

## 국민기초생활보장제도의 저축효과 분석

손 병 돈

(평택대학교)

본 연구는 국민기초생활보장제도의 저축효과를 실증적으로 분석하고, 그 함의를 찾는 것이 목적이다. 한국복지패널 3, 4차년도 가구용 자료를 결합하여, 성향점수매칭(propensity score matching)분석 방법을 통해 국민기초생활보장제도가 수급가구의 저축에 미치는 효과를 분석하였다. 본 연구에서 저축은 3가지 방법으로 측정되었는데, 1) 금융자산(금융저축)의 1년간 변화량 2)총자산에서 부채를 뺀 순자산의 1년간 변화량 3)2008년 가처분소득에서 소비지출을 뺀 값 등이다. 분석결과 다음과 같은 발견을 하였다. 첫째, 국민기초생활보장제도는 수급가구의 금융저축의 변화에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다. 국민기초생활보장제도의 수급가구 및 비수급 가구 모두 2007년에서 2008년 1년간 금융저축액이 감소하였는데, 그 감소량은 수급가구가 비수급가구보다 더 적은 것으로 나타났으나, 통계적으로 유의미하지 않았다( $p < .05$ ). 둘째, 국민기초생활보장제도는 수급가구의 1년간 순자산 변화에도 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다( $p < .05$ ). 셋째 가처분소득에서 소비지출을 뺀 값으로 저축을 측정할 때, 국민기초생활보장제도는 수급가구의 저축효과는 없고, 다만 부채를 줄이는 효과가 있는 것으로 분석되었다. 국민기초생활보장제도의 급여를 받지 않는 경우와 비교하여, 수급가구는 국민기초생활보장제도의 급여를 수급할 때, 부채가 더 많이 줄어든 것으로 분석되었다. 이러한 분석결과는 이론적 차원의 주장과 달리 국민기초생활보장제도가 수급가구의 저축을 감소시키는 역기능을 야기하지 않고 있음을 확인시켜 주는 것이다.

주요용어: 국민기초생활보장제도, 저축효과, 재산의 소득환산제, 성향점수매칭방법

이 논문은 2010학년도 평택대학교 학술연구비의 지원에 의하여 연구되었음.

■ 투고일: 2011.10.31    ■ 수정일: 2011.12.9    ■ 게재확정일: 2011.12.20

## I. 서론

국민기초생활보장제도는 2000년에 도입되어, 시행된 지 10년이 지났다. 10년 이란 기간은 국민기초생활보장제도의 긍정적 효과 및 부정적 효과를 충분히 드러낼 수 있는 기간이며, 그 효과에 대한 객관적인 평가도 가능할 만큼 충분한 시간이다. 따라서 현 시점은 국민기초생활보장제도의 효과 및 한계를 꼼꼼하게 검토해 볼 시기라고 할 수 있다.

국민기초생활보장제도에 대한 평가에서 가장 먼저 제기될 수 있는 질문은 과연 국민기초생활보장제도는 이 제도의 목적을 충실히 달성하고 있는가? 라는 질문일 것이다. 국민기초생활보장법 제1조는 국민기초생활보장제도의 목적이 빈곤한 사람들의 최저생활보장과 자활조성에 있음을 명시하고 있다(손병돈 외, 2008). 본 연구는 국민기초생활보장제도의 두 가지 목적 중 자활조성이라는 측면에서 국민기초생활보장제도의 효과를 평가하고자 한다. 자활조성이란 빈곤한 사람들이 국민기초생활보장제도나 다른 사람의 도움을 받지 않고 자력으로 정상적인 생활을 할 수 있도록 원조한다는 것(이인재 외, 1999)을 의미한다.

국민기초생활보장 수급자들이 자활을 하기 위해서는 저축을 늘리려는 노력이 요구된다. 다시 말하여 수급자들이 소득의 일부를 저축하여 자산을 늘려야만 자활이 가능하다. 그런 점에서 자활과 수급자들의 저축행위는 밀접한 관련을 갖는다고 할 수 있다. 본 연구는 수급자들의 자활이란 맥락에서 국민기초생활보장제도가 수급자들의 저축행위에 미친 영향을 실증적으로 분석하고, 사회복지학적 함의를 찾고자 한다.

일반적으로 공공부조는 자산조사를 통해 자산이 일정 수준 이하인 사람들만을 대상으로 선정하므로, 수급자들의 저축에 부정적인 영향을 미친다고 한다(Powers, 1998; Neumark & Powers, 1997; Hurst & Ziliak, 2006). 다시 말하여 수급자들의 저축이 늘어나 자산이 자산기준을 초과할 경우, 수급자에서 탈락하기 때문에 수급자들은 저축을 줄이려 한다는 것이다. 우리나라의 국민기초생활보장제도도 공공부조제도이므로, 수급자들의 저축에 부정적인 영향을 미칠 것으로 비판을 받는다. 특히 국민기초생활보장제도는 수급자가 거주하는 주택도 자산조사의 대상이 될 뿐만 아니라 재산의 소득환산제를 엄격하게 적용한다는 점에서 수급자들의 저축행위에 더욱 부정적인 영향을 끼칠 수 있는 것으로 지적되고 있다(김태성·손병돈, 2007). 하지만 국민기초생활보장제도가 수급자들의 저축에 어떻게 영향을 미치는지에 관한 실증적인 연구는 별로 없다. 실증적

인 연구들도 실험집단과 비교집단의 동질성 확보에 문제가 있어, 국민기초생활보장제도의 저축효과를 과대 추정할 위험이 있는가(정윤숙, 2006) 하면, 분석대상을 수급자 중 일부로 제한함으로써 국민기초생활보장제도의 전체 저축효과를 보지 못하는 한계가 있다(오지현, 2006).

본 연구는 최근 정책 효과 평가방법으로 각광받는 성향점수매칭(propensity score matching)분석방법을 이용하여, 국민기초생활보장제도의 저축효과를 분석하고자 한다. 성향점수매칭방법은 성향점수(propensity score)를 산출하여 실험집단 및 비교집단의 동질성을 확보함으로써 정책의 순수한 효과를 객관적으로 추정한다는 평가를 받는다(이석원, 2003; Guo & Fraser, 2010).

## II. 이론적 검토

### 1. 국민기초생활보장제도가 저축에 미치는 영향

일반적으로 공공부조제도는 저소득가구의 저축동기를 크게 저해한다고 비판받는다(Browning & Lusardi, 1996; Powers, 1998; Neumark & Powers, 1997; Hurst & Ziliak, 2006). 공공부조제도가 저소득가구의 저축에 영향을 미치는 측면은 잠재적 수급자와 수급자로 구분하여 살펴 볼 수 있다. 잠재적 수급자, 다시 말하여 저소득층이지만 현재 공공부조제도의 수급자가 아닌 사람들은 공공부조의 수급자가 되려면, 공공부조의 자격조건을 충족해야 하는데, 그 자격조건 중 하나가 자산기준선이다. 이러한 자산기준선의 설정과 자산조사가 잠재적 수급자의 저축동기를 저하시킨다는 것이다. 저소득층들은 저축을 하기보다는 소유한 자산을 소비하여, 자신의 자산수준을 공공부조의 자산기준선보다 낮게 함으로서 수급자가 되려한다는 것이다. 이렇게 공공부조제도는 현재 공공부조 수급자가 아닌 저소득층의 저축에도 부정적인 영향을 끼칠 수 있다.

공공부조제도는 다음과 같은 세 가지 측면에서 현재 수급자들의 저축행위에도 부정적 영향을 미칠 수 있다. 우선 공공부조제도의 수급자가 되면, 공공부조제도로부터 최저생계비를 제공받으므로, 저축을 유인하는 소득의 불확실성이 감소되어 저축의 예비적 동기가 저하될 수 있다. 또한 저축하여 자산이 늘어나 자산기준선보다 자산이 많으면,

공공부조 수급에서 탈락할 수 있기 때문에, 합리적인 수급자들은 저축하려 하지 않는다는 것이다. 마지막으로 공공부조제도가 자산을 소득으로 환산하는 경우, 저축을 통한 자산의 증가는 급여의 감소로 귀결되기 때문에 수급자들은 저축하려 하지 않는다는 것이다.

이렇게 공공부조제도는 저소득층의 저축을 감소시킨다는 비판을 받는다. 그런 점에서 우리나라 국민기초생활보장제도도 저소득층 및 수급자들의 저축행위를 감소시킨다는 지적을 받는다(김태성·손병돈, 2007; 이태진, 2005; 윤성호, 2005). 국민기초생활보장제도가 수급자들의 저축에 영향을 미치는 측면은 수급자 선정기준과 개별 대상 가구의 급여액 결정방식을 통해서이다.

먼저 국민기초생활보장제도의 수급자 선정기준이 수급자들의 저축에 미치는 영향을 살펴 보자. 국민기초생활보장제도의 선정기준은 소득인정액기준과 부양의무자 기준이다. 이 두 가지 기준을 충족하면, 수급자가 될 수 있고, 반대로 이 두 기준 중 어느 하나라도 충족하지 못하면, 수급자가 될 수 없다. 이 두 기준 중 수급자들의 저축 행위에 영향을 끼치는 것은 소득인정액 기준이다. 소득인정액 기준은 가구의 소득인정액이 최저생계비보다 적어야만 소득인정액 기준을 충족시키는 것으로 인정되는데, 소득인정액 기준은 소득평가액과 재산의 소득환산액을 합한 값이다. 재산의 소득환산액은 수급자들이 소유한 재산을 일정한 환산율을 적용해서 소득으로 환산하고, 이것이 대상 가구 소득인정액의 한 부분을 구성한다. 따라서 재산이 많으면, 재산의 소득환산액이 많아지게 되고, 경우에 따라서는 소득이 없더라도 가구의 소득인정액이 최저생계비보다 많게 되어, 수급자가 될 수 없다. 따라서 잠재적 수급자들은 수급자가 되기 위해 저축을 통한 재산 증식을 기피하게 된다. 수급자들 또한 저축을 통해 재산을 증식하는 경우, 소득인정액이 증가하여, 수급자에서 탈락할 수 있다. 국민기초생활보장제도의 재산의 소득환산 방식은 특히 다음과 같은 측면에서 수급자들의 저축행위에 부정적인 영향을 미칠 것으로 예상된다.

국민기초생활보장제도에서 자산조사의 대상이 되는 재산에는 토지, 부동산, 저축, 증권, 자동차뿐만 아니라 100만원 이상의 동산까지 포함하는 등 재산의 범위를 매우 넓게 정의하고 있다(보건복지부, 2011). 재산은 크게 일반재산, 금융재산, 자동차로 분류하고 있으며, 일반재산에는 토지, 건축물 및 주택, 임차보증금, 그리고 100만원 이상의 동산까지 포함된다. 일반적으로 서구 복지국가의 경우, 수급자가 거주하는 주택은 자산

조사의 범위에서 제외하는데 반해, 국민기초생활보장제도는 수급자가 거주하는 본인 소유의 주택뿐만 아니라 전세, 월세 등의 임차보증금까지도 자산조사의 대상이 되는 재산에 포함된다. 이처럼 재산의 범위를 매우 포괄적으로 인정함으로써 수급자들로 하여금 보다 큰 주택으로의 전세 이전, 또는 전세로부터 자가 소유로 전환하고자 하는 저축 동기조차 억제하고 있는 것으로 평가된다. 금융재산의 경우 10만원 이상의 예금, 적금, 보험, 수익증권 및 현금 수표 등을 포함하고 있다. 자동차도 재산의 범위에 포함되며, 단지 1~3급 장애인 이동수단인 자동차의 경우에는 재산조사에서 제외되며, 직접적인 생계수단이 되는 자동차에 대해서는 자동차가액의 50%를 재산가액 산정에서 제외시켜 주고 있다.

이렇게 정의된 재산 중 기본재산액 5,400만원(대도시기준), 금융재산은 최대 1,200만원까지만 공제대상으로 인정된다(보건복지부, 2011). 따라서 공제대상 재산을 초과하는 재산은 재산의 소득환산 대상이 된다. 그러므로 저축하여 재산이 늘어나, 소득인정액이 가구규모별 최저생계비를 초과하면, 수급자에서 탈락하게 된다. 이처럼 현행 국민기초생활보장제도의 재산소득환산제는 거의 모든 재산이 대상이 되며, 저축을 통한 재산의 증가는 수급자에서 탈락하게 되는 결과를 초래할 수도 있다. 이렇게 저축 및 재산과 국민기초생활보장제도의 수급기준선이 연계되어 있는 측면이 수급자들의 저축을 감소시키는 요인으로 작용할 수 있다.

뿐만 아니라 저축이 증가하면, 수급자에서 탈락하지 않을지라도 급여의 축소로 결과할 수 있다. 국민기초생활보장제도의 급여액 결정방식은 급여감소를 100%를 적용하고 있다. 다시 말하여 현금기준선 내에서 소득인정액이 증가하면, 그 만큼 국민기초생활보장제도의 현금급여가 삭감되게 된다. 요컨대 현행 국민기초생활보장제도의 재산소득환산제하에서 재산의 증가는 소득인정액의 증가를 의미하고, 따라서 현금급여의 축소로 결과한다. 예를 들어 2011년 현재 대도시에 거주하는 1인 가구로, 소유한 재산액이 5,400만원(기본공제액), 소득이 20만원인 국민기초생활보장제도의 수급자는 월 236,044원(1인 가구 현금급여 기준선이 436,044원임)을 현금급여로 받는데, 새로이 저축을 200만원 할 경우(금융재산에 대한 공제는 이미 모두 받은 것으로 가정), 현금급여가 월 125,200원[200만원  $\times$  0.0626(금융재산의 환산율)] 감소하게 된다. 이처럼 수급자들의 저축 증가는 곧 급여의 축소로 결과하게 되어, 저축을 하려하지 않으려 할 수 있다.

이상과 같이 국민기초생활보장제도는 저소득층의 저축동기를 떨어뜨리도록 제도가

구성되어 있다. 저소득층들에 대한 국민기초생활보장제도의 저축 감소 효과는 특히 현재 수급자에게 훨씬 크게 나타날 것이다. 국민기초생활보장제도는 수급기준이 소득인정액기준과 부양의무자기준 두 가지인데, 소득인정액 기준을 구성하는 소득과 재산은 대상자 본인의 의지에 의해 어느 정도 영향을 받을 수 있지만, 부양의무자 기준은 대상자 본인의 의지와 무관하다. 이는 잠재적 수급자의 경우, 소득이나 재산이 적다할지라도, 부양의무자 기준에 의해 수급자가 되지 못할 수 있다는 것을 의미한다. 이런 점 때문에 비수급 저소득층의 저축행위에 대한 국민기초생활보장제도의 영향은 제한적일 수 있다. 하지만 현재 수급자의 저축행위에 대한 국민기초생활보장제도의 영향은 다르다. 현재 수급자는 수급자가 되면서, 국민기초생활보장제도의 원리를 충분히 이해하게 되었고, 따라서 저축이 증가하면, 급여가 삭감되고, 경우에 따라서는 급여 대상에서 탈락할 수 있음을 인지하고 있다. 따라서 수급자들은 저축을 하지 않으려고 보다 적극적으로 행위할 것이다. 그런 점에서 수급자의 저축행위에 대한 국민기초생활보장제도의 영향은 지대할 것으로 예상된다.

## 2. 선행 연구 검토

국민기초생활보장제도의 효과에 관한 연구는 주로 빈곤감소효과에 초점이 맞추어져 왔다. 국민기초생활보장제도가 빈곤 완화에 미친 효과에 관한 연구로는 박찬용 외(2002), 홍경준(2002), 김교성(2003), 손병돈(2004), 장현주(2010)의 연구 등을 들 수 있다.

이러한 연구들은 대체로 국민기초생활보장제도 급여 이전 소득 또는 공적 이전이 이루어지기 전의 소득을 기준으로 한 빈곤율과 국민기초생활보장제도 급여 이후의 소득이나 공적 이전이 이루어진 후의 소득을 기준으로 한 빈곤율을 비교하여, 국민기초생활보장제도가 일정 정도 빈곤완화 효과가 있음을 밝히고 있다. 이러한 연구들은 대체로 국민기초생활보장제도의 정책 효과를 수혜집단의 소득증가 효과로만 평가하여, 국민기초생활보장제도의 빈곤완화 효과를 과대평가하였을 가능성이 크다. 다시 말하여 국민기초생활보장제도의 소득증대 효과는 수혜집단의 소득증가분에서 수혜집단이 정책에 참여하지 않았을 경우의 소득증가분을 고려하여 추정할 때, 정확한 추정이 가능하지만, 이러한 연구들은 수혜집단이 정책에 참여하지 않았을 경우의 소득증가분에 대한 고려가 이

루어지 않았다.

국민기초생활보장제도의 효과 평가에 관한 기존 연구의 한계들을 고려하여, 이중차이 모델을 통해 국민기초생활보장제도의 효과를 보다 객관적으로 평가하려는 연구들도 몇몇 존재한다(이상은, 2004; 변금선, 2005; 구인회 외, 2010). 이상은의 연구(2004)와 변금선의 연구(2005)는 국민기초생활보장제도의 노동공급효과를 평가하고 있고, 구인회 외의 연구(2010)는 국민기초생활보장제도의 근로, 소득, 빈곤에 미친 효과를 평가한다. 이러한 연구들은 이중차이모델을 이용하여, 국민기초생활보장제도의 수혜집단과 통제집단을 설정하여 국민기초생활보장제도의 효과를 평가함으로써, 기존 연구들이 갖는 통제집단에 대한 고려가 없는 한계를 일정정도 극복하고 있다는 점에서 진일보한 것으로 평가된다.

한편 본 연구의 주제인 국민기초생활보장제도의 저축효과를 실증적으로 분석한 연구는 현재까지 별로 없다. 단지 오지현(2006), 정윤숙(2006)의 연구가 국민기초생활보장제도의 저축효과를 실증적으로 분석하고 있다. 두 연구 모두 국민기초생활보장제도가 저소득층의 저축에 부정적 영향을 미치는 것으로 분석결과를 제시하고 있다. 정윤숙의 연구(2006)는 한국노동패널 6차년도 자료를 이용하여, 종속변수를 저축과 자산으로 설정하여, 회귀분석을 통해 국민기초생활보장제도가 수급자의 저축에 부정적 영향을 미치는 것으로 분석하고 있다. 오지현의 연구(2006)는 이중차이모델을 이용하여, 국민기초생활보장제도 시행 전과 후 저소득층에 대한 국민기초생활보장제도의 저축효과를 분석하고 있다. 정윤숙의 연구(2006)는 회귀분석 모형을 이용함으로써 국민기초생활보장제도의 수혜집단과 비교집단(수혜하지 않은 저소득층)이 동일한 특성을 갖지 않는 문제가 발생함으로써 국민기초생활보장제도의 저축효과가 과대추정될 위험을 안고 있다(김안국 외, 2004). 오지현의 연구(2006)는 이중 차이모델을 이용함으로써 국민기초생활보장제도의 순수한 저축효과를 추정하고 있지만, 분석대상을 근로능력이 있는 집단으로 제한함으로써, 국민기초생활보장제도의 전체적인 저축효과 추정으로는 한계가 있다.

### Ⅲ. 연구방법

#### 1. 분석방법: 성향점수매칭(Propensity Score Matching: PSM)

국민기초생활보장제도의 저축효과를 평가하는 본 연구는 정책의 효과 평가에 관한 연구이다. 그러므로 정책의 효과가 무엇을 의미하는지를 명확히 할 필요가 있다.

어떤 정책의 순수한 효과는 어떤 대상자가 사업에 참여함으로써 얻는 성과와 그 대상자가 사업에 참여하지 않았을 때 얻을 수 있는 잠재적 성과(counterfactual)간의 차이라고 할 수 있다. 다시 말하여 어떤 대상자가 정책의 프로그램에 참여하여서 얻는 이익과 만약 그 대상자가 정책에 참여하지 않았을 때(가상적 상황) 얻을 수 있는 이익간의 차이가 바로 어떤 정책 수행의 순수한 효과라고 할 수 있다. 이러한 정책 효과 평가를 수식으로 나타내면 다음의 식 (1)과 같이 나타낼 수 있다(최강식, 2007; 유경준·장창희, 2010)

$$\tau = E\{Y_i^1 - Y_i^0 | Z_i = 1\} = E\{Y_i^1 | Z_i = 1\} - E\{Y_i^0 | Z_i = 1\} \quad (1)$$

식 (1)에서  $\tau$ 가 정책 수혜자들의 평균적인 정책수혜효과(Average impact of Treatment on the Treated: ATT)이다.  $Z_i$ 는 정책의 참여여부를 나타내는 더미변수이고,  $E\{Y_i^1 | Z_i = 1\}$ 는 정책 참여집단이 정책 참여를 통해 얻은 성과를 나타내는 것이고,  $E\{Y_i^0 | Z_i = 1\}$ 는 동일한 집단이 정책에 참여하지 않았다면, 얻게 되었을(가상적인 상황에서의) 성과를 의미한다. 따라서 정책의 순수한 효과는 정책 참여 집단이 정책 참여를 통해 얻은 성과( $E\{Y_i^1 | Z_i = 1\}$ )에서 동일 집단이 정책에 참여하지 않았을 경우 우리는 가상적인 상황에서의 성과( $E\{Y_i^0 | Z_i = 1\}$ )를 뺀 값이 된다. 그런데 이러한 정책 평가에서 실제 어려운 점은 대상자가 사업에 참여하지 않았을 때 얻을 수 있는 잠재적 성과는 가상적인 것이기 때문에, 실제 관찰이 불가능하다는 점이다.

일반적인 평가에서 이러한 잠재적 성과는 사업 참여 집단과 유사한 비교집단을 사용하여 추정한다. 그런데 이 경우에 사업 참여 집단과 비교집단간 동질성의 확보가 쉽지 않다는 문제가 발생한다. 왜냐하면, 사업 참여를 결정하는 관측 불가능한 요인과 사업의 성과간 상관관계를 가지는 경우, 즉 선택편의(selection bias)가 발생할 수 있기 때

문이다.

이러한 선택편의의 문제를 해결할 수 있는 방법은 실험집단과 비교집단을 무작위로 뽑아 분류하고, 실험집단에 대해서만 사업을 실시한 후 양 집단의 성과를 비교하는 방법이다(이석원, 2003). 하지만 현실에서 이러한 무작위 추출방법을 사용하여 정책 실험을 하는 것은 어렵다. 정책을 실행하기에 앞서서 정책에 직접 참여하는 집단과 참여하지 않는 집단을 무작위로 추출해 놓고, 정책에 참여할 집단에 대해서만 정책을 실행한 후, 정책의 효과 분석을 한 이후에 실제 정책의 실행여부를 결정하기 때문에, 시간상으로 뿐만 아니라 여러 가지 비효율적인 문제들이 발생할 수 있기 때문이다. 본 연구의 분석 대상인 국민기초생활보장사업의 경우도 전국적으로 동시에 실시되었기 때문에 사업참여 집단과 사업에 참여하지 않은 비교집단을 무작위로 할당하여 성과를 비교하는 것 자체가 불가능하다.

이러한 상황 하에서 선택편의의 문제를 해결하는 방법으로 비교적 최근에 개발되어 각광받는 방법이 바로 성향점수매칭방법(Propensity Score Matching Method)이다. 성향점수매칭방법은 가능한 한 비슷한 정책 참여집단과 비교집단을 이용하여, 정책의 성과를 비교함으로써 선택 편의의 문제를 해결하려는 방법이다. 이 방법은 식(2)와 같이 정책 참여 집단을 선정하는 기준( $X$ )이 정책의 성과와 무관하다는 가정에 기초하여, 선택 편의의 문제를 해결하고 있다.

$$(Y^0, Y^1) \perp Z | X \tag{2}$$

이 가정은 관측되는 특성( $X$ )이 주어지 있을 때, 한 개인의 정책 참여 여부( $Z$ )는 정책의 잠재적인 성과( $Y^0, Y^1$ )와는 독립적이라는 것이다. 이것으로부터 ' $E(Y_i^0 | Z_i = 1, X_i) = E(Y_i^0 | Z_i = 0, X_i)$ '이 성립된다. 이는  $X_i$ 라는 관측 특성을 갖는 정책 참여자가 정책에 참여하지 않을 경우 받게 되는 평균 가상적인 성과 [ $E\{Y_i^0 | Z_i = 1, X_i\}$ ]는 참여자와 동일한 관측 특성을 갖는 정책 미참여자의 관측된 평균 성과 [ $E\{Y_i^0 | Z_i = 0, X_i\}$ ]에 의하여 추정될 수 있음을 의미한다(유경준·강창희, 2010).

성향점수매칭방법은 정책 참여집단(실험집단)과 미참여집단(비교집단)을 선정하는 기준이 되는 집단 특성 변수( $X_i$ )가 여럿일 때, 현실적으로 매칭이 불가능하다는 문제(1)를,

---

1) 예를 들어 실험집단과 통제집단을 구분하는 집단 특성변수가 10개이고, 각 변수가 모두 2개의 값

각 집단의 사전 특성을 요약하여 성향점수(propensity score)라는 단일 지표를 구성함으로써 해결하였다.

Rosenbaum과 Rubin(1983)은 다음의 가정 1과 2가 추가될 경우, 성향점수를 이용한 매칭을 통해서 선택편의가 없는 정책의 순수한 평균 효과의 추정치를 구할 수 있음을 보여 주었다(Guo et al., 2004; Guo & Fraser, 2010).

가정 1:  $0 < p(x) < 1$

가정 2:  $Z \perp X \mid p(x)$

위의 가정들이 성립할 경우, 정책 참여 집단(실험집단)의 한 구성원과 성향점수가 동일한(보다 정확하게는 근사한) 정책 미참여집단(비교집단)의 구성원을 짝지어서 그 성과를 차분하여 정책의 평균 효과를 추정할 수 있으며, 이러한 추정치는 선택편의가 존재하지 않는다(유경준·강창희, 2010).

성향점수 매칭에서 성향점수  $p(x)$ 는 0에서 1 사이의 값을 갖는 연속변수이기 때문에 실험집단과 비교집단을 구성하는, 정확히 일치하는 성향 점수를 갖는 2개의 관찰치를 찾을 확률은 이론적으로 0이다(최강식, 2007). 따라서 가중치를 부여하는 방법에 따라 다양한 매칭기법이 사용되며, 어느 하나의 매칭방법이 다른 방법보다 통계적으로 우월하지 않으며, 각기 상이한 장단점을 가지고 있다(유경준·강창희, 2010). 또한 매칭은 개개의 관찰치 수준에서 이루어 질 수도 있고(일대일 매칭), 관찰치들의 집단수준(하위 집단매칭)에서 이루어 질 수도 있다. 본 연구에서 사용한 매칭방법을 설명하면 다음과 같다.

첫째 nearest neighbor matching. 이 매칭 방법은 한 실험 집단의 관찰치를 성향점수가 가장 가까운 비교집단의 관찰치 하나와 짝 지우는 방법이다. 이 방법의 단점은 실험집단과 비교집단에 짝 지워진 두 관찰치의 성향점수가 크게 차이가 날 수도 있다는 것이다. 둘째 kernel matching. 이 방법은 모든 실험집단 내 개별 관찰치를 비교집단의 모든 관찰치와 짝 지우는 방법이다. 각 짝의 가중치는 실험집단의 성향점수와 비교집단의 성향점수 간 거리에 반비례하도록 설정한다.

---

을 갖는 가변수라 할 때, 가능한 조합은  $2^{10}$ 인 1024가지나 되기 때문이다(이석원, 2003).

성향점수매칭 분석의 순서는 다음과 같다(이석원, 2003; 안서연, 2008)

1. 실험집단(국민기초생활보장 수급집단)과 비교집단(국민기초생활보장 비수급 저소득층)을 구분하여, 성향점수 도출(Logit 분석).
2. 성향점수를 이용하여, 매칭방법에 따라 매칭
3. 매칭된 실험집단과 비교집단의 동질성 검증(균형달성 검증)
4. 실험집단과 비교집단의 결과점수 비교

## 2. 분석자료 및 분석대상

본 연구의 분석에 사용되는 자료는 한국보건사회연구원과 서울대 사회복지연구소가 공동으로 수집한 한국복지패널 3, 4차년도 자료이다. 연구의 표본으로 활용된 자료는 한국복지패널 3차년도 자료인 2008 한국복지패널 가구용 자료와 4차년도 자료인 2009 한국복지패널 가구용 자료를 결합한 자료이다. 한국복지패널이 담고 있는 정보는 조사 전년도 12월 31일을 기준으로 하고 있다. 따라서 본 연구의 분석자료의 정보도 2007년과 2008년 12월 31일 시점을 기준으로 하고 있다.

본 연구는 한국복지패널 4차년도 자료 중 가구소득이 최저생계비 이하인 가구만을 분석 대상으로 선정하였다. 이러한 저소득가구에 대해 성향점수매칭(PSM)방법을 이용하여, 실험집단과 비교집단을 구성하여 분석에 활용한다. 실제 분석에 활용된 것은 1,211사례이며, 국민기초생활보장 수급 가구가 524사례, 수급하지 않은 가구가 687사례이다.

한국복지패널은 국민기초생활보장 수급 여부와 관련하여, ‘귀택은 2008년 1년 동안 국민기초생활보장 급여를 받은 경험이 있습니까?’라는 질문을 통해, 국민기초생활보장 수급여부를 조사하고 있다. 본 연구는 이 질문을 통해 국민기초생활보장 수급 집단을 구별해 내어, 분석에 활용한다. 또한 한국복지패널은 국민기초생활보장 수급에 영향을 미치는 인구학적 특성 및 소득, 재산에 관한 다양한 정보들을 담고 있다.

본 연구의 정책 효과를 평가하는 기준인 저축과 관련하여서도, 금융재산, 부동산 재산, 자동차 등으로 세분하여 충분한 정보를 담고 있으며, 가구 소득을 구성하는 소득원천별로 소득에 관한 정보가 조사되었고 소비에 관한 정보도 비교적 충실히 담고 있다. 그렇기 때문에 다양한 저축 개념에 근거한 저축의 측정에도 무리가 없다.

### 3. 변수의 정의 및 측정

본 연구는 국민기초생활보장제도의 저축효과를 평가하는 것이 연구의 목적이다. 따라서 저축변수가 본 분석의 종속변수가 된다. 본 연구에서 저축의 측정은 두 가지 방식으로 이루어진다. 첫째, 저축에 대한 일차적 측정은 가처분소득에서 소비지출을 뺀 값으로 측정한다. 일반적으로 가처분소득에서 소비지출을 뺀 것이 그 해의 저축으로 정의된다(이정우, 1991).

표 1. 주요 변수의 정의 및 측정

변수의 종류	변수	측정방법	변수에 대한 설명
종속변수	국기 수급 여부	지난 1년간 국기 수급여부; 1=수급, 0=비수급	범주변수
독립변수	가구주 연령	가구주의 만 나이	연속변수
	가구주 연령제곱	가구주의 나이 제곱	연속변수
	가구주 교육수준	1=중졸이하 2=전문대졸 이상 3=고졸(기준)	더미변수
	18세 이하 자녀 유무	1=자녀 있음 0=없음(기준)	더미변수
	가구원 수	실제 가구원수	연속변수
	거주지역	1=서울/대도시 2=군지역 3=중소도시(기준)	더미변수
	가구주 성	1=남성 2=여성(기준)	더미변수

한국복지패널은 소득을 근로소득, 고용주 및 자영자의 사업소득, 농림어업소득, 재산소득, 공적 이전소득, 사적 이전소득 등으로 구분하고 있는데, 이러한 모든 소득원의 소득합에서 조세 및 사회보험료 지출을 뺀 값을 가처분소득으로 정의하고, 여기에서 음식물비, 주거비, 보건의료비, 교육비 등 소비지출 총합을 뺀 값을 저축으로 측정한다. 이는 1년을 단위로 하여 측정되는 값이므로, 2009 한국복지패널 자료를 이용하여 산출한

다. 두 번째 저축의 측정방법은 자산을 유동성 정도에 따라 금융자산과 기타 자산으로 구분할 수 있는데, 유동성 정도가 큰 금융자산을 저축으로 정의하는 것이다(정윤숙, 2006; 임미화·정의철, 2007). 본 연구에서는 모든 자산을 금융자산과 금융자산을 포함한 순자산으로 구분하여, 저축효과를 측정하는 종속변수로 사용할 것이다. 여기서 저축은 은행예금, 주식/채권/신탁, 저축성 보험, 아직 타지 않은 계, 기타 남에게 빌려 준 돈 등의 합계로 측정되며, 순자산은 부동산, 금융자산, 농기계, 농축산물 등 자산의 총합에서 부채를 뺀 값으로 측정한다. 이렇게 측정된 저축값은 횡단면 자료를 이용할 경우 수급이전부터의 저축액이 누적된 값으로 측정된다. 따라서 국민기초생활보장 수급여부와 저축액간의 관계를 볼 수 없다. 그리하여 두번째 방식의 저축액은 2008년 저축액에서 2007년 저축액을 뺀 값으로 1년간 저축의 변화량으로 측정하여, 분석할 것이다. 2007년 저축액은 소비자물가상승률을 이용하여 2008년 실질가치로 조정하였다.

한편 앞의 분석방법에서 보았듯이 성향점수매칭분석방법은 실험집단과 비교집단을 구분하여, 집단의 특성을 구성하는 변수들을 이용하여, 로짓분석을 통해 성향점수를 산출한다. 이러한 성향점수 도출 모형에서 종속변수는 국민기초생활보장제도 급여 수급여부이며, 수혜가구는 1의 값, 수혜하지 않은 가구는 0의 값을 부여하여 로짓모형을 설정하였다. 로짓모형에 투입된 변수들의 측정방법은 <표 1>과 같다.

국민기초생활보장수급여부를 결정하는 요인으로 가구주 연령, 연령 제곱, 가구주 성, 가구주 교육수준, 18세 이하 자녀 유무, 가구원 수, 거주지역등의 변수를 독립변수로 투입하였다. 가구주 연령, 연령제곱, 가구원 수 변수는 연속변수이고, 가구주 성, 가구주 교육수준, 18세 이하 자녀 유무, 거주 지역 변수는 더미변수로 투입되었다.

## IV. 분석결과

### 1. 기술통계분석

본 연구의 분석 대상자인 국민기초생활보장 수급 집단 및 비수급 집단의 일반적인 특성을 살펴보면, <표 2>와 같다.

표 2. 분석 대상자의 일반적 특성

구분		수급	비수급
가구주 연령(세)	평균	64.7	70.8
가구원 수(명)	평균	1.93	1.86
가구주 성	남성	46.0	57.0
	여성	54.0	43.0
가구주 교육수준(%)	중졸 이하	81.5	80.3
	고졸	14.3	12.4
	전문대졸 이상	4.2	7.3
거주 지역(%)	서울/대도시	46.9	31.0
	중소도시	28.5	29.0
	군지역	24.6	40.0
18세 이하 자녀 유무(%)	없음	77.0	91.0
	있음	23.0	9.0
사례수		524	687

가구소득이 최저생계비 이하인 저소득층 가구 중 국민기초생활보장 급여를 수급하는 가구는 524가구이고, 수급하지 않는 가구는 687가구로 수급하지 않는 가구가 약간 더 많다. 국민기초생활보장 급여를 수급하는 가구의 가구주 평균 나이는 64.7세이고, 비수급하는 가구의 가구주 평균 나이는 70.8세로 비수급하는 가구주의 평균 나이가 조금 더 많았다. 가구원수는 수급하는 가구는 1.93명, 비수급하는 가구는 1.86명으로 두 집단 모두 평균 가구원 수가 약 2명 정도로 유사하다. 가구주의 성은 수급가구는 남성이 46%, 여성이 54%, 비수급가구는 남성이 57%, 여성이 43%로, 비수급가구에 비해 수급가구가 여성 가구주 가구가 조금 더 많다. 가구주의 교육수준은 수급가구의 81.5%, 비수급 가구의 80.3%가 중졸 이하의 학력을 가진 가구주로, 두 집단 모두 중졸이하의 학력을 가진 가구주의 비율이 절대적으로 높다. 가구주의 학력이 고졸인 경우는 국민기초생활보장 급여 수급가구는 14.3%, 비수급가구는 12.4%이고, 전문대졸 이상의 학력을 가진 가구주의 비율은 수급가구가 4.2%, 비수급가구가 7.3%로 비슷한 수준이다. 가구주의 거주지역 분포를 보면, 국민기초생활보장 수급가구는 서울/대도시 거주가구의 비율이 46.9%로 가장 높고, 중소도시가 28.5%, 군지역 거주가구의 비율이 24.6%로 가장 낮는데 반해, 비수급 가구는 군지역 거주가구의 비율이 40.0%로 가장 높고, 그

다음은 서울/대도시 거주 가구가 31.0%, 중소도시 거주 가구가 29.0%로 가장 적었다. 국민기초생활보장 급여 수급 가구, 비수급 가구 모두 18세 이하 자녀가 없는 가구가 대부분인데, 수급가구의 77%, 비수급 가구의 91%가 자녀가 없는 것으로 나타나 비수급 가구가 자녀 없는 비율이 좀 더 높다.

다음에서는 본 연구의 주요한 분석 대상인 저축 및 자산액을 수급가구와 비수급간 비교하여 살펴 보고자 한다. <표 3>은 저축을 2008년 가처분 소득에서 소비지출을 뺀 값으로 측정하여, 기초보장 수급가구와 비수급 가구간 비교한 것이다. <표 3>을 보면, 수급가구가 비수급가구에 비해 평균적으로 소득 및 지출 모두 더 많다. 수급가구의 연간 평균 소득은 869.49만원, 중위소득은 748.50만원인데 반해, 비수급가구는 평균 소득이 629.29만원, 중위소득이 539만원이다. 소득에서 지출을 뺀 값을 저축이라 할 때, 수급가구의 저축액은 평균 -98.55만원, 중위값은 -25만원으로 나타나, 소득보다 지출이 많으며, 저축을 하지 못하고, 부채를 갖는 것으로 나타난다. 비수급가구는 수급가구보다 더 많이 부채를 지는 것으로 나타난다. 비수급 가구의 평균 부채액은 351.95만원, 중위 부채액은 21만원이다. 이렇게 연간 소득에서 지출을 뺀 값으로 저축을 측정할 때, 국민기초생활보장 수급가구, 비수급가구 모두 평균적으로 소득보다 지출이 많아 저축을 하지 못하고, 빚을 지는 것으로 분석되었다.

표 3. 기초보장 수급 및 비수급가구의 1년간 총소득, 총지출, 총저축액 비교 (단위: 만원)

구분	수급가구			비수급가구		
	평균	중위값	표준편차	평균	중위값	표준편차
2008년 소득	869.49	748.50	443.31	629.29	539.00	321.13
2008년 지출	968.04	780.00	585.18	981.24	732.00	889.04
2008년 저축	-98.55	-25.00	341.15	-351.95	-21.00	818.03

<표 4>는 금융자산액을 저축액으로 정의하고, 2007년에서 2008년 1년간 금융자산의 변화량을 수급가구와 비수급가구간 비교한 것이다. 금융자산에는 예금, 적금, 주식, 채권, 펀드, 타기 전 부은 계돈, 기타 남에게 빌려 준 돈 등이 해당된다. 수급가구는 1년간 평균적으로 금융자산이 약 11만원 정도 감소하였으며, 중위값으로는 변화하지 않았는데 반해, 비수급가구는 1년간 금융자산액이 평균 123만원 정도, 중위값으로는 7만

원 정도 감소한 것으로 나타났다. 금융자산의 변화로 저축액을 측정할 경우, 수급가구, 비수급가구 모두 평균적으로 1년간 저축액이 감소하였는데, 비수급가구의 감소가 더 큰 것으로 나타났다. 하지만 이러한 분석결과는 수급가구와 비수급가구의 특성이 동일하지 않은 상태에서의 단순 비교이므로, 이러한 두 집단간 저축액 변화량의 차이가 국민기초생활보장제도의 영향이라고 단정짓기는 어렵다.

표 4. 국기 수급, 비수급 가구간 금융자산 형태의 저축 변화량 비교(08년-07년) (단위: 만원)

구분	수급			비수급		
	평균	중위값	표준편차	평균	중위값	표준편차
금융자산	-11.10	0.00	441.67	-123.06	-7.41	2549.65

<표 5>는 1년간 수급가구와 비수급가구의 부동산 자산액 변화량을 비교한 것이다. 2007년에서 2008년 1년간 국민기초생활보장 수급가구의 부동산 자산액은 평균으로는 73만원 정도 증가하였고, 중위값으로는 약 9만원 정도 감소한 것으로 나타났다. 반면 국민기초생활보장 비수급가구는 1년간 부동산 자산액이 평균으로는 약 44만원, 중위값으로는 약 9만원정도 감소한 것으로 나타났다. 평균값으로는 수급가구의 부동산 자산액은 증가하고, 비수급가구의 부동산 자산액은 감소하여 상반된 결과를 보여주지만, 중위값으로는 동일하게 약간 감소한 것으로 나타나고 있다.

표 5. 국기 수급, 비수급 가구간 부동산 자산의 변화량 비교(08년-07년) (단위: 만원)

구분	수급			비수급		
	평균	중위값	표준편차	평균	중위값	표준편차
부동산 자산	73.43	-9.40	1,718.78	-43.76	-9.40	11765.56

<표 6>은 순 자산액의 1년간(2007~2008년) 변화량을 수급가구와 비수급가구간 비교한 것이다. 여기서 순자산액은 금융자산 및 자가가구, 전세금 등의 부동산 자산 뿐만 아니라 농기계, 자동차 등의 기타 자산까지 포함한 총자산액에서 부채를 뺀 값이다.

표 6. 국기 수급, 비수급 가구간 순 자산액 변화량 비교(08년-07년)

(단위: 만원)

구분	수급			비수급		
	평균	중위값	표준편차	평균	중위값	표준편차
순 자산	248.07	-20.64	3793.04	-267.47	-85.64	12422.86

2007년에서 2008년 1년 동안 수급가구의 순 자산액은 평균으로는 248만원 증가하였으나, 중위값으로는 약 21만원 감소한 것으로 나타났다. 반면 비수급 가구의 순자산액은 1년간 평균 약 267만원, 중위값으로는 약 86만원 감소한 것으로 분석되었다.

이처럼 기술통계 분석으로 보면, 1년간 가처분 소득에서 소비지출을 뺀 값으로 저축을 정의할 경우, 수급가구, 비수급가구 모두 소득보다 지출이 많아 저축을 하지 못하고, 빚을 지는 것으로 분석되었다. 금융자산으로 저축을 정의하여 1년간 저축액의 변화를 볼 경우, 평균적으로 수급가구, 비수급가구 모두 금융자산이 감소하여 저축액이 줄어들었으며, 그 정도는 비수급가구가 수급가구보다 약간 더 큰 것으로 분석되었다. 보다 넓게 저축개념을 확장하여, 순자산액의 1년간 변화량을 수급가구와 비수급간 비교할 경우, 평균값으로 보면, 수급가구는 일정액 증가하였는데 반해, 비수급가구는 감소한 것으로 나타났으며, 중위값으로 보면 수급가구, 비수급가구 모두 1년간 순자산액이 감소하였으며, 그 정도는 비수급가구가 조금 더 큰 것으로 나타났다. 이러한 기술통계 분석의 결과는 저축을 어떻게 정의하느냐에 따라 상이한 경향을 보이고 있어, 국민기초생활보장제도가 수급가구의 저축에 어떠한 영향을 미쳤다고 추론하기가 어렵다. 또한 기술통계 분석의 결과는 수급가구와 비수급가구의 특성이 동질화되지 않은 상태에서의 비교이므로, 어떤 결론을 추론하는 것은 더욱 위험하다 하겠다. 다음에서는 국민기초생활보장제도의 수급가구와 비수급가구의 특성을 동질화하여 성향점수매칭법을 이용해, 국민기초생활보장제도가 수급가구의 저축에 미친 효과를 추정할 것이다.

## 2. PSM을 통한 국민기초생활보장제도의 저축효과 분석

### 1) 국민기초생활보장 수급 여부

성향점수매칭법을 이용하여 정책의 효과를 평가하는 작업은 우선 로짓분석을 실시하고, 이 모형의 확률값을 점수화한 성향점수를 산출하고, 이 성향점수가 유사한 값을 갖는 실험집단과 비교집단의 관찰치들을 묶어나가는 순서로 진행된다. 국민기초생활보장제도의 순수한 저축효과는 실험집단(수급집단)과 비교집단(미수급집단)간 평균 저축액의 차이(ATT)로 추정된다.

<표 7>은 성향점수매칭 분석의 1단계 작업인 성향점수를 추정하는 로짓분석모형의 추정치들이 보고되어 있다. 여기서 종속변수는 국민기초생활보장 수급 여부이며, 수급가 구이면 1, 수급하지 않으면 0으로 코딩되었다.

유의수준 .05에서 국민기초생활보장 수급여부에 통계적으로 유의미하게 영향을 미치는 변수는 가구주 연령제곱, 가구원수, 가구주 성, 18세 이하 자녀 유무, 가구주 교육수준, 거주지역 변수이다. 다른 독립변수의 영향이 동일할 때, 가구원이 1명 증가할수록 국민기초생활보장 급여를 수급할 odds가 18.6%씩 감소하는 것으로 분석되었다. 또한 가구주가 남자일 경우, 가구주가 여자인 경우에 비해 국민기초생활보장 급여를 수급할 odds가 31.6% 낮으며 18세 이하의 자녀가 있으면, 없는 경우보다 국민기초생활보장 급여를 수급할 odds가 159.6% 높은 것으로 분석되었다. 가구주 연령 변수는 연령제곱 변수가 통계적으로 유의미한 것으로 나타나 국민기초생활보장 수급 여부에 비선형적으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 다른 독립변수의 영향이 동일할 때, 가구주의 학력이 중졸이하인 가구는 고졸인 가구에 비해, 국민기초생활보장 급여를 받을 odds가 79% 높으며, 서울이나 대도시 지역에 거주하면, 중소도시에 거주하는 경우보다 국민기초생활보장 급여를 수급할 odds가 48.1% 높고, 군 지역이나 도농복합군 지역에 거주할 경우, 중소도시에 거주하는 경우보다 국민기초생활보장 급여를 수급할 odds가 33.3% 낮은 것으로 분석되었다.

표 7. 국민기초생활보장 수급 결정요인

구분	B	S.E.	유의확률	Exp(B)
가구주 연령	.071	.037	.057	1.074
가구주 연령 제공	-.001	.000	.003	.999
가구원수	-.206	.085	.015	.814
가구주 성 (기준: 여성)				
남성	-.380	.146	.009	.684
18세 이하 자녀 유무 (기준: 없음)				
18세 이하 자녀 있음	.954	.261	.000	2.596
가구주 교육수준 (기준: 고졸)				
중졸 이하	.582	.214	.007	1.790
전문대졸 이상	-.532	.321	.097	.587
거주지역 (기준: 중소도시)				
서울, 대도시	.393	.152	.010	1.481
군지역	-.405	.160	.011	.667
상수항	-1.034	1.169	.376	.356
-2LL: 1502.341			Cox & Snell R <sup>2</sup> : .120	

## 2) 저축효과

앞의 로짓분석모형을 통해, 성향점수를 산출하고, 이에 기초하여 실험집단과 비교집단의 관찰치들을 매칭하는 작업을 진행하였다. 매칭후 실험집단과 비교집단의 구성원간 특성의 차이는 유의미한 차이가 발견되지 않아, 두 집단간 동질성이 확보된 것(균형 달성)으로 검증되었다<sup>2)</sup>. 이렇게 균형이 달성된 후 국민기초생활보장제도의 저축효과를 추정할 것이 <표 8>이다. 저축효과 추정은 유동성이 높은 자산인 금융자산 총액을 저축액으로 정의하고, 2007년에서 2008년 1년간 변화량으로 측정할 것과 모든 자산의 총액에서 부채를 뺀 순자산액의 1년간 변화량으로 측정할 것, 가처분소득에서 소비지출을 뺀 값으로 측정할 것 등 3가지로 구분하여 분석하였다.

먼저 금융자산의 변화량으로 저축을 측정할 값을 가지고 국민기초생활보장제도의 저

2) 실험집단과 비교집단간 균형 달성 검증 결과는 부록을 참조하시오.

축효과를 평가해 보자, 하위집단 매칭방법에 의한 nearest neighbor matching 결과에 의하면, 실험집단(국민기초생활보장 수급집단)의 평균 저축액은 1년간 11.1만원 감소하였고, 비교집단의 평균 저축액(수급집단이 수급하지 않았을 경우의 가상적인 성과)은 1년간 61.97만원 감소하여, 국민기초생활보장제도의 순수한 저축효과(ATT)는 50.87만원이다. 국민기초생활보장 수급집단, 비수급집단 모두 1년간 금융자산이 감소하였으므로, 순수한 저축효과(ATT)는 수급집단이 비수급집단보다 1년간 금융저축액이 더 적게 감소하였다는 의미를 갖는다 하겠다. 하지만 이러한 분석결과는 유의수준 .05에서 통계적으로 유의미 하지 않았다. kernel matching 방법의 결과도 국민기초생활보장 수급집단의 1년간 평균 금융자산 변화액은 -10.93만원, 비교집단의 평균 금융자산 변화액은 -66.95만원으로 국민기초생활보장제도의 순수한 저축효과는 1년간 수급가구의 금융자산액을 56.02만원 줄인 것으로 분석되었다. 이러한 분석 결과도 유의수준 .05에서 통계적으로 유의미하지 않았다. 일대일 매칭 방법에 의한 nearest neighbor matching 결과도 비슷한데, 국민기초생활보장제도는 수급가구의 금융자산을 평균 61.64만원 감소시키는 것으로 분석되었지만, 유의수준 .05에서 통계적으로 유의미 하지 않았다. 요컨대, 1년간 금융자산의 변화량으로 국민기초생활보장제도의 저축효과를 측정할 때, 국민기초생활보장제도의 수급이 국민기초생활보장제도를 수급하지 않았을 경우와 비교하여, 의미있는 저축액의 변화를 가져오지 못하는 것으로 평가된다.

다음으로 순자산의 1년간 변화량으로 종속변수를 측정하여 국민기초생활보장제도의 저축효과를 살펴보면, 하위집단 매칭방법에 의한 nearest neighbor matching 결과는 국민기초생활보장 수급집단의 평균 순자산액이 1년간 248.08만원, 비교집단의 평균 순자산액은 212.10만원 증가하여, 수급집단이 비교집단보다 1년간 순자산액이 35.98만원 더 증가하였다. 하지만 이러한 결과는 유의수준 .05에서 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 분석되었다. kernel matching 및 일대일 매칭 방법에 의한 nearest neighbor matching 결과도 비슷하다. kernel matching의 결과는 국민기초생활보장제도가 1년간 순자산액을 683.79만원 증가시키는 것으로, 일대일 매칭 방법에 의한 nearest neighbor matching은 국민기초생활보장제도가 순자산을 1년간 25.49만원 감소시키는 것으로 분석되었다. 그러나 이러한 분석결과는 유의수준 .05에서 통계적으로 유의미하지 않았다. 결론적으로 1년간 순자산액의 변화로 저축효과를 측정할 때, 국민기초생활보장제도의 수급이 국민기초생활 보장 급여를 수급하지 않는 경우와 비교하여 의미있는 순자산액의

변화를 가져오지 못한 것으로 평가할 수 있다.

표 8. 매칭 분석을 이용한 국민기초생활보장제도의 저축효과 추정 결과 (단위: 만원)

종속변수	매칭방법	실험집단	비교집단	ATT	S.E.	t-value
금융저축	nearest (하위집단)	-11.100 (522)	-61.976 (458)	50.876	153.281	0.332
	kernel	-10.928 (522)	-66.947 (687)	56.019	82.153	0.682
	nearest (일대일)	-6.936 (522)	-68.574 (675)	61.638	101.489	0.60
순자산	nearest (하위집단)	248.075 (524)	212.097 (458)	35.978	997.563	0.036
	kernel	252.530 (524)	-431.256 (687)	683.787	530.526	1.289
	nearest (일대일)	187.743 (522)	213.232 (675)	-25.489	631.959	-0.04
저축(가처 분소득-소 비지출)	nearest (하위집단)	-98.5477 (524)	-402.557 (466)	304.010	67.669	4.493***
	kernel	-97.392 (524)	-451.756 (687)	354.363	50.478	7.020***
	nearest (일대일)	-91.179 (524)	-426.326 (687)	335.1466	65.783	5.09***

\* ( )는 사례수  
\*\*p<.05 \*\*\* p<.01

끝으로 가처분소득에서 소비지출을 뺀 값으로 저축을 측정하였을 때, 국민기초생활보장제도의 저축 효과를 살펴보면, 국민기초생활보장제도는 부채를 줄여주는 효과가 있는 것으로 분석되었다. 하위집단 매칭방법에 의한 nearest neighbor matching 결과, 실험 집단은 소득보다 지출이 많아 평균적으로 2008년 1년간 98.55만원 정도 부채를 갖고, 비교집단은 1년간 402.56만원 정도 부채를 갖는 것으로 나타나, 국민기초생활보장제도는 평균적으로 약 304.01만원 정도 부채를 줄여주는 효과가 있는 것으로 분석되었다. kernel matching이나 일대일 매칭에 의한 nearest neighbor matching의 경우도, 비슷한 결과를 산출한다. 335만원에서 354만원 정도 국민기초생활보장제도가 부채를 줄여주는 효과가 있는 것으로 분석되었다. 이러한 분석결과는 유의수준 .05에서 통계적으로

유의미한 것으로 분석되었다.

이상에서 살펴 본 바와 같이 국민기초생활보장제도의 저축효과는 저축을 어떻게 측정하는가에 따라 다른데, 금융자산의 1년간 변화량이나 순자산의 1년간 변화량으로 저축액을 측정할 때, 국민기초생활보장제도는 수급가구의 저축에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 분석되었다. 저축을 가처분소득에서 소비지출을 뺀 값으로 측정하여 국민기초생활보장제도의 저축효과를 보면, 국민기초생활보장제도는 수급가구의 저축에 영향을 미치지 보다는 단지 부채액을 줄여주는 효과를 갖는 것으로 분석되었다. 다시 말하여, 국민기초생활보장제도의 수급가구들은 소득보다 지출이 많아 국민기초생활보장급여를 수급하면, 수급하지 않는 경우보다 부채만 줄어드는 효과가 있는 것으로 분석되었다. 요컨대 이론적으로 공공부조제도의 자산기준선이나 국민기초생활보장제도의 재산소득 환산제가 수급가구의 저축에 부정적 영향을 미칠 것이라는 주장과는 달리 국민기초생활보장제도는 현재 급여를 수급하고 있는 수급가구에게는 수급하지 않는 경우와 비교하여 저축에 어떠한 영향도 미치지 않거나 또는 부채를 줄여주는 효과를 갖는 것으로 나타났다.

## V. 결론

본 연구는 국민기초생활보장제도가 수급자들의 저축에 미치는 효과를 실증분석을 통해 추정하고, 그 함의를 찾고자 하였다. 분석방법으로 성향점수를 통해 실험집단과 비교집단을 동질성있게 설정함으로써, 정책의 효과를 보다 객관적으로 평가하는 것으로 알려진 성향점수매칭 방법을 사용하였다.

1년간 금융자산의 변화량으로 저축액을 측정하여 분석한 결과, 국민기초생활보장제도는 급여를 수급하지 않는 경우와 비교하여 수급하는 경우 부채액을 51만원에서 61만원 정도 줄여주는 효과가 있는 것으로 분석되었지만, 이러한 결과는 유의수준 .05에서 통계적으로 유의미하지 않았다.

1년간 순자산의 변화량을 종속변수로 하여 국민기초생활보장제도의 저축효과를 분석할 때에도, 국민기초생활보장 수급가구는 비수급가구와 비교하여 의미있는 저축액의 변화를 갖지 못하는 것으로 분석되었다.

2008년 가처분소득에서 소비지출을 제한 값으로 저축액을 측정하여, 국민기초생활보장제도의 저축효과를 분석해 보면, 국민기초생활보장제도는 저축효과보다는 부채를 줄여주는 효과가 있는 것으로 분석되었다. 국민기초생활보장 급여를 수급하는 실험집단이 나 수급기구와 동일한 특성을 가졌지만, 급여를 수급하지 않는 비교집단 모두 소득보다 지출이 많아 부채를 지는데, 국민기초생활보장제도의 급여를 수급하는 실험집단의 부채가 평균적으로 더 적은 것으로 분석되었다.

본 연구의 분석결과는 다음과 같은 함의를 갖는다. 현재 국민기초생활보장제도는 수급자들의 저축동기를 강화하여, 자립을 촉진하는 기능을 수행하고 있지는 못한 것으로 평가된다. 앞의 분석결과를 보듯이 저축을 어떻게 정의하고 측정하든, 국민기초생활보장제도는 수급자들의 저축에 영향을 미치지 않거나 또는 부채를 줄이는 정도의 효과를 갖는 것으로 나타났다. 그 원인은 여러 가지 측면에서 찾을 수 있겠지만, 우선 생각할 수 있는 것은 국민기초생활보장제도의 급여 수준이 낮아, 수급자들이 저축할 정도의 소득 여력이 없거나 또는 빚을 질 수 밖에 없는 상황일 수도 있다(박순일, 2001). 실제로 우리나라의 국민기초생활보장제도와 외국의 공공부조제도 급여수준을 비교한 연구에 의하면, 외국의 공공부조제도에 비해 국민기초생활보장제도의 급여수준이 낮은 것으로 분석되고 있다(손병돈, 2006).

또한 본 연구의 결과는 국민기초생활보장제도가 수급자들의 저축동기를 저하시킨다는 이론적 주장(김태성·손병돈, 2007)이 실증적으로 검증되지 않음을 보여 주는 것이다. 공공부조제도의 자격기준으로 자산기준선이나 재산의 소득환산제를 사용하는 것이 수급자들의 저축동기를 저하시키는 것으로 주장되지만, 본 연구의 결과는 이러한 이론적 주장을 완벽하게 뒷받침하지 못하고 있다.

손병돈은 서울대학교에서 사회복지학 석·박사학위를 받았으며, 현재 평택대학교에서 사회복지학과 교수로 재직 중이다. 주요 관심분야는 빈곤정책, 노인복지정책가족 및 다문화복지이며, 현재 빈곤제도의 개선, 빈곤정책의 효과 평가, 노후 소득보장정책 등을 연구하고 있다.

(E-mail: bdson@ptu.ac.kr)

## 참고문헌

---

- 구인회, 임세희, 문혜진(2010). 국민기초생활보장제도가 근로, 소득, 빈곤에 미친 영향: 이중차이 방법을 이용한 추정. 한국사회학, 44(1), pp.123-148.
- 김교성(2003). 도시근로자가구의 소득원 구성과 분배구조의 변화: 1996-2002. 한국사회복지학, 55, pp.181-204.
- 김안국, 김미숙, 김미란(2004). 직업훈련 정책 평가 계량 모형 연구. 한국직업능력개발원.
- 김태성, 손병돈(2007). 빈곤과 사회복지정책. 서울: 청목.
- 박순일(2001). 한국 사회복지제도의 경제적 효과의 선진국 제도와의 비교분석: 공적부조, 국민연금, 의료보험제도를 중심으로. 한국사회정책, 8(1), pp. 23-69.
- 박찬용, 강석훈, 김태완(2002). 소득분배와 빈곤 동향 및 변화 요인 분석. 한국보건사회연구원.
- 변금선(2005). 국민기초생활보장제도가 노동공급에 미친 효과. 노동정책연구, 5(2), pp. 31-64.
- 보건복지부(2011). 2011년 국민기초생활보장사업안내. 서울: 보건복지부.
- 손병돈(2004). 국민기초생활보장제도의 빈곤완화 효과 분석: 생활보호제도와와의 비교를 중심으로. 사회복지연구, 25, pp.91-116.
- \_\_\_\_\_(2006). 한국과 미국, 영국의 공공부조제도 급여수준 비교. 사회복지연구, 30, pp.243-247.
- 손병돈 외(2008). 사회복지와 인권. 과주: 양서원.
- 안서연(2008). 자활직업훈련 사업의 임금 효과 분석: Propensity Score Matching 방법으로. 사회복지연구, 37, pp.171-197.
- 오지현(2006). 국민기초생활보장제도의 도입이 저소득층의 저축에 미치는 효과 분석: 제도 이론의 적절성을 중심으로, 석사학위논문, 서울대학교, 서울.
- 유경준, 강창희(2010). 직업훈련의 임금효과 분석: '경제활동인구조사'를 중심으로. 한국개발연구, 32(2), pp.27-53.
- 윤성호(2005). 노동빈민의 사회적 배제가 빈곤경험에 미치는 영향. 한국 노동패널조사 제 6차 세미나 자료집.
- 이상은(2004). 국민기초생활보장제도의 노동공급효과. 한국사회복지학, 56(2), pp.71-91.

- 이석원(2003). Propensity Score Matching 방법에 의한 실업자 직업훈련 사업의 효과성 평가. *한국행정학보*, 37(3), pp.181-199.
- 이인재, 권문일, 류진석, 김진구(1999). *사회보장론*. 파주: 나남.
- 이정우(1991). *소득분배론*. 비봉출판사.
- 이태진 외(2005). 저소득층 자산형성지원 프로그램 시행방안. 서울: 한국보건사회연구원.
- 임미화, 정의철(2011). 주택가격 변화가 가구의 저축 및 자산축적에 미치는 영향, *부동산학연구*, 17(1), pp.83-94.
- 장현주(2010). 국민기초생활보장제도의 빈곤감소 효과. *한국정책학회보*, 19(4), pp.299-326.
- 정윤숙(2006). 공적 이전소득이 저소득가구의 저축에 미치는 효과 분석. 석사학위논문, 경제학과, 인하대학교, 인천.
- 최강식(2007). 고용영향 분석평가 방법론 연구. *직업능력개발연구*, 10(3), pp.181-202.
- 홍경준(2002). 공적이전과 사적 이전의 빈곤감소효과 분석: 기초생활보장제도 도입 이후를 중심으로. *한국사회복지학*, 50, pp.253-277.
- Browning, M., Annamaria, L.(1996). Household Saving: Micro Theories and Macro Facts. *Journal of Economic Literature*, 34, pp. 1797-1855.
- Guo, S., Barth, R., Gibbons, C.(2004). *Introduction to Propensity Score Matching: A New Device for Program Evaluation*. Workshop Presented at the Annual Conference of the Society for Social Work Research.
- Guo, S., Fraser, M. W.(2010). *Propensity Score Analysis*. Sage.
- Hurst, E., Ziliak, J. P.(2006). Do Welfare Asset Limits Affect Household Saving? Evidence from Welfare Reform. *the Journal of Human Resources*, 41(1), pp.46-71.
- Neumark, D., Powers, E. T.(1997). *The Effect of Means-tested Income Support for the Elderly on Preretirement Saving: Evidence from the SSI Program in the U.S.*. NBER Working Paper, 6303, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Powers, E. T.(1998). Does Means-testing Welfare Discourage Saving? Evidence from a Change in AFDC Policy in the United States. *Journal of Public*

*Economics*, 68, pp.33-53.

Rosenbaum, P., Rubin, D.(1983). The Central Role of Propensity score in  
Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, 70(1), pp.41-55.

### 부록. 하위집단 매칭 후 균형 달성 검증결과<sup>3)</sup>

부표 1. 하위집단1, 2의 매칭 이후 실험집단과 비교집단의 변수 차이 비교

구분	하위집단1의 평균		t 값	하위집단2의 평균		t 값
	실험집단 (A)	비교집단 (B)		실험집단 (A)	비교집단 (B)	
가구주 연령	82.95	81.4675	0.9083	79.1538	77.2094	1.5651
가구주 연령제곱	6918.35	6679.364	.9440	6320.538	6021.358	1.6117
가구규모	1.9	2.1948	-1.2213	1.7115	1.8378	-.8536
가구주 성	.75	.9220	-2.1935*	.5769	.7229	1.9593*
거주지역: 서울·대도시	.2	.1168	0.9668	.1730	.1351	.6658
거주지역: 군·도농복합군	.65	.7532	-.9233	.5576	.6216	-.8085
가구주학력: 중졸 이하	.7	.7142	-.1243	.8846	.8310	.9149
가구주학력: 전문대졸 이상	.25	.1688	.8263	.0769	.0472	.8034
아동부양여부	0	0	0	0	0	0
사례수	20	77		52	148	

\*p<.05 \*\*p<.01

부표 2. 하위집단3, 4의 매칭 이후 실험집단과 비교집단의 변수 차이 비교

구분	하위집단3의 평균		t 값	하위집단4의 평균		t 값
	실험집단 (A)	비교집단 (B)		실험집단 (A)	비교집단 (B)	
가구주 연령	69.3863	72	-1.6410	67.8173	67.5	.2090
가구주 연령제곱	4957.682	5325.658	-1.8681	4738.683	4691.852	.2538
가구규모	1.9431	1.6392	2.2087*	1.7403	1.7676	-.1986
가구주 성	.5795	.5063	1.1015	.4711	.5070	-.5543
거주지역: 서울·대도시	.1931	.1708	.4358	.3846	.3873	-.0429
거주지역: 군·도농복합군	.5	.4810	.2845	.2115	.2535	-.7641
가구주학력: 중졸 이하	.7840	.8291	-.8659	.8461	.8239	.4601
가구주학력: 전문대졸 이상	.0681	.0506	.5675	.0384	.0563	-.6409
아동부양여부	.0454	.0253	.8513	.0769	.0915	-.4040
사례수	88	158		104	142	

\*p<.05 \*\*p<.01

3) 실험집단과 비교집단간 성향점수 하위집단매칭 후 투입된 변수의 평균값을 비교한 것이다. 하위집단매칭은 전체 표본을 성향점수의 추정치를 기준으로 하위집단을 구분하여, 매칭을 하는데, 본 연구의 경우 6개의 하위집단으로 구분하여 매칭하였다. 매칭 결과는 모든 하위집단에서 균형을 달성한 것으로 검증되었다.

부표 3. 하위집단5, 6의 매칭 이후 실험집단과 비교집단의 변수 차이 비교

구분	하위집단5의 평균		t 값	하위집단6의 평균		t 값
	실험집단 (A)	비교집단 (B)		실험집단 (A)	비교집단 (B)	
가구주 연령	62.5098	64.3707	-1.0582	54.9784	54.7538	.1227
가구주 연령제곱	4038.078	4306.079	-1.3060	3164.518	3155.738	.0439
가구규모	1.7745	1.7640	0.0597	2.1798	2.3384	-.8793
가구주 성	.4705	.3595	1.5533	.3237	.3231	.0094
거주지역: 서울·대도시	.5392	.5730	-.4669	.7410	.7538	-.1951
거주지역: 군·도농복합군	.1470	.0674	1.7602	.0431	.0769	-.9922
가구주학력: 중졸 이하	.8235	.8539	-.5659	.7697	.7538	.2489
가구주학력: 전문대졸 이상	.0196	.0674	-1.6484	.0071	.0307	1.3024
아동부양여부	.16666	.1460	0.3884	.5035	.5076	-.0542
사례수	102	89		139	65	

\*p<.05 \*\*p<.01

# The Effects of National Basic Livelihood Security System on its Recipients' Saving

**Shon, Byong Don**

(Pyeongtaek University)

---

This paper examines how much, if any, the National Basic Livelihood System(NBLSS) increases its recipients' savings, using 3th and 4th wave panel data from KWPS (Korea Welfare Panel Study). To overcome previous study's methodological weaknesses, especially selection bias, I applied matching procedure based on a propensity score matching. Matching process was performed by using STATA software. The major findings are as follows. The first, NBLSS didn't influence NBLSS recipients' financial assets. I found that treatment's group expected financial savings are not lower than control's expected financial savings. The second, NBLSS lessened its recipients' debts. NBLSS recipients's debts are lower than non-recipients' debts.

---

**Keywords:** National Basic Livelihood Security System, Saving Effects, Propensity Score Matching