

공적이전소득이 근로소득과 사적이전소득에 미치는 영향: 국민기초생활보장 장기수급자의 구조적 문제 분석*

이석민**

박소라***

김수호****

〈目 次〉

I. 서론	IV. 분석결과
II. 이론적 배경 및 선행연구	V. 결론
III. 연구방법	

〈요 약〉

이 글은 기초생활보장수급을 탈피하지 못하고 있는 절대빈곤층의 공적이전소득이 근로소득 및 사적이전소득에 미치는 영향관계를 연립방정식모형으로 살펴보았다. 그 연구결과를 보면 공적이전소득의 증가가 근로소득 및 사적이전소득을 구축하는 유의미한 통계적 영향관계가 발견되지 않고 있다. 이러한 결과의 원인들로는 수급을 탈피하지 못하는 계층의 고연령 및 근로 무능력이라는 문제점과, 사적이전소득의 작은 비중과 낮은 변화가능성 등으로 파악된다. 본 연구자료에 의한 결과를 근거로 보았을 때, 이와 같은 결론은 모두 전통적인 노동경제학의 이론으로 설명하기 힘든 부분들로서 절대빈곤층의 수급탈피를 위해서는 근로소득과 사적이전소득 유인보다는 공적이전소득의 증가가 보다 필요한 것으로 보인다.

【주제어: 기초생활보장제도, 근로소득, 공적이전소득, 사적이전소득】

* 이 글은 수원대학교의 2014년 「사제동행프로그램」의 연구지원을 받아 작성되었으며, 2015년 7월 18일 한국행정학회 하계학술대회에서 발표된 후 수정·보완된 논문입니다. 아울러 부족한 글을 위해 소중한 조언을 해주신 익명의 심사자분들께 진심으로 감사드립니다.

** 수원대학교 행정학과 조교수(newmind68@suwon.ac.kr)

*** 수원대학교 행정학과 학부과정(parksoo2111@naver.com)

**** 수원대학교 행정학과 학부과정(sheetas13@naver.com)

논문접수일(2015.7.19), 수정일(2015.9.4), 게재확정일(2015.9.17)

I. 서론

우리나라의 사회복지지출(공공지출과 법정민간지출 포함)은 1990년 GDP 대비 3.08%에서 2012년 현재 10.51%로 증가하였다. 그러나 빈곤률(Headcount Ratio, 빈곤기준은 중위값의 50%)은 2011년 기준 가처분소득의 경우 23.25%에 이르고 있다. 2011년 국제적인 상대적 빈곤률 조사에서도 한국은 0.152%로서 조사대상 국가에서 5위에 위치하고 있다(국가통계포털, 2015). 그리고 우리나라의 이러한 저소득층의 빈곤탈출은 쉽게 이루어지지 않는 것으로 나타나고 있다. 빈곤탈출률을 보면 2006년의 35.4%에서 점차적으로 낮아지고 있으나 2008년 31.1%, 2009년 31.3% 수준에 머무르고 있다(남상호, 2012).

이러한 저소득층의 빈곤탈출을 돕기 위해서 정부는 근로를 유인하는 생산적 복지(welfare-to-work)와 부양의무가 있는 가족의 사적소득 이전을 제도화하고 있다. 생산적 복지는 전 세계적인 현상으로서 공적이전소득의 증가가 근로소득의 감소로 이어진다는 노동경제학 이론과 실증적 연구결과에 근거하고 있다(Grogger & Karly, 2005; Moffit, 1992; Cox & Jimenes, 1989). 또한 국민기초생활보장제도는, 다른 나라에서는 보기 드문 부양의무가족의 조건을 두고 있다. 실제로 우리나라의 사적이전소득의 절대량과 수혜율은 공적이전소득보다 매우 큰 것으로 조사되고 있다(손병돈, 1999; 김태성, 2007). 그래서 정부는 복지수급조건에서 부양의무가족 조항을 폐지하지 않고 있다.

이 연구의 출발점은 여기에 있다. 과연 노동경제학적 관점에서 저소득층이 빈곤을 벗어나서 수급을 탈피하지 못하는 이유의 하나가 공적소득의 증가에 따른 근로소득의 감소와 아울러 사적소득의 감소에 기인하고 있는 것인지, 그리고 노동시장에의 참여와 주변 가족의 도움으로 저소득 상태를 탈피할 수 있는 가능성이 있는지를 살펴보고자 한다. 이를 위해서 본문에서는 기초생활수급을 탈피하지 못하고 있는 우리사회 절대빈곤층에서 공적이전에 의한 소득이 근로소득 및 사적이전소득과 어떠한 관계를 갖고 있는지와 아울러 그 원인을 살펴보고자 할 것이다.

기존의 선행연구에서는 각각의 인과관계를 단일방정식에 의해서 추정하고 있다. 그러나 세 소득유형은 서로 영향을 줄 가능성이 있기 때문에 연립방정식에 의해 영향관계의 동시 추정이 필요하다. 그래서 본문에서는 기존의 방법론을 탈피하여 8년간의 패널데이터를 기반으로 근로소득함수, 사적이전소득함수, 공적이전소득함수의 연립방정식을 구성할 것이며, 아울러 이러한 연립방정식이 갖고 있는 내생성을 제거하여 세 변수간의 상호연관관계를 살펴볼 것이다.

그래서 이 글은 연구를 통해 공적이전소득이 근로소득의 증가에 어떠한 영향을 주는

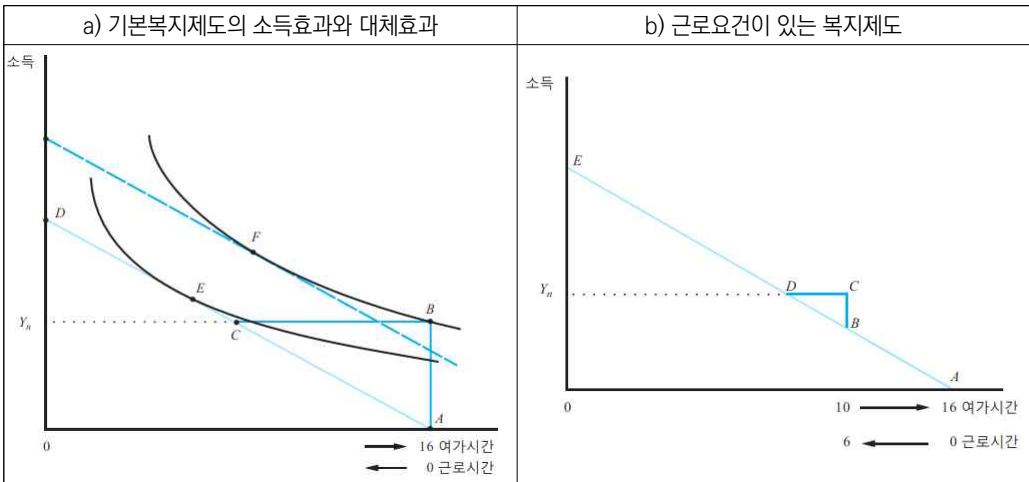
지, 또한 사전이전소득과는 어떠한 연관관계가 있는지를 밝히고자 한다. 그리고 이러한 연구에 의해 도출된 결론은 빈곤층의 빈곤탈피를 위한 정부의 보다 적절한 공적이전소득 정책방향의 결정에 도움이 될 것으로 판단한다.

II. 이론적 배경 및 선행연구

1. 공적이전소득과 근로소득

노동경제학에서는 예산제약하에 효용함수의 극대화 관점에서 노동공급, 즉 근로에 대한 의사결정을 연구하고 있다. 이를 사회복지프로그램에 적용하면 <그림 1>과 같이 무차별곡선과 예산제약선으로 표현할 수 있으며 이를 살펴보면 다음과 같다.

<그림 1> 복지프로그램에서의 소득효과와 대체효과



자료: Ronald & Robert(2012: 196, 199)

기초생활보장제도와 같은 사회 프로그램들은 개인의 실제 소득과 최저생계를 위한 소득의 차이를 기초로 하여 급여를 지급한다. 만약 대상자가 일하지 않으면 <그림 1>의 Y_n 만큼의 보조금을 받는다. 그림 1)의 a)에서 사회복지 프로그램은 만일, 프로그램 수혜자가 일을 하게 되면 예산 제약선이 AC에서 ABC로 이동하여 가난한 사람의 소득을 증가시킨다. 이 이동은 점 E에서 점 F로의 노동공급을 감소시키는 경향을 나타내는 소득효

과를 창출한다. 그러나 추가근로소득은 동일액수의 복지급여 감소와 일치하게 된다. 이러한 감소는 매우 큰 대체효과를 유발시켜서 복지급여를 받는 사람들로 하여금 근로시간을 0(점 B)으로 줄이도록 만든다. 실제로 공적이전소득이 근로소득에 미치는 영향에 관한 미국사례의 연구를 보면, AFDC(Aid to Families with Dependent children)제도가 노동공급에 부정적인 영향을 주었음을 밝히는 결과가 대부분이다(Levy, 1979; Danzinger et al. 1981; Moffit, 1983, 1992 등).

그림 1)의 b)는 이러한 복지제도에 근로요건을 도입한 경우이다. 만일 1일 6시간 근로의 최소 요건을 이행하지 않아 복지급여가 지급되지 않는다면 이 사람은 예산제약선의 선분 AB상에 위치하게 된다. 그러나 근로요건을 충족하고 근로소득이 y_n 보다 낮은 수준이면 복지급여가 지급되며 선분 CD상에 위치하게 된다. 실제로 1990년 대 미국에서 소득-보조금 프로그램들의 주요변화를 단행한 PRWORA(the Person Responsibility and Work Oppontunity Reconciliation Act)는 복지제도에 근로요건을 도입하였으며, 그 결과 대상자들의 노동참가율은 1994년의 68%에서 2000년의 약 78%로 증가하였다(Blank, 2002). PRWORA에 대한 다른 연구들도 이 제도가 근로여성의 근로소득 증가와 빈곤감소(Bavier, 2001; Danziger, Heflin, Corcoran, Oltmans, & Wang, 2002; Cancian, Haveman, Meyer, & Wolfe, 2002), 수급탈피에도 긍정적인(Cheng, 2010)을 밝히고 있다. 과거의 제도에서 부작용을 발견하고 생산적 복지로 개혁한 많은 나라들, 예를 들어 캐나다(Schwartz & Zabel, 2008), 영국(Whitworth, 2013) 등에서도 긍정적인 제도효과 즉, 더 많은 노동공급의 현상이 발견되고 있다. 그러나 미국에서 수혜자의 경제활동 참여는 늘었으나 실질적인 임금의 증가는 이루어지지 않았다는 연구결과도 존재한다(Waddan, 2003; Gilbert, 2009).

우리나라에서도 공적이전소득과 근로소득에 대한 연구는 지속적으로 이루어져 왔다. 강병구(2005)는 2002년 사회보험급여를 포함한 공적이전소득이 노동공급시간을 감소시키고 있음을 보여주었고, 박상현·김태일(2011)은 매칭이중차이분석을 통해 비수급자 집단에 비해 수급자 집단의 근로일수와 근로소득이 낮음을 확인하였다. 반면에 변금선(2005)은 한국노동패널 1차(1998년)와 6차(2003년) 자료를 활용하여 국민기초생활보장제도가 근로능력자의 취업과 근로시간에 미치는 효과를 준실험분석을 통해 제도가 취업률과 근로시간 증가에 영향을 주지 못함을 보여주었다. 김을식(2008)의 경우도 한국노동패널 6-8차 자료와 성향점수매칭방법을 사용하여 국민기초생활보장제도가 노동공급에 부정적 효과를 미쳤다고 볼 수는 없다고 주장하였다.

2. 공적이전소득과 사적이전소득

일반적으로 공적이전소득이 증가하면 사적이전소득은 감소한다는 결과가 선행연구의 대부분을 차지하고 있다. 그래서 이러한 관계는 x축을 사적이전소득으로, y축을 공적이전소득으로 하고 각각 한 개씩의 예산제약선과 무차별곡선으로 표현하는 것이 가능할 수 있다. 그래서 공적이전소득이 증가할수록 사적이전소득이 감소하거나 그 역을 간단하게 표현할 수 있을 것이다.

해외사례의 경우, 최소사승(OLS) 회귀분석을 통해 미국의 AFDC가 흑인집단에서 사적이전소득을 감소시킨다는 결과(Cox & Jimenes, 1989)와, 토빗(tobit) 분석을 통해 미국의 공공부조가 사적이전소득에 부(-)의 영향을 준다는 결과(Cox & Raines, 1985)들은 대표적으로 공적이전소득이 사적이전소득을 구축한다는 연구결과를 보여주고 있다. 그러나 Cox and Jakubson(1995)의 연구는 예측하는 바와 같은 공적이전의 사적이전 구축 증거를 찾지 못했다.

우리나라의 경우, 강성진·전형준(2005)은 한국가구경제패널조사와 한국노동패널조사(제2~7차) 자료를 사용해, 공적이전은 사적이전을 상당부분 구축한다는 결론을 내렸다. 김희삼(2008)은 노동패널자료와 헤킵모형(Heckit Model)분석방법을 사용하여 공적이전소득이 노인세대에 대한 자녀세대의 사적소득 이전을 줄어든다고 하고 있음을 발견하였다. 손병돈(2008)의 경우 복지패널 1, 2차 자료를 사용하여 회귀분석을 하였을 때 공적이전소득이 사회보험에서는 불분명하지만 공공부조(기초생활수급, 기타 정부지원금)에서 분명하게 드러나고 있음을 밝히고 있다.

성명재(2010)는 통계청의 가계조사자료(2008년 대상)와 재정패널자료(2007년 대상)를 사용하여 사적이전소득을 종속변수로 삼고, 가구주의 성, 연령, 학력, 가구규모 및 노인가구원 수, 공적이전소득, 시장소득, 순자산을 독립변수로 하여 토빗모형으로 추정하였다. 가계조사자료 분석결과를 보면 공적이전소득이 증가할수록 사적이전소득이 약 13-15%정도 감소하는 것으로 나타났다. 그리고 재정패널자료 분석결과는 구축효과가 더욱 탄력적인 것으로 분석되었다. 강성호(2011)는 통계청의 1982-2007년까지 총 26년간의 가계조사자료와 토빗분석을 통해 공적이전소득이 사적이전소득을 감속시키는 것으로 분석하였다. 반면에, 전승훈 & 박승준(2011)은 1990년부터 2010년까지의 통계청 가계동향조사자료와 패널토빗분석을 통해 1990년대 중반까지는 공적이전소득이 사적이전소득을 구축하고 있으나 이후에는 영향이 사라지고 있음을 밝히고 있다. 아울러 한국노동패널의 6, 7차 데이터를 사용한 성재민(2006) 역시 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못했다.

Ⅲ. 연구방법

1. 분석자료와 변수

분석방법을 살펴보기에 앞서 이 연구에서 사용할 자료와 자료를 구성하는 각 변수들의 정의를 살펴보기로 한다. 분석자료로는 한국복지패널(KOWEPS)의 2차조사(2006년도 가구 대상)에서 9차조사(2013년도 가구 대상)까지 8년간의 패널자료가 사용되었다.¹⁾ 표본은 2차부터 9차까지 모두 기초생활보장제도의 혜택을 받은 275가구를 선정하였다. 이는 한 번도 수급가구에서 탈피해본 적이 없는 우리사회의 절대빈곤층 가구들을 의미한다.

자료를 구성하는 각 변수들 중, 먼저 공적이전소득은 일반적으로 사회보험, 공적부조소득(기초보장급여, 기타 정부보조금) 등으로 이루어져 있다. 사회보험은 일반적인 사회보장의 주요형태로서 근로자나 그 가족을 상해, 질병, 노령, 실업, 사망 등의 위협으로부터 보호하기 위한 것으로서, 빈곤층의 연령이나 근로능력 여부와 상관없이 소득이 최저생계비(2017년 이후 중위소득) 이하인 저소득층을 대상으로 한다는 점에서 기초보장급여와는 서로 성격이 조금 다르다고 볼 수 있다. 실제로 본 연구의 자료에서도 저소득층의 기초생활수급과 사회보험은 상관관계가 유의하지 않고 오히려 부(-)의 관계를 보이고 있다.

공적부조소득 중 기타 정부보조금에는 장애·아동수당, 한부모가정지원, 영유아보육료, 학비지원, 국가유공자 보조금, 농어업보조금, 급식비 지원, 에너지 감면 또는 보조, 근로장려세제, 기초노령연금, 긴급복지지원금 등이 있다. 이러한 정부보조금 역시 공적부조에 속하지만 저소득층 생계지원 성격뿐만 아니라 국가유공자 보조금, 보육료지원, 농어업정부보조금 등 그렇지 않은 소득층의 지원도 포함되어 있다.

그래서 이 연구에서는 공적이전소득을 공적부조소득, 특히 저소득층을 대상으로 하는 기초생활보장제도의 급여소득으로 제한하여 사용하고자 한다. 이는 공적이전소득에서 기초생활수급액의 규모가 가장 크며, 이 연구의 목적이 기초생활보장수급 미탈피의 원인에 대한 분석이기 때문이다. 2000년 10월 도입된 국민기초생활보장제도는 두 가지 중요한 기준을 가지고 운영되고 있다(국민기초생활보장법 제1조, 제3조). 첫째는, 가구소득이 최저생계비에 미달하는 빈곤층에게 최저생계비와 소득의 차액에 해당하는 금액을 지급하는 소득보충적 성격으로서 저소득층의 빈곤을 완화하여 최저생활을 보장하고자 한다. 두 번째로는 소득보충으로 인한 노동공급의 감소를 막기 위해 근로를 유인하는 생산적 복지를

1) 현재의 복지패널조사의 형태는 대부분 2차부터 완성되었으며 1차의 경우 사적이전소득과 기타정부보조금 조사가 불분명하게 조사되어 이 연구자료에서 제외하였다.

지향한다는 점이다. 기초생활수급권자가 되기 위해서는 수급권자를 부양할 책임이 있는 1촌의 직계혈족 및 배우자의 부양의무자 조건에서 제외되어야 하고 전년도 가구소득이 최저생계비 이하여야만 한다.)

근로소득은 일반적으로 상용근로자, 임시·일용근로자의 임금소득 뿐만 아니라 사업 및 부업소득(고용주·자영자 사업소득, 농림축산업소득, 어업소득, 기타 근로소득)까지를 포함하고 있고 이 연구에서도 이와 같은 소득을 사용하였다. 마지막으로 사적이전소득은 개인연금과 퇴직연금 등의 민간보험, 기타 민간보조금, 그리고 부모나 자녀로부터의 보조금을 포함하고 있다. 그러나 빈곤층에게서 민간보험이나 민간보조금은 극히 작은 금액이며, 이 연구에서는 근로소득과 공적이전소득에 상대적으로 반응할 것으로 생각되는, 부모나 자녀로부터의 보조금으로 사적이전소득을 제한하여 사용하고자 한다.

한편 재산소득은 근로소득, 사적이전소득, 그리고 공적이전소득에 영향을 주는 변수이나 그 스스로 영향을 받는 변수라고 볼 수는 없다. 재산소득은 이자나 배당금, 임대료 등으로서, 사적이전 또는 공적이전, 그리고 근로소득의 변화에 의해 단기적으로 영향을 받지 않는 선결변수(predetermined variable)이기 때문이다. 그러므로 재산소득은 내생변수가 아닌 외생변수로 가정하고자 한다. 또한 재산소득과 같이 이러한 각 소득의 변동에 영향을 주는 외생변수들로서는 많은 선행연구에서 언급되고 있는 가구주의 성, 연령, 건강, 교육(연수), 그리고 가구원수, 경제활동 가구원수 등이 있다. 경제활동가구원수 변수는 상용근로자와 기타 임시 및 일용직 근로자수를 합한 가구원수로 구성하였다. 건강은 건강이 아주 안좋다(1)에서 아주 건강하다(5)로 5점 척도로 측정되었다. 한편 이 연구에서는 가구의 가처분소득 중에서 사적이전소득이 차지하는 비중인 사적이전소득비중변수를 사적이전소득변수의 도구변수로서 추가로 생성하였다.

2. 분석방법

앞장에서 살펴본 국내외 선행연구들은 공적이전소득과 근로소득, 그리고 공적이전소득과 사적이전소득의 관계를 각각의 단일 주제와 단일 방정식으로 연구하고 있으며, 모두 일치하지는 않으나 많은 연구들은 두 관계들이 서로 부(-)의 관계가 있음을 밝히고 있다. 그러나 이 세 가지 소득유형이 서로 상호 영향을 주는 관계에 있다면 연립방정식을 통해 종합적인 효과를 고려하여 동시에 각 소득유형의 결과를 추정해야 할 것이다. 그러나 선행연구들의 대부분은 이러한 문제점들을 고려하지 않은 방법론적 문제점들을 가지고 있

2) 2015년 7월 이후부터 시행되는 기초생활보장제도는 최저생계비가 아닌 중위소득을 기준으로 급여별로 선정기준을 다르게 하는 ‘맞춤형 급여’체제로 운영된다.

다. 그래서 이 연구에서는 아래와 같이 동시추정을 위한 연립방정식들을 가정하고자 한다. 식 1)은 근로 소득함수, 식 2)는 사적이전 소득함수, 식 3)은 공적이전 소득함수들로써 모두 구조방정식을 의미하며, 식 4)는 소득항등식으로 가정하였다.

먼저 식 4)는 가계의 가처분소득이 구성되는 항등식 형태로서 연구에 직접적으로 사용되지는 않지만 근로소득, 사적이전소득, 공적이전소득, 그리고 재산소득의 연관성을 보여주기 위해 설정하였다. 근로소득함수(또는 노동공급함수)인 식 1)의 경우 정부지원금이나 사적이전소득의 증가로 인한 소득의 증가는 근로시간을 단축시키는 경향이 있음은 노동경제학에서, 소득과 여가(근로)시간의 효용함수곡선에서 소득효과와 대체효과의 영향으로 인해 이론적으로 설명이 되고 있으며(<그림 1> 참조), 앞의 장에서 살펴본 선행연구들(Levy, 1979; Danzinger et al. 1981; 강변구, 2005; 박상현·김태일, 2011 등)에서 주장되고 있다.

$$W_t = \alpha_0 + \alpha_1 P_t + \alpha_2 G_t + \alpha_3 A_t + \alpha_4 EX_t + \mu_{1t} \dots \dots \dots \text{식 1)}$$

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 W_t + \beta_2 G_t + \beta_3 A_t + \beta_4 EX_t + \mu_{2t} \dots \dots \dots \text{식 2)}$$

$$G_t = \gamma_0 + \gamma_1 W_t + \gamma_2 P_t + \gamma_3 A_t + \gamma_4 EX_t + \mu_{3t} \dots \dots \dots \text{식 3)}$$

$$Y_t \equiv W_t + P_t + G_t + A_t \dots \dots \dots \text{식 4)}$$

Y_t = 가처분소득, W_t = 근로소득, G_t = 공적이전소득, P_t = 사적이전소득, A_t = 재산소득, EX_t : 기타 외생변수들

사적이전소득함수인 식 2)에서, 공적이전소득이 증가할 경우 사적지원금이 줄어든 것이라는 가정은, 역시 선행연구결과들(Cox & Raines, 1985; 강성진·전형준, 2005; 성명재, 2010; 강성호, 2011 등)에서 그 가능성을 보여주고 있기 때문에 본 연구에서도 채택하였다. 아울러 비록 근로소득의 감소가 사적이전소득을 어느 정도 증가시킨다는 연구결과(석재은·김태완, 2000)가 많지는 않으나 이 가정 역시 합리적이라고 판단할 수 있을 것이다. 공적이전소득함수인 식 3)의 경우는 정부의 복지지원제도의 성격상 당연한 것으로 받아들여야 할 것이다. 공공부조 형태인 국민기초생활보장제도는 차등적인 소득보충의 개념으로서 근로소득이나 사적이전소득이 높을수록 지원금의 규모는 줄어드는 방식을 적용하고 있기 때문이다.

한편 이러한 연립방정식의 경우 고전적인 회귀모형 즉 OLS 추정량은 불일치 추정량이 된다. 즉 고전적 선형회귀모형에 나타나는 중요한 가정, 즉 설명변수들과 확률적 교란항 사이에는 상관관계가 없다는 가정을 위배하기 때문이다. 예를 들어, 근로소득함수의 경우

편의가 발생할 수 있음은 다음과 같이 설명할 수 있다. 식 2)를 식 1)에 대입하면 아래와 같은 결과를 얻게 된다.

$$W_t - E(W_t) = v_{1t} = \frac{\mu_{1t}}{1 - \alpha_1 \beta_1} \text{ 이고 } \mu_{1t} - E(\mu_{1t}) = \mu_{1t}$$

$$\text{그러므로, } Cov(W_t, \mu_{1t}) = E[W_t - E(W_t)][\mu_{1t} - E(\mu_{1t})]$$

$$= \frac{E(u_{1t}^2)}{1 - \alpha_1 \beta_1} = \frac{\sigma^2}{1 - \alpha_1 \beta_1}$$

이 식에서 근로소득 함수 W_t 와 u_{1t} 의 공분산은 0이 아닌 값, 현실적으로는 양의 값을 갖는다고 보아야 할 것이다. 그렇다면 설명변수와 오차항 간에는 통계적으로 독립이거나 적어도 상관관계가 없다는 가정을 위반하게 되고 이와 같은 가정 위배는 OLS 추정량의 불일치를 가져오게 된다(Wooldridge, 2001; Greene, 2012). 그러므로 이 연구에서 가정한 연립방정식의 근로소득(Y_t), 공적이전소득(G_t), 사적이전소득(P_t)은 내생변수일 가능성이 크다.

그러므로 위와 같은 연립방정식의 내생성이 발생시키는 추정의 편의를 피해서 해를 구하기 위해서는 연립방정식의 편의를 피하여 방정식을 추정해야만 한다. 연립방정식의 해를 구하기 위해서는 도구변수(Instrumental Variable)를 이용한 추정을 해야 하고 이를 위해서는 도구변수가 될 수 있는 적절한 외생변수들이 필요하다. 각 방정식들의 외생변수들은 선행연구에서 영향을 주는 변수로 밝혀진 요인들을 각 방정식에서 자기상관과 이분산을 고려한 고정효과모형으로 추정하여 통계적 유의성을 갖는 변수들만으로 선정하여 구성하였다. 사적이전소득함수의 해를 구하기 위한 연립방정식은 아래와 같다.3)

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 W_t + \beta_2 G_t + \beta_3 Age_t + \beta_4 Health_t + \mu_{2t} \dots \dots \dots \text{식 4)}$$

$$W_t = \alpha_0 + \alpha_1 P_t + \alpha_2 G_t + \alpha_3 Fam_t + \alpha_4 Age_t + \alpha_5 Workable_t + \mu_{1t} \dots \dots \dots \text{식 5)}$$

$$G_t = \gamma_0 + \gamma_1 W_t + \gamma_2 P_t + \gamma_3 Workable_t + \gamma_4 Gade_t + \mu_{3t} \dots \dots \dots \text{식 6)}$$

W_t = 근로소득, G_t = 공적이전소득, P_t = 사적이전소득, Fam_t : 가구원수, Age_t : 나이, $Workable_t$: 근로가능가구원, $Health_t$: 건강, $Gade_t$: 기타정부보조금

3) 식 1), 식 2), 식 3)을 연립방정식으로 구성하여 근로소득과 사적이전소득함수를 동시에 추정하는 것이 타당하지만 타당한 도구변수들을 동시에 구해야 하는 어려움이 있기 때문에, 이 연구에서는 근로소득함수와 사적이전소득함수를 구하기 위한 연립방정식을 각각 별도로 구성하여 원하는 목적함수를 구하기로 한다. 근로소득함수를 위한 연립방정식과 추정결과는 첨부 참조바람.

사적이전소득함수인 식 4)에서 근로소득(Y_t), 공적이전소득(G_t)은 내생변수로, 가구주 나이(Age_t)와 건강($Health_t$)은 내재된 (included) 외생변수로, 식 4)에는 포함되어 있지 않지만 식 5)와 식 6)에는 포함되어 있는 가구원수(Fam_t), 경제활동가구원수($Workable_t$), 그리고 기타정부보조금($Gade_t$)변수를 외재된(excluded) 외생변수, 즉 도구변수로 활용하고자 한다. 재산소득은 모든 방정식에서 유의미한 영향을 보이지 않아 제외하였다.

IV. 분석결과

1. 고정효과 추정

분석결과를 살펴보기에 앞서 이 연구에서 사용할 표본가구들의 기초적인 특성을 보면 아래 <표 1>과 같다. 표본은 모두 275가구로서, 1인 127가구, 2인 101가구, 3인 25가구, 4인 19가구, 그리고 5인 3가구로 평균가구원수가 1.68인으로서 많은 표본이 1-2인 가구로 구성되어 있다. 가구주의 평균 나이는 66세 정도로 고령에 가까우며 학력은 초등학교 졸업 수준에 해당한다. 아울러 가구주의 건강은 건강하지 않은 편에 해당하며, 남성보다는 여성이 더 많은 것으로 나타나고 있다.

소득을 살펴보면, 가처분 소득은 월 78.2만원, 근로소득은 월 9.8만원, 공적이전소득(기초생활보장급여)은 월 38.6만원, 사적이전소득(자녀 또는 부모 간 이전소득)은 월 12.3만원으로 수입의 대부분을 공적이전소득에 의존하고 있음을 알 수 있다. 한편, 재산소득은 매우 낮은 수준(0.37만원)에 머무르고 있다. 이는 앞서 재산소득이 외생변수로서 역할을 하지 못하는 것의 근거가 될 수 있다.⁴⁾

연구대상 표본의 특성을 종합해보면, 자료에는 저학력이면서 건강하지 않아 가처분소득의 큰 비중을 주로 공적이전소득에 의존하는 빈곤 노령층이 다수로 구성되어 있음을 알 수 있다. 연구대상에 처음 포함된 표본가구가 그대로 유지되는 경우 자연스럽게 연령이 올라가기 때문에 연령의 평균은 자료의 왜곡을 가져올 수 있는 것으로 보인다. 그러나 어느 해에, 그동안 절대빈곤층으로 유지하다가 자연스럽게 소멸되어 표본에서 탈락된 고령 가구와 잠재적 절대빈곤층으로 새로 진입하지만 시계열 특성으로 인해 표본에서는 탈락한 저연령

4) 실질소득을 반영하기 위해서는 소비자 물가지수를 고려하는 것이 타당할 것이다. 그러나 소비자물가지수는 장기시계열이 아닌 단기시계열일 경우 연간 편차로 인해 추정에서 편이가 발생할 가능성이 크다. 실제로 연구대상 기간의 소비자물가지수는 1.3에서 4.7까지 그 편차가 매우 크다. 아울러 이 연구주제의 특성상 실질소득을 사용하지 않아도 되기 때문에 명목소득을 사용하였다.

층 가구들을 포함한 전체 연령평균은 결국은 표본자료의 연령평균과 유사할 것으로 기대되기 때문에 현 표본자료는 연구대상으로 타당하다고 판단된다(<첨부 1>을 참조바람).

〈표 1〉 표본 통계

(소득단위: 만원)

	평균	표준편차		평균	표준편차
가구원수	1.68	0.85	가처분소득	78.17	37.70
근로가구원수	0.32	0.55	근로소득	9.88	22.44
나이	66.36	12.89	공적이전소득	38.56	19.41
교육(연수)	6.53	4.37	사적이전소득	12.31	16.05
건강	2.39	0.85	재산소득	0.37	2.90
성별(여성, %)	57.95				

주) 표본: 275

위와 같은 표본들을 사용하여 일반적인 추정, 즉 연립방정식의 연립성(내생성)을 고려하지 않은 OLS 추정결과를 <표 2>에서 살펴보면 다음과 같다. 추정은 모두 자기상관과 이분산성을 고려하였으며, 근로소득 함수의 경우 공적이전소득과 사적이전소득 모두 근로소득에 부(-)의 영향을 주고, 사적이전소득 함수의 경우 공적이전소득과 근로소득 모두 사적이전소득에 부(-)의 영향을 주고 있다. 기타 외생변수들을 보면, 나이가 들수록 근로소득은 감소하고 사적이전소득은 늘어나는 경향이 있다. 가구원수는 근로소득에 정(+)의 영향을 주며 건강은 사적이전소득에 정(+)의 유의미한 관계를 형성하고 있다. 이러한 결과들은 노동경제학 이론과 많은 선행연구의 결과들과 유사하다고 볼 수 있다.

〈표 2〉 고정효과 추정

	근로소득		사적이전소득	
	계수	Robust S.E.	계수	Robust S.E.
공적이전소득	-0.46***	0.10	-0.48***	0.08
근로소득			-0.13***	0.04
사적이전소득	-0.07***	0.02		
가구원수	0.79***	0.13		
나이	-0.03***	0.01	0.05***	0.01
건강			0.12**	0.05
절편	3.24***	0.36	0.13	0.75
Number of obs.	2200		2200	
F test that all $u_i=0$	F(4,274) = 18.88***		F(4,274) = 18.39***	
sigma_u	0.936		1.210	
sigma_e	0.945		1.345	
rho	0.500		0.446	

note: .01 - ***, .05 - **, .1 - *, 모든 소득변수는 자연대수로 전환하여 추정함

2. 연립방정식 추정

1) 내생성(연립성) 검정

앞 절에서 살펴본, 내생성을 고려하지 않은 추정은 연립방정식의 내생성(연립성)의 문제가 있을 가능성 때문에 추정에서도 편의가 있을 가능성이 크다고 볼 수 있다. 그래서 하우스만 모형 검정(Hausman specification test)을 통해 이 연구에서 설정한 연립방정식의 내생성을 검증하고자 한다. 이 연구에서는 편의상 <표 2>의 사적이전소득함수를 추정하기 위한 연립방정식을 구성하고 근로소득과 공적이전소득변수의 내생성을 살펴보도록 하겠다. 내생성 검증을 위한 첫 번째 단계로서, 식 4), 5), 6)을 근거로 각 내생변수들의 축약형 방정식(reduced form)을 구하면 아래와 같다. 각 축약형은 오른쪽에 모두 외생변수들만 구성이 되어 있으며, 구조방정식(structural)의 확률적 교란항들의 선형결합으로 표시되는 \hat{v}_{1t} , \hat{v}_{2t} , \hat{v}_{3t} 는 축약형 오차항이다.

$$P_t = -1.42 - 0.15Fam_t + 0.05Age_t + 0.11Health_t - 0.10Workabe_t + 0.001Gade_t + v_{1t} \dots \dots \dots \text{식 7)}$$

$$W_t = 1.12 + 0.26Fam_t - 0.02Age_t + 0.01Health_t + 2.02Workabe_t - 0.03Gade_t + v_{2t} \dots \dots \dots \text{식 8)}$$

$$G_t = 2.59 + 0.21Fam_t + 0.01Age_t + 0.01Health_t - 0.18Workabe_t + 0.07Gade_t + v_{3t} \dots \dots \dots \text{식 9)}$$

W_t = 근로소득, G_t = 공적이전소득, P_t = 사적이전소득, Fam_t : 가구원수, Age_t : 나이, $Workabe_t$: 경제활동가구원수, $Health_t$: 건강, $Gade_t$: 기타정부보조금

내생성 검증의 두 번째 단계로서, 식 8)로부터 \hat{W}_t 와 \hat{v}_{2t} 를, 식 9)로부터 \hat{G}_t 와 \hat{v}_{3t} 를 구하여 앞의 절에서 살펴본 원래의 사적이전소득함수인 식 4)에 대입하면 식 10)과 같은 결과가 도출된다.

$$P_t = -0.67 - 0.09\hat{W}_t - 0.32\hat{G}_t + 0.05Age_t + 0.12Health_t - 0.17\hat{v}_{2t} - 0.48\hat{v}_{3t} + \mu_{1t} \dots \dots \dots \text{식 10)}$$

식 10)에서 만일, 연립성이 없다는 귀무가설, 즉 W_t 와 G_t 가 내생변수가 아니라는 가설 하에서 \hat{v}_{2t} 와 \hat{v}_{3t} 는 $\hat{\mu}_{1t}$ 와의 상관관계에서 점근적으로 0이어야 한다. 따라서 식 10)의 \hat{v}_{2t} 의 \hat{v}_{3t} 의 계수가 통계적으로 의미가 없다면 내생성 즉 연립성의 문제는 없다고 볼 수 있다. 이 경우는 내생적 설명변수가 2개이므로 F검정을 하여 통계적 유의미성 여부를 확인할 수 있다. 통계적 검정결과 F값이 24.41, 유의확률이 0.00으로써 귀무가설이 기각되어 근로소득과 공적이전소득변수는 내생성문제가 있다고 결론내릴 수 있다.5)

2) 2단계 고정효과 추정

이 연구에서 사용하는 자료는 패널자료로서, 패널자료에서 개체간 오차항(μ_{ti})은 고정효과로 간주하여 고정효과모형(fixed effect)으로 추정할 경우 해결할 수 있으나 개체 및 시간에 따라 발생하는 순수오차(ϵ)와 설명변수 간의 상관관계가 패널 연립방정식에서의 설명변수의 내생성이라고 볼 수 있다. 그러므로 고정효과 2단계 최소자승법(two stage least squares)을 활용하여 내생성을 해결해야 한다.⁶⁾ 확률효과모형을 사용하기 위해서는 설명변수와 개체특성 오차항간에 상관관계가 없어야 하지만 이 자료에서는 해당되지 않는다.

계량경제학적 모형에서 연립방정식의 해를 구한다는 것은 각 구조방정식 또는 행태방정식(behavioral)에 포함되어 있는 내생변수들의 값을 구하는 것을 의미한다. 해를 구하기 위해서는 앞서 각 함수들로 구성된 연립방정식으로부터 식 7), 식 8), 식 9)와 같은 축약형 방정식을 구해야 한다. 이러한 축약형 방정식으로부터 최소자승법에 의해 구해진 예측값들($\hat{w}_i, \hat{p}_i, \hat{G}_i$)을 다시 원래 목적함수들에 대입하여 OLS로 함수값을 구하면 된다.

그러나 구조방정식 모수의 수량적 추정치가 추정된 축약형 방정식의 계수로부터 도출될 수 있는가라는 식별의 문제가 발생한다. 이러한 식별을 위한 조건으로는 위수조건(Order Condition)과 계수조건(Rank Condition)이 있으나 일반적으로는 위수조건으로도 충분하기 때문에 이 연구에서는 위수조건을 사용하기로 한다.⁷⁾ 결과를 보면, 이 연구의 모형에서 근로소득함수는 적도식별되고 사적이전소득함수의 경우는 과도식별되고 있다. 한편, 각 방정식들은 이분산성과 자기상관의 가능성이 존재하기 때문에 보다 강건한(robust) 추정방식을 사용하였다. <표 3>은 이분산성과 자기상관을 통제하고 고정효과 2단계 최소

-
- 5) 근로소득함수의 경우도 동일한 절차를 거쳐 공적이전소득과 사적이전소득의 내생성문제를 검토한 결과 내생성문제가 발생하고 있음을 확인하였다(<첨부 2>를 참조바람).
- 6) 사적이전소득은 비록 소득 0에서 좌측절단(left censored) 자료이지만 자기선택(self-selection)에 의한 추정의 편의 문제가 없으나 근로소득은 이러한 문제발생의 가능성이 있기 때문에 토빗분석을 하는 것이 일반적이다. 그러나, 절대빈곤층의 잠재적인 근로소득을 모형에 포함하여 추정하는 것이 적절한지에 대해서는 논의의 여지가 필요한 것으로 보인다. 본 연구에서 근로소득함수에 토빗모형을 적용하여 연립방정식을 분석한 결과는 계수들의 부호의 방향성과 상대적 크기, 그리고 통계적 차이에서 2단계 고정효과분석 결과와 큰 차이가 없기 때문에 이 글에서는 후자의 결과를 보고하기로 한다.
- 7) M개의 연립방정식 모형에서 한 방정식이 식별되려면 그 방정식에서 제외된 선결변수의 개수가 그 방정식에 포함된 내생변수의 개수에서 1을 뺀 것 보다 작으면 안된다. 즉 “ $K-k \geq m-1$ (K: 모형내부 선결변수의 수, k: 주어진 방정식 내부 선결변수의 수, m: 주어진 방정식 내부 내생변수의 수)”의 조건을 만족해야 한다. 만일 $K-k = m-1$ 이면 그 방정식은 적도식별(exact identification)되고, $K-k > m-1$ 이면 과도식별(over identification)된다. 이에 대해서는 Gujarati(2012), Pindyck & Rubinfeld(1998) 등을 참고바람.

자승법으로 추정한 결과들을 보여주고 있다.

〈표 3〉 2단계 고정효과 추정

	근로소득		사적이전소득	
	계수	Robust S.E	계수	Robust S.E
공적이전소득	0.05	0.40	-0.32	0.37
근로소득			-0.09	0.05
사적이전소득	-0.02	0.04		
가구원수	0.71***	0.11		
나이	-0.04***	0.01	0.05***	0.01
건강			0.12***	0.05
도구변수	기타정부보조금, 사적이전소득비중		가구원수, 경제활동가구원수, 기타정부보조금	
Number of obs	2200		2200	
F test that all $u_i=0$	F(4,1921) = 19.69***		F(4,1921) = 7.81***	
Hansen J 통계량	적도식별		0.697	
Kleibergen-Paap rk Wald F 통계량	24.08		28.02	
	10% maximal IV SIZE: 7.03		10% maximal IV SIZE: 13.43	
note: .01 - ***, .05 - **, .1 - *				

근로소득함수에서 내생변수는 공적이전소득과 사적이전소득이며, 외재도구변수(excluded instruments)는 기타정부보조금과 사적이전소득비중 변수이다. 방정식 내부에 포함된 내재도구변수(included instruments)와 달리 외재도구변수는 모형에는 포함되어 있으나 방정식에는 포함되지 않은 변수를 의미하며 이 변수들로 인해 이 방정식이 식별될 수 있으며, 이 외재도구변수는 약한 도구변수일 경우 추정의 편의를 가져온다. 그래서 이러한 외재도구변수들을 검정하는 ‘Kleibergen-Paap rk Wald F 통계량’⁸⁾의 값이 24.08로서 5% 유의수준으로 검정하는 Stock-Yogo의 임계값인 10% 최대 도구변수 크기인 7.03보다 크기 때문에 약한 도구변수라는 귀무가설을 기각할 수 있다. 이러한 근로소득함수의 2단계 고정효과 추정결과를 보면, 공적이전소득은 근로소득에 그리고 사적이전소득은 근로소득의 증감에 통계적으로는 영향을 주지 않는 결과를 보여주고 있다.⁹⁾

사적이전소득함수의 경우, 내생변수로는 공적이전소득과 근로소득이며, 외재도구변수로

8) 보다 자세한 내용은 Stock & Yogo(2005)를 참조바람.

9) 귀무가설을 기각하지 못하는 것이 귀무가설이 반드시 참이라는 것을 의미하지는 않는다. 그러므로 이 연구는 공적이전소득이 근로소득 및 사적이전소득과 반드시 관계가 없다고 주장하지 않으나 아울러 관계가 없을 가능성도 배제하지 않으며 그 가능성의 원인을 찾고자 한다.

는 가구원수, 경제활동가구원수, 기타정부보조금이 사용되었으며 ‘Kleibergen-Paap rk Wald F 통계량이 28.02로서 임계값 13.43보다 크기 때문에 사용된 도구변수들은 약하지 않은 것으로 보인다. 아울러 도구변수들이 오차항과 상관되지 않고 적절한 도구변수라는 귀무가설을 검정하는 Hansen J 통계량이 0.697로서 방정식에 사용된 도구변수들은 적절한 것으로 보인다. 효과추정 결과를 보면 근로소득과 아울러 공적이전소득의 증가가 사적이전소득을 감소시킬 가능성은 있으나 통계적으로는 유의하지 않게 나타나고 있다.

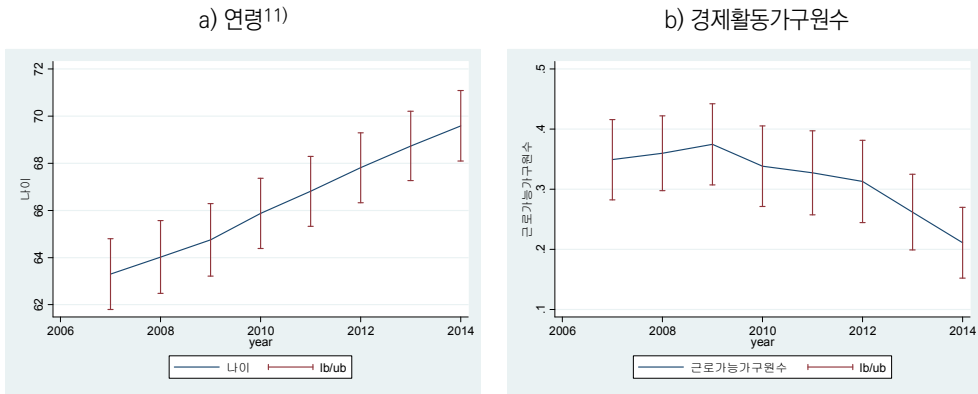
국내의 많은 선행연구들 및 앞선 <표 2>의 결과와는 달리, 절대빈곤층을 대상으로 하였을 경우, 공적이전소득(또는 사적이전소득)이 근로소득을, 아울러 공적이전소득(또는 근로소득)이 사적이전소득을 구축하지 않을 가능성을 이들 계층의 근로능력과 사적이전소득의 절대량 및 변화가능성의 측면에서 다음 절에서 살펴보기로 한다.

3. 소결

앞 절에서 살펴본 연구결과를 해석하기 위해서는 좀 더 다른 측면에서 바라보아야 할 것으로 보인다. 먼저, 공적이전소득(또는 사적이전소득)의 증가가 근로소득을 감소시키지는 않지만 반대로 이들 소득들의 감소가 근로소득을 증가시키지도 않는 통계적 결과는 저소득층의 구성이 대부분 고령층이라는 점을 감안한다면 이해가 될 만한 부분이다. 좀 더 정확한 조사가 뒷받침되어야 하지만, 저소득층의 경우 연령이 대부분 고령(60세 이상이 전체 수급자의 71%, 65세 이상은 60%)이며¹⁰⁾ <그림 2>의 a)를 보면 갈수록 고령화가 심해지고 있기 때문이다. 이와 연동하여 b)를 보면 경제활동가구원수도 갈수록 줄어들고 있는 형편으로 적극적 근로를 하기 어려워지고 있는 상황을 보여주고 있다. 수급자들의 조사된 평균적인 건강은 2.39로서 건강하지 않은 편에 해당하고, 장애비율은 67.41%, 정상적인 근로가 가능하지 않은 비율도 62.7%에 이르고 있다.

10) 은퇴연령층(가구주 66세 이상)의 가처분소득 빈곤율은 2014년 53.1에 이르고 있다(국가통계포털, 2015)

〈그림 2〉 수급자 가구특성



위와 같은 조건들로 인해 실제로 빈곤층의 노동시장 참여의 변화는 크지 않다. 아래 <표 4>는 대상가구들의 노동시장 참여여부가 시간이 지남에 따라 어떻게 변하는지를 조건부 전이확률(conditional transition probability)로 보여주고 있다. 실제로 노동시장에 참여하지 않았던 사람은 그 뒤에도 참여하지 않을 확률이 88.73%이며, 참여할 확률은 27.82%에 불과하다. 사실상 노동참여 여부는 시간에 따라 큰 변동이 없다는 의미로 해석할 수 있을 것이다.

〈표 4〉 노동시장 참여 변화확률

	노동시장 비참여	노동시장 참여	합계
노동시장 비참여	1,118 (88.73)	142 (11.27)	1,260 (100)
노동시장 참여	185 (27.82)	480 (72.18)	665 (100)
합계	1,303 (67.69)	622 (32.31)	1,925 (100)

주) 노동소득이 있으면 노동시장 참여로, 없으면 비참여로 코딩하여 분석함

절대빈곤층에게는 앞의 그림 1)의 a)의 역설을 벗어나기 위해 근로유인을 제공하는 b)의 전략을 취하는 노동경제학의 이론적 관점에서는 설명하기 어려운 부분이 발생한다.

11) 이 그림은 앞서 표본통계에서 살펴보았듯이 표본에 포함되지 않은 절대빈곤층 가구들까지 포함한 전체평균과 유사하다고 가정한 연구대상 표본의 평균연령의 변화의 모습을 보여주고 있다. 한편 매 해마다 전체 기초수급자 나이 평균의 증감을 그래프로 보면, <그림 2>의 a)와 동일하게 증가하는 모습이 확인되고 있다.

즉 수급 미탈피층들은 기본적으로 노동시장에 참여하기 어려운 조건에 있기 때문에 b)의 전략으로 근로시간을 선분 CD로 위치시킬 수 없다는 것이다. 이들에게는 그림 1)의 a)에서 근로시간이 0(점 B)과 가깝게 되는 것이 자기선택이 아니라 어쩔 수 없는 선택이라는 것을 의미한다.¹²⁾

결국 위와 같은 이유들로 인해 공적이전소득의 증가와 감소가 근로소득을 증가시키지도 감소시키지도 않을 가능성이 존재하지만, 적어도 절대빈곤층의 경우는 근로가능성에서 문제가 있기 때문에 이 문제가 크게 부각되어야 할 이유는 없어 보인다. 오히려 고령임에도 불구하고 생활을 위한 수단으로서 공적이전소득에만 의존할 수밖에 없는 문제에 대한 연구가 필요한 것으로 보인다.

한편 이 연구에서 대부분의 선행연구 결과들과 크게 다른 점은, 절대빈곤층의 경우, 공적이전소득(또는 근로소득)이 사적이전소득을 구축한다는 명확한 근거가 발견되지 않는 점이다. 그러나 이들 계층의 전체 소득구성에서 공적이전소득에 비해 사적이전소득이 현저히 낮다는 점에서 두 변수간의 약한 인과관계나 무관계성의 가능성도 존재한다. <표 1>에서 볼 수 있듯이 수급자들의 사적이전소득은 평균 약 12만원으로서, 같은 기간의 일반가구의 27만원의 절반에도 미치지 못하고 있다. 부양의무가 있는 부모나 자녀가 어느 정도 경제적인 능력이 있었다면 정부로부터 생계비를 받는 상황이 되지는 않았을 것이다. 결국, 주변으로부터 사적인 도움을 받을 수 없는 구조적인 한계에 놓여 있기 때문에 공적이전소득이 변화하더라도 사적이전소득의 절대적인 양의 변동이 작을 수밖에 없다는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 만일, 공적소득을 Y축으로 놓고 사적이전소득을 X축에 놓고 예산제약선을 그린다면 이 선분은 기울기가 수직에 가까운 급격하게 가파른 선이 될 것이다.

아래 <표 5>를 보면 사적이전소득이 10만원 이하인 가구가 다음에도 그대로 10만원 이하로 받을 확률은 76.49이며, 10만원 이상으로 변화할 확률은 35.34%로 나타나고 있으며, 만일 기준선을 15만원으로 하였을 경우 확률은 76.49%에서 82.15%로 더 높아진다. 역시 빈곤층에게서 사적이전소득이 변화할 확률은 매우 낮다고 볼 수 있다.

12) 각주 6)에서도 언급하였듯이 근로소득은 절단자료이지만 소득 0원이 절대빈곤층에게 자기선택의 문제가 아닐 수 있기 때문에 토빗이나 헤킷모형 추정이 적절하지 않을 수 있다.

〈표 5〉 사적이전소득 변화확률

	낮은 사적이전소득	높은 사적이전소득	합계
낮은 사적이전소득	927 (76.49)	285 (23.51)	1,212 (100)
높은 사적이전소득	252 (35.34)	461 (64.66)	713 (100)
합계	1,179 (61.25)	746 (38.75)	1,925 (100)

주) 사적이전소득이 10만원 이하이면 낮은 사적이전소득, 이상이면 높은 사적이전소득으로 코딩하여 분석함

그러므로 수급 미탈피층에서 공적이전소득과 사적이전소득의 관계도 효용함수의 예산 제약선과 무차별곡선으로 설명하는 것은 우리가 따르는 것으로 보인다. 즉 빈곤제거 효과나 소득불평등 완화효과도 공적소득이전보다 사적소득 이전이 더 큰 것으로 조사되고 있지만(김교성, 2002; 홍경준, 2002), 이러한 효과가 절대빈곤층에 해당하는 기초생활수급자에게는 적용되기는 어려울 것으로 보인다.

결국, 근로소득과 사적이전소득의 증가에서 구조적인 한계가 있다면 남은 부분은 공적이전소득의 증가만이 문제해결의 답이 될 수 밖에 없을 것이다. 그러나 공적이전소득은 최근에 정체하고 있는 상황이다. 1980-2009년까지 OECD 주요국가들의 사회지출변화를 보면 대부분의 국가들의 사회지출이 15-30%까지 크게 증가하고 있음에 반해 우리나라와 멕시코만이 10%이하의 낮은 수준에 머무르고 있다(김태완 외, 2013). 한국의 GDP 대비 공공지출은 2012년 현재 9.06% 정도로서, 2013년 기준으로 전체 인구 중 수급가구는 7.79%(일반수급: 7.19%, 조건부수급: 0.55%)이며 저소득층이면서 수급가구는 24.25%에 머무르고 있다(국가통계포탈, 2015). <그림 3>은 세 가지 소득의 크기를 동일 기준에 의해 상대적으로 비교한 결과를 보여주고 있다. 근로소득은 감소경향이 있고, 사적이전소득은 증가경향이 있으나 그 절대량에서는 공적이전소득의 크기에 비해 많이 낮은 수준에 머무르고 있다. 공적이전소득 역시 증가하기 보다는 정체상태에 머무르고 있다.

〈그림 3〉 소득별 증감 현황



V. 결론

이 연구는 지금까지 최저생계비이하의 소득수준에서 벗어나지 못하고 있는 우리나라의 절대빈곤층을 대상으로, 공적이전소득의 근로소득 및 사적이전소득과의 상호 영향관계에 대해 살펴보았다. 이와 같은 상호 영향관계를 올바르게 파악하기 위해 개별 방정식보다는 연립방정식을 구축하여 동시에 그 연관관계를 살펴보았다.

분석결과를 보면, 이전의 연구결과들이 주로 공적이전소득이 증감함에 따라 근로소득과 사적이전소득이 감소하는 구축효과를 보여주었다면, 절대빈곤층을 대상으로 한 이 연구에서는 공적이전소득이 근로소득과 사적이전소득을 구축한다는 유의미한 통계적 결과가 발견되지 않고 있다.

먼저 공적이전소득의 증감이 근로소득의 증감으로 이어지지 않을 가능성의 이유로는 절대적 빈곤을 탈피하지 못하는 계층의 많은 부분이 조건상 노동시장참여가 어려운 것이 큰 때문으로 판단된다. 그러므로 정부의 생산적 복지의 추구는 당연하지만, 적어도 절대 빈곤층의 경우 공적이전소득과 근로소득의 이러한 현상을 부정적인 측면의 문제가 아닌

자연스러운 현상으로 받아들여야할 부분으로 보인다. 아울러, 공적이전소득이 사적이전소득을 구축하지 않을 가능성도 역시 자연스러운 현상으로 파악된다. 사적이전소득이 비록 증가세에 있지만 절대적인 금액에서 매우 낮으며, 아울러 사적이전소득이 변화할 가능성도 낮은 구조적 문제에 있기 때문이다.

복지문제는 헌법상의 생존권적 기본권 보장이라는 관점과 복지의 효율성을 추구하는 경제적 관점이 늘 대립하고 있다. 그래서 국가는 저소득층을 최대한 포괄하여 지원하기 위한 노력을 하는 동시에 그들의 자립을 유도하는 다양한 규제를 강제하고 있으며 이 노력들은 사회복지정책의 중요한 두 축을 구성하고 있다. 시대와 상황에 따라 어느 관점이 정책으로서 좀 더 지지를 받기도 하고 그렇지 못하기도 하기 때문에 어느 관점이 보다 타당하다고는 말할 수 없을 것이다.

다만, 근로장려세제(EITC)처럼 정책적인 유인을 통해 저소득층의 근로소득향상을 도모할 수 있는 도구들이 있는가하면, 수급을 탈피하지 못하고 빈곤의 악순환에 빠져있는 절대빈곤층의 경우는 노동경제학의 이론이 적용되기 어려운 소득층으로서 일반적인 정책적 유인을 통해 빈곤을 탈피하기 어려운 근본적인 제약조건들을 가지고 있는 것으로 보인다. 그러므로 정부는 이러한 사실들을 고려하여 보다 타당한 정책방향을 모색해야 할 것이다.

참고문헌

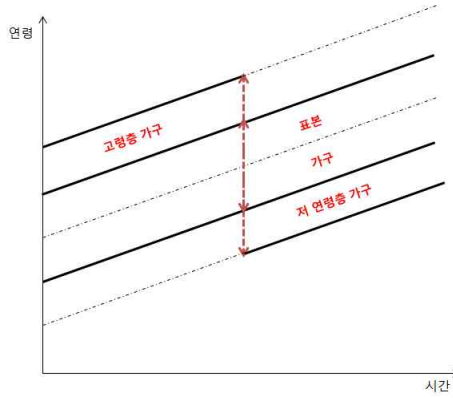
- 강병구·성효용. (2013). 근로소득세의 소득계층별 노동공급효과. 「재정정책논집」, 15(3): 87-109.
- 강병구. (2004). 공적 이전소득의 분배 및 노동공급 효과. 「사회보장연구」, 20(2): 129-150.
- 강병구. (2007). 근로장려세제의 노동공급효과 분석. 「노동정책연구」, 7(4): 87-109.
- 강성호·전승훈·임병인. (2008). 국민연금법 개정의 소득분배 및 노동공급 효과 분석. 「경제학연구」, 56(3): 75-107.
- 강성호. (2011). 부양의식 및 공적이전소득의 사적이전소득 구축효과와 소득보장효과. 「재정정책논집」, 13(1): 113-144.
- 구인회·임세희·문혜진. (2010). 국민기초생활보장제도가 근로, 소득, 빈곤에 미친 영향. 「한국사회학」, 44(1): 123-148.
- 김교성. (2002). 소득이전의 빈곤완화 및 빈곤이행 효과에 관한 연구. 「한국사회복지학」, 48(48): 113-149.
- 김을식. (2008). 국민기초생활보장제도와 노동공급. 「제9회 한국노동패널 학술대회 자료집」
- 김태성. (2007). 「사회 복지 정책 입문」: 청목 출판사.

- 김태완·김성아·이주미·김문길·윤상용·송치호. (2013). 「저소득층 현금 및 현물서비스 복지지출의 사회경제적 영향분석」. 한국보건사회연구원
- 김태일. (2004). 기획논문 : 사회보장제도의 평가 ; 국민기초생활보장제도의 소득, 소비 증대효과 분석. 「정부학연구」, 10(2): 33-59.
- 김희삼. (2008). 사적소득이전과 노후소득보장. 「한국개발연구」, 30(1): 71-130.
- 남상호. (2012). 소득빈곤의 동태 분석. 「보건복지포럼」, 6-13.
- 박경돈. (2008). 미국 주정부 공공보험정책이 노인의 장기요양 사보험 구입에 미치는 구축효과. 「한국행정학회 학술대회 발표논문집」
- 박상현·김태일. (2011). 국민기초생활보장제도가 노동 공급과 성과에 미치는 영향. 「한국정책학회보」, 20(4): 277-307.
- 박상현·최하정. (2011). 일반논문 : 국민기초생활보장제도의 소득, 소비에 미치는 효과 분석. 「한국사회와 행정연구」, 21(4): 175-213.
- 박상현·김태일. (2011). 국민기초생활보장제도가 노동 공급과 성과에 미치는 영향. 「한국정책학회보」, 20(4): 277-307.
- 박창균·이철인. (2011). 자활근로사업의 근로유인효과에 관한 실증분석. 「경제학연구」, 59(3): 149-186.
- 변금선. (2005). 국민기초생활보장제도가 노동공급에 미치는 효과. 「노동정책연구」, 5(2): 31-64.
- 석재은, 김태완 (2000). 노인의 소득실태 분석과 소득보장체계 개선방안 연구. 「한국보건사회연구원」.
- 성명재·박기백. (2010). 정책연구 : 공적이전소득이 사적이전소득 및 소비구조에 미치는 영향. 「재정포럼」, 166(0): 69-76.
- 손병돈. (1999). 사적 소득이전의 빈곤완화 효과. 「한국사회복지학」, 39: 157-179.
- 손병돈. (2008). 공적 소득이전과 사적 소득이전의 관계. 「사회복지연구」, 39(0): 343-364.
- 송헌재·방홍기. (2014). 우리나라 근로장려세제의 고용창출 효과 분석. 「경제학연구」, 62(4): 129-167.
- 안중범·김철희·전승훈. (2002). 빈곤과 실업의 원인과 복지정책의 효과. 「노동경제논집」, 25(1): 75-95.
- 안창원. (2013). 대규모 행위자 기반 모델링 & 시뮬레이션, 「대한산업공학회」 20: 26-31.
- 여유진·김미곤·김상균·구인회·송치호·오지현. (2009). 국민기초생활보장제도 부양의무자기준 개선방안에 관한 연구. 「보건복지가족부/한국보건사회연구원」
- 유한욱. (2008). 근로장려세제의 최적 설계에 관한 연구. 「한국개발연구」, 30(1): 131-170.
- 이상은. (2004). 국민기초생활보장제도의 노동공급 효과. 「한국사회복지학」, 56(2): 71-91.
- 전승훈·박승준. (2011). 공적이전소득이 사적이전소득에 미치는 영향 분석. 「한국경제연구」, 29(4): 171-205.
- 전승훈·강성호·임병인. (2009). 은퇴 후 필요소득수준과 국민연금 및 퇴직연금의자산충분성. 「경제학연구」, 57(3): 67-100.
- 전영준·김성태·김진영. (2013). 복지패러다임 전환의 경제적 효과-보편적 복지 vs. 선택적 복지. 「경제학연구」, 61(2): 69-111.
- 전영준. (2009a). 근로장려세제의 근로의욕 증진효과. 「한국노동연구원」, 55-68.

- 전영준. (2009b). 실업보험급여의 적정 구조에 대한 연구: 일반균형모형을 이용한 접근. 「한국경제의 분석」, 15(1): 197-253.
- 전영준. (2013). 세대 간 불평등도 해소를 위한 재정정책과제-복지정책을 중심으로. 「응용경제」, 15(2): 107-151.
- 조선주. (2009). 근로장려세제 (EITC) 가 여성의 노동공급에 미치는 효과 연구. 「노동정책연구」, 9(3): 29-54.
- 홍경준. (2002). 공적 이전과 사적 이전의 빈곤 감소 효과 분석: 기초생활보장제도 도입 이후를 중심으로. 「한국사회복지학」, 50(50): 61-85.
- Anderson, T. W., and H. Rubin. (1949). Estimation of the parameters of a single equation in a complete system of stochastic equations. *Annals of Mathematical Statistics* 20: 46-63.
- Bavier, R. (2001). Welfare reform data from the Survey of Income and Program Participation. *Monthly Lab. Rev.* 124, 13.
- Blank, R. M. (2002). *Evaluating welfare reform in the United States*, National Bureau of Economic Research. RM Blank
- Blundell, R., & MaCurdy, T. (1999). Labor supply: A review of alternative approaches. *Handbook of labor economics*, 3: 1559-1695.
- Cancian, M., Haveman, R. H., Meyer, D. R., & Wolfe, B. (2002). Before and After TANF: The Economic Well-Being of Women Leaving Welfare. *Social Service Review*, 76(4): 603-641.
- Danziger, S., Haveman, R., & Plotnick, R. (1981). How income transfer programs affect work, savings, and the income distribution: A critical review. *Journal of economic literature*, 975-1028.
- Danziger, S., Heflin, C. M., Corcoran, M. E., Oltmans, E., & Wang, H. C. (2002). Does it pay to move from welfare to work? *Journal of Policy Analysis and Management*, 21(4): 671-692.
- Gilbert, N. (2009). US Welfare Reform: Rewriting the Social Contract'. *Journal of Social Policy*, 38(3): 383-399.
- Greene, W. H. (2003). *Econometric analysis*: Pearson Education.
- Grogger, J., Karoly, L. A., & Grogger, J. (2009). *Welfare reform: Effects of a decade of change*: Harvard University Press.
- Gujarati, D. N. (2012). *Basic econometrics*: Tata McGraw-Hill Education.
- Heckman, J. J. (1993). What has been learned about labor supply in the past twenty years? *The American Economic Review*, 116-121.
- Hill, R. C., Griffiths, W. E., & Lim, G. C. (2008). *Principles of econometrics (Vol. 5)*: Wiley Hoboken, NJ.
- Hum, D., & Simpson, W. (1993). Economic response to a guaranteed annual income: experience from Canada and the United States. *Journal of Labor Economics*, S263-S296.
- Moffitt, R. (1983). An economic model of welfare stigma. *The American Economic Review*, 1023-1035.

- Moffitt, R. A., & Kehrer, K. C. (2012). The effect of tax and transfer programs on labor supply: the evidence from the income maintenance experiments. *35th Anniversary Retrospective (Research in Labor Economics, Volume 35) Emerald Group Publishing Limited*, 35: 59-106.
- Pindyck, R. S., & Rubinfeld, D. L. (1998). *Econometric models and economic forecasts (Vol. 4)*: Irwin/McGraw-Hill Boston.
- Ronald, G. E., & Robert, S. S. (1999). *Modern labor economics: Theory and public policy*: Beijing: China Renmin University Press.
- Saez, E. (2000). *Optimal income transfer programs: intensive versus extensive labor supply responses*. National bureau of economic research.
- Schwartz, S., & Zabel, J. (2008). The Employment Impacts of Active Labour Market Policy: The Case of SSP Plus. *Canadian Public Policy*, 34(3): 321-344.
- Stock, J. H., and M. Yogo. (2005). Testing for weak instruments in linear IV regression. In *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg, ed. D. W. K. Andrews and J. H. Stock*, 80-108. Cambridge: Cambridge University Press.
- Waddan, A. (2003). Redesigning the welfare contract in theory and practice: just what is going on in the USA? *Journal of Social Policy*, 32(1): 19-35.
- Whitworth, A. (2013). Lone Parents and Welfare-to-Work in England: A Spatial Analysis of Outcomes and Drivers. *Social Policy & Administration*, 47(7): 826-845.
- Wooldridge, J. (2012). *Introductory econometrics: A modern approach*. Cengage Learning.
- 국가통계포털(<http://kosis.kr/> 2015년 7월 18일 최종검색)

첨부 1) 연구표본의 특성



첨부 2) 근로소득함수를 구하기 위한 연립방정식의 내생성 검증

1) 연립방정식

$$W_t = \alpha_0 + \alpha_1 P_t + \alpha_2 G_t + \alpha_3 Fam_t + \alpha_4 Age_t + \mu_{1t}$$

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 W_t + \beta_2 G_t + \beta_3 Age_t + \beta_4 Ptran_t + \beta_5 Gade_t + \mu_{2t}$$

$$G_t = \gamma_0 + \gamma_1 W_t + \gamma_2 P_t + \gamma_3 Fam_t + \gamma_4 Age_t + \gamma_5 Ptran_t + \gamma_6 Gade_t + \mu_{3t}$$

W_t : 근로소득, G_t : 공적이전소득, P_t : 사적이전소득, Fam_t : 가구원수, Age_t : 나이, $Ptran_t$: 사적이전소득비중, $Gade_t$: 기타정부지원금

2) 축약형 방정식

$$W_t = 2.20 + 0.74Fam_t - 0.04Age_t - 0.03Ptran_t + 0.01Gade_t + v_{1t}$$

$$P_t = 3.13 - 0.48Fam_t + 0.03Age_t + 1.43Ptran_t - 0.34Gade_t + v_{2t}$$

$$G_t = 2.30 + 0.18Fam_t + 0.01Age_t - 0.08Ptran_t + 0.08Gade_t + v_{3t}$$

3) \hat{v}_{2t} 와 \hat{v}_{3t} 의 통계적 유의미성 검증

$$W_t = 2.51 - 0.03\hat{P}_t - 0.12\hat{G}_t + 0.74Fam_t - 0.04Age_t - 0.08\hat{v}_{2t} - 0.48\hat{v}_{3t} + \mu_{1t}$$

\hat{v}_{2t} 의 t값과 유의확률은 각각 -3.90, 0.00, \hat{v}_{3t} 의 t값과 유의확률은 각각 -8.69, 0.00이며, F값은 43.53으로 유의확률은 0.00이다.

ABSTRACT

Impact of Public Transfer Income on Labor and Private Transfer Income: An Analysis of Long-term Recipients of the National Basic Livelihood Security System

Seog-Min Lee, Sora Park & Su-Ho Kim

The purpose of this paper is to explore the effects of public transfer income to long-term recipients of the national basic livelihood security system on work and private transfer income using simultaneous equation models. This study did not find, however, that public transfers statistically impact income from labor and private transfers, which was generally accepted in previous studies. One reason is that a lot of long-term recipients are elderly people lacking labor ability. Another is that private transfer supports recipients receive from family members are very low, which is not likely to change. These results are difficult to explain with classical economics. Thus, on the basis of the results of this study, more increases in public transfers are needed than more labor income or private transfers in order to help long-term recipients exit poverty.

【Keywords: national basic livelihood security system, Labor income, public transfer income, private transfer income】