

事業所得稅 過小報告規模의 推計

盧 基 星

本稿의 目的은 消費函數의 推定을 통하여 事業所得稅 過小報告規模를 추계하는 데 있다. 이를 위해 本稿는 「都市家計調査」 통계를 이용하여 1986~89년간 연도별 消費函數를 추정 한 후 事業所得 및 事業所得稅의 과소보고의 정도를 추계하였다.

이 결과 事業소득의 過小報告率은 평균소득수준에서 8~12%, 그 상한이 11~25%에 이르는 것으로 추계되었고, 事業소득세의 過小報告率은 보고된 소득의 2~14% 수준에, 그리고 納付稅額의 13~39%에 이르는 것으로 추정되었다.

이러한 事業소득세 과소보고의 문제를 해결하기 위해서는 制度的 過小報告 誘因이 상존하는 현행 事業소득 과세제도가 장기적으로 납세자의 신고로써 과세가 결정되는 申告制度로 이행되어야 할 것이다.

그리고 消費函數를 추정하는 과정에서 부수적으로 두가지 實證的 分析結果를 얻었다. 하나는 事業소득이 낮은 계층에서 오히려 過大報告의 가능성이 있다는 것이고, 다른 하나는 家計 消費에서 주택보유에 따른 富의 効果가 존재하였다는 것이다.

I. 序 論

本稿의 목적은 事業所得課稅와 관련하여 事業所得의 過小報告規模를 추계해 보는 데 있다. 우리의 所得稅決定制度는 미국에서의 申告決定制度와는 다른 것으로서 신고후 稅務當局에서 세액을

결정해 주는 政府決定制度이다¹⁾. 實際 事業所得規模는 勤勞所得에서와는 달리 事業所得者만이 그 규모를 알 수 있는 개인정보이므로, 稅務當局이 이를 파악하는 데는 많은 비용이 들게 된다. 稅務當局이 60萬명이 넘는 事業所得者의 稅額을 하나하나 결정하여 課稅를 종결시키는 데는 엄청난 비용을 수반한다. 따라서 事業所得者가 그들의 소득과 세액을 신고할 경우 과소보고할 유인이 상존하는 것이다.

筆者: 本院 研究委員

1) 張在植(1990), p.157 참조.

뿐만 아니라 現行制度 아래에서는 事業所得者

의 所得 및 所得稅 申告의 성실성을 所得標準率, 申告基準率이라는 두가지 지수를 이용하여 판단하고 있으므로 고소득자일수록 소득에 대한 과소보고 유인이 더 강한 것이다²⁾. 申告外形에 대한 申告所得의 比率, 즉 申告所得率이 稅務當局에서 정한 所得標準率보다 높은 한 稅務當局의 稅務調査를 받지 않고, 所得稅申告의 성실성이 인정된다. 따라서 所得稅申告者의 입장에서는 申告所得率이 所得標準率과 같거나 다소 높은 것으로 신

고할 제도적 유인을 가지는 것이다.

그리고 事業所得은 自營業者들에 의해 영위되는 事業에서 발생하는 소득인데, 이들 事業은 대규모의 事業이 대부분인 株式會社와는 달리 그 규모가 대체로 작고 會計를 처리할 능력도 없으므로 事業所得의 推計問題가 대두된다³⁾. 따라서 過去 事業所得이 과소보고되었을 가능성이 높고 이러한 인식이 일반적인 것이다.

특히 최근에 와서 事業所得稅의 비중이 낮아지고 있어 이러한 의심을 더욱 강하게 하고 있다. 事業所得稅 收入은 1991년 個人所得稅收入 6兆 4,594億원(국세의 21.3%)의 20.8%를 차지하는 1兆 3,465億원에 이르는 것으로 나타나 稅收規模로는 利子·配當所得稅, 勤勞所得稅, 讓渡所得稅 다음의 위치를 차지하고 있다. 본격적인 종합소득세제가 1975년부터 실시됨에 따라 1977~80년 기간 소득세에서 차지하는 事業所得稅의 비중은 그 이전의 35~39% 수준에서 40% 수준으로 끌어올려졌으나, 1980년 이후에는 그 比重이 지속적으로 낮아져 최근에는 20%에도 미치지 못하는 수준에 이르고 있는 실정이다⁴⁾.

勤勞所得稅收를 기준으로 한 事業所得稅收의 比率推移도 1975년 이전에는 0.9 이상이었으나 稅率構造 자체가 서로 같았던 1975년 이후에는 그 比率이 80년에 0.98로 높아졌다가 1991년에는 0.73으로 낮아졌다.

이와 같은 事業所得稅收의 상대적 감소는 徵稅努力의 低下에 기인한 것이 아닌가 하는 강한 의문을 제기하고 所得이 같음에도 불구하고 소득종류에 따라 稅額이 다른 불공평한 課稅가 이루어져 왔음을 시사한다⁵⁾.

- 2) 所得標準率, 申告基準率 등 現行 事業所得課稅制度에 대한 자세한 것은 盧基星(1992) 참조.
- 3) 事業所得稅의 決定類型에는 기장자의 경우 서면신고결정과 실지조사결정 유형으로, 무기장자의 경우 추계결정과 신고결정으로 구분되는데 推計決定된 세액의 比重은 1989년의 경우 事業所得稅에 대해서는 22%를 차지하고 있다. 뿐만 아니라 推計課稅 외에 서면심리 결정의 경우에도 事業所得 報告의 기준이 所得標準率이 되므로 所得의 과소보고 유인이 상존함.
- 4) 이는 1977년의 부가가치세 도입에 따른 사업소득세의 경감으로 인한 것으로 사료될 수도 있다. 부가가치세 도입(물품세, 영업세 등 8개 간접 세목의 부가가치세+특별소비세로의 전환)으로 인한 세수변동 효과는 ① 부가가치세 세수와 8개 稅目稅收를 시계열로 연장하여 GNP에 回歸시켜 본 결과 부가가치세 도입 이전과 이후 절편과 기울기에서 유의한 차이를 발견할 수 없었으며, ② 따라서 특별소비세수만큼의 세수증대효과가 있었던 셈임.
- 5) 확실성하에서 稅收는 세율구조, 과세베이스에 대한 기계적인 관계를 가짐. 그러나 불확실성의 세계에서는—예를 들면 과세베이스에 대한 稅務當局의 정보가 부족한 경우—稅收가 위 두 변수 외에 정보를 획득하고자 하는 노력의 함수임. 그리고 事後的 財政支出이 財政收入을 초과할 때 事業所得稅와 같이 징세노력이 상대적으로 많이 소요되는 세목의 稅收가 상대적으로 줄어들 것임. 이는 稅務當局의 目的函數가 할당된 稅收規模의 달성일 때 그 목표가 달성된 경우 徵稅努力이 많이 드는 稅目에 대한 노력을 먼저 감소시킬 유인이 있기 때문임.

따라서 本稿에서와 같이 事業所得稅 過小報告 規模를 추정해 보는 것은 최근의 사업소득세 수입의 상대적 감소를 간접적으로 지지해 줄 수 있다는 점에서 의의가 있다.

本稿의 구성은 다음과 같이 이루어져 있다. II章에서는 模型을 설정하고, III章에서는 事業所得의 신고에 있어서 과소보고의 유인이 상존하고 있음을 감안하여 실증적으로 소득 및 세액의 過小報告의 정도를 추정해 본다. IV章에서는 前章의 分析結果를 요약하고, 부수적으로 얻을 수 있었던 결과를 제시하면서 결론을 맺는다.

II. 模 型

政府의 課稅行爲는 納稅者와 함께 이루어지는 하나의 게임이다. 政府는 稅金을 가능한 한 많이 거두어들여야 하고, 納稅者는 가능한 한 적게 稅金을 납부하려 하는 것이 兩者의 속성이다.

6) 이러한 論議를 租稅制度和 관련시켜 보면, 적어도 한가지 假說을 유도할 수 있음.

假說 1. 租稅制度는 課稅하는 데 있어서 情報費用이 가장 적게 드는 稅目을 중심으로 발전한다.

觀察 1. 封建農業社會에서는 주로 農業生産量을 과세베이스로 하여 租稅를 거두어들였음을 알 수 있다. 이것은 耕作面積만 알면 農業生産量을 추산할 수 있으므로 정보비용이 적게 들기 때문이다. 그리고 重商主義時代에도 經濟가 점차 개방되어 對外交易量이 늘어남으로써 貿易의 役割이 증대됨에 따라 課稅하는 데 따르는 情報費用이 낮은 關稅를 부과함으로써 租稅收入을 쉽게 증대시킬 뿐만 아니라 租稅의 負擔을 외국에 일부 轉嫁하였음을 알 수 있다.

7) D.J. Pyle(1989).

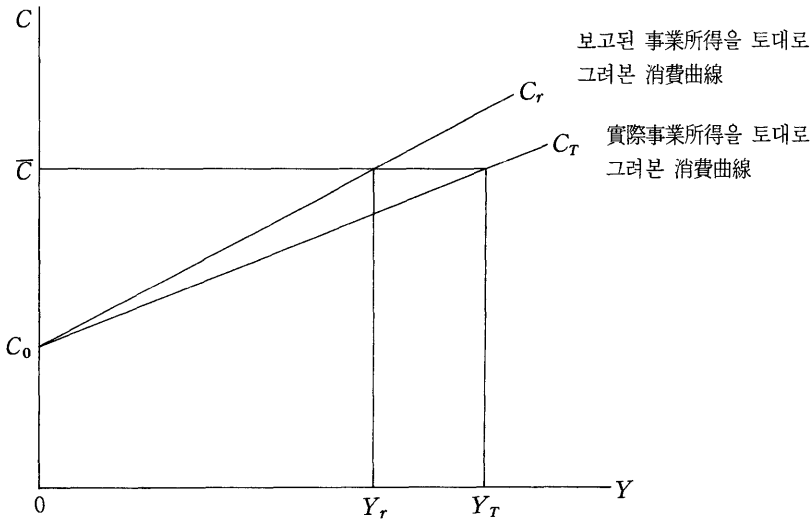
納稅者에 대한 情報가 확실한 確實性의 세계에서는 政府는 조금의 脫漏稅金도 허용하지 않고, 과세베이스에 상응하는 稅率을 적용하여 정확하게 稅金을 徵收할 수 있다. 그러나 現實世界에서는 모든 정보가 알려져 있지 않다. 納稅者 각 개인은 그들의 과세베이스가 되는 所得, 財產 또는 收入額 등에 대해서 알고 있지만, 政府는 納稅者들이 성실히 보고하지 않는 한 정확하게 納稅者들의 實際 과세베이스에 대해서 알 수 없다.

이러한 상황에서 政府가 할 수 있는 것은 納稅者의 課稅베이스에 대한 정보를 획득하는 것이다. 정보를 획득하는 데는 비용이 든다. 情報獲得費用이 획득한 정보를 통해 政府가 追加적으로 거두어들인 稅收(엄격히는 稅收增大에 따른 效用의 增加分)보다 작을 때는 정부는 기꺼이 정보를 얻기 위해 노력하고자 할 것이다. 이와 반대인 경우에는 주어진 정보만을 토대로 課稅할 것이다⁶⁾. 事業所得課稅의 경우에도 마찬가지로 事業所得者의 收入 및 所得은 각 事業者의 정보이므로 그들은 實際收入 및 所得보다 과소보고하는 경향이 있다.

實際所得 가운데 얼마나 많은 부분이 課稅되지 않고 脫漏되는가를 分析하는 方法에는 주로 地下經濟의 規模推定과 관련하여 ① 現金通貨需要에 의한 方法, ② 所得은 虛偽報告되나 그에 상응하는 支出은 그렇지 않다고 보아 支出規模를 추정하여 역으로 實際所得을 推定하는 方法, ③ 서베이에 의한 地下經濟 勞動參與率 조사에 의한 方法 등이 있다⁷⁾.

이 중 現金通貨需要函數 推定과, 地下經濟 勞動參與率 調査에 의한 方法은 일단 事業所得이

[圖 1] 事業所得者의 消費曲線



課稅는 되고 있다는 점에서 本 研究의 事業所得의 過小報告 分析에는 적합하지 않다.

따라서 事業所得過小報告 정도를 분석하기 위해서 消費函數推定에 의한 方法을 채택하는 것이 바람직하다. 이 방법은 所得의 거의 대부분이 포착된다고 볼 수 있는 勤勞所得者와 그렇지 않은 事業所得者의 두 그룹으로 나누어 각각의 消費函數를 추정하여 어떠한 차이가 나는지 살펴봄으로써 事業所得의 過小報告 정도를 추정하는 것이다. 이는 事業所得者의 消費函數가 勤勞所得者의 것과 같다는 가정 아래 事業所得者의 實際 消費支出을 가능케 하는 事業所得者의 所得을 추정하고, 동시에 過小報告의 정도를 파악하고자 하는

것이다.

먼저 消費函數는 일반적으로 널리 알려진 바와 같이 所得 및 富 등의 函數이다.

C, Y, W 를 각각 消費支出, 所得, 富라 한다면, 消費函數는

$$C_i = f(Y_i, W_i, \dots) \dots\dots\dots (1)$$

(i 는 각 개인을 나타내는 하첨자. 이하 생략)

로 표시될 수 있다.

(1)式을 線型으로 표시하면

$$C = \alpha_0 + \alpha_1 Y + \beta_2 W + \epsilon \dots\dots\dots (2)$$

로 변형된다⁸⁾. ϵ 은 교란항을 나타낸다.

만약 모든 所得이 완전하게 捕捉된 자료 Y 를 이용한다면 (2)式을 이용하여 $\alpha_0, \alpha_1, \dots$ 등의 係數를 추정할 수 있다. 그러나 事業所得과 같이 過小報告될 가능성이 높은 경우에는 (2)式을 그대로 이용할 수 없다. 이를 좀더 자세히 그림을

8) 消費函數의 模型을 여러가지로 설정할 수 있겠으나 선형으로 먼저 시도한 결과 좋은 결과를 가져왔음. 뿐만 아니라 고소득층과 저소득층별로 소비적선의 기울기가 달라질 것으로 기대되어 이의 추정을 시도 해보려 했으나 統計資料에 대한 접근이 어려웠음.

이용하여 살펴보면 다음과 같다.

[圖 1]에는 사업자의 실제소득(Y_T)과 그들이 보고한 소득(Y_r)을 토대로 한 소비곡선(C_T, C_r)이 각각 그려져 있다. 소비지출규모 \bar{C} 는 소득이 Y_T 보다 낮은 소득 Y_r 에서도 가능한 것처럼 나타난다.

따라서 ($\frac{Y_T - Y_r}{Y_T}$)가 事業所得者의 소득에 대한 過小報告 정도를 나타낸다고 할 수 있다. 그러나 Y_T 는 알려져 있지 않으므로 Y_r 에 대한 過小報告 정도를 나타내는 ($\frac{Y_T - Y_r}{Y_r}$)을 사용할 수 있다. 여기서 한가지 유의할 점은 [圖 1]에서 垂直軸의 절편이 C_r 및 C_T 直線의 경우 이론적으로 서로 같다는 사실이다. 이는 소득을 더 이상 過小報告할 여지가 없고 소득이 0일 때 필요한 最低消費支出은 C_0 로서 같을 것으로 판단되기 때문이다. 물론 사업자들이 일관성 있게 過小報告하여 C_0 에서 C_r 과 C_T 가 만나지 않을 가능성도 현실적으로 충분히 있다고 하겠다.

다음으로, 實際事業所得을 토대로 한 소비函數는 勤勞所得者들의 소비패턴이 事業所得者의 것과 같다고 보아 勤勞所得과 이에 상응하는 소비支出統計를 통하여 추정될 수 있다. 그러나 回歸分析上 자유도의 손실을 막기 위하여 더미變數를 이용하여 勤勞所得者를 0, 事業所得者에게 1을 주어

$$C = \alpha_0 + \alpha_0' D + \alpha_1 Y + \alpha_1' DY + \beta_2 W \dots \dots \dots (3)$$

의 回歸式을 설정한다. 여기서 $\alpha_1' D$ 와 같이 기울기에 더미變數를 적용한 것은 過小報告된 所得統計를 이용한 것을 반영한 것이다. 그리고 $\alpha_0' D$ 와

같이 절편에 더미變數를 적용한 것은 理論적으로 $\alpha_0' = 0$ 이나 實證적으로 다룰 수 있기 때문이다. (3)式은 勤勞所得者의 소비函數인 경우 $D = 0$ 이므로 (2)式과 같이 나타난다.

어느 소비지출水準 \bar{C} 에서의 勤勞所得者와 事業所得者의 각각의 所得水準(事業所得者인 경우에는 보고된 所得임)을 계산해 보면

$$\begin{aligned} \bar{C} &= \alpha_0 + \alpha_1 Y_T + A \dots \dots \dots \textcircled{1} \text{ 勤勞所得者} \\ \bar{C} &= \alpha_0 + \alpha_0' + (\alpha_1 + \alpha_1') Y_r + A \dots \dots \dots \textcircled{2} \text{ 事業所得者} \end{aligned}$$

단, A 는 소비에 영향을 미치는 여타의 요인을 나타낸다.

①=②이므로, 추가적인 계산을 하면

$$Y_T - Y_r = \frac{\alpha_0' + \alpha_1' Y_r}{\alpha_1} \dots \dots \dots (4)$$

와 같은 實際所得과 報告된 所得과의 乖離를 계산할 수 있다. 이의 報告所得에 대한 比率은

$$\frac{Y_T - Y_r}{Y_r} = \frac{\alpha_0' + \alpha_1' Y_r}{\alpha_1 Y_r} \dots \dots \dots (5)$$

로 나타난다.

Ⅲ. 事業所得稅 過小報告規模의 推計

1. 統計資料

消費函數推定을 위해서는 所得資料와 消費支出

統計가 필요한데, 經濟企劃院이 매년 조사하여 테이프에 수록한 都市家計調査 統計를 이용할 수 있다. 이 테이프에는 각 표본가구의 所得源別로 勤勞所得者와 自營業者 등으로 구분할 수 있으므로 消費函數推定을 통한 事業所得의 過小報告 정도를 파악할 수 있다. 뿐만 아니라 각 家口의 특성인 住宅所有 與否, 家口員數, 居住地域 등에 대한 정보도 수록되어 있어 消費函數 推定에 대단히 유용하게 이용될 수 있다.

한 가구가 두가지 所得을 동시에 가질 수 있으므로, 勤勞所得과 事業所得(통계에서는 자영업자의 소득) 중 한가지 소득만을 가지는 가구들만을 추출하여 이용하였다. 분석상 장기간에 걸쳐 5년 간격으로 소비함수를 추정하는 것이 소비패턴의

기간별 변화를 파악할 수 있어 바람직하나, 本稿에서는 資料의 제약상 1986~89년의 4개 연도를 선택할 수밖에 없었다. 표본의 수는 86년의 경우 1萬 7,644개, 1987~89년의 경우에는 1萬 8,000개를 약간 상회하고 있다.

2. 推計結果

〈表 1〉에는 消費函數 (3)式的 推定結果가 나타나 있는데, 所得 이외에 富의 效果를 반영하기 위해 주택소유 여부를 나타내는 더미變數(住宅所有의 경우 $D=1$, 그렇지 않은 경우 $D=0$)와, 家口規模의 크기에 따라 消費支出이 역시 달라지리라 기대되므로 家口員數를 說明變數로 포함시

〈表 1〉 消費函數 推定結果

	α_0	α_0'	α_1	α_1'	β	γ	R^2	F	標本數
1986	52,591 (4.7)	-45,444 (-4.3)	0.5196 (29.1)	0.1290 (7.0)	55,889 (14.8)	12,624 (9.7)	0.59	5,104.9	17,644
1987	18,454 (1.9)	-1,911 (-0.2)	0.5369 (42.2)	0.0608 (4.6)	73,791 (20.3)	20,036 (14.8)	0.60	5,640.4	18,469
1988	49,706 (4.5)	-34,087 (-3.0)	0.6230 (48.4)	0.0923 (6.8)	73,980 (12.7)	2,063 (6.4)	0.61	5,698.5	18,426
1989	63,735 (3.3)	-48,051 (-2.7)	0.5505 (32.0)	0.1013 (5.7)	129,689 (17.2)	12,940 (4.3)	0.51	3,737.9	18,103

註: () 안은 t 값을 나타냄.

$$C = \alpha_0 + \beta H + \gamma N + \alpha_0' D + (\alpha_1 + D\alpha_1') Y$$

C : 消費支出(원/月)

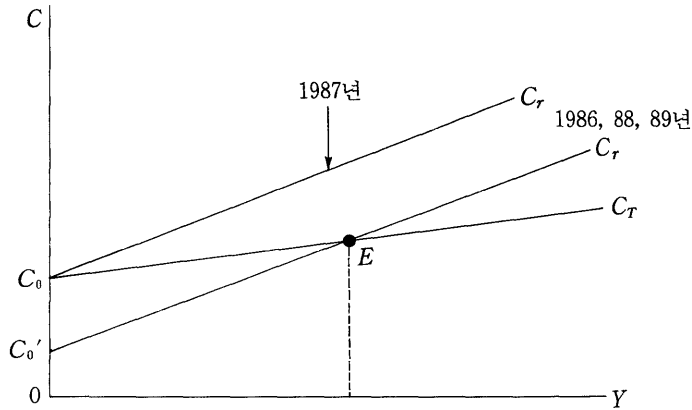
H : 住宅所有 여부를 나타내는 더미變數(住宅所有 $H=1$)

N : 가구원수(名)

D : 事業所得者($D=1$), 勤勞所得者($D=0$)

Y : 所得(원/月)

[圖 2] 年度別 推定消費曲線



켰다.

橫斷面分析인 점에 비해서 R^2 가 0.6 水準이어서 설명력이 매우 높은 편이었으며, 각 推定値의 t 값이 1987년 α_0' 의 推定値를 제외하고는 모두 높은 수치를 보여 1% 水準에서 유의하게 나타났다. 주택소유 여부를 나타내는 더미變數에 대한 계수 β 의 推定値는 기대한 대로 (+)로 나타났고, 家口員數의 係數인 γ 에 대한 推定値도 (+)로 나타났다.

事業所得의 過小報告 정도를 추정하는 데 이용되는 係數의 하나인 α_0' 는 이론적으로 0일 것으로 기대되었으나, 1987년을 제외하고는 0과 統計적으로 다른 것으로 나타났다. 이는 所得이 상대적으로 적은 事業所得者는 오히려 소득이 실제보다 많은 것처럼 過大報告를 하고 소득이 적을수록 그 정도(비율)는 커진다는 흥미로운 점을 시사하는 것으로 볼 수 있다.

그리고 限界消費性向을 나타내는 α_1 은 1986~89년 全期間 0.52~0.62 사이의 數値를 나타내어 일반적으로 기대되는 數値와 부합하였다. 뿐만 아니라 事業所得者의 경우 消費函數의 기울기가 얼마나 더 기울어지느냐를 나타내는 α_1' 의 추정치 역시 기대한 대로 (+)로 나타났다. 즉 事業所得者의 報告된 所得을 토대로 그려본 消費支出直線이 勤勞所得者의 消費支出直線보다 더 기울기가 급하게 나타나 事業所得이 過小報告되었으리란 추측을 확인해 주었다.

이상의 結果를 토대로 消費支出曲線을 그려보면 이론적으로 기대되는 [圖 1]에서와는 달리, [圖 2]에 나타난 바와 같이 勤勞所得을 토대로 그려본 消費支出直線과 報告된 事業所得을 토대로 그려본 직선이 E 점에서 서로 교차하고, 垂直軸의 절편이 事業所得者의 직선의 경우 낮게 나타남을 알 수 있다.

E 점에서의 所得水準을 계산해 보면 현저히 낮은 水準을 나타낸 1987년을 제외하면 1986~89년기간 월 35萬~47萬원이었다⁹⁾. 1987년의 경우

9) E 점에서의 所得은 1986년 35.2萬원, 1987년 3.1萬원(outlier), 1988년 36.9萬원, 그리고 1989년 47.4萬원이었음.

α_0' 이 0과 다르지 않음을 나타내었으므로 C_r 直線과 C_T 直線의 垂直軸 절편이 일치하는 것으로 볼 수 있으므로 事業所得의 過小報告 정도는

$$\frac{Y_r - Y_r}{Y_r} = \frac{\alpha_1'}{\alpha_1} = 0.113$$

로서, 보고된 事業所得의 11.3% 정도였다. 1986, 88 그리고 89년의 과소보고 정도는 α_0' 이 統計的으로 0과 다르게 나타나고, C_r 과 C_T 가 교차하여 1987년에서의와 같이 $\frac{\alpha_1'}{\alpha_1}$ 이 아니라

$$\frac{Y_r - Y_r}{Y_r} = \frac{\alpha_0' + \alpha_1' Y_r}{\alpha_1 Y_r}$$

의 公式($\alpha_0' \neq 0$ 인 경우)을 이용하여 추정되어야 한다.

그런데 $\alpha_0' < 0$ 이므로

10) 1986, 88, 89년의 경우 E점에서의 所得水準보다 낮은 事業所得을 보고했다면 이는 과대보고한 것으로 해석됨. 이는 필자의 판단으로, 도시가계 통계조사 자료인 점에 비추어 소득이 낮은 경우에 다소 높게 보고할 유인이 있었을 것임. 즉 소득세 산정을 위한 所得報告의 경우와는 다소 다른 誘因이 있었을 것임. 87년의 과소보고율은 소득수준과 관계없이 11.3%임.

$$\begin{aligned} 11) \frac{\alpha_0' + \alpha_1' Y_r}{\alpha_1 Y_r} &= \frac{\alpha_0'}{\alpha_1 Y_r} + \frac{\alpha_1'}{\alpha_1} \\ &= \frac{-34,087}{493,987} + 0.148 \\ &= -0.069 + 0.148 \\ &= 0.079 \end{aligned}$$

평균 소득자료는 <附表 1> 참조.

$$12) 1986년의 과소보고 정도 \frac{-45,444}{0.54 \times 686,000} + 0.248 = 0.121$$

$$1989년의 과소보고 정도 \frac{-48,051}{0.55 \times 1,348,700} + 0.184 = 0.119$$

평균 소득자료는 <附表 2> 참조.

$$\frac{\alpha_0' + \alpha_1' Y_r}{\alpha_1 Y_r} < \frac{\alpha_1'}{\alpha_1}$$

이다.

1986, 88, 89년의 $\frac{\alpha_1'}{\alpha_1} = 0.248, 0.148, 0.184$ 로 나타났다. 따라서 過小報告의 정도는 <表 2>에 나타난 바와 같이 보고된 所得規模의 11~25%를 상회하지는 않을 것으로 볼 수 있다¹⁰⁾.

이 기간(86, 88, 89년)의 사업소득 과소보고 정도는 소득규모에 따라 상이하므로, 참고로 어느 특정소득 수준에서의 그 정도를 추정해 볼 수 있다. 1988년 自營業者와 被雇傭者 및 雇用主 전체가구의 평균소득인 $Y_r = 951.5$ 萬원(72.3萬원/月)을 기준으로 과소보고 정도를 계산하면 그 크기는 所得의 7.9%에 이름을 알 수 있다¹¹⁾. 같은 방법으로 1986년과 1989년의 事業所得의 過小報告 정도는 1986년 12.1%, 1989년 11.9% 수준으로 추정된다. 또한 所得이 계속 증대할 경우 過小報告 정도는 점점 커져 상한에 가까워질 것이다¹²⁾(表 2 참조).

이상의 事業所得 過小報告 정도의 추정치를 토대를 事業所得稅 과소보고의 정도를 짐작해 볼 수 있다. 우리나라의 경우 事業所得稅率構造는 누진적인 綜合所得稅率構造와 동일하다.

따라서 事業所得의 過小報告率이 平均所得水準에서 8~12%였고, 그 상한이 11~25%로 나타난바 平均所得水準에서의 限界稅率 약 15~25%(表 2의 C열)와 최고세율 50~55%(表 2의 D열)를 적용하면 事業所得稅의 과소보고 규모는 보고된 소득의 2~13% 수준에 이르는 것으로 나타났다(表 2의 E열과 F열).

〈表 2〉 事業所得 및 事業所得稅의 過小報告率

(단위: %)

	事業所得 過小報告率		限界稅率		事業所得稅額의 過小報告比率		事業所得稅額의 納付稅額에 대한 過小報告比率	
	平均 (A)	上限 (B)	平均 (C)	最高 (D)	(E)	(F)	(G)	(H)
1986	12.1	24.8	15	55	1.8	13.6	18.2	39.0
1987	11.3	11.3	18	55	2.0	6.2	17.7	17.0
1988	7.9	14.8	21	55	1.7	8.1	12.8	21.4
1989	11.9	18.4	25	50	3.0	9.2	19.8	24.5

註: C는 平均 事業所得 수준에서의 한계세율임.

$$E = A \times (C/100)$$

$$F = B \times (D/100)$$

$$G = [E / \{(C + 5) / 2\}] \times 100$$

$$H = [F / \{(C + D) / 2\}] \times 100$$

여기서 유의할 것은 事業所得稅額의 과소보고 비율이 事業所得稅에 대한 것이 아니라 事業所得에 대한 것이라는 점이다. 따라서 사업소득세액이 납부세액에 대해서 어느 정도 과소보고되고 있는지 알아볼 필요가 있다. 이미 소득에 대한 事業所得稅額의 과소보고 정도는 〈表 2〉의 E열과 F열에 계산되어 있으므로 납부세액을 구하여 그 비율을 구하면 된다.

편의상 여기서는 實効稅率을 개략적으로 도출하여 100을 기준으로 한 소득에 적용한다. 먼저 평균소득수준에서의 실효세율을 法定最低限界稅率인 5%와 평균소득수준에서의 限界稅率을 평균하여 10~15%인 것으로 보았다. 다음 최고소득수준에서의 실효세율도 〈表 2〉의 평균소득수준에서의 한계세율(C열)과 최고한계세율(D열)의 평균인 35~38%로 보아 다소 보수적으로 계

산하였다.

따라서 납부소득세액은 100을 기준으로 한 소득에 각 연도의 實効稅率 $((C+5)/200, (C+D)/200)$ 을 곱하여 구할 수 있다. E와 F열에 나타난 過小報告規模를 납부세액 $(C+5)/200$ 과 $(C+D)/200$ 으로 각각 나누어 구한 사업소득세액에 대한 사업소득세액의 과소보고 정도는 1986년의 39.0%에서 88년의 12.8%에 이르기까지 대체로 13~39% 수준인 것으로 나타났다.

그러나 이상의 實證分析은 도시가계통계조사를 목적으로 보고된 事業所得統計資料를 이용하였으므로 過小報告의 정도면에서 所得稅를 신고할 경우의 事業所得過小報告 정도는 이보다 현저히 높을 것으로 판단된다.

따라서 이러한 통계상의 성격 등을 종합적으로 판단할 때 사업소득과 事業所得稅의 過小報告 정

도는 각각 8~25%와 13~39%보다 높을 것으로 보아도 큰 무리는 없을 것으로 보인다¹³⁾.

IV. 結 論

事業所得은 현행 稅法上 綜合所得에 속한다. 사업을 영위하여 획득한 소득이 과세된다는 점에서 法人所得과 유사한 점이 있으나, 個人事業者 別로 과세된다는 점에서 다르다. 事業所得은 탈루의 가능성이 높다. 따라서 勤勞所得과 비교할 때 조세형평의 문제가 제기될 수 있다. 事業者가 기장을 한다 하더라도 수입과 비용을 하나하나 추적하기는 거의 불가능에 가깝고, 收入은 가능하면 적게 보고하고 비용은 가능한 한 많이 보고할 유인이 있게 되어 있다. 기장을 하지 않는 경우에도, 所得標準率을 收入金額에 적용하여 소득을 추계하는 방법을 이용하지만 所得標準率 이상 보고하면 稅務調査가 면제된다. 따라서 실제로 事業所得이 많을수록 더 많은 稅輕減의 혜택을

보게 된다. 그리고 무기장 사업자는 신고기준을 이라는 외형증가율을 만족시켜 수입액을 신고하면 稅務調査에서 배제되므로 역시 외형신고에 있어 과소보고할 유인이 있다.

本 研究에서 추정된 事業所得의 과소보고 정도의 비율은 1986~89년 보고소득의 8~25%에 이르는 것으로 나타났다. 『도시가계연보』의 통계를 토대로 한 점을 감안하면 課稅에 있어 과소보고의 정도는 이보다 높을 것이라는 추측을 가능케 한다¹⁴⁾. 그리고 事業所得稅의 過小報告의 규모도 事業所得의 2~14%, 納付稅額의 13~39% 수준에 이르는 것으로 나타났다¹⁵⁾.

事業所得 및 所得稅의 過小報告 誘因을 줄이기 위해서는 現行 事業所得稅政府決定制度는 장기적으로 납세자의 신고로써 과세가 결정되는 申告制度로 이행되어야 할 필요가 있다. 이와 동시에 納稅者의 신고에 대한 성실성 여부를 조사하기 위해 통계적인 표본추출법 등을 이용함으로써 세무조사의 과학화를 기하여야 할 것이다. 그리고 申告制度로의 원활한 이행을 위해서는 現在 事業所得申告者의 60%에 이르고 있는 無記帳者로 하여금 記帳을 하도록 유도하여 記帳者比率을 높이는 것이 시급하다 하겠다¹⁶⁾.

그리고 事業所得稅 過小報告 規模를 추정하는 과정에서 부수적으로 몇가지 實證的 分析結果를 얻을 수 있었다.

첫째, 가계조사 목적의 통계에서 저소득 사업소득계층에서는 과소보고보다는 과대보고의 경향이 있다는 결과를 얻었다. 이는 경제적 이해가 직접 따르지 않는 여론조사나 설문조사 분석에서 소득관련 통계는 해석상 유의가 필요함을 시사

13) 이는 1987년의 경우 α_0' 가 0이라는 가설을 기각하지 않았고 事業所得者가 오히려 過大報告하는 소득 구간을 조정할 수 있기 때문이다. 즉 1986, 88, 89년의 경우 $\alpha_0' \neq 0$ 이나 이를 $\alpha_0' = 0$ 으로 조정할 경우 바로 과소보고율이 15~25%로 나타남.

14) 課稅側面에서의 事業所得의 포착률은 다소 오래된 통계이나 38.7%(1981년), 50%(1982년), 75.3%(1983년)인 것으로 보고한 연구를 참조(Roh(1990), 稅制發展審議委員會(1985), 崔洸(1987)).

15) 여기서 事業所得稅 過小報告 比率이 사업소득세가 아니라 사업소득에 대한 것임에 유의.

16) 事業所得稅制 改善方案에 대해서는 盧基星(1992)을 참조.

한다.

둘째, 선형소비함수를 회귀분석한 결과 횡단면 분석임에 비추어 설명력이 대단히 높게 나타났

고, 주택 소유자가 1989년의 경우 13만원/月の 소비를 더 많이 지출하는 것으로 나타나 富의 효과가 존재함을 확인할 수 있었다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

盧基星, 『事業所得課稅制度의 現況과 課題』, 韓國開發研究院, 1992.
稅制發展審議委員會, 『稅制發展研究報告書』, 1985.
張在植, 『租稅法』, 서울대학교 출판부, 1990.
崔洸, 『韓國의 地下經濟에 관한 研究』, 韓國經濟研究院, 1987.

Roh, K., "A Proposal for Tax Reform in Korea", Working Paper 9019, Korea Development Institute, 1990.
Pyle, D. J., *Tax Evasion and the Black Economy*, London : The Macmillan Press Ltd., 1989.

〈附表 1〉 家口主 活動狀態別 年間所得(1988)

(단위 : 千원)

	1988
平 均	9,515
自營者所得	9,209
雇 用 主	19,282
被 雇 傭 者	8,488
無 職	5,304

註 : 도시지역 가구주 활동상태별 연간소득임.

資料 : 經濟企劃院 調査統計局, 『韓國의 社會指標』, 1990.

〈附表 2〉 勤勞者 家口の 家口當 月平均所得

(단위 : 千원)

	1986	1987	1988	1989
總 收 入	686.6	833.4	1,008.0	1,348.7
所 得	473.6	553.1	646.7	804.9
勤勞所得	419.0	482.7	566.8	694.6

資料 : 經濟企劃院 調査統計局, 『都市家計年報』, 各年度.

Land Prices, Exchange Rates and Bubbles

Park Won-am

This paper stresses the role of market fundamentals rather than bubbles in explaining Korea's recent experience of large fluctuations of stock and real estate prices. The bubble story that emphasizes the self-fulfilling prophecies of investors seems to be inappropriate to explain the recent changes of assets prices in Korea.

Those who argue for bubble phenomenon in Korea tend to interpret the volatile movements of assets prices as some form of bubbles, but without implementing a rigorous test on the presence of bubbles. Even when some bubble tests are carried out, such studies exhibit various econometric problems in testing. More seriously, they suffer from the misspecification problems in setting up a market model.

This paper has shown that Korea's recent changes in assets prices could be explained by changes in market fundamentals according to the emergence and the subsequent fading of 'three lows'. First, it tried to explain changes in assets prices by changes in such market fundamentals as real interest rates and economic growth. Second, it showed that the real estate prices overshoot when the liquidity and exchange rates change, using the two-sector general equilibrium portfolio balance model.

It is argued that the rapid rise in real estate prices during 1986-89 stems from Yen's and Won's appreciation vis-à-vis the U.S. dollar and liquidity expansion (or decreases in real interest rates), while the downturn in real estate prices since 1990 is associated with Yen's and Won's depreciation vis-à-vis the U.S. dollar and rises in real interest rates in reflection of the excess demand for liquidity.

The Estimation of Under-reported Business Income Tax

Roh Kee-sung

The purpose of this paper is to estimate the ratio of under-reported business income and related tax to that which is actually reported. The business in-

come and tax are vulnerable to being under-reported.

Information about the business income and thus income tax is private information. Without information costs, the tax agency cannot collect all the information about the business income and income tax. In Korea there are more than 600,000 proprietors. Therefore, the costs to investigate the accuracy of the taxpayers' reports are substantial. The tax agency sets a level over which proprietors should report income ratio to total sales, which induces the under-report.

To estimate the ratio of under-reported tax, the expenditure method is employed. By this method, the under-reported income can be easily presumed based on expenditures since expenditures are closely related to income. First, the consumption function is estimated by using cross-section data of 1986-89. Generally, the estimation results show the expected sign of the coefficients of the explanatory variables such as income, wealth, and family size.

Second, the extent of under-reported business income and related tax is estimated by using the estimation results. The estimated ratios of under-reported tax and income to the actual tax and income fall in the range of 13~39% and 8~25% respectively. This estimation confirms the increasing tendency of the tax detection ratio in previous studies.

However, it should be noted that this study is not based on data of the tax report but those of the urban household survey. Therefore, there still remains the possibility that the ratio of under-reported tax could be underestimated.

Interactions between Stock Price and Key Macroeconomic Variables

Kim Jun-il

This paper examined interactions between stock price and key macroeconomic variables over the period of 1975-1992. It has been found that more than 60% of real stock price changes can be well explained by movements in key macroeconomic variables, particularly in net exports and industrial production. On the other hand, real stock price changes were found to have a significant explanatory power for plant and equipment investments for the sample period of 1975-1985 during which the stock market was stable. In contrast, no significant linkage between stock price changes and investments emerged over the subsample period of 1986-92 despite the sharp expansion of the stock market in terms of trade volume. Based on such findings, two major policy implica-