

우리나라 근로소득자들의 기부금 가격탄력성 추정

송헌재

(서울시립대학교/경제학과)

2013년 10월

요약

2014년부터 기존의 소득공제가 적용되던 특별공제항목이 세액공제로 전환될 예정이다. 기부금공제의 경우 세액공제율 15%가 적용된다. 본 연구는 한국조세재정연구원의 재정패널 자료를 활용하여 근로소득자들의 기부금에 대한 가격탄력성을 추정함으로써 기부금공제의 세액공제로의 변화가 전체 기부금 규모와 세수에 미치는 영향을 종합적으로 평가하였다. 추정에 사용된 표본은 원천징수영수증을 제출한 근로소득자들로 한정하여 추정의 정확성을 높이고자 노력하였으며, 추정에 있어서 해당 서류 제출에 대한 선택편의를 고려하였다.

Random Effects Tobit 모형 추정 결과 기부금의 가격탄력성이 7.5~9.9 정도로 매우 높게 나타나 기부금공제 개편으로 인한 세수증가효과보다 민간 기부 축소효과의 크기가 더 클 것이 예상된다. 2011년 근로소득자들의 기부금공제 신고현황 자료를 이용하여 전체 기부금과 세수에 미치는 영향을 추계한 결과 약 12.5%의 기부금 규모 감소가 예상되는 반면 이로 인한 세수증가효과는 상대적으로 미미한 것으로 나타나 복지재원에 활용할 수 있는 전체 규모는 상당한 감소를 겪게 될 것이 예측된다. 따라서 본 연구의 분석결과는 기부금공제 개편의 효율성에 대한 검토가 필요할 수 있음을 시사한다.

I. 서론

정부는 2014년 1월 1일부터 발생하는 소득에 대하여 인적공제항목 중 자녀관련 공제와 특별공제 항목 중 의료비, 교육비, 기부금, 보장성 보험료를 세액공제로 전환할 것이라고 발표했다. 개편안에 따르면 의료비, 교육비, 기부금 공제는 세액공제율을 15%로 하고, 보장성 보험료는 12%의 세액공제율이 적용된다.

기부금에 대한 소득공제가 적용되었을 때는 기부금지출에 대하여 납세자의 한계세율에 해당하는 만큼 세금을 경감 받을 수 있기 때문에 1원을 기부하는 데 들어가는 실질적인 비용이 (1-한계세율)원이 되지만 기부금 공제가 세액공제로 전환됨에 따라 소득수준에 상관없이 동일한 공제율이 적용되기 때문에 한계세율이 높았던 기존의 고소득 기부자들이 받던 세금경감혜택이 줄어들게 된다. 정부는 소득공제를 세액공제로 전환하는 취지는 소득수준과 관계없이 동일한 세제혜택을 부여함으로써 조세지원의 형평성을 제고하는 데 있다고 설명하였으며 소득공제의 세액공제로의 전환효과를 포함하여 2013년 전체 세제개편안에 따라 향후 5년간 연평균 2.49조원의 세수증가효과가 예상된다고 발표하였다.

그러나 이는 세제개편으로 인한 납세자의 행태변화는 고려하지 않은 세수에 대한 단순 추계결과이다. 세제의 변화는 세금납부를 최소화함으로써 효용극대화를 추구하는 납세자의 행태에 영향을 미치게 된다. 특히 기부금공제혜택의 축소는 납세자의 기부가격을 인상시켜 민간기부의 전체규모가 줄어들 것이 예상된다. 만일 개인 기부 감소의 효과가 소득세수 증가의 효과를 크게 상회할 정도로 발생한다면 기존에 민간의 자발적인 기부에 의해 사회에 제공되던 공공재를 정부에서 훨씬 더 큰 비용을 들여 감당하게 되는 결과를 초래할 수 있다. 이렇게 될 경우 오히려 민간이 담당하던 분야까지 정부에서 책임지게 됨으로써 오히려 복지재원이 부족해지는 사태가 발생할 수도 있으므로 기부금 관련 세제 개편이 세수에 미치는 영향뿐만 아니라 민간기부에 미치는 영향도 함께 고려되어야 한다.

본고는 기부금에 대한 가격탄력성을 추정함으로써 기부금공제의 변화가 기부금 규모와 세수에 미치는 영향을 종합적으로 평가하였다. 기부금지출이 개인의 효용함수에 포함되어 있다고 가정하면 개인의 기부금에 대한 수요는 기부가격에 영향을 받는다. 기부금의 세액공제 전환으로 기부금 가격이 인상되더라도 가격탄력성이 1보다 작다면 민간기부의 축소규모보다 정부의 세수증가효과가 더 크기 때문에 복지재원에 활용할 수 있는 전체 규모는 늘어나게 된다. 따라서 기부금에 대한 세금혜택을 축소하는 것이 보다 효율적이라고 판단할 수 있는 근거를 제공한다. 반면 가격탄력성이 1보다 크면 기부금공제 개편으로 인한 세수증가효과보다 민간기부축

소효과가 더 클 것이 예상된다. 따라서 이 경우에는 기부금공제 개편의 효율성에 대한 재검토가 필요할 수 있다.

이와 같이 기부금 세급혜택에 대한 개인기부자들의 반응을 추정하는 것은 조세정책의 효율성 제고측면에서 매우 중요한 연구이다. 이에 대하여 해외에서는 오랜 기간 동안 활발한 연구가 진행되어온 반면 우리나라의 경우 관련연구가 거의 없는 실정이다. 우리나라 국민의 개인기부에 대한 연구가 활발하지 못했던 이유는 연구자들의 관심이 부족했다기보다 연구에 활용할 수 있는 자료가 충분하지 않은 현실적인 한계가 있었기 때문이다. 이러한 상황에서 2008년부터 연구자들이 활용할 수 있는 새로운 자료가 구축되었다. 한국조세재정연구원의 재정패널 자료는 소득공제 내역, 결정세액 등의 항목을 조사하고 있으며 소득공제 내역을 증빙할 수 있는 소득공제 증빙서류를 함께 수집하고 있다.

본 연구는 현재까지 구축된 재정패널 1~5차년도 자료를 활용하여 근로소득자들의 기부금 가격탄력성을 추정하였다. 단, 추정의 정확성을 높이고자 소득증빙서류를 제출한 사람들의 자료만을 이용하였으며 패널 데이터의 장점을 활용할 수 있는 추정방법을 도입하였다. 본 연구의 분석 대상을 근로소득자들로 한정 한 이유는 종합소득 신고대상자의 경우 소득증빙서류를 제출한 경우가 많지 않으며, 기부금이 필요경비로 인정되는 자영업자의 경우 기부금지출에 대한 결정이 근로소득자와 다를 수 있는 점을 고려하였기 때문이다. 본 연구의 추정결과 근로소득자들의 기부가격탄력성이 매우 높게 추정됨으로써 기부금의 세액공제 전환에 대한 재고의 필요성을 제시하였다.

II. 기부금 가격탄력성에 대한 이론적 논의

개인의 기부동기 모형으로는 공공재모형, 민간소비모형, 비순수 이타모형이 가장 많이 알려져 있다¹⁾. 먼저 공공재모형에서는 기부금이 사회복지, 문화, 예술, 교육, 종교 등에 사용되므로 기부금을 민간이 제공하는 공공재(privately provided public goods)라고 이해한다. 이 경우 공공재의 성격으로 인한 구축효과가 발생하게 된다. 즉, 기부금의 공공성으로 인하여 정부가 직접 지원을 하면 기부자의 기부금액이 낮아지는 효과가 있을 수 있다. 민간소비모형에서는 기부라는 행위가 기부자의 효용을 증대시키는 소비(warm-glow giving)와 같은 역할을 한다고 해석한다. 이 경우 구축효과는 발생하지 않는다. 마지막으로 비순수 이타모형(impure altruism model)은

1) 각각의 모형에 대하여 자세한 이론적 논의는 손원익·박태규(2008) 참조.

앞의 두 가지 모형을 혼합한 것으로 기부금이 공공재와 소비재의 역할을 모두 하는 것으로 이해한다. 비순수 이타모형에서 구축효과는 제한적으로 나타난다.

기부금에 대한 이론 모형은 기부금을 조세법적 관점에서 어떻게 해석할 것인지 여부와 밀접한 관련이 있다. 민태욱(2008)은 기부 여부의 결정, 대상단체의 선택 및 기부금액이 전적으로 기부를 하는 납세자의 자발적인 의사에 따라 이루어진다는 의미에서 원칙적으로 기부금을 납세자의 소비라고 이해하고 있다. 이렇게 되면 기부금은 민간소비 모형에서 제시하는 것처럼 개인적 소비에 해당하기 때문에 납세자에게 기부행위에 대한 보조를 해줄 필요가 없게 된다. 그러나 기부금을 개인의 소비로 인정하는 경우에도 민태욱(2008)은 국가가 개인의 기부를 장려하여 공익단체를 간접적으로 보조하기 위한 정책적 목적에서 기부금을 소득에서 공제한다고 보았다. 즉, 정부가 공공재 공급에 대한 보조를 함으로써 공공재의 특징 중의 하나인 무임승차효과를 완화하는 것이 기부금 소득공제의 정당성을 부여한다고 해석하였다.

정책적인 목적으로 기부금에 대한 세금혜택을 부여한다고 한다면 현행의 소득공제방식과 2014년 이후의 세액공제방식의 차이와 장단점에 대한 논의가 필요하다. 소득공제방식은 세법상 기부금을 필요경비로 인정하여 기부행위가 소득을 획득하기 위한 기부자의 필수적 비용이라는 의미를 갖는다. 박기백(2010)은 유사한 경제적, 사회적 특성을 갖고 있는 집단에서도 고액의 기부를 하는 사람, 일정 금액을 기부하는 사람, 전혀 기부를 하지 않는 사람 등 편차가 심하므로 기부 행위를 필수적 활동으로 보기가 어렵다는 입장을 보이고, 만약 기부 행위가 필수적 활동이 아닌 바람직한 활동이라면 소득공제보다 기부금을 일정 비율로 세액공제 하는 것이 논리적으로 합당하다고 주장하였다. 박기백(2010)은 또한 형평성의 문제를 제기하였는데 소득공제방식은 세액공제방식에 비해 고소득층에 더 많은 혜택을 부여하는 역진성을 보유하고 있음을 지적하였다. 다만 고소득자의 기부 규모가 저소득자의 기부 규모보다 높은 것이 일반적이므로 만일 기부금에 대한 가격탄력성이 매우 크다면 소득공제방식을 적용하여 고소득자의 기부가격을 낮추어줌으로써 전체적인 기부 규모가 커질 수 있다. 그러므로 박기백(2010)은 결국 소득공제와 세액공제방식의 적절성 여부는 기부금의 가격탄력성 크기에 달려있다고 판단하였으며 이를 아래와 같이 수식으로 설명하였다.

정부가 개인의 기부금에 소득공제형식의 세금혜택을 주는 경우를 생각해보자. 개인의 기부를 g 라고 하고, 해당 기부자의 한계세율이 t 라면 기부자들이 기부 한 단위를 추가하는데 지불하는 가격(p)은 $(1-t)$ 가 되고, 정부의 세수손실은 tg 가 된다. 개인의 기부를 g 만큼 늘리기 위하여 정부의 수입이 tg 만큼 감소하기 때문에 개인의 기부와 정부의 손실을 합한 순기부액은 식 (1)과 같다.

$$g - tg = (1-t)g = pg \tag{1}$$

정부의 조세정책이 기부가격을 변화시켜 순기부액에 미치는 영향을 알아보기 위하여 기부가격인 p 로 식 (1)을 미분하면 아래 식을 얻는다.

$$\frac{\partial(pg)}{\partial p} = g + p \frac{\partial g}{\partial p} \quad (2)$$

만일 식 (2)의 값이 0보다 작다면 기부가격의 인상으로 순기부액이 감소함을 의미한다. 이를 기부가격의 탄력성으로 설명할 수 있다. 즉, 식 (3)에서와 같이 기부가격의 탄력성이 1보다 크면 기부가격의 인상으로 순기부액은 줄어들게 된다. 이를 다시 해석하면, 기부금이 가격 탄력적이라면 기부가격을 하락시켰을 때 순기부액이 늘어나게 됨을 의미한다. 따라서 기부금의 탄력성이 1보다 크면 정부가 기부금에 세금혜택을 부여하는 것이 정당화된다.

$$g + p \frac{\partial g}{\partial p} < 0 \Leftrightarrow \epsilon = - \frac{\partial g}{\partial p} \times \frac{p}{g} > 1 \quad (3)$$

이제 기부금 세금혜택에 있어서 소득공제방식과 세액공제방식의 차이를 비교하기 위하여 고소득자의 탄력성과 저소득자의 탄력성을 분리하여 생각하여보자. 고소득자의 탄력성은 $\epsilon_H = - \frac{\partial g_H}{\partial p_H} \times \frac{p_H}{g_H}$ 이고, 저소득자의 탄력성은 $\epsilon_L = - \frac{\partial g_L}{\partial p_L} \times \frac{p_L}{g_L}$ 이 된다.

세액공제방식에서는 $p_H = p_L$ 인 반면 소득공제방식에서는 $p_H < p_L$ 이 성립한다. 따라서 소득공제방식에서는 $\frac{\partial g_H}{\partial p_H}$ 가 매우 높을 경우에만 탄력성이 1보다 클 수 있다. 즉,

기부가격의 탄력성이 매우 높은 수준이라면 고소득자들이 기부가격의 하락에 비례하여 기부를 더 많이 하고 있는 것으로 짐작할 수 있다. 그러므로 탄력성의 크기에 따라 소득공제와 세액공제의 적절성을 판단할 수 있다. 만일 현재의 탄력성의 크기가 매우 높다고 하면 세액공제로 전환할 경우 순기부액은 줄어들 것이 예상된다.

이상의 논의를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 만일 기부금의 가격탄력성이 1보다 작으면 기부금에 대한 세금혜택을 주는 것은 효율적이지 못하다. 둘째, 만일 기부금의 가격탄력성이 매우 크다면 소득공제방식의 혜택이 세액공제방식의 혜택보다 효율적이다.

Ⅲ. 기부금 가격탄력성 추정 선행연구

기부금 가격탄력성의 크기가 가져오는 함의가 크기 때문에 해외에서는 이와 관련된 많은 선행연구가 이루어졌다. Taussig(1967)은 미국인들의 납세자료(tax-return)를 이용하여 기부금에 대한 수요함수를 추정하였는데 기부금의 가격탄력성이 소득 그룹별로 0.04에서 0.1정도로 추정되어 기부금에 대한 조세혜택이 개인의 기부를 유인하는 데 별 도움이 되지 않은 것으로 보았다²⁾. Schwartz(1970)는 1926~1966년 기간 동안 미국의 시계열 자료를 이용하여 기부금 가격탄력성을 추정하였는데 Taussig(1967)의 결과보다 훨씬 큰 추정치(소득 그룹별로 0.38에서 0.85)를 보고하였다. Schwartz(1970)는 추정자료의 차이뿐만 아니라 추정방법의 차이가 추정과정에서 편의를 가져올 수 있음을 자세하게 논의함으로써 Taussig(1967)의 결과와의 차이를 설명하였다.

Feldstein and Taylor(1976)는 Taussig(1967)이 매우 작은 크기의 탄력성을 추정한 이유가 기부금 가격변수와 소득 변수 사이의 상관관계를 무시한 결과임을 지적하였다. Taussig(1967)은 기부금을 공제한 소득과 이 소득에 해당하는 한계세율을 회귀식에 포함하였는데 기부금을 많이 납부한 납세자의 경우 그만큼 한계세율이 낮아지고 기부가격이 높아지므로 기부가격과 기부금 사이에 양의 상관관계가 발생하게 된다. 결국 이러한 현상이 기부금의 가격탄력성에 대한 하향편의를 가져오게 된다. Feldstein and Taylor(1976)는 이 문제를 해결하기 위하여 개인의 납세자료를 이용하여 기부금공제가 없었다면 납부했어야 할 세금을 소득에 더하여 새롭게 소득변수를 정의하고, 기부금 가격 변수도 기부금공제 이전에 적용되었을 한계세율을 적용하여 추정하였는데 추정 결과 가격탄력성이 1.09에서 1.42 정도로 높게 나타남을 보였다.

Abrams와 Schmitz(1978)는 1948~1972년 기간의 전체 납세자를 소득그룹으로 나누고 그룹평균값을 이용하여 Feldstein and Taylor(1976)와 같은 방법으로 추정하여 1.0의 가격탄력성을 보고하였다. Clotfelter(1980)는 패널 자료를 사용하여 분석한 결과 가격탄력성이 0.33으로 추정되어 이전의 횡단면 자료만을 이용하여 추정한 결과보다 훨씬 낮게 나타남을 보였다. Clotfelter(1980)는 이를 누락변수 편의를 제거한 결과이거나 또는 추정모델의 오류의 결과일 수 있다고 논의하였다. 두 번째 가능성에 주목하여 지난 기의 기부액수를 변수에 포함시켜 추정한 결과 장기가격탄력성이 1보다 크게 나타나 장기탄력성이 단기탄력성보다 높고, 개인이 세율이 변화할 때 시차를 두며 천천히 반응하는 것이라고 해석하였다.

2) 탄력성의 원래 부호는 (-)이지만 여기에서는 모두 절대값으로 논의하기로 한다.

Reece(1979)는 납세자료를 이용하여 추정하는 경우 기부금 공제를 신청한 사람들만을 이용하게 되는 문제점을 지적하고 해당 공제를 신청하지 않은 저소득가구를 추정에 포함하기 위하여 Tobit 모형을 사용하였다. Reece(1979)는 또한 기존의 연구들이 기부금을 항목별로 구분하지 않았음에 주목하였는데 납세자료 대신에 미국의 1972~1973년 Consumer Expenditure Survey 자료를 이용하여 기부금을 8개의 항목으로 구분하고 항목별로 추정한 결과를 제시하였다. 선행연구결과와 비교하기 위하여 납세자료에서 기부금으로 평가된 항목들만을 합하여 추정한 결과 1.19의 가격탄력성을 얻었고, 항목별로 나누어 추정한 결과에 따르면 종교와 정치기부금이 더욱 탄력적인 것으로 나타났다. Reece and Zieschang(1985)은 앞에서 Feldstein and Taylor(1976)가 지적한 세율과 기부금 간의 내생성을 제거하기 위하여 기부가격과 가상소득이 기부금 수준에 의존하도록 굴절예산선을 구성하고 최우추정법을 적용하여 가격탄력성을 추정하였다. Reece(1979)와 동일한 자료를 가지고 추정한 결과 가격탄력성이 0.85로 나타나 Reece(1979)보다 작은 크기의 가격탄력성을 보고하였다.

비교적 최근의 연구인 Randolph(1995)는 납세자들의 기부행위가 소득과 세율변화의 항상성 여부에 따라 다르게 반응함을 보였다. 기부에 대한 항상소득의 소득탄력성이 일시소득의 소득탄력성보다 높아서 기부에 대한 평활화(smoothing)현상이 나타나는 반면 소득세율은 일시적인 세율의 변화에 더욱 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. Randolph(1995)는 세율변화의 효과에 대하여 기부자들이 현재의 기부와 미래의 기부를 서로 대체재로 인식하고 세금혜택에 있어 보다 유리한 방향으로 기부행위를 결정하는 것으로 해석하였다. Barret, Mcguirk and Steinberg(1997)는 중산층 납세자에 대한 패널자료를 사용하여 기부 행위에 대한 동태분석을 수행하였는데 소득세가 전반적인 기부의 수준과 기부의 시기에 영향을 미침을 보임으로써 Randolph(1995)와 유사한 연구결과를 제시하였다. Randolph(1995)와 Barret, Mcguirk and Steinberg(1997)의 연구 결과는 기부금의 세제상 유인 설계에 있어서 납세자들의 시점간 의사결정을 이해하는 것이 중요할 수 있음을 시사한다.

이밖에도 상당히 많은 해외의 선행연구를 찾아볼 수 있는 반면 국내연구로는 박기백(2010)의 연구가 유일하다. 박기백(2010)은 다수의 기부금 자료가 0으로 나타나는 점으로 고려하여 Tobit 모형을 사용하였으며, 기부금에 대한 비순수 이타 모형에서 개인의 기부금과 모든 기부금의 합계 사이에서 발생하는 내생성을 고려하기 위하여 Feldstein and Taylor(1976)처럼 기부금 납부 이전의 세율을 사용하였다. 추정 결과 기부금의 가격탄력성이 1보다 작고 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나 현행의 기부금에 대한 소득공제방식이 납세자들의 형평성을 훼손하는 반면 기부금의 증가에는 기여하지 못하는 것으로 해석하였다.

IV. 분석 자료

재정패널은 1차년도 조사부터 가구설문에서 전년도 1년간 가구원의 기부금지출에 관하여 조사하고 있다. 먼저 조사대상 가구에서 전년도에 기부금을 지출한 경험이 있는지 묻고, 있다면 가구원 중 누가 어느 분야에 얼마나 납부하였는지 질문한다.

기부금에 대한 지출은 소득공제 여부와 관계없이 종교단체에 정기적으로 내는 헌금이나 불우이웃돕기를 위해 내는 성금 등 기부 성격이 있는 금액은 모두 조사된다. 재정패널에서는 기부금을 ①정당, ②교육기관, ③사회복지기관, ④문화예술, ⑤종교, ⑥기타의 분야로 분류하여 조사한다. 한 가구원이 같은 분야에 해당하는 두 개 이상의 기관에 기부를 하는 경우에는 금액을 합쳐서 조사하고, 여러 분야에 기부를 하였다면 각각의 경우를 구분하여 기록하도록 하였다.

재정패널의 기부금 조사는 2001년부터 아름다운재단의 기부문화연구소에서 구축하고 있는 Giving Korea³⁾ 자료와 비교하여 크게 두 가지 다른 점이 관찰된다. 첫째, 조사되는 기부금지출은 개인이 아닌 기관에 기부한 경우에만 해당된다. 따라서 가까운 이웃·친지·친구에게 직접 기부한 경우는 조사되지 않는다. 둘째, 종교분야로 기부한 경우 순수 종교운영 목적의 헌금 및 보시와 종교기관을 통한 자선적 기부금을 구분하지 않는다. 즉, 종교분야의 기부금지출의 경우 두 가지 목적의 기부금이 혼합되어 있다.

재정패널은 또한 가구원조사에서 전년도 소득에 대하여 연말정산을 했는지 여부와 종합소득세 신고여부를 조사한다. 근로소득 연말정산자와 종합소득신고자에게는 항목별로 소득공제현황을 조사하였는데 해당 항목으로 지출된 비용이 아니라 실제 공제된 금액을 기준으로 응답하도록 하고 있다. 즉, 기부금소득공제를 받은 경우 총공제금액을 적도록 하고 있어서 기부금유형(법정기부금·지정기부금)별로 얼마를 지출하였으며 공제한도를 초과하여 기부하였는지 여부는 알 수 없고 기부금공제를 받은 금액만 알 수 있다. 근로소득원천징수영수증 또는 종합소득신고서를 제출한 응답자들은 해당 서류에 있는 금액을 옮겨 적도록 하였기 때문에 정확한 소득공제현황을 알 수 있지만, 이를 제출하지 않은 응답자의 경우 응답자가 기록한 금액의 정확성을 담보할 수 없는 한계가 있다.

본 연구의 분석대상은 근로소득원천징수영수증을 제출한 근로소득자들로서 총 5년간 총 2,122명의 근로자로부터 수집한 5,985개의 원천징수영수증자료(pooling data)를 분석에 활용하였다. 따라서 기부금공제금액에 대한 정확한 자료를 이용한 추정이 가능하다는 장점이 있다. 그러나 근로소득원천징수영수증의 제출이 무작위로 이루어지

3) Giving Korea에 대한 자세한 정보는 <http://www.beautifulfund.org> 를 참조할 것.

지 않았을 가능성이 있기 때문에 이를 추정과정에 고려하였으며 이어지는 제 IV 절에서 이에 대한 자세한 설명을 추가하였다.

V. 실증 분석

1. 추정 모형

경제학적 관점에서 개인의 기부금지출에 대한 결정은 효용극대화의 결과이다. 본 연구에서는 공공재 모형 또는 비순수 이타 모형에서처럼 기부금의 공공재적 특성을 고려하지 않고 민간 소비 모형에 근거한 효용함수를 극대화한다고 가정한다. 따라서 예산제약에 직면한 개인 i 의 효용극대화 문제는 아래의 식 (4)와 같다.

$$\text{Max } U(c_i, g_i) \quad \text{s.t. } c_i + p_i g_i = m_i, \quad c_i, g_i \geq 0. \quad (4)$$

위의 식 (4)에서 c_i 와 g_i 는 각각 i 의 소비와 기부금액을 의미하고, p_i 는 i 의 기부가격인 $1-t_i$ 를 의미한다. 즉, i 의 소득수준에 따른 한계세율이 i 의 기부가격을 결정한다. 마지막으로 m_i 는 소득을 의미한다.

효용극대화를 이루기 위해서는 한계효용균등의 법칙이 성립해야 한다. 한계효용균등의 법칙이 성립하는 경우에는 c_i 와 g_i 모두 내부해를 갖는다. 즉, 데이터에서 소비와 기부금 모두 양의 값이 관찰되는 개인들은 이 경우에 해당한다. 그러나 만일 개인의 소비에 대한 한계효용이 기부로부터 얻는 한계효용보다 클 경우에는 기부금에 대하여 모서리해가 발생한다. 이들의 경우 데이터에 기부금이 없는 것으로 나타난다. 본 연구에서는 기부금공제를 활용하여 효용극대화를 추구하는 합리적인 납세자를 가정하고 기부금을 지출하지 않은 개인의 경우 모서리해가 발생한 것으로 간주하여 Tobit 모형을 설정하였다. 단, 본 연구에서 패널 자료를 활용할 수 있는 장점을 살리고자 아래와 같은 Random Effects Tobit 모형을 추정식으로 사용하였다⁴⁾. 본 연구는 기부금의 가격탄력성 추정에 관심을 두고 있기 때문에 아래 식에서 추정된 $\hat{\beta}_1$ 이 기부금의 가격탄력성을 의미한다.

$$\ln g_{it} = \max(0, \psi + \beta_0 \ln m_{it} + \beta_1 \ln p_{it} + \mathbf{z}_{it} \boldsymbol{\gamma} + \mu_i + u_{it}), \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (5)$$

4) Random Effects Tobit 모형에 대한 자세한 설명은 Wooldridge(2002)를 참조할 것.

식 (5)의 우변에 포함된 z_{it} 는 개인 i 의 선호에 영향을 줄 것으로 예상되는 인구통계학적 변수와 가구 순자산 변수를 모두 포함한다. 또한 μ_i 는 i 에 대하여 데이터에서 관측되지 않는 효과를 의미하는데 정규분포를 따르고 추정식에 포함된 다른 변수들과 상관관계가 없다고 가정한다.

2. 변수의 구성 및 기초통계량

재정패널 자료에는 가구설문에서 가구의 기부금지출금액을 직접 질문하였다. 또한 연말정산대상자이거나 종합소득신고자의 경우 기부금공제금액을 별도로 조사하였다. 본 연구의 분석대상인 원천징수영수증을 제출한 근로소득자들만으로 한정하여 이들의 기부금지출금액과 기부금공제금액을 비교하여보면 48%는 일치하는 결과를 보인 반면 20%는 기부금지출이 기부금공제금액을 초과하였으며, 32%는 오히려 기부금공제금액이 기부금지출금액을 초과하는 것으로 나타났다. 다만 그 차이가 10만원 미만인 경우 가구설문 응답과정에서 응답자의 기억의 오류라고 간주하면, 이를 제외할 경우 기부금지출금액이 기부금공제금액을 초과한 비율은 14%, 그 반대의 경우는 18%로 줄어든다. 기부금지출금액이 기부금공제금액을 초과하는 경우는 기부금공제한도를 초과하였거나, 혹은 기부금공제가 적용되지 않는 부문에 기부를 하였을 수 있다. 반대로 기부금공제금액이 기부금지출금액을 초과한 경우는 가구설문을 응답한 가구가 다른 가구의 기부금지출에 대하여 정확하게 알지 못하였거나, 실질적으로는 다른 가구가 지출한 기부금이지만 원천징수영수증을 제출한 가구가 기부금소득공제를 신청한 경우, 또는 기부금공제를 받기위하여 허위로 과다 보고한 경우를 생각해 볼 수 있다. 기부금지출의 정확한 금액은 이 모든 경우의 중간영역에 있을 가능성이 높다. 따라서 본 연구에서는 *i*) 기부금공제금액, *ii*) 기부금지출금액, *iii*) Max[기부금공제금액, 기부금지출금액]을 각각 종속변수로 활용하여 추정함으로써 분석결과의 강건성을 검증하였다.

기부금의 가격탄력성을 추정하기 위해서 핵심이 되는 변수인 기부가격변수는 기부금공제를 적용하지 않았을 경우 근로소득자가 직면하게 되었을 한계세율을 적용하여 (1-한계세율)로 구성함으로써 Feldstein and Taylor(1976)이 지적한 기부금과 기부가격 사이의 내생성 문제를 고려하였다⁵⁾. 한 가지 설명을 추가하자면 본 연구는 박기백(2010)과는 달리 원천징수영수증을 확인할 수 있기 때문에 근로소득신고자가 항목별 특별공제를 적용하는 대신에 표준공제를 적용하였는지 여부를 알 수 있다. 우리나라

5) 이 방법은 Feldstein and Taylor(1976)이후 대부분의 연구에서 차용하는 방법이다. 박기백(2010)에서도 이와 같은 접근법을 채택하였다.

소득세법에서는 특별공제 항목의 합계가 100만원을 넘지 않을 경우 납세자가 100만원의 표준공제를 받는 것을 선택할 수 있도록 허용하고 있다. 표준공제를 적용받은 근로소득자의 경우에는 기부금공제를 신청하였을 경우에도 과세표준에 영향을 주지 않는다. 따라서 표준공제를 적용받은 경우에는 기부가격을 1로 정의하였다.

기부금지출 결정에 중요한 영향을 미치는 소득변수의 경우 가구소득변수를 적용하였다. 우리나라 소득세법은 부부합산과세(married joint filing)를 허용하지 않기 때문에 부부가 모두 근로소득신고대상자인 경우 가구의 근로소득세를 최소화하고자 근로소득이 높은 배우자에게 소득공제를 몰아주는 경향이 있다. 또한 2008년 이후 소득세법에서 기부금공제대상을 계속 확대하여 왔다. 2008년 이전에는 본인이 지출한 기부금만을 공제에 적용할 수 있었으나 그 이후부터는 기본공제대상자인 배우자, 직계비속 또는 동거입양자가 지출한 기부금도 기부금공제를 받을 수 있도록 개정되었고, 2011년부터는 기본공제대상자인 직계존속 또는 형제자매가 지출한 기부금도 기부금공제를 받을 수 있도록 허용하였다. 따라서 기부금을 납부하고 공제를 신청한 경우 개인의 결정이라기보다 가구의 결정일 가능성이 높기 때문에 기부금공제에 영향을 미치는 소득변수로 가구소득을 적용하는 것이 타당하다고 판단하였다.

기부가격과 소득이외에 기부에 영향을 미칠 수 있을 것으로 생각되는 변수들로는 박기백(2010)과 같이 연령, 성별, 학력(교육 연수), 혼인여부 및 가구원 수, 가구 순자산의 로그값⁶⁾, 수도권 거주 더미, 자가 여부 더미 등의 변수를 적용하여 추정식에 포함하였다.

<표 1>은 추정식에 포함된 변수들의 기초통계량을 보여준다⁷⁾. 근로소득원천징수영수증을 제출한 근로소득자들의 기부금공제액과 기부금지출금액의 평균차이는 약 3만원 정도로 많지 않은 편이지만 앞서 설명한 것처럼 기부금공제가 기부금보다 많거나 그 반대의 경우도 50% 이상 관찰되기 때문에 Max [기부금공제, 기부금]는 평균 20만원 정도 많았다. 기부가격은 평균 90.81%로 100원의 기부에 대하여 약 9원의 세금혜택을 본 것으로 나타났다. 이들이 속한 가구의 소득은 5,500만원, 가구 순자산 규모는 22,350만원으로 재정패널에 속한 전체가구의 평균소득과 평균 가구 순자산보다는 다소 높은 편이다⁸⁾. 인구통계학적 특징을 살펴보면 평균 연령은 40세이고 전문대졸 이상의 학력을 소유하였으며 여성이 27%, 기혼자가 84%를 차지하였다. 평균 가구원 수는 3.5명이고 이들의 42%는 서울과 인천, 경기로 대표되는 수도권에 거주하는 것으로 나타났다.

6) 가구 순자산 변수의 경우 가구의 부채가 자산을 초과하는 경우 음의 값이 나오게 되므로 최소값이 1이 되도록 조정하여 로그를 취한 변수를 추정식에 포함하였다.

7) 분석에 포함된 기부금, 기부금공제액, 가구소득, 가구 순자산 등의 금액은 소비자물가지수를 적용하여 모두 2010년의 실질금액으로 전환한 값이다. 실제로 추정과정에서는 이들의 로그값을 사용하였다.

8) 재정패널 5차년도 가구소득 평균은 3,996만원, 가구 순자산의 평균은 21,409만원이다.

<표 2> 기초통계량

	평균	표준편차	최소값	최대값
기부금공제 (만원)	59.81	132.89	0	1572.12
기부금 (만원)	56.82	161.20	0	3119.56
Max [기부금공제, 기부금]	79.86	176.54	0	3119.56
기부가격=(1-한계세율) (%)	90.81	6.63	65	100
가구소득 (만원)	5,497	3,524	108	100,681
연령	40.29	9.28	19	78
교육연수	14.29	2.56	0	22
여성 (%)	28.69	45.23	-	-
기혼 (%)	84.03	36.64	-	-
가구원수 (명)	3.52	1.13	1	8
수도권 거주 (%)	41.89	49.34	-	-
자가 (%)	63.02	48.28	-	-
가구 순자산 (만원)	22,349	30,418	-107,417	926,500
표본수	5,985			

자료: 재정패널 1~5차년도.

3. 추정 결과

재정패널 1~5차년도 자료를 모두 결합한 자료(pooling data)에는 근로소득 연말정산 신고 대상자가 4,239명이 포함되어 있고 이들로부터 5년간 수집한 표본은 모두 12,697개에 달한다. 총 12,697개의 표본 중 50%는 근로소득원천징수영수증을 제출한 경우에 해당한다. 원천징수영수증이 개인의 세금 정보를 고스란히 담고 있기 때문에 재정패널에 속한 개인의 제출 거절 비율이 절반을 차지할 정도로 높았다. 본 연구에서는 측정오차가 없는 정확한 정보를 사용하기 위하여 근로소득원천징수영수증을 제출한 근로자만을 대상으로 추정하였기 때문에 만일 소득증빙서류 제출여부에 어떤 체계적인 패턴이 존재한다면 (예를 들어, 소득이 높을수록 원천징수영수증을 제출할 확률

이 낮고 기부금을 납부하는 경향이 증가한다면) 원천징수영수증을 제출한 사람들만을 이용한 추정에 선택편의가 발생하여 기부금의 소득탄력성이 과소 추정될 수 있다. 따라서 정확한 추정을 위해서는 소득 수준이 근로자의 원천징수영수증 제출여부에 영향을 미쳤을 가능성을 고려할 필요가 있다. 본 연구에서는 먼저 원천징수영수증 제출여부에 대한 Random Effects Probit 모형⁹⁾을 추정하고 추정결과를 이용하여 Inverse Mills Ratio($\hat{\lambda}$)를 구하였다. 다음으로 $\hat{\lambda}$ 를 식 (5)에 추가하여 아래 식 (6)을 추정함으로써 선택편의를 고려하였다.

$$\ln g_{it} = \max(0, \psi + \beta_0 \ln m_{it} + \beta_1 \ln p_{it} + \mathbf{z}_{it} \boldsymbol{\gamma} + \delta \hat{\lambda}_{it} + \mu_i + u_{it}), \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (6)$$

위 식에서 $\hat{\lambda}$ 의 추정계수(δ)의 통계적 유의성을 살펴봄으로써 표본선택편의가 발생하였는지 사후적으로 검증할 수 있다. 추정식 (6)의 식별을 위해서는 기부금지출에는 영향을 미치지 않고 원천징수영수증 제출여부에만 영향을 미치는 변수, 즉 배제제약(exclusion restriction)을 만족하는 변수가 필요하다. 그렇지 않을 경우 기부금 추정함수의 비선형 형태를 식별조건으로 사용하게 되므로 추정에 포함된 설명변수들 간에 심각한 수준의 공선성(collinearity) 문제가 발생할 수 있기 때문이다. 본 연구에서는 재정패널 개인설문의 본인응답 여부에 대한 더미 변수를 배제제약을 만족시키는 변수로 사용하였다.

<표 2>는 세 가지 종속변수를 각각 사용하였을 때 식 (6)의 추정결과를 보여준다. 먼저 추정결과에서 $\hat{\lambda}$ 의 추정계수의 통계적 유의성을 살펴보면, 모든 추정모형에서 모두 통계적으로 유의한 것으로 표본선택에 따른 편의가 없다는 가설을 기각하였다. 또한 추정계수의 부호가 음의 값을 가져서 선택편의를 고려하지 않을 경우 예상과 같이 소득탄력성이 과소 추정되는 경향이 있었음을 보여주었다.

본 연구의 가장 큰 관심사인 기부금의 가격탄력성 추정결과를 살펴보면 종속변수로 어느 변수를 사용하든지 가격탄력성($\hat{\beta}_1$)이 매우 높은 수준으로 추정되었다. 기부금공제액과 기부금지출금액 중 더 큰 값을 종속변수로 사용한 추정모형 (3)의 경우 가격탄력성이 다소 작은 값을 보였으나 여전히 7.4의 값을 가져 매우 탄력적인 것으로 나타났다. 이러한 추정결과를 해석하면 기부금의 가격이 1% 증가함에 따라 순기부액은 7.5~9.9% 감소하게 됨을 의미한다. 따라서 <표 2>의 추정결과는 현재의 기부금에 대한 소득공제방식을 세액공제로 전환하는 것이 비효율적일 수도 있음을 의미한다. 기부금 소득공제를 세액공제로 전환하게 되면 전반적으로 기부금 가격이 상승하게 되

9) Random Effects Probit 모형에 대한 자세한 설명은 Wooldridge(2002)를 참조할 것.

고, 이로 인하여 민간기부금이 줄어드는 정도가 기부금에 대한 세금혜택의 감소로 늘어나는 세입의 크기보다 클 것이 예상되기 때문이다.

다음으로 기부금 결정에 중요한 영향을 미치는 변수로서 소득이 미치는 영향을 살펴보면 모든 추정모형에서 기부금에 대한 소득탄력성을 나타내는 $\ln(\text{가구소득})$ 의 추정계수($\hat{\beta}_0$)가 1보다 큰 값을 가졌으며 $\hat{\beta}_0$ 이 1보다 크다는 가설을 기각하지 못하여 기부금지출이 소득변화에 탄력적으로 반응하는 것으로 나타났다.

이 밖에 추정식에 포함된 다른 설명변수들의 경우 근로소득자의 연령이 높고 교육수준이 높을수록 기부금지출을 많이 하는 반면 가구원수가 많고 수도권에 거주하는 경우에는 기부금이 감소하는 것으로 추정되어 선행연구의 결과와 일치하였다. 가구순자산의 영향을 살펴보면 $\ln(\text{가구 순자산})$ 의 추정계수가 통계적으로 유의하지 않고 종속변수에 따라 부호도 달라져서 기부에 미치는 뚜렷한 영향을 발견할 수 없었다. 우리나라 가구의 경우 가구자산의 80%이상이 부동산자산으로 구성되어 있는데 부동산자산은 현금화하기가 쉽지 않기 때문에 대개의 경우 현금으로 지출하는 기부금에는 별다른 영향을 미치지 않은 것으로 생각된다. 마지막으로 성별 변수를 살펴보면 여성들이 기부금공제는 적게 받는 반면 기부금지출은 많이 하는 것으로 나타나 흥미로운 결과를 얻었다. 여성들이 기부를 많이 하는 경향이 관찰되는 것은 Rooney et al. (2005)등의 해외선행연구의 결과와 일치한다. 그러나 여성들이 기부금공제를 적게 받은 결과를 함께 고려하면 여성들의 경우 부(副)소득자일 확률이 높아서 실제로는 본인이 납부한 기부금을 남편의 명의로 공제신청을 하였거나, 혹은 기부금공제 대상이 아닌 기부에 보다 적극적으로 참여한 것으로 해석할 수 있다.

<표 3> 기부금의 정의에 따른 기부금지출에 대한 Random Effect Tobit 추정결과

	(1)	(2)	(3)
설명변수	기부금공제	기부금지출	Max[기부금공제, 기부금지출]
ln(가구소득)	1.780*** (0.128)	1.387*** (0.194)	1.398*** (0.115)
ln(기부금 가격)	-9.871*** (0.822)	-9.617*** (1.334)	-7.428*** (0.774)
연령	0.0342*** (0.00934)	0.0874*** (0.0125)	0.0635*** (0.00879)
교육연수	0.204*** (0.0292)	0.283*** (0.0415)	0.229*** (0.0278)
여성	-0.567*** (0.182)	1.172*** (0.236)	0.180 (0.170)
기혼	0.108 (0.183)	0.368 (0.281)	0.199 (0.170)
가구원수	-0.116** (0.0557)	-0.216** (0.0846)	-0.120** (0.0529)
수도권 거주	-0.698*** (0.159)	-0.835*** (0.218)	-0.386** (0.150)
자가	-0.175 (0.112)	-0.332* (0.178)	-0.172 (0.106)
ln(가구 순자산)	0.0111 (0.307)	-0.128 (0.510)	-0.0905 (0.294)
Inverse Mills Ratio ($\hat{\lambda}$)	-0.332*** (0.117)	-1.177*** (0.204)	-0.344*** (0.111)
근로자수	2,122	2,122	2,122
표본수	5,985	5,981	5,985
Log-likelihood	-8207.29	-7739.60	-9138.07

주: 1. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2. 추정식에는 상수항과 연도 더미 변수를 포함하였으나 보고에는 생략하였음.

이번에는 <표 2>의 추정결과와 2011년의 근로소득자의 기부금공제신고현황을 과세표준별로 제공하는 2012 국세통계연보 자료를 활용하여 기부금의 세액공제로의 전환이 우리나라 근로소득자들 전체의 기부금 규모와 전체 세수에 미치는 영향을 단순한 방법으로 추정하여 보았다. 이를 위해 기부금의 15% 세액공제 전환이 모

든 근로소득자들의 기부가격을 0.85로 일정하게 만들고, 근로소득자의 기부금공제신고금액이 바로 근로소득자의 전체기부금 규모와 같다고 가정하였다. 다음으로 기부금의 변화정도를 추정하기 위해서 과세표준 구간별로 소득공제 기부가격 대비 세액공제 기부가격 변화율을 구하고 추정모델 (1), (2), (3)에서 추정한 기부금의 가격탄력성 평균값(9)을 적용하여 기부가격 변화에 따른 기부금의 변화를 추정한 후 이를 모두 합산하였다. 세액공제전환이 전체 세수에 미치는 영향은 단순하게 기부금소득공제금액에 소득공제 기부가격과 세액공제 기부가격의 차이를 곱하여 계산하였다.

이러한 방식의 단순 추계결과 기부금의 세액공제 전환으로 전체 근로소득자의 기부금이 12,571억 줄어들어 2011년 대비 약 12.5%의 감소가 있을 것으로 예측되는 반면 이로 인한 세수의 증가는 730억에 머물러 결과적으로 11,841억의 순기부액 감소를 예측하였다.

<표 4> 기부금 세액공제 전환으로 인한 근로소득자의 기부금과 세수 변화 예측
단위(천명, 억원)

과세표준	인원	금액	한계세율	소득공제 기부가격	세액공제 기부가격	기부증감	세수증감
1.2천만 이하	1,419	10,295	6%	94%	85%	8,871	-927
4.6천만 이하	2,278	27,161	15%	85%	85%	0	0
8.8천만 이하	458	9,121	24%	76%	85%	-9,721	821
3억 이하	88	3,071	35%	65%	85%	-8,504	614
3억 초과	7	963	38%	62%	85%	-3,216	222
합계	4,250	50,611	-	-	-	-12,571	730

자료: 국세청, 「국세통계연보 4-2-6 근로소득 연말정산신고현황 VI(과세표준 규모, 기부금) (8/14)」, 2012.

VI. 결론

본 연구는 한국조세연구원의 재정패널 자료를 활용하여 근로소득자들의 기부금에 대한 가격탄력성을 추정함으로써 2014년부터 예정되어 있는 기부금공제의 세액공제로의 변화가 전체 기부금 규모와 세수에 미치게 될 영향을 종합적으로 평가하였다. 추정에 사용된 표본은 원천징수영수증을 제출한 근로소득자들로 한정하여 추정의 정확성을 높이고자 노력하였으며, 추정과정에서 해당 서류 제출에 있어서의 선택편의를 고려하였다. 추정결과 기부금의 가격탄력성이 7.5~9.9 정도로 매우 높게 나타

나 기부금공제 개편으로 인한 세수증가효과보다 민간기부 축소효과의 크기가 더 클 것이 예상된다. 2011년 근로소득자들의 기부금공제 신고현황 자료를 이용하여 전체 기부금과 세수에 미치는 영향을 추계한 결과 약 12.5%의 기부금 규모 감소가 예상되는 반면 이로 인한 세수증가효과는 상대적으로 미미한 것으로 나타나 복지재원에 활용할 수 있는 전체 규모는 상당한 감소를 겪게 될 것이 예측되었다. 따라서 본 연구의 분석결과는 기부금공제 개편의 효율성에 대한 검토가 필요할 수 있음을 시사한다.

마지막으로 한 가지 첨언하면 본 연구는 세제개편으로 인한 세수변화 효과뿐만 아니라 납세자들의 행태변화에 대한 예측도 함께 이루어질 필요성이 있음을 강조하는 연구이기도 하다. 앞으로 정부에서 세제 개편 발표에 앞서 이로 인한 다방면의 효과를 검토하고 종합적인 효율성을 판단하는 과정이 이루어지기 바란다.

참 고 문 헌

- Abrams, B. and M. Schmitz, “The Crowding-out Effect of Government Transfers on Private Charitable Contributions,” *Public Choice*, Vol. 33, No. 3, 1978, pp. 29-39.
- Barrett, K. S., A. M. McGuirk and R. Steinberg, “Further Evidence on the Dynamic Impact of Taxes on Charitable Giving,” *National Tax Journal*, Vol. 50, No. 2, 1997, pp. 321-334.
- Clotfelter, C., “Tax Incentives and Charitable Giving: Evidence from a Panel of Tax Payers,” *Journal of Public Economics*, Vol. 13, No. 3, 1980, pp. 319-340.
- Feldstein, M. and A. Taylor, “The Income Tax and Charitable Contributions,” *Econometrica*, Vol. 44, No. 6, 1976, pp. 1201-1222.
- Randolph, William C., “Dynamic Income Progressive Taxes, and the Timing of Charitable Contributions,” *Journal of Political Economy*, Vol. 103, No. 4, 1995, pp. 709-38.
- Reece, W., “Charitable Contributions: New Evidence on Household Behavior,” *The American Economic Review*, Vol. 69, No. 1, 1979, pp. 142-151.
- Reece, W. and K. Zieschang, “Consistent Estimation of the Impact of Tax Deductibility of the Level of Charitable Contribution,” *Econometrica*, Vol. 53, No. 2, 1985, pp. 271-293.
- Rooney, P. M., D. J. Mesch, W. Chin, and K. S. Steinberg, “The Effect of Race, Gender, and Survey Methodology on Giving in the US,” *Economic Letters*, Vol. 86, 2005, pp. 173-180.
- Schwartz, R., “Personal Philanthropic contributions,” *Journal of Political Economy*, Vol. 78, No. 6, 1970, pp. 1264-1291
- Taussig, M., “Economic Aspects of the Personal Income Tax Treatment of Charitable Contributions,” *National Tax Journal*, Vol. 20, No. 10, 1967, pp. 1-19.
- Wooldridge, J. M., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, 2002.
- 국세청, 「국세통계연보」, 2012.
- 민태욱, 2008, 「소득공제의 논리와 평가」, 「조세법 연구」, 제14권 제3호, 2008, pp. 58-95.

박기백, 「조세감면이 근로소득자의 기부금에 미치는 영향」, 『세무학연구』, 제27권 제2호, 2010, pp. 143-158.

손원익·박태규, 『한국의 민간기부에 관한 연구: 규모, 구조와 특징, 관련 정책방향』, 연구보고서, 한국조세연구원, 2008.