

재정학연구 제 11 권 제 1 호(통권 제96호) 21-48

소득계층이동 및 빈곤에 대한 동태적 고찰: 재정패널조사 자료를 중심으로*

윤 성 주**

논문초록 본 연구는 재정패널조사 2007~2015년의 자료를 이용하여 소득계층 및 빈곤의 이동성에 대하여 동태적 측면에서 살펴보았다. 소득이동성과 관련해서는 소득이행행렬 (income transition matrix)을 통해 상대적 이동성을 살펴보았다. 빈곤의 결정요인에 대한 동태적 분석에서는 Probit 모델과 CCRE(Conditionally Correlated Random Effects) 모델을 이용하였으며, 빈곤경험횟수와 관련해서는 Ordered probit 모델을 이용하여 분석을 수행하였다. 분석결과, 2007년 이후 소득계층의 이동성은 낮아지는 추세로 나타났으며, 빈곤의 고착화가 심화되고 있을 개연성이 높은 것으로 나타났다. 이는 현재 우리사회가 겪고 있는 중산층 붕괴, 양극화 심화, 공정·공평성 및 투명성 악화 등과 관련성이 높을 것으로 사료된다. 또한 초기 및 전기의 소득수준과 빈곤여부가 현재의 소득수준과 빈곤여부에 미치는 영향이 상대적으로 높게 나타났다. 이는 정부정책의 개입과 개선의 필요성 및 정당성을 시사한다.

핵심 주제어: 소득계층이동성, 빈곤, CCRE 모형, 재정패널조사

JEL 주제분류: I3, H0

논문투고일: 2017. 11. 29. 심사완료일: 2018. 1. 1. 게재확정일: 2018. 1. 29.

* 본 논문은 윤성주(2017. 11)의 한국조세재정연구원 발간물의 내용을 재구성하여 심화시킨 것으로, 재정패널 학술대회(2017. 9. 15.)에서 발표한 바 있다. 논문의 구성 및 질적 측면에서 유익한 논평을 해 주신 익명의 심사자 두 분께 감사의 뜻을 전한다.

** 한국조세재정연구원 연구위원, e-mail: sjyoon@kipf.re.kr

I. 서 론

오랜 시간동안 빈곤은 학자들과 정책 입안자들의 주요 관심사항이었다. 이는 빈곤이 개인의 문제일 뿐 아니라 사회적 문제라는 것을 의미한다. 지난 20여 년 동안 전 세계적으로 경제가 성장하는 과정에서 절대적 빈곤의 문제는 상대적으로 많이 해소되었다. 그러나 절대적 빈곤문제 해결의 전제인 경제성장 과정에서 나타난 소득분포의 약화와 사회이동성의 감소 등이 새로운 문제점으로 부각되고 있다.

한 사회에서 사회이동성과 소득계층이동성이 약화 또는 감소된다는 것은 그 사회의 활력이 떨어진다는 것을 의미한다. 또한 이와 같은 현상은 중산층을 감소시키고 양극화를 심화하며, 궁극적으로는 사회통합과 경제성장에 부정적 영향을 미칠 개연성이 매우 높다는 것이 이미 여러 연구들에서 드러난 바 있다.

김성태 외 (2012) 에서는 소득 이동성의 감소가 장기적으로 중산층을 붕괴하고 소득 양극화를 심화시키는 주요 요인이라고 주장하고 있다. 또한 Ostry and Berg (2011), Berg et al. (2012), Ostry et al. (2014), Woo (2011), 신관호 · 신동균 (2014) 등의 실증분석 결과에 따르면 소득분포가 경제성장 및 지속가능한 성장에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타나고 있는데, 그와 같은 영향의 크기와 강건성 또한 다른 요인들에 비해 상대적으로 큰 것으로 나타나고 있다.

김희삼(2015) 과 원종학(2013) 에서는 소득계층이동성의 약화는 사회통합을 저해할 뿐 아니라 자원배분의 효율성에도 부정적 영향을 미친다고 주장하고 있다. 또한 소득계층 간 이동성이 낮다는 것은 그 사회의 공평성과 공정성이 상대적으로 낮을 개연성이 높다는 것으로도 해석이 가능하다. 왜냐하면 공평하고 공정한 사회에서는 지대추구행위가 아닌 개인의 노력 및 그 결과로 인해 사회이동성이 나타나기 때문이다.

즉, 사회이동성과 소득계층이동성은 최근 사회적 문제로 논의되고 있는 여러 문제들의 시발점에 있다고 볼 수 있으므로 이에 대한 이해와 정책적 개입을 통해 우리가 직면한 경제 · 사회적 문제에 접근할 필요가 있다. 특히, 사회계층과 소득계층의 고착화 문제 중에서도 빈곤의 고착화는 개인적 측면에서 뿐만 아니라

사회적으로도 매우 심각한 문제이며 정책적 개입이 필요한 분야이다. 지난의 대 물림으로 인해 빈곤층 자녀의 잠재력을 사회가 활용하지 못한다는 것은 경제적 측면에서 자원배분의 효율성을 저해하는 것으로 볼 수 있으며(김희삼, 2015), 빈곤의 고착화는 빈곤층에 대한 정부의 지출이 생산적·효과적으로 투자되고 있지 못하다는 것을 의미하기 때문이다.

1998년 IMF 외환위기를 겪으면서 한국사회에서 소득계층이동과 빈곤은 연구자들의 주요 관심사항 중 한 부분이 되었으며, 이와 관련된 여러 선행연구들이 존재한다. 그러나 선행연구들 중 다수는 조사대상 기간이 5년 내외로 길지 않다. 또한 현재 가구소득 및 빈곤여부는 과거의 가구소득 수준 및 빈곤여부에 의존하는 경우가 많으나, 이와 같은 측면이 동태적 측면에서 분석모형에 반영된 경우도 일반적이지 않다. 이에 본 연구에서는 소득계층 및 빈곤의 이동성에 대해 살펴보는데 있어, 글로벌 금융위기 발생시점부터 9년의 자료를 이용하고 초기값과 개별 가구의 보이지 않는 특성, 그리고 전기의 빈곤여부를 실증분석 모형에 명시적으로 반영하였다는 것에서 선행연구들과의 차별성이 존재한다.

또한 패널분석에서 일반적으로 적용되는 고정효과모형과 임의효과모형에서는 이와 같은 측면들을 함께 고려할 수 없다. 따라서 본 연구에서는 초기값과 개별 가구의 보이지 않는 특성을 모두 모형에서 반영하기 위해 CCRE (Conditionally correlated random effects model) 모델을 적용하여 분석하였는데, 이 부분 또한 선행연구들과 차별되는 부분이다.

분석결과, 전기의 빈곤여부와 초기의 빈곤여부 모두 현재의 빈곤여부에 미치는 영향이 통계적으로 유의미한 것으로 나타났으며, 한계효과의 추정치 또한 다른 변수들과 비교할 때 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 이는 동태모형에 있어 초기값이 포함되지 않으면, 변수 누락에 따른 편의(omitted-variable bias)가 발생할 개연성이 높다는 것을 시사한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 I 장의 서론에 이어 제 II 장에서는 소득이동 성과 빈곤에 대한 선행연구들에 대해 살펴본다. 제 III 장에서는 미시자료를 이용한 소득계층 간 이동성에 대해 살펴보기에 앞서, 사회 전체적 측면에서의 소득불평등도 추이에 대해 살펴본다. 제 IV 장에서는 본 연구에서 이용하는 재정패널조

사에 대한 설명과 분석에 이용된 표본에 대해 설명하고, 소득이동성과 빈곤 및 빈곤경험횟수에 대한 결정요인에 대해 실증분석을 수행한다. 끝으로 제V장에서는 분석에 대한 내용을 요약하고 정책적 시사점에 대해 논의한다.

II. 선행연구

소득이동성과 빈곤의 변화에 대한 국내연구는 패널조사를 이용할 수 있는 2000년대 이후부터 이루어지고 있다. 구인희(2005)는 1998~2003년 한국노동패널조사(1~6차) 자료를 이용하여 빈곤 지속기간 및 이와 관련된 요인분석에 대하여 동태적 측면에서 연구하였다. 이를 위해 빈곤주기 지속기간을 계산하고 이 산시간 위험률 분석방법을 이용하여 빈곤주기 지속기간에 영향을 미치는 요인에 대한 분석을 수행하였다. 그 결과, 우리나라 빈곤층의 빈곤탈출률은 영국, 미국 등과 비교할 때 높은 것으로 나타났으나, 특정시점을 기준으로 하는 경우에는 장기빈곤층의 비중이 무시할 수 없는 수준으로 나타났다. 빈곤지속기간의 주요 결정 요인으로는 연령과 성별이 주요 요인으로 나타났으며, 빈곤탈출, 빈곤재진입, 장기빈곤 등과 관련하여 노인가구가 매우 취약한 상태로 나타났다. 이와 같은 결과를 바탕으로 저자는 노인가구에 대한 이전소득 확대, 저소득층에 대한 근로소득 세액공제제도 도입, 최저임금 수준의 현실화 등의 정책적 개입을 제언하고 있다.

석상훈(2008)은 1998~2005년 한국노동패널조사(1~9차) 자료를 이용하여 외환위기 이후 우리나라의 소득이동 양상 및 그 결정요인에 대해 살펴보았다. 이를 위해 이행행렬과 다항로짓 모형을 이용하여 분석을 수행하였는데, 이행행렬 분석에서는 소득계층을 구분하는데 있어 상대적 수준은 5개 분위, 절대적 수준은 4개 계층으로 구분하여 분석을 수행하였다. 분석결과 외환위기 이후 소득계층 간 이동성은 상당히 낮아지는 것으로 나타났다. 또한 빈곤층 진입 및 탈출이 전반적으로 낮아지는 추세이나 진입이 상대적으로 탈출보다 더 높게 나타나고 있었으며, 빈곤층 내부에서의 계층이동 가능성이 약화되어 빈곤의 고착화 조짐이 있는 것으로 나타났다. 그리고 빈곤의 고착화에는 가구주가 여성이거나 고령자

인 경우가 기여하는 바가 상대적으로 크게 나타났으며, 빈곤탈출과 진입 등이 가구주의 취업상태, 가구내 취업자수 등에 의존하는 것으로 나타났다. 이에 근거하여 가구의 특성에 따른 정책적 노력, 즉 근로무능력계층에게는 자활보다는 사회적 보호를 통한 최저생활을 보장하고, 근로능력 가구에 대해서는 적극적 고용 전략의 필요성을 제시하고 있다.

석상훈(2010)은 한국복지패널 2006~2008년(1~3차) 자료를 이용하여 저소득계층의 빈곤이행과정을 빈곤지속, 비빈곤지속, 빈곤탈출, 빈곤(재)진입 등 6개로 유형화하고, 유형별 소득변화의 특성과 빈곤지위 변화의 결정요인에 대하여 살펴보았다. 이를 위해 자료 내에 존재하는 관계, 패턴, 규칙 등을 탐색하고 찾아내어 모형화하는 데이터마이닝 기법인 의사결정나무모형을 적용하였다. 분석결과에 따르면, 조사대상이 되는 3년 동안, 중산층의 경우 소득분위의 하향 이동이 활발한 것으로 나타났으며, 중산층의 몰락과 빈곤지속 현상이 감지되었다. 또한 저소득계층의 유형은 빈곤경험횟수에 따라 유사성을 나타낸다는 것을 확인하였다. 빈곤이행 유형의 결정요인으로는 취업자의 수와 가구주의 고용상태 변화가 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이에 근거하여 저자는 소득지원 뿐 아니라 취업지원과 일자리의 질 하락을 억제하기 위한 제도적 장치의 마련을 강조하고 있다.

남상호(2012)는 2005~2009년을 대상으로 하는 복지패널 1~5차자료를 이용하여 소득의 동태적 변화를 살펴보았다. 이를 위해 균등화지수를 적용한 가구단위 경상소득과 가처분 소득을 중심으로 살펴보았으며 상관분석, 회귀분석 및 이행행렬분석을 적용하였다. 분석결과, 절대적 빈곤율과 상대적 빈곤율 모두 조사기간 동안 완만히 하락하는 것으로 나타났다. 또한 소득이동성이 낮아지는 추세를 확인하고 빈곤의 고착화 가능성을 제시하고 있다. 저자는 이와 같은 연구결과에 근거하여 단순한 소득보조수단 보다는 임금피크제도를 통한 정년연장과 좋은 일자리 창출의 중요성을 강조하고 있다. 그리고 빈곤가구가 장기적으로 소득이동성을 확보할 수 있는 복지정책의 수립과 운용을 강조하고 있다.

김성태·전영준·임병인(2012)은 한국노동패널 2~11차(1999~2008년) 자료를 이용하여 우리나라 소득의 이동성 추이와 그 결정요인을 분석하였다. 분석을

위해 이행행렬 및 패널 로짓 모형(panel logit model)을 이용하였으며, 1999~2008년 동안 전반적으로 소득이동성이 감소하고, 양극화가 심화된 것을 확인하였다. 소득이동성의 감소가 장기적으로 중산층의 붕괴와 소득양극화의 주요 요인임을 입증하였다. 소득이동성의 결정요인과 관련해서는 연령, 가구 내 취업자 수, 초기소득, 정규직, 화이트칼라 직업, 직업훈련 여부, 사회보험 수령 여부 등이 소득이동에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과에 근거하여 저자는 직업훈련 정책의 강화와 안정적 고용형태의 증가, 그리고 근로장려세제(EITC)의 적극적 확대 등을 제안하고 있다.

전병목(2014)은 소득이동의 결정요인을 분석하기 위해 재정패널 2~6차(2008~2012년) 자료와 소득증가율을 종속변수로 하는 Field et al. (2003), Shi et al. (2010) 모형을 이용하였다. 분석에서는 고령화 효과를 구분하였으며, 60세 이상의 가구주 가구를 제외할 경우 전반적인 소득의 상향이동률이 증가하고 잔류비율이 하락하는 결과를 확인하였다. 또한 소득변화 결정요인 결과 상대적으로 높은 소득의 저소득층이 빈곤 탈출에 어려움을 겪고 있음을 보였고, 국민기초생활보장제도의 수급여부가 저소득층의 소득증가율에 영향을 미치고 있지 못하다는 것을 확인하였다. 이와 같은 연구결과에 근거하여 저자는 정부지원에 있어 근로기능계층과 은퇴계층에 대한 차별화된 접근의 필요성과 저소득층에 대한 임금 일자리 확보의 중요성을 제시하고 있다. 또한 빈곤선에 가까울수록 낮아지는 소득증가율을 높여 빈곤층이 빈곤을 탈출할 수 있도록 하는 정책개발의 중요성을 강조하고 있다.

이경희(2017)은 한국노동패널조사 1~17차(1998~2014년) 자료를 이용하여 부모-자녀 매칭 패널데이터를 구축하고, 이행행렬, 이동성 지표, 순서형 로짓모형을 이용한 패널분석 등을 통해 세대간 소득계층 이동성에 대해 분석하였다. 분석결과 부모의 소득분위가 자녀의 소득분위에 미치는 영향이 시간이 지날수록 더 커지는 것을 보였으며, 이와 같은 세대간 소득계층의 대물림 현상이 심화되고 있음을 확인하였다. 특히, 대물림 과정에서 교육이 미치는 영향이 높다는 것을 인식하고, 공교육의 내실화 및 강화, 사교육 부담 완화 등과 같은 교육기회 균등 보장정책의 필요성을 강조하고 있다.

III. 소득분포 현황

여기서는 소득계층 간 이동성을 살펴보기에 앞서 사회 전체적 측면에서의 소득불평등도 추이에 대해 통계청의 가계동향조사를 이용해서 살펴본다. 정부의 정책적 개입 이전인 시장소득¹⁾ 지니계수는 2006년 0.330에서 2009년 0.345까지 증가하였다가 2013년 0.336으로 감소하였으나, 2016년에는 다시 0.353수준으로 증가하는 모습을 보이고 있다. 정부의 정책적 개입으로 볼 수 있는 조세와 사회보험료 등이 반영된 가처분소득²⁾의 경우에는 지니계수가 2006년 0.306에서 2008년 0.314로 상승 후 2015년까지 0.295 수준으로 지속적으로 감소하였으나, 2016년에는 시장소득 지니계수의 상승으로 인해 0.304로 증가하는 모습을 나타내고 있다.

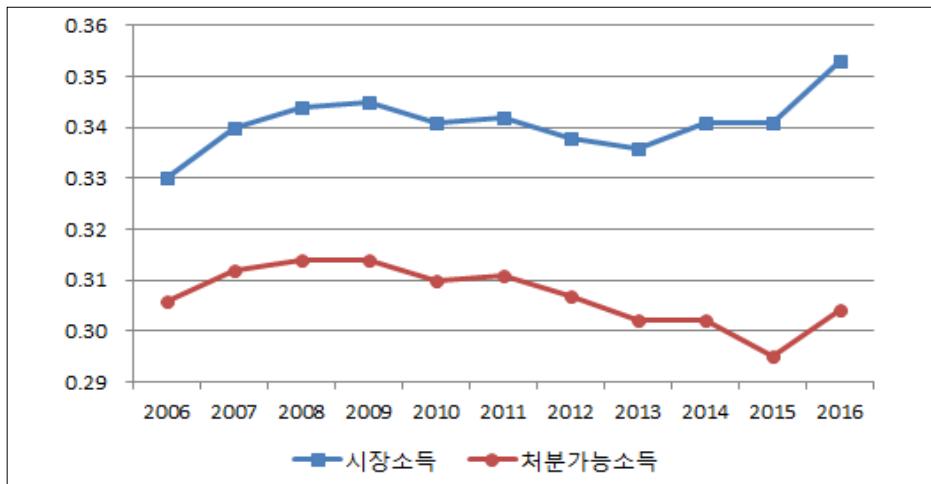
즉, 2012년까지는 시장소득 지니계수와 가처분소득 지니계수가 유사한 모습으로 변화하지만 2013년부터는 그 격차가 벌어지고 있는 모습을 확인할 수 있으며, 결과적으로 시장소득 지니계수와 가처분소득 지니계수의 차이로 정의되는 조세 및 사회보험료 등으로 인한 정부 정책의 효과는 2006년 0.024에서 2016년 0.049로 증가하는 추세임을 확인할 수 있다.³⁾

-
- 1) 시장소득은 소득 가운데 가장 작은 개념으로 경제주체가 시장에서 노동 또는 자본을 통해 창출한 소득이며, 여기에는 근로 및 사업소득, 임대소득, 자본이득, 이자 및 배당소득 등이 포함된다.
 - 2) 가처분소득은 시장소득에 사적·공적이전소득을 더한 개념에서 조세와 사회보험료를 차감한 것으로, 경제주체가 소비와 저축에 이용할 수 있는 소득을 의미한다.
 - 3) 우리나라의 정부정책 효과가 증가하는 추세에 있기는 하지만, OECD 국가들과 비교할 때, 그 수준은 매우 낮은 편이다. 즉, OECD 국가들의 경우, 지니계수의 절대적 수준은 우리나라 보다 높으나, 시장소득과 가처분소득의 차이는 상대적으로 크게 나타나고 있다 (자료: OECD stat.).

	구분	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
OECD 평균	시장소득(A)	0.466	0.458	0.462	0.47	0.475	0.474	0.475	0.475	0.457
	가처분소득(B)	0.317	0.305	0.309	0.31	0.31	0.312	0.311	0.311	0.336
	A-B	0.156	0.159	0.158	0.161	0.17	0.162	0.164	0.163	0.121

〈그림 1〉 지니계수로 살펴본 소득불평등도 추이(2006~2016년)

(단위: %)



주: 1) 가계동향조사 기준.

2) 지니계수: 소득불평등도를 나타내는 대표적 지수이며, 0은 완전 평등, 1은 완전 불평등을 의미.

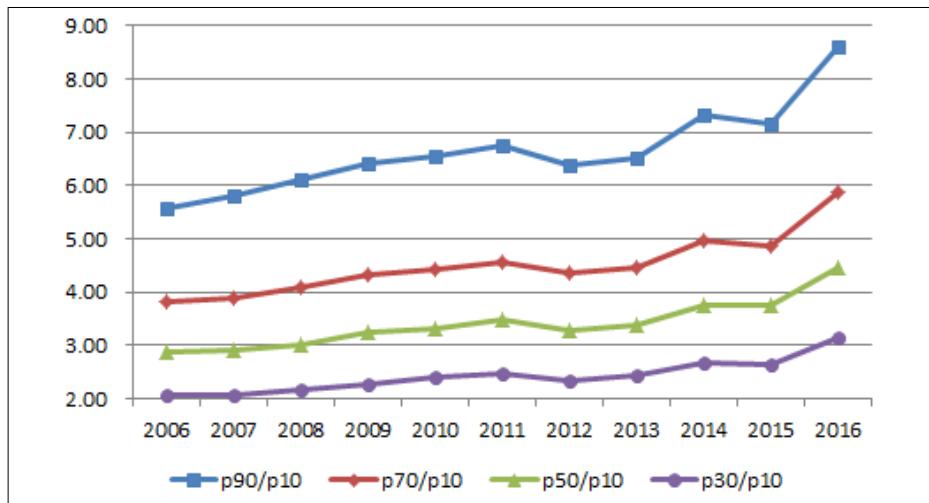
자료: 통계청 (<http://kosis.kr>).

반면 〈그림 2〉에서 보듯이 시장소득 1분위 대비 3분위 · 5분위 · 7분위 · 9분위의 배율은 지속적으로 증가추세로 나타나고 있으며, 특히 최저 소득계층 대비 최고 소득계층의 배율로 볼 수 있는 p90/p10은 2006년 5.57배에서 2016년 8.62배로 증가한 것으로 나타나고 있다. 동기간 p70/p10, p50/p10, p30/p10이 각각 3.84배, 2.88배, 2.06배에서 5.87배, 4.45배, 3.15배 증가한 것으로 나타나고 있어 상대적으로 고소득층의 소득이 더욱 크게 증가하였다는 것을 알 수 있다. 즉, 지난 10년 동안 p90/p10는 3.04p배, p70/p10는 2.03p배, p50/p10는 1.57p배, p30/p10는 1.09p배 증가하여 1분위 대비 9분위의 소득이 가장 크게 증가한 것을 확인할 수 있다.

또한 p70/p10과 p90/p10의 차이가 p70/p10과 p50/p10, p50/p10과 p30/p10의 차이 등과 비교할 때 상대적으로 크게 나타나고 있는데, 이는 시장소득이 고소득층으로 편중되어 있는 정도가 높으며, 그 정도가 시간이 흐를수록 더욱 커지고 있다는 것을 의미한다.

〈그림 2〉 상대적 소득수준 추이(2006~2016년)

(단위: %)



주: 1) 가계동향조사 기준.

2) 시장소득 기준이며, pA는 A분위 소득의 경계값으로 A분위 계층 중에서 최대 소득값을 의미.

자료: 통계청 (<http://kosis.kr>).

요컨대 지난 10여 년 동안 정부는 소득불평등도를 완화시키기 위해 지니계수를 개선시키는 다양한 정책을 도입·수행하였으나, 시장에서의 분위별 소득격차는 증가하는 추세로 나타나고 있다는 것을 확인할 수 있다. 이는 그간의 정부정책이 시장소득의 불평등을 완화시키는 충분한 해결책으로 작동하지 않았을 가능성이 높다는 것을 시사한다.

가계동향조사의 경우, 횡단면 자료로 표본의 대표성을 유지할 수 있는 장점이 있으나, 시간에 따른 동태적 분석은 수행할 수 없다. 따라서 제IV장에서는 가계의 소득수준에 대한 추적이 가능한 패널조사를 이용하여 동태적 분석을 수행한다.

IV. 실증분석

1. 분석자료

본 연구에서는 재정패널조사(NaSTaB)를 이용하여 분석하였다. NaSTaB는 한국조세재정연구원에서 2008년부터 매년 조사하고 있는 자료로 제주도와 도서 지역을 제외한 전국 15개 시도에 거주하는 가구와 가구원을 대상으로 하고 있다. NaSTaB의 조사 배경 및 목적은 가계의 조세부담과 정부로부터의 혜택을 파악하고, 이를 기준으로 부담과 혜택의 공평성 및 소득 재분배 효과를 분석하여 국가 정책의 성과를 평가하고 개선할 수 있는 정책수립에 기여하는 것이다. 특히, NaSTaB는 매년 종합소득신고자 신고가 끝나는 5월부터 8월까지 조사를 수행하며, 근로자로부터 근로소득원천징수영수증을, 그리고 종합소득 신고자로부터 과세표준화정신고 및 자진납부계산서, 소득공제명세서, 세액공제명세서 등을 수집하여 조사에 반영하는 노력을 함으로써 소득관련 조사의 정확성을 제고하고 있다.⁴⁾ 따라서 NaSTaB는 소득자료의 정확성이 요구되는 소득계층의 이동 및 빈곤에 대한 연구를 수행하기에 적합한 자료라고 할 수 있다. 본 연구에서는 2007 ~2015년을 조사대상으로 하는 NaSTaB 1~9차년도 자료를 이용하여 분석을 수행하였다.

본 연구의 분석대상이 되는 표본에 대한 기초통계량은 <표 1>과 같다. 표본에 포함된 가구의 연간 경상소득의 평균은 2,253만원이며, 가구주의 평균연령은 53.3세이다. 교육수준 고졸미만, 고졸, 전문대졸 이상 가구주의 비율은 각각 28%, 34%, 38%로 구성되어 있으며, 가구주가 상용직인 비율과 비상용직인 비율은 각각 42%와 58%로 구성되어 있다. 여성 가구주와 남성 가구주의 비율은 각각 20%와 80%이며, 배우자가 있는 경우가 표본 중 81%이다. 그리고 가구원 중에서 취업하고 있는 가족의 수는 평균적으로 1.23명으로 나타나고 있으며, 정부로부터 받는 지원금은 가구당 평균 67만원 수준으로 나타났다.

4) 2015년을 조사대상으로 하는 9차년도의 경우, 관련 조사서류의 수집률은 40.2% 이다(9 차년도 재정패널 조사 기초분석보고서, 한국조세재정연구원, 2017. 12.).

〈표 1〉 표본 기초통계량(2007~2015년)

변수	관측치	평균	표준편차	최솟값	최댓값
(가 구) 경상소득(만원)	43,615	2,253	1,885	0	43,474
(가구주) 연령(세)	43,615	53.30	14.56	18	100
(가구주) 교육수준(1=고졸)	43,611	0.34	0.47	0	1
(가구주) 교육수준(1=전문대졸이상)	43,613	0.38	0.49	0	1
(가구주) 성별(1=여자)	43,613	0.20	0.40	0	1
(가구주) 종사상지위(1=상용직)	43,615	0.42	0.49	0	1
(가구주) 혼인상태(1=有배우자)	43,615	0.81	0.39	0	1
(가 구) 취업기족수(명)	43,615	1.23	0.78	0	5
(가 구) 정부지원금(만원)	43,615	67	174	0	8,894
(가 구) 금융자산(만원)	43,615	1,946	4,685	0	162,635
(가 구) 부동산·기타자산(만원)	43,379	16,529	31,728	0	1,442,851
(가 구) 부채총액(만원)	41,989	1,608	4,925	0	239,000

주: 경상소득, 정부지원금, 금융자산, 부동산·기타자산, 부채총액은 균등화지수(소득, 자산, 또는 부채를 가구원수의 제곱근으로 나누어 계산)를 적용한 수치를 의미.

표본에 포함된 가구들은 평균적으로 1,946만원의 금융자산과 16,529만원의 부동산 및 기타자산을 보유하고 있는 것으로 나타났으며, 부채는 1,608만원 수준이다.

2. 소득이동성 분석

본 분석에서는 재정패널조사(NaSTaB) 1~9차년도 자료의 가구 경상소득⁵⁾을 이용하고 가구원수의 제곱근으로 나누어주는 균등화 지수를 적용한다.⁶⁾ 소득이동성 분석을 위해서는 소득이행행렬(income transition matrix)을 통해 상대적 이동성에 대해 살펴본다.⁷⁾

균등화지수를 적용한 가구 경상소득을 10분위로 구분하고, 분위별 이행행렬을

5) 가계의 상시적 경제활동으로 인해 정기적으로 발생하는 예측가능한 소득을 의미하는 것으로, 일회성 소득 등은 포함되지 않는다.

6) 분석에 이용된 표본에 대한 내용은 IV장 참조.

7) 본고에서 분석한 내용은 상대적 개념에 근거한 것으로 절대적 개념에서의 분석내용은 포함하고 있지 않다.

살펴본 결과는 〈표 2〉에 제시되어 있다. 소득 10분위별 이행행렬에 의하면 2007 ~2015년 동안 평균적으로 소득분위의 이동이 없었을 확률이 40.4%로 나타나며, 상향이동과 하향이동의 확률은 각각 30.1%와 29.5%로 나타나 이동확률은 59.6%이다.⁸⁾

〈표 2〉 소득10분위별 이행행렬(2007~2015년)

(단위: %)

	2007 ~ 2015년											하향 이동	불변	상향 이동
	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위	6분위	7분위	8분위	9분위	10분위	총계			
1분위	57.91	22.44	8.09	4.17	2.55	1.59	1.21	0.91	0.70	0.43	-	57.9	42.1	
2분위	22.70	40.46	19.31	8.58	3.54	1.97	1.86	0.85	0.32	0.40	100	22.7	40.5	36.8
3분위	7.67	19.07	34.66	18.96	8.88	4.83	2.65	1.34	1.05	0.89	100	26.7	34.7	38.6
4분위	4.37	7.93	17.78	30.77	18.43	10.34	5.44	2.76	1.12	1.07	100	30.1	30.8	39.2
5분위	2.78	4.27	9.33	17.54	29.93	18.14	9.59	4.98	2.28	1.15	100	33.9	29.9	36.1
6분위	2.01	2.50	4.54	9.75	18.43	29.17	18.45	9.27	4.35	1.53	100	37.2	29.2	33.6
7분위	1.50	1.39	3.15	4.43	10.26	17.55	31.87	19.53	7.69	2.62	100	38.3	31.9	29.8
8분위	1.31	1.45	1.45	3.05	4.85	8.68	17.04	35.23	20.92	6.03	100	37.8	35.2	27.0
9분위	0.83	0.48	1.28	1.44	2.59	4.14	7.51	18.59	45.17	17.98	100	36.9	45.2	18.0
10분위	0.60	0.63	0.76	0.85	1.34	1.80	3.11	5.62	16.59	68.70	100	31.3	68.7	-
총계	10.15	10.09	10.1	10.0	10.13	9.84	9.87	9.89	9.98	9.93	100	29.5	40.4	30.1

자료: NaSTaB 1~9차년도 자료.

t기에 저소득층인 1분위와 2분위에 속했던 가구가 t+1기에도 동일한 분위에 속할 확률은 각각 57.91%와 40.46%로 나타난 반면, t기에 고소득층인 10분위와 9분위에 속했던 가구가 t+1기에도 동일한 소득분위에 머무를 확률은 각각 68.7%와 45.17%로 나타나 고소득층의 유지가능성이 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 그리고 상대적으로 이동성이 높은 소득분위는 5분위와 6분위로 각각 70.07%와 70.83% 수준이다.

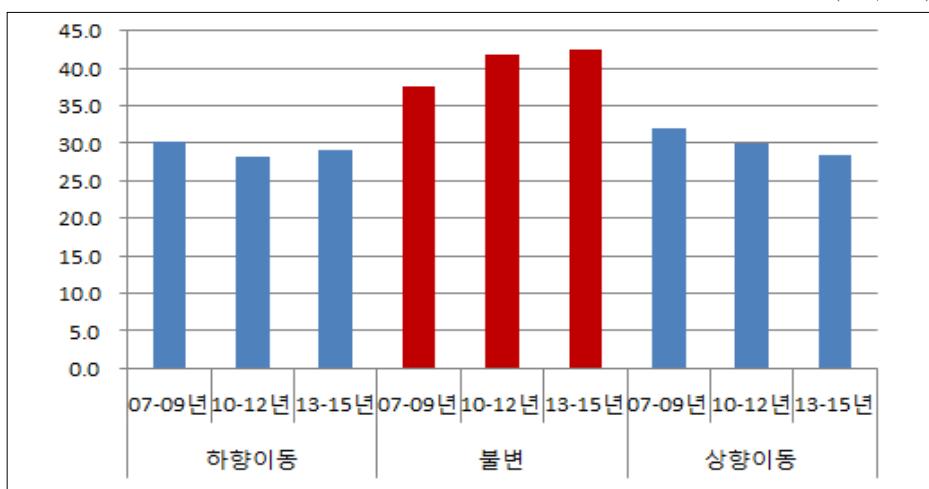
8) NaSTaB의 경우 다년간 표본의 변화가 없어 시간에 따른 변화분석에는 용이하나, 탈락편의(attrition bias) 등으로 인해 대표성이 저하되는 문제의 소지가 존재한다. 이로 인해 추정치 또한 과대 또는 과소추정의 문제가 발생할 개연성이 있다. 단, 불균등패널(unbalanced panel)과 균등패널(balanced panel)을 이용한 분석의 결과는 유사하게 나타났다.

분위별로 인접분위로의 이동에 대해 살펴보면, 4분위부터 8분위까지는 인접분위로 상향이동할 확률이 하향이동할 확률보다 더 높게 나타나고 있다. 반면, 2분위와 3분위의 경우에는 다음 기에 3분위와 4분위로 이동할 확률은 각각 19.31%, 18.96% 수준인 반면, 1분위와 2분위로 이동할 확률 각각 22.70%, 19.07% 수준으로 나타나고 있다. 즉, 저소득층인 2분위와 3분위의 경우, 다른 분위와 상이하게 인접분위로 하방이동할 확률이 상방이동할 확률 보다 상대적으로 더 크게 나타나고 있으며,⁹⁾ 저소득층 중에서도 2분위의 하방이동 확률이 3분위의 하방이동 확률 보다 더 크게 나타나고 있다는 것을 확인할 수 있다.

다음으로 2007~2015년 기간을 2007~2009년, 2010~2012년, 2013~2015년으로 3개의 구간으로 나누어 살펴본다. 즉, 동태적 측면에서 소득이동성의 추이를 살펴보면, <그림 3>에서 보듯이 시간이 지남에 따라 소득이동성이 약화되고 있다는 것을 유추할 수 있다.

<그림 3> 소득이동성 방향 추이

(단위: %)



자료: NaSTaB 1~9차년도 자료.

t기와 t+1기에 동일한 소득분위에 머물러 있을 확률은 37.6%→41.8%→

9) 9분위의 경우에도 인접분위로 하방이동할 확률이 더 크지만 그 성격이 상이함.

42.5%로 증가추세로 나타나고 있으며, 상향 이동할 확률은 32.1%→30.1%→28.4%로 낮아지는 추세에 있다. 하향 이동할 확률은 30.2%에서 28.1%로 다소 낮아졌으나 29.2%로 다시 증가해서 결과적으로 불변 또는 하향 이동한 확률이 67.8%→69.9%→71.7%로 증가추세에 있음을 확인할 수 있다.

2007~2009년, 2010~2012년, 2013~2015년 세 기간에 대해 소득분위별로 좀 더 구체적으로 살펴보면, <표 3>에서 보듯이 1분위의 경우 t기와 t+1기에 동일분위에 속해있을 확률이 53.0%→59.9%→61.8%로 증가추세에 있으며, 그 증가율 또한 상대적으로 크게 나타나고 있다. 동 기간에 10분위가 동일 분위에 속해있을 확률 또한 67.0%→69.4%→69.9%로 증가추세로 나타나고 있다. 그러나 증가율은 상대적으로 크지 않은 수준이며, 동일분위에 속해있을 절대적 확률의 수준은 10개의 분위 중에서 가장 크게 나타나고 있다. 결과적으로 1분위가 상향 이동할 확률과 10분위가 하방 이동할 확률이 감소추세에 있음을 확인할 수 있다.

<표 3> 소득이동성 분위별 추이

(단위: %)

	2007~2009년			2010~2012년			2013~2015년		
	하향 이동	불변	상향 이동	하향 이동	불변	상향 이동	하향 이동	불변	상향 이동
1분위	-	53.0	47.0	-	59.9	40.1	-	61.8	38.2
2분위	21.3	38.5	40.2	21.3	41.3	37.5	23.8	41.5	34.7
3분위	28.1	31.4	40.5	26.5	34.8	38.7	27.1	38.1	34.8
4분위	31.4	26.1	42.6	28.8	33.4	37.8	28.2	32.9	38.9
5분위	36.8	25.8	37.4	31.0	31.0	38.0	32.9	32.8	34.3
6분위	39.6	26.7	33.7	34.6	31.8	33.6	36.4	31.4	32.1
7분위	37.2	30.5	32.3	34.9	35.2	29.9	40.4	31.5	28.2
8분위	37.6	34.4	28.0	38.5	35.0	26.6	37.2	37.3	25.6
9분위	37.2	42.9	19.9	34.9	46.5	18.6	35.5	47.5	17.1
10분위	33.0	67.0	-	30.6	69.4	-	30.1	69.9	-
총계	30.2	37.6	32.1	28.1	41.8	30.1	29.2	42.5	28.4
시장소득 지니계수평균	0.343			0.340			0.339		
가처분소득 지니계수평균	0.313			0.309			0.300		

자료: NaSTaB 1~9차년도 자료.

그리고 2분위와 3분위의 경우 상향이동의 확률이 하방이동의 확률보다 더 크게 나타나고 있으나, 시간이 흐름에 따라 상방이동 확률의 감소가 2분위와 3분위 각각 $-5.5\%p$ 와 $-5.7\%p$ 로 다른 분위와 비교할 때 상대적으로 큰 폭으로 감소하고 있다는 것을 알 수 있다.

요컨대, 3개의 기간 동안 소득불평등도를 나타내는 지수인 시장소득 지니계수는 $0.343 \rightarrow 0.340 \rightarrow 0.339$ 로 낮아졌으나, 동기간 소득이동성은 오히려 악화된 것으로 추정할 수 있다.¹⁰⁾

3. 빈곤 및 빈곤경험횟수의 결정요인 분석

여기서는 앞의 분석에서 이용한 소득10분위를 기준으로, 소득 하위 1~3분위를 빈곤으로 정의¹¹⁾하고 2007~2015년 동안 t기에서 t+1기로 이동과정에서의 빈곤여부 및 빈곤경험횟수에 영향을 미치는 요인들에 대해 살펴본다.

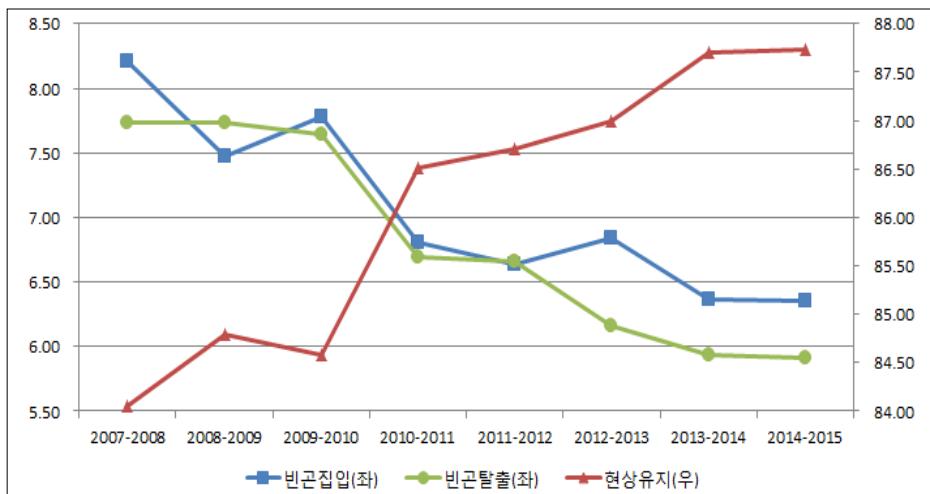
분석에 앞서 기초통계량을 살펴보면, 2007~2015년 동안 t기에서 t+1기로 이동과정에서 평균적으로 빈곤진입률 7.06%, 빈곤유지율 86.13%, 빈곤탈출률 6.81%로 나타나고 있다. 그리고 그 추이를 살펴보면 <그림 4>에서 보듯이 빈곤 진입률과 빈곤탈출률은 2007→2008년 각각 8.21%, 7.73%에서 2014→2015년 6.36%, 5.91%로 감소추세에 있음을 확인할 수 있다. 그러나 빈곤유지율의 경우에는 2007→2008년 84.05%에서 2014→2015년 87.73%로 증가추세로 나타나고 있는데, 이는 빈곤의 고착화가 심화되고 있을 가능성이 높다는 것을 시사한다.

10) 2007년과 2015년 2개 연도를 대상으로 하는 소득이행행렬 분석에는 두 기간 사이의 긴 시간적 차이로 인해 불변의 비중이 상대적으로 낮게 나타났다. 그러나 저소득층의 불변확률은 여전히 높게 나타났으며, 2·3분위의 인접분위 이동확률 또한 유사한 모습으로 나타났다.

11) 일반적으로 빈곤은 중위소득의 50%미만으로 정의됨. 따라서 2.5분위 미만을 빈곤층으로 볼 수 있으나 본 연구에서는 3분위 이하를 빈곤층으로 정의함.

〈그림 4〉 빈곤진입률 및 빈곤탈출률 추이

(단위: %)



주: 빈곤은 가구수를 반영한 경상소득 3분위 이하를 의미.

자료: NaSTaB 1-9차년도 자료.

1) 빈곤의 결정요인 분석

여기서는 6,176가구 43,615개 관측치로 9개년도로 구성된 불균등패널 (unbalanced panel)을 구성하여 분석을 수행하였다.

〈표 4〉에서는 분석에 이용된 자료의 기초통계량을 3개의 집단으로 구분해서 살펴 본 결과를 보여주고 있다.¹²⁾ 빈곤층으로 정의한 1~3분위에 속하는 가구의 가구주 연령은 62.9세로 다른 소득계층에 비해 높고, 초기부터 빈곤상태에 있었을 확률이 높으며, 가구주의 교육수준이 상대적으로 낮은 것으로 나타나고 있다.

그리고 빈곤층 가구 중 여성이 가구주인 경우가 40% 수준이며, 가구주가 상용직에 종사하는 비율은 10%에 불과하고, 가구원 중 취업한 구성원의 수도 평균적으로 1명에 미달하는 0.7명 수준으로 나타나고 있다. 또한 빈곤층은 가구당 118만원의 정부지원금을 수령하고 있는데, 이는 4~7분위의 2.3배, 8~10분위

12) 중위소득의 50% 미만을 빈곤층, 중위소득의 50%~150%를 중산층으로 분류하는 것에 기준하여, 본 연구에서는 3분위 이하를 빈곤층, 4~7분위를 중산층으로 분류하고 분석을 수행.

의 3.2배 수준이다.

〈표 4〉 소득분위별 주요 특성

	1~3분위	4~7분위	8~10분위
(가 구) 초기상태(1=빈곤상태)	0.7	0.2	0.0
(가구주) 연령(세)	62.9	49.8	48.3
(가구주) 교육수준(1=고졸)	0.3	0.4	0.3
(가구주) 교육수준(1=전문대졸 이상)	0.1	0.4	0.6
(가구주) 성별(1=여자)	0.4	0.2	0.1
(가구주) 종사상 지위(1=상용직)	0.1	0.5	0.7
(가구주) 혼인상태(1=有배우자)	0.7	0.8	0.9
(가 구) 취업기족수(명)	0.7	1.3	1.6
(가 구) 정부지원금(만원)	118.0	51.0	37.1
(가 구) 금융자산(만원)	931.4	1,391.9	3,701.1
(가 구) 부동산·기타자산(만원)	9,418.2	13,288.4	27,841.1
(가 구) 부채총액(만원)	845.2	1,235.5	2,875.2

주: 정부지원금에 공적연금 수령액은 포함되지 않음.

빈곤의 결정요인을 동태적 측면에서 분석하기 위해 본 연구에서는 CCRE (conditionally correlated random effects) 모델을 이용하였다. 패널분석을 수행하기 위한 일반적 모델에는 고정효과모형 (fixed-effects model)과 임의효과모형 (random-effects model)이 있다. 관찰되지 않는 개인의 특성이 통제변수들과 연관성이 없다는 가정하에서는 임의효과모형이 효율적이다. 하지만 그와 같은 가정은 적용하기 어려운 경우가 많다. 따라서 관찰되지 않는 개인의 특성과 통제 변수들 간의 상관관계를 허용하는 고정효과모형이 일반적으로 많이 이용되지만, 고정효과모형에서는 시간에 따라 변화하지 않는 변수 (time-invariant variables)를 추정하지 못하는 한계점이 존재한다. 이에 본 논문에서는 변화하지 않는 성격의 변수를 추정할 수 있고 동시에 관찰되지 않는 개인의 특성과 통제변수 간의 상관관계도 허용하는 CCRE (conditionally correlated random effects) 모델을 적용하여 분석을 수행하였다. 또한 종속변수의 특성을 고려하여 Probit 모델을 함께 적용하였다.

즉, 종속변수 y 는 빈곤여부에 대한 것으로 잠재변수 y^* 가 0보다 크거나 같으

면 빈곤인 상태로 정의하며, 이는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$y_{i,t} = 1\{y_{i,t}^* \geq 0\}; \quad i = 1, 2, 3, \dots, N; \quad t = 1, 2, 3, \dots, 9. \quad (1)$$

식 (1)에서 빈곤여부를 결정하는 잠재변수 $y_{i,t}^*$ 는 전기의 빈곤여부, $y_{i,t-1}$, 와 빈곤에 영향을 미치는 가구주 및 가구의 특성으로 구성된 벡터, $c_{i,t}$,로 구성되어 있으며, 이는 식 (2)와 같이 표현할 수 있다.

$$y_{i,t}^* = \rho y_{i,t-1} + c_i' \beta + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

식 (2)의 오차항 $\epsilon_{i,t}$ 는 개인의 특성 (individual specific effects)인 α_i 와 순수한 임의부분인 $u_{i,t}$ 로 구성되며, α_i 는 초기값과 다른 개인의 특성과 관련된 변수들로 구성된 벡터, z ,의 함수로 정의한다.

$$\epsilon_{i,t} = \alpha_i + u_{i,t}, \quad u_{i,t} | \cdot \sim N(0, \sigma_u^2) \quad (3)$$

$$\alpha_i = \alpha_0 + \alpha_1 y_{i,1} + z' \alpha_2 + \eta_i, \quad \eta_i | \cdot \sim N(0, \sigma_\eta^2) \quad (4)$$

이와 같은 경우, 식 (2) ~ (4)를 식 (1)에 반영한 프로빗 모델에 대해 Newton-Raphson method를 이용하여 우도함수를 극대화하는 추정치를 구할 수 있다.

한계효과의 크기는 한계효과의 평균 (Average Partial Effects; APE)을 계산하였다. 예컨대 ($t-1$) 기의 빈곤여부가 t 기의 빈곤여부에 미치는 한계효과 크기의 평균을 얻기 위한 수식은 식 (5)와 같다.

$$APE = E\{P(y_{i,t}^{(1)} | y_{i,t-1}^{(1)}, c_{i,t}, \dots) - P(y_{i,t}^{(1)} | y_{i,t-1}^{(0)}, c_{i,t}, \dots)\} \quad (5)$$

빈곤여부에 대한 회귀분석 결과에 따르면 <표 5>에서 보듯이 초기 및 전기의 빈곤상태 여부와 가구주 및 가구의 다양한 특성이 빈곤상태에 영향을 미치는 것

으로 나타나고 있다.

〈표 5〉 빈곤의 결정요인에 대한 회귀분석 결과

변수	CCRE	APE
(가 구) (t-1)기 빈곤상태 여부	0.7655 *** (0.0324)	0.1106 *** (0.0052)
(가구주) 연령(세)	-0.0473 ** (0.0176)	-0.0068 ** (0.0025)
(가구주) 연령×연령	0.0005 *** (0.0002)	0.0001 * (0.0000)
(가구주) 교육수준(1=고졸)	-0.2280 *** (0.0482)	-0.0330 *** (0.0069)
(가구주) 교육수준(1=전문대출 이상)	-0.4358 *** (0.0566)	-0.0630 *** (0.0081)
(가구주) 성별(1=여성)	0.1034 * (0.0450)	0.0149 * (0.0065)
(가구주) 혼인상태(1=유배우자)	-0.0592 (0.0392)	-0.0086 (0.0057)
(가구주) 종사상 지위(1=상용직)	-0.3574 *** (0.0463)	-0.0517 *** (0.0067)
(가 구) 취업가구원 수	-0.7900 *** (0.0321)	-0.1142 *** (0.0045)
(가 구) 정부지원금	-0.0011 *** (0.0001)	-0.0002 *** (0.0000)
(가 구) 금융자산	0.0000 *** (0.0000)	0.0000 *** (0.0000)
(가 구) 부동산·기타자산	0.0000 *** (0.0000)	0.0000 *** (0.0000)
(가 구) 부채총액	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
상수	1.0790 *** (0.2600)	
<i>Initial condition, and correlated random effect (time average)</i>		
초기상태(1=빈곤상태)	0.9346 *** (0.0469)	0.1351 *** (0.0059)
mean(연령)	0.0010 (0.0198)	0.0001 (0.0029)
mean(연령×연령)	0.0000 (0.0002)	0.0000 (0.0000)
mean(종사상 지위)	-0.7712 *** (0.0709)	-0.1115 *** (0.0103)
mean(취업가구원 수)	0.2055 *** (0.0427)	0.0297 *** (0.0062)
mean(정부지원금)	0.0014 *** (0.0002)	0.0002 *** (0.0000)
관측치 수	36,922	
가구 수	5,526	
Log pseudo likelihood	-11,159	

주: 1) ()는 표준오차.

2) * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001.

자료에서 관측되는 첫 번째 관측치가 빈곤상태에 있을 경우, t 기에도 빈곤상태에 있을 가능성이 높게 나타났으며, $t-1$ 기에 빈곤상태에 있었던 가구가 t 기에도 빈곤상태에 있을 가능성이 상대적으로 높게 나타났다.

그리고 기존 연구들의 결과와 유사하게 교육수준이 높을수록, 가족 구성원 중에서 취업한 가구원의 수가 많을수록 빈곤상태에 있을 확률이 낮아지는 것으로 나타났다. 가구주가 남성인 경우가 여성인 경우보다 빈곤상태에 있을 가능성이 더 낮게 나타났으며, 가구주의 종사상 지위가 상용직인 경우가 그렇지 않은 경우 보다 빈곤층에 속해있을 확률이 낮게 나타났다.

연령 변수에 대한 추정치가 0보다 작고, 연령의 제곱 변수의 추정치가 0보다 크다는 것은 연령이 증가함에 따라 빈곤층에 속할 가능성은 낮아지지만, 특정 연령 이후에는 다시 빈곤층에 속할 가능성이 높아진다는 것을 의미한다. 즉, 고령층이 빈곤층에 속해 있을 가능성이 높다는 것으로, 이는 〈표 4〉의 기초통계량에서 저소득층인 1~3분위에 속한 가구주의 연령이 상대적으로 높다는 것과 관련된다.

정부지원금의 경우에는 빈곤층 여부에 통계적으로는 유의미한 영향을 미치지만, 한계효과의 크기가 매우 작게 나타나고 있어 경제적으로는 의미 있는 영향을 미치는 것으로 보기 어려운 측면이 있는 것으로 사료된다.

요컨대 빈곤층 여부에 영향을 미치는 한계효과의 크기를 살펴보면 초기의 빈곤여부, 전기의 빈곤여부, 취업 가구원의 수 등이 상대적으로 크게 나타나고 있다는 것을 확인할 수 있다. 특히 초기의 빈곤여부와 전기의 빈곤여부가 현재의 빈곤여부에 미치는 영향이 상대적으로 크게 나타나고 있는데, 이는 동태적 모형에서 두 변수를 포함시키지 않을 경우, 변수 누락에 따른 편의(omitted variable bias)가 발생할 가능성이 높다는 것을 시사한다.

2) 빈곤경험횟수의 결정요인

다음으로는 빈곤경험횟수에 영향을 미치는 요인들에 대해 살펴보기 위해 표본에 포함된 자료를 이용하여 균등패널을 구성하였다. 즉, $t=1$ 기에 패널자료에 존재하는 가구들을 대상으로 이들이 $t=2$ 기부터 몇 번의 빈곤을 경험하는지 살펴보

고, 그 결정요인을 분석하였다.

분석을 위해 빈곤경험횟수에 따라 Group을 설정하였다. NaSTaB 1~9차까지 조사에 모두 포함된 3,563 가구를 대상으로, 2~8차 조사기간 중 이들을 빈곤의 경험횟수에 따라 Group 1~Group 5로 구분하였다. 여기서 Group 1은 2~9차 조사기간 동안 빈곤을 한 번도 경험하지 않은 가구이며, Group 2, 3, 4는 각각 1~2회, 3~5회, 6~7회 빈곤을 경험한 가구들이며, 마지막으로 Group 5는 8기간 동안 모두 빈곤을 경험한 가구를 의미한다.¹³⁾

〈표 6〉 빈곤경험횟수에 근거한 Group 구분

	빈곤경험횟수	빈도	비율
Group 1	0	1,539	43.19
Group 2	1~2	644	18.07
Group 3	3~4	385	10.81
Group 4	5~6	336	9.43
Group 5	7~8	659	18.50
총 계		3,563	100

빈곤경험횟수에 영향을 미치는 요인들을 살펴보기 위해서 ordered probit 모형을 이용하였으며, 가구 및 가구주의 특성은 t=1기의 관측내용을 이용하여 분석하였다. 즉, 빈곤경험 빈도를 반영하는 잠재변수 y_i^* 는 식 (6)에서 보듯이 빈곤에 영향을 미치는 변수들(X)의 함수로 표현될 수 있는데, 식별(identification)을 위해 식 (6)은 상수를 포함하지 않는다.

$$y_i^* = X' \beta + u_i \quad (6)$$

그리고 가구 및 가구주의 특성을 반영한 잠재변수 y_i^* 는 포함되는 범위에 따라 Group 1에서 Group 5 중 하나의 그룹에 속하게 된다.

13) 8기간 동안 경험한 빈곤의 횟수는 빈곤의 지속성과의 개연성이 높다고 볼 수 있다. 즉, Group 1에서 Group 5로 갈수록 빈곤의 지속성이 높다고 간주할 수 있다.

$$y_i = j \quad \text{if} \quad \theta_{j-1} < y_i^* \leq \theta_j ; \quad j = 1, 2, 3, 4, 5 \\ , \text{where } \theta_0 = -\infty \text{ and } \theta_5 = +\infty . \quad (7)$$

예컨대 Group 1에 속하는 가구 $i = k$ 는 $-\infty = \theta_0 < y_k^* \leq \theta_1$ 에 포함되어 $y_k = 1$ 로 나타나며, Group 5에 속하는 가구 $i = l$ 은 $\theta_4 < y_l^* \leq \theta_5 = +\infty$ 에 포함되어 $y_l = 5$ 로 나타난다.

〈표 7〉 빈곤경험횟수 결정요인 분석(한계효과)

	Group 1	Group 2	Group 3	Group 4	Group 5
(가 구) 초기상태 (1=빈곤상태)	-0.372*** (0.014)	-0.058*** (0.007)	0.065*** (0.005)	0.130*** (0.008)	0.236*** (0.014)
(가구주) 연령	0.018*** (0.004)	0.000 (0.000)	-0.005*** (0.001)	-0.006*** (0.002)	-0.008*** (0.002)
(가구주) 연령×연령	0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
(가구주) 교육수준 (1=고졸)	0.129*** (0.021)	-0.004 (0.002)	-0.034*** (0.006)	-0.043*** (0.007)	-0.049*** (0.008)
(가구주) 교육수준 (1=전문대졸이상)	0.266*** (0.024)	-0.019*** (0.005)	-0.070*** (0.008)	-0.084*** (0.008)	-0.092*** (0.008)
(가구주) 성별 (1=여자)	-0.059** (0.020)	-0.003 (0.002)	0.014** (0.005)	0.021** (0.007)	0.027** (0.010)
(가구주) 혼인상태 (1=유배우자)	0.115*** (0.029)	0.013 (0.007)	-0.025*** (0.005)	-0.042*** (0.011)	-0.061** (0.020)
(가구주) 종사상지위 (1=상용직)	0.173*** (0.018)	-0.003 (0.003)	-0.045*** (0.005)	-0.058*** (0.006)	-0.068*** (0.007)
(가 구) 취업기족원수	0.068*** (0.012)	0.001 (0.001)	-0.017*** (0.003)	-0.023*** (0.004)	-0.028*** (0.005)
(가 구) 정부지원금(만원)	0.000** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)

주: 1) ()는 표준오차.

2) * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001.

회귀분석의 결과는 〈표 7〉에 나타나 있는데, 빈곤여부에 대한 결과와 유사한 시사점을 제시하고 있다. 초기 빈곤상태에 있었던 가구는 빈곤경험이 적은

Group 1과 Group 2에 속할 확률이 상대적으로 낮고, 빈곤경험이 많은 Group 4와 Group 5에 속할 확률이 높은 것으로 나타났다. 또한 연령이 증가할수록 빈곤경험횟수는 감소하는 것으로 나타났으나, 특정 나이 이상에서는 증가하는 것으로 나타나고 있으며, t=1기에 빈곤을 경험한 가구가 8기간 동안 7~8회 빈곤을 경험(Group 5) 할 확률은 t=1기에 빈곤을 경험하지 않은 가구 보다 23.6%p 더 높은 것으로 나타났다.

그리고 가구주의 교육수준이 높고, 남성일수록, 그리고 취업중인 가구원의 수가 많을수록 빈곤경험횟수가 낮은 것으로 나타났으며, 정부지원금과 빈곤경험횟수 사이에는 양의 상관관계가 있는 것으로 나타났으나 그 크기는 경제적으로 유의미하지 않은 수준인 것으로 파악된다.

V. 요약 및 정책적 시사점

지난 10여 년 동안 시장소득 지니계수로 측정된 사회 전체적 측면에서의 소득불평등도에서는 큰 변화를 찾아보기 어려웠으나, 정부정책이 반영된 가처분소득지니계수는 전반적으로 낮아지는 추세에 있다는 것을 확인할 수 있었다. 그러나 저소득층 대비 중산층 및 고소득층의 시장소득은 지속적으로 증가하는 추세에 있어 소득재분배를 위한 정부의 정책효과가 시장에서의 소득불평등을 완화시킬 만큼 효과적으로 작동한 것으로 보기는 어려운 측면이 있다.

소득이행행렬을 통해 소득이동성을 살펴본 바에 따르면 2007년 이후 소득계층이동성이 낮아지는 추세라는 것을 확인할 수 있었다. 즉, 소득이동성이 나타나지 않는 비중이 시간이 흐름에 따라 증가하는 추세이고, 상향이동의 확률은 낮아지는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 사회의 활력이 감소하고 있다는 것을 시사하며, 현재 심화되고 있는 중산층 붕괴 및 양극화의 원인으로 작용했을 개연성이 높다. 뿐만 아니라 사회의 공정성, 공평성 및 투명성도 악화되고 있을 개연성이 있다.

빈곤지위 이동성의 경우에는 2007년 이후 빈곤진입과 빈곤탈출의 확률은 감소

하는 추세에 있고, 빈곤상태에 머물러 있을 확률이 증가추세에 있어 빈곤의 고착화가 심화되고 있을 가능성이 높은 것으로 나타났다.

본 논문에서 수행한 빈곤의 결정요인에 대한 동태적 분석과 빈곤경험횟수에 대한 회귀분석 결과에 따르면 연령, 교육수준, 가구주 성별, 취업가구원의 수 및 가구주의 상용직 여부 등이 중요 요인으로 나타났다. 즉, 일자리가 중요한 결정 요인으로, 이를 위한 정부의 직·간접적 지원의 필요성을 시사한다. 좋은 일자리에 취업을 하는 것은 교육수준 및 양질의 교육과 연관될 가능성이 높다. 빈곤 가구의 자녀가 양질의 교육을 받지 못하고 낮은 교육수준에 머물 경우, 이들은 성인이 된 후에 빈곤가구에 속할 가능성이 상대적으로 높아 빈곤의 고착화가 세대를 통해 나타날 개연성이 높다. 이는 개인적 측면 뿐 아니라 국가·사회적 측면에서도 바람직하지 않다. 따라서 빈곤가구의 자녀들도 양질의 교육에 접근할 수 있도록 하는 중·장기적 측면에서의 정부지원이 필요하다.

또한 연령, 가구주 성별 등에 근거한 정부의 차별적 지원도 강화될 필요가 있다. 특히, 초기의 빈곤여부 및 전기의 빈곤여부가 현재의 빈곤여부에 미치는 영향이 상대적으로 크게 나타나는데, 이는 정부의 정책적 개입이 조속히 이루어질 필요가 있음을 시사하는 부분이며, 관련 연구의 모형설정에 있어 두 변수가 포함되어야 함을 의미하는 부분이기도 하다.

정부의 지원금이 빈곤의 결정에 있어 통계적으로는 유의미하지만 경제적으로는 유의미한 수준으로 보기 어렵다는 것은 현 제도에 대한 논의의 필요성을 제기하는 부분이다. 이와 관련해서는 빈곤층 가구의 환경, 특성 등을 파악하고 이들에 대한 맞춤형 지원을 통해 정부의 지원이 효과적이고 효율적으로 이루어 질 수 있도록 하는 정책적 고려가 필요하다.

본 연구에서는 글로벌 금융위기 이후 소득계층 이동성 및 빈곤에 대해 살펴보았다. 즉, 상대적 소득개념에서 접근한 연구로 절대적 소득개념에서의 연구도 향후 필요할 것으로 사료된다. 또한 고령층의 경우에는 주된 일자리로부터의 은퇴로 인해 소득 뿐 아니라 자산부분도 함께 살펴볼 필요성이 있으며, 연령대 또는 코호트별로 소득이동성을 살펴볼 필요성도 있다. 이와 관련된 연구는 향후 연구과제로 남겨두도록 한다.

〈참고문헌〉

- 구인희, 「빈곤의 동태적 분석: 빈곤 지속기간과 그 결정요인」, 『한국사회복지학』, 제57권 제2호, 2005. 5, pp. 351-374.
- 김성태 · 전영준 · 임병인, 「우리나라 소득이동성의 추이 및 결정요인 분석」, 『경제학연구』, 제60집 제4호, 2012, pp. 5-43.
- 김희삼, 「사회 이동성 복원을 위한 교육정책의 방향」, 『KDI Focus』, 통권 제54호, 2015.
- 남상호, 「소득빈곤의 동태 분석」, 『보건복지포럼』, 한국보건사회연구원, 2012. 4, pp. 6-13.
- 석상훈, 「저소득계층의 빈곤이행과 소득변화」, 『사회보장연구』, 한국사회보장학회, 제26권 제3호, 2010. 8, pp. 25-47,
- _____, 「외환위기 이후 소득이동에 대한 연구 : 패널자료를 활용한 분석」, 제9회 한국노동패널 학술대회 논문집, 2008.
- 신관호 · 신동균, 「소득 불평등이 경제성장에 미치는 효과」, 『한국경제의 분석』, 제20권, 제1호, 2014. 4.
- 원종학, 「소득계층 이동의 원인과 정책적 대응방안」, 『재정포럼』, 2013. 08, pp. 6-21.
- 윤성주, 「소득계층이동과 빈곤에 대한 소고」, 『재정포럼』, 2017. 11, pp. 38-50.
- 이경희, 「소득계층 이동성 실태와 동적 변화」, 『노동리뷰』, 2017. 6, pp. 77-91.
- 전병목, 「소득이동 현황과 결정요인 분석」, 『재정포럼』, 2014. 9, pp. 23-45.
- 한국조세재정연구원, 「9차년도 재정패널 조사 기초분석보고서」, 2017. 12.
- Berg, A., J. D. Ostry, and J. Zettelmeyer, "What Makes Growth Sustained?", *Journal of Development Economics*, Vol. 98, No. 2, 2012.
- Ostry, M. J. D., M. A. Berg, and M. C. G. Tsangarides, "Redistribution, Inequality, and Growth," *IMF Staff Discussion Note*, 2014.
- Ostry, J. D. and A. Berg, "Inequality and Unsustainable Growth: Two Sides of the Same Coin?", *IMF Staff Discussion Note*, IMF, 2011.
- Woo, J., "Growth, Income Distribution, and Fiscal Policy Volatility," *Journal of Development Economics*, Vol. 96, No. 2, 2011.

呻吟語

[부표 1] 소득10분위별 이행행렬: 2007~2009년

2007 ~ 2009년									
2분기					4분기				
1분기	2분기	3분기	4분기	5분기	6분기	7분기	8분기	9분기	10분기
1분기	53.04	22.39	10.54	5.33	2.17	2.83	0.98	0.87	1.41
2분기	21.31	38.50	19.09	11.08	3.90	2.64	2.11	0.95	0.11
3분기	9.55	18.57	31.37	18.68	8.92	5.56	3.25	1.99	1.05
4분기	6.07	7.98	17.30	26.07	20.79	10.90	5.51	2.81	1.25
5분기	3.47	5.31	9.64	18.42	25.79	18.85	9.32	5.20	2.38
6분기	3.27	2.62	5.02	10.25	18.43	26.72	18.87	8.18	4.69
7분기	2.37	1.94	3.12	4.30	9.35	16.13	30.54	20.00	8.71
8분기	1.97	1.97	1.53	3.17	5.14	8.96	14.86	34.43	21.64
9분기	0.98	0.33	1.96	1.52	3.05	5.11	6.96	17.30	42.87
10분기	0.35	0.59	1.06	1.18	1.76	1.53	4.23	5.64	16.69
총계	10.35	10.21	10.21	10.05	9.94	9.95	9.69	9.73	9.99
상행 이동					허행 이동	불변			
					-	53.00			
					21.30	38.50			
					28.10	31.40			
					31.40	26.10			
					31.40	42.60			
					36.80	25.80			
					39.60	26.70			
					37.20	33.70			
					37.60	-			

〈부표 2〉 소득10분위별 이행행렬: 2010~2012년

〈부표 3〉 소득10분위별 이행행렬: 2013~2015년

2013 ~ 2015년									상향 이동		불변		상향 이동	
	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위	6분위	7분위	8분위	9분위	10분위	총계	이동	0동	하향 이동
1분위	61.81	22.11	6.80	2.59	3.13	0.86	1.51	0.65	0.32	0.22	100	-	61.80	38.20
2분위	23.83	41.49	19.68	6.70	2.98	1.38	2.23	0.74	0.43	0.53	100	23.80	41.50	34.70
3분위	6.40	20.67	38.09	18.15	7.35	4.30	2.52	1.15	0.73	0.63	100	27.10	38.10	34.80
4분위	4.21	7.17	16.86	32.88	18.44	10.12	5.58	2.63	1.16	0.95	100	28.20	32.90	38.90
5분위	2.22	3.92	8.57	18.20	32.80	17.99	8.99	4.87	1.59	0.85	100	32.90	32.80	34.30
6분위	1.47	2.20	4.40	11.41	16.96	31.41	18.74	8.06	3.77	1.57	100	36.40	31.40	32.10
7분위	0.64	1.39	3.42	4.06	10.35	20.49	31.48	18.57	7.04	2.56	100	40.40	31.50	28.20
8분위	0.74	1.48	0.95	3.59	3.91	8.03	18.48	37.28	19.54	6.02	100	37.20	37.30	25.60
9분위	0.74	0.64	0.42	0.96	2.87	3.61	6.90	19.32	47.45	17.09	100	35.50	47.50	17.10
10분위	0.43	0.85	0.64	0.43	1.07	1.50	2.78	4.91	17.52	69.87	100	30.10	69.90	-
총계	10.15	10.17	10.02	9.95	10.02	10.01	9.94	9.83	9.95	9.98	100	29.20	42.50	28.40

A Dynamic Study on Income Mobility and Poverty

Sung-Joo Yoon*

Abstract

This study examines income mobility and poverty trend using NaSTaB(National Survey of Tax and Benefit). The main objective of this study is to find the determinants of income mobility and poverty. For the analysis, it uses income transition matrix, and develops Conditionally Correlated Random Effects model, Ordered Probit model. The empirical results show that the income mobility comes to weakened during 2007~2015 periods, and there is clear evidence that several factors-such as age, education, number of employee in the family, previous status, initial condition-affect current economic status. Especially, the effects of previous status and initial condition are relatively larger than others, which implies the necessity and justification of government intervention.

Key Words: income mobility, poverty, CCRE model, national survey of tax and benefit

JEL Code: I3, H0

* Fellow, Center for Fiscal Analysis, Korea Institute of Public Finance, e-mail: sjyoon@kipf.re.kr