「지방정부연구」 제23권 제2호(2019 여름): 359-379
The Korean Journal of Local Government Studies, Vol.23 No.2 (2019 Summer)
http://dx.doi.org/10.20484/klog.23.2.16

공적이전소득의 사적이전소득 구축 효과:
대도시권과 비대도시권 노인가구를 중심으로*

장 현 주

국문요약

이 연구는 공적이전소득을 통한 사적이전소득 구축 효과의 존재 여부, 그리고 사적이전소득의 구축 효과가 존재한다면 대도시권 또는 비대도시권 노인가구에서 사적이전소득 구축 효과의 심도를 확인하는 데 목적을 두고 있다. 분석 결과, 노인가구와 비노인가구 모두 공적이전소득으로 인해 사적이전소득이 발생하지 않았는데, 특히 광역시 노인가구에서 그 영향이 가장 크게 나타났다. 사적이전소득 구축 효과의 심도를 보면, 서울시 노인가구에서 사적이전소득의 구축 효과가 가장 컸으며, 광역시 노인가구에서 그 효과가 가장 작았다. 또한 서울시 노인가구에서는 공적연금액이 사적이전소득을 주로 구축한 반면, 광역시와 도 지역 노인가구에서는 기초연금과 같은 사회보장급여액이 사적이전소득을 주로 구축하였으나, 공적연금액보다 비중이 크지 않아 구축 효과가 상대적으로 작았다. 이는 서울시 노인가구에서는 이타적 보상 동기가 상대적으로 크게 작용한 반면, 광역시와 도 지역 노인가구에서는 그 영향이 작음을 의미한다. 분석 결과는 향후 한국사회가 장기적 저성장에 직면할 경우 이전소득 및 가구 총소득 감소로 이어져 공적이전소득을 통한 빈곤 및 소득불평등 완화 효과가 퇴보될 가능성도 있음을 시사한다. 이를 위해 기초연금 중심의 공적이전소득과 동거 또는 비동거 자녀들의 부모 부양에 대한 소득공제를 확대하고, 비노인가구 또는 노인가구의 65세 미만 가구원의 실질소득이 증가하여 사적이전의 동기를 유지할 수 있도록 근로연계형 소득지원을 확대할 필요가 있다.

주제어: 공적이전소득, 사적이전소득, 구축 효과, 대도시권과 비대도시권 노인가구, 국민노후보장패널

Ⅰ. 서론

경제적 활동에 참여하지 않은 상태에서 발생한 이전소득은 공적이전소득과 사적이전소득으로 구성된다. 공적연금 수급, 복지 수급 등 정부 또는 지자체로부터의 공적이전소득은 개인으로부터의 사적이전소득의 규모 변화에 영향을 주기도 한다. 2000년대 들어 기초연금(과거 기초노령연금 포함) 도입 등으로 인해 복지 규모와 범위가 확대되면서 공적이전소득의 절대 규모가 지속적으로 증가하고 있으나 오히려 노인 가구의 주요 소득원이었던 사적이전소득이 꾸준히 감소하는 경향이 나타나고 있어(강성호, 2011; 석상훈, 2012; 여유진, 2013) 개인의 총 이전소득에는 큰 변화가 없는

* 이 연구는 2019학년도 한국외국어대학교 교내학술연구비 지원에 의하여 이루어진 것임.

상황이다. 오히려 증가하고 있는 공적이전소득이 근로의욕을 감축시킬 수도 있어 빈곤 완화 등 공적이전소득의 유의미한 효과가 나타나기 어려운 경우도 있다(금종예·금현섭, 2018).

그럼에도 불구하고 한국사회에서는 사적이전소득의 규모와 수혜범위는 공적이전소득의 그것보다 큰 편으로서(이석민 외, 2015) 개인의 소득보장, 특히 노후의 소득보장에 사적이전소득이 공적이전소득보다 더 큰 영향을 미쳐 왔다(진재문 외, 2014). 나아가 사적이전소득의 규모가 작은 절대 빈곤층을 제외할 경우 빈곤율, 빈곤갭 등 빈곤 완화 또는 소득불평등 완화 효과에 있어서도 사적이전소득의 영향이 공적이전소득보다 더 큰 것으로 나타났다(진재문 외, 2014; 홍경준, 2002). 이러한 사실은 그동안 한국사회에서 절대 빈곤층을 제외할 경우 주요 노후 소득원이 사적이전소득이었으며, 특히 부모 부양이 주로 자녀로부터의 사적이전소득에 의해 이루어져 왔음을 함축하는 것이다.

그러나 최근 증가하고 있는 공적이전소득이 부양자로 하여금 추가 노후 소득원으로 인식되면서 사적이전소득의 감소를 유발하는 구축 효과도 나타나고 있다. 동일한 가구를 구성하는 가구원 간 한계 효용을 동일시하는 이타적 보상 동기가 공적이전소득을 통해 사적이전소득을 줄이게 되는 구축 효과의 한 원인으로 작용하고 있기도 하다(강성호, 2011; 금종예·금현섭, 2018; Becker, 1974; Dunn & Phillips, 1997; McGarry, 1999). 물론 공적이전소득의 사적이전소득 구축 효과가 특정 계층 또는 특정한 조건에 한해서만 나타나는 경향이 있으며 아직 확실하게 일반화된 논리는 아니라는 관점도 있다(예, 김희삼, 2008). 그러나 최소한 고령층 등 특정 계층에 한해서는 공적이전소득에 의한 사적이전소득의 구축 효과가 어느 정도 나타나고 있는 것도 공통적인 사실이다. 그럼에도 그동안의 연구들은 특정 계층에 한하여 공적이전소득에 의한 사적이전소득의 구축 효과 존재 여부에 초점을 두었으며, 가구 유형, 거주지역 등에 따라 사적이전소득 구축 효과의 심도를 상세히 분석하지는 못하였다.

이러한 맥락에서 이 연구는 공적이전소득을 통한 사적이전소득의 구축 효과 존재 여부뿐 아니라 그 효과의 심도를 파악하여 공적이전소득에 관한 기존 논의의 범위를 확대하고자 한다. 이를 위해 이 연구는 국민노후보장패널 6차 자료를 활용하여 노인가구와 비노인가구를 대상으로 공적이전소득을 통한 사적이전소득의 유무를 파악한 후, 대도시권 노인가구와 비대도시권 노인가구를 대상으로 사적이전소득 구축 효과의 심도를 파악하고자 한다. 특히 대도시권 노인가구와 비대도시권 노인가구에서 사적이전소득 구축 효과가 나타날 경우, 구축 효과의 동인이 되는 공적이전소득의 유형을 확인하고자 한다. 이러한 분석을 통해 공적이전소득의 증가 추세 하에서 사적이전의 동기를 유지하여 이전소득 및 가구 총소득의 증가를 모색할 수 있는 정책 자료를 제공하고자 한다.

Ⅱ. 이론적 논의

1. 이전소득 및 사적이전의 동기

공적이전소득은 수급자의 복지 향상을 위해 지급되는 사회보험, 영유아보육료·장애수당 등의 기타 정부보조금, 공적부조 현금급여를 의미한다(김효정, 2015: 335; 이석민 외, 2015: 176; 홍경준, 2011: 68). 사적이전소득은 사적 연금소득과 기타 사적이전소득으로 구성되는데, 기타 사적이전소득은 가족 또는 가족 외 사인 및 단체로부터의 정기적인 이전소득을 의미한다(진재문 외, 2014: 245; 홍경준, 2011: 68). 그 중 사적이전소득을 가족단위로 보면, 동거하는 가구원으로부터의 이전소득인 '가구 내 이전소득'과 비동거 가구원으로부터의 이전소득인 '가구 간 이전소득', 그리고 기타 친인척 등으로부터의 이전소득인 '기타 이전소득'으로 구분할 수 있다(강성호, 2011: 116).[1)]

그동안 복지제도의 확충과 개선을 통해 공적이전소득의 절대 규모는 계속 증가하고 있으나, 공적이전소득의 증가가 부양의식의 약화로 이어져 사적이전소득을 구축하는 효과도 나타나고 있다. 그러나 공적이전소득은 사적이전소득과의 관계에 따라 빈곤, 소득보장 등 그 효과가 다르게 나타날 수 있으며(Jensen, 2004), 특히 공적이전소득이 사적이전소득을 구축하는지 여부에 대해서는 여전히 논쟁이 계속되고 있다. 이러한 공적이전소득과 사적이전소득 간 관계를 설명할 때 사적이전의 동기에 따라 두 가지로 구분하여 설명할 수 있다.

먼저 공적이전소득과 사적이전소득 간 관계를 이타주의(altruism) 또는 이타적 보상 동기로 보는 관점이 있다. 이타적 동기에 의해 개인은 자신의 소득과 가구원 소득의 한계 효용을 동일하게 인식하기 때문에 특정 가구원의 소득이 감소할 경우 동일한 한계 효용을 유지하기 위해 가구원 간 사적이전이 발생하게 된다(Altonji, Hayashi, & Kotlikoff, 1997; Wilhelm, 1996). 이 때, 특정 가구원(예, 부모)의 공적이전소득이 증가하게 되면 동일한 한계 효용 유지를 위해 다른 가구원으로부터의(예, 자녀) 사적이전소득이 줄어들 가능성이 높다. 이는 부모가 상대적으로 소득수준이 낮은 자녀에게 더 많은 사적이전을 하는 경향이 있다는 논리(Dunn & Phillips, 1997; McGarry & Schoeni, 1995)와 같은 맥락이다. 결국 특정 가구원의 공적이전소득이 증가할 경우 사적이전을 위한 이타적 동기가 낮아져 사적이전소득을 줄이는 구축 효과가 발생하게 된다(예, 강성호, 2011; 금종예·금현섭, 2018; Becker, 1974; Dunn & Phillips, 1997; McGarry, 1999). 따라서 부모 또는 자녀의 소득이 감소할 때 자신의 소득을 이전함으로써 부모와 자녀의 소득안정을 추구하게 되는 것이 세대 간 소득이전의 동기가 되며(김지경·송현주, 2008), 결국 이타주의를 통해 공적이전소득이 사적이전소득을 대체하게 된다(강성진·전형준, 2005).

반면, 공적이전소득과 사적이전소득 간 관계를 이기적 교환(exchange) 동기로 보는 관점은 오

1) 강성호(2011: 116)는 부부 간 이전소득을 '세대 내 이전소득'으로, 부모와 자녀 간 소득이전을 '세대 간 이전소득'으로도 구분하고 있으며, 특히 세대 간 이전소득이 노후소득보장정책에 대한 시사점을 제시할 수 있을 것으로 보고 있다.

래 전부터 상속의 중요한 동인으로 인식되어 왔다(Bernheim, 1991; McGarry & Schoeni, 1997; Norton & Van Houtven, 2006). 이기적 교환 동기에 따라 가사·양육·상속 등 미래에 일어날 보상에 대한 교환의 대가로 성인 자녀는 부모를 부양하게 되고 이를 통해 많은 규모의 사적이전이 발생하게 된다(Wilhelm, 1996). 따라서 사적이전이 미래에 보상받기 위한 현재 시점의 교환에 목적을 둘 경우, 사적이전이 이기적인 교환 동기에 의해 이루어지기 때문에 현재의 공적이전소득이 사적이전소득에 부정적인 영향을 주지 않는다(예, Cox, 1987, Cox & Jimenez, 1990; Cox & Rank, 1992). 강성호(2011: 118)에 따르면, 부모는 물질적 혜택을 제공하는 자녀에게 소득을 더 많이 이전하는 경향이 있으며, 자녀는 부모로부터의 상속 기대감, 부모의 자녀 돌봄 등에 따라 부모에게 사적소득을 이전하게 된다. 오히려 공적이전소득을 통해 소득이 증가하면 가구 내 서비스 가격이 상승하고, 이 때 서비스의 가격탄력도가 낮은 경우 공적이전소득을 통해 사적이전소득이 증가할 수도 있다(Cox & Jakubson, 1995; Kang & Sawada, 2009). 따라서 이타적 동기와는 달리 이기적 교환 동기에서는 공적이전소득과 사적이전소득 간 구축 효과가 반드시 발생하지는 않으며, 오히려 공적이전소득을 통해 자녀 또는 부모에게 더 많은 사적소득을 이전할 가능성이 높아진다.

2. 공적이전소득과 사전이적소득 간 관계

공적이전소득과 사적이전소득 간 관계에서 그동안 많은 연구들은 공적이전소득이 사적이전소득을 구축하여 결국 소득보장, 빈곤 완화 등 공적이전소득의 효과가 크게 나타나지 않고 있다고 보고 있다(예, 강성호, 2011; 금종예·금현섭, 2018; 신혜리 외, 2014; Cox & Raines, 1985). 반면, 공적이전소득의 사적이전소득 구축 효과는 특정 집단을 대상으로만 유의미하게 나타나며, 사적이전소득의 구축 효과가 아직 일반화된 결론은 아니라고 보는 시각들도 있다. 공적이전소득 규모의 증가에도 불구하고 사적이전소득의 구축 효과 여부에 대한 논쟁이 아직 남아있다는 점(금종예·금현섭, 2018; 김을식·이지혜, 2016; 김희삼, 2008)에서 공적이전소득의 효과에 관한 기존 연구들의 논의와 쟁점을 살펴볼 필요가 있다.

많은 연구들은 공적이전소득의 증가가 대체로 사적이전소득을 구축한다고 보고 있는데, 이 연구들은 공적이전소득의 증가에도 불구하고 이로 인한 사적이전소득의 감소로 소득보장이 낮거나 빈곤 가능성이 높음을 지적하고 있다. 1997년 복지개혁을 통해 TANF로 변화되기 이전 미국의 공적부조제도인 AFDC도 사적이전소득에 부정적인 영향을 준 것으로 보고되고 있다(Cox & Raines, 1985). 나아가 소득수준이 낮은 자녀에게 부모가 더 많은 사적이전을 하는 경향이 있다는 발견(Altonji 외, 1996; McGarry & Schoeni, 1995)은 소득수준이 낮은 자녀에게 공적이전소득이 발생할 경우 이타적 동기에 의해 한계 효용을 동일시 여기는 부모로부터의 사적이전은 감소할 수밖에 없음을 추론케 한다.

국내 연구들 중, 강성호(2011: 139-140)는 공적이전소득이 사적이전소득을 완전히 구축하는 것은 아니지만, 노인 가구, 여성 가구, 중위소득계층에서는 사적이전소득의 구축 효과가 강하게 나타나 동일한 공적이전소득에 따른 소득보장효과가 적기 때문에 집단 특성을 고려한 정책의 필요

성을 지적하였다. 기초연금의 도입으로 인한 자녀로부터의 사적이전소득의 구축 가능성을 분석한 금종예·금현섭(2018)도 노인 등 특정 계층을 중심으로 공적이전소득으로 인한 사적이전소득의 구축 효과가 나타나고 있어 기초연금으로 인해 그동안 일반적이었던 자녀 중심의 노후소득보장에 변화가 있음을 발견하였다. 이 연구에서는 소득 취약계층에서는 기초연금의 사적이전소득 구축 정도가 크지 않아 소득증가 효과가 높게 나타난 반면, 소득이 안정적인 계층에서는 기초연금의 추가로 인해 사적이전소득이 감소하면서 소득증가 효과가 낮게 나타난다고 보았다(금종예·금현섭, 2018: 47). 이러한 발견은 공적이전소득의 사적이전소득 구축 효과를 지지하며, 특히 사적이전소득의 구축 효과를 반영할 경우 기초연금의 빈곤 감소 효과가 과대 추정될 수 있음을 시사한다. 신혜리 외(2014: 133)도 국민노후보장패널 4차 자료를 활용하여 노인가구의 빈곤감소효과를 추정한 결과, 공적이전소득과 사적이전소득 모두 빈곤감소효과를 갖고 있으며, 공적이전소득이 사적이전소득에 부정적 영향을 미침으로써 두 이전소득 간에 대체관계가 존재함을 밝히고 있다. 대체관계에 따라 감소 추세인 사적이전소득을 보완할 수 있도록 공적이전소득의 확대가 필요하며, 사적이전소득 의존도가 높은 취약계층에 대한 사회보장이 강화될 필요가 있음을 주장하고 있다.

반면, 전승훈·박승준(2011)도 1990년대 중반 이후에는 공적이전소득의 사적이전소득 구축 효과가 사라지고 있다는 사실을 지적하였다. 사적이전소득 중 부모로부터의 상속은 대부분 이기적 교환 동기에 의해 이루어지기 때문에(Cox, 2003; Bernheim 외, 1985; McGarry, 1999; Norton & Van Houtven, 2006) 공적이전소득과 사적이전소득 간 구축 효과가 발생하지 않는다고 보는 시각도 있다. 특히 부모의 사후 상속과 생전의 사적이전 동기와 결과에 초점을 두고 있는 국외 연구에서는 부모의 자산 분배가 자녀들의 소득수준과 상관없이 대체로 균등하게 이루어진다는 점(Menchik, 1988; Wilhelm, 1996)에서 보면 두 이전소득 간 구축 효과는 거의 발생하지 않는다. 또한 부양과 사적이전소득 금액 간 상관성이 높고, 생전의 사적이전이 비용 소모가 적으며 다른 자녀로부터의 비밀 유지가 된다는 점에서 이기적 교환 동기는 사후 상속뿐 아니라 점차 세대 간 증여를 비롯한 생전의 사적이전의 강력한 동기가 되고 있다는 보고도 있다(McGarry, 1999; Norton & Van Houtven, 2006).

나아가 강성호(2011)는 동양에서는 주로 이타적 동기에 의해 사적이전이 발생하는 반면, 서양에서는 주로 이기적 교환 동기에 의해 사적이전이 발생하는 경향이 많아 공적이전소득으로 인한 사적이전소득의 구축 효과가 일반적인 현상은 아니라는 점을 상기하고 있다. 동시에 최근 한국사회에서의 부양의식의 변화가 사적이전소득이 발생하는 주요 원인을 이타적 동기에서 이기적 교환 동기로 점차 변화시키는 것으로 해석하고 있기도 하다(강성호, 2011: 118). 따라서 향후 고령화 심화 및 1인 가구 증가 등 인구구조의 변화로 인해 공적이전소득으로 인한 사적이전소득의 구축 효과는 빈곤층 등 일부 계층에게는 뚜렷하게 나타나지 않을 가능성이 높다.

일부의 연구는 특정 계층에 한해서만 공적이전소득으로 인한 사적이전소득의 구축 효과가 나타나고 있으나, 이전소득 수혜자 전체와 비교해 볼 때 그 규모와 범위가 제한적이어서 사적이전소득의 구축 효과가 크지 않다고 주장하고 있다. 이석민 외(2015: 189-190)는 절대 빈곤층에 한해서는 공적이전소득에 의한 근로소득 및 사적이전소득의 구축 효과는 존재하지 않는다는 사실을 발

견하였다. 이는 절대 빈곤층은 노동시장참여가 어려워 공적이전소득에 의한 근로소득 구축 효과가 크지 않고, 사적이전소득의 절대 규모가 작기 때문에 사적이전소득의 구축 효과도 유의미하지 않은 것에 기인한다. 또한 노인 단독가구에서만 공적이전소득으로 인한 사적이전소득의 구축 효과가 유의미하게 나타나고 있어(이경배, 2018) 사적이전소득의 구축 여부와 규모는 중고령층 내에서도 다르게 나타날 수 있다.

공적이전소득과 사적이전소득 간 관계에 관한 연구들을 종합해 보면, 이타적 동기에 의해 공적이전소득으로 인한 사적이전소득의 구축 효과가 나타나는 경우가 많지만 모든 계층들에게 공통적으로 나타나는 있는 현상은 아니다. 국내 연구들 역시 아직 일관된 결과가 나타나고 있지는 않으나, 중고령자 또는 노인에 대해서는 공적이전소득으로 인한 사적이전소득의 구축 효과가 일부 나타나고 있다. 특히 이러한 현상은 그동안 한국사회에서 전통적으로 노인 부양 또는 부모 부양이 자녀 중심이었으며, 노령층은 퇴직 이후 공적이전소득 및 사적이전소득에 대한 의존도가 높다는 점에서 중요한 문제가 될 수 있다(금종예·금현섭, 2018). 부양의식의 변화뿐 아니라 경기불황 등 경제적 여건의 변화, 사적이전소득의 원천에 대한 접근성 및 범위의 차이로 인해 공적이전소득이 사적이전소득에 미치는 영향이 다르게 나타날 수도 있다. 나아가 동일한 계층이라고 하더라도 사적이전소득의 규모와 범위가 비교적 큰 대도시 가구와 그렇지 않은 비대도시 가구에서는 그 영향이 다르게 나타날 수 있으나, 기존 연구들은 주로 노인가구와 비노인가구(예, 강성호, 2011; 진재문 외, 2014)로 구분하여 공적이전소득으로 인한 사적이전소득의 변화 여부만을 주목해 온 반면, 그 효과의 심도와 차이에 대해서는 많은 관심을 보이지 않았다. 따라서 공적이전소득과 사적이전소득 간 관계에서 공적이전소득이 사적이전소득에 미친 영향 및 사적이전소득 구축 효과의 심도와 규모 및 발현 계층을 정확히 파악하고 그 원인을 탐색하는 노력을 통해 빈곤 완화, 노후소득보장 등 공적이전소득의 정책 효과를 더욱 제고할 필요가 있다.

Ⅲ. 연구방법

1. 자료수집 및 분석방법

이 연구는 연구자료로 국민연금연구원의 국민노후보장패널(KReIS) 자료 중 2015년에 조사한 6차 본조사 자료를 활용하였다. 국민노후보장패널은 전국의 만 65세 이상 가구원이 있는 가구를 대상으로 가구의 경제상황, 중·고령자의 고용현황, 노후보장 현황 등을 2005년부터 격년제로 조사하고 있기 때문에 최근의 자료는 노인가구를 대상으로 공적이전소득이 발생할 경우 사적이전소득에 미친 영향을 가장 정확히 파악할 수 있는 자료이다.

공적이전소득으로 인한 사적이전소득의 구축 여부는 고령층 중심의 특정 계층에 주로 나타난다는 선행연구의 논의(강성호, 2011; 이경배, 2018)에 따라 이 연구는 구체적으로 어떤 가구 유형에서 공적이전소득이 사적이전소득에 미친 영향이 크게 나타나는지를 분석하기 위해 다음과 같은

방법을 통해 순차적으로 분석하였다. 첫째, 가구 유형을 노인이 가구원 중 하나인 노인가구와 비노인가구로 구분한 후 공적이전소득이 사적이전소득에 미친 영향을 비교하였다. 둘째, 동일한 노인가구는 대도시 가구와 비대도시 가구에 따라 이전소득의 규모, 총소득의 규모 및 빈곤 상태가 달라 공적이전소득과 사적이전소득에 영향을 미치는 혼재변수(confounding variables)가 존재할 수 있다. 이로 인해 사적이전소득에 대한 공적이전소득의 영향을 과대 또는 과소 평가할 수 있다는 가정 하에 분석대상 노인가구를 대도시권 노인가구와 비대도시권 노인가구로 구분하여 비교, 분석하였다.

2. 변수설정 및 분석모형

공적이전소득이 사적이전소득에 미친 영향을 분석하기 위해 이항로짓모형과 회귀모형을 활용하였다. 이항로짓모형에서는 사적이전소득의 여부를 종속변수로 설정하여 사적이전소득이 있는 경우를 1로, 그렇지 않은 경우를 0으로 설정하였다. 독립변수로는 2014년에 각 가구가 받은 공적이전소득 금액을 설정하였다. 회귀모형은 공적이전소득과 사적이전소득이 모두 발생한 노인가구를 대도시 가구와 비대도시 가구로 구분한 후, 공적이전소득 금액과 공적이전소득을 구성하는 각 하위 공적이전소득원의 금액이 사적이전소득 금액의 변화에 미친 영향을 분석하여 사적이전소득의 구축 효과가 구체적으로 어떤 가구 유형에서 나타나는지, 그리고 사적이전소득의 구축 효과가 나타난다면 어떤 공적이전소득의 영향이 유의미한지를 분석하기 위한 모형이다. 하위 공적이전소득원에는 공적연금, 국민기초생활보장 현금급여, 기타 사회보장급여가 있으나, 국민노후보장패널 6차 자료에서는 국민기초생활보장 현금급여 수급자가 가구원으로 있는 가구가 소수에 불과하였고, 대도시 노인가구와 비대도시 노인가구로 구분할 경우 사례 수가 더 감소하는 문제가 있다. 이에 절대 빈곤층의 경우 공적이전소득이 사적이전소득의 변화에 미치는 영향이 거의 없다는 선행연구(이석민 외, 2015; 진재문 외, 2014)의 논의를 토대로 국민기초생활보장 현금급여를 공적이전소득원에서 제외하였다.[2] 따라서 회귀모형에서는 당해 연도 사적이전소득 금액을 종속변수로 설정하였고, 전체 공적이전소득 금액 및 각 하위 공적이전소득 금액을 독립변수로 설정하였다.

한편, 이항로짓모형과 회귀모형에서 통제변수로는 근로소득, 가구균등화소득, 가구주 연령·취업 여부, 가구원 수, 노인 가구원수를 설정하였다.[3] 특히 가구 총소득은 가구원 수의 영향을 크게 받아 가구 총소득을 왜곡할 가능성이 높기 때문에 가구원 수의 효과를 균등화시킬 필요가 있다. 따라서 가구 총소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눠 가구균등화소득을 산출하여 이를 가구 총소득을 대표하는 통제변수로 설정하였다. 아울러 통제변수로는 LIS 소득원천 중 요소소득을 구성하는 근로소득, 사업소득, 부업소득, 재산소득 중(Buhmann 외, 1988) 공적이전소득과 사적이전소득

2) 공적이전소득이 있는 전체 노인가구 2,888가구 중에서 국민기초생활보장 현금급여가 있는 가구는 138가구에 불과하였고, 이를 대도시가구와 비대도시가구로 구분할 경우 사례 수가 더욱 감소하여 유의미한 통계분석을 위해 제외하였다.

3) 이항로짓모형은 노인가구와 비노인가구로 구분하여 공적이전소득이 사적이전소득의 유무에 미친 영향을 비교하기 때문에 노인 가구원 수는 통제변수에서 제외하였다.

간 관계에서 근로소득의 중요성을 강조한 선행연구(이석민 외, 2015)의 논의에 따라 근로소득만을 통제변수에 포함하였다. 가구주가 현재 취업 중일 경우 사적이전소득의 동기에 영향을 미칠 수 있기 때문에 가구주의 경제활동상태도 통제변수로 설정하였다. 변수들 중 사적이전소득 금액, 공적이전소득 금액, 공적연금액, 기타 사회보장급여, 근로소득, 가구균등화소득은 정규분포를 위해 모두 자연로그(ln)로 변환하였다. 각 변수들의 정의와 측정단위를 요약하면 〈표 1〉과 같다.

〈표 1〉 변수의 정의 및 측정단위

변수		정의	측정단위
종속변수	사적이전소득 유무	2014년 사적이전소득의 발생 유무	1(유),0
	ln사적이전소득 금액	ln(2014년 경제적으로 독립되어 있는 가족, 친척 또는 사회단체로부터 정기적으로 받은 보조금)	천원
독립변수	ln공적이전소득 금액	ln(2014년 사회보험, 기초생활보장급여, 기타 사회보장급여를 통해 이전받은 금액)	천원
	ln공적연금액	ln(2014년 공적연금 형태로 받은 급여)	천원
	ln기타 사회보장급여	ln(2014년 기초연금, 보훈연금, 고용보험, 산재보험, 장애수당, 장애인연금, 노인장기요양보험 특별현금급여 등 정기적으로 받은 급여)	천원
통제변수	ln근로소득 금액	ln(2014년 근로의 대가로 벌어들인 수입)	천원
	ln가구균등화소득	ln{2014년 (가구 총소득÷√가구원 수)}	천원
	가구원 수	2014년 기준 가구원 수	명
	노인 가구원 수	2014년 기준 가구 내 65세 이상 노인 수	명
	가구주 연령	2014년 기준 가구주의 만 나이	세
	가구주 경제활동상태	2014년 기준 가구주의 취업 또는 미취업상태	1(취업),0

결국 이항로짓모형은 공적이전소득과 사적이전소득의 유무 간 관계의 존재 여부를 찾기 위한 모형이며, 회귀모형은 공적이전소득으로 인한 사적이전소득 구축 효과의 심도를 대도시 노인가구와 비대도시 노인가구별로 찾기 위한 log-log 모형이다. 따라서 아래 (산식 1)의 이항로짓모형을 통해서는 공적이전소득 금액이 노인가구와 비노인가구에 있어서 사적이전소득 발생 여부에 미친 영향을 비교할 수 있다. (산식 2-1)과 (산식 2-2)의 log-log 모형을 통해서는 공적이전소득 금액 및 각 하위 공적이전소득 금액이 사적이전소득의 변화에 미친 영향을 대도시 노인가구와 비대도시 노인가구로 구분하여 비교함으로써 그 영향이 유의미하게 나타나는 가구 유형을 찾을 수 있다.[4] log-log 모형에서의 회귀계수는 독립변수의 1% 변화에 따른 종속변수의 증가 또는 감소를 변화율(%)로 해석하는 탄력도(elasticity) 개념이다(Gujarati, 1995: 166). 각 모형의 산식을 제시하면 아래와 같다.

$Y1_i$(사적이전소득 유무) = α_i + $\beta 0_i$(ln공적이전소득금액) + $\beta 1_i$(ln근로소득금액) + $\beta 2_i$(ln가구균등화

4) 회귀모형을 통합하지 않고 (산식2-1)과 (산식2-2)로 구분하여 분석한 이유는 독립변수인 (ln공적이전소득금액)과 이를 구성하는 (ln공적연금액) 및 (ln기타 사회보장급여액) 간 상관성이 높아 다중공선성 문제를 방지하기 위함이다.

총소득) + $\beta 3_i$(가구원 수) + $\beta 4_i$(가구주 연령) + $\beta 5_i$(가구주 경제활동여부) + e_i .....
(산식 1, i=노인가구, 비노인가구)

$Y1_j$(ln사적이전소득 금액) = α_j + $\beta 0_j$(ln공적이전소득금액) + $\beta 1_j$(ln근로소득금액) + $\beta 2_j$(ln가구균등화소득) + $\beta 3_j$(가구원 수) + $\beta 4_j$(노인 가구원 수) + $\beta 5_j$(가구주 연령) + $\beta 6_j$(가구주 경제활동여부) + e_j ..... (산식 2-1, j=대도시가구, 비대도시가구)

$Y1_j$(ln사적이전소득 금액) = α_j + $\beta 0_j$(ln공적연금액) + $\beta 1_j$(ln기타 사회보장급여액) + $\beta 2_j$(ln근로소득금액) + $\beta 3_j$(ln가구균등화 총소득) + $\beta 4_j$(ln가구원 수) + $\beta 5_j$(노인 가구원 수) + $\beta 6_j$(가구주 연령) + $\beta 7_j$(가구주 경제활동여부) + e_j ..... (산식 2-2, j=상동)

Ⅳ. 분석결과 및 논의

1. 분석대상 가구 간 주요 변수 비교

국민노후보장패널 6차 본조사 자료에서 2014년 기준 공적이전소득이 있었던 가구 중 노인 가구원을 기준으로 노인가구와 비노인가구로 구분한 결과, 노인가구는 총 2,888가구(87.0%)인 반면, 비노인가구는 총 433가구(13.0%)로 나타났다. 노인가구를 대도시 가구와 비대도시 가구로 구분한 결과, 서울시에 423가구(14.6%), 광역시에 756가구(26.2%)가 있는 반면, 1,709가구(59.2%)는 비대도시 가구에 해당되었다. 먼저, 주요 변수들을 중심으로 노인가구와 비노인가구를 비교해 보면, 노인가구의 평균 가구원 수는 2.17명이고, 그 중 비대도시 노인가구의 평균 가구원이 2.07명으로 가장 적으며, 서울시 노인가구의 평균 가구원이 2.41명으로 가장 많았다. 비노인가구의 평균 가구원 수는 2.44명으로서 전체 노인가구 뿐 아니라 서울시 노인가구의 평균 가구원 수에 비해 많았다. 노인가구의 경우 평균 노인 가구원 수는 1.37명이며, 그 중 서울시 노인가구의 평균 노인 가구원이 1.42명으로 가장 높게 나타났다.

가구주의 특성을 비교해 보면, 노인 가구원이 있는 가구와 그렇지 않은 가구 간 차이가 두드러지게 나타났다. 예컨대, 노인가구에 있어서 가구주의 평균 연령은 71.4세로서 비노인가구의 가구주 평균 연령인 59.6세에 비해 높았는데, 이 연구가 노인이 가구원의 일원으로 구성되어 있는 가구를 노인가구로 정의하고 있다는 점을 고려해 보면 노인가구는 노인이 가구원이 아닌 대부분 가구주인 것으로 해석된다. 노인가구에서 대부분의 노인이 가구주라는 사실은 노인이 부모 부양을 맡을 자녀들과 현재 동일한 가구 내에서 동거하지 않고 있는 현상을 의미한다. 가구주의 경제활동 상태를 보면, 가구주가 취업 중인 비율이 노인가구는 약 45.6%인 반면, 비노인가구는 약 69.3%로서 비노인가구의 소득상황이 더 우위에 있는 것으로 나타났다. 노인가구 중 비대도시 노인가구의 가구주 취업 비중은 약 50.4%로서 서울시 노인가구(약 43.5%), 광역시 노인가구(약 36.0%)에 비해

높은 점이 특이할 만하다.

가구 내 소득에 있어서도 노인가구와 비노인가구 간 차이가 두드러진다. 노인가구의 평균 가구균등화소득과 평균 근로소득은 각각 13,927천원, 12,517천원으로서 비노인가구의 평균 가구균등화소득과 평균 근로소득에 비해 각각 약 56.7%, 47.9% 수준에 머물렀다. 서울시 또는 광역시 노인가구에 비해 비대도시 노인가구의 평균 가구균등화소득과 평균 근로소득은 더 낮아 비노인가구 대비 더 열악한 소득수준에 직면해 있다.

평균 공적이전소득을 보면, 전체 노인가구가 약 5,375천원으로서 비노인가구의 약 7,462천원에 비해 더 낮은 수준이었다. 노인가구에 있어서도 서울시 노인가구의 공적이전소득이 비대도시 노인가구의 공적이전소득에 비해 약 1.28배 많았는데, 비대도시 노인가구가 기초연금·장애인연금 등 기타 사회보장급여를 더 많이 수령한 점을 보면, 그 차이는 대부분 공적연금액에서 발생한 것임을 확인할 수 있다. 또한 공적이전소득의 하위 구성항목을 보면, 비노인가구는 공적연금 수급액이 노인가구에 비해 많은 반면, 기타 사회보장급여는 노인가구에 비해 적은 편이었다. 결국 비노인가구의 공적이전소득이 많은 것은 비노인가구의 가구원 또는 가구주가 2014년 기준 아직 65세 미만으로서 국민연금의 완전노령연금 또는 조기노령연금 등 퇴직으로 인한 공적연금 수급자인 경우가 많다는 사실을 함축하는 것이다. 평균 공적이전소득과는 달리, 평균 사적이전소득에 있어서는 노인가구가 비노인가구에 비해 약 2배 많았으며, 대도시 노인가구의 평균 사적이전소득이 비대도시 노인가구의 평균 사적이전소득에 비해 많은 것으로 나타나 물가 차이 외 사적이전소득의 범위와 규모에 있어서도 지역별 차이가 나타나고 있다.

〈표 2〉 분석대상 가구 비교

구분		노인가구				비노인 가구
		전체	대도시가구		비대도시 가구	
			서울시	광역시		
평균 가구원 수		2.17	2.41	2.26	2.07	2.44
평균 노인 가구원 수		1.37	1.42	1.36	1.37	0
가구주 평균 연령		71.4	70.1	70.5	72.1	59.6
가구주 경제활동상태	취업	1,318	184	272	862	300
	미취업	1,570	239	484	847	133
평균 가구균등화소득		13,927.6	16,653.1	14,281.6	13,096.5	24,567.1
평균 근로소득		12,517.3	15,738.5	12.892.3	11,554.1	26,152.6
평균 공적이전소득		5,375.2	6,394.8	5.689.3	4,983.9	7,462.7
평균 공적연금액		3,205.2	4,311.1	3,570.0	2,770.2	6,391.1
평균 기타 사회보장급여		1,990.1	1,843.1	1,916.1	2,059.2	527.7
평균 사적이전소득		2,338.3	2,503.6	2,497.1	2,227.2	1,120.0
총 가구 수		2,888	423	756	1,709	433

2. 공적이전소득과 사적이전소득 유무 간 관계

〈표 3〉은 노인가구와 비노인가구를 대상으로 공적이전소득과 사적이전소득 발생 유무 간 관계를 이항로짓모형을 통해 분석한 결과이다.[5] 먼저 노인가구의 승산비(Exp(B))를 보면, 공적이전소득 금액과 사적이전소득의 유무 간 부(-)의 관계가 유의미하게 나타나고 있어, 노인가구의 공적이전소득이 증가할 경우 사적이전소득이 발생하지 않고 있음을 알 수 있다. 이러한 부(-)의 관계는 곧 65세 이상의 부모와 다른 가구원(주로 성인 자녀) 또는 비동거 중인 성인 자녀 간 소득이전에 있어서 한계 효용을 동일시하는 이타적 동기가 자녀로부터 부모에게로 사적이전소득의 발생 유무에 작용하고 있는 것으로 해석된다. 즉 노인가구 내에서 65세 이상 부모의 공적이전소득이 증가할 경우, 자녀는 한계 효용을 동일시하는 이타적 동기에 의해 부모에게로의 사적이전을 줄이게 되는 것이다. 물론 공적이전소득이 증가할 경우 친척 또는 사회단체로부터의 사적이전소득도 발생하지 않을 수 있으나, 그동안 우리사회에서 사적이전소득의 대부분은 동일한 가구 내 가구원 간 또는 비동거 중인 부모와 자녀 간 사적이전소득이라는 점에서 위와 같은 추론이 가능하다.

노인가구 내에서 공적이전소득이 주로 나타나고 있는 가구원은 대부분 노인, 즉 65세 이상의 부모이며, 동시에 이들에게는 앞서 〈표 2〉와 같이 근로소득의 일부도 존재하고 있다. 〈표 3〉에서는 노인가구의 근로소득 금액과 사적이전소득의 유무 간에서도 유의미한 부(-)의 관계가 존재하는데, 결국 노인가구 내 65세 이상 부모의 근로소득이 증가할 경우에도 사적이전소득이 발생하지 않는 현상을 확인할 수 있다. 반면, 노인가구 내 가구균등화소득이 증가할 경우에는 사적이전소득이 발생하고 있는데, 이는 가구균등화소득의 영향도 공적이전소득의 영향으로 본 강성호(2011: 133)의 연구와는 다른 발견이다. 비록 가구균등화소득은 순수 공적이전소득으로만 구성되지는 않으나, 두 변수 간 관계에서는 이기적 교환 동기의 영향이 일부 존재하는 것으로 볼 수 있다. 가구주의 연령도 사적이전소득과 유의한 정(+)의 관계를 갖고 있어 노인가구에 있어서 가구주의 연령이 증가할 경우에 노인가구 내 가구원 간 또는 비동거 중인 자녀로부터의 사적이전소득이 발생하고 있다.

한편, 비노인가구에 있어서는 노인가구와 동일하게 공적이전소득 금액과 사적이전소득 유무 간 유의미한 부(-)의 관계가 존재하는데, 그 영향은 노인가구에 비해 크게 나타나고 있다. 〈표 2〉에 제시된 것처럼, 비노인가구에는 기초연금 등의 사회보장급여액이 노인가구 사회보장급여액의 약 25%에 불과할 정도로 적어 기타 사회보장급여액이 공적이전소득의 증가에 미치는 영향은 매우 적을 것으로 보인다. 그렇게 본다면, 공적연금 수급개시연령 연장조치의 시행이 얼마 되지 않았던 2014년에 국민연금의 조기노령연금 등 공적연금 수급이 조기에 시작되고 이를 통해 비노인가구 가구원의 공적이전소득이 증가했을 경우 동거 중인 자녀 또는 비동거 중인 자녀로부터의 사적이전 동기가 감소했던 것으로 추론할 수 있다.

비노인가구의 가구균등화소득과 사적이전소득 유무 간에는 유의미한 정(+)의 관계가 존재하여

5) 노인가구와 비노인가구에 대한 두 개의 이항로짓모형에서는 Chi 제곱값이 유의미하여, Cox & Shell의 R 제곱과 Nagelkerke의 R제곱이 각각 22.5%, 33.5%의 설명력과 16.9%, 19.4%의 설명력을 갖고 있어 모형이 적합함을 알 수 있다.

가구균등화소득이 증가할 경우 사적이전소득을 더 유인하는 것으로 나타났다. 비노인가구의 평균 가구원 수는 비록 노인가구의 평균 가구원 수에 비해 다소 많지만, 비노인가구의 평균 가구균등화소득이 노인가구의 평균 가구균등화소득을 크게 상회하며, 비노인가구에는 65세 이상 노인 가구원이 없다는 점을 고려해 보면, 비노인가구 내에서 경제활동 중인 가구원은 노인가구에 비해 많을 것으로 추론할 수 있다. 그렇다면 비노인가구에는 공적이전소득뿐 아니라 근로소득 외 사업소득, 부업소득, 재산소득 등 다른 요소소득이 있어 가구균등화소득이 높은 편이기 때문에 가구균등화소득이 증가할 경우 동일 가구 내에서 동거 중인 65세 미만 부모 또는 자녀에게 사적이전을 하거나 또는 비동거 중인 자녀가 사적이전을 할 동기가 높아지는 것으로 해석된다. 이는 노인가구와 유사하게 가구균등화소득과 사적이전소득 유무 간 관계에서는 이기적 교환 동기가 작용하고 있는 것으로 볼 수 있다.

〈표 3〉 공적이전소득과 사적이전소득 간 관계

독립변수	노인가구		비노인가구	
	B	Exp(B)	B	Exp(B)
ln공적이전소득 금액	-.392	.676***	-.709	.492***
ln근로소득 금액	-.510	.601**	-.603	.547
ln가구균등화소득 금액	.775	2.171**	.844	2.325*
가구원 수	.073	1.076	.107	1.113
가구주 연령	.019	1.019**	.042	1.043
가구주 경제활동상태	.014	1.014	.332	1.394
상수항	-.055	.946	-.171	
Chi-squre	37.530***		22.546***	
-2 Log likelihood	1784.698		1406.158	
Cox & Snell R^2	.225		.169	
Nagelkerke R^2	.335		.194	

***p〈.001, **p〈.01, *p〈.05

한편, 〈표 4〉는 노인가구를 대도시 노인가구와 비대도시 노인가구로 구분하여 공적이전소득과 사적이전소득 유무 간 관계를 이항로짓모형을 통해 분석한 결과이다. 먼저 서울시 노인가구의 경우에는 공적이전소득과 사적이전소득의 유무 간 관계가 유의미하게 나타나지 않았으며, 근로소득을 비롯한 다른 통제변수들의 영향도 유의미하지 않았다. 그러나 광역시 노인가구의 경우, 공적이전소득과 사적이전소득의 유무 간 부(-)의 관계가 유의미하였으며, 비대도시 노인가구에 있어서도 두 변수 간 부(-)의 관계가 유의미하게 나타났다. 결국 광역시와 도 지역 노인가구에 있어서는 가구의 공적이전소득이 증가할 경우 주로 동일 가구 내 동거 또는 비동거 중인 자녀로부터의 사적이전 가능성이 감소하게 되는 것이다.

광역시 노인가구에 있어서는 전체 노인가구와 유사하게 근로소득과 사적이전소득의 유무 간 부(-)의 관계가 유의미하게 존재하고 있으며, 가구균등화소득과 사적이전소득의 유무 간 정(+)의

관계는 광역시와 도 지역 노인가구에 있어서 유의미하게 존재하고 있다. 또한 광역시 노인가구에서는 가구원 수가 증가할 경우, 그리고 가구주가 취업 중일 경우 사적이전소득이 발생하고 있다. 이는 광역시 노인가구 내에서 노인 가구주 또는 가구원이 자녀 또는 손자녀와 동거하면서 가사를 맡게 되거나 손자녀를 돌보게 되는 경우, 그리고 노인 가구주 또는 가구원이 생활비 보충을 위해 취업을 하게 되는 경우 비동거 중인 자녀 또는 사회단체로부터의 사적이전소득이 발생하는 경우가 많은 것으로 추론할 수 있을 것이다. 도 지역 노인가구에서는 가구주의 연령이 증가할 경우 사적이전소득이 발생하고 있는데, 이는 노인단독가구가 상대적으로 많은 도 지역에서 노인 가구주가 점차 고령이 되어 갈수록 비동거 중인 자녀로부터의 부양을 위한 사적이전 또는 사회단체로부터의 노인돌봄을 위한 사적이전 가능성이 증가하게 됨을 시사하는 것이다.

〈표 4〉 대도시 및 비대도시 노인가구의 공적이전소득과 사적이전소득 간 관계

독립변수	대도시 노인가구				비대도시 노인가구	
	서울시		광역시			
	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)
ln공적이전소득 금액	-.143	.867	-.892	.410***	-.326	.722*
ln근로소득 금액	.036	1.037	-2.637	.072***	-.232	.793
ln가구균등화소득 금액	-.200	.818	3.484	32.574***	.627	1.871*
가구원 수	.115	1.121	.348	1.417*	.067	1.070
가구주 연령	-.010	.990	-.008	.992	.034	1.034***
가구주 경제활동상태	.652	1.919	.805	2.236*	.350	.705
상수항	2.672	14.463	-1.689	.185	-2.088	.124
Chi-squre	14.786*		47.346***		21.740***	
-2 Log likelihood	288.332		428.086		990.399	
Cox & Snell R^2	.129		.124		.230	
Nagelkerke R^2	.140		.169		.305	

***p〈.001, **p〈.01, *p〈.05

3. 대도시 및 비대도시 노인가구의 사적이전소득 구축 효과 비교

노인가구는 거주지역에 따라 물가 차이가 크고(금종예·금현섭, 2018) 사적이전소득의 범위와 규모가 다르다는 점에서 노인가구를 대도시 노인가구와 비대도시 노인가구로 구분하여 공적이전소득이 사적이전소득의 변화에 미친 영향의 심도를 분석할 필요가 있다. 이를 위해 총 2,888 노인가구를 거주지역에 따라 서울시와 광역시 노인가구를 대도시 노인가구로 분류하고, 도 지역을 비대도시 노인가구로 분류하여 회귀모형을 적용하였다. 회귀모형에서는 ln(근로소득), ln(가구균등화소득), 가구원 수, 노인 가구원 수, 가구주의 연령 및 경제활동상태 등 통제변수와 독립변수인 ln(공적이전소득 금액)을 투입하여 사적이전소득에 대한 변수들의 유의성과 그 영향력을 파악하였다.[6)]

〈표 5〉를 보면, 대도시와 비대도시 노인가구에 있어서 공통적으로 공적이전소득이 증가할 경우

사적이전소득을 구축하는 효과가 나타나고 있다. log-log 모형에서 공적이전소득의 비표준화 회귀계수를 보면[7], 공적이전소득 금액이 1% 증가할 경우 서울시 노인가구의 사적이전소득 금액은 약 0.62% 감소하고 있고, 광역시 노인가구의 사적이전소득 금액은 약 0.18% 감소하고 있으며, 비대도시 노인가구의 사적이전소득 금액은 약 0.26% 감소하고 있다. 결국 공적이전소득을 통한 사적이전소득의 구축 효과가 가장 크게 나타나고 있는 가구는 서울시 노인가구이며, 그 효과가 가장 작게 나타나고 있는 가구는 광역시 노인가구이다. 이는 서울시 노인가구에서는 가구원 간 또는 가족 간 한계 효용을 동일시하는 이타적 보상 동기가 사적이전소득의 유인으로 상대적으로 크게 작용하고 있는 반면, 광역시 노인가구에서는 이타적 보상 동기의 영향이 작게 나타나고 있는 것을 의미한다. 광역시 노인가구에서는 오히려 손자녀 양육, 가사 돌봄 등에 대한 이기적 교환 동기가 65세 이상 부모와 성인 자녀 간 사적이전소득의 유인으로도 일부 작용하고 있는 것으로 보인다.

근로소득이 증가할 경우에도 모든 노인가구에 있어서 사적이전소득의 구축 효과가 나타나고 있는 반면, 가구균등화소득과 노인 가구원 수가 증가하는 경우에는 사적이전소득이 증가하는 효과가 나타나고 있다. 특히 근로소득 금액이 1% 증가할 경우 사적이전소득의 구축 효과는 서울시 노인가구의 경우 약 1.3% 감소, 광역시 노인가구의 경우 약 0.4% 감소, 비대도시 노인가구의 경우 약 0.75% 감소 등 공적이전소득을 통한 사적이전소득의 구축 효과보다 큰 수준이다. 이는 결국 노인가구에서 공적이전소득과 근로소득이 모두 있을 경우, 공적이전소득보다 근로소득의 규모가 더 크다는 것을 시사하며, 이로 인해 이타적 보상 동기에 의해 근로소득이 증가할 경우 사적이전소득의 구축 효과가 공적이전소득보다 크게 나타나고 있는 것이다. 우리사회에서는 아직 빈곤 완화 또는 소득불평등 완화에 있어서 공적이전소득보다 사적이전소득의 영향이 더 크다는 점(홍경준, 2002)을 상기해 보면, 이러한 발견은 공적이전소득의 증가가 필수적이라는 논의(이석민 외, 2015)로 귀결될 수 있다. 한편 모든 노인가구에 있어서 가구균등화소득이 증가할 경우 사적이전소득이 증가하는 현상은 노인 가구주 또는 가구원의 소득이 증가할 때 65세 이상 부모와 가구원 자녀 또는 비동거 자녀 간 손자녀 양육, 가사 돌봄 외 상속, 증여 등에 대한 이기적 교환 동기가 사적이전소득의 강력한 유인으로 작용하는 것으로 보인다. 이는 이기적 교환 동기가 상속뿐 아니라 세대 간 증여를 비롯한 사적이전의 강력한 동기가 되고 있다는 논의(McGarry, 1999; Norton & Van Houtven, 2006)와도 같은 맥락에 있는 발견이다.

---

6) 회귀모형에서 각 변수들 간 모든 분산팽창지수(VIF)는 10 이하, 공차한계(tolerance)는 0.1 이상으로 나타나 변수들 간 다중공선성의 문제는 존재하지 않았다.

7) log-log 회귀모형에서 ln(X)의 회귀계수 β는 log(Y)를 log(X)에 대해 편미분한 값을 의미한다. 즉 $\beta = \Delta \log(Y)/\Delta \log(X) = \{(\Delta Y/Y)\times 100\}/\{(\Delta X/X)\times 100\}$으로서 (% change in X)에 대한 (% change in Y)를 의미한다(Gujarati, 1995: 168).

〈표 5〉 대도시와 비대도시 노인가구에서의 공적이전소득의 사적이전소득 구축 효과

독립변수	대도시 노인가구				비대도시 노인가구	
	서울시		광역시			
	B	Beta	B	Beta	B	Beta
상수항	1.299		1.862		3.747	
ln공적이전소득 금액	−.625***	−.421	−.186*	−.131	−.258***	−.191
ln근로소득 금액	−1.338***	−1.203	−.399***	−.471	−.757***	−.923
ln가구균등화소득 금액	2.436***	1.317	1.109***	.630	1.247***	.881
가구원 수	.242**	.307	−.017	−.024	.231***	.357
노인 가구원 수	.604***	.306	.413**	.129	.237***	.068
가구주 연령	−.018*	−.192	−.009	−.097	.000	.003
가구주 경제활동상태	−.314	−.211	−.299*	−.143	.008	.096
F	9.404***		9.546***		27.719***	
R^2	.352		.240		.219	
Adj. R^2	.315		.215		.211	

***p〈.001, **p〈.01, *p〈.05

공적이전소득을 통한 사적이전소득의 구축 효과를 구체적으로 분석하기 위해서는 어떤 공적이전소득이 사적이전소득의 변화에 영향을 미치는지를 확인할 필요가 있다. 이에 〈표 6〉과 같이, 대도시와 비대도시 노인가구를 대상으로 공적이전소득을 구성하는 두 하위 소득원, 즉 공적연금액과 기타 사회보장급여액을 독립변수로 설정하여 회귀모형을 통해 분석해 보면 노인가구별 공적이전소득의 유형에 유의미한 차이가 있음을 확인할 수 있다. 서울시 노인가구에서는 공적연금액이 1% 증가할 때 사적이전소득 금액이 약 0.35% 유의미하게 감소하는 반면, 광역시와 도 지역 노인가구에서는 기초연금, 장애수당 등 기타 사회보장급여액이 1% 증가할 때 사적이전소득 금액이 각각 0.26%, 0.27% 유의미하게 감소하고 있다. 결국 서울시 노인가구에서는 공적연금액이 공적이전소득에서 차지하는 비중이 높아 사적이전소득을 주로 구축하고, 구축 효과도 상대적으로 큰 반면, 광역시와 도 지역 노인가구에서는 공적연금액보다 기타 사회보장급여액이 공적이전소득에 더 많이 기여하고 있으나 그 규모가 크지 않아 이를 통한 사적이전소득의 구축 효과가 상대적으로 작은 것으로 보인다.

공적연금 수급자의 분포와 기타 사회보장급여 항목의 비중을 고려할 때, 서울시 노인가구의 가구원들은 주로 공적연금 중 국민연금 수급자가 많고, 광역시와 도 지역 노인가구 가구원들은 주로 기초연금 수급자가 많아 각각 국민연금액과 기초연금액이 공적이전소득의 가장 큰 비중을 차지하고 있는 것으로 추론할 수 있다. 노후 빈곤 완화와 소득보장을 위해 국민연금은 현행 40% 소득대체율보다 더 인하될 가능성이 낮고 국민연금의 산식에 따라 산출되는 기초연금은 해마다 소폭 인상되는 점을 볼 때, 사적이전소득의 구축 효과는 아직 작더라도 공적이전소득이 증가할 경우 이전소득과 가구 총소득 증가에 기여하지 못할 가능성이 있다. 공적이전소득의 빈곤 완화 또는 소득불평등 완화 효과 제고를 위해서는 세제 혜택 등 사적이전소득의 감소를 줄이기 위한 논의가 필요한 것도 이 때문이다.

〈표 6〉 대도시와 비대도시 노인가구에서의 공적이전소득의 사적이전소득 구축 효과

독립변수	대도시 노인가구				비대도시 노인가구	
	서울시		광역시			
	B	Beta	B	Beta	B	Beta
상수항	5.911		3.053		.602	
ln공적연금 금액	−.356*	−.356	−.081	−.053	.021	.013
ln기타 사회보장급여	−.070	−.028	−.265*	−.118	−.271**	−.135
ln근로소득 금액	−.800*	−.798	−.660***	−.723	.930***	−1.039
ln가구균등화소득 금액	1.368*	.880	1.350***	.783	1.567***	.991
가구원 수	.098	.134	.054	.080	.336***	.419
노인 가구원 수	.454*	.293	.393*	.153	.253*	.157
가구주 연령	−.034*	−.355	−.015*	−.173	.014	.136
가구주 경제활동상태	.277	.135	−.444	−.213	.400	.148
F	2.387*		9.810***		10.120***	
R^2	.210		.293		.284	
Adj. R^2	.122		.263		.256	

***p〈.001, **p〈.01, *p〈.05

V. 결론

현재 우리사회에서는 사회보장급여의 수혜범위 확대에 따라 공적이전소득이 꾸준히 증가하고 있으나 여전히 공적이전소득의 규모에 비해 사적이전소득의 규모가 큰 편이다. 그러나 공적이전소득이 증가함에 따라 사적이전소득을 줄이는 구축 효과도 일부 계층을 중심으로 나타나고 있어 공적이전소득을 통한 빈곤 완화 및 소득불평등 완화 효과가 뚜렷하게 나타나지 않는 경우도 많다. 이러한 맥락에서 이 연구는 노인가구와 비노인가구를 비교하여 공적이전소득을 통한 사적이전소득 구축 효과의 존재 여부, 그리고 대도시권 또는 비대도시권 노인가구에서 사적이전소득 구축 효과의 심도를 확인하는 데 목적을 두고 있다.

분석 결과, 노인가구와 비노인가구 공통적으로 공적이전소득으로 인해 사적이전소득이 발생하지 않았는데, 특히 광역시 노인가구에서 그 영향이 가장 크게 나타났으며, 도 지역 노인가구에서도 유의미하게 나타났다. 사적이전소득 구축 효과의 심도를 보면, 서울시 노인가구에서 공적이전소득을 통한 사적이전소득의 구축 효과가 가장 컸으며, 광역시 노인가구에서 그 효과가 가장 작았다. 또한 서울시 노인가구에서는 공적연금액이 공적이전소득에서 차지하는 비중이 높아 사적이전소득을 주로 구축한 반면, 광역시와 도 지역 노인가구에서는 기초연금과 같은 사회보장급여액이 사적이전소득을 주로 구축하였으나, 공적연금액보다 비중이 크지 않아 구축 효과가 상대적으로 작았다. 이는 서울시 노인가구에서는 가구원 간 또는 가족 간 이타적 보상 동기가 사적이전소득의 유인으로 상대적으로 크게 작용한 반면, 광역시와 도 지역 노인가구에서는 이타적 보상 동기의 영

향이 비교적 작음을 의미한다.

이러한 결과는 향후 장기적 저성장에 직면할 경우 이전소득 및 가구 총소득 감소로 이어져 공적이전소득을 통한 빈곤 및 소득불평등 완화 효과가 퇴보될 가능성도 있음을 시사한다. 주로 소액의 기초연금을 통한 사적이전소득의 구축 효과가 나타난 광역시와 도 지역 노인가구에서는 경제적 여건이 악화될 경우 자녀 또는 사회단체로부터의 최소한의 사적이전이 감소될 수도 있다. 향후 연금재정 안정성 제고를 위해 '더 내고 덜 받는' 형태로 공적연금 개혁이 불가피해지면 서울시 노인가구의 사적이전소득 감소로 인해 노후 빈곤 문제가 두드러지게 나타날 수 있다. 이타적 보상 동기에 의해 사적이전소득의 구축 효과가 발생한다고 하더라도 사적이전소득원의 경제적 상황이 개선되지 않을 경우 공적이전소득이 감소할 때 사적이전을 증가시킬 여력이 없기 때문이다. 이러한 상황은 이기적 교환 동기가 상속뿐 아니라 증여를 비롯한 사적이전의 강력한 동기가 된다는 논의(McGarry, 1999; Norton & Van Houtven, 2006)가 우리사회에서는 아직 제한적으로 나타날 수 있음을 시사한다.

공적이전소득을 통한 사적이전소득의 구축 효과를 완화하기 위해서는 이타적 보상 동기와 이기적 교환 동기가 공존하는 현실을 직시할 필요가 있다. 이를 위해, 첫째 이타적 보상 동기가 작용한다고 하더라도 기초연금의 현실화를 통해 노인가구의 공적이전소득을 우선 확대할 필요가 있다. 특히 공적이전소득 중 사회보장급여의 비중이 크고 사적이전소득의 구축효과가 크지 않은 광역시와 도 지역 노인가구에서는 기초연금의 현실화를 통한 공적이전소득의 증가분만큼 사적이전소득이 감소하지는 않을 것이다. 둘째, 빈곤층, 경제활동 여부에 따른 고령층별로 차별화된 공적이전소득의 확대가 필요하다. 사적이전소득의 구축 효과가 없는 빈곤층은 기초생활보장급여 확대, 경제활동이 없는 고령층은 고용보험, 장애수당 등 기타 사회보장급여 확대를 통해 공적이전소득의 규모를 키워야 한다. 경제활동이 있는 고령층에 대해서는 공적이전소득보다 근로소득을 통한 사적이전소득의 구축 효과가 크더라도 가구 총소득이 증가하기 때문에 일자리 질 개선 및 노동시장 진입과 이동을 촉진하는 유연성을 제고하는 정책이 필요하다. 셋째, 사적이전소득 제공자의 부양의식을 제고하기 위해서는 세제 혜택 등 사회적 조세지출(김효정, 2015)을 확대할 필요가 있다. 특히 동거 또는 비동거 자녀들의 부모 부양에 대한 소득공제 또는 다자녀가구 추가공제를 확대하여 이기적 교환 동기와 관련된 부양의식을 제고할 수 있는 유인을 제공해야 한다. 마지막으로, 비노인가구의 저소득 가구원 또는 노인가구의 65세 미만 저소득 가구원의 실질소득을 증가시켜 이들이 사적이전의 동기를 유지할 수 있도록 근로장려금(EITC)을 비롯한 현행 근로연계형 소득지원을 확대할 필요가 있다.

끝으로, 이 연구는 한계도 내재하고 있다. 먼저 종단적 자료를 통해 공적이전소득으로 인한 사적이전소득 구축 효과의 심도 변화를 추적하지 못했다는 한계가 있다. 아울러 국민노후보장패널의 사적이전소득에 증여 또는 상속 관련 변수가 포함되어 있지 않아 국외 연구들이 관심을 두고 있는 증여와 상속에 있어서 공적이전소득과 사적이전소득 간 이기적 교환 동기의 영향을 정확히 확인할 수 없었다. 향후 이러한 변수들이 구축될 경우 이타적 보상 동기와 이기적 교환 동기의 작용 가능성을 상세히 파악할 수 있을 것으로 기대된다.

참고문헌

신혜리·남승희·이다미. (2014). 노인가구의 공적이전소득과 사적이전소득의 빈곤감소효과 및 두 이전소득 간의 관계 연구. 「사회과학연구」, 40(1): 117-138.

강성진·전형준. (2005). 사적이전소득의 동기와 공적이전소득의 구축효과에 대한 연구. 「공공경제」, 10(1): 23-46.

강성호. (2011). 부양의식 및 공적이전소득의 사적이전소득 구축효과와 소득보장효과. 「재정정책논집」, 13(1): 113-144.

금종예·금현섭. (2018). 공적이전소득에 따른 사적이전소득의 변화: 기초노령연금 및 기초연금을 중심으로. 「한국행정학보」, 52(4): 25-53.

김을식·이지혜. (2016). 국민기초생활보장제도의 사중손실 측정: 내생성을 고려한 도구변수 분석. 「재정학연구」, 9(1): 113-148.

김지경·송현주. (2008). 결혼으로 분가한 자녀와 부모간의 사적소득 이전. 「사회보장연구」, 24(3): 77-98.

김효정. (2015). 공적 소득 이전의 수단과 정책 효과에 대한 재고찰: 사회복지지출(welfare expenditure)과 사회적 조세지출(social tax expenditure)의 통합적 접근. 「한국행정학보」, 49(4): 329-358.

김희삼. (2008). 사적소득이전과 노후소득보장. 「한국개발연구」, 30(1): 71-130.

석상훈. (2012). 노인빈곤과 소득불평등의 실태와 원인분석. 2012 한국정책연합 공동학술대회 발표자료집.

여유진. (2013). 노인의 가구유형별 빈곤과 공적 이전의 빈곤감소효과 분석: 정책적 함의를 중심으로. 「비판사회정책」, 40: 185-219.

이석민·박소라·김수호. (2015). 공적이전소득이 근로소득과 사적이전소득에 미치는 영향: 국민기초생활보장 장기수급자의 구조적 문제 분석. 「행정논총」, 53(3): 171-195.

전승훈·박승준. (2012). 공적이전소득의 사적이전소득 구축효과: 노인가구와 비노인가구에 대한 비교분석. 「경제연구」, 30(2): 63- 92.

진재문·김수영·문경주. (2014). 노인가구의 빈곤 실태와 소득이전 효과에 관한 연구: 빈곤율, 빈곤갭, 소득이전을 중심으로. 「사회복지정책」, 41(3): 239-258.

홍경준. (2002). 공적 이전과 사적 이전의 빈곤 감소 효과 분석: 기초생활보장제도 도입 이후를 중심으로. 「한국사회복지학」, 50: 61-86.

홍경준. (2011). 공적 소득이전의 분배효과분석: 근로빈곤층을 중심으로. 「사회복지정책」, 38(2): 65-88.

Altonji, J. G., Hayashi, F., & Kotlikoff, L. J. (1997). Parental Altruism and Inter Vivos Transfers: Theory and Evidence. *Journal of Political Economy*, 105(6): 1121-1166.

Becker, G. S. (1974). A Theory of Social Interactions. *Journal of Political Economy*, 105(6): 1063-1093.

Bernheim, B. D. (1991). How Strong Are Bequest Motives? Evidence Based on Estimates of the Demand for Life Insurance and Annuities. *Journal of Political Economy*, 99(5): 899-927.

Bernheim, B. D., Shleifer, A., & Summers, L. H. (1985). The Strategic Bequest Motive. *Journal of Political Economy*, 93(6): 1045-1076.

Buhmann, B., Rainwater, L., Schmaus, G., & Smeeding, T. M. (1988). Equivalence Scales, Well-Being, Inequality, and Poverty: Sensitivity Estimates across Ten Countries Using the Luxembourg Income Study (LIS) Database. *Review of Income and Wealth*, 34(2): 115-142.

Cox, D. (1987). Motives for Private Income Transfers. *Journal of Political Economy*, 95(3): 508-546.

Cox, D. (2003). Private Transfers within the Family: Mothers, Fathers, Sons, and Daughters. In A. H. Munnell & A. Sunden (Eds.), *Death and Dollars: The Role of Gifts and Bequests in America*, pp. 168-197. Washington, DC: Brookings Institution Press.

Cox, D., & Jakubson, G. (1995). The Connection betweemn Public Transfers and Private Interfamily Transfers. *Journal of Public Economics*, 57(1): 129-167.

Cox, D., & Jimenez, E. (1990). Social Security and Private Transfers in Developing Countries: The Case of Peru. *World Bank Economic Reviews*, 6(1): 155-169.

Cox. D., & Raines, F. (1985). Interfamily Transfers and Income Redistribution. In M. David & T. Smeeding, (eds), *Horizontal Equity, Uncertainty, and Economic Well-being*, pp. 393-426. Chicago: University of Chicago Press.

Cox, D., & Rank, M. R. (1992). Inter-vivos Transfers and Intergenerational Exchange. *The Review of Economics and Statistics*, 74(2): 305-314.

Dunn, T. A., & Phillips, J. W. (1997). The Timing and Division of Parental Transfers to Children. *Economic Letters*, 54(2): 135-137.

Gujarati, D. N. (1995). *Basic Econometrics* (3rd ed.). New York: McGraw-Hill.

Jensen, R. T. (2004). Do Private Transfer "Displace' the Benefits of Public Transfers? Evidence from South Africa. *Journal of Public Economics*, 88(1): 89-112.

Kang, S. J., & Sawada, Y. (2009). Did Public Transfers Crowd Out Private Transfers in Korea during the Financial Crisis? *Journal of Development Studies*, 45(2): 276-294.

McGarry, K. (1999). Inter Vivos Transfers and Intended Bequests. *Journal of Public Economics*, 73(3): 321-351.

McGarry, K., & Schoeni, R. F. (1995). Transfer Behavior in the Health and Retirement Study: Measurement and the Redistribution of Resources within the Family. *The Journal of Human Resources*, 30(Special Issue): 184-226.

McGarry, K., & Schoeni, R. F. (1997). Transfer Behavior Within the Family: Results From the Asset and Health Dynamics Study. *The Journals of Gerontology* Series B, 52B: 82-92.

Norton, E., & Van Houtven, C. (2006). Inter-Vivos Transfers and Exchange. *Southern Economic Journal*, 73(1): 157-172.

Wilhelm, M. O. (1996). Bequest Behavior and the Effect of Heirs' Earnings: Testing the Altruistic

Model of Bequests. *American Economic Review*, 86: 874-892.

장현주(張鉉周): 미국 University of Pittsburgh에서 행정학 박사학위를 취득하고(2005), 현재 한국외국어대학교 행정학과 교수로 재직 중이다. 주요 관심분야는 정책이론, 거버넌스, 복지정책 등이며, 최근 주요 논문으로는 "공적연금이 연금 수급자의 노후 소득수준, 소비수준 및 주관적 후생에 미친 영향"(2019), "공공갈등 해결기제로서 조정에 관한 연구"(2018), "미국의 고준위 방사성폐기물 처분시설 입지갈등으로부터의 교훈"(2018) 등이 있다(hjchang@hufs.ac.kr).

〈논문접수일: 2019. 7. 17 / 심사개시일: 2019. 7. 22 / 심사완료일: 2019. 8. 17〉

Abstract

The Crowding-Out Effect of Private Transfers through Public Transfers: Focusing on Elderly Households in Metropolitan Areas and Non-Metropolitan Areas

Chang, Hyunjoo

The purpose of this study is to examine the crowding-out effect of private transfers through public transfers and the depth of the crowding-out effect in metropolitan and non-metropolitan elderly households, if there is an crowding-out effect of private transfers. As a result, private transfers did not occur due to public transfers in both elderly and non-elderly households, and in particular, the influence of the elderly households in the metropolitan area was the largest. The crowding-out effect of private transfers was the largest in the elderly households in Seoul and the least in the elderly households in the metropolitan area. In addition, in the elderly households in Seoul, the public pension is primarily crowding out effect of private transfers, while in the metropolitan and non-metropolitan area, social security benefits such as basic pension are primarily crowding out private transfers in a relatively small scale. This means that the altruistic motivation is relatively large in the elderly households in Seoul, while the effect is relatively small in the elderly households in the metropolitan and non-metropolitan area. The results suggest that if the Korean society faces the long-term low growth, the transfer income and the gross income of the household will be reduced, and the effect of the poverty and income inequility mitigation through public transfers may be reversed. Hence, people with the elderly are encouraged to increase income deductions for the support of their parents who are living together or non-living, and the work-related income support such as EITC has to be expanded to increase the real income of households under 65 years of age for non-elderly households or elderly households and to retain the motivation of private transfers.

Key Words: Public Transfers, Private Transfers, Crowing-Out Effect, Metropolitan and Non-Metropolitan Elderly Household, KReIS