

우리나라 納稅者들의 納稅順應行爲 決定要因： 實驗資料를 사용한 實證結果*

朴 倉 均** · 玄 鎭 權***

논문초록

본 연구는 실험자료(experimental data)를 사용하여 우리나라 납세자들의 납세준응행위를 분석하였다. 납세준응행위는 여러 가지 요인들에 의해 이루어지며, 우리나라에서는 이에 대한 실증적 분석이 극히 한정되어 있다. 본 연구에서는 이와 관련된 외국연구에서 비교적 중요한 요인들로 밝혀진 세무조사 선정자 비율, 가산세율, 세율, 공공재에 대한 인식수준, 납세의식제고를 위한 교육을 중심으로 실증분석을 하였다.

세율은 납세준응도에 음의 영향을 주어서 세율이 높을수록 준응도가 낮아지는 관계를 보여준다. 반면 세무조사 대상자 선정비율과 가산세율은 납세준응도와는 양의 관계를 가지며, 그 정책효과에 있어서는 가산세율이 훨씬 높게 나타나, 납세준응도를 높이기 위해 가산세율의 강화가 중요한 정책방향임을 보여준다. 정부의 세입이 납세자들에게 공공재를 통해 제공된다는 사실은 납세준응도를 높여줄 것이라는 일반적인 직관과는 달리 공공재 제공과 준응도와는 음의 관계를 보여주었다. 이는 납세자들은 공공재에 대한 무임승차 성향이 높다는 것을 의미한다. 세금에 대한 교육은 납세준응도를 높이는 데에 유효한 정책수단으로 나타났으며, 교육 및 홍보강화가 중요한 정책방향임을 보여준다.

핵심 주제어: 납세준응, 실험자료

경제학문헌목록 주제분류: H2

* 본 연구는 수행과정에서 많은 분들의 도움을 받았다. 실험을 통한 자료수집에 많은 도움을 주신 한양대 문춘걸 교수와 자료분석에 도움을 준 한국조세연구원의 김용대 연구원, 실험에 참여한 한양대 경제학과 대학원생들에게 깊은 감사를 드린다. 아울러 본 논문을 심사한 익명의 심사자들의 논평에도 감사드린다.

** 한국개발연구원, 연구위원, e-mail: cp19@kdi.re.kr

*** 한국조세연구원, 연구위원, e-mail: jkhyun@kipf.re.kr

I. 서론

납세자들의 납세순응행위에 대한 연구는 Allingham and Sandmo(1972)의 이론적 연구에서 본격적으로 시작되었다. 주로 기대효용이론(expected utility theory)을 바탕으로 납세자와 세무당국간의 게임구조하에서 납세자들의 납세순응행위를 설명하고 있다.¹⁾

납세순응행위에 대한 실증분석은 미국을 중심으로 활발하게 진행중인데, 주로 납세자들의 신고자료, TCMP(Taxpayer Compliance Measurement Program) 자료를 사용하여 설명하고 있다. 납세자들의 납세순응행위를 결정하는 여러 가지 요인들에 대한 분석을 하기에는 이러한 자료들이 한계를 가지므로, 실험을 통한 실험대상자들의 납세순응도를 측정하는 실험자료(experimental data)가 유용하게 사용되고 있다.

납세자들의 납세순응행위에 영향을 미치는 요소들은 매우 많으며, 이 행위를 설명하기 위한 연구가 활발히 이루어지고 있다.²⁾ 납세순응행위를 유도하는 가장 대표적인 정책수단으로 세무조사 수준과 탈세혐의가 발각되었을 경우에 부과되는 가산세율을 들 수 있다. Dubin and Wilde(1988), Alm, Bahl, and Murray(1993) 등은 세무조사가 납세순응행위를 유도하는 효과적인 방법이라는 것을 실증적으로 보여주고, Boyd(1986)은 처벌위주의 정책이 납세순응을 유도하는 데 효과적임을 이론적으로 설명하고 있다. 그러나 이러한 결과들은 납세자들로 하여금 납세순응행위를 하도록 유도하기 위한 수단이 단지 처벌로만 이루어졌기 때문에, 현실을 완전하게 설명하지 못한다. 이는 세무조사 대상선정비율이 매우 낮고, 발각되었을 경우 가산세율도 높지 않은 경우에도, 납세자들의 납세순응비율은 여전히 매우 높다는 사실을 통해 알 수 있다. 납세자들의 납세순응행위는 세무당국의 처벌뿐만 아니라, 여러 가지 다른 요인들에 의해 복합적으로 작용하기 때문이다.

처벌 이외에 납세순응행위를 결정하는 요인들에 대한 많은 연구가 제시되었다. 먼저 납세자들이 세금을 자발적으로 내는 이유는 납세자가 필요로 하는 공공재를

1) 납세순응행위에 대한 종합적인 문헌고찰에 대해서는 Alm(1999), Andreoni, Erard, and Feinstein(1998), Fischer, Wartick, and Mark(1992) 등을 참조하기 바란다.

2) 미국 국세청에서는 납세순응행위에 영향을 미치는 요소로서 60여 개를 선정하고 분석한 바 있으며, 이러한 분석을 바탕으로 정책방향을 제시하고 있다.

정부가 효과적으로 제공하고 있다는 납세자들의 믿음이 중요한 요인이며, 이를 실증분석한 연구로 Alm, Jackson, and McKee(1993), Alm, McClelland, and Schulze(1992)를 들 수 있다. 또한 조세에 대한 사회적 가치관(social norm)이 납세자들의 납세순응행위를 결정하는 데 중요한 요인이 됨을 보여주었다(예를 들면, Alm, Sanchez, and Juan, 1995; Alm, McClelland, and Schulze, 1999). Alm, Bahl, and Murray(1990)는 세율을 포함한 조세구조가 납세순응행위에 중요한 요인임을 설명하고 있고, Alm, Jackson, and McKee(1992)는 조세정책의 불확실성이 납세자의 납세순응행위를 결정짓는 한 요인임을 보여주었다. 일반적으로 납세순응행위에 대한 다각도 분석을 통한 정책시사점은 처벌위주의 정책수단보다 성실납부를 유도하는 정책수단을 많이 제안하고 있다.³⁾ 납세자의 납세순응행위를 결정하는 요인에 대한 연구는 경제학뿐 아니라 사회과학 전반에서 다루어지는 연구과제로서 아직도 진행중에 있으며, 향후 계속적으로 발전될 것으로 전망된다.⁴⁾

우리나라의 탈세규모는 매우 높은 것으로 알려져 있다. 탈세의 문제는 소득종류 간 세부담의 불균형성, 세무부조리 등의 문제와 직결되므로 사회적 관심이 매우 높다. 또한 우리나라 조세정책에서 가장 심각한 현안으로 많은 논의가 되고 있는 실정이다.⁵⁾ 이러한 관심에도 불구하고, 탈세행위 혹은 납세순응행위에 대한 연구는 매우 저조한 실정이다. 대부분의 관련 연구들은 탈세규모를 산정하는 것으로, 이러한 연구들은 탈세행위를 설명하는 기초자료로서 활용될 수 있을 뿐이다.⁶⁾ 그러므로 납세자의 탈세행위 혹은 납세순응행위에 대한 체계적인 연구를 우리나라 조세행정의 발전을 위해 시급히 필요로 하는 시점이다.

본 연구는 우리나라 납세자들의 납세순응행위를 결정하는 요인들을 실증적으로 규명하는 데 있다. 납세순응행위를 결정하는 여러 가지 요인들 중에서 처벌위주의 정책수단들과 정부의 공공재 공급과 세금에 대한 교육이 납세순응수준에 미치는 효

3) Falkinger and Walther(1991), Nagin(1990), Smith and Stalans(1991) 등은 성실납세자에 대한 유인정책 수단들이 처벌위주의 정책수단들에 비해 납세순응을 유도하는 데 훨씬 효과적임을 보여주었다. 이러한 유인정책으로는 성실납부자에 대한 세액감면, 상대적으로 낮은 세무조사대상 선정비율의 적용, 무료 세무서비스 제공 등을 들 수 있다.

4) 납세순응행위에 대한 사회과학 전반에서 진행 중인 연구들을 정리한 문헌으로 Slemrod(1992)가 좋은 참고자료가 될 것이다.

5) 우리나라 조세정책의 현안에 대한 자세한 내용은 현진권(2000), 현진권·윤건영(1999) 등을 참고하기 바란다.

6) 대표적인 연구로 유일호(1998), 이철인(1998) 등을 들 수 있다.

과를 보여준다.

본 연구에서 사용한 자료는 실험을 통해 구한 자료로서 여러 가지 실험환경을 통해 다양한 납세순응행위를 측정할 수 있었다. 이러한 실험자료를 통한 실증분석은 우리나라에서는 시도되지 않은 것으로, 향후 납세순응행위에 대한 실증연구가 활발히 이루어질 수 있는 시발점으로 의의를 가진다. 분석방법은 Alm, Jackson, and McKee(1992)와 유사한 구조를 하고 있으며, 이를 통해 우리나라 납세자들의 납세순응행위와 미국의 납세자를 비교할 수 있는 이점을 가진다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 납세순응행위를 이론적으로 설명하기 위해 간단한 모형을 바탕으로 각 요소들의 효과를 살펴본다. 제Ⅲ절에서는 본 연구에서 사용한 실험자료를 구한 과정과 실험구조를 설명한다. 제Ⅳ절에서는 실증분석을 위한 모형과 실증결과를 보여주고, 제Ⅴ절에서는 본 연구를 요약하고 결론짓는다.

Ⅱ. 이론적 모형

실증분석의 대상이 될 이론적 모형은 Allingham and Sandmo(1972)에 의해 최초로 시도된 정태적 기대효용 극대화 모형이다. 편의를 위해 모형의 구조는 현진권(2001)의 논의에 바탕을 두고 간단히 소개하기로 한다.

납세자에게 일정한 소득 I 가 외생적으로 주어진다고 가정하자. 납세자는 전체소득 중의 일정부분 D 를 세무당국에 신고한다. 신고소득에 대해서는 세율 t 가 적용되어 tD 만큼의 세금을 납부하고, 미신고소득에 대해서는 세금을 납부하지 않아도 된다. 세무당국은 탈세의 방지를 위해 p 의 확률로 세무조사를 실시하고 일단 세무조사의 대상이 된 납세자의 실질소득은 세무당국에 완전히 알려진다고 가정한다. 또한, 탈세가 적발될 경우 탈루한 세액의 일정 배수 π 가 과징금으로 부과된다. 과징금으로서의 역할을 위해 π 는 항상 1보다 크다고 가정한다. 그러므로 납세자의 세후소득은 세무조사의 대상이 되어 탈세가 적발될 경우의 소득 I_C 와 세무조사의 대상이 되지 않을 경우의 소득 I_N 으로 나뉜다. 요약하면, $I_C = I - tD - \pi t(I - D)$ 와 $I_N = I - tD$ 가 된다.

납세자는 이상에서 주어진 각종 외생변수와 모수들을 고려하여 자신의 기대효용을 극대화시키는 신고소득의 수준을 결정한다.

$$\begin{aligned} \max_D \quad E[U] &= (1-p)U(I-tD) + pU(I-tD-\pi t(I-D)) \\ s.t \quad 0 &\leq D \leq I \end{aligned}$$

내부해(inner solution)를⁷⁾ 가정하고 효용극대화의 1계와 2계조건을 구하면 다음과 같다.

$$\frac{\partial E[U]}{\partial D} = -(1-p)tU'(I_N) + p t(\pi-1)U'(I_C) = 0 \quad (1)$$

$$\frac{\partial^2 E[U]}{\partial D^2} = (1-p)t^2 U''(I_N) + p t^2 (\pi-1)^2 U''(I_C) < 0 \quad (2)$$

효용함수의 강오목성(strict concavity)을 가정하면 2계조건은 항상 만족되며 최적화 문제의 해는 유일(unique)하다. 음함수 정리(implicit function theorem)를 이용하여 신고소득을 모형 내의 변수들의 함수로 표현하면 다음과 같은 최적해를 얻을 수 있다.

$$D = f(I, t, p, \pi) \quad (3)$$

- 7) 극대화 문제가 유일한 내부해를 갖기 위한 충분조건은 효용함수의 강볼록성을 통해 도출할 수 있다. 2계조건에 의하면 기대한계효용은 항상 감소하므로, 신고소득이 0일 때 기대한계효용이 양(+)이고 신고소득이 1일 때 기대한계효용이 음(-)이라면, 효용함수의 연속성(continuity)과 중간값 정리(intermediate value theorem)를 이용하여 유일한 내부해의 존재를 증명할 수 있다. 그러므로,

$$\left. \frac{\partial E[U]}{\partial D} \right|_{D=0} = -(1-p)tU'(I) + p t(\pi-1)U'((1-\pi)I) > 0$$

$$\left. \frac{\partial E[U]}{\partial D} \right|_{D=1} = -(1-p)tU'((1-t)I) + p t(\pi-1)U'((1-t)I) < 0$$

간단히 정리하면 다음과 같은 충분조건을 구할 수 있다.

$$\left[p + (1-p) \frac{U'(I)}{U'((1-\pi)I)} \right] < p\pi < 1$$

식 (3)에 나타난 각 변수가 신고소득에 미치는 영향을 알아보기 위해 1계조건에 대한 비교정태분석(comparative statistic analysis)을 행하면 다음과 같은 결과를 도출할 수 있다.⁸⁾

$$\frac{\partial D}{\partial p} > 0 \quad (4) \qquad \qquad \qquad \frac{\partial D}{\partial \pi} > 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial D}{\partial t} \geq 0 \quad (6) \qquad \qquad \qquad \frac{\partial D}{\partial I} \geq 0 \quad (7)$$

또한, 식 (3)의 각종 변수들이 납세순응도(tax compliance), 즉 전체소득 중 신고소득의 비중에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보기 위해 납세순응도 C 를 $C = \frac{D}{I}$ 로 정의하고 분석을 진행하면 다음의 결과를 얻을 수 있다.⁹⁾

$$\frac{\partial C}{\partial p} > 0 \quad (8) \qquad \qquad \qquad \frac{\partial C}{\partial \pi} > 0 \quad (9)$$

$$\frac{\partial C}{\partial t} \geq 0 \quad (10) \qquad \qquad \qquad \frac{\partial C}{\partial I} \geq 0 \quad (11)$$

이상에서 우리는 실증분석의 대상이 될 모형의 구조와 그로부터 도출되는 검증 가능한 제약들(testable restrictions)¹⁰⁾을 살펴보았다. 다음절에서는 모형의 현실적 합성을 실증적으로 검증함에 있어 유사데이터 생성과정(pseudo data generating process)로서 실험(experiment)의 불가피성과 유용성을 논의하고 이 글의 분석에 이용된 실험의 디자인과 수행절차에 대해 고찰해 보기로 한다.

8) 비교정태분석은 논문 말미의 <부록>에 자세히 설명되어 있다.

9) 식 (8) ~ (11)의 도출에 대한 자세한 내용은 <부록>을 참조.

10) 식 (4) ~ (11)은 모형으로부터 도출되는 검증 가능한 제약들이다.

Ⅲ. 실험자료의 생성과정

분석의 직접적 대상이 되는 최적해 (3)의 구성요소 중 실제소득 I 의 경우 정보의 비대칭성 (informational asymmetry)이 존재하는 전형적인 변수로서 납세자 본인 이외에는 정확한 값을 알 수가 없을 뿐 아니라, 그 값이 공공, 특히 징세당국에게 알려지지 않도록 할 경제적 유인이 존재하기 때문에 실증분석을 수행하는 연구자가 그에 대한 정보를 확보하기는 불가능하다. 또한, 납세와 세무조사에 관련되는 여러 자료들의 공개는 사생활보호라는 측면에서 법률로 엄격하게 제한 내지는 금지하고 있다.

미국의 경우, 전체 납세자들의 일정비율을 무작위추출하여 납세자들의 성실도를 분석한 TCMP (Tax Compliance Measurement Program) 자료가 있고, 그를 이용한 관련 연구가 매우 활발하다. 그러나 TCMP 자료도 횡단면 자료이므로 정책변수들의 효과를 다양하게 분석하는 데는 한계가 있다. 이러한 문제를 해결하기 위해 실험을 통해 얻어진 자료를 이용한 연구가 서구에서는 활발하게 이루어지고 있다. 우리나라에서는 TCMP와 유사한 자료가 존재하지 않을 뿐 아니라, 본 연구의 목적이 여러 가지 정책수단들이 납세순응도에 미치는 영향을 고찰하는 것이므로 실험을 통한 자료 분석이 불가피하다.

실험자료는 자료상의 제약으로 인한 실증분석의 어려움을 극복하기 위한 대안으로 제시된 것으로 실험 (experiment)을 통하여 인위적으로 데이터를 발생시켜 통계적 분석의 대상으로 삼는 것이다. 여러 연구자에 의해 지적되고 있는 한계점에도 불구하고,¹¹⁾ 연구방법론으로서 실험의 장점을 본 연구의 맥락에서 논의해 본다. 첫째, 납세자에게만 알려지는 정보를 실험관리자의 통제하에 둘 수 있으므로 위에서 논의된 바와 같은 이유로 종래에는 불가능했던 통계분석이 가능하게 된다. 둘째, 실험의 반복을 통해 비교적 적은 비용으로 많은 양의 표본을 확보할 수 있으므로 계량모형에 대한 추정치의 통계적 우수성을 확보할 수 있다. 셋째, 정책변수를 실험관리자가 임의로 통제할 수 있으므로, 실제의 데이터에서는 관찰할 수 없는 각종 정책변수들의 서로 다른 조합이 납세자의 의사결정에 미치는 영향을 실증적으로 분석할 수 있는 기회를 제공한다.

11) 실험경제학에 대한 훌륭한 입문서로 Davis and Holt (1993)가 있다.

실험은 세율 (t), 세무조사비용 (b), 가산세율 (π), 공공재의 존재 유무, 납세에 대한 사회적 규범의 주지 여부에 따라 서로 다른 환경을 가진 9개의 session으로 구성되었고, 각 session은 앞에서 열거된 변수의 값들은 고정되어 있으면서 외생적으로 주어지는 실제소득 (I)의 수준만을 달리하는 15개의 round로 구성된다. 그러므로 각 실험 참가자는 총 135회 ($15 \times 9 = 135$)의 실험에 참여하여 소득을 신고 (D)하게 된다. 세율은 10%, 25%, 40%의 세 단계로 주어지고, 가산세율도 또한 포탈세액의 100%, 300%, 500%의 세 단계로 주어진다. 세무조사 비율은 6%, 10%, 15%가 선택되었으며, 각 round에서 세무조사대상자의 선택은 해당 session에 주어진 비율에 따라 0과 1 사이의 구간에서 일양분포를 산정한 난수표 발생기에 의해 이루어진다. 실험 참가자에게 매번 달리 주어지는 실제소득은 평균 15,000원과 표준편차 5,000원을 갖는 정규분포로부터 독립적인 표본을 추출하였다. 9개 session에 적용된 변수들의 값과 그 조합은 <표 1>에 정리되어 있다.

예를 들어, session 1은 round 1에서 round 15까지 모두 15개의 round로 구성되는데, session 1이 지속되는 동안 모든 실험 참가자에게 세율 25%, 세무조사비용 10%, 탈세행위 발각시 가산세율 300%가 적용되며 공공재나 사회규범은 존재하지 않는다. Session 1의 round 1이 시작되면 각 실험 참가자에게 미리 정해진 분포에 의해 임의 추출된 실제소득이 알려진다. 각 실험 참가자는 주어진 실제소득과 세율, 세무조사비용, 부가세율 등 미리 정해진 실험의 환경을 고려하여 자신의 효용을 극대화하는 수준의 신고소득 수준을 결정하고 납부세액을 계산하여 이를 실험 수행자에게 보고한다. 모든 신고소득과 납부세액을 보고 받은 실험 수행자는 미리 정해진 방법¹²⁾에 따라 세무조사의 대상자를 선정한다. 세무조사의 대상자가 된 납세자(실험 참가자)는 자신의 실제소득을 징세당국(실험 수행자)에 보고하고 자신의 탈세액과 부가세율을 곱하여 과징금을 납부한다. 세무조사의 대상으로 선정되지 않은 납세자는 자신의 실제소득과 납부세액의 차이를 자신의 세후소득으로 취한다. 반면 세무조사의 대상이 된 납세자는 자신의 실제소득에서 최초의 신고세액과 과징금의 합을 차감하여 세후소득을 계산한다. 매 round에서 각 실험 참가자에 대하여 세후소득과 실제소득의 비율을 계산하여 이를 실험 참가자의 성과지수(performance

12) Session 1의 모든 round에서는 0과 1 사이의 구간에서 일양분포를 갖는 확률변수를 각 실험 참가자 별로 독립적으로 발생시켜, 해당 변수가 0과 0.15 사이이면 세무조사의 대상자가 되고 0.15를 초과하면 세무조사의 대상자가 되지 않도록 고안되어 있다.

index)로 삼았다. 실험이 진행되는 동안 각 실험 참가자의 성과지수(performance index)는 본인에게만 알려진다. 이상의 모든 절차가 끝나면 session 1의 round 2가 시작되고 각 실험 참가자에게는 새로운 실제소득이 주어지고 동일한 실험절차가 반복된다.¹³⁾

이론적 논의와 관련하여 각주 7)에서 살펴본 바와 같이 납세자의 최적화 문제가 내부해를 가지기 위해서 세무조사 비율과 가산세율의 곱이 1이하가 되어야 하는데, 실험에서는 <표 1>에서 보는 바와 같이 그 조건이 만족되도록 변수들이 조정되어 있다.

Session 8에서는 정부가 공공재를 공급하는 경우에 실험 대상자들의 납세순응 수준을 관찰하였다. 먼저, 모든 실험 참가자들의 납세액과 세무조사 대상자의 과징금을 합하여 총납부액을 구한다. 다음으로, 총납부액의 2배만큼을 공동기금으로 적립한 뒤, 실험 참가자에게 동등하게 나누어준다.¹⁴⁾ 이러한 실험환경의 설정은 조세가 납세자로부터 정부로의 일방적인 자원 이전이 아니라 공공재의 재원이 된다는 사실을 주지시키는 역할을 할 뿐 아니라 공공재의 규모 결정과정에서 무임승차(free riding)에 대한 유인을 제공하기도 한다.

납세에 대한 사회적 규범(social norm)의 주지가 납세순응에 미치는 영향을 분석하기 위하여 session 9가 실험에 추가되었다. Session을 시작하기 전 실험 수행자가 실험 참가자를 대상으로 약 15분간에 걸쳐, 성실 납세의 중요성과 조세포탈로 인한 지하경제의 폐해 등에 대한 강의를 하였다. 납세순응행위를 결정함에 있어 사회적 규범의 중요성은 이미 Alm, Sanchez, and Juan(1995)와 Alm, McClelland, and Sanchez(1999) 등에 의해 강조된 바 있다.

본 연구를 위하여 서울에 위치한 한양대학교 경제학과 대학원생 15명이 자발적 선택에 따라 실험에 참가하였다.¹⁵⁾ 실험참가자가 자신들의 참된 선호체계를 실험

13) 예를 들어, I. D.가 1인 실험 참가자에게 session 1의 round 1에서 7,180원의 실제소득이 부여되었다. 그는 180원의 소득을 신고하여 45원($=180 \times 0.25$)의 세금을 납부하였으나 세무조사의 대상이 되지 않았으므로, 이 round의 성과지수는 $0.9936(=(7180 - 45) / 7180)$ 이 된다. 반면, 동일한 참가자에게 session 1의 round 9에서는 18,680원의 실제소득이 부여되었고, 680원의 소득을 신고하여 170원($=680 \times 0.25$)의 세금을 납부하였다. 그러나 이번에는 세무조사의 대상이 되어 $18,000\text{원}(=(1+3) \times 0.25 \times (18,680-680))$ 의 과징금을 납부하였으므로 이 round의 성과지수는 $0.0273(=(18,680-170-18,000) / 18,680)$ 이 된다.

14) 총납부액의 2배를 산정한 까닭은 공공재에 대한 소비자 잉여(consumer surplus)를 고려하기 위해서이며, 그 규모를 편의상 2배로 가정한다.

〈표 1〉 실험환경

| | 세율 | 가산세율 | 세무조사비용 | 공공재 | 사회규범 |
|----------|-----|------|--------|-----|------|
| Session1 | 25% | 300% | 10% | × | × |
| Session2 | 10% | 300% | 10% | × | × |
| Session3 | 40% | 300% | 10% | × | × |
| Session4 | 25% | 100% | 10% | × | × |
| Session5 | 25% | 500% | 10% | × | × |
| Session6 | 25% | 300% | 6% | × | × |
| Session7 | 25% | 300% | 15% | × | × |
| Session8 | 25% | 300% | 10% | 0 | × |
| Session9 | 25% | 300% | 10% | × | 0 |

에서 표현하도록 유도하기 위해 금전적 보상을 하였다. 이러한 금전적 보상은 실험 자료가 신빙성을 가지게 하는데 있어서 매우 중요한 유인책이다. 각 round마다 실질소득에서 세액과 가산세율을 공제한 세후소득과 실질소득의 비율을 계산한 뒤 모든 round에서 계산된 비율의 평균에 따라 실험 참가자의 성적을 매겼다. 성적에 따라 실험 참가자를 다섯 그룹으로 나누고, 각 그룹에 4만 원부터 2만 원까지 5000원 씩 차등을 두어 현금을 지급하였다.¹⁶⁾

IV. 실증분석 결과

실증분석 모형은 크게 종속변수로 신고소득의 절대치를 사용한 경우와 실제소득 대비 신고소득의 비율을 사용한 두 가지 경우로 나누어 분석한다.

1. 실증 모형 1 : 종속변수가 신고소득 금액인 경우

본 연구에서 가장 중심이 되는 실증분석의 대상은 식 (3)이다. 우선, 최적해 (3)

15) 일반적으로 실험에서는 편의상 혹은 비용 때문에 학생들을 대상으로 하는 것이 보편적이며, 서구의 선행 연구들도 대부분 학생들을 실험대상으로 분석하였다. 또한 Plott (1987)는 학생그룹과 비학생 그룹간의 실험결과의 차이를 분석한 결과 별다른 차이가 없음을 실증적으로 보여 주었다.

16) 본 연구에서 사용한 실험결과를 필요로 하는 분은 필자에게 연락하면 얻을 수 있다.

을 선형화(linearize) 하고 그 과정에서 생기는 오차를 교란항(error term)으로 처리하면 다음과 같은 추정식을 얻는다.

$$\begin{aligned} D_i &= \beta_0 + \beta_1 I_i + \beta_2 t_i + \beta_3 p_i + \beta_4 \pi_i + \varepsilon_i \\ &\equiv \beta' x_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (12)$$

여기서 $\beta' = [\beta_0 \ \beta_1 \ \beta_2 \ \beta_3 \ \beta_4]$, $x_i = [1 \ I_i \ t_i \ p_i \ \pi_i]'$ 이다.

식 (12)를 이용하여 교란항에 대한 고전적 가정(classical assumptions)을 취한 후, 최소자승법(method of least squares)을 이용한 추정을 실행할 수도 있다. 그러나 종속변수인 신고소득은 논리적으로 음의 값을 가질 수 없으며, 실제로 표본 중 약 13%의 관측치에서 0의 값을 가진다. 이러한 문제점을 고려하여, 식 (12)의 D_i 를 의도된(desired) 신고소득으로 해석하고 실제로 관측되는 신고소득 y_i 는 D_i 와 다음과 같은 관계를 가진다고 가정한다.

$$\begin{aligned} y_i &= D_i \quad \text{if } D_i > 0 \\ &= 0 \quad \text{otherwise} \end{aligned}$$

이에 더하여, 교란항이 평균 0, 분산 σ^2 인 정규분포를 따르며 각 관측치가 독립적이고 동일한 분포(i. i. d.)를 따른다고 가정하면, Tobit 회귀함수 모형을 최우추정법(maximum likelihood estimation)에 의해 추정할 수 있으며, 우도함수는 다음과 같이 주어진다.

$$L = \prod_{i=1}^n \left[1 - \Phi\left(\frac{\beta' x_i}{\sigma}\right) \right]^{(1-u_i)} \left[\frac{1}{\sigma} \phi\left(\frac{y_i - \beta' x_i}{\sigma}\right) \right]^{u_i} \quad (13)$$

위에서 u_i 는 $u_i = I_{[D_i > 0]}$ 으로 정의되는 지표함수(indicator function)이다. 또한,

$$\Phi(z) = \int_{-\infty}^z \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{s^2}{2}\right) ds, \quad \phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{z^2}{2}\right) \text{로 정의된다.}$$

식 (13)을 극대화하여 얻을 수 있는 최우추정치는 표본의 크기가 증가함에 따라 일치성

(consistency) 과 효율성 (efficiency) 을 가지는 우수한 추정치라는 것은 잘 알려진 사실이다.

추정의 결과는 모형의 적합성에 관한 두 가지의 검정 통계량과 더불어 <표 2>에 보고되어 있다. 가장 주목할 만한 결과는 모든 추정치들이 이론에서 예측된 것과 같은 부호를 가지며, 통계적 유의성 또한 상당히 높다는 것이다. 이론의 예측과 같이 가산세율, 세무조사비율의 증가는 신고소득 절대액의 증가를 가져온다. 또한, 이론적 논의가 그 방향을 예측하지 못했던 실제소득의 부호는 통계적으로 유의미한 양으로 나타난다. 한 가지 가능한 해석은 효용함수가 소득이 증가함에 따라 절대위험기피도가 급격히 하락하는 형태를 취하여 부록에 제시된 (A4)의 편도함수가 양이 된다는 것이다. 반면에, 세율의 증가는 신고소득의 감소를 가져오는데, 이는 이론적 모형이 변화의 방향을 지시하지 못한 경우였다. 세율의 증가는 세후소득을 감소시켜 소득효과를 통한 탈세유인을 증대시킴과 동시에 세무조사 대상자가 되었을 경우, 납부해야 되는 과징금을 증가시켜 탈세를 억제하는 두 가지 상반된 효과를 동시에 가져온다. 실증분석에서는 전자가 후자를 압도하여 전체적으로 세율의 증가가 탈세액의 증가를 가져오는 것으로 나타난다.

<표 2>의 하단부에는 실증적 모형의 적합성에 대한 두 가지의 검정통계량이 보고되어 있다. 첫 번째 통계량은 상수항을 제외한 모든 변수들의 결합 설명력 (joint explanatory power) 을 검증하는 우도비 검정 (likelihood ratio test: LR) 통계량이다. 상수항을 제외한 4개의 변수들이 종속변수의 움직임을 설명하지 못한다는 귀무가설하에서 LR통계량은 자유도 4인 χ^2 분포를 따르며, 보고된 통계량에 따르면 귀무가설은 통상적인 유의수준에서 기각된다. Nelson(1981)은 실증모형의 전반적 적합성에 대한 Hausman(1978)의 검정 (Hausman specification test)을 Tobit 모형에 특성화시켜 새로운 검정법을 제안하였다. 편의상 그 검정법을 NH검정¹⁷⁾이라 부르기로 한다. 모형이 데이터를 설명하기에 적합한 것이라는 귀무가설하에서 NH검정 통계량은 자유도 4인 χ^2 분포를 따르며, 보고된 통계량에 따르면 귀무가설은 통상적인 유의수준에서 기각된다. 즉, NH검정이 가리키는 바에 의하면 어떠한 이유에서건, ¹⁸⁾ <표 2>의 실증모형이 데이터를 설명하기에는 부족한 측면이 있다는 결론을

17) 검정통계량은 종속변수와 독립변수의 곱에 대한 기대치의 급수법 (method of moments) 추정치와 최우추정법 (maximum likelihood)에 의한 추정치의 차이에 근거하여 구해진다. 자세한 절차에 대해서는 Nelson(1981)을 참조할 것.

내릴 수 있다.

〈표 2〉의 마지막 열에 보고된 탄력성 η^1 은 다음과 같이 정의된다.

$$\eta^1 \equiv \frac{\partial E(y)}{\partial x_j} \frac{x_j}{E(y)} = \beta_j \phi \left(\frac{\beta' x}{\sigma} \right) \frac{x_j}{E(y)} \quad (14)$$

모수들의 최우추정치와 변수들의 표본 평균치를 식(14)에 대입하여 탄력성을 실제로 계산할 수 있다. 위에서 정의된 탄력성은 설명변수가 변할 때 평균 신고소득이 어떻게 반응하는가에 대한 지표이다. 예를 들어, 실제소득이 1% 오르면 신고소득은 약 0.9% 늘어난다는 해석을 할 수 있다.

〈표 2〉를 요약하면 소득신고의 성실도를 촉진시키기 위해서 세율은 낮추고, 가산세율과 세무조사의 비율은 높여야 하며, 이들 중 가산세율이 가장 효과적인 정책수단이라는 결론을 도출할 수 있다.

〈표 2〉 추정결과: 모형 1¹⁾, 2²⁾

| 독립변수 | 추정치 | P-값 | 탄력성(η^1) |
|----------------------|------------------|-----------|-----------------|
| 상수 | -0.6292 (0.1074) | 0.0000 | |
| 실제소득 | 0.3892 (0.0303) | 0.0000 | 0.9215 |
| 세율 | -0.8539 (0.1844) | 0.0000 | -0.3393 |
| 가산세율 | 0.1476 (0.0139) | 0.0000 | 0.9383 |
| 세무조사비율 | 2.2476 (0.6194) | 0.0001 | 0.3622 |
| 표본수 | | 1,575 | |
| 우도함수의 최대값 | | -1411.764 | |
| LR 통계량 ³⁾ | | 281.305 | |
| NH 통계량 ⁴⁾ | | 20.744 | |

1) 종속 변수: 신고소득(단위: 만원).

2) 표준오차(standard error)는 추정치 아래 괄호 안에 보고되어 있음.

3) 보고된 통계량은 자유도 4인 χ^2 분포를 따르며, 보고치에 해당하는 p-값은 0.0000.

4) 보고된 통계량은 자유도 5인 χ^2 분포를 따르며, 보고치에 해당하는 p-값은 0.0020.

18) Hausman검정에서는 명시적인 대립가설을 세우지 않고 검정을 진행하기 때문에, 귀무가설이 기각될 경우 표본이 어떤 이유로 귀무가설과는 양립할 수 없다는 사실을 제시하지 못한다. 이러한 점은 Hausman검정의 단점일 수도 있으나, 오히려 모형의 적합성을 광범위하게 검증할 수 있다는 측면에서 장점으로 작용할 수도 있다.

일반적인 선형회귀모형(linear regression model)에서는 탄력성을 계산하는 데 필요한 회귀함수의 설명변수에 대한 편도함수는 해당 설명변수에 주어진 계수가 되지만, Tobit 모형에서는 여러 가지의 서로 다른 해석을 가진 편도함수를 구할 수 있고 그에 따라 다음과 같이 다른 의미를 가진 탄력성을 구할 수 있다.

$$\eta^2 = \frac{\partial E(D)}{\partial x_j} \frac{x_j}{E(D)} = \beta_j \frac{x_j}{E(D)}$$

$$\eta^3 = \frac{\partial E(y|D>0)}{\partial x_j} \frac{x_j}{E(y|D>0)} = \beta_j \left[1 - z \frac{\phi(z)}{\Phi(z)} - \left(\frac{\phi(z)}{\Phi(z)} \right)^2 \right] \frac{x_j}{E(y|D>0)}$$

위에서 $z = (\beta'x/\sigma)$ 로 정의된다. η^2 는 설명변수의 변화에 대응하여 의도된 신고소득의 평균이 변하는 정도에 대한 척도로 각종 정책도구들이 조세순응에 미치는 영향을 알아볼 수 있는 유용한 도구이다. 그러나 의도된 신고소득 D 를 관찰할 수 없으므로 그 평균에 상응하는 값은 표본을 사용하여 계산할 수 없고, 따라서 현실적으로 계산이 불가능하다. η^3 는 설명변수의 변화에 대하여 신고소득이 0보다 큰 납세자들의 평균 신고소득이 어떻게 반응하는가를 보여주는 지표이다. η^3 는 최우 추정치와 표본을 이용하여 쉽게 계산할 수 있을 뿐 아니라, 각종 정책도구의 변화가 세수에 미치는 영향을 보여준다는 측면에서 η^2 과는 다른 특성을 가지고 있다. 세수(TR)는 세원(신고소득)과 세율의 곱 $TR = y \times t$ 로 정의되므로 양변에 로그를 취하고 미분하면 다음과 같은 관계를 도출할 수 있다.

$$\text{세수의 변화율} = \text{신고소득의 변화율} + \text{세율의 변화율} \quad (15)$$

η^3 와 식 (15)를 이용한 각종 설명변수의 세수탄력성은 <표 3>에 보고되어 있다.

<표 3> 투입요소 대비 탄력성(η^3)과 세수탄력성

| | η^3 | 세수탄력성 |
|--------|----------|--------|
| 실제소득 | 0.7850 | 0.7850 |
| 세율 | -0.2890 | 0.7210 |
| 가산세율 | 0.7994 | 0.7994 |
| 세무조사비율 | 0.3086 | 0.3086 |

공공재의 존재나 납세에 대한 사회적 규범의 주지가 납세순응에 영향을 미친다는 주장은 이론 및 실증적 연구에서 그 중요성이 많이 제기되었다. 본 연구에서도 이러한 주장이 실증적인 증거에 의해 정당화 될 수 있는지 확인하기 위해 기본적인 7개의 session에 더하여 공공재(session 8)와 사회적 규범(session 9)을 추가적 설명변수로 하는 실험환경을 설정하고 앞에서와 같은 방식으로 실험을 실시하였다. 모형 I-1과 모형 I-2를 대상으로 한 추정치는 <표 4>에 보고되어 있다.

첫째, 두 모형 모두에서 실제소득, 세율, 가산세율, 세무조사 비율의 계수들(coefficients)의 부호가 실증모형 I의 경우와 같이 이론적 모형이 예측하는 바와 일치하며 계수의 값이 0이라는 귀무가설에 대한 P-값이 사실상 0%로 통계적 유의성이 인정된다. 둘째, 두 모형 모두에서 LR 통계량은 적절한 설명변수의 선택을 가리키고 있으나, NH 통계량은 여전히 잘못된 실증모형의 설정을 암시하고 있다. 셋째, 탄력성을 기준으로 가공 정책수단의 유효성을 살펴보면, 여전히 가산세율의 인상이 세율의 인하나 세무조사비율의 증가보다 납세순응의 증진에 효과적인 것으로 나타난다. 넷째, <표 4>에 보고된 모든 추정치의 크기(magnitude)가 <표 2>에 나타난 것과 매우 유사하다. 예를 들어, <표 2>에 있는 실제소득에 대한 계수 추정치의 95% 신뢰구간은 (0.3589, 0.4195)인데 <표 4>의 두 모형 모두에서 같은 계수의 추정치가 앞의 신뢰구간에 속한다.

모형에 추가적인 변수를 포함시키더라도 이미 모형 내에 존재하는 변수에 대한 파라미터의 추정치가 크게 영향을 받지 않는다는 것은 제외된 변수로 인한 편의(omitted variable bias)가 존재하지 않거나 극히 작다는 것을 의미한다.¹⁹⁾ 마지막으로

19) 일부 연구에서는 이와 같은 사실을 지나치게 확대 해석하여 모형 내의 변수들이 서로 직교(orthogonal)하므로 제외된 변수로 인한 편의를 걱정할 필요 없이 개별 변수들만 따로 떼어내어 분석을 할 수 있다고 주장한다(Alm, Jackson, and McKee, 1992). 실험에서는 실험수행자가 각 변수들을 임의로 조정할 수 있으므로, 실험의 디자인 당시 변수들간에 일정한 관계를 상정하지 않았다면 변수들이 직교한다는 조건을 만족시켜서 제외된 변수로 인한 편의를 제거하기가 매우 용이하다. 실제로 본 연구에서도 세율, 가산세율, 세무조사비율 등의 변수들이 서로간에 일정한 관계를 갖지 않고 각 session마다 임의로 조정되었다. 그러나 실험으로부터 생성된 표본이 아니라 실제 납세자료로부터 추출된 표본을 쓸 경우 변수들간의 직교성(orthogonality)은 사실상 유지 불가능한 조건이다. 가장 쉬운 예로, 세율은 소득수준에 따라 결정되므로 두 변수간의 직교성은 납세 데이터를 이용한 분석에서는 적용되지 않을 것이 명백하다. 더구나, Tobit 모형은 이상의 논의가 적용되는 선형 모형이 아니라 비선형 모형임을 고려하면, 각 설명변수와 납세순응간의 상관관계를 분석함에 있어 제외된 변수로 인한 편의(omitted variable bias)를 걱정하지 않아도 된다는 주장은 지나치게 극단적인 것이라고 할 수 있다.

로 <표 5>에는 탄력성 η^3 이 계산되어 있다. η^1 의 경우와 마찬가지로 공공재의 경우에는 각종 정책변수들의 유효성이 증가했고 사회적 규범이 추가적 변수인 경우에는 유효성이 감소했다.

<표 4> 추정결과: 모형 I-1, 모형 I-2^{1), 2)}

| 독립변수 | 모형 I-1 | | 모형 I-2 | |
|----------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| | 추정치 | 탄력성 (η^1) | 추정치 | 탄력성 (η^1) |
| 상수 | -0.5870 (0.1053) | | -0.6027 (0.1071) | |
| 실제소득 | 0.3622 (0.0283) | 0.8923 | 0.3705 (0.0285) | 0.8537 |
| 세율 | -0.8502 (0.1828) | -0.3522 | -0.8511 (0.1862) | -0.3289 |
| 가산세율 | 0.1476 (0.0138) | 0.9781 | 0.1479 (0.0141) | 0.9147 |
| 세무조사비율 | 2.2243 (0.6139) | 0.3729 | 2.2376 (0.6254) | 0.3501 |
| 공공재 | -0.2410 (0.0421) | | N. A | |
| 사회규범 | N. A | | 0.1627 (0.0423) | |
| 표본수 | 1,800 | | 1,800 | |
| 우도합수 최대값 | -1668.654 | | -1630.577 | |
| LR 통계량 ³⁾ | 316.224 | | 297.576 | |
| NH 통계량 ⁴⁾ | 44.881 | | 17.155 | |

1) 종속변수: 신고소득(단위: 만 원).

2) 표준오차(standard error)는 추정치 아래 괄호 안에 보고되어 있음.

3) 보고된 통계량은 자유도 6인 χ^2 분포를 따르며, 보고치에 해당하는 p-값은 0.0000과 0.0000.

4) 보고된 통계량은 자유도 7인 χ^2 분포를 따르며, 보고치에 해당하는 p-값은 0.0000과 0.0164.

<표 5> 탄력성 추정결과 (η^3)

| 설명변수 | 모형 I-1 | 모형 II-2 |
|--------|---------|---------|
| 실제소득 | 0.7499 | 0.7309 |
| 세율 | -0.2959 | -0.2816 |
| 가산세율 | 0.8221 | 0.7831 |
| 세무조사비율 | 0.3134 | 0.2997 |

2. 실증 모형 II: 종속변수가 신고율인 경우

이 절에서는 각종 설명변수들이 납세순응도에 미치는 영향을 알아보기 위해 종속변수를 실제소득 중 신고소득의 비중으로 정의되는 신고율로 대체하고 앞 절의 분석을 반복하였다. 실증 모형 I의 경우와 달리 관찰된 종속변수의 값은 0과 1 사이에 분포하므로 일반적인 Tobit 모형을 종속변수의 성격에 맞게 고쳐야 한다. 실제 표본에서 0과 1이 차지하는 비중은 약 13%와 2.3% 정도로 이들을 무시한 추정은 편의(bias)를 가질 수밖에 없다.

위와 같은 종속변수의 특징을 고려한 새로운 모형은 다음과 같은 구조를 가지고 있다.

$$C_i = \beta x_i + \varepsilon_i$$

의도된 신고율 R_i 는 실제소득, 세율, 가산세율, 세무조사비율의 선형함수이다. 반면, 실제로 관찰된 신고율 y_i 는 아래와 같이 0과 1에서 절단(censored)되어 있다.

$$\begin{aligned} y_i &= 0 && \text{if } C_i < 0 \\ &= C_i && \text{if } 0 < C_i < 1 \\ &= 1 && \text{if } C_i > 1 \end{aligned}$$

교란항이 평균 0, 분산 σ^2 인 정규분포를 따른다는 가정을 하면 관찰된 신고율 y_i 는 양쪽 꼬리가 절단된 정규분포(doubly truncated normal distribution)를 가진다. 이에 따른 우도함수를 구해보면 다음과 같다.

$$L = \prod_{i=1}^n \left[1 - \Phi\left(\frac{\beta' x_i}{\sigma}\right) \right]^{(1-u_i-v_i)} \left[\frac{1}{\sigma} \phi\left(\frac{y_i - \beta' x_i}{\sigma}\right) \right]^{u_i} \left[1 - \Phi\left(\frac{1 - \beta' x_i}{\sigma}\right) \right]^{v_i} \quad (16)$$

여기서 $u_i = I_{[0 < C_i < 1]}$, $v_i = I_{[C_i = 1]}$ 인 지표함수이다.

<표 6>은 식 (16)을 최적화한 결과이다. 가장 주목할 만한 결과는 실제소득이

설명변수로서 통계적 유의성을 상실했다는 것이다. 즉, 신고율은 실제소득의 수준에 관계없이 일정하다는 것인데, 이는 상대적 위험기피도 R 이 소득수준에 관계없이 일정함을 의미한다.²⁰⁾ 둘째, 모형 I의 경우와 달리 실증모형의 적합성을 평가하기 위해 제시된 LR검정과 NH검정을 모두 통과한다. 전자의 경우 상수항을 제외한 모든 설명변수들이 결합 설명력이 없다는 귀무가설이 기각되고, 후자의 경우 모형이 데이터를 설명하기에 적합하다는 귀무가설이 기각되지 않는다. 셋째, 가산세율, 세무조사 비율이 납세순응도에 미치는 영향은 이론이 제시하는 바와 같고, 탄력성을 이용해 평가해 볼 수 있는 두 정책간의 상대적 효과성(effectiveness)도 모형 I의 경우와 같다. 마지막으로, 비교를 위해 앞에서 정의된 또 하나의 탄력성 η^3 을 계산해보면, -0.0332(실제소득), -0.2480(세율), 0.6548(가산세율), 0.2630(세무조사비율)이다.

〈표 6〉 추정결과: 모형 II^{1), 2)}

| 독립변수 | 추정치 | P-값 | 탄력성(η^1) |
|----------------------|------------------|----------|-----------------|
| 상수 | -0.0114 (0.0685) | 0.4341 | |
| 실제소득 | -0.0137 (0.0195) | 0.2421 | -0.0340 |
| 세율 | -0.6102 (0.1193) | 0.0000 | -0.2544 |
| 가산세율 | 0.1007 (0.0090) | 0.0000 | 0.6717 |
| 세무조사비율 | 1.5953 (0.3985) | 0.0000 | 0.2697 |
| 표본수 | | 1,575 | |
| 우도함수의 최대값 | | -845.393 | |
| LR 통계량 ³⁾ | | 159.820 | |
| NH 통계량 ⁴⁾ | | 5.859 | |

- 1) 종속변수: 신고율 = 신고소득 / 실제소득.
- 2) 표준오차(standard error)는 추정치 아래 괄호 안에 보고되어 있음.
- 3) 보고된 통계량은 자유도 4인 χ^2 분포를 따르며, 보고치에 해당하는 p-값은 0.0000.
- 4) 보고된 통계량은 자유도 5인 χ^2 분포를 따르며, 보고치에 해당하는 p-값은 0.3202.

20) 이는 비록 본 연구의 주된 관심사에서 벗어나는 것이기는 하지만 거시경제학 모형에서 자주 이용되는 효용함수의 미시적 실증적 근거로 제시될 수 있다는 면에서 매우 흥미로운 결과이다.

$$\begin{aligned} \text{예를 들면, } u(c) &= \frac{c^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad \gamma > 0, \neq 1, \\ &= \ln c \quad \gamma = 1 \end{aligned}$$

〈표 7〉 추정결과: 모형 II-1, 모형 II-2^{1), 2)}

| 독립변수 | 모형 II-1 | | 모형 II-2 | |
|---------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| | 추정치 | 탄력성 (η^1) | 추정치 | 탄력성 (η^2) |
| 상수 | -0.0014 (0.0663) | | 0.0619 (0.0687) | |
| 실제소득 | -0.0203 (0.0183) | -0.0784 | -0.0332 (0.0184) | -0.1184 |
| 세율 | -0.6093 (0.1187) | -0.3954 | -0.6079 (0.1205) | -0.3637 |
| 가산세율 | 0.1008 (0.0089) | 1.0467 | 0.1010 (0.0091) | 0.9667 |
| 세무조사비용 | 1.5905 (0.3943) | 0.4212 | 1.5847 (0.4032) | 0.3838 |
| 공공재 | -0.1561 (0.0274) | | N. A. | |
| 사회규범 | N. A. | | 0.1358 (0.0274) | |
| 표본수 | 1,800 | | 1,800 | |
| 우도함수 최대값 | -969.993 | | -982.593 | |
| LR통계량 ³⁾ | 91.006 | | 96.113 | |
| NH통계량 ⁴⁾ | 14.361 | | 3.280 | |

1) 변수: 신고율 = 신고소득 / 실제소득.

2) 오차(standard error)는 추정치 아래 괄호 안에 보고되어 있음.

3) 된 통계량은 자유도 6인 χ^2 분포를 따르며, 보고치에 해당하는 p-값은 0.0000과 0.0000.

4) 된 통계량은 자유도 7인 χ^2 분포를 따르며, 보고치에 해당하는 p-값은 0.0451과 0.8579.

종합하면, 납세순응도는 소득수준에 관계없이 일정하며 이를 높이는 데는 가산세율의 인상과 세무조사비용의 인상이 모두 유효한 조치이나 전자가 좀 더 효과가 크다고 할 수 있다.

정책변수들이 납세순응도(신고율)에 미치는 영향을 알아보기 위해 모형 II의 경우와 같이 종속변수를 신고율로 두고 공공재 또는 사회규범을 설명변수로 추가한 뒤, 양쪽 꼬리가 절단된 정규분포를 가정하고 모형을 추정하였다.

〈표 7〉에 보고된 결과를 해석해 보면, 첫째, 추정된 모든 계수의 부호가 모형 II의 경우와 일치하고 크기 또한 서로의 95% 신뢰구간 내에 속할 정도로 매우 유사하다. 둘째, 실증모형이 표본을 묘사하기에 적합한지를 나타내는 LR 통계량, NH 통계량 등의 통계적 지표들이 모두 적절한 모형설정을 암시하고 있다. 셋째, (관찰된) 납세순응도가 설명변수의 변화에 반응하는 정도에 대한 척도인 탄력성 η^1 의 추정치에 의하면, ²¹⁾ 추가적인 설명변수의 도입이 탄력성의 순위를 바꾸지 않으나 납

21) 종속변수가 신고소득 금액이 아니고 신고율인 경우 탄력성의 해석에 매우 주의하여야 한다. 〈표 7〉에 의하면 세율에 대한 신고율의 탄력성은 0.3954이다. 이는 세율이 1% 상승할 때, 신고율이 0.3954% 포인트 감소함을 의미하지 않는다. 세율의 표본 평균치는 25%이므로, 표에 보고된 탄력성을

세순응도의 반응을 민감하게 만드는 역할을 한다. 넷째, 소득수준에 관계없이 실제 소득 중 일정한 비율만을 신고한다는 가설은 <표 7>의 두 모형 모두에서 다시 확인된다. 다섯째, 공공재의 존재는 납세순응도를 낮추고, 사회적 규범의 주지는 납세순응도를 증진시키는 역할을 하는 것으로 나타난다. 공공재의 존재가 납세순응도에 미치는 부정적 영향은 타인의 납세금액에 편승하여 자신의 납세액을 증대하지 않고서도 효용을 증가시킬 수 있는 무임승차(free riding)의 유인을 최대한 이용한 전략적 행위의 결과로 보인다.

반면에, 모형 II-2는 성실 신고의 사회적 중요성과 조세포탈과 그로 인한 지하경제의 폐해에 대한 꾸준한 교육이 자발적인 납세순응을 이끌어내는데 매우 유용한 수단이라는 뚜렷한 증거를 제공한다. 마지막으로, 탄력성 η^3 의 추정치를 구해보면, 모형 II-1의 경우 -0.0754(실제소득), -0.3805(세율), 1.0072(가산세율), 0.4053(세무조사비율)이고, 모형 II-2의 경우 0.1155(실제소득), -0.3548(세율), 0.9432(가산세율), 0.3744(세무조사비율)이다.

V. 결론

본 연구는 실험자료를 사용하여 우리나라 납세자들의 납세순응행위를 분석하였다. 납세순응행위는 여러 가지 요인들에 의해 이루어지며, 이에 대한 실증적 분석이 우리나라에서 극히 한정되어 있다. 본 연구에서는 이러한 요인들 중에서 관련 외국연구에서 비교적 중요한 요인으로 밝혀진 세무조사 선정자 비율, 가산세율, 세율, 공공재에 대한 인식수준, 납세의식제고에 대한 교육을 중심으로 실증분석을 하였다.

Tobit 모형을 중심으로 분석한 결과, 신고소득의 절대치를 종속변수로 사용한 결과보다 신고소득의 실제소득에 대한 비율을 사용한 결과가 통계적으로 우월한 결과를 보여주었다. 본 연구의 실증결과는 다음과 같이 요약할 수 있다.

- (1) 세율은 납세순응도에 음의 영향을 주어서 세율이 높을수록 순응도가 낮은 관

정확히 해석하면 세율이 25%에서 27.5%로 2.5% 포인트 상승하면 평균 신고율은 38.52%에서 0.00234% 포인트 감소하여 38.51766%가 된다.

계를 보여준다. 이론적 분석에서는 세율과 순응도간에는 정확한 관계를 보여주지 않지만, 본 실증연구에서는 음의 관계를 보여주며, 이는 미국의 연구결과인 Alm, Jackson, and McKee(1992)와 같은 결과를 보여준다.

(2) 세무조사 대상자 선정비율과 가산세율은 납세순응도와는 양의 관계를 가지며, 그 정책효과에 있어서는 가산세율이 훨씬 높게 나타났다. 일반적으로 가산세율은 세무조사 결과 적용되는 정책수단이므로, 선행 정책수단인 세무조사가 더 효과적인 것으로 예상할 수 있으며, Alm, Jackson, and McKee(1992)에서도 이러한 결과를 보여준다. 그러나 우리나라의 경우 가산세율에 대한 심리적 효과가 더 크게 작용한 것으로 예상되며, 납세순응도를 높이기 위해 가산세율의 강화가 중요한 정책방향임을 보여준다.

(3) 정부의 세입은 납세자들에게 공공재를 통해 제공된다는 사실은 납세순응도를 높여줄 것이라는 일반적인 직관과는 달리 공공재 제공과 순응도와는 음의 관계를 보여주었다. 이는 납세자들은 공공재에 대한 무임승차 성향이 높다는 것을 의미하며, 미국과 같은 결과를 보여준다.

(4) 세금에 대한 교육은 납세순응도를 높이는 데에 유효한 정책수단으로 나타났다. 세무조사 및 가산세율이 처벌중심의 정책수단인데 비해, 교육은 비교적 납세자들에게 쉽게 접근할 수 있는 정책수단이므로 바람직한 정책으로 활용할 필요가 있다.

본 연구는 실험자료를 사용하여 우리나라 납세자들의 납세순응행위를 실증적으로 분석했다는 데에 의미를 가진다. 실험자료를 사용하여 납세순응행위를 실증분석하는 데 있어서 실험의 정교성 수준이 매우 중요하므로, 본 연구는 향후 좀더 정교한 실험구조를 시도할 필요가 있다. 또한 본 연구에서 다루지 않았던 여러 가지 다른 요인들에 대해서도 분석할 필요가 있으며, 이는 향후 연구과제로 남겨둔다.

■ 참고 문헌

1. 유일호, "우리나라의 탈세규모 추정: 소득세와 부가가치세," 『조세행정과 정책과제』, 현진권(편), 연구논문집, 한국조세연구원, 1998.
2. 이철인, "패널자료를 이용한 탈루규모의 추정," 『조세행정과 정책과제』, 현진권(편), 연구논문집, 한국조세연구원, 1998.
3. 현진권, "왜 납세자들은 세금을 내는가? 납세순응행위의 분석과 정책제언," 『공공경제』, 제 6권, 제1호, 한국공공경제학회, 2001.
4. ———, "우리나라 조세행정의 평가와 미래," 제34회 납세자의 날 기념 심포지엄 발표논문, 한국조세연구원, 2000.
5. ———, 윤건영, "우리나라 조세정책의 평가와 개혁과제," 『조세개혁의 방향모색: 한국과 미국』, 연구논문집 99-01, 한국조세연구원, 1999.
6. Allingham, Michael and Gary Sandmo, "Income Tax Evasion: A Theoretical Analysis," *Journal of Public Economics*, 1972.
7. Alm, James, "Tax Compliance and Administration," *Handbook of Taxation*, edited by W. Bartley Hildebrand and James Richardson, 1999.
8. Alm, James, Betty Jackson, and Michael McKee, "Estimating the Determinants of Taxpayer Compliance with Experimental Data," *National Tax Journal*, Vol. 45, No. 1, 1992.
9. Alm, James, Betty Jackson, and Michael McKee, "Fiscal Exchange, Collective Decision Institutions, and Tax Compliance," *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 22, North-Holland, 1993.
10. Alm, James, Gary McClelland, and William Schulze, "Tax Structure and Tax Compliance," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 72, 1990.
11. Alm, James, Gary McClelland, and William Schulze, "Why do People Pay Taxes?" *Journal of Public Economics*, Vol. 48, North-Holland, 1992.
12. Alm, James, Isabel Sanchez, and Ana DeJuan, "Economic and Noneconomic Factors in Tax Compliance," *KYKLOS*, Vol. 48, Fasc. 1, 1995.
13. Alm, James, Roy Bahl, and Matthew Murray, "Audit Selection and Income Tax Underreporting in The Tax Compliance Game," *Journal of Development Economics*, Vol. 42, 1993.
14. Andreoni, James, Brian Erard, and Jonathan Feinstein, "Tax Compliance," *Journal of Economic Literature*, Vol. 36, June 1998.
15. Boyd, Colin, "The Enforcement of Tax Compliance: Some Theoretical Issues," *Canadian Tax Journal*, Vol. 34, No. 3, May-June 1986.
16. Davis, Douglas and Charles Holt, *Experimental Economics*, Princeton University Press, 1993.
17. Dubin, Jeffrey and Louis Wilde, "An Empirical Analysis of Federal Income Tax Auditing and Compliance," *National Tax Journal*, Vol. 41, No. 1, 1988.

18. Falkinger, Josef and Herbert Walther, "Rewards versus Penalties: On a New Policy Against Tax Evasion," *Public Finance Quarterly*, Vol. 19, No. 1, January 1991.
19. Fisher, Carol, Martha Wartick, and Melvin Mark, "Detection Probability and Taxpayer Compliance: A Review of the Literature," *Journal of Accounting Literature*, Vol. 11, 1992.
20. Hausman, J., "Specification Tests in Econometrics," *Econometrica*, Vol. 46, 1978.
21. Nagin, Daniel, "Policy Options for Combatting Tax Noncompliance," *Journal of Policy Analysis and Management*, Vol. 8, No. 1, 1990.
22. Nelson, F. D., "A Test for Misspecification in the Censored-Normal Model," *Econometrica*, Vol. 49, 1981.
23. Plott, Charles, "Dimensions of Parallelism: Some Policy Applications of Experimental Methods," *Laboratory Experimentation in Economics: Six Points of View*(ed.), Alvin E. Roth, New York: Cambridge University Press, 1987.
24. Slemrod, Joel(ed.), *Why People Pay Taxes*, The University of Michigan Press, 1992.
25. Smith, Kent and Loretta Stalans, "Encouraging Tax Compliance with Positive Incentives: A Conceptual Framework and Research Directions," *Law & Policy*, Vol. 13, No. 1, January 1991.

〈 부록 〉

식 (3)의 각 독립변수가 신고소득에 미치는 영향을 알아보기 위해 1계조건에 대한 비교정태분석(comparative statistic analysis)을 행하면 다음과 같은 직관적 결과를 실제로 확인할 수 있다.

$$\frac{\partial D}{\partial p} = -\frac{1}{E} [tU'(I_N) + \kappa(\pi-1)U'(I_C)] > 0 \quad (A1)$$

$$\frac{\partial D}{\partial \pi} = \frac{1}{E} [pt^2(I-D)(\pi-1)U''(I_C) - ptU'(I_C)] > 0 \quad (A2)$$

위의 식에서 E 는 식 (2)에서 주어진 2계조건으로 항상 음이다. 식 (A1)은 세무 조사의 비율을 높이면 신고소득의 수준이 높아짐을 가리킨다. 또한 식 (A2)에서는 과징금을 인상하면 납세자들이 탈세의 규모를 줄임을 의미한다.

세율의 변화가 신고소득의 변화에 미치는 영향을 알아보기 위해 먼저 절대위험기 피도(measure of absolute risk aversion)를 다음과 같이 정의한다.

$$A(x) = -\frac{U''(x)}{U'(x)}$$

1계조건을 세율에 대해 편미분하고 식 (1)과 위의 정의를 이용하면 다음과 같은 결과를 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} \frac{\partial D}{\partial t} = & \frac{D}{E} \kappa(1-p)U'(I_N)[A(I_N) - A(I_C)] + \frac{1}{E} [(1-p)U'(I_N) + pU'(I_C)] \\ & - \frac{1}{E} p(\pi-1)U'(I_C)[1 + \pi IA(I_C)] \end{aligned} \quad (A3)$$

(A3)의 부호는 앞의 경우들과 달리 확정할 수 없다. 다만, 납세자의 절대위험기 피도가 소비가 증가함에 따라 감소하고 ($A(I_C) > A(I_N)$), 세 번째 항의 크기가 충분히 작으면 전체의 부호가 양의 값을 갖는다.

마지막으로, 소득수준이 신고소득에 미치는 영향을 살펴보기 위해 (A4)를 도출할 수 있다.

$$\begin{aligned}\frac{\partial D}{\partial I} &= \frac{1}{E}[\kappa(1-p)U''(I_N) - (1-\pi t)(1-\pi)pt U''(I_C)] \\ &= -\frac{1}{E} \kappa(1-p)U'(I_N)[A(I_N) - (1-\pi t)A(I_C)]\end{aligned}\quad (A4)$$

위 식의 부호는 일률적으로 확정할 수 없으나 양이 되기 위한 한 가지의 충분조건을 구해보면 $\pi t > 1$ 이다. 즉, 주어진 세율과 절대적 위험기피도 아래에서 과징금의 규모가 충분히 크면 소득수준이 증가함에 따라 신고소득의 (절대)액수가 증가한다.

위에서 살펴본 각종 변수들이 납세순응도(tax compliance), 즉 전체소득 중 신고소득의 비중에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보자. 먼저, 납세순응도 C 와 상대위험기피도(measure of relative risk aversion) R 을 다음과 같이 정의하자.

$$C = \frac{D}{I} \quad R(x) = -\frac{U''(x)x}{U'(x)}$$

또한, C 와 I 간의 관계를 고려하면, 다음의 식을 얻는다.

$$\frac{\partial C}{\partial I} = \frac{1}{I^2} \left[\frac{\partial D}{\partial I} I - D \right] \quad (A5)$$

(A1) ~ (A5)를 이용하여 정리하면 다음의 식을 얻는다.

$$\frac{\partial C}{\partial p} = -\frac{1}{E \times I} [tU'(I_N) + \kappa(\pi-1)U'(I_C)] > 0 \quad (A6)$$

$$\frac{\partial C}{\partial \pi} = \frac{1}{E \times I} [pt^2(I-D)(\pi-1)U''(I_C) - ptU'(I_C)] > 0 \quad (A7)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial C}{\partial t} &= \frac{D}{E \times I} t(1-p)U'(I_N)[A(I_N) - A(I_C)] \\ &\quad + \frac{1}{E \times I} [(1-p)U'(I_N) + pU'(I_C)] - \frac{1}{E \times I} U'(I_C)[1 + \pi I A(I_C)] \end{aligned} \quad (A8)$$

$$\frac{\partial C}{\partial I} = -\frac{1}{I^2 \times E} t(1-p)U'(I_N)[R(I_N) - R(I_C)] \quad (A9)$$

앞의 경우와 마찬가지로 (A8)의 부호는 결정할 수 없다. (A9)에 의하면, 소득의 증가에 따라 전체소득 중 신고소득의 비중이 증가하거나 감소하는 것은 소득의 증대에 대응하여 상대위험기피도가 감소하거나 증가하는가에 따라 결정된다.

The Determinants of Tax Compliance in Korea by Experimental Data

Chang-Gyun Park* · Jin Kwon Hyun**

Abstract

This paper is to analyze the tax compliance behavior in Korea by experimental data. There are so many factors to induce taxpayers to comply, however, there is few empirical evidence for tax compliance. This study illustrates the impacts of determinants on tax compliance, which are tax rate, penalty rates, detection probability of tax audit, provision of public goods, and tax education. Tax rate has negative relation with tax compliance. Penalty rates and detection probability of tax audit has positive impact on it. Moreover, it is evident that penalty rate is more effective policy tool for tax compliance. Provision of public goods leads to negative impact on compliance, as taxpayers have strong tendency of free riding. Tax education is effective and positive policy tool to induce taxpayer to comply.

Key Words: tax compliance, experimental data

* Research Fellow, Korea Development Institute

** Research Fellow, Korea Institute of Public Finance