재정학연구 제 11 권 제 1 호(통권 제96호) 77-107

기초연금 확대가 노인가구의 사적이전소득에 미치는 영향에 관한 연구: 재정패널조사 자료를 이용하여*

이 경 배**

논문초록 본 연구는 2014년 기초연금의 확대가 노인가구의 사적이전소득에 미치는 영향을 가구유형별로 분석하였다. 재정패널 7~9차 자료를 이용하여 빈곤완화효과의 변화를 관찰하였으며 패널토빗모형(Panel Tobit model)을 이용하여 공적이전소득과 사적이전소득 간의 상관관계와 이중차이매칭(difference-in-differences matching) 방법을 이용하여 기초연금 확대로 인한 사적이전소득의 평균적 차이를 추정하였다. 분석결과, 전반적으로 사적이전소득은 가구주의 연령이 높고 여성이며 가구원수가 적을수록 높았다. 빈곤완화효과 변화추이와 동일하게 노인단독가구에서는 공적이전소득과의 구축관계가 있었지만 다른 가구유형에서는 구축관계에 대한 증거는 찾을 수 없었다. 비록 노인단독가구에서 구축효과가 있었으나, 한계효과가 1보다 작기 때문에 공적이전의 확대는 여전히 빈곤해소에 효과가 있는 것으로 나타났다.

핵심 주제어: 기초연금, 노인빈곤, 사적이전소득, 공적이전소득, 구축효과
JEL 주제분류: H31, H53, J14

논문투고일: 2017. 12. 19. 심사완료일: 2018. 1. 8. 게재확정일: 2018. 2. 13.

* 본 연구는 저자 개인의 의견이며 저자의 소속기관과는 관련이 없습니다. 본 연구는 한국조세재정연구원이 개최한 '2017 재정패널 학술대회 및 대학원생 논문경진대회'에서 발표한 원고를 수정·보완한 것입니다. 본 연구가 진행되는 동안 아낌없는 조언을 주신 토론자와 두 분의 심사위원께 감사를 드립니다.

** 한국개발연구원 공공투자관리센터 전문연구원, e-mail: kbyi@kdi.re.kr

Ⅰ. 서 론

기초연금 급여는 2016년 기준으로 10조 2,896억원(국비 7조 8,497억원, 지방비 2조 4,399억원)의 예산이 투입되고 있는데 이는 7대 사회복지 예산 중 가장 많은 재원이 투입되는 복지사업이며(보건복지부, 2016) 그 규모는 더욱 커질 것으로 예상된다. 현 정부에서는 100대 국정과제 중 하나로 기초연금액을 2018년 25만원, 2021년 30만원으로 인상하겠다는 계획을 발표하였다.[1)]

노인빈곤을 해소하기 위한 정부정책의 효과를 예측하기 위해서는 사적이전소득과의 상호작용을 파악하는 것이 중요하다. 우리나라는 전통적으로 자녀가 노부모에 대한 생활비, 용돈의 형태로 지급하는 사적이전소득이 노인빈곤을 해소하는데 중요한 역할을 해왔다. 이상붕(2016)에 따르면 미국, 영국은 사적이전소득이 빈곤율에 거의 영향을 미치지 못하지만 우리나라는 사적이전소득의 빈곤완화효과가 사회보험이나 공적부조와 거의 효과가 비슷한 수준으로 나타났다.[2)] 사적이전소득이 총소득에서 차지하는 비중은 재정패널자료에서도 높은 것으로 나타났다. 상대적으로 가구빈곤율이 높은 노인단독[3)]가구의 사적이전소득은 2013년 기준으로 연간 266만원으로 총소득의 32.7%를 차지하였고 기초(노령)연금이 포함된 정부지원현금액과 국민기초생활보장급여를 합한 공적이전소득은 연간 가구당 약 184만원으로 전체가구소득의 22.6%를 차지하고 있어 사적이전소득이 차지하는 비율이 훨씬 높은 것으로 나타났다. 노인부부로 구성된 가구도 같은 해에 사적이전소득은 총소득의 13.1%, 공적이전소득은 7.6%를 차지하고 있었다. 노인가구소득에서 사적이전소득이 차지하는 비율이 높기 때문에 기초연금제도

1) 국정운영 5개년 계획(국정기획자문위원회, 2017.7)을 보면, 43번 '고령사회 대비, 건강하고 품위 있는 노후생활보장'에서 노후소득 보장 강화의 일환으로 기초연금액 상향지급 목표를 제시하였다.

2) 이상붕(2016)을 보면 한국, 미국, 영국의 2009년 패널자료를 이용하여 분석한 결과, 미국과 영국의 노인가구에 대해 사적이전소득의 빈곤완화효과는 0에 가까우나 우리나라의 경우 사회보험소득은 4.32%p, 공적이전소득과 사적이전소득은 각각 5.17%p와 4.79%p로 빈곤완화효과가 있는 것으로 나타났다.

3) 본 연구에서는 65세 이상 노인 1인가구를 의미하는데, 일부 연구에서는 노인독거가구라고 명명하기도 한다.

확대의 효과를 예측하기 위해서는 사전이전소득과의 관계를 정확히 파악하는 것이 중요하다.

정부는 2014년 7월을 기점으로 기존에 매월 약 10만원 지급하던 기초노령연금을 기초연금으로 명칭을 바꾸고 매월 20만원 수준으로 증가시켰다. 제도의 변화로 노인가구의 소득구성에도 변화가 있었다. 9차 재정패널(2015년 소득기준)을 이용하여 산출한 결과, 노인단독가구의 기초연금 수령액은 2013년 연평균 95만원에서 2015년 199만원으로 증가하여 공적부조가 총소득에서 차지하는 비율은 30.0%로 증가하였으나 사적이전소득이 차지하는 비율은 27.9%로 하락하였다. 노인부부가구도 2015년 공적이전소득이 10.8%로 3.2%p 증가하였으나 사적이전소득이 차지하는 비율은 11.5%로 1.6%p 감소하였다.

기초연금 수령액의 증가로 노인가구의 공적이전소득 비중은 증가하고 사적이전소득 비중은 감소하였다. 그러나 비중의 증감만으로 구축효과를 통해서 기초연금액의 증가가 사적이전소득의 감소를 발생시켰는지는 단언할 수는 없다. 또한 기존 연구를 보았을 때 시기에 따라 구축관계가 변화하고 있는 것으로 보인다. 2010년 이전 국내 연구에서는 사적이전소득과 공적이전소득 간의 구축효과가 있다는 것이 지배적이었으나 최근의 연구에서는 두 소득 간에 상호작용이 기존과 다르게 변화하고 있는 것으로 보고되고 있다. 최근 들어서 사적이전소득과 공적이전소득 간에 구축하는 관계, 즉 둘 사이에 음의 관계가 약해지거나 오히려 양의 관계로 점차 전환되고 있거나(전승훈 외, 2011), 사적이전소득과 공적이전소득 간의 구축관계가 성립하지 않는다는 결과가 제시되고 있다(이석민 외[4], 2015; 이승호 외, 2016).

이에 본 연구는 최근 재정패널자료를 이용하여 기초연금제도의 확대가 노인가구의 빈곤과 빈곤완화효과의 변화에 미치는 영향을 관찰하고 사적이전소득과 공적이전소득 간의 관계를 추정하여 기초연금의 확대 이후 사적이전소득이 구축되었는지를 확인하고자 한다. 연구는 두 가지 과정을 통해서 이루어진다. 우선 연도별 재정패널자료를 이용하여 절대적 가구빈곤율을 산정하고 제도도입 이전과

4) 이석민 외(2015)는 국민기초생활보장장기수급자에 대한 문제를 파악하기 위해 절대빈곤층의 공적이전소득과 근로소득, 사적이전소득에 미치는 영향에 대해서 연구하였다.

이후의 빈곤율의 변화와 기초(노령)연금과 국민기초생활보장급여와 같은 공적이전소득과 사적이전소득의 포함 여부에 따른 가구빈곤율의 차이를 관찰하여 빈곤완화효과에 변화가 있는지를 파악한다. 다음으로 같은 자료를 이용하여 사적이전소득 자료가 좌측 중도절단되어 있다는 점을 고려하고 관찰되지 않은 가구특성을 통제하기 위해 패널토빗모형을 이용하여 공적이전소득과 사적이전소득 간의 상관관계를 추정하였다. 보완적으로 이정화 외(2014)와 이승호 외(2016) 연구와 같이 기초(노령)연금의 수령여부와 기초연금이 증가한 2014년 전후를 더미변수로 도입한 이중차이분석(Difference in Difference, 이하 DID)을 실시하여 기초연금의 확대가 사적이전소득의 평균적인 수준에 어떤 영향을 미쳤는지를 추정한다. 이때 실험집단과 비교집단의 특성 차이로 인한 선택편의(selection bias) 문제를 해결하기 위해 성향점수매칭(propensity score matching, 이하 PSM)이 반영된 DID[5]를 이용하였다.

본 연구에 사용된 재정패널자료는 기초연금이 확대된 이후인 2015년 소득자료를 포함하고 있어 제도변화의 전후를 비교할 수 있다는 장점이 있다. 재정패널은 1~9차년도까지 유효 원표본유지율이 79.5%이며 본 연구의 대상이 되는 7~9차년도에는 79.7~79.5%를 유지하고 있었다. 또한 소득이 있는 가구원의 소득공제 내역을 조사하고 있기 때문에 소득변수에 신뢰성이 높다는 것도 장점이다.

본 연구는 다음과 같이 구성하였다. 제Ⅱ장에서는 선행연구와 제도의 주요 내용을 파악하고 제Ⅲ장에서는 재정패널(7~9차)을 이용하여 노인가구의 빈곤율과 빈곤완화효과를 관찰한다. 제Ⅳ장에서는 같은 자료로 실증분석을 실시하여 기초연금을 포함한 공적이전소득과 사적이전소득과의 상관관계를 추정한다. 제Ⅴ장에서는 연구결과를 요약하고 정책적 함의를 제시한다.

5) 선택편의가 예상되는 표본을 이용하여 정책의 효과를 추정할 때 사용되는 모형으로 이중차이매칭(difference-in-differences matching, 이하 DDM)으로도 명명하고 있다.

Ⅱ. 선행연구 및 제도의 주요 내용

1. 선행연구

공적이전소득과 사적이전소득의 구축관계는 가족 간 소득이전의 동기에 따라 다르게 나타날 수 있다. 우선 이타적 동기는 Becker(1974)에 의해서 발전되었는데, 가족구성원은 자신의 소득을 극대화하기 보다는 소득이전을 통해서 다른 구성원의 효용까지도 감안하는 방향으로 행동한다는 것이다. 교환적 동기는 가족 구성원 간의 소득이전은 다른 구성원으로부터 받는 일종의 서비스에 대한 대가로 발생하며 Bernheim et al. (1985) 이후 많은 연구가 이루어지고 있다. 아직도 어떤 동기가 더 잘 설명할 수 있는지에 대해서 합의는 이루어지고 있지 않은 것으로 보이며 실증분석결과도 연구자, 국가, 사용된 자료에 따라 다른 결과를 나타내고 있다.[6] 논의를 정리하면 전승훈 외(2012)에서 제시한 바와 같이 이타적 동기에 의해 소득이전이 발생할 경우 공적이전소득의 증가는 전체 가족의 소득안정을 도모하기 위해 구축효과가 발생하며 교환적 동기가 적용될 경우에는 소득이전은 유산, 자녀육아 등 물질적 심리적 혜택의 대가로 이루어지기 때문에 공적이전소득이 증가하더라도 구축효과는 발생하지 않는다.

국내에서도 공적이전소득과 사적이전소득 간의 구축관계에 대한 연구가 진행되어 왔다. 선행연구 중 강성진 외(2005), 김희삼(2008)은 우리나라는 공적이전소득의 사적이전소득에 대한 유의한 구축효과가 있다는 결과를 보였다. 강성진 외(2005)는 1995~1998년의 한국가구경제패널조사(KHPS)와 1999~2003년의 한국노동패널조사(KLIPS)를 이용하여 외환위기전후의 한국가구의 사적이전의 동기가 이타적인 동기에 의해 주도되었고 동시에 공적이전에 의한 구축효과가 강하

6) Laferrère and Wolff(2004)는 기본적으로 교환적 동기를 지지하고 있으나, 가족 간 소득이전의 동기에 대한 기존 연구의 주요 가정과 모형, 실증분석 결과와의 관계를 정리하여 제시하고 있다. 해당 연구를 보면 기존의 실증분석 결과와 모델, 소득이전의 동기가 국가별, 연구자별로 다양하다는 것을 알 수 있는데, Dunn(1997), McGarry and Schoeni (1995, 1997), Schoeni(1997), Sloan et al. (2002) 등은 이타적 동기를 지지하였으며, Cox(1987, 1990), Cox and Rank(1992) 등의 연구는 교환적 동기이론을 지지하였다.

게 나타난다는 결과를 보여주었다. 김희삼(2008)에 따르면 한국노동패널(KLIPS) 자료 제4~8차(2001~2005년)를 이용하여 분석한 결과, 사적이전이 공적이전보다 빈곤완화효과가 크지만 외환위기 이후 공적이전의 비중이 대폭 증가하였으며 국민기초생활보장급여 등 공공부조 수급은 사적이전을 상당히 구축하는 것으로 나타났다.

반면, 2010년대 연구에서는 공적이전소득과 사적이전소득 간 구축효과에 변화가 있는 것으로 나타났다. 전승훈 외(2011)에 따르면 가계동향조사 1990~2010년까지의 자료를 이용하여 장기적인 분석을 한 결과, 공적이전소득에 대한 사적이전소득의 탄력성은 1990년대 중반까지는 음의 값을 갖지만 이후 점차 양의 탄력성과 음의 탄력성이 교차로 추정되다가 2004년 이후에는 사적이전소득의 공적이전소득 탄력성이 양의 값으로 추정되는 등 과거에 비해 최근에는 점차 구축효과가 약화되고 있다는 것을 보였다. 이석민 외(2015)는 연립방정식을 구축하여 절대빈곤층의 공적이전소득과 근로소득, 사적이전소득과의 상호 영향관계에 대해서 연구하였다. 해당 연구에서는 공적이전소득의 증가로 인해 근로소득과 사적이전소득이 감소하는 구축효과가 나타났다는 것과 달리 절대빈곤층에서는 공적이전소득이 근로소득과 사적이전소득을 구축하지 못하는 것으로 나타났다.

2014년 기초연금확대로 인해 그 효과에 대한 연구들이 이루어지고 있다. 이정화 외(2014)는 기초연금의 수급효과를 한국복지패널의 제7차 자료(2012년)와 제8차 자료(2013년)를 이용하여 검증하였다. 기초연금이 시행되기 전(t=0)과 후(t=1)에, 연금액을 수급하는 노인집단(실험집단)과 수급하지 않는 집단(비교집단) 간에 발생하는 소득의 변화 및 차이를 비교했는데 이중차이분석(DID)을 이용하여 기초연금 수급으로 인하여 실험집단(확대 후)과 비교집단(확대 전) 간의 월소득이 9.67만원 증가한다는 결과를 제시하였다. 임완섭(2016)은 2013~2015년 가계동향조사 원자료를 이용하여 기초연금의 포함여부에 따른 빈곤율의 격차를 통해서 기초연금의 빈곤감소효과를 추정하였다. 최저생계비 기준 절대적 노인빈곤율이 10.0%p 감소하는 것을 보여주었다. 이승호 외(2016)는 기초연금 확대가 이루어진 2017년 7월을 기점으로 가계동향조사의 월간 자료를 이용하여 제도 확대 이전(4~6월)과 이후(9~12월)를 연결하여 제도의 효과를 추정하였다.

기초연금의 확대로 노인의 총소득이 증가하였고 과거의 연구와 달리 현금급여의 증가로 인해 노인가구의 사적이전소득이 감소하는 효과는 나타나지 않았다.

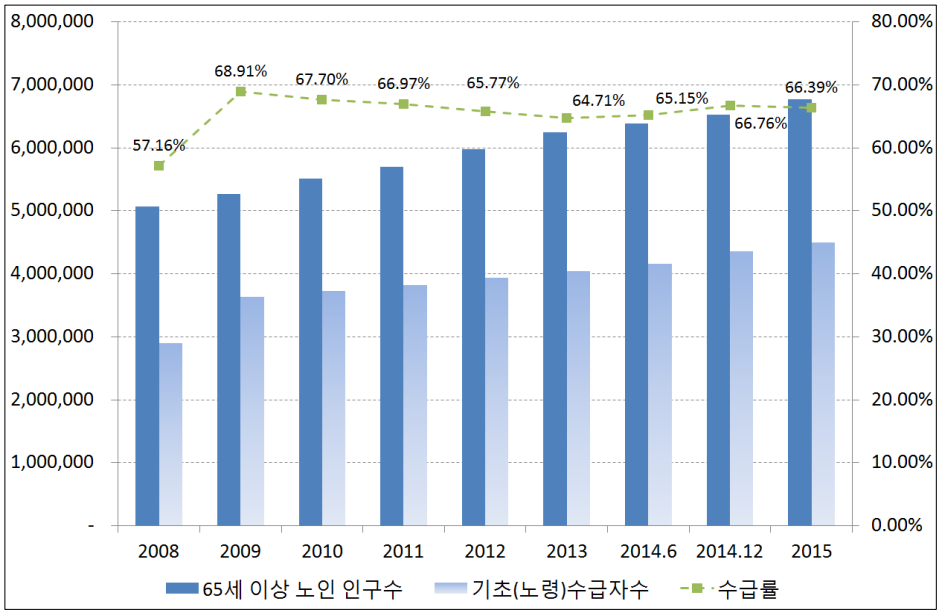
국내 선행연구를 보았을 때, 2000년대 중후반까지는 구축관계가 있다는 의견이 지배적이었으나 2010년 이후에 공적이전소득과 사적이전소득 간의 관계가 유의하지 않거나 계층에 따라 차이가 있는 것으로 나타났다. 기초연금제도의 확대 효과를 측정하고자 하는 연구가 최근에 있었는데, 제도시행 이전의 자료를 사용하거나 2014년 자료만을 사용하여 제도의 효과를 충분히 반영했다고 보기 어렵다. 노인빈곤과 빈곤완화효과에 대한 연구도 미시실증분석과 결합되지 않아 빈곤율과 완화효과의 변동원인을 설명하기 어렵다는 한계가 있다.

2. 기초(노령)연금[7] 제도의 주요 내용

기초노령연금제도는 생활이 어려운 노인에게 연금을 지급함으로써 노인의 생활안전을 지원하고 노후 소득보장 사각지대를 해소하기 위한 목적으로 2008년 1년부터 시행되었다. 기초노령연금은 1991년에 도입된 노령수당, 1998년에 도입된 경로연금의 연장선으로 볼 수 있다(윤성주, 2014). 기초연금은 2014년 5월에 「기초연금법」이 제정되면서 시작되었다. 「기초연금법」 제3조 제2항에 따라 보건복지부장관은 선정기준액을 통해 65세 이상인 사람 중 70%가 수급 받을 수 있도록 하고 있다. 수급률은 65세 이상 노인인구 중 기초노령연금수급자의 비율을 의미하는데, 다음 〈그림 1〉에서 보듯이 2008년에 57.16%, 2009년에 68.91%를 보인 이후에 하락하는 추세를 보이다가 기초노령연금의 도입된 이후 반등했다가 2015년에는 66.39%를 기록하였다.

7) 2008년 1월~2017년 6월까지는 기초노령연금, 2014년 7월부터 시작한 제도는 기초연금 제도로 시행하고 있다. 두 제도를 모두 포괄하여 기술할 필요가 있는 경우 기초(노령)연금으로 표기하였다.

〈그림 1〉 기초(노령)연금 수급자수(왼쪽) 및 수급률(오른쪽)



주: 보건복지부의 '보건복지 통계로 보는 사회보장'(2016)과 '통계로 본 2014년 기초연금'(2015)의 내용을 인용하여 작성함.

기초노령연금[8]은 소득인정액이 선정기준액보다 작거나 같을 때 지급되는데, 2013년 4월에서 2014년 3월까지 단독가구[9]의 선정 기준액은 83만원, 부부가구[10]는 132.8만원이었으며 같은 기간 노인 단독가구와 노인 부부가구 중 1인 수급일 경우의 최대 연금액은 97,100원이었으며 노인 부부가구 2인 수급은 최대 155,400원이었다. 다음 〈표 1〉에서 보듯이 기준연금액은 2014년을 기점으로 약 2배 정도 증가하였으며 선정기준액도 노인단독과 노인부부 모두 12% 증가하였다.

8) 기초노령연금에 대한 내용은 '기초노령연금사업안내'(보건복지부, 2013)에서 인용하였다.
9) 노인단독은 신청인이 만 65세 이상 노인으로 배우자가 없는 경우를 의미한다.
10) 노인부부가구는 신청인이 만 65세 이상 노인으로 배우자(배우자의 연령은 무관)가 있는 경우를 의미한다.

〈표 1〉 기초(노령)연금의 기준연금액과 선정기준액 변화

	기초노령연금(2013년 4월~2014년 3월 기준)	기초연금(2015년 기준)
기준연금액	- 노인단독: 97,100원 - 부부가구: 155,400원	- 노인단독: 200,000원 - 부부가구: 320,000원*
선정기준액	- 노인단독: 83만원 - 노인부부: 132.8만원	- 노인단독: 93만원 - 노인부부: 148.8만원

주: * 부부가 모두 기초연금을 받을 때는 산정된 기초연금액의 20%를 감액함.
자료: 보건복지부의 홈페이지, 기초노령연금사업안내(2013), 보건복지부고시 제2014-228호의 내용을 재구성함.

보건복지부 보도자료(2014. 7. 24)에 따르면 다음 〈표 2〉와 같이 2014년 7월을 기준으로 수급자 전체의 93.1%가 기초연금 급여액의 최대치를 받고 있으며 국민연금 수급권자 중 83.4%도 최대 급여액을 수급하고 있었다.

〈표 2〉 수급자 유형별 기초연금 급여액 분포

수급자 유형	기초연금 급여액		
	20(16)만원	10(8)~20(16)만원	2~10(8)만원
무연금자 〔2,909천명 71.0%〕	2,824천명 (97.1%)	63천명 (2.2%)	22천명 (0.7%)
국민연금 수급권자 〔1,191천명 29.0%〕	993천명 (83.4%)	171천명 (14.3%)	27천명 (2.2%)
합계 〔4,100천명〕	3,817천명 (93.1%)	234천명 (5.7%)	49천명 (1.2%)

주: 기초연금 급여액의 괄호는 부부가구 기준을 의미함.
자료: 보건복지부 보도자료(2014. 7. 24)를 인용함.

다음 〈표 3〉은 기초연금의 연도별 예산지출 현황을 나타낸 것이다. 2011년부터 기초(노령)연금의 재정지출은 지속적으로 증가하고 있는 추세인데, 기초(노령)연금의 연금액이 상승한 2014년과 2015년에 지출규모가 급격하게 증가하였다. 2011년 약 3조 8천억원이었으나 2015년부터는 10조원을 상회하고 있다. 〈그림 1〉과 연계해보면 연간 기초연금 수급자 1인당 재정지출액은 2011년 99만원에서 2012년 101만원, 2013년 105만원으로 증가추세를 보이다가 2014년에는 169.7만원, 2015년에는 222.6만원(1개월 당 18.55만원)으로 증가하였다.

〈표 3〉 연도별 기초연금 재정지출 현황

(단위: 억원)

	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
국비	28,223	29,636	32,072	51,771	75,634	78,497	80,762
지방비	9,681	10,089	10,713	17,229	24,456	24,399	24,699
합 계	37,904	39,725	42,785	69,000	100,090	102,896	105,461

자료: 보건복지부와 국회예산정책처 재정통계에서 발췌함.

Ⅲ. 노인가구의 빈곤율과 빈곤완화효과

1. 분석 방법

이번 장에서는 재정패널을 이용하여 기초(노령)연금제도의 변화 이전과 이후, 빈곤율과 빈곤완화에 어떤 변화가 있었는지를 관찰한다. 본 연구에서는 보건복지부가 고시하는 최저생계비를 도입하여 각 연도의 가구원수별 최저생계비의 50% 이하를 기준선으로 설정하여 절대적 가구빈곤율을 통해 실태와 빈곤완화효과를 관찰하였다.

가구를 유형별로 세분화하여 살펴보기 위해서는 가구유형을 구분할 필요가 있다. 임완섭(2016)을 참고하여 가구유형을 다음 〈표 4〉와 같이 크게 노인단독가구, 노인부부가구, 기타(노인가구주, 비노인가구주)로 정의하였다. 본 연구에서는 가구유형 중 빈곤의 정도가 심한 노인단독가구와 노인부부가구를 중심으로 살펴보았다.

〈표 4〉 노인가구의 유형별 정의

유형		정 의
노인단독가구		가구원이 1명이면서 65세 이상인 가구
노인부부가구		가구원 2명인 부부가구로서 적어도 1명이 65세 이상인 경우
기타	노인가구주가구	노인부부가구를 제외한 노인이 가구주이면서 동거인이 있는 가구
	비노인가구주가구	노인단독, 노인부부가구를 제외하고 가구주가 노인이 아닌 모든 가구

자료: 임완섭(2016)을 참고하여 재구성함.

본 연구에서는 재정패널 7차(2014년)에서 9차(2016년)[11]까지의 자료를 사용하였다. 재정패널은 4차(2011년) 이후부터 기초(노령)연금을 포함한 정부지원 현금 소득에 대한 조사를 일관적으로 시행하였으며 기초연금제도는 2014년 7월부터 시행되었기 때문에 제도의 변화 이전(2013년)과 이후(2015년)를 비교할 수 있다. 다음 〈표 5〉는 앞선 〈표 4〉에서 정의한 유형의 가구수를 나타낸 것이다. 전체가구 중 노인단독가구는 약 8~8.6%, 노인부부가구는 약 10~11%를 차지하고 있다.

〈표 5〉 연도별 유형별 가구수

차수 (조사연도)	전체가구	노인단독가구	노인부부가구	노인가구주가구	비노인가구주가구
7차 (2014)	4,670	372	487	282	3,529
	100.0%	8.0%	10.4%	6.0%	75.6%
8차 (2015)	4,677	396	521	277	3,483
	100.0%	8.5%	11.1%	5.9%	74.5%
9차 (2016)	4,680	403	534	275	3,468
	100.0%	8.6%	11.4%	5.9%	74.1%

빈곤율의 변화를 통해서 기초연금의 효과를 측정하기 위해서는 일정한 정의에 따라 소득을 구분해야 한다. 본 연구에서는 임완섭(2015, 2016)을 참고하여 다음 〈표 6〉과 같이 가구의 시장소득1, 시장소득2, 기준소득, 경상소득, 총소득으로 구분하였다. 해당 연구에서는 시장소득은 근로소득, 순사업소득, 재산소득, 사적이전소득의 합으로 구성하였는데, 사적이전소득이 빈곤율에 미치는 영향에 대해서도 분석하기 위해서 사전이전소득의 포함여부에 따라서 시장소득1(사적이전소득 미포함)과 시장소득2(사적이전소득 포함)로 구분하였다.[12] 본 연구에서 공적이전소득을 기초연금이 포함된 정부지원현금소득과 가구단위로 지급하는 국

11) 재정패널자료의 연도와 차수를 해석하는데 주의해야 한다. 예를 들어, 9차년도 자료는 조사연도가 2016년이고 소득과 자산은 2015년 기준으로 작성된 것이다.

12) 손병돈(1999)에서도 1996년, 1997년, 1998년 도시가계조사 원자료, 실업가구조사 원자료를 분석자료로 이용하여 빈곤율의 변화를 빈곤완화효과로 정의하고 사적이전소득의 유무에 따른 빈곤율의 변화를 관찰하였다.

민기초생활보장급여의 합으로 정의하였다.

〈표 6〉 소득유형별 정의

유형	정 의						
시장소득1	근로소득	사업소득	재산소득				
시장소득2	시장소득1			사적이전소득			
기준소득	시장소득2				정부지원 현금소득 (기초연금 제외), 국민기초생활 보장급여		
경상소득	기준소득					기초연금	
총소득	경상소득						사회보험금 민간보험금 기타소득

2. 소득의 기초통계량

앞서 정의한 소득유형에 따라 전체가구, 노인단독가구, 노인부부가구 소득의 기초통계량은 다음 〈표 7〉[13]과 같다. 가구총소득은 모든 가구유형에서 증가하는 추세를 보이고 있으나 증가폭은 가구유형에 따라서 다르다. 전체가구의 총소득 평균은 2013년 대비 2014년에 274만원이 증가하였으나 2015년에는 전년 대비 135만원이 증가하는데 그쳤다. 노인단독가구는 2013년 대비 2014년에 가구총소득이 49만원 증가하였으나 2015년에는 108만원이 증가하였다. 노인부부가구는 전년 대비 2014년에는 173만원, 2015년에는 163만원으로 증가폭이 거의 유사하였다. 전체가구는 증가폭이 감소하는 추세를 보였으나 노인단독가구는 증가폭이 오히려 증가하였고 노인부부가구는 분석기간 동안 매년 유사한 수준으로 증가하였다.

13) 이때 모든 소득은 해당 가구의 연간소득을 기준으로 작성되었으며, 관측수(가구)는 〈표 5〉와 동일하다. 가구원수별 최저생계비를 적용하여 절대적 가구빈곤율을 계산하기 위해 소비자물가지수와 가구균등화지수는 반영하지 않은 금액이다.

〈표 7〉 전체, 노인단독, 노인부부가구의 소득유형별 기초통계량(7~9차)

(단위: 연간, 만원)

차수	소득유형	전체가구		노인단독가구		노인부부가구	
		평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
7차	시장소득1	3,933	3,792	231	588	1,163	2,255
	시장소득2	4,032	3,740	497	600	1,445	2,259
	사적이전	99	334	266	301	283	485
	기준소득	4,069	3,720	586	615	1,521	2,254
	기초연금을 제외한 정부지원현금	23	188	21	129	67	234
	국민기초생활보장	15	91	68	152	9	67
	경상소득	4,097	3,703	681	603	1,609	2,235
	기초(노령)연금 수령액	27	56	95	41	88	84
	가구총소득	4,430	3,825	814	897	2,165	2,554
8차	시장소득1	4,066	3,953	239	547	1,185	1,695
	시장소득2	4,164	3,897	506	589	1,454	1,646
	사적이전	98	329	267	328	268	429
	기준소득	4,203	3,880	599	607	1,560	1,735
	기초연금을 제외한 정부지원현금	26	239	32	184	101	604
	국민기초생활보장	14	85	61	138	6	54
	경상소득	4,248	3,853	748	584	1,702	1,693
	기초(노령)연금 수령액	45	92	150	68	142	138
	가구총소득	4,704	6,241	863	759	2,338	2,242
9차	시장소득1	4,248	4,072	250	476	1,305	2,195
	시장소득2	4,356	4,021	521	493	1,593	2,155
	사적이전	108	440	271	311	288	485
	기준소득	4,398	3,999	612	492	1,690	2,155
	기초연금을 제외한 정부지원현금	27	197	32	183	88	289
	국민기초생활보장	15	89	60	139	9	62
	경상소득	4,455	3,962	811	458	1,862	2,111
	기초(노령)연금 수령액	57	117	199	88	172	176
	가구총소득	4,839	4,187	971	841	2,501	2,467

기초(노령)연금 수령액은 연금액의 증가로 인해 2013년 대비 2014년과 2015년에 모두 증가하는 추세를 보였는데, 노인단독가구와 노인부부가구의 증가폭은 가구전체 평균보다 높았다. 노인단독가구의 2013년 수령액은 95만원이었으나 2014년에는 55만원이 늘어나 150만원으로 증가하였으며 2015년에는 2013년 대

비 104만원이 증가한 199만원으로 나타났다. 노인부부가구의 경우에는 2014년에는 2013년 대비 54만원이 증가하였고, 2015년에는 2013년 대비 84만원이 증가하였다. 이를 보았을 때, 재정패널자료에는 기초(노령)연금제도의 변화가 반영된 것으로 파악할 수 있다.

사적이전소득은 가구 유형에 따라 다른 추이를 보이고 있다. 전체가구와 노인단독가구의 사적이전소득은 2013년 대비 2014년의 평균 금액의 변화가 거의 없으나 노인부부가구의 경우 약 15만원이 감소하였다. 그러나 2015년에는 2014년 대비 전체가구는 10만원, 노인단독가구는 4만원, 노인부부가구는 20만원이 증가하였다.

한편 2015년 가구 총소득을 보았을 때, 노인부부가구 1인당 소득은 약 1,250만원이므로 노인단독가구의 총소득은 노인부부가구에 비해 낮은 것을 볼 수 있다. 시장소득 1, 2, 기준소득, 경상소득도 노인부부가구가 1인당 소득으로 환산하더라도 노인단독가구에 비해 높았다. 그러나 1인당 사적이전소득, 국민기초생활보장, 기초(노령)연금수령액은 노인부부가구의 1인당 금액보다 노인단독가구의 금액이 높은 것으로 나타났다.[14] 이는 노인단독가구가 노인부부가구에 비해 이전소득에 좀 더 의존적인 것으로 해석할 수 있다.

3. 빈곤율과 빈곤완화효과 산정결과

본 절에서는 앞서 가정한 가구와 소득유형에 따라 각 연도별로 빈곤율을 산정하고 기초(노령)연금과 사적이전소득의 빈곤완화효과를 관찰하였다. 다음 〈표 8〉은 보건복지부에서 고시하는 최저생계비의 50%를 기준으로 절대적 가구빈곤율을 산정한 것이다. 2013년 총소득에 대한 빈곤율은 노인단독, 노인부부, 노인가구주, 비노인가구주 가구의 순으로 높은 것으로 나타났다. 전체가구의 절대적 빈곤율은 2013년 대비 2015년에 0.927%p 감소한 것으로 나타났으며 같은 기간 노인단독가구는 4.26%p, 노인부부가구는 4.69%p 감소한 것으로 나타났다. 상

14) 노인부부가구의 가구원은 2명이므로 이때 제시한 1인당 소득은 2로 나눈 금액이다. 1인당 소득과 수급액의 비교는 가구균등화 지수인 $\sqrt{2}$로 나누었을 때도 동일하게 나타났다.

대적으로 노인가구주와 비노인가구주의 빈곤율은 0.538%p와 0.141%p 감소하여 다른 가구유형에 비해 감소폭이 적은 것으로 나타났다.

노인단독가구와 노인부부가구의 경상소득 빈곤율의 증감은 같은 기간동안 기초연금 수령액의 증가정도와는 다르게 나타났다. 노인단독가구의 경상소득 빈곤율은 2013년 대비 2014년에 1.465%p가 감소하고 2014년 대비 2015년에는 4.717%p가 감소하였는데, 기초연금 수령액이 같은 기간 동안 유사한 수준으로 증가(전년 대비 55만원, 49만원 증가)하였다. 노인부부가구는 기초(노령)연금 수령액이 전년 대비 2014년과 2015년에 각각 54만원, 34만원이 증가했으나 경상소득 빈곤율은 같은 기간 동안 6.701%p, 0.519%p가 감소하였다.

〈표 8〉 연도별, 가구유형별의 절대적 빈곤율

연도 (차수)	소득구분	전체가구	노인단독	노인부부	노인가구주	비노인 가구주
2013 (7차)	시장소득1	16.531	79.301	46.817	29.433	4.704
	시장소득2	11.071	44.624	31.211	24.113	3.712
	기준소득	8.672	30.376	26.694	18.085	3.145
	경상소득	6.617	15.860	20.329	14.539	3.117
	총소득	3.555	10.215	8.624	7.447	1.842
2014 (8차)	시장소득1	17.019	79.293	47.793	26.715	4.565
	시장소득2	11.738	51.768	30.326	22.744	3.531
	기준소득	10.071	45.202	26.679	17.329	3.015
	경상소득	5.559	14.394	13.628	11.552	2.871
	총소득	3.186	9.091	4.990	5.776	2.038
2015 (9차)	시장소득1	16.624	76.179	46.255	25.091	4.469
	시장소득2	11.453	46.898	31.648	20.000	3.547
	기준소득	9.615	39.702	27.903	15.636	2.826
	경상소득	4.915	9.677	13.109	9.818	2.710
	총소득	2.628	5.955	3.933	6.909	1.701

다음 〈표 9〉는 앞서 추정한 빈곤율을 이용하여 산정한 빈곤완화효과를 나타낸다. 빈곤완화효과는 소득유형에 따른 빈곤율 격차로 정의한다. 예를 들어, 2013년 전체가구의 기준소득 가구빈곤율은 8.672%이고 경상소득 가구빈곤율은

6.617%이며 두 소득은 기초(노령)연금의 포함유무만 다르므로 기초(노령)연금을 통한 빈곤완화효과는 2.055%p가 있다고 해석할 수 있다.

제도변화 이전과 이후를 비교하기 위해 2013년과 2015년을 중심으로 비교하였다. 사적이전소득의 빈곤완화효과(시장소득2와 시장소득1의 빈곤율 차이)는 전반적으로 제도변화 이후에 감소한 것으로 나타났다. 그 중에서도 노인단독가구의 빈곤완화효과는 5.396%p 감소하여 다른 가구가 1%p 미만으로 감소한 것에 비해 감소폭이 큰 것으로 나타났다. 국민기초생활보장급여를 포함하고 기초연금이 제외된 공적이전소득의 빈곤완화효과도 노인단독가구에서 2013년 대비 2015년에 7.052%p가 감소하여 다른 유형의 가구에 비해 감소폭이 큰 것으로 나타났다.

기초연금의 빈곤완화효과는 모든 가구에서 제도확대로 인해 효과가 개선된 것으로 나타났는데, 노인단독가구는 15.509%p, 노인부부가구는 8.429%p로 2013년 대비 빈곤완화효과 개선이 있는 것으로 나타나 다른 유형의 가구에 비해서 개선의 정도가 큰 것으로 나타났다. 사회보험, 민간보험, 기타소득에 의한 빈곤완화효과는 모든 유형의 가구에서 감소한 것으로 나타났다. 그 중에서도 노인가구주 가구가 4.183%p로 효과의 감소폭이 가장 컸으며 노인단독가구도 1.923%p가 감소하였으며 노인부부가구도 2.529%p가 감소하였다.

노인단독가구는 기초연금의 빈곤완화효과가 2013년 대비 2015년에 15.509%p 증가(개선)되었음에도 불구하고 총소득에 대한 빈곤율은 4.26%p만 감소하였다. 기타소득 등 다른 소득유형의 빈곤완화효과도 감소하였으나 사적이전소득의 빈곤완화효과가 5.396%p 감소한 것이 큰 영향을 미쳤다. 노인부부가구의 경우 총소득에 대한 빈곤율이 2013년 대비 2015년에 4.691%p 감소하였는데, 이는 기초연금의 빈곤완화효과가 8.429%p 개선되어 노인단독가구보다는 낮은 수준이었으나 사적이전소득, 공적이전소득(기초연금 제외)의 빈곤완화효과 감소폭이 노인단독가구의 감소폭보다 작고 시장소득1의 빈곤율도 제도변화 전후에 유사하게 나타났기 때문이다.

〈표 9〉 가구유형별 빈곤완화효과

(단위: %p)

구분	연도/차수		전체가구	노인단독	노인부부	노인가구주	비노인가구주
사적이전소득 빈곤완화효과	2013	7차	5.460	34.677	15.606	5.32	0.992
	2014	8차	5.281	27.525	17.467	3.971	1.034
	2015	9차	5.171	29.281	14.607	5.091	0.922
	차이		-0.289	-5.396	-0.999	-0.229	-0.070
기초연금을 제외한 공적이전소득 빈곤완화효과	2013	7차	2.399	14.248	4.517	6.028	0.567
	2014	8차	1.667	6.566	3.647	5.415	0.516
	2015	9차	1.838	7.196	3.745	4.364	0.721
	차이		-0.561	-7.052	-0.772	-1.664	0.154
기초연금 빈곤완화효과	2013	7차	2.055	14.516	6.365	3.546	0.028
	2014	8차	4.512	30.808	13.051	5.777	0.144
	2015	9차	4.700	30.025	14.794	5.818	0.116
	차이		2.645	15.509	8.429	2.272	0.088
사회보험 민간보험 기타소득 빈곤완화효과	2013	7차	3.062	5.645	11.705	7.092	1.275
	2014	8차	2.373	5.303	8.638	5.776	0.833
	2015	9차	2.287	3.722	9.176	2.909	1.009
	차이		-0.775	-1.923	-2.529	-4.183	-0.266

주: 이때 차이란 2013년과 2015년의 빈곤완화효과의 차이를 의미하며 양의 값을 가지면 빈곤완화효과가 개선된 것으로, 음의 값을 가지면 효과가 악화된 것으로 해석할 수 있다.

Ⅳ. 실증분석

1. 연구방법

앞서 소득의 기초통계량, 빈곤율과 빈곤완화효과를 보았을 때, 기초연금 빈곤완화효과가 총소득의 빈곤율 개선(하락)정도와 일치하지 않는 것을 확인할 수 있었다. 특히 노인단독가구는 기초연금으로 인한 빈곤완화효과가 약 15.5%p 증가한 것으로 나타나 다른 가구에 비해서 월등히 높았으나 사적이전소득의 빈곤완화효과도 5.396%p가 하락하여 큰 폭으로 감소한 것을 관찰할 수 있었다.

우선 미시데이터를 이용하여 기초연금 확대로 가구의 공적이전소득의 증가가

사적이전소득의 증가 또는 감소를 가져왔는지를 알아보기 위해 재정패널 7~9차 자료를 적용하여 분석하였다. 이때 종속변수는 타 가구로부터 이전받은 사적이전소득을 의미하기 때문에 이전받지 않았을 경우에는 0의 값을 갖는 좌측 중도절단(left-censoring)된 형태를 띄고 있다. 2013~2015년 자료에서 전체가구의 79%가 사적이전소득이 0의 값을 갖고 있었으며 노인단독가구는 29.7%, 노인부부가구는 39.6%가 좌측 중도절단된 값을 가지고 있었다. 중도전달된 비율이 높을 경우 회귀분석으로 계수값을 추정하면 과소 또는 과대추정될 가능성이 있기 때문에 본 연구에서는 패널토빗모형을 이용하여 기초연금 수령액이 반영된 공적이전소득과 사적이전소득과의 관계를 추정하였다.[15] 더불어 토빗모형은 비선형 모형이기 때문에 추정된 계수가 해당 변수의 한계효과를 의미하지는 않는다. 기초연금과 같은 공적이전소득 1만원이 증가할 때 사적이전소득이 몇 만원 감소 또는 증가하는지를 알아보기 위해 별도의 계산을 통해 한계효과를 제시하였다.

또한 본 연구에서는 실증분석결과를 보완하기 위해 기초연금의 확대 이후 기초연금 확대가 사적이전소득의 구축을 가져왔는지를 알아보기 위해 같은 자료를 이용하여 이중차이분석(Difference-in-Difference)을 실시하였다. 이중차이분석(DID)은 정책의 적용을 받는 실험집단(treatment group)과 적용을 받지 않는 비교집단(comparison group)을 조직하여 일종의 준실험(quasi-experiment) 상태를 구성한다(이정화 외, 2014). 우리가 관심을 가지고 있는 실험집단은 기초연금을 수급한 집단이며 기초연금은 2014년을 기점으로 기초연금이 확장되었기 때문에 정책의 효과를 추정하기 위해 그 이전(2013년)과 이후(2015년)로 구분하였다.

그런데 기초연금은 근로소득과 기타소득, 재산의 소득환산액으로 평가한 소득인정액이 선정기준액보다 낮은 가구에 지급하는 공적이전소득이기 때문에 실험집단과 비교집단의 특성 차이로 인한 선택편의(selection bias) 문제가 발생할 수

15) 선행연구에서도 토빗모형을 활용한 사례는 많이 있었다. 전승훈, 박승준(2011)에서는 확률효과 패널토빗분석모형이 사용되었으며, Cox et al. (1995)는 Generalized Tobit model을 사용하였다. Laferrère and Wolff(2004)에서 보듯이 다수의 사적소득이전 관련 연구에서 사용되어 왔다.

있다. 기초연금의 확대로 인한 효과와 사적이전소득 간의 관계를 보다 정확하게 추정하기 위해서는 기초연금을 받은 가구 중 기초연금 확대 혜택을 받지 않는 가구와 비교해야 하나 현실적으로나 자료 내에서 이런 가구는 존재하지 않았다.[16] 이 문제를 해결하기 위해 성향점수매칭(propensity score matching, 이하 PSM) 방법을 통해 가구특성이 유사한 실험집단과 비교집단을 선정하여 DID를 실시하였다. PSM은 정책의 수혜 여부를 종속변수로, 그에 영향을 미치는 변수를 독립변수로 하여 로짓모형(Losit model) 또는 프로빗분석(Probit model)을 이용한 분석을 통해 성향점수(propensity score)를 생성하고 이를 기준으로 실험집단과 가까운 비교집단의 관측치를 매칭하므로서 선택편의의 문제를 감소시킨다.[17]

2. 패널토빗모형 분석

1) 기초통계량

다음 〈표 10〉은 종속변수인 사적이전소득과 독립변수의 기초통계량을 나타낸 것이다. 공적이전소득은 가구원이 받은 정부지원현금과 가구가 수령하는 국민기초생활보장급여의 합으로 구성되며 소비자물가지수를 통해서 보정하였다. 순자산은 가구가 보유하고 있는 자산과 부채의 차이를 나타낸다. 소득과 자산은 가구균등화지수($\sqrt{\text{가구원수}}$)로 나눈 값을 적용하였다. 가구주의 특성은 연령(세), 교육연수(년), 성별더미(남성일 경우 1)를 도입하였다. 모형의 종속변수는 사적이전소득이며 통제변수는 가구주의 연령, 성별, 교육연수와 같이 가구주 특성[18]과 가구원수, 가구의 순자산[19]으로 선정하였다.

---

16) 재정패널 자료에서 기초연금을 받은 가구는 모두 2013년에 비해 2015년의 연금수령액이 증가하였다.

17) Sascha et al. (2002)에서 지적한 바와 같이 PSM이 선택편이를 완전히 제거하는 것은 아니다.

18) Cox and Jakubson(1995)에서 지적한 바와 같이 자본시장이 불완전할 때, 항상소득(permanent income) 변수, 즉 교육, 연령, 결혼상태, 성별이 소득이전에 대한 결정에 중요한 역할을 하는 것으로 알려져 있다. 본 연구에서 노인가구의 결혼상태는 별도의 모형으로 구분하였기 때문에 변수로 반영하지 않았다.

19) 김희삼(2008)은 가구소득과 순자산으로 측정한 부모의 경제력과 사적이전이 음의 상관관

〈표 10〉 변수의 기초통계량

변수	관측수	평균	표준편차	최소	최대
사적이전소득 (연간, 만원)	14,015	75.42	256.82	0.00	7,500.00
공적이전소득 (연간, 만원)	14,015	60.16	178.39	0.00	8,955.65
가구주 연령(세)	14,015	53.75	14.50	19.00	95.00
가구주 성별(남성 = 1)	14,015	0.79	0.41	0.00	1.00
가구주 교육연수(년)	14,015	12.28	4.22	0.00	22.00
가구원수(명)	14,015	2.88	1.29	1.00	8.00
순자산(억원)	14,015	1.51	2.47	-7.14	74.28

2) 분석결과

다음 〈표 11〉은 사적이전소득을 종속변수로 하는 패널자료를 사용한 확률효과 토빗모형(Random effect tobit model)의 추정결과를 나타낸 것이다. 패널자료를 사용함으로써 시간에 따라 변하지 않는 가구의 이질적인 특성을 감안할 수 있으며 국민기초생활보장급여의 변화까지 감안된 공적이전소득액이 모형에 반영되었다. 소득액으로 변수를 반영하였기 때문에 2014년 기초연금의 변화까지도 분석에 반영되었다. 모든 가구모형에서 Likelihood-ratio test 결과의 P값이 0에 가까운 것으로 추정되어 분석에 사용된 자료는 확률효과모형으로 추정하는 것이 합동토빗모형으로 추정하는 것보다 바람직한 것으로 나타났다.[20]

추정결과, 노인단독가구는 구축효과, 즉 공적이전소득이 증가할수록 사적이전소득은 감소하는 것으로 나타났다. 전체, 노인부부, 노인가구주 가구에서는 공적이전소득과 사적이전소득의 관계가 유의하지 않은 것으로 나타났으며 비노인가구주는 공적이전소득이 증가할수록 사전이전소득이 높은 것으로 나타났다. 모든 가구유형에서 가구주연령이 높을수록 사적이전소득은 높은 것으로 나타났으

계를 가진다는 결과를 통해 이타적 동기가 이루어진다고 해석하였다. 본 연구에서는 다중공선성(multicollinearity)을 해결하기 위해 변수 간의 상관관계를 추정하여 순자산만을 변수로 선정하였다. 전승훈 외(2011, 2012)에서는 음식료품 소비(지출), 시장소득을 변수로 선정하였으나 같은 이유로 모형에 반영하지 않았다.

20) Likelihood-ratio test는 $H_0: \sigma_u = 0$에 대한 귀무가설을 검정하는 것으로 민인식, 최필선(2015)을 참고하였다.

〈표 11〉 패널토빗모형 추정결과

변수	전체	노인단독	노인부부	노인가구주	비노인 가구주
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
공적이전소득 (연간, 만원)	0.00906	-0.499***	0.0332	-0.0670	0.641***
	(0.19)	(-6.70)	(0.75)	(-0.86)	(3.93)
가구주 연령(세)	21.79***	4.712*	22.70***	10.88***	18.25***
	(19.79)	(1.69)	(7.84)	(2.91)	(6.29)
가구주 성별 (남성 = 1)	-228.3***	-106.5**	-118.7*	-66.26	-584.6***
	(-8.00)	(-2.05)	(-1.96)	(-1.16)	(-9.20)
가구주 교육연수(년)	1.628	6.474	8.678**	2.827	-13.60
	(0.46)	(1.39)	(2.04)	(0.45)	(-1.44)
가구원수(명)	-137.0***	-	-	-73.75***	-130.8***
	(-12.25)	-	-	(-3.04)	(-6.08)
순자산(억원)	3.359	4.064	4.732	-35.89**	2.418
	(0.87)	(0.76)	(1.26)	(-2.40)	(0.23)
상수항	-1,382.5***	-89.17	-1,573.5***	-698.1**	-1,403.4***
	(-14.53)	(-0.41)	(-7.38)	(-2.31)	(-6.24)
sigma_u	572.0***	355.3***	386.6***	363.2***	899.3***
	(40.44)	(21.63)	(22.51)	(13.25)	(24.16)
sigma_e	402.1***	197.3***	273.9***	230.5***	633.6***
	(62.49)	(30.77)	(32.47)	(17.63)	(34.35)
left-censored	11,067	344	610	561	9,552
uncensored	2,948	815	932	273	928
관측수	14,015	1,159	1,542	834	10,480
관측그룹	4,974	476	627	358	3,779

주: 1) 괄호는 t통계량을 의미함.
2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준을 의미함.

며 남성보다는 여성이 가구주일 경우에 사적이전소득이 높은 것으로 나타났으나 노인가구주 가구에서는 유의하지 않았다. 모든 가구유형에서 가구원수는 많을수록 사적이전소득은 감소하였다. 노인가구주가구에서 순자산과 음의 관계를 보였으나 다른 유형의 가구에서는 사적이전소득과 유의한 관계를 보이지 않았다. 전반적으로 보았을 때, 사적이전소득은 가구주의 연령이 높고 여성이고 가구원수가 적을수록 사적이전소득이 높은 것으로 나타났다. 즉 일반적으로 가구소득이

낮을 수 있는 요인을 가질 때 사적이전소득이 높은 것으로 나타났다.

다음 〈표 12〉는 앞선 패널토빗모형의 한계효과 추정결과를 나타낸 것이다. 노인단독가구는 공적이전소득이 1만원 감소할 때, 사적이전소득은 약 3,300원 감소하는 것으로 나타났다. 비노인가구주는 같은 경우 사적이전소득은 약 443원이 증가하는 것으로 나타나 공적이전소득과 양의 관계를 갖고 있지만 크기는 크지 않았다.

〈표 12〉 패널토빗모형의 한계효과 추정결과

변수	전체	노인단독	노인부부	노인가구주	비노인 가구주
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
공적이전소득 (연간, 만원)	0.0013	-0.3312***	0.0182	-0.0199	0.0443***
	(0.0067)	(0.0497)	(0.0243)	(0.0232)	(0.0113)
가구주 연령(세)	3.0115***	3.1254*	12.4575***	3.2329***	1.2628***
	(0.1596)	(1.8523)	(1.6068)	(1.1253)	(0.2024)
가구주 성별 (남성 = 1)	-36.8260***	-67.0893**	-70.1900*	-20.2897	-58.4693***
	(5.3718)	(30.992)	(38.366)	(18.036)	(8.6765)
가구주 교육연수(년)	0.2250	4.2942	4.7619**	0.8399	-0.9411
	(0.4847)	(3.0935)	(2.3322)	(1.8657)	(0.6524)
가구원수(명)	-18.9323***	-	-	-21.9056***	-9.0532***
	(1.5506)	-	-	(7.1325)	(1.4890)
순자산(억원)	0.4642	2.6959	2.5964	-10.6619**	0.1673
	(0.5319)	(3.5616)	(2.0572)	(4.4058)	(0.7335)

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준을 의미함.
2) 괄호는 표준오차를 의미함.

3. PSM을 이용한 DID 분석

1) 매칭

본 연구의 PSM은 로짓모형과 Nearest Matching을 이용하였으며 보다 정확한 매칭을 위해 1:1 매칭을 사용하였다. 다음 〈표 13〉은 앞서 기초연금 수령 여부를 종속변수로 하고 나머지 가구특성변수를 통제변수로 한 가구유형별 로짓모형의 분석결과이다. 분석결과, 가구주 연령이 높고 교육연수가 낮으며 순자산이 낮을

수록 기초연금을 수령할 확률이 높은 것으로 나타났으며, 그 외 변수는 가구유형에 따라 다르게 나타났다.

〈표 13〉 기초연금 수령 여부에 대한 로짓모형 분석결과

종속변수	기초연금 수령 여부(0 or 1)				
변수	전체	노인단독	노인부부	노인가구주	비노인 가구주
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
가구주 연령(세)	0.136***	0.0928***	0.108***	0.0813***	0.0426***
	(0.004)	(0.0214)	(0.0148)	(0.0203)	(0.00764)
가구주 성별 (남성 = 1)	-0.422***	-0.247	-0.157	0.276	-0.408**
	(0.004)	(0.319)	(0.332)	(0.273)	(0.167)
가구주 교육연수(년)	-0.101***	-0.0425	-0.132***	-0.116***	-0.105***
	(0.004)	(0.0315)	(0.0211)	(0.0315)	(0.0210)
가구원수(명)	0.276***	-	-	-0.188*	0.631***
	(0.004)	-	-	(0.0995)	(0.0489)
순자산(억원)	-0.508***	-0.763***	-0.794***	-0.832***	-0.156***
	(0.004)	(0.0893)	(0.0714)	(0.104)	(0.0439)
상수항	-8.197***	-3.935**	-4.856***	-2.738*	-5.219***
	(0.004)	(1.598)	(1.032)	(1.519)	(0.566)
관측치	9,345	770	1,021	557	6,997
Pseudo R-square	0.4482	0.2774	0.3194	0.2679	0.0897

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준을 의미함.
2) 괄호는 표준오차를 의미함.

PSM의 매칭질을 평가하기 위해 매칭 이후 실험집단과 비교집단의 성향점수의 분포가 균형적인지를 확인하였다. 본 연구에서는 t-검정을 통해 H_0: difference=0이라는 귀무가설이 기각되는지를 추정하였다. 전체가구의 가구원수를 제외하면 모든 가구유형모형의 변수에서 매칭이후에 실험집단과 비교집단 간에 유의미한 차이가 없다는 것을 확인할 수 있었다. 성향점수에 따라 매칭한 결과, 비교집단 중 기초연금을 수급하는 가구의 특성과 다른 가구가 표본에서 탈락하는 것을 볼 수 있다(〈부표 1〉 참고). 비노인가구주가구의 경우 비교집단에서 표본이 탈락하는 규모가 다른 가구유형에 비해서 큰 것으로 나타났다. 다만 노인

단독가구와 노인부부가구, 노인가구주가구에서는 매칭 이전과 이후 모두 비교집단의 비율이 실험집단에 비해 낮아[21] DID 결과를 해석하는데 주의해야 한다. 이는 기초연금제도는 「기초연금법」에 의해 65세 이상인 사람 중 70%가 수급 받는 것을 목표로 하고 있다는 제도적 특성에 기인한 것으로 판단된다.

2) DDM 분석결과

표본의 한계에도 불구하고 매칭결과를 반영하여 DID 분석을 실시하였다. 기초(노령)연금의 수급 여부에 따른 더미변수($P_{dm,i}$, 수급 = 1)와 2014년을 기점으로 그 이전과 이후로 구분되는 더미변수($2015_{dm,i}$, 2015년 = 1)를 활용하여 다음 식 (1)과 같이 DID 모형을 구축하였다. $P_{dm,i} \bullet 2015_{dm,i}$은 두 더미변수의 곱으로 생성한 상호작용 변수를 의미하며 0과 1의 값을 갖는다.

$$y_i = \alpha + \beta_1 P_{dm,i} + \beta_2 2015_{dm,i} + \delta P_{dm,i} \bullet 2015_{dm,i} + \epsilon_i \quad (1)$$

다음 〈표 14〉는 매칭 후 DID 분석결과로 집단 간 차이 열과 시점 간 차이 행이 교차하는 셀은 앞서 식(1)에서 상호작용 변수 δ의 추정치를 의미한다. δ는 기초연금을 수급 받은 가구가 기초연금 확대로 인해 증가 또는 감소한 사적이전소득의 평균적인 차이로 해석할 수 있다. 전체가구의 경우 실험집단과 비교집단의 집단 간 차이는 유의하게 약 98~99만원 정도 있는 것으로 나타났으나 기초연금의 확대효과는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 노인단독가구는 집단 간 차이는 유의하지 않은 것으로 나타났으나 기초연금 확대 후 사적이전소득은 평균적으로 감소한 것으로 나타났다. 노인부부가구는 확대 이후 실험집단의 사적이전소득이 약 86만원 높은 것으로 나타났으며 노인가구주가구는 유의미한 결과를 얻을 수 없었다. 비노인가구주가구의 경우 기초연금 확대로 인한 효과는 없었으나 집단 간의 차이는 확대 이전과 이후 모두 약 25~26만원 정도 실험집단의 사적이

21) 노인단독가구는 총표본 대비 비교집단 표본의 비율이 약 15%에서 매칭 후에는 약 6%로 하락하였으며 노인부부가구는 약 47%에서 9%로, 노인가구주가구는 약 36%에서 3%로 감소하였다.

전소득이 비교집단에 비해 평균적으로 높은 것으로 나타났다. 비노인가구주의 DID 결과가 앞서 토빗모형의 결과와 달리 기초연금의 확대로 인한 효과가 유의하지 않게 나온 것은 선택편의 문제가 PSM을 통해서 어느 정도 해소되었기 때문인 것으로 예상된다. 비노인가구주가구의 경우 성향점수(propensity score)를 통해 비슷한 특성을 가진 그룹 간의 비교가 이루어졌고 실험집단과 비교집단의 표본비율도 매칭 이전에는 95:5를 보였으나 매칭 이후에는 48:52로 변경되었다.[22] 노인단독가구의 경우 상호작용에 대해 유의한 음의 값을 갖는 것으로 나타났으나 비교집단이 655개 표본 중 44개 표본만이 반영되었으므로 해석에는 여전히 주의해야 한다. 그럼에도 앞서 분석한 결과와 같이 노인부부, 노인가구주가구에서 기초연금의 확대가 사적이전소득을 구축했다는 증거는 찾을 수 없었다.

〈표 14〉 매칭 후 DID 분석 결과

가구유형	시점	실험집단	비교집단	집단 간 차이	T-stat
전체	확대 전(2013년)	186.209	86.663	99.546***	6.01
	확대 후(2015년)	186.293	87.850	98.443***	5.93
	시점 간 차이	0.084	1.187	-1.102	-0.05
노인단독	확대 전(2013년)	279.284	202.338	76.946	1.24
	확대 후(2015년)	268.478	357.500	-89.022	-1.32
	시점 간 차이	-10.806	155.162	-165.968*	-1.81
노인부부	확대 전(2013년)	238.138	219.255	18.883	0.37
	확대 후(2015년)	229.159	142.474	86.684*	1.72
	시점 간 차이	-8.979	-76.781	67.801	0.95
노인가구주	확대 전(2013년)	101.481	17.670	83.810	1.20
	확대 후(2015년)	87.093	0.000	87.093	0.89
	시점 간 차이	-14.388	-17.67	3.283	0.03
비노인가구주	확대 전(2013년)	49.085	23.591	25.495*	1.74
	확대 후(2015년)	61.774	35.156	26.619*	1.72
	시점 간 차이	12.689	11.565	1.124	0.05

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준을 의미함.

22) 비노인가구주가구는 실험집단과 비교집단의 성향점수 분포를 그래프로 확인했을 때, 매칭 이전에는 서로 다른 분포를 가지고 있었으나 매칭 이후에 유사한 형태를 보여 매칭의 질적인 측면에서 개선된 것을 확인하였다.

V. 결 론

본 연구는 7~9차 재정패널자료를 활용하여 기초연금의 확대가 노인가구의 사적이전소득에 어떤 영향을 끼쳤는지를 가구유형별로 빈곤율과 빈곤완화효과의 변화를 통해 관찰하고 실증분석을 통해 사적이전소득과 공적이전소득 간의 상관관계를 추정하였다.

노인가구의 빈곤율, 빈곤완화효과를 제도 도입 이전과 이후로 구분하여 비교해보았을 때, 기초연금제도가 확대되고 가구빈곤율이 개선되었으나, 기초연금 수령액의 증가로 개선된 빈곤완화효과의 크기에 비해 빈곤율이 개선되는 정도는 낮았다. 특히 노인단독가구는 기초연금 수령액의 증가로 다른 가구에 비해서 기초연금의 빈곤완화효과는 월등하게 개선되었으나 같은 기간 사적이전소득의 빈곤완화효과도 크게 악화되었다.

같은 기간의 재정패널자료를 이용하여 패널토빗모형을 통해 구축관계를 추정하였다. 추정결과, 노인단독가구는 다른 가구와 사적이전소득에 대한 공적이전소득의 계수가 음의 값을 갖는 것으로 나타나 구축관계가 있다는 결론을 얻었다. 이는 다른 가구에 비해서 노인단독가구의 사적이전소득 빈곤완화효과의 감소가 제도확대 이후 가장 큰 폭으로 나타난 것과 일치하는 결과이다. 또한 노인부부가구, 노인가구주가구에서는 구축효과가 유의하지 않은 것으로 추정되었는데, 사전이전소득 빈곤완화효과가 2013년과 2015년에 거의 유사한 것으로 나타난 결과와도 일치한다. 사적이전소득은 가구주의 특성에도 영향을 받는데, 가구주의 연령이 높을수록, 여성일수록, 가구원수가 적을수록 사적이전소득이 높은 것으로 나타났다. 순자산에 대해서는 대부분의 가구에서 유의하지 않은 결과를 보였으며 노인가구주는 음의 관계가 있는 것으로 나타났다. 가구주의 특성과 순자산에 대한 추정결과를 보았을 때, 일반적으로 소득이 낮은 요인을 가진 가구일수록 타가구로부터의 소득이전 규모가 크다고 볼 수 있다. 패널토빗모형의 한계효과를 보면 노인단독가구는 구축효과가 있더라도 공적이전소득 1만원이 증가할 때 사적이전소득은 약 3,300원[23] 이 감소하는 것으로 나타나 다른 조건이 동일할 경우 공적보조의 증가를 통해 소득보전의 효과는 있는 것으로 나타났다. 비노인가구

주는 공적이전소득에 대해 양의 관계를 갖는 것으로 나타났으나 한계효과에서는 공적이전소득 1만원이 증가할 때 사적이전소득은 443원이 증가해 그 크기는 크지 않았다.

추가적으로 실시한 DDM의 결과에서도 여전히 노인단독가구를 제외하면 기초연금 확대 이후에 사적이전소득이 감소했다는 증거는 찾을 수 없었다. 비노인가구주가구에서는 기초연금 확대효과보다는 그룹 간의 차이가 명확하게 나타났다.

장기연구인 전승훈 외(2012)는 2000년대 중반 이후 우리나라의 구축효과는 점차 감소하고 있으나 1인 이상의 노인가구에서 여전히 구축효과가 유의하게 나타나 1인 노인가구에 대한 면밀한 검토가 필요하다고 제안하였다. 본 연구의 결과는 최근에도 구축효과가 감소한다는 경향은 유지되고 있으나 가구유형을 세분화하여 분석함으로써 선행연구의 제안을 실증분석을 통해 확인하였다.

구축효과는 빈곤완화효과를 저해하지만 동시에 노인가구 소득보장에 대한 역할이 가족에서 국가로 이전되는 효과도 발생한다. 반대로 구축효과가 없다면 상대적으로 소득보장정책의 효과를 높일 수 있으나 부양가구에 소득을 이전하는 가구의 측면에서는 사적이전 외에도 늘어난 공적이전의 재원을 마련하기 위한 조세까지도 부담해야 한다. 고령화사회로 진입하고 있는 시점에서 노인빈곤해소는 꾸준히 해결해야 하는 과제인데 동시에 재정과 가계부담이 가중될 것이라는 점도 인지해야 한다. 기초연금과 같은 노후소득보장제도를 설계함에 있어서 지원규모뿐만 아니라 취약계층을 명확히 선별하고 전달체계를 효율화하여 한정된 자원을 효과적으로 사용하고 자녀세대의 부담을 완화할 수 있는 대책도 마련되어야 할 것이다.

〈 참 고 문 헌 〉

강성진 · 전형준, 「사적이전소득의 동기와 공적이전소득의 구축효과에 대한 연구」, 『공공경제』,

23) 우연히도 Jenson(2003)이 남아프리카에서 1 랜드의 공공연금소득이 늘어날 때, 자녀로부터 받는 사적이전소득은 0.25~0.30 랜드가 줄어든다는 연구결과와 유사한 수준이다.

제10권 제1호, 2005, pp. 23-46.

김희삼, 「사적소득이전과 노후소득보장」, 『한국개발연구』, 제30권 제1호(통권 제102호), 2008.

민인식 · 최필선, 『고급 패널데이터 분석』, ㈜지필미디어, 2015.

손병돈, 「사적 소득이전의 빈곤완화효과」, 『한국사회복지학』, Vol. 39, 1999, pp. 157-179.

윤성주, 「기초연금제도의 쟁점과 과제」, 한국조세재정연구원 현안분석, 2014.

이상붕, 「노인가구단위의 이전소득에 따른 빈곤완화분석」. 『사회과학연구』, 제23권 제4호, 2016, pp. 7-26.

이석민 · 박소라 · 김수호, 「공적이전소득이 근로소득과 사적이전소득에 미치는 영향: 국민기초생활보장 장기수급자의 구조적 문제 분석」, 『행정논총』, 제53권 제3호, 2015, pp. 171-195.

이승호 · 구인회 · 손병돈, 「기초연금의 확대가 노인가구의 소득, 지출, 빈곤에 미친 영향: 이중차이 방법의 적용」, 『사회정책연합 공동학술대회 자료』, 2016, pp. 467-489.

이정화 · 문상호, 「기초연금이 고령자의 소득에 미치는 영향: 성향점수매칭(PSM) 이중차이(DID)를 활용한 분석」, 『한국정책학회보』, 제23권 제3호, 2014, pp. 411-440.

임완섭, 「빈곤 노인가구의 유형별 소득 및 지출 특성과 정책과제」, 『보건복지포럼』, 통권 제226호, 2015, pp. 90-103.

_____, 「기초연금의 빈곤 감소효과 분석」, 『보건복지포럼』, 2016, pp. 82-97.

전승훈 · 박승준, 「공적이전소득이 사적이전소득에 미치는 영향 분석」, 『한국경제연구』, 제29권 제4호, 2011, pp. 171-205.

_____, 「공적이전소득의 사적이전소득 구축효과: 노인가구와 비노인가구에 대한 비교 분석」, 『경제연구』 제30권 제2호, 2012, pp. 63-92.

보건복지부, 「통계로 보는 사회보장 2016」, 2016.

_____, 「통계로 본 2014년 기초연금」, 2015.

_____, 기초노령연금사업안내, 2013.

한국보건사회연구원, 「2016년 빈곤통계연보」, 정책자료 2016-04, 2016.

Becker, G. S., "A Theory of Social Interactions," *Journal of Political Economy*, 82, pp. 1063-1093.

Bernheim, B. D., A. Shleifer and L. H. Summers, "The Strategic Bequest Motive," *Journal of Political Economy*, 93, 1985, pp. 1045-1076.

Donald cox, George Jakubson, "The Connection between Public Transfers and Private Interfamily Transfers," *Journal of Public Economics*, 57, 1995, pp. 129-167.

Jenson, R. T., "Do Private Transfers 'Displace' the Benefits of Public Transfer? Evidence from South Africa," *Journal of Public Economics*, 88, 2003, pp. 89-112.

Laferrère, Anne and François-Charles Wolff, "Microeconomic Models of Family Transfers," in L.-A. Gerard-Varet, S.-C. Kolm and J. Mercier Ythier (eds.), *Handbook of Giving, Reciprocity and Altruism*, North Holland: Chapter 12, 2004.

Sascha O. Becker, Andrea Ichino, "Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores," *Stata Journal*, StataCorp LP 2(4), 2002, pp. 358-377.

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

〈부표 1〉 가구유형별 매칭 전후 관측수

가구 유형	2015년 포함 유무 ($2015_{dm,i}$)		기초(노령)연금 수령 유무($P_{dm,i}$)		합계
			0	1	
전체 가구	매칭전	0	3,702	968	4,670
		1	3,709	966	4,675
		합계	7,411	1,934	9,345
	매칭후	0	366	968	1,334
		1	364	966	1,330
		합계	730	1,934	2,664
노인 단독	매칭전	0	56	316	372
		1	63	335	398
		합계	119	651	770
	매칭후	0	24	316	340
		1	20	335	355
		합계	44	651	695
노인 부부	매칭전	0	219	268	487
		1	256	278	534
		합계	475	546	1,021
	매칭후	0	47	268	315
		1	47	278	325
		합계	94	546	640
노인 가구주	매칭전	0	104	178	282
		1	97	178	275
		합계	201	356	557
	매칭후	0	8	178	186
		1	4	178	182
		합계	12	356	368
비노인 가구주	매칭전	0	3,323	206	3,529
		1	3,293	175	3,468
		합계	6,616	381	6,997
	매칭후	0	178	206	384
		1	167	175	342
		합계	345	381	726

A Study on the Effect of the Expansion of Basic Pension on Private Transfer Incomes of Elderly Households: Using Data from NaSTaB

Kyoungbae Yi*

Abstract

This study analyses the effects of the expansion of the basic pension in 2014 on private transfer incomes of elderly households by type of household. The paper observes the change in the poverty alleviation effect using the 7~9th NaSTaB(National Survey of Tax and Benefit) data and estimates the correlation between public and private transfer incomes by a Panel Tobit model and the average difference in private transfer incomes due to the expansion of the basic pension by the DDM(Difference-in-Differences matching) method. As a result, private transfer incomes are higher for households with higher householder age, female householder, and lower number of household members. In elderly single households, there is a crowding-out effect with public transfer incomes, but no evidence of crowding-out effect in other household types. Even if public transfers crowd out private transfers in elderly single households, the expansion of the public transfers was still effective against poverty because the marginal effect of public transfers less than one.

Key Words: basic pension, elderly poverty, public transfer, private transfer, crowding-out effect

JEL Code: H31, H53, J14

* Korea Development Institute, e-mail: kbyi@kdi.re.kr