는 것도 金融實名制에 의하여 규제되기 때문에 비과세혜택으로 인하여 內在的 租稅는 발생하지 아니할 것이다.

외형적 조세의 경감분에 미달하는 내재적 조세의 발생은 시장이 불완

전하다는 것을 의미하며 이는 조세정책적인 측면에서 조세감면의 효과가 완전경쟁시장의 기대치보다 적다는 것을 뜻한다. 내재적 조세가 발생하지 않거나 기대에 못미친다는 것은 초과이익으로 인한 신규진입이 없다는 것을 의미하며 특정 산업에의 투자를 촉진시키기 위한 조세정책이 효과를 발휘하지 못하는 것으로 보아야 한다. 또한 외형적 조세의 경감분에 미달하는 내재적 조세의 발생은 과세형평을 해치는 것이며 시장이 불완전하여 내재적 조세가 전혀 발생하지 않는 경우에는 차별과세의 정도가 그대로 課稅不平等으로 나타나게 된다. 따라서 조세감면규정에 대한 조세정책효과 및 과세형평의 침해 정도는 시장의 완전성 여부에 크게 좌우된다고 할 수 있다.

2. 內在的 租稅의 先行硏究

가. 윌키의 硏究

윌키(Patrick J. Wilkie) 敎授는 그의 논문[32]을 통하여 법인부문에서의 내재적 조세를 실증분석하였다. 그는 1988년 COMPUSTAT에 수록되어 있는 모든 기업 중 외국기업(美國企業 外의 기업), 비법인기업, 공익법인, 금융기업, 1968년부터 1985년까지 어느 한 해라도 재무자료가 누락되었거나 순자산이 마이너스였던 기업 등을 제외한 818개의 법인을 대상으로 稅前 投資利益率(pre-tax return on equity : PTROE)과 租稅補助(tax subsidy)의 상관관계를 살펴보았다.

---

32) Patrick J. Wilkie, "Empirical Evidence of Implicit Taxes in the Corporate Sector," *The Journal of American Taxation Association*, Vol. 14, Spring 1992, pp. 97~116.

1) 租稅補助와 稅前利益率의 定義

윌키 敎授는 조세보조를 법인세차감전 회계이익에 법정최고 법인세율을 곱한 금액에서 법인의 실제 법인세 부담액을 차감한 잔액으로 정의하였다. 그리고 세전 투자이익률과 대비하기 위하여 조세보조의 稅前換算額을 순자산으로 나누어 독립변수로 사용하였다.

$$TS = (PTI \times t) - TP$$

$$TSE = \frac{TS}{SE}$$

$$PTTSE = \frac{TSE}{(1-t)} \quad \cdots\cdots (3-7)$$

여기에서 TS : 조세보조

PTI : 손익계산서상 특별항목 및 법인세 차감전 순이익

t : 법정 최고법인세율

TP : 법인세부담액, 즉 손익계산서상 법인세비용에서 이연법인세를 차감한 금액

TSE : 순자산대비 조세보조

SE : 대차대조표상 순자산

PTTSE : 순자산대비 조세보조의 세전환산율

또한 세전 투자이익률은 손익계산서상 세전이익을 대차대조표상 순자산으로 나누어 계산한다.

$$PTROE = \frac{PTI}{SE} \quad \cdots\cdots (3-8)$$

2) 研究模型 및 結果

윌키 敎授는 세전이익과 조세보조의 상관관계를 검증하기 위하여 PTTSE를 독립변수로 하고 PTROE를 종속변수로 하는 回歸模型(OLS regression)을 사용하였다. 이때 결손금(net operating loss : NOL)이 발생하는 경우 당해 결손금에 대하여는 미국 세법상 과거 3년 이내 발생한 소득이 있는 경우에 그 소득에서 공제[33]되고 과거 3년 이내 발생한 소득이 없는 경우에는 이월되어 향후 15년간 발생하는 소득에서 공제[34]되어 납부세액을 감소시키게 된다. 따라서 결손이 발생한 이후 사업연도에 소득이 발생하여 이월공제되는 경우 TS가 과대계상되며 PTI와 TS가 正의 상관관계를 갖게 될 것이다. 이러한 결손금으로 인한 偏倚(bias)를 통제하기 위하여 다음과 같은 回歸模型을 설정하였다.

$$PTROE = B_0+B_1(NOL)+B_2(PTTSE)+B_3(NOL\times PTTSE) \quad \cdots\cdots (3-9)$$

위의 회귀모형에서 NOL은 1968년부터 1985년까지 한 해라도 결손이 발생한 기업을 1로 하고 그렇지 아니한 기업을 0으로 하는 統制變數(dummy variable)이며 실제 자료를 적용하여 회귀계수를 추정한 결과는 〈表 Ⅲ-3〉과 같다.

〈表 Ⅲ-3〉의 연구결과는 다음과 같은 네 가지로 요약할 수 있다.

① B_0와 B_1은 조세보조가 없는 기업의 PTROE를 나타내는 회귀계수인데 NOL이 0(零)인 기업(B_0)과 NOL이 1인 기업(B_0+B_1)의 회귀계수 모두 正의 값을 가진다. 또한 NOL이 1인 기업의 계수가 NOL이

---

33) 이를 遡及控除(net operating losses carryback)라고 하며 우리나라에서는 인정하지 아니한다.

34) 이를 移越控除(net operating losses carryforwards)라고 하며 우리나라에서는 5년간의 기간에 대하여만 인정하고 있다.

〈表 Ⅲ－3〉 윌키의 硏究結果 Ⅰ

	PTROE = $B_0+B_1(NOL)+B_2(PTTSE)+B_3(NOL\times PTTSE)$								
	B_0	t값	B_1	t값	B_2	t값	B_3	t값	R_2
1968	0.309	33.4[1)]	−0.091	−7.6[1)]	−0.418	−2.4[1)]	1.162	6.0[1)]	0.14
1969	0.286	36.1[1)]	−0.088	−8.5[1)]	−1.566	−8.2[1)]	1.849	8.7[1)]	0.15
1970	0.261	31.1[1)]	−0.133	−12.3[1)]	−0.669	−5.6[1)]	1.588	11.6[1)]	0.30
1971	0.250	32.1[1)]	−0.127	−12.7[1)]	−0.329	−3.1[1)]	1.430	11.9[1)]	0.40
1972	0.267	35.7[1)]	−0.129	−13.5[1)]	−0.827	−5.4[1)]	1.889	11.4[1)]	0.35
1973	0.288	38.7[1)]	−0.114	−12.0[1)]	−1.046	−7.5[1)]	1.941	12.7[1)]	0.30
1974	0.283	30.6[1)]	−0.117	−9.9[1)]	−0.917	−5.5[1)]	1.906	10.8[1)]	0.35
1975	0.275	32.3[1)]	−0.118	−11.0[1)]	−0.821	−5.3[1)]	1.816	11.1[1)]	0.36
1976	0.285	35.3[1)]	−0.107	−10.5[1)]	−0.279	−1.9[1)]	1.215	7.9[1)]	0.33
1977	0.296	37.4[1)]	−0.125	−12.6[1)]	−0.404	−2.9[1)]	1.318	9.0[1)]	0.39
1978	0.306	38.4[1)]	−0.123	−12.2[1)]	−0.438	−3.5[1)]	1.355	9.9[1)]	0.30
1979	0.311	37.7[1)]	−0.129	−12.3[1)]	−0.660	−5.1[1)]	1.609	11.2[1)]	0.29
1980	0.296	36.7[1)]	−0.155	−15.3[1)]	−0.736	−5.6[1)]	1.747	12.3[1)]	0.39
1981	0.288	33.0[1)]	−0.164	−15.4[1)]	−0.585	−4.5[1)]	1.632	11.9[1)]	0.45
1982	0.238	25.6[1)]	−0.169	−15.3[1)]	−0.120	−0.9	1.250	9.4[1)]	0.63
1983	0.247	28.9[1)]	−0.162	−15.9[1)]	−0.103	−0.8	1.234	8.7[1)]	0.57
1984	0.266	30.1[1)]	−0.162	−15.1[1)]	−0.165	−1.2	1.257	9.4[1)]	0.59
1985	0.231	26.4[1)]	−0.142	−11.6	0.054	0.4	0.990	7.0[1)]	0.64
1968~85#	0.289	59.1[1)]	−0.144	−24.0[1)]	−0.960	−8.3[1)]	1.980	14.6[1)]	0.48

註 : 1. #은 PTROE와 PTTSE의 18년간 비율의 평균치를 자료로 한 단일 회귀분석의 값임.
1)은 유의수준 $p < 5\%$임.

0(零)인 기업의 계수보다 통계적으로 유의하게 적었다.

② B_2는 NOL이 0인 기업의 PTROE와 PTTSE의 상관관계를 나타내는 회귀계수로서 18년 중 17년의 회귀계수가 負(－)의 값을 가지며 14년의 회귀계수가 통계적으로 유의한 것으로 나타나 內在的 租稅假說을 뒷받침하고 있다.

③ B_3는 NOL이 1인 기업의 PTROE와 PTTSE의 상관관계를 나타내는 회귀계수로서 모두 正의 값을 가지며 통계적으로 유의한 것으로 나타나 앞서 언급한 NOL이 1인 기업의 TS계산시 발생하는 偏倚의 효과

를 반영하고 있다.

④ 모형의 설명력을 나타내는 R^2는 48%로 상당히 높은 편이나 NOL이 발생하는 경우 PTI와 TS의 높은 상관관계로 인하여 과대계상된 것으로 판단된다.

윌키 敎授는 결손으로 인한 영향을 완전히 제거하기 위하여 결손을 경험하지 아니한 기업만을 대상으로 회귀모형을 설정하여 분석하였으며 회귀모형 및 분석결과는 〈表 Ⅲ－4〉와 같다.

〈表 Ⅲ－4〉 윌키의 硏究結果 Ⅱ

	PTROE = B_0+B_1(PTTSE)					
	B_0	t값	B_1	t값($B_0=0$)	R^2	t값($B_1=-1$)
1968	0.309	35.8[1]	−0.418	−2.6[1]	0.02	3.6[2]
1969	0.286	40.8[1]	−1.566	−9.3[1]	0.21	−3.4
1970	0.261	37.8[1]	−0.669	−6.8[1]	0.12	3.4[2]
1971	0.250	36.6[1]	−0.329	−3.5[1]	0.04	7.5[2]
1972	0.267	44.4[2]	−0.827	−6.7[1]	0.12	1.4
1973	0.288	50.3[1]	−1.046	−9.7[1]	0.22	−0.4
1974	0.283	44.4[1]	−0.917	−8.0[1]	0.16	0.7
1975	0.275	42.0[1]	−0.821	−6.9[1]	0.13	1.5
1976	0.285	46.9[1]	−0.279	−2.6[1]	0.02	7.6[2]
1977	0.296	48.6[1]	−0.404	−3.8[1]	0.04	5.6[2]
1978	0.306	49.5[1]	−0.438	−4.6[1]	0.06	5.9[2]
1979	0.311	50.9[1]	−0.660	−6.9[1]	0.13	3.6[2]
1980	0.296	45.6[1]	−0.736	−7.0[1]	0.13	2.5[2]
1981	0.288	43.0[1]	−0.585	−5.9[1]	0.10	4.2[2]
1982	0.238	32.4[1]	−0.120	−1.2	0.00	8.6[2]
1983	0.247	34.1[1]	−0.103	−0.9	0.00	7.8[2]
1984	0.266	34.6[1]	−0.165	−1.5	0.01	7.4[2]
1985	0.231	31.1[1]	0.054	0.5	0.00	9.1[2]
1968~85	0.289	57.4[1]	−0.960	−8.1[1]	0.17	0.3

註: 1)은 $p < 5\%$, 2)는 $p < 1\%$임.

〈表 Ⅲ－4〉의 연구결과는 다음과 같은 세 가지로 요약할 수 있다.

① PTROE와 PTTSE의 상관관계를 나타내는 회귀계수는 〈表 Ⅲ

-3〉과 일치하며 유의도는 약간 감소하였는데 이는 NOL이 있는 기업을 표본에서 제외하였기 때문으로 판단된다.

② PTROE와 PTTSE의 관계가 -1.0 이하인지에 대한 t검정(유의도 5%)을 실시한 결과 18년 중 13년의 자료에서만 기각되고 18년 평균치에 대하여는 기각되지 아니하였다. 이는 PTTSE와 관련하여 발생하는 體系的인 測定誤謬(systematic measurement errors)로 인한 것으로 판단된다.

③ R^2는 평균 17%로 결손을 경험한 기업을 표본에 포함시켰을 때의 48%보다 감소하였으며 이는 결손으로 인한 偏倚가 제거되었기 때문이다.

윌키 敎授는 PTTSE와 관련하여 발생하는 체계적인 측정오류가 기업회계이익과 세법상 소득의 차이 중 준비금 또는 특별상각과 같은 一時的 差異(temporary difference) 때문일 것으로 보고 PTTSE를 永久的 差異(permanent difference)로 인한 것(PTTSEp)과 일시적 차이로 인한 것(PTTSEt)으로 구분하여 회귀분석을 하였으며 그 결과는 다음과 같다.

① PTROE와 PTTSEp의 상관관계를 나타내는 회귀계수 B_1은 18년 모두 負의 값을 갖고 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며 이는 내재적 조세가설을 강력히 입증하는 것이다.

② PTROE와 PTTSEt의 상관관계를 나타내는 회귀계수 B_2는 평균치를 이용하였을 경우에는 통계적으로 유의한 負의 값을 갖지만 연도별로는 18년 중 8년만 負의 값을 갖는 것으로 나타났다.

3) 硏究의 評價

윌키 敎授의 연구는 내재적 조세가설을 실증적으로 입증한 미국 최초의 논문이라는 점에서 큰 의미가 있다. 연구가 내재적 조세가설을 강력히 뒷받침하는 결과를 보여주지 않은 이유는 다음과 같이 설명될 수 있을 것이다.

첫째, 변수의 측정상 오류로 인한 偏倚가 존재하였을 것이다. 즉, 취득원가주의회계의 적용으로 인한 偏倚, 利益柔軟化(income smoothing)에 따른 偏倚, 위험 수준의 차이에 따른 조정을 하지 아니함에 따라 발생하는 偏倚 등이 그것이다.

둘째, 시장이 완전하지 아니함에 따라 내재적 조세가 기대했던 수준 이하로 나타났을 것이다. 시장이 불완전한 경우에는 조세보조가 부여되더라도 충분한 경쟁이 유발되지 아니하여 그에 상응하는 내재적 조세의 발생도 기대할 수 없다. 또한 조세보조가 세전이익률의 저하를 초래하는 데 시간적 지연(time lag)이 존재하는 경우 윌키 敎授의 연구결과는 적정한 내재적 조세의 발생을 보여주지 못했을 가능성이 있다.

나. 李俊奎의 硏究

李俊奎는 한국신용평가주식회사의 『韓國企業財務總覽(1988)』에 수록된 법인기업 3,056개 중 體系的 標本抽出方式(systematic sampling)에 의하여 추출된 140개의 법인을 대상으로 하여 차별과세로 인하여 유효세율에 영향을 미쳤는지 유효세율에 영향을 미쳤을 경우 내재적 조세가 발생하는지를 검토하였다[35].

1) 差別課稅가 有效稅率에 미치는 影響

李俊奎는 차별과세 중 중소기업에 대한 조세혜택, 수출업에 대한 조세혜택, 증자소득공제, 부채비율이 높은 기업에 대한 불리한 부담, 접대비를 과다하게 지출하는 기업에 대한 불리한 부담, 상장법인에 대한 조세혜택의 여섯 가지를 검증대상으로 하였다.

---

35) 李俊奎, 「法人稅制의 有效性에 관한 硏究」, 建國大學校 博士學位論文, 1992.

유효세율은 각 기업별 1986년부터 1990년까지 손익계산서상 법인세 등의 합계를 법인세차감전 순이익의 합계로 나누어 계산하였으며 차별과세되는 집단간의 t검정 결과는 〈表 Ⅲ－5〉에서 보는 바와 같다. 즉 중소기업은 대기업에 비하여, 수출업은 내수업에 비하여, 증자실적이 있는 기업은 증자실적이 없는 기업에 비하여 유효세율이 통계적으로 유의하게 작었다. 그러나 접대비 과다지출 여부, 부채비율의 과다 여부, 상장 여부에 따라 유효세율은 유의한 차이가 없었다.

2) 差別課稅가 稅前利益率에 미치는 影響

李俊奎는 稅前利益率의 계산에 있어서 법인세차감전 순이익을 대차대조표상 자기자본으로 나눈 금액으로 하되 기업의 위험수준 차이에 따른 조정을 시도하였다. 위험수준의 측정에 있어서 1981년부터 1990년까지의 회계이익을 기초로 회계베타와 기대되는 세전이익률을 계산하였다. 차별과세되는 집단간의 위험수준 평균이 동일하게 되도록 회계베타가 극단치인 표본을 순차적으로 제외시키는 방식으로 조정하였다.

차별과세되는 집단간의 t검정 결과는 〈表 Ⅲ－5〉에서 보는 바와 같다. 즉 수출업은 내수업에 비하여, 증자실적이 있는 기업은 증자실적이 없는 기업에 비하여, 上場法人은 非上場法人에 비하여 위험조정후 세전이익률이 통계적으로 유의하게 적었다. 그러나 기업규모, 접대비 과다지출 여부, 부채비율의 과다 여부, 상장 여부에 따라 危險調整後 稅前利益率은 유의한 차이가 없었다.

〈表 Ⅲ－5〉 李俊奎의 硏究結果 Ⅰ

(차별과세가 유효세율과 세전이익률에 미치는 영향)

(單位 : %)

	유효세율		세전이익률	
	평균	t와 p값	평균	t와 p값
대기업	0.3643	t=2.35 p=0.010[2)]	0.2455	t=−1.65 p=0.051
중소기업	0.3221		0.3024	
수출업	0.3286	t=1.89 p=0.031[1)]	0.2472	t=−1.73 p=0.043
내수업	0.3612		0.3022	
접대비평균 이상	0.3509	t=0.46 p=0.324	0.2611	t=−0.78 p=0.218
접대비평균 이하	0.3423		0.2886	
부채비율 200% 초과	0.3421	t=−0.27 p=0.395	0.2683	t=−0.39 p=0.350
부채비율 200% 이하	0.3470		0.2807	
증자실적유	0.3190	t=−4.22 p=0.000[2)]	0.2505	t=−2.17 p=0.016[1)]
증자실적무	0.3901		0.3212	
상장법인	0.3330	t=−0.86 p=0.196	0.2096	t=−2.71 p=0.004[2)]
비상장법인	0.3493		0.3013	

註 : 1)은 $p < 0.05\%$, 2)는 $p < 0.01\%$ (one-tailed test)임.

3) 有效稅率과 稅前利益率의 關係

李俊奎는 유효세율이 외형적 조세를 나타내는 대용치라고 보았으며 차별과세로 인하여 유효세율이 유의적인 차이를 보인다면 세전이익률도 같은 방향으로의 유의적인 차이, 즉 내재적 조세의 발생을 예상하였다.

유효세율의 유의적 차이 (외형적 조세의 차이)		예상되는 세전이익률의 차이 (내재적 조세)
0	------------〉	0
+	------------〉	+
−	------------〉	−

유효세율과 세전이익률의 t검정결과를 비교한 〈表 Ⅲ－5〉를 요약하면 다음과 같다.

① 접대비 과다지출 여부 및 부채비율 과다 여부에 따른 차별과세에도 불구하고 유효세율에는 유의적인 차이가 없었으며 이는 내재적 조세가 발생할 여지가 없다는 것을 예상하게 하며 稅前利益率이 유의적인 차이를 보이지 않아 이를 뒷받침하고 있다.

② 수출업 및 증자기업에 대한 조세혜택으로 인하여 유효세율에 유의적인 차이가 있었으며 세전이익률에도 동일한 방향으로 유의적인 차이를 보여 內在的 租稅假說을 뒷받침하는 결과라고 판단된다.

③ 기업규모 및 상장여부에 따른 有效稅率과 稅前利益率의 t검정 결과의 비교는 예상과 다르게 나타났는데 이는 기업규모변수와 상장여부변수가 서로 독립적이지 않기 때문으로 보아 이원분산분석을 추가로 실시하였다. 그 결과 상장여부효과는 유효세율과 세전이익률 모두 유의한 차이가 있는 것으로 나타나 內在的 租稅假說을 뒷받침하는 것으로 보여지나 기업규모효과는 유효세율에서의 유의한 차이에도 불구하고 세전이익률에서는 유의한 차이를 보이지 않아 내재적 조세가 발생하지 않는 것으로 여겨진다. 상장여부 및 기업규모의 세부집단별 t검정결과의 비교는 〈表 Ⅲ－6〉과 같다.

〈表 Ⅲ－6〉에서 보는 바와 같이 上場大企業과 上場中小企業 및 상장중소기업과 비상장중소기업의 비교에서는 유효세율과 세전이익률 모두 유의한 차이가 없었고, 상장대기업과 비상장대기업의 비교에서는 유효세율과 세전이익률 모두 같은 방향으로 유의한 차이를 보여 내재적 조세가설을 뒷받침하고 있다. 그러나 非上場大企業과 非上場中小企業의 비교에서는 유효세율에서의 유의한 차이에도 불구하고 세전이익률에서는 유의한 차이를 보이지 않아 차별과세에도 불구하고 내재적 조세가 발생하지 않음을 알 수 있다.

〈表 Ⅲ-6〉 李俊奎의 研究結果 Ⅱ

(기업규모 및 상장여부에 따른 유효세율과 세전이익률의 비교)

(單位 : %)

	유 효 세 율		세 전 이 익 률	
	평 균	t와 p값	평 균	t와 p값
상 장 대 기 업	0.3321	t=0.00 p=0.499	0.2063	t=-0.53 p=0.301
상 장 중 소 기 업	0.3320		0.2339	
비 상 장 대 기 업	0.4053	t=3.63 p=0.000[1]	0.3061	t=-0.11 p=0.455
비 상 장 중 소 기 업	0.3202		0.3118	
상 장 대 기 업	0.3321	t=-2.74 p=0.004[1]	0.2063	t=-2.75 p=0.004[1]
비 상 장 대 기 업	0.4053		0.3061	
상 장 중 소 기 업	0.3320	t=0.31 p=0.381	0.2339	t=-0.76 p=0.224
비 상 장 중 소 기 업	0.3202		0.3118	

註 : 1)은 p < 0.01% (one-tailed test)임.

4) 研究의 評價

李俊奎의 연구는 우리나라 최초의 내재적 조세에 관한 실증연구라는 점에서 의미가 있다고 하겠으나 자료수집의 곤란 등 방법론상의 여러 가지 문제점으로 인하여 내재적 조세가 존재한다는 것을 충분히 입증했다고는 할 수 없다.

첫째, 개별 기업에 대한 위험수준의 측정에 있어서 市場베타 대신 회계베타를 사용하였다. 볼과 브라운(Ball and Brown)[36], 비버 외(Beaver, Kettler and Scholes)[37], 곤데스(Gonedes)[38] 등은 市場

36) Ray Ball and Philip Brown, "Portfolio Theory and Accounting," *Journal of Accounting Research* 7, Autumn 1969, pp. 300~323.

37) William Beaver, Paul Kettler and Myron Scholes, "The Association between Market Determined and Accounting Determined Measures," *Accounting Review* 45, October 1970, pp. 654~682.

베타와 會計베타는 正의 相關關係를 가지며 통계적으로 유의하다는 연구결과를 발표하였으나 회계베타는 정교한 위험수준 측정방법이 아니다.

둘째, 차별과세를 기업규모 등 여섯 가지에 국한하여 검증하였으므로 시장 전반에 걸쳐 내재적 조세가 발생하는지에 대하여는 말할 수 없다.

셋째, 유효세율과 세전이익률의 대비에 있어서 稅前利益率을 장부상 순자산 중 세전이익의 비율로 하였으므로 유효세율도 장부상 순자산 대비 유효세율을 기초로 했어야 할 것이다.

다. 앤더슨 외의 硏究

앤더슨, 힐과 머피(Anderson, Hill and Murphy)는 콜린스와 머피(Collins and Murphy)가 실시한 실험시장연구(an experimental markets study)[39]에서 사용된 자료를 이용하여 외형적 조세만을 대상으로 한 課稅衡平度와 外形的 租稅 및 內在的 租稅를 합산한 총조세를 대상으로 한 과세형평도를 비교하여 시장이 완전할 경우 차별과세에도 불구하고 내재적 조세의 발생으로 과세불평등은 존재하지 않는다는 것을 주장하였다[40].

---

38) Nicholas J. Gonedes, "Properties of Accounting Numbers : Models and Tests," *Journal of Accounting Research* 11, Autumn 1973, pp. 212~237.

39) J. H. Collins and D. P. Murphy, "Experimental Evidence of the Effect of Tax Rate Uncertainty on Security Prices, Investor Clienteles, and Tax Payments," *The Journal of the American Taxation Association*, Vol. 17, Spring 1995, pp. 1~25.

40) Kenneth E. Anderson, Thomas J. Hill and Daniel P. Murphy, "Horizontal Equity and Implicit Taxes," *Journal of American Taxation Association*, Vol. 17, Fall 1995, pp. 89~100.

1) 課稅衡平度의 測定

앤더슨 외는 課稅衡平의 정도를 측정하는 수단으로 分散計數(the coefficient of variation)를 사용하였다. 분산계수는 변수의 표준편차를 변수의 평균으로 나눈 비율로서 여기서 변수는 실험에 참가한 각 투자자가 부담하는 조세로 한다.

$$CVv = \frac{SDv}{MNv} \times 100 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots \quad (3-10)$$

여기에서 CVv : 분산계수

SDv : 변수의 표준편차

MNv : 변수의 평균

따라서 租稅負擔額의 분산계수가 적을수록 과세형평도가 높으며, 분산계수가 클수록 과세형평도가 낮다고 평가된다.

2) 硏究結果

실험에 참가한 투자자는 차별과세되는 유가증권을 자유롭게 거래함에 따라 투자자별 조세부담에 차이가 발생하며 이를 기초로 분산계수를 계산한 결과는 〈表 Ⅲ－7〉과 같다.

〈表 Ⅲ－7〉에서 보는 바와 같이 외형적 조세만을 대상으로 하여 분산계수를 계산하였을 때보다 外形的 租稅와 內在的 租稅를 합한 總租稅를 대상으로 계산한 分散計數가 훨씬 낮은 수준임을 알 수 있다. 즉 외형적 조세만을 고려하는 경우에는 과세불평등이 크나 내재적 조세를 포함한 총조세를 대상으로 할 경우에는 과세불평등의 정도가 상당히 낮아진다는 것을 보여주고 있다. 이론적 총조세란 시장이 완전한 경우에 기대되

〈表 Ⅲ－7〉 앤더슨 외의 硏究結果

실험기간	분 산 계 수		
	실제 외형적 조세	실제 총조세	이론적 총조세
6	86.0	15.0	0.0
7	93.7	14.5	0.0
8	86.6	12.0	0.0
9	102.0	10.8	0.0
10	83.6	13.1	0.0

는 外形的 租稅와 內在的 租稅의 合計를 말하며 모든 투자자에 대하여 동일하게 발생하여야 한다. 따라서 완전경쟁시장에서의 총조세를 대상으로 분산계수를 계산하면 0이 되어야 한다. 그러나 실제로는 0보다 크게 나타났으며 이는 시장의 불완전성 때문이다.

3) 硏究의 評價

앤더슨 외의 硏究는 差別課稅에도 불구하고 시장이 완전할 경우 내재적 조세의 발생으로 과세불평등은 존재하지 않게 된다는 것을 콜린스와 머피의 실험결과를 기초로 계산한 분산계수의 비교로 보여주었다. 그러나 그 대상이 현상이 아니라 실험결과를 기초로 한 것이기 때문에 연구결과의 의미는 축소평가되어야 할 것이다.

Ⅳ. 研究의 設計

1. 假說의 設定

본 연구의 목적은 우리나라 법인기업의 소득에 내재적 조세가 존재하는지를 검토하는 것이다. 따라서 본 연구에서는 租稅惠澤과 稅前利益率의 相關關係를 회귀분석을 통하여 분석하고 이들 사이에 負의 상관관계가 존재하는가를 검증한다. 본 연구에서는 모든 기업들이 이윤을 극대화하는 행동을 하며 재무제표상의 이익이 경제적인 이익을 나타낸다고 가정한다.

정부가 정책목표를 수행하기 위해 特定産業에 租稅減免惠澤을 부여하는 등의 차별과세를 하게 되면 기업들은 유리한 과세의 대상이 되는 산업에 진입을 하거나 추가적인 투자를 하게 되는 반면, 불리한 과세의 대상이 되는 산업에서는 퇴출하거나 투자를 감소시키게 된다. 이러한 조정은 모든 산업의 세후이익률이 동일하게 되는 균형상태에 도달할 때까지 계속될 것이다. 조세혜택에 의해 유리한 과세 대상이 되는 산업에서는 신규진입 및 추가투자가 발생하고 경쟁이 증가하여 기업의 세전이익률은 감소하게 되고 상대적으로 불리한 과세 대상이 되는 산업에서는 퇴출기업 및 투자감소가 일어나 각 기업의 세전이익률은 증가하게 된다. 이에 따라 租稅惠澤과 稅前利益率間에는 負의 相關關係가 존재하게 된다.

本 硏究에서는 우리나라 法人企業의 소득에 이와 같은 관계가 성립하는가를 살펴보기 위해 법인에 대한 租稅惠澤과 稅前利益率간의 負의 相關關係를 실증적으로 검증한다. 이러한 상관관계를 살펴 보기 위한 실증분석의 방법으로는 기본적으로 선행연구 부분에서 이미 언급하였던 윌키 敎授의 연구방법론을 적용하기로 한다.

더불어 본 연구에서는 윌키 교수의 연구에서 다루지 않았던 통제변수와 추가적인 설명변수들을 도입하여 분석함으로써 조세혜택의 경제·정책적 의미에 대한 시사점을 찾는 데 그 주안점을 둔다. 다음은 추가적으로 분석하는 사항들이다.

첫째, 租稅惠澤과 稅前利益率간의 負의 相關關係를 실증적으로 검증할 때 危險을 고려한 稅前利益率을 분석한다. 위에서 언급한 것처럼 정부가 차별과세를 한다 하여도 세전이익률의 조정에 의해 세후수익률이 동일해진다는 결론은 모든 기업 또는 산업의 위험수준이 동일하다는 가정하에서 성립한다. 그러나 기업간 또는 산업간에는 危險水準이 서로 다를 것이므로 우선 危險水準을 조정한 후의 租稅惠澤과 稅前利益率간의 負의 相關關係가 존재하는지를 파악하는 것이 바람직하다[41].

둘째, 租稅惠澤의 영향이 租稅惠澤이 주어지는 당해연도에 나타나지 않고 신규투자를 통하여 점차적으로 나타난다면 당해연도의 租稅惠澤과 稅前利益率간의 負의 相關關係를 검증하는 것은 내재적 조세의 존재 여부를 과소평가하는 것이 된다. 租稅惠澤이 주어지면 이로 인해 생기는 기존기업의 추가투자 및 신규기업의 진출은 시차를 두고 이루어질 것이므로 租稅惠澤과 稅前利益率간의 負의 相關關係는 時差를 두고 발생할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 租稅惠澤이 기업의 稅前利益率에 미치는 時差(time lag)를 고려한 稅前利益率 變數를 사용하여 이러한 가능성을 추가적으로 검증한다.

셋째, 조세혜택으로 인한 세전이익률의 저하, 즉 內在的 租稅는 시장이 完全競爭狀態인 경우에는 조세혜택과 같을 것이지만 정부의 간섭이나 市場의 摩擦이 존재하는 不完全 競爭市場에서는 조세혜택의 크기보다 적을 것이다. 특히, 特定 産業에의 參與를 촉진시키기 위한 租稅政策的인 목적으로 조세감면혜택을 부여하는 경우 內在的 租稅가 발생한다

41) 危險水準의 調整은 第Ⅲ章 內在的 租稅의 理論的 背景과 先行研究 부분에서 상세히 언급하였다.

는 것은 시장이 완전하여 競爭의 誘發로 인한 신규참여 또는 증설이 있었다는 것을 의미하므로 해당 조세정책이 효과를 발휘하였다고 볼 수 있으나 내재적 조세가 발생하지 아니한다면 經濟的 資源을 再配分하고자 하는 해당 조세정책은 효과가 없었다고 보아야 한다. 따라서 차별과세의 정책적 의미를 파악하기 위해 市場摩擦의 정도에 따라 租稅惠澤과 稅前利益率간의 負의 相關關係가 달라질 수 있는가를 실증적으로 검토한다. 이때 市場摩擦의 정도의 차이를 나타내는 변수로는 企業規模와 業種差異를 고려한다. 두 변수에 대한 상세한 설명은 후술한다.

2. 標本의 選定

본 연구의 표본으로는 한국신용평가(주)의 1995년도 KIS-SMAT의 재무제표(FAS)자료에 존재하는 기업 중 다음의 기준을 충족시키는 기업을 표본으로 선정한다.

① 은행·증권·보험업 이외의 산업에 속하는 기업 :
은행·증권·보험업에 속한 기업은 다른 제조업과 비교해 볼 때 영업상의 특징뿐만 아니라 재무제표의 계정과목도 상이하므로 분석의 일관성을 위해 이들 기업들을 표본에서 제외한다.

② 결산일이 12월 31일인 기업 :
시장베타의 계산기간과 企業規模의 계산을 용이하게 하기 위해 12월 31일 결산법인만을 표본으로 선정한다.

③ 표본기간(1981~1994년)중 자기자본이 陽(+)의 값을 갖는 기업 :
자기자본이 陰(-)인 경우 租稅惠澤과 稅前利益率을 측정하는 변수가 의미를 갖지 않게 되므로 이들 기업은 표본에서 제외한다.

④ 표본기간중 경상이익, 법인세차감전순이익, 자기자본, 법인세에 해당하는 재무정보가 존재하는 기업 :
경상이익(#127000), 법인세차감전순이익(#128000), 자기자본(#118900), 법인세(#128100)에 해당하는 재무정보가 존재하지

않는 기업은 租稅惠澤과 稅前利益率을 측정할 수 없게 되므로 제외한다. 이 외의 재무제표정보가 한 해라도 없는 경우에 해당 기업을 표본에서 제외시킬 수도 있으나 租稅惠澤과 稅前利益率의 상관관계를 검증하는 데 이들 재무정보가 직접적인 관계가 없으며 표본의 수가 상당히 감소하리라 예상되므로 上記한 재무정보에 국한한다.

이와 같이 표본을 선정한 결과, 분석에 사용된 기업은 모두 349개이다. 그러나 FAS의 경우 1995년도 이전에 上場이 폐지되는 기업의 정보는 1995년도 KIS-SMAT의 FAS에 포함되지 않으므로 標本의 生存偏倚(survivorship bias)가 존재할 수 있다. 그러나 租稅惠澤과 稅前利益率간의 負의 상관관계는 양의 利益率을 보이는 기업들에서 나타나며 상대적으로 上場이 폐지되는 기업들은 음의 利益率을 보일 것이라는 것을 예상한다면 FAS의 사용으로 인한 標本의 生存偏倚 문제는 假說을 검증하고 해석하는 데 큰 문제를 초래하지 않을 것으로 기대된다. 또한 이와 같은 標本의 生存偏倚로 인해 1994년도의 349개의 표본수를 시작으로 연도를 거슬러 올라갈수록 점차적으로 표본수가 감소하리라는 것을 알 수 있다.

3. 變數의 定義

租稅惠澤과 稅前利益率간의 負의 상관관계를 검증하기 위하여 租稅惠澤은 租稅補助라는 변수를 정의하여 설정하고 稅前利益率은 稅前投資利益率이라는 변수를 설정한다.

윌키 敎授의 연구와 마찬가지로 租稅補助는 법인세차감전순이익에 법정최고 법인세율을 곱한 금액에서 법인의 실제 법인세부담액을 차감한 잔액으로 정의한다. 법인세차감전순이익은 FAS #128000을 사용하였으며 법정최고법인세율은 각 표본연도의 최고세율(t)로 〈表 Ⅳ－1〉에서 보는 바와 같다. 그리고 租稅補助와 投資利益率을 비교가능하도록 하기 위하여 租稅補助額을 (1－t)로 나누어 稅前基準으로 환산한 후 이를

이를 다시 자기자본(FAS #118900)으로 나누어 독립변수로 사용한다. 상기의 내용을 요약하면 다음과 같다.

$$TS = (PTI \times t) - TP$$

$$TSE = \frac{TS}{SE}$$

$$PTTSE = \frac{TSE}{(1-t)} \quad \cdots\cdots (4-1)$$

여기에서 TS : 조세보조

PTI : 법인세차감전순이익(FAS #128000)

t : 법정최고법인세율

TP : 실제법인세부담액, 즉 손익계산서상의 법인세비용(FAS #128100)

TSE : 자기자본대비 조세보조

SE : 대차대조표상의 자기자본(FAS #118900)

PTTSE : 자기자본대비 조세보조의 세전환산율

PTTSE를 계산하기 위해 사용한 법정최고법인세율을 설명하면 다음과 같다. 표본기간 동안 수차례에 걸쳐 법인세율이 변하였기 때문에 연도별로 서로 다른 法定最高法人稅率을 사용한다. 또한 우리나라의 법인세율이 초과누진세율이라는 점을 고려하여 법정최고법인세율을 적용하였다. 예컨대 〈表 Ⅳ-1〉에서 보는 것처럼 1991년의 경우 상장법인의 과표가 1억원 이하이면 20%, 1억원 초과시에는 34%의 법인세율을 적용받으므로 표본기업의 조세보조액을 계산할 때 法人稅差減前純利益이 1억원 이하이면 20%를 적용하고 1억원 초과시에는 초과금액에 14%의 법인세율을 추가적으로 적용한다. 마찬가지로 PTTSE를 계산하기 위하여 TSE를 (1-t)로 나눌 때 사용하는 法定最高法人稅率(t)은 TSE의 계산에 1억원 이하의 금액이 사용되었으면 20%를 사용하고, 사용금

액이 1억원 이상이면 34%를 사용하였다.

또한 1990년까지 방위세가 존재하였으며 소득할주민세도 표본기간 동안 존재하였으나 본 연구에서 法定最高法人稅率을 계산할 때 방위세와 소득할주민세를 제외시킨다[42].

〈表 Ⅳ－1〉 年度別 法人稅率

	상장법인의 법인세율					
	기 본 세 율		초 과 세 율		소득할 주민세	방위세
1981	5천만원 이하	0.25	5천만원 초과	0.33		
1982	5천만원 이하	0.22	5천만원 초과	0.33		5억이하:
1983	5천만원 이하	0.20	5천만원 초과	0.30		법인세의
1984	5천만원 이하	0.20	5천만원 초과	0.30		0.20
1985	5천만원 이하	0.20	5천만원 초과	0.30		
1986	5천만원 이하	0.20	5천만원 초과	0.30		5억초과:
1987	5천만원 이하	0.20	5천만원 초과	0.30	법인세의	법인세의
1988	5천만원 이하	0.20	5천만원 초과	0.30	0.075	0.25
1989	8천만원 이하	0.20	8천만원 초과	0.30		
1990	8천만원 이하	0.20	8천만원 초과	0.30		
1991	1억원 이하	0.20	1억원 초과	0.34		폐지
1992	1억원 이하	0.20	1억원 초과	0.34		
1993	1억원 이하	0.20	1억원 초과	0.34		
1994	1억원 이하	0.18	1억원 초과	0.32		

稅前投資利益率은 손익계산서상의 법인세차감전순이익을 대차대조표상의 자기자본으로 나누어 계산한다.

$$PTROE = \frac{PTI}{SE} \quad \cdots\cdots (4-2)$$

42) 위의 두 가지를 고려한 결과도 본 연구의 결과와 크게 다르지 않았다.

4. 硏究模型

租稅惠澤과 稅前利益率간의 負의 상관관계를 검증하기 위한 가장 단순한 모형은 PTTSE를 독립변수로 하고 PTROE를 종속변수로 하는 單純回歸模型(simple OLS regression)을 사용하는 것이다. PTROE와 PTTSE의 선형관계식을 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$PTROE_i = \beta_0 + \beta_1 PTTSE_i + \varepsilon_i \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4-3)$$

그러나 윌키 敎授의 연구에서 언급한 것처럼 표본기업에서 결손금이 존재하는 경우 당해 결손금에 대하여 미국 세법상 과거 3년 이내 발생한 소득이 있는 경우에 그 소득에서 공제되고(net carry back) 과거 3년 이내 발생한 소득이 없는 경우에는 이월되어 향후 15년간 발생하는 소득에서 공제되어(net carry forward) 납부세액을 감소시키게 된다. 따라서 결손이 발생한 이후 사업연도에 소득이 발생하여 이월공제되는 경우 TS가 과대계상되며 PTROE와 PTTSE가 正의 상관관계를 갖게 될 것이다.

우리나라 法人稅法에서도 移越缺損金을 각 사업연도 개시일 전 5년 이내에 개시한 사업연도에 발생한 결손금으로서 그 후의 각 사업연도의 소득금액 또는 과세표준계산상 공제되지 않은 금액으로 정의하였으며, 이월결손금을 각 사업연도의 소득금액 범위 내에서 공제할 수 있고, 각 사업연도의 소득금액을 초과하는 이월결손금은 다음 사업연도로 이월하도록 규정하고 있다. 따라서 (과거에 발생한) 이월결손금을 과세표준에서 공제한 기업은 과세표준이 감소함에 따라 세제혜택 및 PTTSE가 증가하지만, 當該 年度의 稅前利益率에는 영향을 주지 못한다. 오히려 당해 연도의 PTROE의 분모가 이월결손금의 발생으로 인해 감소함으로써 PTROE가 증가할 수 있다. 이러한 문제를 보완하기 위하여는 표본기업을 이월결손금발생기업과 이월결손금미발생기업으로 분류하여야

하며 이를 고려한 多重回歸模型(Multiple OLS regression)은 다음과 같다.

$$PTROE=\beta_0+\beta_1 LOSS+\beta_2 PTTSE+\beta_3(PTTSE \cdot LOSS)+\varepsilon \quad \cdots\cdots (4-4)$$

위의 모형에서 LOSS는 통제변수로서 표본기간 동안 한 번이라도 결손이 발생한 기업을 이월결손금발생기업으로 정의하고 이 기업은 1의 값을 갖는다. 반면에 이월결손금미발생기업은 0의 값을 갖는다. 이렇게 함으로써 이월결손금발생기업의 효과를 제거한 租稅惠澤과 稅前利益率간의 負의 상관관계는 PTTSE의 계수인 $\beta_2<0$으로 검증할 수 있다.

5. 危險要素(risk factor)의 考慮

租稅惠澤과 稅前利益率간 負의 相關關係를 실증적으로 검증할 때 危險을 고려한 稅前利益率을 분석한다. 정부가 차별과세를 한다고 하여도 세전이익률의 조정에 의해 세후수익률이 동일해진다는 주장은 모든 기업의 위험수준이 동일하다는 가정하에서 성립한다. 그러나 기업간 危險水準은 서로 다를 것이므로 危險水準을 조정한 후의 租稅惠澤과 稅前利益率간의 관계에서 負의 相關關係가 존재하는가를 파악하는 것이 바람직하다. 왜냐하면 종속변수인 PTROE와 기업의 위험간에는 위험에 대한 프리미엄으로 인하여 正의 相關關係가 존재할 것이며 독립변수인 PTTSE와 기업의 위험간에는 기업의 위험이 $TS=(PTI \cdot t)-TP$의 관계식에 미치는 영향에 따라 相關關係가 존재할 가능성이 있기 때문이다.

危險要素를 통제하기 위하여 多重回歸模型에 기업의 위험을 측정하는 統制變數인 RISK를 추가한다. RISK는 12월 31일 결산법인들의 PTROE와의 일관성을 유지하기 위하여 각 기업마다 해당연도의 1월 1일부터 12월 31일의 일별수익률을 이용하여 계산한 베타를 사용하기로

한다. 이를 수식으로 표시하면 다음과 같다.

$$PTROE=\beta_0+\beta_1 LOSS+\beta_2 PTTSE+\beta_3(PTTSE \cdot LOSS)+\beta_4 RISK+\varepsilon \quad \cdots\cdots (4-5)$$

이와 같은 방법을 통하여 기업의 위험프리미엄을 통제한 후 租稅惠澤과 稅前利益率간의 負의 상관관계를 PTTSE의 계수인 $\beta_2<0$으로 검증할 수 있다.

6. 企業規模(firm size)의 考慮

조세혜택이 세전이익률의 저하를 초래하게 되는 內在的 租稅는 시장이 完全競爭狀態인 경우 조세혜택과 같지만 정부의 간섭이나 市場의 摩擦이 존재하는 不完全 競爭市場下에서는 조세혜택의 크기보다 적을 것이다. 특히 特定産業에의 參與를 촉진시키기 위한 租稅政策的인 목적으로 조세감면혜택을 부여하는 경우 內在的 租稅가 발생한다는 것은 시장이 완전하여 競爭의 誘發로 인한 신규참여 또는 증설이 있었다는 것을 의미하며 당해 조세정책이 효과를 발휘한다고 볼 수 있으나 내재적 조세가 발생하지 아니한다면 經濟的 資源을 再配置하고자 하는 조세정책은 효과가 없었다고 보아야 한다.

따라서 차별과세의 정책적 의미를 파악하기 위해 市場摩擦의 정도에 따라 租稅惠澤과 稅前利益率간의 負의 相關關係가 달라질 수 있다. 李俊奎(1992)의 연구에서는 대기업과 중소기업을 두 집단으로 분류하여 차별과세의 효과가 다른가를 파악하였다. 즉, 세법상의 租稅惠澤이 대기업보다 중소기업에게 더 주어진다면 租稅惠澤과 稅前利益率간의 負의 相關關係는 대기업보다 중소기업群에서 더 두드러질 것이다.

이와 같은 가설을 실증적으로 검증하기 위해 표본연도별로 표본기업의 12월 31일의 시장가치를 구한 후 상위 20%에 해당하는 기업은 대기

업群으로 구분하고 나머지 80%에 해당하는 기업은 小企業群으로 분류하였다. 이에 따라 기업규모별 租稅惠澤과 稅前利益率간 負의 相關關係를 고려한 模型은 다음과 같다.

$$PTROE=\beta_0+\beta_1 LOSS+\beta_2 PTTSE+\beta_3(PTTSE \cdot LOSS)+\beta_4 (TSE \cdot SMALL)+\varepsilon \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4-6)$$

위의 모형에서 SMALL은 통제변수로서 해당 기업의 企業規模가 해당 연도의 기업규모 중에서 상위 20%에 포함되면 0의 값을 갖고 하위 80%에 포함되면 1의 값을 갖는다. 이때 기업규모는 연말종가에 유통주식수를 곱한 것이다. 상위 20%만을 대기업群으로 정의한 것은 우리나라의 경우에 소수의 대기업과 나머지 기업과의 규모 차이가 크기 때문이다.

7. 產業別 差異

市場의 摩擦이 內在的 租稅에 미치는 영향이 산업별로 다른가를 검증하기 위해 PTROE와 PTTSE의 회귀모형을 산업별로 파악한다. 李俊奎(1992)에서는 산업별 차이를 수출업과 내수업 등으로 파악하였으나 본 연구에서는 전체적인 산업간의 차이만을 파악한다.

PTROE와 PTTSE의 회귀모형을 산업별로만 파악하는 것은 산업별 차이를 분석하는 데에는 시장지배력 등과 같은 산업구조변수를 고려해야 하기 때문에 이와 같은 분석을 하기 위한 선행연구로서 본 연구의 결과를 사용한다.

產業의 구분은 KIS-FAS 자료에 있는 '주가지수 중소분류 번호'를 기준으로 표본기업을 어업, 광업, 음식료품, 섬유·의복·가죽, 나무 및 나무제품, 종이 및 종이제품, 화학·석유·석탄·고무, 비금속광물 등으로 분류한다.

8. 進入의 時差 考慮

租稅惠澤의 영향이 혜택 부여 당해 연도에 나타나지 않고 신규투자를 통하여 점차적으로 나타난다면 租稅惠澤과 稅前利益率간 負의 相關關係는 시차를 고려하여 이루어져야 한다. 왜냐하면 특정 산업에 租稅惠澤이 주어지면 이로 인해 생기는 기존기업의 추가투자 및 신규기업의 진출은 시차를 두고 이루어질 것이므로 租稅惠澤과 稅前利益率간 負의 相關關係는 해당 연도의 租稅惠澤과 미래의 稅前利益率로 파악해야 하기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 해당 연도를 포함한 향후 5년간의 平均稅前利益率(L5PTROE)을 종속변수로 정의하여 해당 연도의 TSE와의 상관관계를 파악한다. 이를 수식으로 표시하면 다음과 같다.

$$L5PTROE=\beta_0+\beta_1 LOSS+\beta_2 PTTSE+\beta_3(PTTSE \cdot LOSS)+\varepsilon \quad \cdots\cdots (4-7)$$

V. 研究結果 및 分析

1. 標本의 技術的 統計量

회귀모형을 통해 租稅惠澤과 稅前利益率간의 負의 相關關係를 파악하기 전에 표본의 성격을 알아보기 위하여 PTROE에 대한 技術統計量은 〈表 V-1〉에서, PTTSE에 대한 技術統計量은 〈表 V-2〉에서 기술하였다.

〈表 V-1〉에서는 표본기업의 PTROE의 평균치와 중앙치를 전체표본, 이월결손금이 있는 표본, 그리고 이월결손금이 없는 표본으로 구별하여 기술하였다. 1981~1994년기간 동안 PTROE의 평균값과 중앙값은 각각 0.151과 0.130이며 표본기간 동안 감소추세를 보이고 있다. 표본의 수는 1994년의 349개를 기준으로 연도를 거슬러 올라갈수록 감소하고 있는데 이는 FAS의 경우 1995년도 이전에 上場이 폐지되는 기업의 정보는 1995년도 KIS-SMAT의 FAS에 포함되지 않기 때문에 발생하는 標本의 生存偏倚 현상이다.

이월결손금 표본과 이월결손금이 없는 표본을 비교하면 이월결손금 표본이 이월결손금이 없는 표본보다 PTROE의 평균값과 중앙값이 모두 적음을 알 수 있다, 이월결손금 기업의 경우, PTROE의 평균값과 중앙값이 각각 0.135와 0.105인 데 비하여 이월결손금이 없는 경우, 그 값이 각각 0.154와 0.141이다. 이는 이월결손금 표본대상을 표본기간 동안 한 번이라도 결손이 발생한 기업으로 정의한 데 따른 것이다. 그러나 그 차이가 그리 많지 않고 그 빈도수도 적은 것은(총 2,731개 중 515개) 계속적으로 결손이 발생하여 상장이 폐지되거나 부도가 난 기업은 표본에서 제외되었기 때문인 것으로 생각된다.

〈表 Ⅴ-2〉에서는 표본기업의 PTTSE의 평균치와 중앙치를 전체표본, 이월결손금이 있는 표본, 그리고 이월결손금이 없는 표본으로 구별하여 기술하였다. 특이할 만한 것은 전체 표본기간의 평균값과 중앙값이 각각 -0.008과 -0.006으로 나타나 전체적으로 陰의 값을 보임을 알 수 있다. 이는 법인세차감전 순이익에 법정최고 법인세율을 곱한 값보다도 실제 법인세가 많다는 것을 의미한다. 이에 대한 설명으로는 상장기업들이 각종 조세혜택을 부여받기보다는 손금불산입 등의 항목을 계상하게 되어 세전순이익보다 과세소득이 크기 때문임을 들 수 있다. 또 하나의 설명은 재무제표 정보만을 사용하여 실제 법인세를 파악하는 데에서 발생하는 偏倚일 수도 있으나 본 연구에서 租稅惠澤과 稅前利益率간 負의 相關關係를 파악하는 데에는 PTTSE의 절대적 금액보다는 상대적 금액이 중요하기 때문에 이로 인한 분석상의 문제는 심각하지 않다고 볼 수 있다.

이월결손금표본과 이월결손금이 없는 표본의 통계량을 비교하면 이월결손금표본의 평균값과 중앙값이 각각 0.001과 0.004로서 이월결손금이 없는 표본의 그것보다 높음을 알 수 있다. 이는 우리나라 법인세법에서 이월결손금을 각 사업연도의 소득금액 범위 내에서 공제할 수 있고, 각 사업연도의 소득금액을 초과하는 이월결손금은 다음 사업연도로 이월하도록 규정함으로써 과거에 발생한 이월결손금을 과세표준에서 공제한 기업은 과세표준이 감소하게 되어 PTTSE가 증가하는 것에 따르는 결과이다.

〈表 Ⅴ－1〉 PTROE에 관한 技術統計量

	전체표본			이월결손금표본			이월결손금제외표본		
	표본수	평균치	중앙치	표본수	평균치	중앙치	표본수	평균치	중앙치
1981	149	0.208	0.193	16	0.120	0.109	133	0.219	0.205
1982	161	0.197	0.175	34	0.133	0.110	127	0.215	0.197
1983	174	0.210	0.179	49	0.204	0.159	125	0.213	0.184
1984	167	0.165	0.146	50	0.168	0.125	117	0.163	0.153
1985	170	0.140	0.122	58	0.139	0.120	112	0.141	0.122
1986	170	0.161	0.153	47	0.162	0.153	123	0.160	0.153
1987	174	0.161	0.138	35	0.128	0.094	139	0.170	0.153
1988	176	0.160	0.150	22	0.096	0.072	154	0.170	0.159
1989	179	0.134	0.114	22	0.091	0.049	157	0.140	0.177
1990	191	0.126	0.108	26	0.104	0.092	165	0.130	0.110
1991	196	0.128	0.106	25	0.161	0.115	171	0.123	0.106
1992	209	0.113	0.088	24	0.152	0.137	185	0.108	0.088
1993	266	0.109	0.077	39	0.134	0.067	227	0.105	0.081
1994	349	0.101	0.076	68	0.095	0.062	281	0.103	0.079
1981～94	2,731	0.151	0.130	515	0.135	0.105	2,216	0.154	0.141

〈表 Ⅴ－2〉 PTTSE에 관한 技術統計量

	전체표본			이월결손금표본			이월결손금제외표본		
	표본수	평균치	중앙치	표본수	평균치	중앙치	표본수	평균치	중앙치
1981	149	−0.009	−0.007	16	0.002	0.013	133	−0.011	−0.009
1982	161	−0.007	−0.001	34	0.018	0.011	127	−0.013	−0.008
1983	174	−0.012	−0.008	49	0.009	0.006	125	−0.020	−0.015
1984	167	−0.016	−0.012	50	−0.009	−0.009	117	−0.018	−0.015
1985	170	−0.013	−0.011	58	−0.006	−0.005	112	−0.016	−0.014
1986	170	−0.013	−0.010	47	−0.009	−0.008	123	−0.014	−0.011
1987	174	−0.012	−0.010	35	−0.003	−0.003	139	−0.014	−0.012
1988	176	−0.013	−0.010	22	−0.003	0.000	154	−0.014	−0.012
1989	179	−0.014	−0.011	22	−0.004	−0.009	157	−0.015	−0.012
1990	191	−0.012	−0.009	26	−0.004	−0.010	165	−0.013	−0.009
1991	196	0.000	0.001	25	0.001	0.003	171	0.000	0.001
1992	209	0.003	0.001	24	0.011	0.067	185	0.002	0.001
1993	266	0.003	0.001	39	0.010	0.005	227	0.002	0.001
1994	349	0.000	0.001	68	−0.004	0.001	281	0.001	0.001
1981～94	2,731	−0.008	−0.006	515	0.001	0.004	2,216	−0.010	−0.008

2. 租稅惠澤과 稅前利益率間의 單純回歸模型

내재적 조세가설을 검증하기 위한 가장 단순한 모형은 PTTSE를 독립변수로 하고 PTROE를 종속변수로 하는 단순회귀모형이다. 이를 수식으로 표시하면 다음과 같고 이를 실행한 결과는 〈表 Ⅴ-3〉과 같다.

$$PTROE_i = \beta_0 + \beta_1 PTTSE_i + \varepsilon_i \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (5-1)$$

〈表 Ⅴ-3〉 單純回歸模型의 結果

	$PTROE_i = \beta_0 + \beta_1 PTTSE_i + \varepsilon_i$				
	β_0	t값	β_1	t값	$\overline{R^2}$
1981	0.197	18.3[1]	−1.172	−4.2[1]	0.10
1982	0.187	18.1[1]	−1.576	−5.8[1]	0.17
1983	0.198	18.0[1]	−0.987	−3.6[1]	0.07
1984	0.140	15.4[1]	−1.587	−6.0[1]	0.17
1985	0.134	17.2[1]	−0.533	−2.0[2]	0.02
1986	0.140	20.2[1]	−1.564	−6.0[1]	0.17
1987	0.141	15.9[1]	−1.768	−4.8[1]	0.11
1988	0.130	16.6[1]	−2.374	−7.2[1]	0.23
1989	0.108	15.2[1]	−1.890	−7.1[1]	0.22
1990	0.111	17.0[1]	−1.365	−5.7[1]	0.14
1991	0.128	18.1[1]	0.409	1.0	0.00
1992	0.108	17.9[1]	2.503	8.9[1]	0.27
1993	0.103	17.8[1]	2.114	8.6[1]	0.22
1994	0.101	21.7[1]	−0.304	−1.4	0.00
1981~94	0.139	64.4[1]	−0.877	−11.5[1]	0.05

註 : 1)은 유의수준이 0.01 이내, 2)는 유의수준이 0.05 이내임.

〈表 Ⅴ-3〉에서 0은 0.139로서 PTTSE의 효과를 고려하기 전 표본기업의 PTROE의 평균값을 나타낸다. 1은 PTROE와 PTTSE간의 負의 相關關係를 나타내주는 계수로서 −0.877의 값을 갖으며 t값(−11.5)이 (전통적인 의미에서) 유의적인 값을 나타내고 있음을 알 수 있다. 연도별로 실행한 回歸分析의 結果도 1계수가 1981년에서 1990년까지 지속적

으로 유의적인 陰의 값을 갖는다. 다만 1991년부터 1994년까지는 유의적인 陰의 값을 갖지 않으며 1992년과 1993년에는 陽의 유의적인 값을 갖는다. 수정 R^2는 표본기간 동안 5% 정도의 값을 갖는다.

〈表 Ⅴ-3〉에서 구한 β_1계수 -0.877이 표본의 극단치에 의해 구해진 결과인가를 파악하기 위해 표본에서 PTTSE의 5% 미만과 95% 이상의 극단치를 제외한 표본만을 사용하여 동일한 單純回歸模型을 실행하였다. 〈表 Ⅴ-4〉에서 보는 바와 같이 ±5%의 극단치를 제외한 회귀모형의 결과는 〈表 Ⅴ-3〉의 결과에 비하여 상당히 개선된 것을 알 수 있다. β_1계수는 -0.877에서 -2.524로 증가하였으며 t값과 수정 R^2도 -23.7과 0.19로 증가하였다. 또한 1992년과 1993년의 유의적인 陽의 β_1계수값도 극단치를 제거하면 없어짐을 알 수 있다. 이와 같은 결과는 독립변수인 PTTSE의 극단치를 제거했을 때 뿐만 아니라 종속변수인 PTROE의 극단치를 제거했을 때에도 성립한다.

〈表 Ⅴ-4〉 極端値를 除去한 標本의 單純回歸模型結果

	$PTROE_i = \beta_0 + \beta_1 PTTSE_i + \varepsilon_i$				
	β_0	t값	β_1	t값	$\overline{R^2}$
1981	0.179	16.9[1]	-1.942	-5.0[1]	0.15
1982	0.158	16.9[1]	-2.238	-6.1[1]	0.20
1983	0.156	16.7[1]	-2.527	-7.2[1]	0.25
1984	0.100	10.9[1]	-3.228	-7.8[1]	0.29
1985	0.099	13.3[1]	-2.380	-5.8[2]	0.18
1986	0.126	16.8[1]	-2.246	-5.5[1]	0.16
1987	0.129	12.9[1]	-2.384	-4.4[1]	0.11
1988	0.113	13.4[1]	-3.133	-7.2[1]	0.25
1989	0.081	10.8[1]	-3.206	-7.6[1]	0.27
1990	0.081	12.6[1]	-3.314	-8.6[1]	0.30
1991	0.118	17.9[1]	-1.461	-2.2[2]	0.02
1992	0.096	18.2[1]	-0.525	-0.9	0.00
1993	0.090	22.8[1]	-0.446	-1.1	0.00
1994	0.089	24.7[1]	-1.147	-2.8	0.02
1981~94	0.113	60.2[1]	-2.524	-23.7[1]	0.19

註 : 1)은 유의수준이 0.01 이내, 2)는 유의수준이 0.05 이내임.

3. 租稅惠澤과 稅前利益率間의 多重回歸模型

앞에서 실행한 단순회귀모형은 다음과 같은 偏倚를 갖는다. 즉, 결손금이 미래의 소득에서 공제될 수 있기 때문에 결손이 발생한 이후 사업연도에 소득이 발생하여 이월공제되는 경우 TS가 과대계상되며 PTROE와 PTTSE가 正의 상관관계를 갖게 될 수 있다. 즉 이월결손금이 있는 법인의 경우 과세표준에서 이월결손금을 공제하게 되면 과세표준이 감소함에 따라 세제혜택 및 PTTSE가 증가하지만 당해 연도의 세전이익률에는 영향을 주지 못할 뿐 아니라 오히려 당해 연도의 PTROE의 분모가 이월결손금의 공제로 인해 감소함으로써 PTROE가 증가할 수 있다. 이러한 문제를 보완하기 위해 표본기업을 이월결손금발생기업과 이월결손금미발생기업으로 분류한 후 이를 고려한 多重回歸模型을 실행하였다.

$$PTROE_i=\beta_0+\beta_1 LOSS_i+\beta_2 PTTSEi+\beta_3(PTTSE_i\cdot LOSS_i)+\varepsilon_i \quad \cdots\cdots (5-2)$$

위의 모형을 실행한 회귀분석의 결과는 〈表 Ⅴ-5〉와 같다. 〈表 Ⅴ-5〉에서 β_0계수는 PTTSE의 효과를 고려하기 전에 결손금이 없는 기업의 평균 PTROE를 나타내며 $\beta_0+\beta_1$은 PTTSE의 효과를 고려하기 전에 결손금이 있는 기업의 평균 PTROE를 나타낸다. 따라서 β_1계수인 0.006이 유의적이지 않다는 것은 결손금이 있는 기업과 결손금이 없는 기업간에 PTROE의 차이가 유의적이지 않다는 것을 의미한다. 이는 지속적으로 결손이 발생하는 기업은 FAS 자료의 標本의 生存偏倚로 인해 이월결손금표본에 포함되어 있지 않으며 일시적으로 결손이 발생한 기업들만이 포함되어 있으므로 이월결손금표본과 이월결손금이 없는 표본간의 PTROE 차이가 그리 심하지 않기 때문이다.

租稅惠澤과 稅前利益率間 負의 相關關係를 나타내는 β_2계수는 −0.659로서 t값(−18.1)이 유의적인 陰의 값을 갖는다. 또한 〈表 Ⅴ-3〉의 결과

와 비교해 볼 때 β_2계수의 값이 더욱 유의적이며 수정 R^2도 0.05에서 0.11로 증가하여 〈表 Ⅴ-4〉의 결과가 重要變數 누락(omitted variable problem)을 보완한 것이라는 것을 알 수 있다. 연도별 회귀분석 결과도 1991년을 제외하고는 지속적으로 β_2계수가 유의적인 陰의 값을 갖는다.

β_3계수는 이월결손금이 있는 기업에 있어서 이월결손금공제로 인하여 租稅惠澤과 稅前利益率間 正의 相關關係가 있다는 것을 나타내는 것이다. 표본기간 전체에 걸친 β_3계수는 2.257로서 t값(-14.5)이 유의적인 陽의 값을 갖는다. 이러한 결과는 이월결손금이 있는 기업은 이월결손금을 다음 사업연도로 이월함으로써 다음 해에 과세표준이 감소함에 따라 세제혜택 및 PTTSE가 증가하고 당해 연도의 PTROE의 분모가 이월

〈表 Ⅴ-5〉 移越缺損金을 統制한 回歸模型結果

	$PTROE_i = \beta_0+\beta_1 LOSS_i+\beta_2 PTTSE_i+\beta_3(PTTSE_i \cdot LOSS_i)+\varepsilon_i$								
	β_0	t값	β_1	t값	β_2	t값	β_3	t값	$\overline{R^2}$
1981	0.206	18.1[1]	-0.085	-2.5[1]	-1.237	-3.9[1]	0.629	0.9	0.13
1982	0.187	16.2[1]	-0.069	-2.6[1]	-2.055	-6.7[1]	2.898	4.4[1]	0.26
1983	0.161	12.1[1]	0.037	1.6	-2.524	-7.2[1]	3.288	6.2[1]	0.23
1984	0.120	10.2[1]	0.039	2.1[2]	-2.321	-6.1[1]	1.344	2.6[1]	0.20
1985	0.115	11.7[1]	0.029	1.9[2]	-1.636	-4.8[1]	2.382	4.8[1]	0.13
1986	0.130	15.6[1]	0.027	1.9[2]	-2.082	-6.7[1]	1.561	2.8[1]	0.20
1987	0.142	13.8[1]	-0.014	-0.7	-2.036	-4.9[1]	2.052	2.1[1]	0.13
1988	0.137	16.1[1]	-0.045	-2.2[2]	-2.283	-6.6[1]	0.788	0.6	0.24
1989	0.107	14.8[1]	-0.005	-0.3	-2.197	-8.4[1]	4.690	5.0[1]	0.32
1990	0.104	15.6[1]	0.005	0.3	-2.097	-8.4[1]	3.222	6.2[1]	0.29
1991	0.123	16.5[1]	0.036	1.7[3]	-0.172	-0.4	1.893	2.1[1]	0.03
1992	0.105	16.5[1]	0.023	1.2	2.002	6.5[1]	0.036	0.1	0.27
1993	0.101	16.2[1]	0.011	0.7	2.024	5.5[1]	0.126	0.3	0.21
1994	0.103	19.9[1]	-0.008	-0.7	-1.053	-2.6[1]	1.058	2.2[1]	0.01
1981~94	0.132	55.8[1]	0.006	1.2	-0.659	-18.1[1]	2.257	14.5[1]	0.11

註 : 1)은 유의수준이 0.01 이내, 2)는 유의수준이 0.05 이내, 3)은 유의수준이 0.10 이내임.

결손금의 공제로 인해 감소함으로써 PTROE와 PTTSE의 負의 상관관계가 역전되어 正의 상관관계를 보일 것이라는 주장과 일치한다.

단순회귀모형의 경우와 마찬가지로 〈表 Ⅴ-5〉의 결과가 극단치에 의해 구해졌는지를 파악하기 위해 표본에서 PTTSE의 5% 미만과 95% 이상의 극단치를 제외한 표본만을 사용하여 동일한 회귀모형을 실행하였다. 〈表 Ⅴ-6〉에서 보는 바와 같이 ±5%의 극단치를 제외한 회귀모형의 결과는 β_2계수가 -0.659에서 -2.667로 증가하였으며 t값과 수정 R^2도 -22.7과 0.19로 증가하여 〈表 Ⅴ-5〉의 결과에 비하여 개선되었음을 알 수 있다.

〈表 Ⅴ-6〉 移越缺損金을 統制한 回歸模型結果(極端値 除去 後)

	$PTROE_i = \beta_0+\beta_1 LOSS_i+\beta_2 PTTSE_i+\beta_3(PTTSE_i \cdot LOSS_i)+\varepsilon_i$								
	β_0	t값	β_1	t값	β_2	t값	β_3	t값	$\overline{R^2}$
1981	0.186	16.5[1]	-0.084	-2.4[2]	-1.939	-4.7[1]	1.752	1.3	0.18
1982	0.165	15.3[1]	-0.047	-2.0[2]	-2.316	-5.4[1]	1.128	1.3	0.22
1983	0.152	12.8[1]	0.005	0.2	-2.808	-6.5[1]	0.953	1.2	0.25
1984	0.101	9.2[1]	-0.003	-0.1	-3.421	-7.1[1]	0.825	0.9	0.29
1985	0.100	10.3[1]	-0.003	-0.2	-2.368	-4.5[1]	0.004	0.0	0.17
1986	0.126	14.4[1]	0.000	0.0	-2.195	-4.8[1]	-0.282	-0.3	0.15
1987	0.135	11.7[1]	-0.027	-1.2	-2.295	-3.9[1]	0.946	0.5	0.11
1988	0.118	12.8[1]	-0.031	-1.5	-3.112	-6.7[1]	1.213	0.9	0.26
1989	0.086	11.2[1]	-0.024	-1.0	-3.374	-8.0[1]	2.912	1.6[3]	0.32
1990	0.083	12.2[1]	-0.018	-0.9	-3.330	-8.3[1]	0.585	0.4	0.30
1991	0.117	16.5[1]	0.014	0.7	-1.372	-1.9[3]	-0.611	-0.3	0.01
1992	0.095	17.2[1]	0.003	0.2	-0.190	-0.3	-2.043	-1.3	0.00
1993	0.093	22.1[1]	-0.020	-1.5	-0.333	-0.7	-0.092	-0.1	0.00
1994	0.092	24.3[1]	-0.030	-3.2[1]	-0.919	-2.0[2]	-0.646	-0.6	0.05
1981~94	0.115	55.8[1]	-0.011	-2.5[1]	-2.667	-22.7[1]	0.945	3.4[1]	0.19

註 : 1)은 유의수준이 0.01 이내, 2)는 유의수준이 0.05 이내, 3)은 유의수준이 0.10 이내임.

4. 危險要素의 考慮

PTROE에 대해 PTTSE의 계수가 체계적으로 陰의 값을 갖는다는 것은 우리나라의 경우에도 내재적 조세가 존재함을 의미한다고 할 수 있다. 그러나 기업간 위험수준은 서로 다를 것이므로 위험수준을 조정한 후에 PTROE에 대해 PTTSE의 계수가 체계적으로 陰의 값을 갖는가를 검증하는 것이 바람직하다. 왜냐하면 기업의 PTTSE는 기업의 위험에 대한 프리미엄이 포함되어 있으므로 이를 제거하거나 통제해야 하기 때문이다. 이를 고려한 회귀모형은 다음과 같다.

$$PTROE_i=\beta_0+\beta_1 LOSS_i+\beta_2 PTTSE_i+\beta_3(PTTSE_i \cdot LOSS_i)$$
$$+\beta_4 RISK_i+\varepsilon_i \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (5-3)$$

RISK의 측정에 있어서는 표본기업들이 12월 31일 상장법인들임을 고려하여 각 기업마다 해당 연도의 1월 1일부터 12월 31일의 일별주가수익률을 이용하여 베타를 계산하였다. RISK변수를 추가하여 위험요소가 PTROE에 미치는 영향을 통제한 후의 PTTSE의 계수를 파악한 결과가 〈表 Ⅴ-7〉에 요약되어 있다.

〈表 Ⅴ-7〉과 〈表 Ⅴ-5〉의 결과를 비교해 보면 RISK변수의 추가는 β_2계수를 -0.659에서 -1.536으로, 수정 R^2를 0.11에서 0.12로 증가시킴을 알 수 있다. 따라서 기업의 위험요소를 고려한 통제변수인 RISK의 포함으로 인하여 PTROE와 PTTSE의 부의 상관관계가 더욱 두드러졌다고 할 수 있다.

그러나 전체 표본기간 동안의 β_4계수가 -0.027로서 t값(-5.7)이 陰의 유의적인 값을 갖는 것은 예상과 다르다. 기업간 위험이 다르다면 투자자들은 위험이 높은 기업에 대해 위험에 대한 보상을 요구하게 되며 이러한 위험프리미엄은 상대적으로 높은 자기자본이익률(PTROE)로 나타나게 된다. 따라서 PTROE와 RISK간의 상관관계를 나타내는 β_4계수는 陽의 값을 가져야 한다.

〈表 Ⅴ-7〉 企業危險을 考慮한 回歸模型結果

	$PTROE_i=\beta_0+\beta_1 LOSS_i+\beta_2 PTTSE_i+\beta_3 LOSS\times PTTSE_i+\beta_4 RISK_i+\varepsilon$					
	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	$\overline{R^2}$
1981	0.194	−0.086	−1.314	0.600	0.018	0.13
	(11.5)[1]	(−2.6)[2]	(−4.1)[1]	(0.9)	(0.9)	
1982	0.158	−0.062	−2.364	2.925	0.037	0.27
	(8.4)[1]	(−2.4)[2]	(−6.9)[1]	(4.4)[1]	(2.0)[2]	
1983	0.167	0.036	−2.473	3.263	−0.007	0.23
	(9.0)[1]	(1.6)	(−6.7)[1]	(6.1)[1]	(−0.44)	
1984	0.133	0.037	−2.235	1.294	−0.013	0.20
	(7.6)[1]	(2.0)[3]	(−5.8)[1]	(2.4)[2]	(−0.97)	
1985	0.102	0.029	−1.817	2.492	0.036	0.13
	(7.4)[1]	(1.9)[3]	(−5.0)[1]	(4.9)[1]	(1.3)	
1986	0.155	0.026	−1.872	1.323	−0.036	0.23
	(12.0)[1]	(1.8)[3]	(−5.9)[1]	(2.4)[2]	(−2.5)[2]	
1987	0.237	−0.018	−1.405	1.539	−0.122	0.27
	(12.4)[1]	(−1.0)	(−3.6)[1]	(1.7c)	(−5.8)[1]	
1988	0.161	−0.046	−2.119	0.893	−0.033	0.25
	(10.0)[1]	(−2.2)[2]	(−6.0)[1]	(0.7)	(−1.8)[3]	
1989	0.181	−0.002	−1.967	4.468	−0.092	0.36
	(10.2)[1]	(−0.1)	(−7.7)[1]	(5.0)[1]	(−4.5)[1]	
1990	0.165	0.020	−1.961	3.135	−0.082	0.36
	(11.4)[1]	(1.3)	(−8.2)[1]	(6.4)[1]	(−4.7)[1]	
1991	0.180	0.050	0.203	1.583	−0.089	0.13
	(13.2)[1]	(2.5)[2]	(0.4)	(1.9)[3]	(−4.9)[1]	
1992	0.178	0.029	2.229	−0.076	−0.107	0.40
	(14.3)[1]	(1.7)[3]	(7.9)[1]	(−0.18)	(−6.6)[1]	
1993	0.176	0.017	2.067	0.107	−0.089	0.27
	(9.93)[1]	(1.1)	(5.8)[1]	(0.2)	(−4.5)[1]	
1994	0.092	−0.004	−1.116	1.129	0.019	0.01
	(8.7)[1]	(−0.3)	(−2.8)[1]	(2.3)[2]	(1.3)	
1981~94	0.152	0.005	−1.536	2.199	−0.027	0.12
	(36.5)[1]	(1.0)	(−16.4)[1]	(14.2)[1]	(−5.7)[1]	

註 : 1)은 유의수준이 0.01 이내, 2)는 유의수준이 0.05 이내, 3)은 유의수준이 0.10 이내임.

β_4계수가 陰의 유의적인 값을 갖는 이유를 살펴보기 위해 $PTROE_i$를 종속변수로 하고 i기업의 특정 연도의 연초와 연말의 주가를 사용하여

계산한 年別收益率 R_i를 독립변수로 하는 회귀모형과 R_i를 종속변수로 하고 $RISK_i$를 독립변수로 하는 회귀모형을 실행하였다.

〈表 Ⅴ-8〉 企業危險에 대한 追加的인 分析結果

	$PTROE_i=\beta_0+\beta_1 R_i+\varepsilon_i$			$R_i=\beta_0+\beta_1 RISK_i+\varepsilon_i$		
	β_0	β_1	$\overline{R^2}$	β_0	β_1	$\overline{R^2}$
1982	0.112	−0.092	0.00	−0.971	0.030	0.08
	(0.6)	(−0.5)		(34.7)[1]	(3.8)[1]	
1983	0.198	0.063	0.04	0.332	−0.164	0.04
	(16.4)[1]	(2.7)[1]		(6.4)[1]	(−2.9)[1]	
1984	0.149	0.074	0.03	0.166	0.031	0.00
	(14.3)[1]	(2.6)[1]		(4.0)[1]	(0.8)	
1985	0.137	0.028	0.01	0.199	−0.327	0.05
	(18.4)[1]	(1.4)		(4.9)[1]	(−3.21)[1]	
1986	0.155	0.019	0.01	−0.010	0.429	0.13
	(20.3)[1]	(1.4)		(−0.15)	(5.1)[1]	
1987	0.137	0.003	0.06	13.727	−8.865	0.11
	(13.2)[1]	(3.5)[1]		(9.3)[1]	(−4.8)[1]	
1988	0.190	−0.004	0.10	0.758	1.310	0.20
	(19.4)[1]	(−4.5)[1]		(0.6)	(6.6)[1]	
1989	0.132	0.006	−0.01	0.210	0.369	0.12
	(9.6)[1]	(0.2)		(3.38)[1]	(4.9)[1]	
1990	0.147	0.172	0.06	−0.060	−0.076	0.03
	(17.3)[1]	(3.5)[1]		(−2.4)[2]	(−2.5)[2]	
1991	0.169	0.168	0.02	−0.190	−0.089	0.13
	(8.0)[1]	(2.1)[2]		(−15.6)[1]	(−5.5)[1]	
1992	0.104	0.052	0.14	1.109	−1.344	0.38
	(15.4)[1]	(5.8)[1]		(12.0)[1]	(−11.3)[1]	
1993	0.105	0.022	0.01	−0.334	0.610	0.10
	(15.4)[1]	(1.8)[3]		(−3.4)[1]	(5.5)[1]	
1994	0.080	0.079	0.15	0.002	0.421	0.13
	(15.4)[1]	(7.8)[1]		(0.05)	(7.2)[1]	
1982~94	0.140	0.001	0.01	0.963	0.170	0.00
	(62.4)[1]	(2.3)[2]		(6.3)[1]	(0.9)	

註 : 1)은 유의수준이 0.01 이내, 2)는 유의수준이 0.05 이내, 3)은 유의수준이 0.10 이내임.

〈表 Ⅴ-8〉은 두 回歸模型의 결과를 나타내고 있다. 표본기간이 1982년도부터 시작되는 것은 주가자료가 1982년부터 존재하기 때문이다. 첫번째 회귀모형은 $PTROE_i$와 R_i의 상관관계를 파악하는 회귀모형으로서 높은 위험에 대해 투자자들이 요구하는 보상은 결국 높은 株價收益率로 나타나야 하므로 $PTROE_i$와 $RISK_i$간 負의 相關關係는 $PTROE_i$와 R_i간의 正의 相關關係를 가정하고 있다고 할 수 있다. 따라서 이러한 正의 相關關係가 표본기업들간에 성립하는가를 파악하였다. 첫번째 회귀모형에서의 독립변수인 R_i는 종속변수인 $PTROE_i$와의 일관성을 유지하기 위해 해당 연도의 연초와 연말의 주가를 사용하여 연별수익률을 계산하였다. 〈表 Ⅴ-8〉에서 알 수 있는 바와 같이 표본기간 동안 $PTROE_i$와 R_i간에는 正의 相關關係가 존재한다고 할 수 있다. 그러나 그 정도가 미약하여 β_1계수가 0.001, 수정 R^2도 1%에 불과하여 正의 相關關係는 크지 않음을 알 수 있다. 따라서 $PTROE_i$가 투자자들의 위험에 대한 보상을 측정하는 데에는 한계가 있다는 것을 알 수 있다.

두번째 회귀모형은 R_i를 종속변수로 하고 $RISK_i$를 독립변수로 하였다. 즉, R_i는 i기업의 특정 연도의 연초·말의 주가를 사용하여 계산한 연별수익률이며 $RISK_i$는 같은 기간 동안의 일별수익률을 사용하여 계산한 베타(beta)치이므로 두 변수간에는 正의 相關關係가 존재하여야 한다. 그러나 〈表 Ⅴ-8〉에서 나타난 바와 같이 R_i와 $RISK_i$간에는 유의적인 관계가 성립하지 않음을 알 수 있다. 전체 표본기간 동안의 β_1계수가 0.170에 불과하며 t값(0.9)도 유의적이지 못하다. 연도별 결과를 살펴보아도 연도별로 β_1계수의 부호가 바뀌면서 일관성을 갖지 못한다. 이러한 결과는 예상과 다른 것으로서 그 원인은 $RISK_i$를 계산하는 과정에서 企業의 日別收益率과 綜合株價指數를 사용한 데에서 찾을 수 있다. 종합주가지수는 주식시장의 모든 기업의 주가를 가중치하여 구한 지수가 아니라 소수의 우량기업의 주가를 가중치하여 계산한 지수이다. 따라서 주가의 움직임이 양극화될 때 고가의 주식은 종합주가지수와 같이 움

직이지만 중저가의 주식들은 종합주가지수와 반대의 방향으로 움직이는 등 $RISK_i$변수의 측정상의 문제가 발생한다. 따라서 여기서는 기업의 위험을 측정하는 다른 통제변수를 사용하기로 한다.

최근 재무관리연구는 기업의 위험을 측정하는 변수로서 베타의 안정성을 의문시하여 이에 대한 대안으로서 企業規模를 사용하고 있는 추세이다. 즉, 위험을 고려한 株價收益率을 위험조정주가수익률(risk-adjusted stock returns) 대신 규모조정주가수익률(size-adjusted stock returns)을 측정하여 사용하고 있다. 이러한 점을 고려하여 본 연구에서는 종속변수로 사용한 $PTROE_i$ 대신 기업규모를 조정한 $SPTROE_i$를 사용한 후 동일한 회귀모형을 실행하였다. 이때 사용된 $SPTROE_i$는 다음의 과정을 통하여 계산하였다.

표본기업이 12월 31일 결산법인임을 고려하여 표본기업의 시장가치는 財務諸表가 공시될 시점인 다음해 3월 1일의 주가를 사용하여 계산한다. 동시에 같은 시점의 주식시장의 모든 기업의 시장가치를 구한 다음 시장가치의 크기에 따라 5개의 그룹으로 나눈 후 그룹의 평균 PTROE를 계산한다. 또한 해당 기업의 시장가치가 5개의 그룹 중 어디에 해당될 것인가를 판단한 다음 해당 기업의 PTROE에서 그룹 평균 PTROE를 차감하여 $SPTROE_i$를 계산하다. 따라서 $SPTROE_i$는 동일한 규모의 기업이 창출하는 세전이익률을 차감한 후의 稅前利益率이므로 기업규모가 기업의 위험을 나타낸다면 위험을 조정한 후의 稅前利益率이 된다.

이를 수식으로 표현하면 다음과 같으며 회귀모형을 수행한 결과가 〈表 Ⅴ-9〉에 요약되어 있다.

$$SPTROE_i = \beta_0 + \beta_1 LOSS_i + \beta_2 PTTSE_i + \beta_3 (PTTSE_i \cdot LOSS_i) + \varepsilon_i \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (5-4)$$

〈表 Ⅴ-9〉에서 알 수 있는 것은 기업규모를 조정한 후의 PTROE와 PTTSE의 相關關係는 지속적으로 負의 관계를 유지한다는 것이다. 전

체 표본기간 동안의 β_2계수는 −1.169로서 t값(−12.7)이 유의적인 값을 갖는다. β_3계수도 1.810으로서 유의적인 값(t값이 11.8)을 갖는 등 전체적인 결과가 〈表 Ⅴ−5〉와 다르지 않음을 알 수 있다.

〈表 Ⅴ−9〉 規模調整 PTROE를 사용한 回歸分析結果

	$SPTROE_i=\beta_0+\beta_1 LOSS_i+\beta_2 PTTSE_i+\beta_3(PTTSE_i \cdot LOSS_i)+\varepsilon_i$				
	β_0	β_1	β_2	β_3	$\overline{R^2}$
1982	−0.004	−0.086	−1.704	2.783	0.22
	(−0.3)	(−3.3)[1]	(−5.5)[1]	(4.2)[1]	
1983	−0.041	0.027	−2.613	2.995	0.19
	(−3.1)[1]	(1.2)	(−6.2)[1]	(5.7)[1]	
1984	−0.046	0.045	−2.301	1.377	0.20
	(−3.9)[1]	(2.3)[2]	(−6.1)[1]	(2.6)[1]	
1985	−0.021	0.019	−1.576	2.210	0.12
	(−2.2)[2]	(1.3)	(−4.8)[1]	(4.5)[1]	
1986	−0.026	0.017	−1.918	1.192	0.19
	(−3.1)[1]	(1.1)	(−6.3)[1]	(2.2)[2]	
1987	−0.019	−0.019	−2.131	2.195	0.16
	(−2.0)[3]	(−1.0)	(−5.3)[1]	(2.3)[2]	
1988	−0.018	−0.054	−2.003	0.587	0.21
	(−2.1)[2]	(−2.6)[2]	(−5.7)[1]	(0.5)	
1989	−0.022	−0.016	−1.905	4.689	0.29
	(−3.0)[1]	(−0.9)	(−7.3)[1]	(5.0)[1]	
1990	−0.021	0.002	−1.963	2.996	0.26
	(−3.1)[1]	(0.1)	(−7.8)[1]	(5.8)[1]	
1991	−0.004	0.034	0.299	1.382	0.03
	(−0.6)	(1.7)[3]	(0.6)	(1.6)[3]	
1992	−0.008	0.022	2.021	0.008	0.27
	(−1.3)	(1.2)	(6.6)[1]	(0.0)	
1993	−0.008	0.007	1.955	0.210	0.20
	(−1.2)	(0.4)	(5.3)[1]	(0.4)	
1994	0.001	−0.003	−1.052	1.085	0.01
	(0.2)	(−0.2)	(−2.7)[1]	(2.3)[2]	
1982~94	−0.007	−0.003	−1.169	1.810	0.07
	(−3.2)[1]	(−0.5)	(−12.7)[1]	(11.8)[1]	

註 : 1)은 유의수준이 0.01 이내, 2)는 유의수준이 0.05 이내, 3)은 유의수준이 0.10 이내임.

5. 企業規模의 考慮

종속변수인 PTROE에 대한 규모조정이 稅前利益率에 대한 위험조정의 성격을 갖는다면 독립변수로서의 규모조정은 다른 의미를 갖는다. 조세혜택이 세전이익률의 저하를 초래하게 되는 內在的 租稅는 시장이 完全競爭狀態인 경우 조세혜택과 같을 것이나 정부의 간섭이나 市場의 摩擦이 존재하는 경우에는 조세혜택의 크기보다 적다는 것은 전술한 바와 같다. 따라서 차별과세의 정책적 의미를 파악하기 위해 市場摩擦의 정도에 따라 租稅惠澤과 稅前利益率간 負의 相關關係가 달라질 수 있다는 것을 대기업과 중소기업 두 집단으로 표본 분류하여 式 (5−5)를 통하여 알아볼 수 있다.

$$PTROE = \beta_0+\beta_1 LOSS+\beta_2 PTTSE+\beta_3(PTTSE \cdot LOSS) +\beta_4(PTTSE \cdot SMALL)+\varepsilon \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (5-5)$$

위의 식에서 SMALL변수는 해당 기업의 企業規模가 해당 연도의 기업규모 중에서 상위 20%에 포함되면 0의 값을 갖고 하위 80%에 포함되면 1의 값을 갖는 더미변수이다.

〈表 Ⅴ−10〉을 보면 전체 표본기간 동안 β_2와 β_4계수는 각각 −1.058과 −0.561로서 모두 유의적인 값을 갖는다. 이는 대기업들과 비교할 때 중소기업들의 PTROE에 대한 PTTSE의 민감도가 더 크다는 것을 의미한다. 즉, 대기업群보다도 중소기업群에서 租稅惠澤과 稅前利益率간 負의 相關關係가 더 두드러진다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 조세감면법상의 조세혜택이 중소기업에게 더 많이 주어지고 중소기업군이 속해 있는 산업의 진입장벽이 높지 않기 때문에 내재적 조세가 존재한다는 주장과 일관성이 있다. 다만 이러한 결론은 β_4계수가 13개년 중에서 5개년에만 유의적인 값을 갖는 데서 도출되므로 內在的 租稅의 規模假說을 강력하게 지지하지는 못하고 있다.

〈表 Ⅴ－10〉 企業規模 差異에 따른 內在的 租稅의 差異

	$PTROE_i=\beta_0+\beta_1 LOSS_i+\beta_2 PTTSE_i+\beta_3(PTTSE_i \cdot LOSS_i)+\beta_4(PTTSE_i \cdot SMALL_i)+\varepsilon_i$					
	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	$\overline{R^2}$
1982	0.364	−0.072	0.374	0.280	−2.647	0.30
	(2.6)[1]	(−2.8)[1]	(0.5)	(4.4)[1]	(−3.5)[1]	
1983	0.390	0.032	−1.290	2.933	−1.123	0.24
	(2.6)[1]	(1.4)	(−1.5)	(5.3)[1]	(−1.9)[3]	
1984	0.042	0.041	−2.174	1.387	−0.210	0.19
	(0.3)	(2.1)[2]	(−2.7)[1]	(2.6)[1]	(−0.5)	
1985	0.225	0.022	−2.285	2.278	0.724	0.12
	(2.1)[2]	(1.4)	(−2.3)[2]	(4.5)[1]	(0.7)	
1986	0.233	0.020	−2.024	1.375	0.004	0.21
	(2.6)[1]	(1.3)	(−2.6)[1]	(2.4)[2]	(0.0)	
1987	−0.089	−0.010	−1.376	2.623	−1.207	0.17
	(−0.9)	(−0.5)	(−1.8)[3]	(2.7)[1]	(−2.5)[2]	
1988	0.214	−0.049	−2.079	0.757	−0.140	0.24
	(1.9)[3]	(−2.3)[2]	(−2.4)[2]	(0.6)	(−0.3)	
1989	0.116	−0.005	−0.524	4.889	−2.168	0.35
	(1.2)	(−0.3)	(−0.4)	(5.3)[1]	(−3.4)[1]	
1990	0.207	0.000	−2.299	3.022	0.460	0.29
	(2.5)[2]	(0.0)	(−6.1)[1]	(5.5)[1]	(0.9)	
1991	0.557	0.029	1.271	1.614	−1.154	0.11
	(5.7)[1]	(1.4)	(0.7)	(1.8)[3]	(−1.4)	
1992	0.215	0.014	−1.655	−0.163	3.892	0.31
	(2.5)[2]	(0.7)	(−1.3)	(−0.3)	(3.1)[1]	
1993	0.259	0.004	3.174	−0.083	−1.280	0.22
	(2.9)[1]	(0.3)	(4.5)[1]	(−0.2)	(−2.3)[2]	
1994	−0.002	−0.004	−0.644	1.278	−0.627	0.02
	(0.0)	(−0.3)	(−0.9)	(2.5)[2]	(−0.9)	
1982～94	0.319	0.001	−1.058	2.150	−0.561	0.14
	(13.3)[1]	(0.2)	(−4.9)[1]	(13.5)[1]	(−2.7)[1]	

註 : 1)은 유의수준이 0.01 이내, 2)는 유의수준이 0.05 이내, 3)은 유의수준이 0.10 이내임.

6. 産業別 差異

企業規模가 市場摩擦의 정도를 측정하는 하나의 변수이지만 市場의 摩擦은 산업별로 다를 수 있다. 산업별 차이가 內在的 租稅에 미치는 영향을 검증하기 위해 PTROE와 PTTSE의 회귀모형을 산업별로 실행한다. 앞에서 언급한 李俊奎의 연구에서는 산업별 차이를 수출업과 내수업 등으로 파악하였으나 본 연구에서는 전체적인 산업간의 차이만을 파악하기로 한다.

KIS-FAS자료에 있는 산업분류코드를 이용하여 표본기업을 산업별로 분류한 후 산업별로 회귀모형을 실행하였다. 〈表 Ⅴ-11〉은 표본기간 중의 산업별 회귀모형의 결과를 요약한 것이다. 산업별 회귀모형 중 자료의 수가 100개 이하인 산업은 분석에서 제외하였다. 〈表 Ⅴ-11〉에서 흥미로운 것은 租稅惠澤과 稅前利益率간의 負의 相關關係가 산업별로 차이가 난다는 점이다. 특히 음식료품(β_2=-2.986), 섬유·의복·가죽(β_2=-2.361), 종이 및 종이제품(β_2=-3.245) 등과 같은 산업에서의 β_2계수가 화학·석유·석탄·고무(β_2=-1.386), 조립·금속·기계·장비(β_2=-0.346), 종합건설업(β_2=0.500) 등과 같은 산업에서의 β_2계수보다 더 크다는 점이다. 이는 경공업과 같이 진입의 장벽이 높지 않은 산업에서는 租稅惠澤과 稅前利益率간의 負의 相關關係가 더 크게 나타나는 반면 투자액이 큰 중화학공업과 같이 진입장벽이 높은 산업에서는 상대적으로 그 효과가 낮게 나타남을 의미한다. 이러한 결과는 特定 産業에의 參與를 촉진시키기 위한 租稅政策的인 목적으로 조세감면혜택을 부여하는 경우 內在的 租稅는 市場摩擦의 정도에 따라 다르게 나타난다는 주장과 일치한다.

이러한 결과는 차별과세의 정책적 의미를 파악하기 위해서는 市場摩擦의 정도가 각기 다른 산업의 특성을 고려해야 하며 내재적 조세에 대한 연구가 시장지배력과 같은 산업조직론적 변수들을 고려하여 이루어져야 함을 시사한다.

〈表 Ⅴ－11〉 回歸模型의 産業別 差異

	$PTROE_i=\beta_0+\beta_1 LOSS_i+\beta_2 PTTSE_i+\beta_3(PTTSE_i \cdot LOSS_i)+\varepsilon_i$				
	β_0	β_1	β_2	β_3	$\overline{R^2}$
음 식 료 품	0.115 (11.7)[1]	0.046 (2.6)[1]	−2.986 (−9.2)[1]	3.281 (7.8)[1]	0.23
섬유·의복·가죽	0.116 (16.9)[1]	0.023 (1.19)	−2.361 (−4.9)[1]	2.399 (2.8)[1]	0.07
종이및종이제품	0.132 (12.5)[1]	0.044 (1.8)[3]	−3.245 (−5.6)[1]	2.060 (1.9)[2]	0.29
화학·석유·석탄·고무	0.137 (26.4)[1]	−0.046 (−2.9)[1]	−1.386 (−9.2)[1]	−0.552 (−0.6)	0.16
비 금 속 광 물	0.127 (13.2)[1]	0.053 (3.0)[1]	−3.072 (−7.2)[1]	1.933 (3.3)[1]	0.23
1 차 금 속	0.133 (12.5)[1]	−0.012 (−0.6)	−3.607 (−5.8)[1]	6.361 (8.6)[1]	0.36
조립·금속·기계·장비	0.125 (24.6)[1]	0.009 (0.8)	−0.346 (−1.21)	1.368 (3.3)[1]	0.02
종 합 건 설 업	0.121 (19.8)[1]	−0.025 (−1.8)[3]	0.500 (2.0)[2]	1.550 (3.9)[1]	0.13
도 매 업	0.131 (18.8)[1]	−0.108 (−3.00)[1]	−1.080 (−4.1)[1]	0.846 (0.7)	0.13

註 : 1)은 유의수준이 0.01 이내, 2)는 유의수준이 0.05 이내, 3)은 유의수준이 0.10 이내임.

7. 進入의 時差 考慮

租稅惠澤의 영향이 租稅惠澤이 주어지는 당해 연도에 나타나지 않고 신규투자를 통하여 점차적으로 나타난다면 租稅惠澤과 稅前利益率간의 負의 相關關係는 시차를 고려하여 이루어져야 한다는 주장을 검증하기 위하여 해당 연도의 PTTSE를 향후 5년간의 PTROE의 평균 L5PTROE와 회귀시켜 그 상관관계를 파악하였다. 따라서 종속변수로서는 PTROE 대신 L5PTROE를 사용하였다. 5년간의 총 PTROE 대신 평균 PTROE를 사용한 것은 다른 회귀모형의 결과와 비교를 용이하게 하기 위해서이다.

〈表 Ⅴ－12〉의 결과를 살펴보면 5년간의 평균 PTROE를 사용하여

도 PTROE와 PTTSE간의 상관관계를 나타내는 β_2계수는 지속적으로 陰의 값을 갖는다는 것을 알 수 있다. 그러나 1981년부터 1991년간의 연도별 결과를 〈表 Ⅴ-3〉과 비교해 보면 회귀계수의 크기가 크지 않다. 이것은 조세혜택 자체도 단기적인 부분과 장기적인 부분으로 나뉘어지는데 〈表 Ⅴ-12〉의 결과가 동시적인 회귀모형의 결과보다 좋지 않은 것은 본 연구에서 사용한 변수인 PTTSE가 단기적인 조세혜택과 장기적인 조세혜택을 구분하지 못하는 데에서 기인한다고 할 수 있다. 따라서 앞으로의 연구에서는 단기적인 조세혜택과 장기적인 조세혜택을 구분하여야 할 필요가 있다 하겠다.

〈表 Ⅴ-12〉 時差를 調整한 回歸分析結果

	$L5PTROE_i=\beta_0+\beta_1 LOSS_i+\beta_2 PTTSE_i+\beta_3(PTTSE_i \cdot LOSS_i)+\varepsilon_i$				
	β_0	β_1	β_2	β_3	$\overline{R^2}$
1981	0.175 (18.5)[1]	−0.034 (−1.2)	−1.203 (−4.6)[1]	1.889 (3.4)[1]	0.13
1982	0.147 (16.7)[1]	−0.003 (−0.1)	−1.602 (−6.9)[1]	1.957 (3.8)[1]	0.22
1983	0.118 (12.5)[1]	0.040 (2.5)[2]	−1.629 (−6.5)[1]	1.802 (4.8)[1]	0.19
1984	0.020 (5.3)[1]	−0.019 (−0.5)	−1.487 (−2.0)[2]	0.824 (0.8)	0.02
1985	0.130 (5.6)[1]	−0.040 (−1.1)	−1.310 (−1.6)[3]	−0.826 (−0.7)	0.04
1986	0.106 (4.7)[1]	0.023 (0.6)	−2.017 (−2.6)[1]	1.463 (1.0)	0.02
1987	0.125 (16.2)[1]	−0.012 (−0.8)	−1.609 (−5.2)[1]	1.243 (1.7)[3]	0.15
1988	0.107 (15.3)[1]	−0.003 (−0.2)	−1.857 (−6.6)[1]	2.156 (2.1)[2]	0.20
1989	0.095 (12.4)[1]	−0.002 (−0.1)	−1.434 (−5.2)[1]	2.750 (2.8)[1]	0.14
1990	0.091 (12.3)[1]	0.007 (0.4)	−1.308 (−4.7)[1]	2.086 (3.6)[1]	0.10
1991	0.097 (12.8)[1]	−0.014 (−0.7)	−0.541 (−1.1)	1.105 (1.2)	0.01
1981~91	0.118 (31.3)[1]	0.001 (0.1)	−1.503 (−11.6)[1]	1.420 (6.0)[1]	0.07

註 : 1)은 유의수준이 0.01 이내, 2)는 유의수준이 0.05 이내, 3)은 유의수준이 0.10 이내임.

Ⅵ. 結論 및 政策的 示唆點

1. 硏究結果의 要約

本 硏究에서는 차별적인 과세로 인하여 발생하는 租稅惠澤이 경쟁을 유발함에 따라 조세혜택이 부여되는 기업에 있어서 稅前 投資利益率의 低下를 초래할 것이라는 內在的 租稅假說을 실증분석하였으며 그 결과 우리나라 법인기업의 소득에 대하여 내재적 조세가 존재한다는 것을 확인할 수 있었다. 그 구체적인 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

① 分析期間에 걸쳐 종합적으로 볼 때, 독립변수인 조세혜택(PTT-SE)과 종속변수인 세전 투자이익률(PTROE)간에는 유의적인 負(－)의 相關關係가 있는 것으로 나타났다. 또한 특정연도에서 나타난 正(＋)의 相關關係는 극단치를 제거할 경우 負의 相關關係로 전환되었고 수정 R^2가 상당히 개선되었다.

② 移越缺損金으로 인한 偏倚를 제거하기 위하여 이월결손금을 가진 경험이 있는 법인에 대한 통제변수를 추가하여 多重回歸分析을 실시하였으며 그 결과 조세혜택과 세전 투자이익률간의 負의 상관관계가 통제 전과 마찬가지로 유의적인 것으로 나타났으며 수정 R^2가 통제 전에 비하여 상당히 증가하였다.

③ 시장베타에 의하여 측정한 위험수준을 독립변수로 추가하여 회귀분석한 결과 租稅惠澤과 稅前 投資利益率間의 負의 상관관계가 종전과 마찬가지로 유의적인 것으로 나타났으며 수정 R^2가 종전에 비하여 증가하였으나 예상과는 달리 위험수준과 세전 투자이익률간에 負의 상관관계를 보였다. 이는 측정한 시장베타가 위험수준을 대표하지 못하는 데 기인하는 것으로 생각되어 그 대안으로 세전 투자이익률을 규모조정 후

수치로 대체하여 회귀분석하였다. 그 결과 租稅惠澤과 稅前 投資利益率 간의 負의 상관관계가 유의적인 것으로 나타났다.

④ 企業規模에 따라 내재적 조세의 크기가 달라지는지를 검토하기 위하여 중소기업에 대한 통제변수를 추가하여 회귀분석하였으며 그 결과 대기업에 비하여 中小企業에 있어서 租稅惠澤과 稅前 投資利益率간의 負의 相關關係가 더 큰 것으로 나타났다. 이는 중소기업이 속해 있는 산업이 대기업이 속해 있는 산업에 비하여 진입장벽이 높지 않을 것이라는 점을 고려할 때 의미있는 결과라고 생각된다.

⑤ 산업별로 조세혜택과 稅前 投資利益率간의 負의 相關關係를 비교한 결과 투자규모가 상대적으로 작아서 진입장벽이 높지 않으리라고 생각되는 섬유·의복·가죽업 등의 경공업이 조립·금속 및 비금속광물 등 중공업에 비하여 상관관계가 큰 것으로 나타나 내재적 조세가설을 뒷받침하는 결과라고 판단된다.

⑥ 조세혜택으로 인한 市場進入에 時間이 소요될 것이라는 점을 고려하여 종속변수인 세전 투자이익률을 조세혜택 부여 후 5년간의 평균치로 하여 회귀분석하였다. 그 결과 조세혜택과 세전 투자이익률간의 負의 相關關係가 유의적인 것으로 나타났으나 시차를 고려하기 전에 비하여 상관관계나 모형의 설명력은 증가하지 아니하였다. 이는 조세혜택의 효과가 단기적인 것과 장기적인 것으로 혼합되어 있고 이를 구분하지 아니하였기 때문이라고 생각된다.

2. 硏究의 限界 및 앞으로의 硏究方向

본 연구의 결과 조세혜택이 세전 투자이익률에 미치는 영향, 즉 內在的租稅의 存在를 확인하였다고 할 수는 있으나 다음과 같은 硏究方法論上의 問題點으로 인하여 조세혜택과 세전 투자이익률의 상관관계가 과소평가되었을 수도 있으며 이러한 문제점들을 개선하여 계속적인 연구가 수행되어야 할 것이다.

① 조세혜택은 세액공제, 소득공제 및 면제감면과 같은 直接減免과 준비금 및 특별상각과 같이 조세유예에 해당하는 間接減免으로 구분할 수 있다. 직접감면과는 달리 간접감면은 언젠가는 유예받은 조세를 납부할 것이므로 조세혜택은 당해 연도에 경감되는 세액의 전액이 아닌 조세유예의 現在價値로 파악하여야 한다. 그러나 본 연구에서는 세무조정계산서 등 자료수집의 어려움 때문에 이를 고려할 수 없었다.

② 企業은 利益과 法人稅를 平準化하려는 경향이 있다[43]. 이익이 많이 발생하는 연도에는 적용가능한 조세혜택을 최대한 적용하려고 할 것이며 이익이 적게 발생하는 연도에는 세무조사 또는 추가납부압력을 회피하기 위하여 조세혜택의 적용을 축소하려고 할 것이다. 이에 따라 조세혜택과 세전 투자이익률의 負의 相關關係가 과소평가될 가능성이 있다.

③ 조세혜택이 부여되는 경우 경쟁유발을 위한 市場進入이 즉시 나타나게 되는지 또는 일정한 시간이 경과한 후에 나타나게 되는지는 당해 산업의 특성에 따라 동일하지 아니할 것이다. 본 연구에서는 이러한 구분을 하지 아니함에 따라 조세혜택과 세전 투자이익률의 負의 상관관계가 과소평가될 가능성이 있다.

④ 위험수준을 정교하게 측정하지 못함에 따라 위험수준과 세전 투자이익률의 상관관계를 합리적으로 보여주지 못하였다. 앞으로 위험수준의 측정에 관한 방법론을 개선하여 분석하는 것이 필요하다. 예를 들어 시장베타의 측정에 있어서 종합주가지수 대신 주식시장의 모든 기업의 주가수익률을 사용하여 계산한 同一加重値指數(equally-weighted index)나 價値加重指數(value-weighted index)를 사용하는 것을 생각할 수 있다.

---

43) 원정연, 「이익 유연화에 관한 실증적 연구」, 『會計學硏究』, 韓國會計學會, 1988, pp.169~204; 정규언, 「법인세 유연화에 관한 연구」, 『會計學硏究』, 韓國會計學會, 1993, pp.339~356; 전춘옥·조현연·백승산, 「법인세 유연화 연구」, 『稅務學硏究』, 韓國稅務學會, 1996, pp.63~95; 주현기, 「조세감면규정을 이용한 법인세 평준화 현상」, 『稅務學硏究』, 韓國稅務學會, 1993, pp.277~298.

⑤ 표본업이 상장기업에 국한되어 있기 때문에 표본추출상의 편의(selection bias)가 존재할 수 있다. 그러므로 비상장법인을 포함한 연구가 뒤따라야 할 것이다.

⑥ 進入障壁의 高低에 따라 內在的 租稅의 크기가 달라진다는 것을 간접적으로 보였다. 앞으로 시장지배력 등 산업조직론적 변수들을 사용하여 산업의 특성을 고려한 산업별 내재적 조세의 연구가 이루어져야 할 것이다.

⑦ 투자이익률의 계산에 있어서 본 연구에서는 재무제표상의 이익이 경제적인 이익을 대표한다고 가정하였으나 現行 企業會計基準이 取得原價主義를 채택하고 있기 때문에 偏倚가 발생할 수 있다. 기업회계이익을 보다 정확하게 측정하는 방법이 개발된다면 내재적 조세에 관한 연구가 개선될 수 있을 것이다.

3. 政策的 示唆點

본 연구의 결과 조세정책의 수립과 관련하여 다음과 같은 두 가지 점을 시사할 수 있다.

첫째, 조세정책적인 측면에서 과세형평을 논의함에 있어서 전통적으로 사용되어 온 有效稅率은 外形的 租稅만을 고려하는 것으로 불합리한 것이다. 외형적 조세를 적게 납부한다고 하더라도 內在的 租稅가 발생하는 경우에는 과세불평등은 존재할 수 없다. 물론 조세혜택이 부여되는 경우에도 내재적 조세가 발생하지 아니한다면 과세형평을 해치게 된다. 따라서 企業의 租稅負擔은 外形的 租稅와 內在的 租稅를 합하여 측정되어야 하며 이를 기초로 課稅不平等 여부를 판단하여야 한다.

둘째, 내재적 조세, 즉 조세혜택이 부여될 경우 당해 산업의 稅前投資利益率이 저하되는 현상은 조세혜택으로 인하여 당해 산업에의 신규진입 또는 증설이 있었다는 것을 의미하는 것이며 조세정책이 효과적이었다는 것을 암시한다. 조세정책상 조세특례를 부여한다고 하는 것은 특정

산업에의 투자촉진을 위하여 자원의 효율적 배분을 희생하는 것이다. 만약 租稅惠澤이 부여되었음에도 불구하고 내재적 조세가 발생하지 아니한다면 조세정책상 의도했던 특정 산업에의 신규투자촉진이 이루어지지 않았다는 것을 의미하는 것이다. 따라서 租稅惠澤의 부여에도 불구하고 內在的 租稅가 발생하지 아니하는 産業 또는 去來에 대한 租稅惠澤은 자원의 효율적 분배를 더욱 왜곡시키게 되므로 規制緩和를 통하여 進入障壁을 緩和하는 정책이 선행되어야 할 것이다. 그렇지 아니하다면 조세혜택의 부여가 당해 산업에의 투자자에 대한 일방적인 이익증가로 연결되며 시장진입효과는 바랄 수 없게 된다. 따라서 특정 산업에의 투자 또는 특정 유형의 거래를 촉진하기 위한 租稅政策的인 目的으로 租稅惠澤을 부여하는 경우에는 當該 租稅惠澤이 부여되는 産業의 市場摩擦 또는 政府規制가 어느 정도인지를 검토하여야 한다. 시장마찰과 정부규제가 시장진입을 억제하는 경우 당해 조세정책은 효과적일 수 없을 것이기 때문이다.

參 考 文 獻

權純哲 · 權純昌, 「上場企業의 有效法人稅率에 관한 硏究」, 『稅務學硏究』, 제5호, 1993, pp. 73～93.

金龍勳, 「租稅支援의 效果에 관한 硏究－有效法人稅率을 통한 分析」, 『稅務學硏究』, 제7호, 1996, pp. 151～183.

盧賢燮 · 鄭文鉉, 「企業規模와 有效稅率間의 關係」, 『稅務學硏究』, 제6호, 1995, pp. 85～114.

元允喜, 「有效限界稅率의 測定을 통한 우리나라 資本所得課稅 分析」, 『韓國租稅學會 學術發表會 論文集』, 1996. 3, pp. 33～67.

원정연, 「이익 유연화에 관한 실증적 연구」, 『會計學硏究』, 韓國會計學會, 1988, pp. 169～204.

李俊奎, 「法人稅制의 有效性에 관한 硏究」, 建國大學校 博士學位論文, 1992.

_____, 「韓國企業의 平均有效稅率과 法人稅負擔의 公平性」, 『韓國租稅硏究』, 제7권, 1991, pp. 120～147.

정규언, 「법인세 유연화에 관한 연구」, 『會計學硏究』, 韓國會計學會, 1993, pp. 339～356.

전춘옥 · 조현연 · 백승산, 「법인세 유연화연구」, 『稅務學硏究』, 韓國稅務學會, 1996, pp. 63～95.

주현기, 「조세감면규정을 이용한 법인세 평준화 현상」, 『稅務學硏究』, 韓國稅務學會, 1993, pp. 277～298.

Anderson, Kenneth E., Thomas J. Hill and Daniel P. Murphy, "Horizontal Equity and Implicit Taxes," *The Journal of the American Taxation Association,* Vol. 17, Fall 1995,

pp. 89~100.

Ball, Ray and Philip Brown, "Portfolio Theory and Accounting," *Journal of Accounting Research* 7, Autumn 1969, pp. 300~323.

Beaver, William, Paul Kettler and Myron Scholes, "The Association between Market Determined and Accounting Determined Measures," *Accounting Review* 45, October 1970, pp. 654~682.

Bernard, V. L. and C. Hayn, "Inflation and the Distribution of the Corporate Income Tax Burden," *National Tax Journal*, Vol. 39, June 1986, pp. 171~187.

Bradford, D.B. and C. Stuart, "Issues in the Measurement and Interpretation of Effective Tax Rates," *National Tax Journal*, Vol. 39, September 1986, pp. 307~316.

Collins, J. H. and D. P. Murphy, "Experimental Evidence of the Effect of Tax Rate Uncertainty on Security Prices, Investor Clienteles, and Tax Payments," *The Journal of the American Taxation Association*, Vol. 17, Spring 1995, pp. 1~25.

Davidson, S. and R. L. Weil, "Income Tax Implications of Various Methods of Accounting for Changing Prices," *Journal of Accounting Research*, Vol. 16 Supplement, 1978, pp. 154~258.

Davidson, S., C. P. Stickney and R. L. Weil, *Inflation Accounting: A Guide for the Accountant and the Financial Analyst*, New York: McGraw-Hill, 1976.

Fullerton, D., "Which Effective Tax Rate?," *National Tax Journal*, Vol. 37, March 1984, pp. 23~41.

Fullerton, D. and Y. K. Handerson, "Long Run Effects of the Accelerated Cost Recovery System," National Bureau of Economic Research Working Paper No. 828, Cambridge, 1983.

Gonedes, Nicholas J., "Properties of Accounting Numbers : Models and Tests," *Journal of Accounting Research* 11, Autumn 1973, pp. 212~237.

Grasso, L. P. and P. J. Frischmann, "Measuring Horizontal Equity : A Regression Approach," *The Journal of the American Taxation Association*, Vol. 14, Fall 1992, pp. 123~133.

Gravelle, J. G., "Effects on the 1981 Depreciation Revisions on the Taxation of Income from Business Capital," *National Tax Journal*, Vol. 35, March 1982, pp. 1~20.

Hall, Robert E. and Dale W. Jorgenson, "Tax Policy and Investment Behavior," *American Economic Review*, Vol. 57, June 1967, pp. 391~414.

Kern, B. B. and M. H. Morris, "Taxes and Firm Size : The Effect of Tax Legislation during the 1980s," *The Journal of the American Taxation Association*, Vol 14, Spring 1992, pp. 80~96.

Omer, T. C., K. Molloy and D. Ziebart, "Measurement of Effective Corporate Tax Rates Using Financial Statement Data," *The Journal of the American Taxation Association*, Vol. 13, Spring 1991, pp. 57~72.

Pierce, B. J., "Homeowner Preferences : the Equity and Revenue Effects of Proposed Changes in the Status Quo," *The Journal of the American Taxation Association*, Vol. 10,

Spring 1989, pp. 54~67.

Scholes, Myron S. and Mark A. Wolfson, *Taxes and Business Strategy : A Planning Approach*, Prentice Hall, 1992.

Spooner, G. M., "Effective Tax Rates from Financial Statements," *National Tax Journal*, Vol. 39, September 1986, pp. 293~306.

Wilkie, Patrick J., "Corporate Average Effective Tax Rates and Inferences about Relative Tax Preferences," *The Journal of the American Taxation Association*, Vol. 10, Fall 1988, pp. 75~88.

———, "Empirical Evidence of Implicit Taxes in the Corporate Sector," *The Journal of the American Taxation Association*, Vol. 14, Spring 1992, pp. 97~116.

Wilkie, P. J. and S. T. Limberg, "Measuring Explicit Tax (Dis)Advantage for Corporate Tax Payer : An Alternative to Average Effective Tax Rates," *The Journal of the American Taxation Association*, Vol. 15, Spring 1993, pp. 46~71.

———, "The Relationship between Firm Size and Effective Tax Rate : A Reconciliation of Zimmerman(1983) and Porcano(1986)," *The Journal of the American Taxation Association*, Vol. 11, Spring 1990, pp. 76~92.

〈국문요약〉

租稅惠澤으로 인한 內在的 租稅의 實證硏究

특정산업에 조세감면 혜택을 주면 조세부담이 줄어드는 만큼 세후 이익이 증가하게 되는데 이는 당해 산업에의 경쟁(新規進入 또는 增設)을 야기시켜 다른 산업과의 稅後利益率이 동일하게 되도록 조정된다. 이러한 균형상태는 조세감면이 부여되는 산업의 稅前利益率이 다른 산업의 세전이익률보다 적다는 것을 의미한다. 즉 경쟁시장에서는 조세혜택이 세전이익률의 저하를 초래할 것이다. 이러한 租稅惠澤으로 인한 稅前利益率의 低下를 內在的 租稅(implicit tax)라고 한다.

本 硏究에서는 차별적인 과세로 인하여 발생하는 조세혜택이 경쟁을 유발함에 따라 조세혜택이 부여되는 기업에 있어서 稅前 投資利益率의 저하를 초래할 것이라는 內在的 租稅假說을 실증분석하였으며 그 결과 독립변수인 租稅惠澤(PTTSE)과 종속변수인 稅前 投資利益率(PTROE)간에는 유의적인 負(−)의 相關關係가 있는 것으로 나타나 우리나라 법인기업의 소득에 대하여 內在的 租稅가 존재한다는 것을 확인할 수 있었다.

〈Abstrad〉

An Empirical Study on the Tax Subsidies and Implicit Taxes

The government provides tax subsidies to certain industries to induce more investments and production. Tax subsidies increase after-tax return of the firm and such supra normal profits trigger more investments by the incumbent or more entry by the new entrants. Thus, each firm in the subsidized industry will suffer reduction in pre-tax return due to increases in supply. The process will continue until the after-tax return of subsidized industry reaches the level of non-subsidized industries. In an equilibrium, an inverse relation between firms' pre-tax return and tax subsidy should exist in a competitive market.

This study provides an empirical evidence that there exists a significant inverse relation between pre-tax return and tax subsidy among firms listed on the Korean Stock Market. The result seems robust even after controlling for possible risk and size differences among the sample firms. However, the result appears to be sensitive to industry characteristics such as heavy/light industries and small/large firm classifications. This suggests that the presence of industry entry barriers hinders tax subsidy to achieve its intended purpose of altering firms' investment, production, and financing decisions.