

개인 기부, 소득과 한계 세율에 관한 연구: 패널 데이터 분석 기법을 중심으로

박 정 수*

김 준 기**

..... <目 次>	
I. 서 론	IV. 분석 결과
II. 선행 연구 검토	V. 토 론
III. 연구 모형과 자료	VI. 결 론

<요 약>

본 연구는 (1-세율)이라는 기부 가격이 개인 기부에 미치는 영향을 패널데이터를 통해 살펴 보려는 것이다. 이론적으로 정부의 기부 소득 공제는 기부를 장려하기 위한 정책이지만, 지금까지의 정부 조세 정책은 경기 변동에 대처하기 위한 소득 공제 제도의 일부로 사용되었다. 이 과정에서 개인에게 미치는 영향은 간과된 부분이 존재하며, 효과에 대한 연구 역시 데이터 상의 문제로 공백이 있어왔다. 실증 분석에 사용될 자료는 한국조세연구원에서 2008년부터 실시한 재정패널 자료이다. 여타 선행 연구를 따라, 본 연구는 종속변수가 절단되었을 때 사용하는 방법인 토빗 추정, 그리고 패널 데이터 분석기법인 고정효과 모형과 랜덤효과 모형을 고려하도록 한다. 분석 결과, 개인 기부 가격과 기부액 사이에는 부의 통계적으로 유의미한 관계가 관찰되었으며, 양호한 모형 적합도를 보여준 Tobit 고정효과 모형을 기준으로 시사점을 제시한다. 먼저, 비교대상인 OLS 고정효과 모형 추정결과 탄력성은 -1.0정도로 관찰되었다. 그리고 Tobit 효과는 기부를 하지 않는 사람들에게도 기부 가격이 개인의 잠재적 기부행위에 영향이 있다는 점을 보여주며 그 크기는 OLS로 추정된 값의 80% 정도로 관찰되었다. 그리고 개인 특정 고정 효과를 고려했을 경우 개인 기부의 가격탄력성을 크게 낮추어주는 것으로 나타났으며, 그 값은 기초 추정 값의 26%였다. 최종적으로 제시하는, Tobit 고정효과 모형의 추정 탄력성은 -1.8로 나타났다. 작지 않은 탄력성 값을 관찰한 만큼 기부 소득 공제 제도 변경이 상당한 영향을 미칠 것으로도 전망되지만, 그 영향의 크기는 선행연구와는 약간 작을 것으로 보인다. 그리고 이전에 수행되었던 기부에 대한 연구와 비교해서도 보다 명시적으로 개인의 세 부담 및 한계 세율을 활용할 수 있게 된 만큼 향후 조세 정책에 있어 연구가 활성화되기를 기대한다.

【주제어: 기부, 소득세, 소득공제, 기부동기 구축효과, 토빗 추정, 고정효과 모형, 랜덤효과 모형】

* 1저자. 서울대학교 행정대학원 박사과정(mymajesty@snu.ac.kr)

** 교신저자. 서울대학교 행정대학원 교수(jkkim@snu.ac.kr)

논문접수일(2014.3.30), 수정일(2014.7.4), 게재확정일(2014.7.15)

I. 서론

본 연구는 개인의 기부 행위와 정부 소득 과세 행위 및 공제와의 관계를 살펴보려는 것이다. 양자의 관계는, 마치 복지국가와 개인의 자발적 행동과의 관계와도 비슷하다. 현대 복지국가의 특징은 빈곤, 실업 등 사회 문제의 해결 통로가 점차 가족 범위를 벗어나 국가를 포함한 공공 분야, 비영리 분야를 포함한 민간 분야 등 점차 집합적 문제 해결 경로를 선호하는 것으로 변화한다는 것이다. 양적으로 정부의 조세 수입 및 지출에 있어서의 성장, 비영리 부문의 확대와 아울러 기부 및 자원봉사 등 시민 자발적 행위의 증가의 형태로 나타나는 복지국가의 성장은 국가 및 시민사회의 인식이 경제성장, 엘리트적 이해관계 등 특수한 이해관계에서 점차 빈곤에 대한 고려, 실업 문제 해결 등에 대한 인식으로 변화하는 것을 보여준다(Esping-Anderson, 1990; Sangin Park, 2011).

기부금에 대한 소득공제 제도 역시 복지국가의 발전을 배제하고서는 이야기하기 어렵다. 한국사회는 IMF이후 정부 부문의 성장, 그리고 NPO 또는 NGO의 성장 등 복지부문과 시민 부문의 괄목할만한 성장을 목도하고 있다(김준기, 2000; 김준기, 2003).¹⁾ 그러나 이 과정에서 정부의 복지부문 지출은 개인의 자발적 동기를 구축하며, 정부의 기부 소득 공제 제도는 징수 과정에 있어서 (1-세율)로 정의되는 기부가격 만큼 조세를 할인하여 구축효과를 부분적으로 억제하고 기부를 유도하려는 제도로서 이론적 바탕을 가지고 있다. 실제로 2008년 이후 기부금 소득 공제 한도가 꾸준히 늘어났지만, 이와 같은 정책이 기부를 실제로 유도하거나 구축효과를 억제하는지에 대한 논란 역시 끊이지 않았다(박기백, 2010).

최근에는, 2013년부터 기부금의 소득 공제 상한선이 적용되고 2014년부터는 기부금 소득 공제 제도가 세액 공제로 전환되었다(송헌재, 2013). 이는 지금까지의 정부 조세 정책이 기부를 장려한다는 것 보다는, 경기 변동에 대처하기 위한 소득 공제 제도의 일부로 사용되었음을 보여줌과 동시에 집합적 문제의 해결의 우선 경로로 민간 분야보다 공공분야를 선호하였음을 의미한다. 그리고 지금까지 이러한 정책이 얼마만큼의 개인에게 효과를 가져다줄지는 크게 중요한 것으로 고려하지 못했다는 것을 보여준다.²⁾

1) 미국에서도, Taussing(1967)의 선도적 연구 이후 1970년대부터 시작된 광범위한 소득세 실험, 80년대부터 시작된 조세 개혁 등 복지국가 발전 도상에서 개인의 한계세율 추정 및 기부에 대한 연구가 활성화되었다(Clothfelter, 1980; Barro and Sahasakul, 1983).

2) 송헌재(2013)는 서론에서 이와 같은 정책 반전을 보다 자세히 설명하고 있다. 구체적으로는 2013년 연말 정산부터 기부금 소득공제 상한선이 적용되는데, 소득공제 대상 8개 항목 중 기부금을 제외한 나머지 7개 항목의 공제 합계액이 2,500만 원을 넘으면 기부금 소득 공제 혜택이 주어지지 않는다. 그리고 기부금 소득공제가 세액 공제로 전환되면, 소득 공제 한도 내의 기부금에 대해 소득 수준에 상관없이 동일한 공제율이 적용되어, 특히 고액 기부자에 대한 공제율이 축소되기 때문에 기부 가격

본 연구는 송헌재(2013), 박기백(2010) 등의 국내 연구와 맥을 같이해, (1-세율)이라는 기부 가격이 개인 기부에 미치는 영향을 패널데이터를 통해 살펴보려는 것이다. 최근까지는 조세정책이 개인 기부에 영향을 미치는 과정에서 개인에게 미치는 영향은 간과된 부분이 존재하며, 연구에 있어서도 데이터 상의 문제로 공백이 있어왔다. 본 연구 역시, 아직 많은 연구가 이루어지지 않은 만큼 탐색적 의미에서 연구를 수행하되, 해당 연구문제에 대한 답을 얻기 위해 다양한 이론 및 선행 연구를 먼저 검토한 다음 패널 데이터에 의한 실증분석을 시도한다. 구체적으로, 그간의 데이터와 방법론 상의 공백을 보완하기 위해 여러 방법론을 검토한다. 이를 위해 선형 최소제곱(이하 OLS/pooled) 모형, 패널 OLS분석 모형인 OLS 개인고정효과 모형(이하 OLS/FE), 랜덤효과 모형(이하 OLS/RE)를 먼저 살펴보도록 한다. 그리고 Tobit 효과를 분석하기 위한 최우추정 모형(이하 MLE/pooled) 고정효과를 고려한 최우추정모형(이하 MLE/FE)와 랜덤효과를 고려한 최우추정모형(이하 MLE/RE)을 비교하고 그 결과 가장 적합하다고 판단되는 모형에 대해 해석을 진행하도록 한다.³⁾

실증 분석에 사용될 자료는 한국조세연구원에서 2008년부터 실시한 재정패널 자료이다. 이 데이터는 각 개인의 소득, 조세 납부액, 그리고 통제에 필요한 인적 자료 등 탄력성 추정에 필요한 자료를 담고 있어 본 연구의 방향과 일치한다. 공개된 2008년 - 2011년간 4년 차 자료를 분석에 이용했다.

II. 선행 연구 검토

1. 개인 기부 특성과 가격탄력성에 대한 이론

기부로 대표되는 자발적 시민행동은 정부 정책으로 대표되는 사회문제에 대한 집합적 대응과 상반되는 개념으로서, 사회문제에 대한 자발적이고 이타적인 대응을 의미한다(Andreoni, 1989; Menchik and Weisbrod, 1986). 개인의 기부는 기본적으로 시민이 인지한 사회적 균열에 대한 이타적이고 자발적인 문제 해결 시도이자, 자신의 지위, 기부로부터 얻는 개인적 편익 등을 얻기 위한 소비재라는 이중적 재화로서 이해할 수 있다. 이러한 맥락에서 Bekkers and Wepking(2011)은 시민 자발적 행위의 유발 메커니즘에 대한 문헌 연구를 ① 수요(need), ②

이 상승한다. 특히 고액 기부자에 대한 편익 삭감이 크기 때문에, 기부금 전체 규모가 줄어들 것이라는 관측이 우세한 것도 이 때문이다.

3) 표기 방법에는 Tobit/FE, Tobit/RE 등의 방법도 있으나, Greene(2002;2004)의 용례를 따라 MLE/FE, MLE/RE 등으로 표기하도록 한다.

간청(solicitation), ③ 비용편익(Cost/benefits), ④ 이타주의(Altruism), ⑤ 명성(Reputation), ⑥ 심리적 비용과 편익(Psychological costs and benefits), ⑦ 가치(value), ⑧ 효능감(efficacy) 등 8가지로 요약했으며, 적어도 3개 즉 비용과 편익, 심리적 비용과 편익, 명성은 개인적 요인으로서 사회적 균열 인식과 관련이 없다고 결론을 내리는 한편 이타주의 등 사회적 균열 인식 역시 개인 기부에 영향을 미친다고 보았다. 이들 개별적 동기들이 모두 독립적으로 작동하는 것은 아니나, 적어도 시민 자발적 행위가 사회적 균열에 대한 인식이 아닌 다양한 인식원에서 출발한다는 점에서는 이론의 여지가 없다. 그리고 시민 자발적 행위는 또한 타자(他者)의 행동 특히 정부의 영향을 많이 받는다는 것 역시 다수 학자들이 동의하고 있다(Bekkers and Wepking, 2011 ; Sargeant, 1999 ; Garrett and Rhine, 2010).

개인적 동기 요인과 사회적 요인에 대한 이론은 개인의 자발적 시민 행동의 동기 유발 구성요소가 무엇인지 식별하고, 일종의 구조적 요인으로서 사회적 선호가 개인 행위에 미치는 영향을 탐색한다. 이 분야의 경우는 특히 사회학과 심리학에서의 연구 배경이 가장 크게 작용한 분야로, 특히 사회적 균열 인식이 어떻게 개인의 자발적 시민 행동 동기에 영향을 미치는지, 그리고 자원 조직이 개인의 자발적 참여를 어떻게 하면 유발할 수 있는지 즉 기부와 자원봉사의 유발 매커니즘이 어떻게 이루어지는지에 대해 주목한다(Bekkers and Wepking, 2011 ; Sargeant, 1999).

그리고 개인의 기부 행위는 개인 특성 외에도 정부라는 거대 집합적 문제 해결 제도의 강한 영향을 받는다. 국가의 역할 증대가 자원 부문 및 시민의 자발적 동기를 구축할 수 있다는 관점은 국가의 개입과 시민의 자발적 행동이 모두 사회 문제에 대응하기 위한 공공재라는 가정에서부터 출발한다(Warr, 1982; Abrams and Schitz, 1978; Feldstein, 1974). 순수한 이타주의 동기(pure-altruistic) 이론으로도 불리는 이 관점은, 사회에 대한 복지 공급을 공공재로 파악하며 개인의 인식 속에서 복지 공급 총량은 복지에 대한 수요와 일치한다고 본다.

정부는 두 가지 방법으로 개인의 기부에 영향을 미친다. 첫째, 정부는 스스로 복지 지출을 늘림으로서 개인의 기부 동기를 구축할 수 있으며, 둘째, 조세 징수를 통해 개인의 잠재적 기부금 일부를 가져간다. Bekkers and Wiepking(2011) 역시 마찬가지로 정부가 개인에게 미치는 영향을 둘로 구분했는데, 조세 징수 행위에서 파생되는 기부의 가격은 기부 요인 중 비용(cost)요인으로, 그리고 정부 지출은 이타적 동기 항목으로 구분했다. 조세 징수로 인해 생기는 변수를 기부의 조세 가격(tax price of giving)라고 하는데, 기부의 가격은, 주로 (1-세율)로 계산되며 이때 사용되는 세율은 개인이 직면한 소득세율로서, 한계세율이라는 말로도 사용된다(Clothfelter, 2012; Auten et al, 2002; Barro and Sahasakul, 1983). 기부 가격에 대한 논의는 특히 경제학적 맥락에서 다양하게 이루어져 왔다. 예를 들어, 1달러 소득에 대한 세금이 35센트일 경우, 기부 가격은 65센트가 된다(Clothfelter, 2012). 만약 1달러 기부에 대해

소득공제를 해줄 경우 1달러 소득에 대한 세금이 면제 즉 기부의 가격이 세율만큼 낮아지는 효과가 있기 때문에 기부 가격에 대한 탄력성 계산은 기부의 소득 공제의 효과를 추정하는 방법으로서 사용된다.⁴⁾

Clothfelter(2012)는 이와 같은 조세 정책이 개인의 기부에 대해 ① 다수 시민에게 참여의 의미를 부여해주고, ② 특히 부호들의 기부 행위에 큰 영향을 미치며, ③ 조세 감면이 가지는 특수한 성격 때문에 의도하지 않은 효과를 발생시킨다고 보았다. 따라서, 국가의 사회복지 지출 증대와 그 효과는 개인의 자발적 행위 동기에 큰 영향 특히 부정적 영향을 미칠 것이라고 가정할 수 있다.

본 연구는 정부의 강제성 재원 조달 행위가 개인의 기부를 구축할 것이라는 가정 하에, 정부 개입 기체인 공제 제도가 어떠한 의미를 가지는 지 살펴보려는 것이다. 직관적으로도 정부의 수입 증가 및 지출 증가는 개인의 자발적 행위 동기에 부정적 영향을 미칠 것을 예측할 수 있다(Warr, 1982; Feldstein, 1974). 그러나 정부의 활동 증가가 개인의 자발적 행위에 긍정적 영향을 미칠 것이라 주장하는 연구들도 많다. Heutel(2009), Rose-Ackerman(1986) 등은 특히 정부 활동이 개인에게 사회적 문제와 균열에 대한 효과를 발생시켜 시민 행동을 오히려 유발한다고 보며, Clothfelter(2012)과 같은 경우는 시민이 조세정책으로 효능을 얻음으로서 더욱 참여의 효능을 가치 있는 것으로 느끼게 된다고 본다. 나아가 Andreoni(1989)와 같은 경우는 정부 활동에 대한 인식 보다 개인이 기부로서 느끼는 인식, 즉 개인적 효능감과 동료 집단으로부터의 인정 등 다른 원천에서 더 기부 활동의 필요성을 느끼기 때문에 정부 행위로 인해 기부가 감소하는 효과는 상대적으로 작을 것으로 보았다. 반면 Konow(2011)은 특히 기존의 경제학적 모델, 즉 이타주의 이론과 낭만 이론이 모두 현실세계의 인간상을 제대로 반영하지 못한다고 하면서, 조건적 이타주의(conditional altruism) 개념을 제시하고 있다. 물론 기부의 이타주의 이론과 낭만이론이 개인적 특성을 완전히 배제한 채 개인적 동기 요인을 분석한 것은 아니지만, 조건적 이타주의 이론은 불평등 회피, 효율성, 협동, 순응, 양심, 상호 호혜 등 보다 협동적인 동기 요인을 강조한다.

4) 물론 이는 미국의 맥락을 고려한 연구이다. 표준 공제(standard deduction)의 경우 기부금에 대한 소득 공제가 이루어지지 않기 때문에, 이들은 기부를 한다고 해도 기부가격은 1이 된다. 반면 한국의 경우는 표준 공제제도가 없고 근로소득 연말정산과 종합소득 신고로 나뉘는 대신 양자 모두 기부에 대한 소득공제가 가능하기 때문에, 기부를 하는 자와 하지 않는 자 모두에게 (1-세율) 만큼의 기부 가격이 적용된다. 물론 기부환경 자체는 미국과 한국의 차이가 아주 크지는 않아 보인다. 양국의 기부 환경 및 문화의 차이에 대해서는 CAF(2012)를 참고하기 바란다.

2. 개인 기부 특성 및 가격 탄력성 추정 선행연구

전술했듯이 정부의 징수 행위는 기부의 조세 가격 또는 기부가격이라고 불리는 특수한 효과를 창출한다. 기부 가격은 그 자체로서 탄력성을 가지는데, 이는 개인이 직면한 세율에 따라 기부를 다르게 할 것이라는 경제학적 가정을 바탕으로 두고 있으며 이 계수의 추정은 재정정책의 집행 실무자들과 이를 살펴보려는 학자들의 주요 관심사가 되어왔다. 이들 결과에 의하면, 기부 가격에 대한 탄력성은 전반적으로 음의 값을 가지며, 어떤 표본을 사용하느냐 또는 어떤 통계적 기법을 사용하느냐에 따라서도 다르다(Bekkers and Weipking, 2011). 대체로 경제학 이론 토대에서 이루어진 미국에서 진행된 선행연구의 경우 통계적 기법을 이용해 추정된 값은 0.5에서 3의 값의 범위를 크게 벗어나지는 않으며, 기부 가격탄력성 값은 평균적으로는 1.4 정도의 값을 가진다고 보고되고 있다(Kim, 2013).

기부 가격에 대한 추정은 다양한 방법을 통해 추정된다. Auten et al(2002)의 연구는, 기부의 가격탄력성에 대해 패널 데이터 분석기법을 사용하였는데, 다만 최근에 주로 사용되는 고정효과 모형이나 랜덤효과 모형보다는 차분 모형을 사용하여 개인의 소득 변화, 기부가격의 장기적 효과에 따르는 변화를 추적하는데 주력했다. 이전에 사용된 횡단면 모형과 패널 모형의 추정 값이 같다면, 횡단면 모형에서 추정된 단기 효과를 장기적 효과로 직접 유추 가능할 것이지만, 그 값이 다르다면 장단기 효과가 다르기 때문에 횡단면 모형에서의 추정 값을 직접 유추하는 것은 바람직하지 못하다고 보았다. 그리고 이 연구는 패널 데이터를 이용하는 경우 횡단면 모형에 비해 탄력성 계수가 작게 나타났기 때문에, 기부를 유인하려는 조세 정책은 장기적 관점에서 집행되어야 한다고 보았다.

그리고 연구에 사용되는 종속변수인 기부액의 대부분의 관측치가 0으로 나타나기 때문에, 기부 가격 연구에 있어서는 Tobit 효과를 이용한 MLE 추정이 널리 사용되기도 한다(Yörük, 2013; Wilhelm, 2008). Tobit 모형은 물론 기부 연구 뿐 아니라 노동 시장 분석 등 특히 개인을 분석단위로 하는 연구에 널리 활용되는 편이다(Wooldridge, 2009; Rosenbaum, 2010). 그리고 일반적으로 기부와 같이 종속변수가 절단된 경우, Tobit 모형은 Tobit 효과라는 절단된 종속변수에서 잠재적으로 나타나는 효과를 고려해주며, 일반적으로 계산된 계수의 크기에 영향을 미친다. 물론 Tobit 효과가 영향을 미친다고 해도 아주 크게 영향을 미치지 않는 것으로 보고되는데, Yörük(2013)의 연구에서 제시한 가격 탄력성 계수는 0.9~1.4 정도로 나타나, 다른 연구에서 도출된 계수 값의 범위를 크게 벗어나지는 않았다.

국내의 연구들은 정부 활동이 기부 수요를 구축할 수 있을 것이라는 명제에 대해서는 크게 주목하지 않았다. 오히려 한국에서는 시민 자발적 행위가 다소 부족하며, 이에 따라 제3섹터의 기능이 약하기 때문에 정부가 오히려 적극적 역할을 하여 공공재 공급은 물론 제3

섹터와 시민 자발적 행위 동기를 복돋아야 한다고 보았다(김준기, 2000 ; 노병일, 1996). 그리고 기부에 관한 사회학적 문헌들도 성별, 연령, 종교, 직업, 소득, 봉사 경험 등 기부자의 특성과 인구 사회학적 특성, 경제 상황과 같은 특수한 상황에 초점을 맞추었을 뿐 정부 활동 증가와는 직접적으로 연결시켜 논의하는 데에는 소극적이었다(강철희 외, 2011a; 강철희 외, 2011b ; 정정호 외, 2008).

개인 기부와 자원봉사의 결정요인에 있어서 개인적 특성, 사회적 연대감 등에 기반을 두고 있는 국내 연구들도 있다. 김준기(2000)의 연구는 기부 및 자원봉사에 대해 이론적 실증적 접근을 한 연구로 인구사회학적 변수를 이용해 기부와 자원봉사 요인을 검증하려고 했으나 결과적으로 이들 인구학적 요인과 경제적 요인으로는 완벽하게 설명할 수 없다고 결론을 내렸다. 즉 개인적 요인과 경제적 요인만으로는 설명할 수 없는 부분이 있으며, 이 부분이 사회 또는 정부 신뢰와 타 기관의 역할 인식이 중요할 수 있음을 의미한다. 이 외에 정정호, 김미희(2008)는 기부행위 및 기부 중단에 대한 연구에서 기부 대상 기관에 대한 신뢰, 도덕적 의무감 등이 연속 기부에 유의미한 영향을 미치며, 기부 중단사유로 경제적 문제를 지적하고 있다. 강철희 외(2011a)은 기부영역 선택 영향요인에 대해 인구사회학적 특성 중 연령, 결혼, 개신교, 직업 등이 사회 복지영역 신뢰와 기부에 영향을 미치고 있다고 결론 내리고 있다.

강철희 외(2011b)의 연구는 저소득층의 기부 행동 연구에 있어 정부 활동이 개인의 자발적 행위 동기를 구축하는지 일부 검증을 시도하고 있다. 헤크만 선택 분석 모형을 사용해 추정한 결과 사회에 대한 인식 및 태도와 관련해서는 일부 사회구성체 중 정부에 대한 부정적 신뢰가 상대적으로 적극적인 기부로 연결되어진다고 결론내리고 있다. 그러나 이 연구는 저소득층의 기부 요인에 대한 분석으로서 전체에 대한 이해를 일반화하기는 어려운 한계를 가진다.

이러한 국내 선행연구의 이면에는 가용 데이터의 부족 특히 납부 세액, 소득과 기부액을 모두 조사한 자료가 없었던 현실이 큰 역할을 하였다고 사료된다. 박기백(2010), 손원익(2009), 송헌재(2013) 등의 연구는 특히 개인 또는 기업의 기부행위가 이들 각각이 직면한 세율의 영향을 어떻게 받는지 분석한 최근의 연구들로서, 각각 Tobit 모형과 패널데이터 모형을 이용해 분석을 시도하고 있다. 박기백(2010)은 한국조세재정연구원(구 한국조세연구원)이 조사 발간한 2008년도 재정패널 데이터를 기초로 하여 특히 근로소득자의 기부금에 미치는 영향을 추적하였다. 표준 공제(standard deduction)와 항목화 공제(itemized deduction)로 나뉜 미국의 소득 공제 제도와 다르게 한국은 근로소득 공제와 추가 항목 공제라는 제도로 나뉘어 있다. 항목화 공제와 유사하게 한국의 기부소득 공제 제도를 정의한 후, 연말 정산의 근로소득공제 대상자인 근로소득자들에게 대해 단일 연도에 대해 추정된 결과 탄력성 값

은 -0.564로 주로 미국에서 행해진 연구들에 비하면 매우 작은 값을 도출했다.

손원익(2009)은 기업의 기부와 관련하여 연구가 거의 없는 형편에 착안, 탐색적 맥락에서 세율이 기업 기부에 미치는 영향을 탐색하였다. 본 연구는 기업 기부의 규모가 소득공제 한도를 초과하지 않는 경우 세율이 기업 기부에 유의미한 영향을 미칠 수 있다는 결론을 내리고 있다. 주된 이론적 분석틀로서 이윤 극대화 및 효용 극대화 모형을 사용하고 있는데, 이는 기업은 개인과 다르게 개인적 욕구 보다는 이윤 추구 동기가 크기 때문인 것으로 보인다. 상용 데이터로는 한국 신용평가에서 제공하는 재무 자료 중 2000년 - 2008년 사이의 결산자료를 사용했으며, 패널 자료로서 이에 적합한 고정효과 모형 및 랜덤효과 모형을 사용하였다. 그 결과 소득공제 한도를 초과하지 않는 기업들이 -1.7정도의 가격탄력성을 가진다고 결론 내렸으며, 세율이 미치는 효과가 크고 통계적으로 유의미한 만큼 조세 정책을 통한 기업 기부 활성화 방안을 신중하게 접근할 것을 권고하고 있다.

송헌재(2013)는 박기백(2010)의 연구와 유사하게, 조세재정연구원의 패널 데이터를 이용해 근로소득자의 기부금 가격탄력성을 추정하였다. 해당 연구는 Tobit효과와, 패널데이터 상에서 나타나는 랜덤 효과를 고려하는 Tobit Random Effect 모형을 이용해 기부금의 가격탄력성을 추정했는데, 가격탄력성 값으로 7.5~9.9에 해당하는 매우 높은 값을 도출하였다. 이를 바탕으로, 2014년도부터 적용되는 기존의 소득 공제가 세액공제로 전환될 경우 기부금 규모가 매우 크게 감소할 것으로 예측하였다.

Ⅲ. 연구 모형과 자료

본 연구는 개인의 기부액 결정에 있어 조세 가격이 미치는 영향에 대해 알아보려는 것이다. 먼저 가장 간단한 기부의 가격 탄력성 모형을 식별하도록 한다(김준기, 2000). 일반적으로 개인 기부액 결정에 있어 세율이 미치는 영향에 대해서는 Clothfelter(1980), Auten et al(2002) 등이 제시한 탄력성 모형이 사용된다. 이는 기부 결정 요인에서 소득과 더불어 (1-소득세율)로 정의되는 기부가격을, 혼인 및 가족 관계, 교육 수준 등 개인적 속성을 함께 고려하는 모형이다. 다만 이러한 분석에서 사용된 변수들은 미국에서 개인 세율을 정할 때 쓰는 세율표(filing status)를 기준으로 한 것이기 때문에 한국과는 약간 차이가 있을 수 있다. 가령 미국은 부부공제가 허용되지만 한국은 그렇지 않으므로, 혼인관계 변수는 제외했다.

1. 개인 기부 모형의 설정

본문에서는 조세감면의 경제학적 모형을 확장하여 다음과 같은 모형을 사용한다(김준기, 2000). 이 모형은, 효용을 개인 소비 c 와 기부액 g , 그리고 공공재인식으로서 사회 전체의 기부금 G 로 이루어짐을 의미한다. 또한 정부가 소득세를 부과하지 않는 경우에 대한 모형으로, 다음 식에서 소득 Y 에 대해 비례적 소득세 t 를 부과할 경우

$$U_i = U(c_i, g_i, G) \quad (1)$$

$$\text{s.t. } c_i + g_i = (1-t_i)Y_i \quad (2)$$

이며 이 경우 소득세율=한계소득세율이다.⁵⁾ 기부액에 대한 소득 공제가 가능할 경우 이 식은 다음과 같이

$$U_i = U(c_i, g_i, G) \quad (3)$$

$$\text{s.t. } c_i + (1-t_i)g_i = (1-t_i)Y_i \quad (4)$$

로 표기할 수 있다(김준기, 2000; 박기백, 2010). 여기서 첨자 i 는 개인, c 는 일반적 소비, g 는 기부금, G 는 기부금의 총합, t 는 세율이다. 기부금의 총합 G 는 모든 사람의 효용함수에 포함되는 공공재이며, 개인의 효용 수준은 개인 기부액, 전체 기부액, 세율 등에 의해 결정된다. 즉 세율은 기부자의 총소득과 기부액 모두에 영향을 미칠 수 있다.

개인 수준에서, 개인의 기부액, 또는 수요는 기부의 한계가격(marginal price of giving) P^* 와 다른 변수 Z 등의 함수로 정의된다(Clotfelter, 1985).

$$G = (P^*, Y) \quad (5)$$

P^* 는 기부의 가격이며 1에서 한계세율을 뺀 값이며 종속변수 G 는 기부금액을, Y 는 소득을 의미한다. 기부의 한계가격은 기부를 하고서도 이에 대해 소득공제를 받은 자에게만 적용된다.⁶⁾ 개인의 기부액만큼 소득을 공제해주는 것은 구축효과 일부를 제거해 기부의 한계

5) 개인이 소득에 따라 직면하게 되는 소득세율을 한계조세율(marginal tax rate)라고 부르기도 한다 (Clotfelter, 1985; Yörük, 2012).

6) 미국의 맥락에서, 기부를 하고서도 공제를 받지 않는 사람 즉 표준 공제자에게는 이 가격이 언제나 1이다. 이는 앞에서 전술한바 있다.

가격을 낮추어주는 것으로서, 기부가격에 대한 탄력성은 주로 기부의 소득공제 제도의 타당성을 설명해주는 지표로 사용된다.

개인 기부 가격에 대한 표기는 다음과 같이 로그 선형 모델로 확장된다(Clotfelter, 1985).

$$G = A Y^\alpha P^\beta e^{\phi x} e^u \quad (6)$$

$$\ln(G_i) = \alpha + \beta_1 \ln(Y_i) + \beta_2 \ln(P_i) + \phi x_i + u_i \quad (7)$$

추가적으로 x 는 개인 특성, u 는 오차항을 의미한다. 소득 등 0으로 나타나는 변수는 로그 변환이 안되므로, 선행연구를 따라, 개별 가격변수들은 10의 값을 더한 뒤 로그변환을 취한다.7) 이와 같은 로그선형모델은 연구 결과 추정계수를 직접적으로 탄력성으로 해석할 수 있어 유용하다(Wooldridge, 2009: 189).

위 모형은 패널데이터 상에서 나타나는 개별 관측치의 특성이나 랜덤효과를 감안하지 않은 통합횡단면(pooled OLS) 모형이다. 단순 횡단면 모형에서 나타나는 자료만으로는 개인 특성효과를 분명하게 분리하거나 통제하기 어려우며, 실제로 개인 기부에 있어 개인적 속성이 매우 중요하며 영향이 크다는 점은 여러 학자들에 의해 지적되어왔고 미국 맥락의 여론조사 등에서도 확인된 것이다(Alesina et al, 2004). 여러 개인들에 대한 반복된 측정값을 보여주는 패널 데이터는 이러한 문제를 어느 정도 보완해줄 수 있다. 패널 데이터의 시차를 활용하는 가장 간단한 방법은 Auten et al(2002)와 같이 단순 차분모형을 이용하는 것이나, 다음과 같이 다년도 데이터를 활용해 OLS고정효과 모형(OLS/FE)이나 랜덤효과 모형(OLS/RE)을 사용하기도 한다.

$$\text{OLS/FE} : \ln(G_{i,t}) = \delta_i a_{i,t} + \beta_1 \ln(Y_{i,t}) + \beta_2 \ln(P_{i,t}) + \phi_{x_{i,t}} + u_{i,t} \quad (8)$$

$$\text{OLS/RE} : \ln(G_{i,t}) = a_{i,t} + \beta_1 \ln(Y_{i,t}) + \beta_2 \ln(P_{i,t}) + \phi_{x_{i,t}} + \nu_t, \nu_t \rightarrow N(\mu_\nu, \sigma_\nu^2) \quad (9)$$

위 모형에서 $X_{i,t}$ 는 각 독립 개체의 인구사회학적 변수를 의미한다.

OLS/FE (8)은 개별 관측치의 특정효과와 아울러 연도 특정효과를 더미변수를 이용해 잡아내는 것이며, OLS/RE (9)는 모형의 상수값(intercept)이 유한분산을 갖는 확률변수라는 가정 하에 실시하는 것이다. 고정효과 모형의 타당성은, 개인 특정 효과 또는 랜덤 효과가 얼마나 가정을 충족시켜주는냐에 따라 달려있다(Heckman and Smith, 1999; Wing and Cook,

7) 선행연구에 따라서는 10을 더하기도 하고, 1을 더하기도 한다. 얼마를 더하는지는 물론 결과에 큰 영향을 미치지 않는다.

2013).

그 다음으로 고려할 것은 이른바 Tobit 효과에 관한 것이다. Tobit 추정은 Tobit효과라는, 좀 더 특징적인 효과를 추정하는 방법이다(Rosenbaum, 2010). 이는 원칙적으로는 OLS의 오차항이 정규분포를 이루지 못할 때 사용하며, 대체로 종속변수가 일정값에서 여러 가지 이유로 절단된(censored) 경우 사용한다. 기부의 가격탄력성 모형의 경우 다수의 관측치에서 종속변수가 0, 즉 개인이 기부를 하지 않는 것으로 나타나기 때문에 이를 고려해주어야 한다. 표기식은 다음과 같다.

$$\ln G_{i,t} = \max(0, \alpha + \beta_1 \ln(Y_{i,t}) + \beta_2 \ln(P_{i,t}') + \phi x_{i,t} + \epsilon_{i,t}) \quad (10)$$

Tobit 효과 추정에서 종속변수 G가 모두 공통적으로 0으로 나타난다고 하더라도, 실제 종속변수 즉 잠재변수인 G*의 오차항은 정규분포를 이룬다고 가정한다.

패널 데이터 상에서도 Tobit효과를 추정할 수 있다. 다만 패널 데이터 상에서 Tobit 모형 등의 비선형 모형을 사용하는 경우, 고정 효과 모형(MLE/FE)이 바람직하지 못하고 따라서 랜덤효과 모형(MLE/RE)을 사용해야 한다는 견해가 제시된다. MLE/FE는 첫째 수천 개에 달하는 계수에 대한 계수의 추정값의 수렴이 잘 이루어지지 않는다는 점, 둘째 방법론적 어려움으로 부수적 모수 문제(incidental parameters problem)로 인해 사용이 제한된다(Greene, 2004; Neyman and Scott, 1948). 부수적 모수 문제란, 시계열 T가 고정되어 있을 경우 표본수가 아닌 시계열 T에 추정의 일치성이 매우 민감하고 따라서 추정치가 편향되는 문제이다.

그러나 개인 고정효과를 Tobit모형 등 비선형 모형에 고려해 사용해도 문제가 되지 않는다는 선행 연구들도 존재한다. 기존의 패널데이터 비선형 모형의 편향성이 T=2 이상의 n에서는 충분히 연구되지 않았다는 점에 착안한 Greene(2004), Heckman(1981) 등의 연구는 시뮬레이션 결과를 통해 Tobit모형은 물론 다른 비선형 모형들이 큰 편향을 보이지 않는다는 결과를 제시하고 있다. Heckman의 연구는 표본수가 200, T=8 이상에서 편향이 없다는 결과를 보여주며, Greene(2004)는 T=1000, T=3이상에서 오히려 MLE/FE가 MLE/RE보다 추정치의 불편성이 좋은 반면 표준 오차는 MLE/RE에 비해 과소 추정하는 결과가 있음을 보여주고 있다.⁸⁾

패널 데이터 상에서 Tobit 효과를 고려하는 두 가지 방법에 대해서는, 실증 데이터를 사용해 분석하는 경우가 많지는 않았다. 특히 실증데이터 상에서 충분한 수의 고정된 T가 확보되지 못한 상황에서, 개인 고정효과 더미를 투입하는 것은 이론적 실증적으로 무리가 많았던 것으로 보인다.⁹⁾ 그러나 충분한 수의 n과 T가 확보된다면 두 모형을 어느 정도 비교

8) 자세한 수식, 결과 등은 부록에 제시하도록 한다.

가 가능하다. 본 연구에서는, OLS에서 두 모형을 비교하는 방법을 모사해, 양 모형을 추정하는 과정에서 도출되는 Hausman 테스트 결과 값을 참고해 모형 적합성을 판단한 후 우월한 모형의 결과 값을 보고하도록 한다.¹⁰⁾ 그리고 선행연구들이, Tobit 고정효과의 추정치가 T에 민감하다고 보고하고 있기 때문에, 시작 년도를 기준으로 T=2, 3, 4일 경우 추정치의 변화 및 Hausman Test결과 값을 민감도 분석 값으로 제시한다.

그리고 Tobit효과를 측정하기 위해 OLS의 측정치와 비교하도록 한다. Tobit 추정의 경우 추정된 계수를 그대로 OLS와 비교할 수는 없는데, 잠재변수로 설정되는 종속변수가 절단된 특성상 한계 효과(marginal effect) 해석을 위한 APE(average partial effect) 추정을 위해서는 다음과 같은 조정계수(scale factor)를 곱해주어야 한다(Long, 1997; Wooldridge, 2009: 589-592).¹¹⁾

$$n^{-1} \sum_{i=1}^n \Phi(x_{i,t} \hat{\beta} / \hat{\sigma}) \quad (11)$$

여기서 n은 샘플수를, Φ 는 정규누적분포 함수를, 그리고 $\hat{\beta}$ 과 $\hat{\sigma}$ 는 각각 Tobit방법으로 추정한 계수와 sigma값을 의미한다.¹²⁾

대체로 Tobit 효과를 고려하는 경우는 사전에 예측이 가능하다. 대체로 기부의 가격 탄력성 추정에서 Tobit 효과를 고려하는 것은 탄력성 값을 높여주는 방향으로 작용할 가능성이

9) Greene(2004)의 논문은 분석의 편의를 위해 T를 고정하고 분석을 진행한 것으로 보인다. Tobit 효과를 고려하지 않는다면, 개별 관측치가 5개 미만인 불균형 패널인 경우에도 고정효과 등의 패널 분석 기법을 적용가능하다(Clark and Linzer, 2012). 물론 MLE/FE는, Greene(2002)의 연구에서도 지적하듯 역시로 짜 맞춘 것처럼 계산이 이루어지며, 본 연구에서도 MLE/FE 추정이 SAS의 여러 프로시저를 검토해보았음에도 불구하고 아주 매끄럽게 모두 계산이 이루어지지 않는 것이다. 본 연구에서는 가장 수렴성이 좋았던, lifereg 프로시저의 결과값을 제시하도록 한다. MLE/RE에는 참고로 nlmixed프로시저가 사용되었다.

10) 물론 이 방법은 Heckman(1981), Greene(2004) 등의 방법보다 우월하지 않다. 선행 연구들은 시뮬레이션에 기반해, 모수를 알고 있다는 가정 하에 분석을 했지만 실증 데이터를 사용하는 경우는 참모수를 잘 모르는 경우가 많기 때문이다. 다만 모형을 추정하는 과정에서 출력되는 계수행렬을 이용 Hausman Test를 통해 양 모형의 오차항에 대한 검정이 가능하다.

11) Tobit추정으로 계산되는 계수는 잠재 변수(latent variable) 즉 절단변수의 오차항을 프로빗으로 보완했을 때의 y^* 에 대한 탄력성 계수이다. 실제 절단 종속변수 y에 대한 해석은 Long(1997; 209)을 참고했다. Wooldridge(2009)에 의하면 OLS 추정치와 비교를 위해서 조정계수를 곱해야 한다.

12) 이처럼 추정하는 이유는, 통상 OLS추정의 경우 $\frac{\Delta E(y|x)}{\Delta x_j} = \frac{\partial E(y|x)}{\partial x_j} = \beta_j$ 로 탄력성이 직관적으로 도출되지만(특히 로그-로그 모형의 경우), Tobit 추정의 경우는 조정계수를 곱해서 다음과 같이 $\frac{\partial E(y|x)}{\partial x_j} = \beta_j \Phi(x\beta/\sigma)$ 로 계산해야하기 때문이다.

크다(Yörük, 2012; Rosenbaum, 2010). 반면 개인 특정 효과를 고려하는 것은 사전 예상이 어려운데, 개인 특성은 기부 가격과 상승작용을 할 가능성도 또는 반대로 기부 가격을 매개하여 그 효과를 완화시켜주는 역할을 할 가능성도 배제할 수 없다. 다만 여러 서베이에서, 기부 결정 요인으로서 조세는 큰 역할을 하지 않는다는 결과가 반복적으로 나타나기 때문에 (Alesina et al, 2004), 개인 특정효과의 고려는 기부의 가격 탄력성을 낮추어줄 가능성이 높다고 할 수 있으며, 이는 패널 데이터를 사용할 경우 탄력성 추정방법을 제시한 Auten et al(2002)의 견해를 한국 맥락에서 뒷받침해줄 수 있는 논거가 될 것이다.

2. 데이터와 변수 기술통계

데이터는 한국조세연구원 재정패널 데이터로 공개된 2008~2011년 4년간의 데이터를 사용한다. 이 패널 데이터는 다른 데이터에 비해 종교 기부가 포함된 기부금 데이터¹³⁾ 각종 소득 및 개인 특성 데이터, 그리고 결정세액에 대한 데이터를 포함하고 있어 분석에 적합하다. 구체적으로 개인에 대한 소득세 부과에 대한 기부 소득 공제가 개인 기부에 미치는 영향을 파악하는데 분석의 목적이 있으며, 본 연구에서 참고한 연구들을 따라 시계열 수가 고정된 균형 패널을 만들어 사용했다. 총 표본 수는 657, 시계열 수는 4개이므로 총 표본 수는 2,628개이다. 통계분석에 사용된 소프트웨어는 SAS 9.3 통계 패키지이다.

그리고 세율의 경우 해당 패널 상의 결정세액을 소득으로 나눈 부담률을 그대로 사용하기는 무리가 있었기 때문에, 동일 패널 데이터의 결정세액을 가지고 산출세액을 계산한 다음, 세율을 추정해 분석에 사용한 박기백(2010)의 세율 추정 절차를 따랐다.¹⁴⁾

분석에 선행해, 기술통계를 제시한다. 여기서의 기술통계는 기준년도인 2008년도의 표본들의 특징을 요약해 보여주고 있다.¹⁵⁾

13) 종교 기부금도 소득 공제의 대상이 되므로 연구에 필요하다.

14) 연구가 주로 해외에서 해외 데이터를 이용해 수행된 만큼, Yörük(2012), Kim(2013) 등의 해외 문헌도 검토했다. 이들은 미국의 세액 산출 절차 즉 조세표(individual filing status)를 통해 일괄적으로 개인의 세율을 계산하는 것으로 보인다. 미국의 개인 세율 및 산정절차는 시기마다 다르지만(Barro and Sahasakul, 1983), 한국의 경우는 박기백(2010)의 절차와 크게 차이가 나지는 않는 것으로 보인다. 박기백(2010), 송헌재(2013) 등은 이들이 사용한 세율 추정 방법이 근로소득 공제 대상자에게만 적용되며, 종합소득신고 대상자에게는 세율에 대한 인식이 근로소득 공제 대상자와 다를 것으로 보아 연구 대상에서 제외했다. 하지만 해당 패널 데이터 상에서 종합소득 신고 대상자의 비중이 근로소득 연말정산 대상자 비중에 비해 낮은 등의 이유로 양자를 모두 분석 대상으로 삼았다. 물론 양자 간의 보이지 않는 특성으로 인해 계산되지 못한 측정오차가 존재할 수 있다.

15) 소득 외에도 개인의 특성 중 보유규모를 측정하기 위해 박기백(2010)은 가구 총자산, 송헌재(2013)는 가구 총자산에 더해 자가 여부 변수를 함께 사용했다. 이들 연구와 약간 다르게 본 연구는 자가 여부만을 변수로 사용하도록 하는데, 개념적으로 가구 총자산 내에 자가 보유가 포함될 뿐 아

〈표 1〉 연구에 사용된 기술 통계(기준 2008년도)

범주	변수명	정의	평균	표준편차
종속변수	기부액	개인의, 각 기부영역을 포괄한 총 기부액수	77.76	227.55
독립변수	한계세율	개인의 결정세액에서 역산방식으로 구한, 산출세액에 대한 실제 세율을 1에서 뺀 값	0.91	0.07
연속형 변수	총소득	데이터상에 보고된 개인의 소득의 합계(근로소득, 사업소득, 부동산 임대소득, 이자 및 배당소득, 기타 소득)	4239.37	3107.5
	연령	개인의 연령	41.39	8.24
	가족 구성원수	각 개인이 속한 가족 구성원 수	3.61	1.06
이항 변수	성별	개인의 성별(1=남성, 0=여성)	0.93	0.25
	학력	대학 졸업여부(1=졸업, 0=미졸업)	0.49	0.50
	도시거주	거주지역(1=시지역, 0=군지역)	0.94	0.24
	자가 여부	주택 자가소유 여부(1=자가, 0=기타)	0.67	0.47

총관측치 = 2,628 / 횡단면 관측치 657

소득은 데이터 상에 보고된 개인의 총소득(근로소득, 사업소득, 부동산 임대소득, 이자 및 배당소득, 기타소득)을 합한 값이다. 사용 변수의 통계량을 요약한 <표 1>을 보면 2008년 기준 개인의 평균 총소득은 4,239만 원이다. 기부액 규모는 평균 77.76만원, 평균 결정 납부 세액은 112.62만 원이었다. 최종 계산된 한계세율 (1-t)는 0.91로 나타났다. 개인의 조세 부담률은 실제 데이터 상에서는 2% 내외인 것으로 나타나는데, 각종 공제 및 조세 혜택이 나타난 결과로 풀이된다.

이 데이터 셋은 균형 패널 형태로 만들기 위해 조작한 것으로 조사 첫해인 2008년부터 조사에 포함되어 4차 년도인 2011년까지 조사에 포함된 대상만으로 한정되었다. 조사 기간 동안 평균 5천여 가구 7천여 가구원이 조사대상인 것을 감안하면 연구 목적을 위해 균형 패널 형태로 만들면서 다수의 표본이 누락되었음을 알 수 있다. 그리고 조세 납부 실적이 있는 20세 이상 표본을 선별한 결과 남성 도시 거주 응답자가 다수 표본에 남게 되었다. 다만 데이터의 설문이 시 이상 거주 여부를 물어본 점, 한국 인구의 90%가 도시에 거주하는 한국의 특성을 고려하면 거주 표본 집중 문제는 크지 않을 수 있다. 그러나 성별 과다표집은 문제가 될 수 있는데, 일부 선행연구에 따르면 여성이 기부를 할 성향이 높지만 현 데이터 상에서는 이러한 특성이 나타나지 않을 수도 있기 때문이다(Andreoni, 1989; Konow,

나라 총 자산 중 금융 및 부동산이 발생시키는 임대 소득, 이자 및 배당 소득 등이 개인 총소득에 포함되기 때문이다.

2010; Sargeant et al, 2005). 그리고 이처럼 편향된 표본은 방법론 상으로도 문제를 일으킬 수 있는데, 실제로 분석과정에서 대량의 개인 특정 더미 변수가 생성되어 투입되는 패널 고정효과 모형에서 이들 변수가 문제를 일으켰다.

나머지 통제변수의 경우 연령 평균은 41세, 가족구성원 수는 3.61명인 것으로 나타났다. 응답자 중 49%가 대학을 졸업했으며, 67%의 응답자가 자가 주택을 보유하고 있었다.

IV. 분석 결과

1. OLS 추정 결과

〈표 2〉 OLS 분석 결과

변수명	OLS/pooled		OLS/FE		OLS/RE	
	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차
상수	0.877	0.377**	3.942	0.668***	1.996	0.384***
한계세율	-1.739	0.372***	-1.033	0.401**	-1.579	0.351***
총소득	0.273	0.046***	0.033	0.055	0.147	0.046***
F-value	27.34***		5.42***		-	
결정계수	0.074		0.670		0.028	
Hausman w	-		21.37***			
분석표본수	2,628					

a) *p<.05, **p<.01, ***p<.001

먼저 살펴볼 것은 최초 추정치로서 통합횡단면, 고정효과 모형, 랜덤효과 모형으로, 토빗 효과를 살펴보기 전 단계의 모형이다. OLS 모형은 토빗 효과, 고정효과 모형과 추후 비교를 하기 위해 분석 결과를 미리 제시하도록 한다. 각 모형은 학력, 가족구성원 등 통제변수를 삽입해 추정했다. 모든 종속변수 및 총소득, 한계세율 값 등은 로그 값을 사용한 것으로¹⁶⁾ 계수는 그대로 탄력성으로 해석할 수 있다.

각각의 모형은 단점을 그대로 보여주는데, 일단 통합 횡단면 모형의 경우 결정계수 값이 매우 낮게 나타나 기부 등을 연구하기에는 부적합한 모형임을 알 수 있다. 이는 패널 랜덤 효과 모형도 마찬가지인데, 결정계수 값이 통합 횡단면 모형보다도 작게 나타나고 있다. 결

16) 로그 값을 취할 경우, 소득이나 기부액에서 0으로 나타나는 변수들이 많기 때문에 타 선행연구를 따라 10의 값을 더해준 후 로그를 취하였으며, 토빗 모형의 경우는 절단(censoring)값을 log(10)에 해당하는 값으로 지정했다.

정계수로 모형 적합성을 판별할 경우 고정효과 모형이 가장 우월하다고 볼 수 있지만, 대량으로 투입되는 변수들이 다중 공선성 문제를 일으켜 연령과 성별 변수를 제외할 수밖에 없었다. 다만 고정효과 모형과 랜덤효과 모형을 비교할 경우, 하우스만 테스트의 w-value값이 유의미하게 나와 랜덤효과 가설이 기각되었다. 즉 오차항의 랜덤 효과 가설이 기각되기 때문에 OLS 추정의 경우 랜덤 효과 모형은 타당하지 않음을 알 수 있다.

2. Tobit MLE 추정 결과

〈표 3〉 Tobit MLE 분석 결과

변수명	MLE/pooled		MLE/FE		MLE/RE	
	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차
상수	-4.950	1.109***	-59.15	440.40	-6.667	2.054***
한계세율	-4.334	1.026***	-3.428	1.039**	-7.771	1.687***
총소득	0.827	0.138***	0.061	0.014	0.577	0.230**
우도비	-3050.9		-1952.6		-3237.5	
AIC	6121.58		5241.2		6499	
Hausman w			1056.5***			
분석표본수	2,628					

a) *p<.05, **p<.01, ***p<.001

다음 살펴볼 것은, Tobit 효과를 감안한 모형이다. 각각 통합 횡단면 Tobit MLE, Tobit MLE/FE, Tobit RE/FE 결과 값을 보여주고 있다. MLE는 신뢰할만한, OLS의 모형 비교를 위한 결정계수에 해당하는 통계치가 없으므로 AIC를 결정계수를 대신하여 제시하도록 한다.

고정효과 모형의 경우, Tobit 효과를 고려하지 않은 OLS에서는 변수 차원에서 문제를 일으킨 것과 달리, MLE/FE에서는 1개 표본에서 수렴되지 않아 표본 1개만이 제외되었다. 그 결과, 위에서 분석한 OLS와 달리 Tobit MLE에서는 세 모형을 비교하기가 비교적 수월하다고 할 수 있다.

다음은 검정 통계량으로 모형들을 비교한다. 먼저 AIC값을 비교하는데, 통상 AIC가 작을 수록 모형 적합도가 높으며 통합횡단면 모형보다는 고정효과 모형이 우월하며, 랜덤효과 모형은 통합횡단면 모형보다도 값이 좋지 못함을 알 수 있다. 고정효과 모형과 랜덤 효과 모형을 비교할 경우, 두 모형에서 도출된 공분산 행렬과 계수를 바탕으로 계산한 하우스만-w 값은 1056.5로, 투입된 독립변수의 수를 의미하는 자유도 8인 카이스퀘어 분포에서 0.1% 내의 유의미한 값을 보였다. 이는 고정효과 모형이 랜덤효과 모형보다 우월함을 나타내주는

것이다.

그 다음은 한계세율의 계수 비교이다. 일단 OLS모형과 Tobit MLE를 비교하면 계수 값들이 전반적으로 크게 나타나는데 이를 직접 비교하기는 힘들고 조정계수를 곱한 값을 비교해야 한다. 이는 뒤에서 더 논의할 것이다. 다음으로, MLE/pooled 모형과 MLE/FE 모형을 일단 비교하면, MLE/pooled 모형이 약 30% 정도 과대 추정되었음을 알 수 있다. 랜덤효과 모형은 모형 적합도 역시 통합횡단면 모형보다 떨어질뿐더러 계수 값이 더 크게 나타나고 있다.

3. 민감도 분석 및 최종 모형

다음 볼 것은, 본 연구에서 세운 6개 모형 중 어느 값을 기준으로 해석할 것인가이다. 일단 OLS의 경우, 모형 적합도가 매우 떨어지며 상대적으로 결정계수가 양호한 고정효과 모형도 다중공선성 문제에서 자유롭지 못함을 보았다. 본 연구에서는, MLE/FE를 기준으로 해석을 진행하도록 이를 위해서 선행해야 할 것은 MLE/FE가 RE/FE에 대해 가지는 추정치 편향 가능성이다. 이를 위해, 2008년도를 기준년도로 하여, T=2, 3, 4일 경우 계수 변동 추이와 Hausman w값을 보도록 한다.

〈표 4〉 MLE 추정의 모형 간, 시계열 간 비교

	T=2	T=3	T=4
MLE/pooled	-4.754***	-4.238***	-4.335***
MLE/FE	-5.556***	-3.411***	-3.428**
MLE/RE	-7.256**	-7.217***	-7.169***
Hausman w	-9.785*	183.3***	1056.5***

a) *p<.05, **p<.01, ***p<.001

b) 표의 계수는 log(1-t) 즉 한계세율 변수의 계수를 의미

먼저 단일 시계열의 경우, 표에 제시하지 않았지만 추정 값이 -0.08에서 -7.8까지 매우 편차가 크게 나타났으며, 각 년도 추정 계수의 단순 산술 평균은 -4.5로 T=2이상에서의 값과 크게 다르지 않았다. 이는 기부가 매년 일정하게 일어나지 않는 특성을 반영하는 것이다. 이 테이블은 T가 커질수록 한계세율의 추정 계수 값이 약간 작아짐을 보여주며 통합 횡단면 모형의 경우 대략 -4.2 정도의 값을, MLE/FE는 -3.4정도의 값을, MLE/RE는 -7.1까지 작아지는 것을 볼 수 있다.

위 표에 제시된 계수는 한계 세율에 대한 추정값으로 모두 Tobit 최우추정 모델이다. 물

론 이와 같은 방법이 MLE/FE가 RE/FE보다 우월하다는 것을 결정적으로 보여주는 것은 아니다. 그러나 T=2 이상에서 일관되게 Hausman w값은 오차항의 랜덤효과 가설을 기각하고 고정효과 모형이 좀 더 우월하다는 것을 보여주며, 그 값은 T가 커질수록 커지고 있다. 그리고 추정계수의 경우 MLE/RE추정치가 MLE/FE보다 값이 더 커, 과대 추정되는 경향이 있다는 Greene(2004)의 결론을 지지하고 있다.

다음은, 최종적으로 통제변수를 모두 삽입한 MLE/FE 추정치와 부분효과를 정리한 표이다. 선행 연구에서 살펴보았듯이 조정계수를 곱한 한계효과가 최종적으로 OLS의 추정계수와 비교가 가능해진다.¹⁷⁾

최종 모형에서, 조정계수를 곱한 후의 한계세율의 부분효과 계수는 -1.839로, 다른 MLE 추정치에 비해 OLS/FE의 -1.033에 근접하는 값을 보여주고 있다. 이는 다른 변수의 계수들도 마찬가지인데, 소득계수에 조정계수를 곱할 경우 MLE/FE는 0.032로, OLS/FE의 0.033와 비교해 MLE/FE 원 계수 추정 값에서 OLS/FE 추정값에 가까워지고 있음을 볼 수 있다.

〈표 5〉 MLE/FE 최종모형 분석 결과

변수명	추정계수	표준오차	한계 효과(ME(x))
상수	-59.16	440.403	-31.73
한계세율	-3.428	1.039**	-1.839
소득	0.061	0.144	0.032
연령	1.197	0.397***	0.642
가족 구성원 수	-0.195	0.121	-0.104
학력	0.197	0.322	0.106
도시 거주	-2.526	0.884**	-1.355
자가 거주	-0.149	0.191	-0.079
성별	10.586	572.4	5.678
우도비	-1952.6		
AIC	5241.2		
표본 수	2,628		

a) *p<.05, **p<.01, ***p<.001

17) 조정계수 APE는 앞의 식 (11)에 의해 0.5364로 계산되었다.

V. 토 론

본 연구 결과인 기부의 조세 탄력성은 크게 두 가지 효과로 나누어 분석할 수 있다. 첫째는 Tobit 효과이다. 이는 기부를 하지 않는 사람들에게도 기부 가격이 개인의 잠재적 기부 행위에 영향이 있다는 점을 보여준다. 그 효과는 MLE/FE와 OLS/FE를 비교해 대략 0.8 정도로, OLS/FE로 추정된 값의 80%에 해당한다. 둘째는 통계적으로 단일 시계열에서는 관찰이 안 되지만 2기 이상 관찰되는 관찰자들만으로 구성된 패널데이터 상에서 고정효과 모형으로 이를 통제했을 경우 나타나는 변화이다. 기부는 다양한 요인에 의해 결정된다(Sargeant et al, 2005). 그러나 이와 같은 패널 데이터 분석 결과는 기부에 영향을 미치는 요인으로는 기부 가격, 교육 수준, 소득 등 현재 조사되는 것 외에도 다양한 잠재 변수가 있음을 보여준다. 이러한 관찰되지 않는 고정효과는 OLS/FE와 OLS/pooled 비교시 70%, MLE/pooled와 MLE/FE를 비교하면 약 26% 계수의 차이가 발생했으며, 개인 기부의 가격탄력성을 크게 낮추어주는 것으로 나타났다. 이는 개인이 기부함에 있어 한계세율, 기부가격 등의 영향은 개인 속성에 따라 상쇄가 가능하며, 동시에 기부 연구에 있어서도 단순히 통계적 접근을 하는 것 뿐 아니라 질적 연구방법을 통해 보완되어야 함을 의미한다. 다음은 소득이 기부에 미치는 영향이다. 개인 고정효과를 고려한다면 개인의 기부 소득 탄력성은 고정효과를 고려하지 않을 때에 비해 MLE, OLS 모두 크게 낮아졌다. 반면 Tobit효과를 고려하는 것은 추정치의 계수 크기에 큰 영향을 미치지 못했다. 이는 개인 기부에 소득이 미치는 영향은 개인고정효과가 더 크다는 것을 보여준다.

방법론적으로 본 연구는 OLS/pooled, OLS/FE, OLS/RE, MLE/pooled, MLE/FE, MLE/RE 등을 비교하면서 진행했다. OLS에 기반을 둔 방법의 경우, 선형으로 근사해야 한다는 약점 때문에 모형의 설명력이 떨어지고, 대량의 더미 변수가 투입되는 OLS/FE의 경우는 변수의 다중공선성 문제가 나타났다. 즉 기부 연구처럼 종속변수의 상당수가 0으로 나타나는 경우는 OLS방식보다는 Tobit 효과 모형 등 MLE 방식을 이용한 추정이 더 유용한 것으로 나타났다. 그리고 랜덤효과와 고정효과를 비교하면 MLE/FE에 기반을 둔 해석이 MLE/RE나 MLE/pooled 보다는 양호한 것으로 나타났다.

또한 본 연구는 Tobit 효과를 패널 데이터 상에서 연구할 때 나타나는 문제점들을 살펴본 것인데 의의가 있다. 기부 연구와 같이 개인이 연도별로 매우 상이한 특성을 보이는 경우 단년도 추정보다는 패널 데이터 추정이 우월하다. 다만 이때 고려할 수 있는 MLE/RE와 MLE/FE 모두 문제점을 가지고 있는데, MLE/RE의 경우 받아들여지기 힘든, 변수와 효과 간의 상관이 없다는 직교 가정에 기반을 둔 반면 MLE/FE는 부수적으로 투입되는 변수의 수

가 많기 때문에 이들의 수렴성이 문제가 된다. 본 연구 결과, 충분한 N이 있다면 시계열T의 증가에 따라 MLE/FE는 양호한 특성을 보여주었다. 이는, 패널 비선형 모형에 접근할 때 MLE/RE뿐 아니라 MLE/FE도 유용하게 고려할 수 있다는 점을 보여준다.

본 연구 결과는 선행 연구의 추정 값들과 비교해볼 수 있다. 본 연구에서 도출한 가격 탄력성 계수들은 대체로 미국에서 진행된 선행연구에서 제시된 계수범위인 0.4에서 3.0의 범위 내에 있었다. 이는 한국의 기부 가격에 대한 기부자 특성이 미국과 다르지 않다는 것을 의미할 수도 있다. 일단 같은 방법을 사용한 박기백(2010)의 연구와 본 연구의 주요한 차이는 연구 대상을 패널 데이터로 확대한 것이다. 2008년만을 본 연구의 방법으로 추정했을 때 탄력성 값은 0.16이었는데, 박기백(2010)이 제시한 것과 유사하게 매우 작은 값이었다.

다음은 송헌재(2013)의 추정결과와 본 연구의 추정결과 비교다. 송헌재(2013)가 제시한 계수는 7.1~9 정도로, 본 연구에서 최종 제시하는 1.8의 값과는 매우 다른 큰 값이다. 본 연구에서도, MLE/RE로 추정했을 때 분석 계수값이 송헌재(2013)의 연구처럼 매우 크게 나타나는 현상을 관찰할 수 있었다. 그러나 본 연구가 채택한 MLE/FE방법은 비록 MLE/RE에 비해 완전한 우월함을 보장할 수는 없지만, 시계열이 늘어남에 따른 수렴성, 양 모형의 공분산 행렬의 차이값을 바탕으로 한 Hausman w 값 등에서 MLE/FE가 MLE/RE에 비해 뒤떨어진다는 증거를 찾을 수 없었다. 오히려 같은 Tobit효과 모형을 사용한다고 해도, MLE/RE는 MLE/pooled 추정치보다 과대추정하는 경향이 있으며, T가 커짐에 따라 MLE/FE도 고려가 가능하다는 일부 선행 연구(Heckman, 1981; Greene, 2004)의 결과를 뒷받침해주는 것이다.

이와 같은 방법론을 사용하는 것은 시사점이 있다. 미국에서 진행된 선행연구를 보더라도 방법론적 차이는 조세 탄력성 값에 상당한 영향을 주는 것으로 관찰되고 있다. 비록 본 연구는 T에 따른 계수 추정치 변화, Hausman w값의 비교 등을 사용했으나 각각의 연구 모형의 가정이 다른 만큼 충분한 숙의가 더 필요한 것으로 보인다. 본 연구는 주로 미국에서 과거에 진행된 연구들을 한국에서 새로 발간된 패널데이터에 적용한 데에 의의가 있으며, 탄력성 추정치는 1.8 정도로 해외에서 수행된 것과 크게 다르지 않은 수치이다. 그리고 어느 모형을 사용하든지 간에 계수 탄력성 값은 통계적으로 유의미했다. 이는 어떤 가정을 하든지 간에 정부의 과세 행위나 공제 정책이 개인 기부에 영향을 준다는 점을 보여주고 있다.

본 연구 결과와 그 한계를 바탕으로 앞으로 연구에 있어 몇 가지 방향을 제시해보고자 한다. 먼저, 기부의 종류, 기부 대상에 따라 기부 액수와 세금 액수가 달라질 수도 있다. Kingma(1989)의 경우는 기부 종류별로 구축효과가 다르다는 것을 보여주기도 한다. 본 연구는 기부액을 총 합산액으로 계산했는데, 여러 선행연구를 따라 전체 세율 탄력성을 계산하기 위한 것이었다. 기부 영역에 영향을 미치는 연구들은 대개 정부의 조세 징수나 공제보다는, 개인적 성격에서 찾는 경우가 많았다(강철희 외 2011a, 2011b). 기부 영역에 대한 연구

역시 중요하며, 데이터의 가용성이 풍부해짐에 따라 앞으로 더욱 확장될 것으로 보인다.¹⁸⁾

다음은 미국의 표준 공제자들과 한국의 면세 구간에 있는 이들에 대한 처리이다. 미국은 표준공제와 항목화 공제가 나누어져 있으며, 항목화 공제의 경우 기부금 소득공제가 가능하지만 표준공제는 그렇지 못하기 때문에 연구에 있어서 기부 가격을 1로 고정시키게 된다. 한국의 경우는 면세자가 이와 같은 경우라고 볼 수 있는데, 다만 표준 공제와 면세자는 기부가격에는 영향을 받지 않을 것처럼 보이지만 일단 표준 공제자는 세금을 납부하지만 면세자는 그렇지 못하다는 차이가 있다. 본 연구는 일단 “납세 실적이 있는 표본”만을 분석 대상에 포함시켰으므로 이와 같은 표준 공제나 면세는 고려대상에서 제외했다. 그러나 표준 공제 또는 면세 집단을 연구대상에 포함시킬 경우 결과가 달라질 수 있으며, 추후 연구를 통해 검증해야 할 분야이다.

다음은 소득세를 어떻게 처리할 것인가에 관한 문제이다. 본 모형은 소득 구간에 따라 세율이 올라가는 누진세 제도를 택하고 있다. 박기백(2010), 송헌재(2013)의 세율 추정 절차는 세율과 납부세액을 비교하면서 법정으로 정해진 세율 구간에 표본을 배정하는 방식이라고 할 수 있다. 이러한 방법은 미국에서 진행된 선행연구를 그대로 따른 것이지만 다만 조금 다른 측면이 있다. 미국은 통상 한국의 재정패널처럼 설문하지 않고 구체적 소득이 아닌 소득 구간별 설문을 하고, 표준화 공제 또는 항목화 공제 여부를 물어보지 않는 경우도 많다(Kim, 2013; Gruber, 2004; Reece, 1979). 이에 따라 굴절 예산선을 사용하여 세율과 항목화 공제 여부를 추정하거나(Reece, 1979), 공제 가능성을 세율표를 따라 추정한 후 대신 사용하기도 한다(Gruber, 2004). 본 연구는 일단 항목화 공제나 면세를 제외했기 때문에 이러한 방법을 사용하지는 않았다. 명시적으로 납세 자료를 얻을 수 있다면 이 자료를 그대로 사용하기도 한다(Randolph, 1995). 즉 데이터 가용성에 따라 한계 세율을 추정하는데 있어 세율을 다루는 방식 역시 다양한데, 이와 같은 방법론의 응용도 향후 연구방향이 될 수 있다.

다음은 현 정부에서의 정책변화가 본 연구 결과와 어떻게 연계할 수 있는가이다. 2013년부터 기부 소득공제의 상한이 적용되었고, 2014년부터는 기부 소득공제가 세액공제로 전환되어 개인에게 돌아가는 혜택이 줄어들 것으로 보인다. 송헌재(2013)는 연구 결과 값인 7.5 ~ 9에 해당하는 탄력성 계수를 바탕으로 현 정부의 기부 소득 공제 혜택 축소로 인해 약 12.5%의 기부금 규모 감소를 예상했다. 그러나 Tobit 효과, 개인 고정효과, 그리고 한계효과 보정계수를 종합적으로 보았을 때 본 연구의 추정치인 1.8을 대입하면 기부 소득 공제 혜택

18) 가령, 한국복지패널 같은 경우는 기부금 문항을 넣지만 종교단체 기부금은 제외했다. 대개 미국에서 발전된 기부 연구 방법론에서 종속변수인 기부금의 상당부분을 차지하는 것이 종교 기부이며 실제 종교 기부가 중요하게 취급됨을 감안할 때 방법론 복제에 문제가 있을 수 있다. 재정연구원 재정패널은 한국의 공제제도에 맞게 종교 기부, 정치 기부 등으로 세분화하여 조사하고 있어 연구 확장에 적절할 것이나 복지패널도 수혜여부에 따른 연구 같은 경우는 복지패널이 더 적절할 것이다.

축소로 인한 기부금 규모 감소는 송헌재(2013)의 예측보다는 상당히 작을 것이다. 한계 효과에 기반을 둔 조세 탄력성 값은 특히 제도 변화에 따라 개인 행태가 얼마나 변할 것인가를 예측하는데 유용하다. 앞으로도 Tobit MLE추정에 있어 개인 고정효과와 조정계수를 반영한 한계효과를 더 고려할 필요가 있다.

VI. 결 론

본 연구에서는 개인이 직면하는 기부 가격이 기부액에 미치는 영향을 탐색하기 위하여 수행되었다. 기부의 구축이론, 낭만이론 등에 해당하는 변수들을 독립 변수와 통제변수로 선정하여, 2008~2011년도 한국조세재정연구원 재정패널 데이터를 사용해 연구를 진행하였다. 그리고 단순 통합 횡단면 모형을 사용하는 데에서 나아가, 0으로 관찰되는 종속변수를 가지는 관찰 대상의 잠재특성을 고려한 Tobit 모형, 그리고 관찰되지 않는 개인 속성을 고려하기 위한 패널 고정효과 모형 등 세 모형을 비교하였다. 세 모형 모두에서, 개인 기부 가격과 기부액 사이에는 부의 통계적으로 유의미한 관계가 관찰되었다. 다만, 각각의 모형이 고려하는 특성에 따라 탄력성 계수 값은 모두 달랐다. 그리고 소득에 대해서는 탄력성의 계수가 가격 탄력성에 비해서 낮은 점이 발견되었다. 이는 박기백(2010), 송헌재(2013) 등의 선행연구와 마찬가지로 전체적으로 소득에 대한 기부는 매우 비탄력적인 반면, 조세 부담 증가에 대한 기부 감소는 소득 증가로 인한 효과보다 크다는 것을 보여준다.

일반적으로 정부의 재원조달 정책 변동은 기부나 자원봉사 등 개인의 자발적 행동에 큰 영향을 미칠 수 있기 때문에 신중을 기해야 한다. 기부 가격을 개인 기부의 영향변수로 고려하는 것 역시 정부의 과세 정책이 개인의 기부 행위에 영향을 미치는 구조 변수이기 때문이다. 정부의 재원조달 방식인 조세 징수, 사회복지 공공부담 등은 정부의 지출을 증가시키며 따라서 개인의 자발적 행동에 구축효과를 일으킨다. 일반적으로 구축효과가 클 경우 정부의 소득공제나 조세 감면 등 간접적 지원 증대, 구축효과가 작을 경우는 저소득층 직접 지원이 더 효과가 크고 따라서 더 선호된다. 본 연구에 의하면 기부액이 0으로 나타나는 관찰 대상의 잠재 특성을 고려한 Tobit효과는 0보다 큰 반면, 통계적으로 관찰되지 않는 개인 속성은 기부의 가격 탄력성을 상당히 작게 해주는 것으로 나타났다. 그러나 모형에 따라 다르지만 6개 모형에서 모두 기부의 가격탄력성 계수가 1보다 크다고 나타났으며 기부의 가격만큼 깎아주는 소득 공제 정책이 개인 기부에 적지 않은 영향을 미친다는 것을 관찰할 수 있었다.

물론 어떠한 가정을 하느냐에 따라 기부의 가격 탄력성은 크게는 3배나 차이가 났다는 점은 주목할 만한 부분이다. 그럼에도 불구하고 대부분의 탄력성 추정 계수치는 모든 모델에서 1보다 컸다. 정부의 과세 행위 그리고 그 변화 등이 중요하다는 선행 연구의 지적이 우리나라에도 그대로 적용될 수 있는 것은 이러한 이유 때문이다(Clothfelter, 1980; 2012). 패널데이터, 특히 개인 고정효과를 고려했을 경우 조세 탄력성은 기본적인 OLS모형이나, Tobit효과를 고려한 모형에 비해 계수의 크기가 매우 작게 나타났다. 이는 단순히 조세 정책 변동으로 인한 단기적 효과가 장기효과와 다를 수 있다는 Auten et al(2002)의 지적이 일부 맞음을 의미하는 동시에 조세 정책으로 인한 효과는 개인 특정적 효과의 영향을 받음을 보여준다.

본 연구는 조세재정연구원의 최근 데이터를 이용해 수행되었다. 이와 같은 연구는 최근에 가용 데이터의 증가 등으로 활성화되는 추세이며 구체적으로는 박기백(2010), 송헌재(2013) 등이 있다. 본 연구는 다만 아직까지 연구가 가지는 탐색적 의미에서만 수행되었다. 연구의 본격화를 위해서는 한국의 특성에 맞는 방법론의 개발도 필요할 것이다. 그리고 이전에 수행되었던 기부에 대한 연구와 비교해서도 보다 명시적으로 개인의 세 부담 및 한계 세율을 활용할 수 있게 된 만큼 향후 조세 정책에 있어 연구가 활성화되기를 기대한다.

참고문헌

- 강철희·병은지·구지율. (2011). 기부영역 선택 영향요인에 대한 탐색 : 사회복지영역과 비사회복지영역 및 비기부집단간의 비교. 『사회복지정책』, 38(1) : 247-276.
- 강철희·조승중·안성호. (2011). 저소득층의 기부 행동에 관한 연구-기부참여와 기부노력 분석. 『한국사회복지행정학』, 13(3) : 89-122.
- 김상현. (2010). 정부규제와 경제성장 : 이론적 배경에 기초한 실증분석. 『행정논총』, 48(3) : 59-82.
- 김준기. (2000). 기부 및 자원봉사에 관한 실증적 연구. 『2000년도 봄 한국행정학회 동계학술대회 발표논문집』 : 433-457.
- _____. (2003). 한국의 제3자적 정부에 대한 논의, 『행정논총』, 39(2) : 19-46.
- 노병일. (1996). 자원봉사 영역이 정부능력에 미치는 영향. 『한국사회와 행정연구』, 7 : 203-217.
- 박기백. (2010). 조세감면이 근로소득자의 기부금에 미치는 영향. 『세무학 연구』, 27(2) : 143-158.
- 손원익. (2009). 기업기부의 결정요인에 대한 분석. 『재정학연구』, 2(4) : 29-60.
- 송헌재. (2013). 재정패널의 소득증빙자료를 활용한 근로소득자들의 기부금 가격탄력성 추정. 『

재정학연구, 6(4) : 151-178.

정정호·김미희. (2008). 기부중단자의 특성 및 기부행위에 관한 연구. 「사회복지연구」, 37 : 241-266.

Abrams, B. & Schitz, M. (1978). The ‘Crowding-out’ Effect of Governmental Transfers on Private Charitable Contributions. *Public Choice*, 33(1) : 29-39.

Alesina, A. & Glaeser, Edward L. (2004). *Fighting Poverty in the US and Europe. : A World of Difference*. Oxford; New York: Oxford University Press.

Andreoni, J. (1989). Giving with Impure Altruism : Applications to Charity and Ricardian Equivalence. *Journal of Political Economy*, 97(6) : 1447-1458.

Auten, Gerald E., Sieg, H. & Clothfelter, Charles T. (2002). Charitable Giving, Income, and Taxes: An Analysis of Panel Data. *The American Economic Review*, 92(1) : 371-382.

Barro, Robert J. & Sahasakul, C. (1983). Measuring the Average Marginal Tax Rate From the Individual Income Tax. NBER Working Paper No. 1060.

Bekkers, R. & Wepking, P. (2011). A Literature Review of Empirical Studies of Philanthropy: Eight Mechanismes That Drive Charitable Giving. *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 40(5) : 924-973.

CAF. (2012). *World Giving Index 2012*.

Clark, Tom S. & Linzer, Drew A. (2012). Should I Use Fixed or Random Effects?. www.service.emory.edu.

Clothfelter, Charles T. (1980). Tax Incentives and Charitable Giving : Evidence from a Panel of Taxpayers. *Journal of Public Economics*, 13 : 319-340.

Clothfelter, Charles T. (2012). *Charitable Giving and Tax Policy in the U.S.* CEPR draft 050712.

Esping-Anderson, G. (1990). *The Three Worlds of Welfare Capitalism*. Princeton, N. J : Princeton University Press.

Feldstein, M. S. (1974). Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation. *Journal of Political Economy*, 82 : 905-926.

Garret, T. & Rhine, R. (2010). Government Growth and Private Contributions to Charity. *Public Choice*, 143 : 103-120.

Greene, W. (2002). The Behavior of the Fixed Effects Estimator in Nonlinear Models. *Economics Working Papers*. Department of Economics, Stern School of Business, New York University.

Greene, W. (2004). Fixed Effects and Bias Due to the Incidental Parameters Problem in the Tobit Model. *Economic Reviews*, 23(2) : 125-147.

- Heckman, J. (1981). The Incidental Parameters Problem and the Problem of Initial Conditions in Estimating a Discrete Time – Discrete Data Stochastic Process. in Manski, C. and McFadden, D. (eds). *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*. Cambridge: MIT Press.
- Heckman, J. and Smith, Jeffrey A. (1999). The Pre-programme Earnings Dip and the Determinants of Participation in a Social Programme. Implications for Simple Programme Evaluation Strategies. *The Economic Journal*, 109(457) : 313-348.
- Heutel, G. (2009). Crowding Out and Crowding In of Private Donations and Government Grants. NBER working Paper no. 15004.
- Kim, M. (2013). Are Charitable Giving and Religious Attendance Complements or Substitutes? -The Role of Measurement Error. *Journal of Policy Analysis and Management*, 32(2) : pp.373-390.
- Kingma, B. (1989). An Accurate Measurement of the Crowding-out Effect, Income Effect and Price Effect for Charitable Contributions. *Journal of Political Economy*, 97 : 1179-1207.
- Konow, J. (2011). Mixed Feelings : Theories and Evidence on Giving. *Journal of Public Economics*, 94 : 279-297.
- Menchik, Paul L. & Weisbrod, Burton A. (1987). Volunteer Labor Supply. *Journal of Public Economics*, 32 : 159-183.
- Randolph, William C. (1995). Dynamic Income Progressive Taxes, and the Timing of Charitable Contributions, *Journal of Political Economy*, 103(4) : 709-738.
- Reece, W. (1979). Charitable Contributions : New Evidence of Household Behavior. *The American Economic Review*, 69 : 142-151.
- Rose-Ackerman, S. (1986). Do Government Grants to Charity Reduce Private Donations? in Rose-Ackerman, Susan. (ed). *The Economics of Nonprofit Institutions : Studies in Structure and Policy*. New York : Oxford University Press.
- Rosenbaum, Paul, R. (2010). *Design of Observational Studies*. New York : Springer.
- Sangin Park. (2011). Government's Role in Korea's Economic Development from a Perspective of the Institutions Hypothesis. *The Korean Journal of Policy Studies*, 26(3) : 115-128.
- Sargeant, A. (1999). Charity Giving: Towards a Model of Donor Behavior. *Journal of Market Management*, 15 : 215-238.
- Sargeant, A., Ford, John B. & West, Douglas C. (2005). Perceptual Determinants of Nonprofit Giving Behavior. *Journal of Business Research*, 59 : 155-165.
- Taussing, M. (1967). Economic Aspects of the Personal Income Tax Treatment of Charitable Contributions. *National Tax Journal*, 20(10) : 1-19.

- Warr, P. (1982). Pareto Optimal Redistribution and Private Charity. *Journal of Public Economics*, 19 : 131-138.
- Wilhelm, M. (2008). Practical Considerations for Choosing Between Tobit and SCLS or CLAD Estimators for Censored Regression Models with an Application to Charitable Giving. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70 : 559-582.
- Wing, Coady and Cook, Thomas, D. (2013). Strengthening the Regression Discontinuity Design Using Additional Design Elements: A Within-Study Comparison. *Journal of Policy Analysis and Management*, 32(4) : 853-877.
- Wooldridge, Jeffrey M. (4th ed). (2009). *Introductory Econometric Analysis: A Modern Approach*. Australia : South Western Cengage Learning.
- Yörük, Baris K. (2012). The Effect of Media on Charitable Giving and Volunteering : Evidence From the “Give Five” Campaign. *Journal of Policy Analysis and Management*, 31(4) : 813-836.

〈부록〉 패널 Tobit 고정효과 모형의 편향성과 랜덤효과와의 비교¹⁹⁾

일반적으로 패널 데이터의 시계열 수인 T가 짧고 고정되어있다면 고정효과를 고려한 비선형 패널데이터 모형의 최우 추정값(MLE/FE: maximum likelihood estimator with fixed effects)는 편의를 가지는 비일치 추정량(biased inconsistent estimator)이라고 알려져 있다.

이론적으로, MLE/FE는 다음 수식으로 표현되기 때문에 편향이 발생한다고 본다. 먼저, 표본수 N, 시계열 수 T인 로그 우도함수는

$$\log L = \sum_{i=1}^N \left[\sum_{t=1}^{T_i} \log f(y_{i,t}, \alpha_i + x_{i,t}'\beta, \theta) \right], i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T.$$

여기서 f(·)는 분석하려는 모형을 정의하는 밀도함수이다. 이모형의 모수는 β 와 θ 이며, θ 는 Tobit 모형의 sigma 등의 값과 같은 보조 모수를 의미한다.

MLE/FE에서 분석하고자 하는 f(·)함수를 다음과 같이 정의한다(Greene, 2004).

$$f(y, \alpha_i + x_{i,t}'\beta, \theta) = f_{i,t}(\gamma, \alpha_i).$$

이때 γ 는 모형에서의 구조 모수 [β' , θ']를, α_i 는 모형의 개인 상수항을 의미한다. 각각의 2계 도함수(Hessian)를 다음과 같이 정의한다(Greene, 2004).

$$H_{i,t} = \partial^2 \log f_{i,t}(\gamma, \alpha_i) / \partial \gamma \partial \gamma', \quad H_i = \sum_t H_{i,t},$$

$$\eta_{i,t} = \partial^2 \log f_{i,t}(\gamma, \alpha_i) / \partial \gamma \partial \alpha_i, \quad \eta_i = \sum_t \eta_{i,t},$$

$$h_{i,t} = \partial^2 \log f_{i,t}(\gamma, \alpha_i) / \partial \gamma_i^2, \quad h_i = \sum_t h_{i,t}.$$

그리고 다음과 같은, γ 의 분산 행렬을 도출할 수 있다(Greene, 2004).

$$\Omega_\gamma = \text{Asy. Var.} [\hat{\gamma}_{MLE/FE}] = -E \left[\sum_{i=1}^N \left(H_i - \frac{1}{h_i} \eta_i \eta_i' \right) \right].$$

이 행렬은 일치 추정량이다.²⁰⁾ 즉 추정치 γ 은 확률 유계이며 N이 커짐에 따라 수렴한다. 그러나 모형의 더미 상수항인 α_i 는 그렇지가 않은데, α_i 에 상응하는 이계도함수(Greene, 2004).

$$h^{ii} = \frac{1}{h_i} - \left(\frac{\eta_i}{h_i} \right)' \left[\sum_{i=1}^N \left(H_i - \frac{1}{h_i} \eta_i \eta_i' \right) \right]^{-1} \left(\frac{\eta_i}{h_i} \right).$$

의 첫 번째 항이 N에 따라 수렴하는 것이 아니라 T에 따라 수렴하기 때문이다. 즉 충분히 큰 T를 확보하지 않는 한 모형에서 얻은 추정치는 편향된다.²¹⁾

19) 본 내용은 Heckman(1981), Greene(2002), Greene(2004)의 내용을 발췌 정리한 것이다.

20) 표기는 $T \times O(1/N)$ 즉 $1/N$ 으로 수렴 즉 N이 커짐에 따라 0으로 수렴한다는 의미이다.

이러한 이론을 바탕으로 한 Greene(2002;2004)의 몬테카를로 시뮬레이션 결과는 흥미로운 결과를 보여주고 있다. T=3에서도 추정치는 양호한 특성을 보여주며, T=5에 이르면 x 의 한계효과 편향이 3.65%, β 의 표준오차가 11%로 감소한다. 본 연구의 본문에서 사용한 민감도 분석 역시, T가 커지면 편향이 줄어들 것이라는 Greene(2004)의 연구결과에 근거하고 있다.

21) 표기는 $O(1/T)$ 즉 샘플수와 무관하다라는 의미이다. 자세한 도출과정은 Greene(2002)의 부록에 수록되어 있다.

ABSTRACT

Donor Behavior, Income, and Tax Price Elasticity in Korea: An Analysis Using OLS and Panel Data with a Tobit Estimation

Jung-su Park and Junki Kim

This article exploits the relationship between private giving and government taxation by using the Korean "Tax and Benefit Survey" panel data published by the Korean Institute of Public Finance. A summary of previous empirical studies suggests that government taxation and deduction policy has commonly been associated with partial crowding in and out of charitable giving. This phenomenon, the major concern of this paper, called "tax price elasticity to donation," is very important when policy change is considered but there has been somewhat limited academic concern because of a data shortage, as well as public concern for government tax income.

Using various approximation techniques such as OLS, Tobit MLE estimation, and fixed and random effect panel data analysis, the elasticity coefficient was calculated to range from -0.87 to -1.8 . The OLS coefficient with fixed effect (OLS/FE) was -1.0 , and the Tobit effect estimation with fixed effect (MLE/FE) was estimated as -1.87 . The MLE/FE was 180% more than OLS/FE. The individual fixed effect was smaller than the Tobit effect, estimated as 26% of the OLS coefficient. This means that tax deduction policy implementation should consider both the latent behavior of non-donors, and all of the unobservable characteristics of individuals, and their long-term effects.

【Keywords: donation, income tax, tax deduction, crowd out effect on donor motivation, Tobit estimation, fixed effect model, random effect model】