양도소득세 신고 모형*

정 운 오**

〈目 次〉

Ⅰ. 서 론

우리 나라의 소득세제는 모든 소득에 대해 일괄적으로 과세하는 형태를 취하지 않고 소득의 성격과 발생형태에 따라 별도의 과세방법을 적용하는 분류과세제도의 형태를 갖는다. 과세상 소득의 유형은 크게 네 가지로 나누어 종합소득, 퇴직소득, 양도소득, 산림소득으로 구분하며, 유형에 따라 과세표준 계산방법, 적용 세율구조 등에서 차이가 난다. 이 가운데 우리 나라 양도소득 세제는 1년 이상 보유한 자산의 경우 국세청이 고시한 기준시가에 의한 신고방식을 원칙적인 방법으로 규정하고, 납세자의 실제 거래가격에 근거한 實價 신고방법을 예외적으로 용인한다[1]. 즉, 자산을 1년 이상 보유한 납세자는 양도소득세를 납부할 때에 두 가지 신고방법 가운데 하나를 선택할 수 있다. 이러한 양도소득 세제의 二元性은 납세자 및 국세청의 의사결정 행태에 관해 연구할 수 있는 매우 좋은 기회를 제공한다.

본 연구는 우리 나라 양도소득 세제 하에서 납세자와 국세청의 최적 의사결정을 이론적으로 모형화하고, 이로부터 실증검증이 가능한 가설을 도출하는 것을 목적으로 한다. 납세자의 세무신고 및 국세징수 기관의 세무조사 문제를 연구하는 분야를 통칭하여 납세순응연구(tax

* 본 논문의 以前 version에 대해 유익한 comment를 해 주신 박재완, 최용선, 이준규 교수 및 1999년 한국회계학회 夏季학술연구발표회 참여자들에게 감사를 드린다.

** 서울대학교 경영대학 기금조교수

1) 보유 기간이 1년 이내인 자산의 경우는 실제 거래가격을 적용하여 양도소득을 결정하여야 한다.

compliance research)라고 부르며, 1970년대 초 Allingham and Sandmo(1972)의 이론적 연구가 발표된 이후로 지금까지 실로 오랜 기간 동안 세무 연구자들의 연구주제가 되어 왔으며, 연구방법론도 분석적(analytical) 연구, 행위론적(behavioral) 연구, 실험실(experimental) 연구 등에 걸친 매우 다양한 방법에 의해 연구되어 왔다. 그럼에도 납세자의 신고행태와 국세징수 당국의 세무조사결정 과정 및 이에 영향을 미치는 요소에 관하여 완전한 이해가 아직까지 이루어지고 있지 않으며, 이에 관하여는 앞으로도 더욱 많은 연구가 수행될 것으로 예상된다. 본 논문도 이러한 연구전통을 계승하는 연구로서 우리 나라 조세제도에 특이한 양도소득신고제도를 분석함으로써 납세순응에 관한 이해를 증진하는 데에 기여할 것이다.

본 연구는 납세자와 국세징수당국 간의 게임을 모델링하였다. 구체적으로, 국세청이 양도소득에 관하여 과세표준의 근간이 되는 기준시가를 고시하면, 자산을 1년 이상 보유하였다가 매각하는 투자자는 양도소득을 고시된 기준시가에 따라 신고하는 것과 실제거래가격에 근거하여 신고하는 것 중 선택하여 납세신고를 한다. 이 때, 만일 투자자가 고시된 기준시가를 무시하고 실제거래 가격에 근거하여 신고하면, 국세청은 성실신고 여부를 가리기 위해 확률적으로 세무조사를 실시한다. 본 연구가 게임이론을 사용한 납세순응 선행연구(예: Beck & Jung, 1989; Graetz, Reinganum, & Wilde, 1986; 정운오, 1995 등)와 상이한 점은 국세징수 당국의 전략이 세무조사 여부에 관한 것이 아니라, (기대)국세수입을 최대화하도록 양도소득의 기준시가를 결정하는 데에 있다는 점이다. 다시 말해, 납세자가 실가신고를 하는 경우 국세청의 세무조사는 사전적으로 결정된 확률에 의해 무작위로 이루어진다고 가정한다. 이와 같이 가정한 이유는 국세청의 전략이 최적 기준시가를 결정하는 것으로 함으로써 우리 나라 양도소득세제에 특이한 측면인 기준시가고시 제도의 영향에 연구의 초점을 맞출 수 있기 때문이다. 본 연구의 주요한 결과는 다음과 같다. 양도소득세율, 또는 실가신고시의 세무조사확률 및 조세회피행위의 적발시 적용되는 가산세율이 증가할수록 국세청은 기준시가를 올림으로써 기대세수입의 증대를 이룰 수 있으며, 전체 납세자 가운데 기준시가로 신고하는 납세자 보다 실가로 신고하는 납세자의 비율이 증가한다. 이하 본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제 2절은 연구의 모델을 제시한다. 먼저 납세자의 양도소득신고 결정을 분석하고, 이어서 국세청의 최적 기준시가 결정을 분석한다. 이와 같이 게임의 균형을 얻는 다음 비교정태분석을 통해 모델의 parameter들이 변할 때에 납세자와 국세청의 최적전략이 어떻게 변하는지 살펴본다. 본 연구의 요약 및 결론은 제 3절에 제시되어 있다.

Ⅱ. 모 델

자산을 1년 이상 보유하였던 납세자는 양도거래를 수행한 후 국세청이 고시한 기준시가에 따라 양도소득세를 납부할 것인지, 아니면 실제 양도가격에 따라 실가로 신고할 것인지를 선택할 수 있다. 구체적으로는, 기준시가에 따라 신고하는 경우의 기대효용이 실가 신고하는 경우의 기대효용보다 크다면 납세자는 기준시가 신고를 선택할 것이며, 그 반대가 성립한다면 실가 신고를 선택할 것이다. 납세자가 기준시가로 신고하게 되면 세금의 납부와 함께 납세의무가 종결되나, 실가로 신고를 하면 납세자는 국세청이 추후 세무감사를 통해 양도소득액과 납세액을 조정하고 가산세를 부과할 위험에 노출된다. 먼저 납세자가 실가로 신고하는 경우를 분석해 보자.

1. 實價에 의한 신고를 선택하는 경우 납세자의 기대효용

납세자가 실가로 신고하는 경우의 의사결정 모형은 Allingham and Sandmo(1972) 및 Yitzhaki(1973)의 모형을 약간 변형한 것이다. 실제 양도소득이 W인[2] 납세자가 실가로 신고하는 경우 신고액을 R이라고 하자. 국세청은 p의 확률로 세무조사를 실시하며, 납세자가 과소 신고한 것이 드러나면 과소신고세액의 q에 해당하는 금액만큼 가산세를 추징한다. 양도세율을 t라고 하고, 납세자의 효용함수를 u라고 하면, 납세자는 아래와 같이 자신의 기대효용이 극대화되도록 신고액 R을 결정할 것이다.

$$\text{Max} \quad EU \equiv (1-p)\cdot u(Y) + p\cdot u(Z) \tag{1}$$

여기서 $Y \equiv W - tR$이고, $Z \equiv (1-t)W - qt(W-R)$이다. 식 (1)로부터 first-order condition (FOC)을 구하면[3],

$$\frac{\partial EU}{\partial R} = -t(1-p)\cdot u'(Y) + qtp\cdot u'(Z) = 0 \tag{2}$$

---

2) 여기서 W는 과세 대상이 되는 양도소득, 즉 과세표준을 의미하며, 양도가액에서 취득가액, 필요 경비 및 양도소득기본공제액 등을 차감한 금액이다. 본 모델에서는 분석의 편의를 위해 취득가액, 필요 경비, 양도소득기본공제액 등을 0으로 normalize하였다.

3) 다음과 같이 second-order condition도 충족됨. $\frac{\partial^2 EU}{\partial R^2} = t^2(1-p)\cdot u''(Y) + q^2t^2p\cdot u''(Z) < 0$

식 (2)를 정리하면,

$$(1-p)\,u'(Y) = pqu'(Z) \tag{3}$$

실가신고시에 납세자는 신고액 R을 실제양도소득 W보다 높게 정하지는 않을 것이다. 구체적으로 다음 조건이 만족되면 납세자는 R을 W보다 작게 신고함으로써 조세를 회피하게 된다.

$$\left.\frac{\partial EU}{\partial R}\right|_{R=W} = -t(1-p)\cdot u'((1-t)W) + qtp\cdot u'((1-t)W) < 0 \tag{4}$$

식 (4)를 간단히 정리하면,

$$q < \frac{1-p}{p} \tag{5}$$

앞으로의 분석에 있어서 달리 언급이 없는 한, 식 (5)가 성립한다고 가정한다[4]. 즉, 실가신고시 납세자는 항상 실제 양도소득액보다 과소하게 신고한다. 한편, R^*를 위 식 (3)에 주어진 FOC를 만족시키는 최적 신고액이라 하고, 그 때의 납세자의 기대효용을 EU^*라고 하자. 즉,

$$EU^* \equiv (1-p)\cdot u(Y^*) + p\cdot u(Z^*), \tag{6}$$

식 (6)에서 $Y^* \equiv W - tR^*$이고, $Z^* \equiv (1-t)W - qt(W-R^*)$이다.

한편, 최적 신고액이 세무조사확률, 양도소득세율 및 가산세율이 변함에 따라 어떻게 변하는가를 이해하는 것은 추후의 연구결과를 이해하는 데에 필요하므로, 다음과 같이 corollary로 요약하도록 한다. 이러한 비교정태분석 결과는 선행연구들에서 이미 밝혀진 것이므로 증명은 생략한다[5].

---

4) $q \geq \frac{1-p}{p}$ 인 경우 실가신고시 최적 신고액은 실제 양도소득이 된다 (즉, $R^* = W$).

5) 이러한 비교정태분석 결과의 증명은 식 (3)의 FOC을 각각 p, q 및 t에 관하여 미분하면 쉽게 얻을 수 있다.

Corollary 1: 세무조사확률과 가산세율이 증가하면 실가신고시의 최적 신고액도 증가한다. (즉, $\frac{\partial R^*}{\partial p} > 0$, $\frac{\partial R^*}{\partial q} > 0$). 또, 납세자의 효용함수가 constant absolute risk aversion 또는 decreasing absolute risk aversion의 속성을 가지면 양도소득세율이 증가할 때 최적 신고액도 증가한다 (즉, $\frac{\partial R^*}{\partial t} > 0$).

2. 기준시가에 의한 신고시 납세자의 효용

국세청이 고시한 기준시가를 V라고 할 때, 이에 따라 신고하는 경우 세후 소득은 $(W-tV)$가 되고, 이 경우 납세자의 기대효용은 $u(W-tV)$가 될 것이다.

3. 납세자의 최적 양도소득신고결정

이상의 결과로부터 만일 $EU^* > u(W-tV)$ 이면, 납세자는 實價신고를 선택하여 R^*의 양도소득을 신고하고, 반대로 $EU^* < u(W-tV)$ 이면, 기준시가에 의한 신고를 선택하여 V를 양도소득으로 신고하는 것이 최적임을 알 수 있다.

정의 1: 납세자가 실가신고와 기준시가 신고에 관해 무차별적이 되도록 하는 기준시가를 V^c라고 정의하자. 즉, $EU^* = u(W-tV^c)$.

Corollary 2: $V^c < W$

〔증명〕 최적 실가신고액 R^*가 W보다 작으므로, $EU^* > EU|_{R=W}$ 가 성립한다. 한편, 정의 1에 의해 $u(W-tV^c) \equiv EU^*$이고, $EU|_{R=W} = u(W-tW)$이므로, $V^c < W$이 된다.

납세자의 최적 의사결정을 정의 1의 V^c를 이용하여 정리하면 다음과 같다: 만일 국세청의 기준시가 $V > V^c$ 이면, $EU^* = u(W-tV^c) > u(W-tV)$이므로, 실가신고를 선택하고, 반면 기준시가 $V < V^c$ 이면, $EU^* = u(W-tV^c) < u(W-tV)$이므로, 기준시가 신고를 선택한다.

Corollary 3: $R^* < V^c$

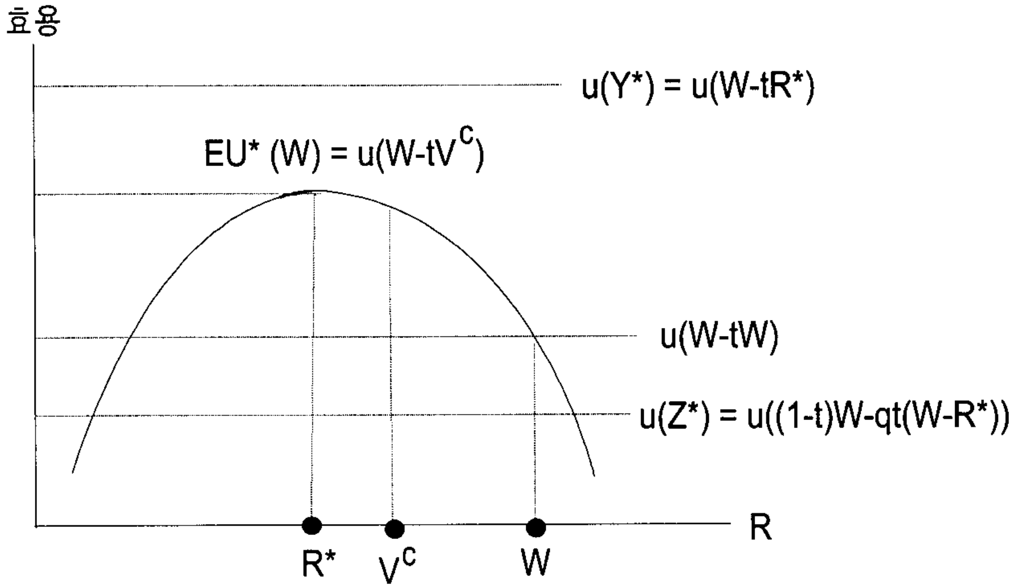
〔증명〕 $EU^*(W) \equiv u(W-tV^c)$는 $u(Y^*) \equiv u(W-tR^*)$와 $u(Z^*)$의 가중평균값이므로, $R^* < V^c$ 가 된다.

Proposition 1: 납세자는 국세청이 고시한 기준시가가 실가신고를 하였다면 신고했었을 소득액보다 더 높다하더라도 기준시가에 따라 신고하는 것이 유리할 수 있다.

〔증명〕 국세청의 기준시가 V가 R^*보다는 높고 V^c보다는 낮게 책정되는 경우 (즉, $R^* < V < V^c$), 납세자는 기준시가에 따라 신고하게 되므로, 실가신고를 하였다면 신고했었을 소득액 R^*보다 더 높은 기준시가인 V로 신고하게 된다.

아래 〈그림 1〉은 지금까지의 분석에서 얻은 결과인 corollaries 2와 3 및 proposition 1에 대한 직관을 제공한다.

〔그림 1〕에서 가로축은 납세자의 신고액 또는 국세청의 기준시가를 나타내고 세로축은 납



〈그림 1〉 $R^* < V^c < W$의 관계에 관한 直觀

세자의 효용을 나타낸다. 납세자의 기대효용은 신고액 R로 미분한 이차도함수가 陰이므로 (주석 3 참조), 그림에서와 같은 포물선을 그리며, 최대값 $EU*$는 접선의 기울기가 0이 되는 $R*$에서 결정된다. 한편, 조건 (5)에 의해 $R* < W$ 이므로, $R=W$일 때의 기대효용인 $u(W-tW)$는 $EU*$보다 작다. 또, $EU*$는 $u(Y*)$와 $u(Z*)$의 가중평균값이므로, $u(Y*)$는 $EU*$보다 위에, 그리고 $u(Z*)$는 아래에 그려져 있다. 또, 정의 1에 의해 $EU*$는 $u(W-tV^c)$와 동일한 위치에 그려져 있다.

4. 국세청의 기대세수입 및 최적 전략

납세자의 최적 결정을 분석하였으므로, 이제 국세청의 최적 의사결정을 고려해 보자. 먼저, 국세청은 위험중립이라고 가정하고 목적함수는 양도세수입을 극대화하는 것이라고 하자. 또, 국세청의 전략은 기준시가 V를 선택하는 것으로 국한한다고 가정한다. 선행 게임이론 모형(예: Beck & Jung, 1989; Graetz, Reinganum, & Wilde, 1986; Jung, 1991, 1995; 정운오, 1995)을 보면, 국세청의 전략은 세무조사에 대한 경우가 대부분이다. 그러나 이러한 선행모형에서는 본 연구의 주된 주제인 기준시가 고시제도를 다루고 있지 않다[6]. 따라서, 본 연구에서는 국세청의 기준시가 고시제도에 초점을 맞추기 위해 국세청의 세무조사 전략은 외생적으로 주어진 것으로 가정한다. 이러한 가정은 국세청이 회계연도 초에 한정된 예산을 각 세무조사 분야별로(예: 근로소득, 양도소득, 사업소득, 기타소득 등) 배분하고 이에 따라 세무조사 확률을 사전에 확정하는 경우 타당한 가정이라고 할 수 있다. 사실 선행 게임이론 모형에서는 세무조사를 위한 국세청의 예산이 제약될 수 있는 가능성을 고려하지 않는다.

먼저, 납세자가 실가신고를 하는 경우 국세청의 기대세수입 Π^R과 기준시가로 신고하는 경우의 기대세수입 Π^V를 계산해 보자.

$$\begin{aligned}\Pi^R &= (1-p)\,tR^* + p\,[tW + qt(W-R^*)] \\ &= tR^*(1-p-pq) + ptW(1+q) \qquad (7)\end{aligned}$$

$$\Pi^V = tV \qquad (8)$$

6) 또, 선행 게임이론 모델과 본 연구의 다른 점은 前者가 tractability를 위해 납세자를 위험중립형으로 가정하고 있으나, 본 연구는 납세자를 위험회피형으로 가정하고 있다.

<u>Corollary 4</u>: 실가신고시 국세청의 세수입은 세무조사확률, 가산세율, 또는 양도소득세율이 증가하면 늘어난다.

Corollary 4의 내용은 식 (7)을 p, q, t 에 관해 각각 미분한 후 corollary 1의 결과를 적용함으로써 쉽게 확인할 수 있다.

<u>정의 2</u>: 상기한 두 期待세수입을 같게 해주는 기준시가를 V^a 라고 하자. 즉,

$$V^a \equiv R^*(1-p-pq) + pW(1+q) = \frac{1}{t}\cdot[(W-Y^*) + p(Y^*-Z^*)] \tag{9}$$

따라서, 만일 $V < V^a$ 이면, $\Pi^R > \Pi^V$ 가 되어 국세청은 납세자들이 실가로 신고할 경우 세수입이 더 커지고, 반면 $V > V^a$ 이면, $\Pi^R < \Pi^V$ 가 되어 기준시가로 신고하는 경우 세수입이 더 커진다.

<u>Corollary 5</u>: $R^* < V^a < W$

〔증명〕 $R^* < W$ 이므로,

$R^* = R^*(1-p-pq) + pR^*(1+q) < R^*(1-p-pq) + pW(1+q) \equiv V^a$ 이고,
마찬가지로, $V^a < W(1-p-pq) + pW(1+q) = W$ 이다.

<u>Corollary 6</u>: $V^c > V^a$

〔증명〕 정의 1로부터, $tV^c = W - u^{-1}(EU^*)$ 이고, 또 $tV^a = (W-Y^*) + p(Y^*-Z^*)$ 이므로,

$$t(V^c - V^a) = W - u^{-1}(EU^*) - (W-Y^*) - p(Y^*-Z^*)$$
$$= \{(1-p)Y^* + pZ^*\} - u^{-1}(EU^*) \tag{10}$$

또, Jensen의 부등식에 의해,

$$u((1-p)Y^* + pZ^*) > (1-p)\,u(Y^*) + p\,u(Z^*) \equiv EU^*$$

한편, u^{-1}는 증가함수이므로, $u^{-1}(u((1-p)Y^{*}+pZ^{*})) > u^{-1}(EU^{*})$이다. 따라서, 식 (10)을 다시 쓰면

$$\begin{aligned} t(V^{c}-V^{a}) &= \{(1-p)Y^{*}+pZ^{*}\} - u^{-1}(EU^{*}) \\ &> \{(1-p)Y^{*}+pZ^{*}\} - u^{-1}(u((1-p)Y^{*}+pZ^{*})) = 0 \end{aligned}$$ ◆

이제 국세청의 최적 전략을 파악해 보자. 먼저, 국세청이 기준시가 V를 V^{a}보다 작게 책정하거나 V^{c}보다 크게 책정하면, 납세자가 선택하는 양도소득 신고방법은 국세청의 세수입을 극대화하지 않는다. 구체적으로, 만일 $V < V^{a}$가 되도록 기준시가를 책정하면, 납세자는 기준시가신고를 선택하나, 국세청의 입장에서는 $\Pi^{R} > \Pi^{V}$가 되어 실가신고시의 세수입이 더 크다. 반면, 기준시가를 $V > V^{c}$가 되도록 책정하면, 납세자는 실가신고를 선택하나 세수은 기준시가 신고의 경우가 더 크다. 이와 같이 국세청이 선택하는 기준시가 전략과 납세자의 신고전략이 서로에게 best response가 되지 않는다. 따라서, 국세청이 기준시가 V를 $V^{a} < V < V^{c}$이 되도록 책정하는 경우에 한하여, 납세자가 기준시가에 따른 신고를 선택하고, 동시에 국세청도 기준시가 신고를 유도하는 것이 최적이 되어 두 게임자(players)의 상호 전략이 서로에게 best response가 되는 균형을 이룬다. 납세자가 기준시가에 따라 신고하면 세수입은 V에 관하여 증가함수가 되므로, 국세청의 세수를 극대화시켜주는 기준시가는 V^{c}임을 쉽게 알 수 있다. 즉, 국세청의 최적 기준시가 (V^{*})는 V^{c}가 된다[7].

정의 1에서 보듯이, V^{c}는 모델에 나타난 모든 모수(parameters)의 함수이다. 이러한 모수들 가운데 납세자의 실제 양도소득 W는 국세청이 직접 관찰할 수 없으므로 V^{c}도 알 수 없다. 논의의 전개를 위해 일단 V^{c}가 W에 관해 단조증가한다고 가정하자. 즉, 주어진 양도소득수준 W에 대해 V^{c}가 唯一하게(unique) 결정되고 양도소득의 크기가 클수록 V^{c}도 커진다고 가정한다[8]. 먼저, 양도소득의 크기에 따라 세 타입의 납세자가 존재하는 경우를 고

7) 물론, 기준시가가 V^{c}로 책정되면 납세자는 두 가지 신고방법에 대해 무차별적이 되는데, 이러한 경우 납세자는 국세청이 원하는 방법으로 신고한다고 가정한다. 이러한 가정은 대리이론과 같은 Stackelberg 게임에서 흔히 채택하는 가정이기도 하다.

8) V^{c}의 정의 $EU^{*} = u(W-tV^{c})$로부터, $\frac{\partial EU^{*}}{\partial W} = u'(W-tV^{c})\cdot\left(1-t\cdot\frac{\partial V^{c}}{\partial W}\right)$이므로, $\frac{\partial V^{c}}{\partial W} < \frac{1}{t}$ 이다. 따라서, $\frac{\partial V^{c}}{\partial W}$의 부호가 음이 되는 경우를 배제할 수 없다. 한편, 추후 예제에서는 납세자의 효용함수를 log 함수로 가정하여 V^{c}가 W에 관해 단조증가하는 실례를 제시한다.

려해 보자. 양도소득의 크기 순으로 가장 큰 타입을 H 타입, 중간 크기를 M 타입, 그리고 가장 작은 크기를 L 타입이라고 하고, 각 타입의 V^c를 각각 V^c_H , V^c_M , V^c_L라고 하자. 또, 이들이 실가신고하는 경우 국세청의 세수입을 Π^R_i ($i \in \{L, M, H\}$)이라고 하자. 국세청은 납세자의 타입을 직접 관찰할 수 없으므로, 단지 이들이 각각 θ_H, θ_M, 및 θ_L의 비율로 분포되어 있다고 믿고 있다.

여기서 국세청의 전략은 기준시가를 V^c_H나, V^c_M , 또는 V^c_L 가운데 하나를 선택하는 것이 된다. 만일 국세청이 $V = V^c_H$로 정하면, M 및 L 타입은 실가신고를, H 타입은 기준시가 신고를 선택할 것이고, 국세청의 기대세수입은 $\theta_L \cdot \Pi^R_L + \theta_M \cdot \Pi^R_M + \theta_H \cdot tV^c_H$가 된다. 이 경우 국세청은 M 및 L 타입 납세자를 기준시가에 따라 신고하도록 유도하지 못한 데에 따르는 기회비용을 부담하게 된다. 반면, 국세청이 $V = V^c_M$로 결정한다면, L 타입만 실가신고를 하고, H 및 M 타입은 기준시가에 따라 신고하게 될 것이다. 이 경우 국세청의 기대세수입은 $\theta_L \cdot \Pi^R_L + (\theta_M + \theta_H) \cdot tV^c_M$이 되고, 국세청은 L 타입을 기준시가로 신고하도록 유도하지 못한 데에 따르는 기회비용 및 H 타입으로부터 M 타입의 기준시가(V^c_M)에 근거하여 세금을 징수함으로써 놓치게 된 세수입 만큼의 기회비용을 부담하게 된다. 마지막으로, 국세청이 $V = V^c_L$로 정하면, 세 타입이 모두 기준시가 신고를 선택하게 되고, 이때의 국세청의 기대세수입은 tV^c_L가 된다. 이 경우 국세청은 H 및 M 타입으로부터 L 타입의 기준시가 (V^c_L)에 근거하여 세금을 징수함으로써 놓치게 된 세수입과 동등한 기회비용을 부담한다. 따라서, 이 세 가지 가능한 전략 중 국세청은 해당 기회비용을 극소화시켜주는 전략을 선택하게 될 것이다. 이상의 논의를 요약하면 아래 〈표 1〉과 같다.

이상의 논의로부터 얻은 직관을 근거로 하여 납세자의 타입이 연속적인 상황으로 분석을 확장해 보자. 먼저, V^c의 분포에 관하여 국세청이 가지고 있는 믿음을 확률밀도함수 $f(V^c)$

〈표 1〉 세 타입의 납세자가 존재하는 경우 국세청의 각 전략에 따른 기회비용

	$V = V^c_H$ 전략	$V = V^c_M$ 전략	$V = V^c_L$ 전략
균형 전략	H 타입: 기준시가 신고 M, L 타입: 실가 신고	H, M 타입: 기준시가 신고 L 타입: 실가 신고	모든 타입이 기준시가 신고
기회 비용	$\theta_M \cdot (tV^c_M - \Pi^R_M)$ $+\ \theta_L \cdot (tV^c_L - \Pi^R_L)$ M 및 L 타입이 기준시가 대신 실가 신고를 함으로써 발생	$\theta_H \cdot (tV^c_H - tV^c_M)$ $+\ \theta_L \cdot (tV^c_L - \Pi^R_L)$ H 타입이 M 타입의 기준시가로 신고하고, L 타입은 기준시가 대신 실가로 신고함으로써 발생	$\theta_H \cdot (tV^c_H - tV^c_L)$ $+\ \theta_M \cdot (tV^c_M - tV^c_L)$ H 및 M 타입이 L 타입의 기준시가로 신고함으로써 발생

라하고 이 함수의 support를 $[\underline{V}^c, \overline{V}^c]$라고 하자. 그러면 국세청의 의사결정 문제는 아래 식 (11)에 주어진 기회비용을 최소화시켜 주는 기준시가 V를 결정하는 문제가 된다.

$$\text{Min} \int_{\underline{V}^c}^{V} [tV^c - \Pi^R(V^c)] \cdot f(V^c)dV^c + \int_{V}^{\overline{V}^c} t(V^c - V) \cdot f(V^c)dV^c \tag{11}$$

식 (11)로부터 최적 기준시가를 구하기 위한 FOC는 다음과 같다:

$$[tV - \Pi^R(V)] \cdot f(V) - \int_{V}^{\overline{V}^c} t \cdot f(V^c)dV^c = 0 \tag{12}$$

식 (12)를 정리하면,

$$\frac{t}{tV - \Pi^R(V)} = \frac{f(V)}{1-F(V)} \tag{13}$$

식 (13)의 오른쪽은 hazard rate으로서 uniform, normal, exponential 확률함수와 같은 대표적인 확률밀도함수의 경우 0에서 $+\infty$까지 단조증가한다. 또, 식 (13)의 왼쪽은 모든 V에 관해 有限한 양의 값을 가지므로 식 (13)을 만족시키는 解가 존재한다. 만일 식 (13)의 왼쪽이 단조증가 또는 감소한다면 이 解가 unique하게 결정될 것이다. 지금까지의 분석에서 납세자의 효용함수나 납세자 유형의 분포에 관한 국세청의 정보 (즉, 확률밀도함수)에 관하여 아무런 조건을 부여하지 않았으므로, 식 (13)은 완전한 일반적인 解이다. 그러나, 좀더 많은 결과를 얻기 위해서는 납세자의 효용함수와 국세청의 확률밀도함수가 특수한 함수형태를 갖는다고 가정하여야 한다.

여기서 납세자의 효용함수를 log 함수로 가정하고 closed-form solution을 도출해 보자. 먼저, 납세자의 효용함수가 log 함수인 경우 실가신고시 최적 신고액 R^*는 다음과 같다.

$$R^* = \left[1 - \frac{(1-t)(1-p-pq)}{qt}\right] \cdot W \tag{14}$$

식 (14)는 양도소득 신고액이 陰이 되는 경우를 배제하기 위해 (즉, $R^* > 0$), 다음 조건

이 만족되어야 한다.

$$\frac{(1-t)(1-p-pq)}{qt} < 1 \tag{15}$$

식 (14)에 주어진 최적 실가신고액에 따라 Y^*와 Z^*를 계산하면,

$$Y^* = \frac{(1-t)(1-p)(1+q)}{q} \cdot W \tag{16}$$

$$Z^* = p(1-t)(1+q) \cdot W \tag{17}$$

위 Y^*와 Z^*는 W보다 작으므로, $\frac{(1-t)(1-p)(1+q)}{q}$ 과 $p(1-t)(1+q)$는 1보다 작다. 한편, 실가신고시 극대화된 기대효용 EU^*를 계산하면,

$$\begin{aligned} EU^* &= \ln W + (1-p)\cdot \ln \frac{(1-t)(1-p)(1+q)}{q} + p\cdot \ln p(1-t)(1+q) \\ &\equiv \ln W + K(t,p,q) \end{aligned} \tag{18}$$

여기서 $K \equiv (1-p)\cdot \ln \frac{(1-t)(1-p)(1+q)}{q} + p\cdot \ln p(1-t)(1+q)$이고, 陰의 값을 갖는 상수임을 알 수 있다. 이제 정의 1에 따라 V^c를 계산해 보자. 먼저,

$EU^*(W) \equiv \ln W + K = \ln(W - tV^c) \equiv u(W - tV^c)$ 이므로,

$$V^c = \frac{1-e^K}{t} \cdot W \equiv \delta \cdot W \tag{19}$$

식 (19)에서, K는 음수이므로, $e^K < 1$이 되어, $\delta > 0$임을 알 수 있다. 즉, V^c는 양도소득 W에 관하여 단조증가하며, 그 함수형태도 단순히 선형이다. 한편, 식 (14)에 주어진 R^*를 이용하여 실가신고시의 국세청 세수입인 Π^R (식 (7))을 계산해 보면,

$$\Pi^R(W) = \left[\frac{qt-(1-t)(1-p-pq)^2}{q}\right] \cdot W \tag{20}$$

식 (19)를 식 (20)에 대입하면,

$$\Pi^{R}(V^{c}) = \left[\frac{qt - (1-t)(1-p-pq)^{2}}{\delta q} \right] \cdot V^{c} \tag{21}$$

여기서 실제 양도소득이 최저 0으로부터 최대 $\overline{W}$까지 분포되어 있으며, 이 분포를 uniform 확률밀도함수 (즉, $W \sim U(0, \overline{W})$)로 나타낼 수 있다고 가정하자. 그러면, V^{c}도 uniform 분포를 갖게 될 것이다: 즉, $V^{c} \sim U(0, \delta\overline{W})$. 따라서,

$$\frac{f(V)}{1-F(V)} = \frac{1}{\delta W - V} \tag{22}$$

식 (21)과 (22)를 식 (13)의 FOC에 대입하여 국세청의 최적 기준시가 V^{*}를 구하면,

$$\begin{aligned} V^{*} &= \left[\frac{\delta^{2} qt}{qt(2\delta-1) + (1-t)(1-p-pq)^{2}} \right] \cdot \overline{W} \\ &= \frac{q(1-e^{K})^{2}}{qt(2-2e^{K}-t) + t(1-t)(1-p-pq)^{2}} \cdot \overline{W} \end{aligned} \tag{23}$$

식 (23)은 균형에서 국세청의 기준시가 V^{*}가 양도소득의 최대 크기인 $\overline{W}$의 일정 비율에 해당하는 금액과 같으며, $\overline{W}$와 線型 관계에 있음을 보여준다. 여기서 수치분석(numerical analysis)을 통해 모델의 모수들이 변할 때 균형 기준시가 V^{*}가 어떻게 변하는지 살펴보자. 이를 위해 식 (15)에 주어진 조건이 만족되도록 세무조사확률 (p), 양도소득세율 (t) 및 가산세율 (q)에 일정한 수치를 부여한 후, 이 가운데 두 모수의 수치는 고정하고, 나머지 한 모수의 크기를 조금씩 증가시키면서 균형 기준시가가 어떻게 변화하는가를 조사하였다. 기본적으로 사용한 수치는 양도소득세율이 50%, 가산세율 40%, 그리고 세무조사확률은 40%로 정하였다. 수치분석 결과는 다음 세 표에 나타나 있다.

〈표 2〉 세무조사확률이 증가함에 따른 균형 기준시가의 변화

	t (양도소득세율) = 50%; q (가산세율) = 40%									
p (세무조사확률)	16%	18%	20%	22%	24%	26%	30%	35%	40%	50%
V^{*} (기준시가)	0.5%	3.1%	7.1%	11.8%	16.8%	22.0%	32.5%	45.4%	57.6%	78.9%

주: 균형 기준시가 V^{*}는 최대 양도소득 $\overline{W}$의 일정 비율로 나타나 있음.

〈표 3〉 양도소득세율이 증가함에 따른 균형 기준시가의 변화

	p(세무조사확률) = 40%; q (가산세율) = 40%									
t (양도소득세율)	20%	22%	24%	26%	28%	30%	35%	40%	45%	50%
V^* (기준시가)	0.2%	2.4%	6.0%	10.2%	14.8%	19.5%	30.7%	40.9%	50.0%	57.6%

주: 균형 기준시가 V^* 는 최대 양도소득 $\overline{W}$의 일정 비율로 나타나 있음.

〈표 4〉 가산세율이 증가함에 따른 균형 기준시가의 변화

	p(세무조사확률) = 40%; t (양도소득세율) = 50%									
q (가산세율)	13%	15%	17%	20%	24%	26%	28%	30%	35%	40%
V^* (기준시가)	0.1%	2.2%	6.1%	13.5%	24.2%	29.3%	34.2%	38.8%	49.1%	57.6%

주: 균형 기준시가 V^* 는 최대 양도소득 $\overline{W}$의 일정 비율로 나타나 있음.

위 세 표에 요약된 결과를 살펴보면, 세무조사확률, 양도소득세율 또는 가산세율이 증가하면 국세청의 균형 기준시가도 증가하며, 이러한 균형 기준시가의 증가는 양도소득세율 및 가산세율의 변화보다는 세무조사확률의 변화에 다소 더 민감함을 알 수 있다. 한편, V^* 보다 낮은(높은) V^c 를 갖는 납세자들은 실가신고(기준시가신고)를 선택하고, V^c 의 분포가 uniform하므로, V^* 가 상승하면 실가신고를 하는 납세자가 증가함을 의미한다. 사실 위 세 표의 균형기준시가가 $\overline{W}$의 일정 비율(%)로 나타나 있으므로, 그 비율 자체가 곧 전체 납세자 중 실가신고를 선택하는 납세자의 비율이 된다. 일례로, 〈표 4〉에서 세무조사확률이 40%이고 양도소득세율이 50%일 때 가산세율이 28%이면 실가로 신고하는 납세자가 전체의 약 1/3에 해당한다[9].

이와 같은 결과에 대한 직관은 다음과 같다. 세무조사확률이나 양도소득세율 또는 가산세율이 증가하면 실가신고에 의한 세수입 Π^R이 증가한다 (corollary 4). 따라서, 납세자들이 기준시가 대신 실가로 신고함으로써 발생하는 기회비용 (식 (11)에서의 $tV^c - \Pi^R$)이 감소하게 되고, 이로 인해 국세청은 균형 기준시가를 높이는 것이 유리하게 된다. 이상의 수치분석을 통해 얻은 결과는 다음과 같은 conjecture로 요약할 수 있다.

9) 이효익과 김기풍(1998)의 실증연구를 보면 1,021개의 표본 중 약 1/3 정도에 해당하는 334개가 실가신고의 경우에 해당한다 (192쪽 참조).

<u>Conjecture</u> 1: 다른 조건이 변화하지 않는 한, 세무조사확률, 양도소득세율, 또는 가산세율이 증가하면 국세청의 기준시가는 상승한다.

<u>Conjecture</u> 2: 다른 조건이 변화하지 않는 한, 세무조사확률, 양도소득세율, 또는 가산세율이 증가하면 실가로 신고하는 납세자가 늘어난다.

1998년은 전년도에 비해 양도소득세율이 전반적으로 10%씩 하락하였다. 따라서, 위 conjecture에 따르면 1998년도 국세청의 기준시가가 전년도에 비해 하락하고, 실가신고자의 비율도 감소하였을 것으로 예측할 수 있다. 한편, 식 (23)의 균형 기준시가를 살펴보면 $\overline{W}$ 의 증가함수임을 알 수 있다. 따라서, 양도소득의 분포가 상향 이동하게 되면 기준시가도 상향 조정될 것이다. 즉, 자산의 가격이 크게 상승하여 양도소득이 큰 경우 국세청은 기준시가도 높게 책정하게 된다.

Ⅲ. 결 어

본 연구는 우리 나라 양도소득 세제상 보유기간이 1년 이상인 자산의 경우 국세청이 고시한 기준시가 또는 실제 거래가액에 근거하여 양도소득을 신고할 수 있는 제도를 모형화하였다. 주요한 결과로는 양도소득세율, 또는 실가신고시의 세무조사확률 및 가산세율이 증가할수록 국세청의 기준시가는 상승하며, 전체 납세자 가운데 실가로 신고하는 납세자의 비율도 증가한다. 본 연구는 이러한 결과를 얻기 위하여 납세자의 효용함수 및 양도소득의 분포에 관하여 특정한 가정을 하였으므로, 해당 결과는 제한적으로 해석되어야 할 것이며, 연구결과의 일반화를 위해서는 추가적인 분석이 필요하다. 예를 들어, 납세자의 효용함수를 log 함수보다는 좀더 일반적인 형태의 효용함수(예, HARA class 효용함수 등)를 사용할 수 있을 것이며, 양도소득의 분포도 uniform 이외에 tractable한 확률밀도 함수(예: triangular distribution 등)를 사용할 수 있을 것이다.

또, 본 연구에서는 국세청이 전략적으로 결정하는 변수를 기준시가로 가정하고, 세무감사확률은 외생적으로 주어지는 것으로 가정하였다. 그러나, 토지와 같은 부동산의 경우 기준시가의 결정은 조세부문 이외의 다른 부문에도 영향을 끼칠 수 있는 민감한 사안이다. 일례로, 토지의 기준시가가 높게 책정되면 민간 소유의 토지를 공공용도로 사용하기 위해 수용해야 하는 경우 정부가 부담해야 할 수용비용이 증가한다. 따라서, 토지의 기준시가는 국세청 단

독으로 결정할 수 없는 경우가 대부분이다. 이러한 상황에서는 기준시가를 외생적으로 주어진 것으로 가정하고 세무감사 확률을 국세청의 전략변수로 보는 것이 더 타당할 것이다. 이 경우 납세자의 세무신고 행위는 납세자의 유형에 관한 정보를 전달(signal)해 주고, 국세청은 이에 근거하여 최적 세무감사 전략을 선택하는 신호균형 모델을 설정해야 할 것이다. 이러한 방향으로의 연구도 매우 흥미있는 연구가 될 것이다.

참 고 문 헌

이효익, 김기풍(1998), "양도소득세 신고행태로 본 조세회피성향 -국세청 지정지역 소재아파트의 양도를 중심으로", 한국회계학회, 「동계학술연구발표논문집」, pp.185-203.

정운오(1995), "추계과세제도에 관한 이론적 연구", 한국회계학회, 「회계학연구」, 제20권, 제3호, pp.23-47.

Allingham, M. G., & Sandmo, A.(1972), "Income Tax Evasion: A Theoretical Analysis", *Journal of Public Economics*, Vol.1, pp.323-338.

Beck, P., & Jung, W.(1989), "Taxpayers' Reporting Decisions and Auditing under Information Asymmetry",*Accounting Review*, Vol.64, No.3, pp.468-487.

Graetz, M., Reinganum, J. F., & Wilde, L. L.(1986), "The Tax Compliance Game: Toward an Interactive Theory of Law Enforcement", *Journal of Law Economics and Organization*, Vol.2, pp.1-32.

Jung, W.(1991), "Tax Reporting Game under Uncertain Tax Laws and Asymmetric Information", *Economics Letters*, Vol.35, pp.353-359.

__________ (1995), "Tax Litigation, Tax Reporting Game, and Social Costs", *The Journal of the American Taxation Association*, Vol.17, No.2, pp.1-19.

Yitzhaki, S.(1974), "A Note on Income Tax Evasion: A Theoretical Analysis", *Journal of Public Economics*, Vol.3, pp.201-202.