

우리나라 소득이동성의 추이 및 결정요인 분석*

김 성 태** · 전 영 준*** · 임 병 인****

논문초록

본 논문은 한국노동패널(KLIPS)자료를 이용하여 우리나라 소득의 이동성 추이를 분석하고 소득이동성을 결정하는 요인을 분석하였다. 분석결과 첫째, 1999-2008년 기간 동안 소득이동성이 시간이 지남에 따라 전반적으로 감소해온 것으로 나타났다. 둘째, 중산층 구성 비율이 점차 감소하면서 저소득층과 고소득층의 비중은 점차 증가하고 있는 것으로 나타나, 소득의 양극화와 중산층의 붕괴가 동시에 진행되고 있는 것으로 나타났다. 셋째, 연도별 소득계층 간 이행행렬의 추이를 분석한 결과, 1999-2000년 소득이동성이 의미하는 장기균형의 소득계층 분포는 저소득층이 22.4%, 중산층 52.3%, 고소득층 25.2%에서, 2007-2008년 소득이동성이 의미하는 장기균형의 소득계층 분포는 저소득층 31.4%, 중산층 37.8%, 고소득층 30.8%로 변화되는 것으로 나타나 소득이동성 감소가 장기적으로 중산층의 붕괴와 소득 양극화의 주요 원인이 되는 것이 입증되었다.

소득이동 경향을 상향이동과 하향이동으로 구분하여 소득이동성의 결정요인을 분석한 결과, 인구통계학적 요인과 경제적 요인 및 정책요인이 모두 소득이동성에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 인구통계학적 요인의 경우, 임계연령에 이를 때까지는 연령이 많아질수록 소득이동성이 높아지는 반면 임계연령이 지나면 반대로 소득이동성이 감소하는 것으로 나타났다. 경제적 요인의 경우, 가구 내 취업자 수가 증가할수록, 초기소득이 적을수록, 정규직일수록, 화이트칼라 직업일수록 상향 소득이동 가능성이 높아지고, 정책적 요인의 경우 직업훈련을 받을수록, 사회보험을 받지 않을수록 상향 소득이동 가능성이 높아지는 것으로 나타났다.

본 논문의 실증분석결과에 근거한 정책적인 시사점은 첫째, 직업훈련 정책을 강화하여 저소득계층의 상위계층으로의 이동을 도울 필요가 있다는 것이다. 둘째, 정규직과 같이 안정적인 고용형태를 증가시킴으로써 소득이동성을 제고시킬 수 있다. 셋째, 사회보험수혜가 근로의욕을 저하시키지 않도록 제도적으로 보완해야 한다. 이는 현재 시행 중인 근로장려세제(EITC)의 적극적인 확대가 바람직하다는 것을 의미한다.

핵심 주제어: 소득이동성, 소득의 양극화, 한국노동패널

경제학문헌목록 주제분류: H0, I3, J6

투고 일자: 2012. 6. 10. 심사 및 수정 일자: 2012. 11. 27. 게재 확정 일자: 2012. 12. 11.

* 이 논문은 2011년 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2011-330-B00062).

** 제1저자, 청주대학교 경제학과 교수, e-mail: stkim@cju.ac.kr

*** 공동저자, 한양대학교 경제금융학부 교수, e-mail: yichun@hanyang.ac.kr

**** 교신저자, 충북대학교 경제학과 부교수, e-mail: billforest@hanmail.net

I. 서론

한국경제는 1960년대 초반 이후 현재까지 세계 최고의 경제성장률을 기록하며 1961년 82달러에 지나지 않던 1인당 국민소득은 2010년 20,759달러로 253배나 증가하여 국민 개개인의 후생수준을 크게 향상시켰다. 한국경제는 우수한 인적자본과 신속한 자본의 동원과 함께 정부주도형 성장전략과 대외지향형 성장전략이 적절하게 구사되며 고속성장을 구현할 수 있었다. 그러나 한국경제의 고도·압축성장의 결과 소득분배의 불평등이 심화되는 등의 문제점이 드러나면서 전반적으로 성장피로도가 누적되어 점차 활력을 잃어가고 있다, 더욱이 최근 고령화와 저출산이 급속하게 진전됨에 따라 경제의 성장잠재력이 감퇴되고 있다는 우려가 제기되고 있다.

이와 같은 경제 및 사회 환경의 변화 속에서 우리나라는 압축성장과 물량 위주의 경제성장 전략에 따라 소득계층의 양극화¹⁾뿐만 아니라 산업, 기업과 지역에서도 양극화가 심화되어 계층·세대·구성원 간 단절과 그에 따른 갈등구조의 심화 등 구조적 문제가 표출되기 시작하면서 그대로 방치하는 경우 세계 속 한국경제의 위상은 점차 실추될 것으로 전망된다. 이에 우리나라 사회가 급변하는 경제·사회의 변화에 적절히 대응하고 내부적으로 표출된 구조적 문제점을 근본적으로 해결하여 ‘세계 속의 한국경제’로 거듭나기 위해서는 전반적인 경제·사회 발전전략을 재정립하고 한국사회에 활력을 창출할 수 있는 경제·사회 시스템의 구축이 필요하다. 즉, 한국 경제·사회의 발전전략은 물량 중심의 성장에서 질적 성장으로의 전환이, 양극화 문제를 해결하기 위해서는 동반 성장전략이, 불균형 성장전략에서 균형 성장전략으로, 물적 자본 중심에서 인적 자본과 지적 자본 중심으로, 요소 투입형 성장 패러다임에서 기술혁신 주도형 성장 패러다임으로 전환이 필요하다.

새로운 경제성장의 패러다임을 구현하기 위해서 우선적으로 필요한 것은 장기적으로 소득분배를 개선할 수 있는 경제·사회 시스템의 구축방안 중의 하나인 활발한 소득계층 간 이동(income mobility)이다. 이는 수많은 학자들이 주장하였듯이 소득의 이동성이 높으면 장기적으로 생애소득이 좀 더 균등하게 된다는 점에 근거한다. 예로서 Friedman(1962)은 일찍이 장기적으로 공평한 사회는 소득이동성이 보다 활발한 사회라고 주장하였다.²⁾ Shorrocks(1978)는 이동성이란 시간이 지남에

1) 이에 대해서는 남상호·임병인(2008)을 참조.

따라 어느 정도 형평화가 이루어지는가를 나타내는 척도로 보았다. Atkinson et al. (1992) 은 이동성이 흥미로운 이유는 그것이 단년도 소득의 불평등성보다는 생애 소득의 불평등성을 줄여주기 때문이라고 주장하였다. 장기적으로 소득이동성이 소득분배를 균등화시킨다는 점은 Krugman (1992) 에 의해서도 강조되었다. 만약 소득이동성이 매우 높으면 특정 연도의 소득불평등도는 별로 중요하지 않을 것이다. 왜냐하면 소득이동성이 높으면 생애소득이 평등하게 될 것이기 때문이라는 것이다. 그 밖에도 Jarvis and Jenkins (1998) 도 소득이동성이 장기적으로 생애소득을 균등화시킬 것이라는 점을 지적하고 있다. Maasoumi (1998) 는 소득분배의 불평등보다는 소득이동성이 정책당국자들에게는 더 중요한 과제라고 주장하였다. 왜냐하면 그들에게는 한 시점에서의 소득의 불평등보다는 생애소득의 불평등이 더욱 중요하기 때문이다.

본 연구는 위와 같은 문제의식 하에서 우리나라의 소득이동성 제고를 위한 정책과 제도 개선에 필요한 기초연구를 수행하는 것을 목적으로 한다. 구체적으로 본 연구에서는 전체 가구를 OECD기준에 따라 고소득층, 중산층 및 저소득층의 3개 계층으로 구분하고 1999-2008년 기간 동안 우리나라 가구의 소득계층별 비중의 변화와 소득계층 간 이동에 관한 변화추이를 살펴보고, 소득이동성의 결정요인을 파악하는 것을 목적으로 한다. 특히 우리나라 중산층의 붕괴와 가난의 고착화에 대하여 실태를 파악하고, 소득이동성과의 관계를 분석하게 될 것이다. 본 논문에서는 노동패널자료의 1999년 1차 조사부터 2008년 11차 조사까지를 사용하여 우리나라 소득이동성의 결정요인을 파악하기 위한 실증분석을 수행하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어 제Ⅱ장에서는 소득이동성에 관한 국내외 연구를 일별하고, 제Ⅲ장에서는 소득이동성을 근로소득(근로 및 사업소득의 합)과 시장소득(근로 및 사업소득 + 자산소득 + 사적이전소득) 두 가지 유형으로 구분하여 논의한다. 제Ⅳ장에서는 로짓모형에 기초한 회귀방정식을 이용하여 상위 및 하위계층으로의 소득이동성 결정요인을 추정한 뒤 그 결과들을 분석한다. 제Ⅴ장에서는 분석결과들을 요약, 정리하고 정책적인 시사점을 제시한다.

2) Friedman (1962) 은 소득분포가 동일한 두 사회를 비교하였는데, 첫 번째 사회는 매년 소득이동성이 전혀 없는 정체된 사회이고 두 번째 사회는 소득계층 간 이동이 활발한 사회인데 두 번째 사회가 더 공평한 사회라고 결론지었다.

II. 소득이동성에 관한 문헌조사

해외에는 소득이동성 연구에 필요한 패널자료도 많고 구축기간이 오래되어 관련 연구가 활발히 진행되어 왔다. 주요 연구로는 Gottschalk and Danziger(1997), Jarvis and Jenkins(1998), Gardiner and Hills(1999), Jenkins(2011), Canto(2000) 등이 있다.

Gottschalk and Danziger(1997)는 Panel Study of Income Dynamics(PSID)의 1968년부터 1991년의 23년간의 가구자료에 다양한 이동성 개념을 제시하고 소득이동성을 측정하였다. 측정 결과, 미국에는 상당한 소득의 이동성이 존재하지만, 측정기간 동안 이동성이 증가하지 않았으며 그 결과 상위계층과 하위계층의 소득격차는 여전히 큰 상태로 남아있음을 보였다. 또한 경제성장이 이동성이나 불평등을 줄였다는 큰 증거가 없으며, 이동성이 불평등을 상쇄할 만큼 크지는 않다고 주장하였다.

Jarvis and Jenkins(1998)는 영국가구패널조사(British Household Panel Survey: BHPS) 자료를 이용하여 가구의 경상소득을 대상으로 1991년부터 1994년까지의 소득이동성을 측정하였는데, 측정기간이 길어지면서 상당한 소득이동성이 존재함을 보였다. 계층 중 중간계층의 사람들이 가장 높은 이동성을 보였으며, 성별과 나이별 분석 결과에 따르면 노인인구의 이동성이 평균보다 훨씬 높게 나타났고 남성보다는 여성의 소득이동성이 높게 나타났다. Gardiner and Hills(1999)도 영국의 소득이동성 추이를 분석하였다. 이행행렬을 통해 이동성을 분석하고, 소득이동의 궤적을 5가지로 나누어 유형화하여, 빈곤층과 비빈곤층의 이동의 양상을 비교하여 표본 중 4년 동안 저소득층의 40%가 빈곤할 뿐 아니라, 소득계층의 이동이 거의 없음을 밝혀냈다. 본 연구는 Gardiner and Hills(1999)의 연구방법과 유사하게 이행행렬을 통해서 소득이동성을 추적하고 있다. Jenkins(2011) 역시 가구의 이동성 등을 측정하였는데, 1991년에서 2006년 동안 이행행렬을 통해 분석한 이동성은 83%의 가구의 소득이 분위가 변했고, 각 연도 간 상관관계를 분석한 결과 1990년대 중반까지는 상관관계가 약간씩 증가하다가 이후 감소하여 측정 기간 맨 마지막 년도인 2005년에는 1991년과 유사한 수준으로 나타났다. 뿐만 아니라 Shorrocks의 R 지수를 추정하여 소득의 이동성이 불평등에 미치는 영향을 연구하였는데, 동 기간 동안 특별한 추이를 발견하지 못하였다고 주장하였다.³⁾ Canto(2000)는 스페인가

구패널조사(Spanish Household Panel Survey: ECPF)를 사용하여 가구와 개인의 소득의 이동성을 각각 추정하였다.

중국의 경우, Khor and Pencavel(2006)은 1990년대 도시 거주자를 대상으로 중국과 미국의 상대 소득이동성을 비교하였는데, 분석결과 중국의 소득이동성이 미국 혹은 다른 국가들 보다 높은 것으로 측정되었다. Shi et al. (2010)은 중국의 1989 - 2006년 기간 동안 농어촌 지역의 가구의 절대 소득이동성을 China Health and Nutrition Survey(CHNS)를 이용하여 분석하였는데, 소득이동성이 상당히 높게 나타났다으며, 경제성장이 소득이동에 상당히 큰 영향을 미친 것을 발견하였다.

러시아의 소득 이동성에 대해서는 Lukiyanova and Oshchspkov(2011)가 러시아에서 빠른 경제성장이 이뤄졌던 2000년에서 2005년도의 소득이동성을 Russian Longitudinal Monitoring Survey(RLMS)의 소득과 소비 자료를 이용하여 분석하였다. 분석결과 러시아 사회에는 상당히 높은 소득 이동성이 존재함을 밝혔다.

뿐만 아니라, 단일 국가가 아닌 다양한 국제비교 연구가 이뤄졌다. Jantti et al. (2002)은 1980년부터 1990년까지 스칸디나비아 반도의 국가들의 소득이동성과 미국의 소득이동성을 소득을 다양하게 세분화하여 비교하였다. 연구 결과에 따르면, 근로소득의 이동성이 가장 높았으며, 시장소득의 이동성이 가장 낮았다. Chen(2009)은 Field와 Ok(1996, 1999)의 절대적 소득이동성과 Shorrocks의 R 지수를 각 국가별 패널에 적용하여 미국, 캐나다, 영국, 독일 등 4개국의 이동성을 국제비교 하였다.

소득 이동성의 결정요인에 대한 연구도 활발히 진행되었다. Woolard and Klasen(2005)은 1993-1998년 기간 남아프리카 가구의 소득이동성 결정요인을 분석하였는데, 남아프리카가 선진국 보다 높은 이동성이 존재하고 있으며, 인구학적인 변화와 고용상태가 소득의 이동성에 가장 큰 영향을 미치는 요인으로 나타났다.

Marotta and Yemtsov(2010)은 Woolard의 접근방법을 이용하여 이집트의 소득 이동성을 측정하고 그 결정요인을 분석하였다. 상대이동성의 경우 양 극단의 분위에 있는 가구의 이동성이 상당히 낮게 나타났다. 절대 이동성의 결정요인을 다중 회귀분석으로 분석한 결과, 가구규모 증가와 가구내 실업자수의 비율은 이동성에

3) Shorrocks의 R 지수는 t 기간 동안 소득의 불평등도 지수를 각 기간의 소득불평등도 지수의 가중평균 값으로 나눈 것이다.

음의 효과를 미치는 요인으로, 가구원들의 평균 교육수준이 높을수록, 가구내 취업 자수의 증가는 양의 영향을 미치는 요인으로 나타났다.

Shi et al. (2010)은 다중 회귀분석과 요인분해를 통해 절대이동성의 결정요인을 분석한 결과, 초기 소득 수준이 낮고, 근로소득의 비율이 높고, 가구원의 학력수준이 높고, 가구주 연령이 낮은 경우 소득이동성이 높은 것으로 나타났다.

우리나라의 경우 소득 이동성에 관한 연구가 해외에 비하여 많지 않지만, 2000년 이후 몇 가지 연구들이 발표되었는데, 최강식·정진호(2002), 정진호·황덕순·이병희·최강식(2002), 함재봉(2005), 성명재(2008), 석상훈(2009), 성재민(2011), 최지은·홍기석(2011) 등이 대표적이다. 1998-2000년의 도시가계조사 소득패널을 이용하여 소득의 이동성을 측정된 최강식·정진호(2002)의 연구는 소득패널을 구축하여 이행행렬과 소득간의 상관관계, Shorrocks의 R 지수, Fields의 이동성 지수 등을 이용하여 측정기간이 길어짐에 따른 이동성을 분석하였다.

정진호·황덕순·이병희·최강식(2002)은 도시가계조사(1998-2000)를 활용하여 근로소득 이동요인 회귀분석을 수행했으나 유의한 요인을 발견하지는 못하였다.

함재봉(2005)은 한국노동패널조사(KLIPS) 1차-5차 개인과 가구소득 자료를 이용하여 한국의 소득불평등과 이동성에 관한 연구를 수행하였다. 소득의 불평등도는 조사기간 동안 뚜렷한 개선을 보이고 있지 않았으며, 소득의 불평등 변화에는 최상위계층의 자산소득과 기타소득이 불평등의 심화에 큰 기여를 한 것으로 나타났다. 또한 이행행렬을 이용한 소득이동성의 분석결과 소득이 중간계층의 경우 이동성이 높고, 양극단에 있는 경우 이동성이 높지 않음을 볼 수 있었다.

성명재(2008)는 다른 선행연구의 소득이동지수를 사용하는 대신 동일연령 집단 내에서의 상대소득 순위의 변화에 의한 소득변화를 소득이동성으로 정의하고 가상패널을 구축하기 위해 채택한 소득 이행변수의 개념을 발전시켜 두 기간 사이에 나타나는 소득 이동성을 추정하였다. 저소득층의 경우, 시간이 지남에 따라 소득이동성이 작아지고 있어 빈곤함정에 빠지기 쉬움을 고소득층의 경우 분산이 커지고 있어 소득획득을 위한 경쟁이 커짐을 간접적으로 시사해 준다.

석상훈(2009)도 한국노동패널 1-9차 패널자료를 이용하여 다항로짓모형으로 소득계층이동에 대한 실증분석을 수행하였다. 빈곤계층과 비 빈곤계층으로 구분하여 계층 간 이동 가능한 경우의 수대로 다항종속변수를 설정하여 로짓분석을 수행한 결과, 첫째 소득분위로 측정된 상대적 소득계층이동은 조사기간 동안 낮아지고 있

으며, 특히 소득분위의 양극단에서 동일계층에 잔류할 가능성은 높아지고 있다. 둘째, 빈곤지위로 측정된 절대적 소득계층이동의 경우 빈곤층으로의 진입과 빈곤층으로부터의 탈출은 전반적으로 감소하는 추세를 보이고 있다. 셋째, 빈곤지위는 가구주가 여성이거나 고령자일 경우 빈곤이 고착화될 가능성이 높으며 빈곤층으로의 진입과 빈곤층으로부터의 탈출가능성은 가구주 취업상태나 가구 내 취업자 수 변화에 의해 결정되는 것으로 나타났다.

성재민(2011)은 한국노동패널자료를 활용하여 학력, 직업훈련, 연령, 가구주, 결혼여부, 연간근로일수, 고용형태 등 변수로 저소득 탈출분석을 수행하였다. 분석결과, 학력이 높을수록, 직업훈련을 받을수록 긍정적인 저소득 탈출 가능성이 생기며 인적자본의 축적이 중요한 영향을 미치는 것으로 분석하였다.

최지은·홍기석(2011)은 한국노동패널 1~11차 자료를 활용하여 OLS, 도구변수 추정방법을 통해 아버지와 아들의 근로소득은 강한 상관관계를 가져 우리나라의 세대 간 이동성이 낮을 가능성을 제시하였다. 또한 요인회귀분석 결과, 연간 근로소득을 기준으로 최하위 분위에 속한 아들의 경우 아버지 소득의 영향력은 상당히 크음을 보였다.

본 논문은 전체 소득계층을 2개 소득계층으로 구분하여 소득이동성을 분석한 석상훈(2009)과 달리 소득계층을 저소득층, 중산층 및 고소득층의 3개 계층으로 구분하고 소득계층 간 이동성의 추이를 살펴보고 소득 이동성의 결정요인을 분석함으로써 중산층의 붕괴우려와 빈곤의 고착화 등을 모두 분석하는 데 초점을 맞추고 있다.

Ⅲ. 우리나라 소득이동성 추이 분석

1. 기초자료 분석

본 논문에서 사용하고 있는 한국노동패널(KLIPS) 자료는 1998년에 1차 조사가 시작되어 현재 11차 조사까지 이용할 수 있는 패널 조사 자료이다. 동 자료는 연구에 필요한 소득 및 노동공급에 관한 가구의 정보를 얻을 수 있으며, 조사기간이 가장 긴 패널로서 비교적 장기간의 소득이동성을 연구하기에 적합하다고 평가된다. 본 연구에서는 가구 데이터 중 조사기간 내 모두 응답한 2,607가구를 추출하여, 그

중 2~11차의 패널을 대상으로 균형패널을 구성하여 이동성을 분석하였다. 데이터가 발표된 년도를 기준으로 2차는 1999년 11차는 2008년으로 명시하였으나, 실제로 조사 시 소득은 전년도를 기준으로 하고 있다.

본 논문에서는 소득의 이동성 분석을 위해 소득 구성을 근로소득(근로 및 사업소득) 및 시장소득(근로소득 + 자산소득 + 사적 이전소득)으로 구분하였다. 뿐만 아니라 가구원 수로 본 가구규모가 다를 경우 규모의 경제를 반영하기 위하여 균등화지수를 적용하여 소득을 추계하였으며, 소비자물가 수준을 고려한 실질소득을 활용하였다.

〈표 1〉 분석대상 기간의 유형별 평균소득과 중위소득

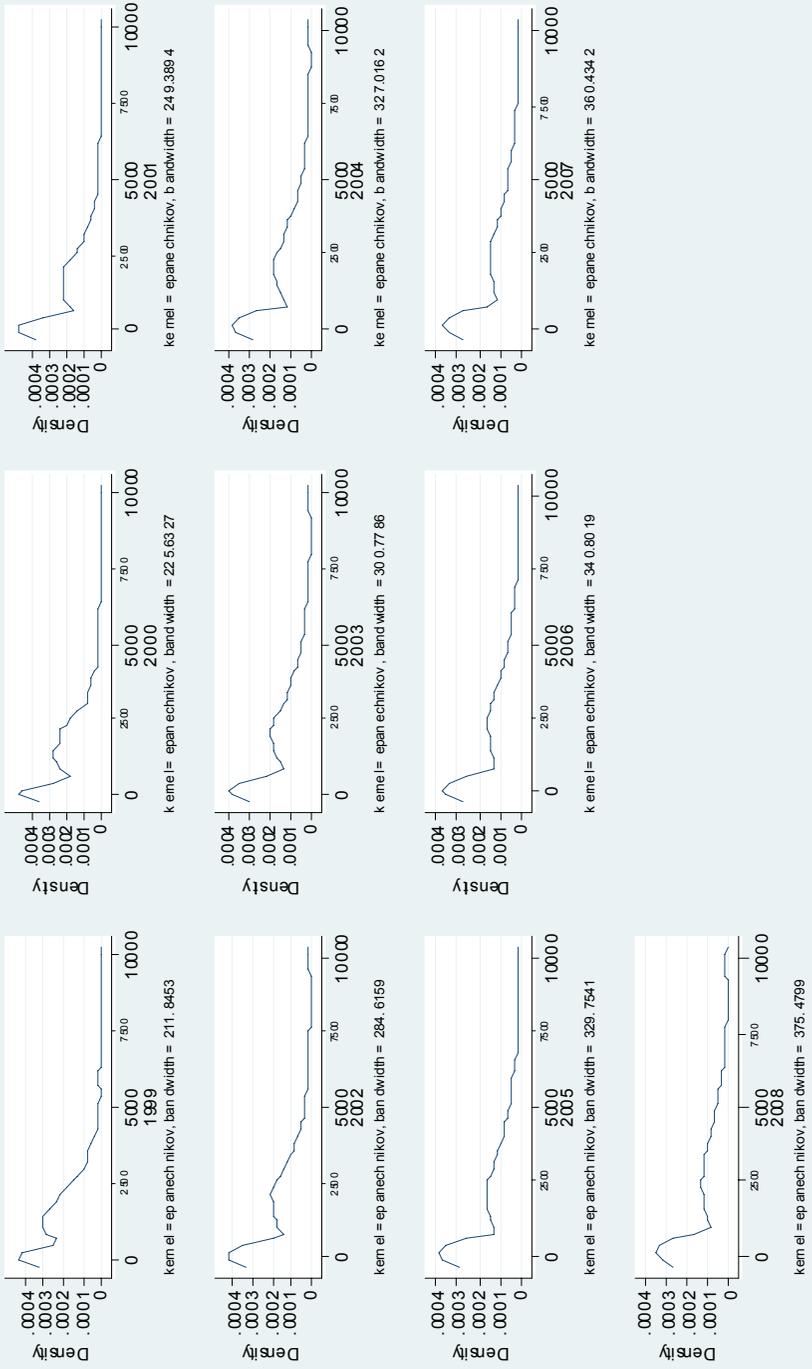
(단위: 만원)

구분	1999 (2차)	2000 (3차)	2001 (4차)	2002 (5차)	2003 (6차)	2004 (7차)	2005 (8차)	2006 (9차)	2007 (10차)	2008 (11차)	
근로소득	평균	2,129 (1,114)	2,284 (1,190)	2,363 (1,228)	2,717 (1,413)	2,789 (1,457)	2,901 (1,516)	2,919 (1,537)	2,979 (1,578)	3,032 (1,622)	3,087 (1,630)
	표준편차	1,882	1,932	2,311	2,526	2,435	2,856	2,918	2,981	2,905	3,364
	중위값	1,846 (976)	1,970 (1,072)	2,037 (1,115)	2,366 (1,279)	2,471 (1,326)	2,433 (1,334)	2,508 (1,358)	2,725 (1,416)	2,658 (1,395)	2,539 (1,418)
	최소	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	최대	36,930	19,699	39,435	34,537	22,243	42,944	55,724	54,502	24,806	77,357
	왜도	3.78	2.05	4.03	3.06	1.67	3.46	4.28	4.14	1.65	5.85
	변이계수	0.88	0.85	0.98	0.93	0.87	0.98	1.00	1.00	0.96	1.09
	시장소득	평균값	2,397 (1,265)	2,569 (1,353)	2,622 (1,380)	3,228 (1,697)	3,131 (1,662)	3,322 (1,783)	3,453 (1,863)	3,538 (1,928)	3,726 (2,053)
표준편차		2,148	3,616	2,483	4,195	3,090	3,502	3,881	3,389	4,279	3,788
중위값		2,014 (1,091)	2,134 (1,161)	2,287 (1,183)	2,558 (1,381)	2,658 (1,437)	2,648 (1,449)	2,786 (1,502)	2,929 (1,643)	2,924 (1,661)	2,962 (1,616)
최소		0	0	0	0	1	0	0	0	0	0
최대		41,126	154,442	41,012	96,192	64,260	51,891	85,936	54,582	112,600	77,357
왜도		4.91	29.00	4.32	11.02	5.38	5.26	7.74	4.72	9.33	5.64
변이계수		0.90	1.41	0.95	1.30	0.99	1.05	1.12	0.96	1.15	1.04

주: 각 셀의 위에 있는 수치는 균등화되지 않은 소득이며, 아래 괄호안의 소득은 균등화된 소득이다. 균등화지수는 OECD방식을 이용하였다.

자료: 저자 추정.

〈그림 1〉 연도별 근로소득의 Kernel density 추정



자료: 저자 추정.

〈표 1〉에는 이동성을 측정하기에 앞서 소득의 기초통계량을 정리하였는데, 두 가지 유형의 소득의 평균 및 중위값을 보면 균등화지수 적용 여부와 무관하게 지속적으로 증가하고 있는 것으로 나타났다. 시장소득을 기준으로 1999년 평균소득은 2,397만원이며, 2003년에는 3,131만원으로 증가하였으며, 2008년에는 3,628만원으로 나타나 10년 동안 51.4%정도 상승하였다. 뿐만 아니라 표준편차 또한 시장소득을 기준으로 1999년에는 2,148만원에서 2003년 3,090만원, 2008년에는 3,788만원으로 전반적으로 증가 추이를 보이고 있어 소득의 산포도가 점차 커지고 있다고 볼 수 있다. 근로소득도 유사한 변화추이를 보인다.

왜도는 분포의 비대칭정도를 나타낸 통계량으로 “평균 > 최빈치”인 경우 왜도는 양의 값을 가지고 분포는 최빈치를 기준으로 우측으로 긴 꼬리를 가지게 된다. 〈표 1〉에 제시된 각기 다른 유형의 소득의 왜도는 모두 양의 값을 가지고 있어 분포가 왼쪽으로 치우치게 될 것이다.

변이계수⁴⁾ 추정치에 따르면 연도별로 엇갈리게 나타나고 있지만, 소득이 상당히 넓게 분포되어 있는 것을 볼 수 있다. 근로소득의 변이계수는 연도가 지남에 따라 점차 증가하는 추세를 보이고 있어 평균을 고려한 소득분포의 산포도가 커져가는 것을 알 수 있다.

소득분포를 보다 구체적으로 살펴보기 위해, 비모수 확률밀도 추정법인 kernel density estimation (핵밀도 추정)으로 각 소득을 나타내었다.⁵⁾ 비모수 추정이란 분포의 함수형태를 가정하지 않고 자료로부터 직접 추정하여 연속적인 함수로 나타내는 것이다. 근로소득이 1억원 이상인 경우 1억원으로 대체하여 각 연도별로 핵밀도 추정을 실시하였으며, 대체로 측정 첫 해에 끝이 뾰족하고 저소득에 몰려있는 형태에서 시간이 경과할수록 끝이 완만하고 넓게 퍼진 형태로 변화함을 알 수 있다. 즉, 집중도가 낮아지면서 점차 완만한 형태로 나타나는 경향을 확인할 수 있었다.

2. 소득분배 및 소득의 양극화 추이분석

1999-2008년 기간 동안 기초자료로부터 도출된 연도별 소득분포를 보면 소득 유

4) 변이계수란 표준편차를 평균으로 나눈 통계량으로 분포의 상대적 산포도를 나타낸다. 이 값이 작을수록 평균에 가까이 분포하고 있음을 나타낸다.

5) 본고에서 사용한 kernel은 epanechnikov kernel density estimation 기법을 이용하였다.

형에 관계없이 산포도가 커지고 전반적으로 분포의 양 꼬리가 두터워지는 양상으로 변화되는 것을 볼 수 있다. 따라서 소득분배는 점차 나빠지는 추이를 보이고 저소득층과 고소득층이 두터워져 소득양극화가 심화될 것으로 추측된다. 이와 같은 추이를 확인하기 위하여 표본에 대하여 소득의 지니계수와 양극화 정도를 나타내는 양극화지수를 추정하여 보았다.

본 연구에서는 활용한 양극화 측정지표는 Esteban and Ray(1994)의 ER지수를 개선한 DER지수⁶⁾ (Duclos, Esteban and Ray, 2004)이다.⁷⁾

〈표 2〉에 정리되어 있는 지니계수 및 양극화 지수 추정치는 이행행렬 분석자료와 동일한 균등화 소득을 이용하였다.

본 연구의 지니계수 추정치(시장소득)는 한국노동패널 가구 총소득 자료를 활용한 신동균·전병유(2005) 추정치⁸⁾보다 다소 낮게 추계되었으나, 소득구성과 표본 가구 차이를 감안하더라도 불평등도가 악화되고 있는 추이는 유사한 것으로 나타났다. 본 연구의 양극화지수 분석결과($\alpha = 1$ 기준)는 근로소득기준으로 1999년 0.175288에서 2008년 0.199328로 증가하였으며, 시장소득기준으로도 1999년 0.155552에서 2008년 0.164314로 증가⁹⁾하여 양극화가 진행되었음을 발견할 수 있다. 신동균·전병유(2005)의 개선된 양극화지수가 1997년 0.1045에서 2003년 0.1750값을 보여 소득분포 양극화가 진행되었다는 것을 보이고, 『가계동향조사』 자료를 활용한 설윤(2009)의 양극화지수 추정치도 1994년 0.1470에서 2007년 0.1511로 증가하는 추이를 보이고 있다는 점에서 본 연구의 결과와 기존 연구와는

6) 엄밀히 구분하면, DER지수는 다극화지수(polarization index)로 구분할 수 있지만, 일반적으로 양극화 개념으로 쓰이고 있다.

7) 자세한 내용은 설윤(2009, pp.32-33)을 참조할 수 있는데 독자의 이해를 돕기 위해 간단히 소개하면 다음과 같다. ER지수는 간단한 형태로 다음과 같이 정의할 수 있다. $ER(\alpha, \rho) = \sum_i \sum_j \pi_i^{1+\alpha} \pi_j \mu_i - \mu_j$ 여기서 π_i 는 소득 x 가 구간 i 에 속할 확률을 말하며 μ_i 는 구간 i 의 조건부 평균값을 나타낸다. α 는 두 가구간 동질성에 대한 민감성(sensitivity)을 나타내는 모수(parameter)이다. Duclos, Esteban and Ray(2004)는 단순한 ER지수의 문제점을 개선하기 위해 소득분포를 n 개의 극점 구분 시 발생할 수 있는 양극화지수의 오차를 고려한 일종의 개선된 양극화지수로 다음과 같이 표현할 수 있다. $DER(f, \alpha, \rho) = ER(\alpha, \rho) - \beta \epsilon(f, \rho)$ 여기서 β 는 오차 $\epsilon(f, \rho)$ 의 조정계수이다.

8) 1999년 0.4057, 2000년 0.4200, 2001년 0.4274, 2002년 0.4239, 2003년 0.4352로 나타났다.

9) 다만, 시장소득의 경우 근로소득보다 증가폭이 적었으며, 2003년 이후 양극화지수가 등락을 보이고 있다.

큰 맥락에서 일치하고 있다.

〈표 2〉 지니계수 및 양극화 지수(DER지수)

	근로소득			시장소득		
	지니계수	DER지수 ($\alpha = 0.5$)	DER지수 ($\alpha = 1$)	지니계수	DER지수 ($\alpha = 0.5$)	DER지수 ($\alpha = 1$)
1999	0.426990	0.258302	0.175288	0.393486	0.229894	0.155552
2000	0.416232	0.253496	0.174316	0.389308	0.229439	0.169556
2001	0.447069	0.267406	0.182571	0.408196	0.235595	0.157892
2002	0.435287	0.261548	0.178327	0.421454	0.240956	0.176231
2003	0.438293	0.264709	0.181146	0.417212	0.245851	0.223331
2004	0.459887	0.271137	0.183772	0.426479	0.242950	0.172440
2005	0.466623	0.275968	0.187203	0.419218	0.241145	0.171587
2006	0.469400	0.279824	0.192883	0.404807	0.234494	0.162964
2007	0.482399	0.287571	0.200420	0.426219	0.244421	0.174436
2008	0.489183	0.288809	0.199328	0.424640	0.241787	0.164314

3. 소득이동성 분석

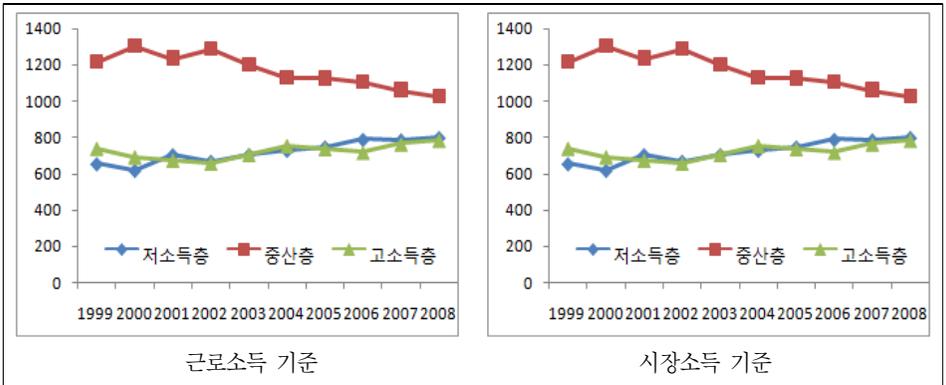
1) 소득계층별 가구수 변화 추이

소득이동성을 보기 전에 분석기간 동안 소득계층별 가구수의 변화추이에 대하여 살펴본다. 〈그림 2〉에서 볼 수 있듯이 중산층의 가구수와 전체 가구 대비 비중이 점차 감소하는 반면에 저소득층과 고소득층의 가구수와 전체 가구 대비 비중은 점차 증가하는 것으로 나타나 소득양극화가 진행되고 있는 것을 볼 수 있다.

이제 소득계층 간 이동성을 살펴본다. 소득이동성을 보려면 가장 이상적인 것은 기준연도의 가구들이 매년 어떻게 소득계층으로 이행하고 있는지를 보여주는 것이다. 본 연구에서는 각 연도별로 OECD(1995)기준에 맞추어 중위소득을 기준으로 소득계층을 정의하였다. 중위소득의 50%보다 작은 소득을 갖는 가구를 저소득층(소득계층 1)으로 정의하고, 중산층(소득계층 2)은 중위소득의 50%보다 크고 150%보다 작은 소득을 갖는 가구로 정의하고, 고소득층(소득계층 3)은 중위소득의 150%보다 큰 소득을 갖는 가구로 정의한다. 본 연구에서는 1999-2008년 기간 동안 개별 가구의 소득계층 간 이동을 추적하여 〈표 2〉에 정리하였다.

〈그림 2〉 소득계층별 가구 수 변화추이: 1999-2008년

(단위: 가구)



〈표 3〉 연도별 소득계층별 가구소득 이동 비율 변화추이: 1999-2008년

(단위: %)

소득 유형	소득 이동 유형	99-00	00-01	01-02	02-03	03-04	04-05	05-06	06-07	07-08
근로 소득 기준	1→1	16.4	17.7	19.0	20.4	21.7	22.9	23.7	25.7	25.3
	1→2	7.4	5.3	6.6	4.6	4.9	4.5	4.6	4.1	4.3
	1→3	1.2	0.7	1.4	0.5	0.4	0.5	0.3	0.3	0.5
	2→1	5.5	7.6	5.8	5.9	5.6	5.1	5.9	3.7	4.7
	2→2	34.1	34.5	34.3	34.9	32.3	32.3	31.7	31.5	29.6
	2→3	7.1	7.8	7.1	8.4	8.1	5.8	5.6	7.2	6.4
	3→1	1.7	1.7	0.7	0.7	0.7	0.7	0.7	0.7	0.6
	3→2	8.4	7.5	8.4	6.4	5.9	6.3	6.0	5.1	5.5
	3→3	18.2	17.3	16.6	18.0	20.4	21.9	21.6	21.7	23.1
	합계	100	100	100	100	100	100	100	100	100
시장 소득 기준	1→1	11.6	12.5	13.5	15.0	16.5	16.3	16.9	17.7	17.8
	1→2	8.5	6.1	7.4	5.6	5.9	6.6	5.1	5.7	5.3
	1→3	0.9	0.8	1.3	0.4	0.6	0.7	0.2	0.4	0.5
	2→1	6.9	8.8	6.8	6.9	6.6	5.4	6.5	5.3	6.1
	2→2	39.0	39.7	37.2	38.3	37.2	37.9	39.2	38.6	36.4
	2→3	6.0	9.1	8.1	8.2	7.8	6.6	4.9	7.9	7.2
	3→1	0.8	1.0	0.7	1.1	0.5	0.4	0.4	0.6	0.7
	3→2	10.1	6.2	8.7	7.7	6.9	6.1	7.6	5.4	6.3
	3→3	16.0	15.8	16.3	16.8	18.0	19.9	19.2	18.4	19.7
	합계	100	100	100	100	100	100	100	100	100

주 : 2열의 (i→j)는 특정연도(t)의 소득계층 i에서 다음 연도(t+1) 소득계층 j로의 이동을 나타냄.
 단 1=저소득층, 2=중산층, 3=고소득층.

〈표 3〉의 1열은 소득 유형을 나타내며, 2열은 특정연도(t)의 소득계층 i 에서 다음 연도($t+1$) 소득계층 j 로의 이동을 나타내는데 $i \rightarrow j$ 로 표시하였다. 물론 i 와 j 는 소득계층을 나타내며 1, 2, 또는 3의 값을 갖는다.¹⁰⁾ 따라서 연도가 지남에 따라 소득계층의 변화는 모두 3가지 유형으로 구분된다. 첫째, 소득계층의 고착은 연도가 지나도 동일한 소득계층에 잔류하는 유형을 말한다. ($1 \rightarrow 1$)은 저소득층에 잔류하는 것이고, ($2 \rightarrow 2$)는 중산층에 잔류하는 것이고, ($3 \rightarrow 3$)은 고소득층에 잔류하는 것을 나타낸다. 둘째, 소득계층의 상향 이동은 ($1 \rightarrow 2$), ($1 \rightarrow 3$), ($2 \rightarrow 3$)의 세 가지가 존재한다. 셋째, 소득계층의 하향 이동은 ($3 \rightarrow 2$), ($3 \rightarrow 1$), ($2 \rightarrow 1$)의 세 가지가 존재한다. 단, 〈표 3〉의 비율은 전체 가구 대비 비율을 나타내는 것에 유의해야 한다. 예로서, 1999-2000년 기간 동안 ($1 \rightarrow 1$) 비율이 16.4%라는 것은 전체 가구의 16.4%에 해당하는 가구가 1999년 저소득층에 있다가 2000년에도 저소득층에 잔류하였다는 것을 나타낸다.

이제 소득유형별로 소득계층별 가구소득의 이동 추이를 살펴본다(〈표 3〉 참조). 먼저 근로소득의 경우 저소득층에 잔류하는 비율은 1999-2000년 기간 동안 16.4%에서 시작하여 지속적으로 증가하여 2006-07년 25.7%까지 증가하고 있어 빈곤탈출이 쉽지 않음을 시사해주고 있다. 이는 〈그림 2〉에서 보듯이 경기변동과 무관하게 나타나는 추세라고 판단된다. 중산층의 경우에 잔류하는 비중은 1999-2000년 기간 동안 34.1%에서 등락을 거듭하여 2002-03년 기간 34.9%에 도달한 이후 전반적으로 감소하는 추세를 보여주고 있어 2007-09년 기간 29.6%에 이르고 있다. 따라서 중산층이 조금씩 감소하는 추세를 보이고 있다. 이에 반해 고소득층에 잔류하는 가구의 비중은 연도별로 등락하지만 전반적으로 미미하게 증가하고 있는 것을 볼 수 있다.¹¹⁾

다음으로 시장소득을 보면, 근로소득에 비하여 절대수치에서 저소득층과 고소득

10) 예로서 ($1 \rightarrow 1$)은 저소득층에서 저소득층으로 전환하는 것이므로 저소득층의 잔류를 의미하며, ($1 \rightarrow 2$)는 저소득층에서 중산층으로의 이동을, ($1 \rightarrow 3$)은 저소득층에서 고소득층으로의 이동을 의미한다. 비슷한 맥락에서 나머지 소득계층의 이동을 쉽게 이해할 수 있을 것이다.

11) 단지 본고에서와 같이 균형패널 자료를 이용함에 따라 소득이동성 분석에서 유의하여야 될 점은 연령이 많아짐에 따라 자연적으로 발생하는 소득이동성 추이의 변화를 고려하여야 될 것이라는 점이다. 예로서 연령 증가에 따라 소득이동성이 감소하는 경우 본고에서 분석하고 있는 소득이동성은 어느 정도 하향 편의를 갖게 되므로 이를 고려해야 한다는 것이다.

층의 잔류비율은 낮고, 중산층 잔류비율은 높은 양상을 보여주고 있다. 이와 같이 절대수준에서 볼 때, 시장소득의 중산층 잔류비율이 근로소득의 중산층 잔류비율보다 높은 것은 시장소득이 근로 및 사업소득에 자산소득과 사적이전소득을 추가한 것이므로 중산층의 자산소득이 상대적으로 많기 때문인 것으로 보인다. 또한 시장소득 기준으로 저소득층비율이 낮은 것은 사적 이전소득의 영향으로 저소득층 기준인 중위소득의 50%를 넘기 때문인 것으로 해석된다. 이는 가족 또는 친지들의 이전소득이 저소득층의 비중을 줄일 수 있음을 보여준다. 그럼에도 불구하고 시장소득을 기준으로 한 소득계층의 변화 추이는 근로소득기준과 유사한 것으로 드러났다.

2) 전체 가구의 이동성 추이

〈표 3〉를 소득계층을 따로 구분하지 않고 전체가구의 이동성 추이를 중심으로 재 정리한 것이 〈표 4〉이다. 즉, 전체가구를 기준년도와 동일한 소득계층에 잔류한 비율과 더 높은 소득계층으로 이동한 상향 이동비율 및 더 낮은 소득계층으로 이동한 하향 이동비율로 구분하여 정리하고 있다.

〈표 4〉에서 근로소득의 경우 잔류 비율이 1999-2000년 68.7%에서 2003-2004년 74.4%, 2007-2008년 78.1%로 점차적으로 증가하고 있어, 소득이동성이 감소하는 것을 알 수 있다. 또한 이동의 방향을 보면 하향 이동 비율 평균이 상향 이동보다 다소 높게 나타났다.

시장소득을 기준으로 한 전체적인 이동성은 근로소득의 이동성보다는 평균적으로 2.8%p가량 높게 나타났으나, 근로소득과 마찬가지로 해가 갈수록 잔류비율은 증가하는 반면 이동비율은 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 근로소득의 이동성과는 달리 상향 이동보다 하향 이동비율이 다소 높은 것을 알 수 있다.

〈표 4〉 전체 가구의 이동성 추이

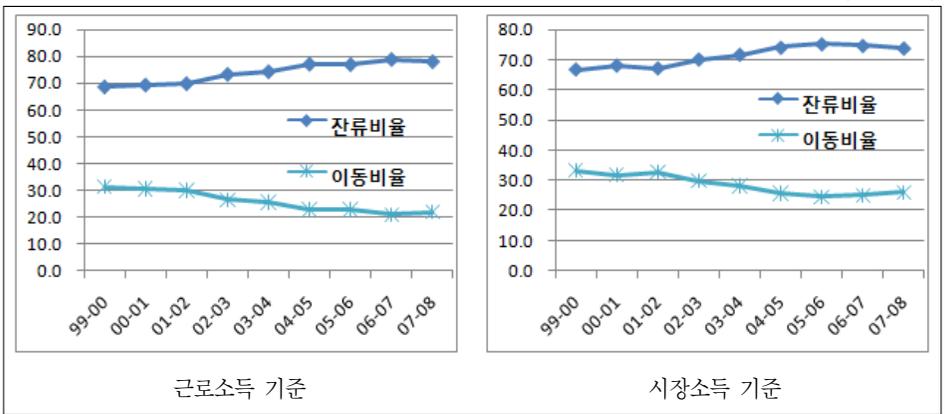
(단위: %)

구분		99-00	00-01	01-02	02-03	03-04	04-05	05-06	06-07	07-08
근로 소득	상향 이동비율	15.7	13.8	15.1	13.6	13.4	10.8	10.5	11.7	11.2
	잔류 비율	68.7	69.4	69.9	73.4	74.4	77.1	77.0	78.9	78.1
	하향 이동비율	15.6	16.8	15.0	13.0	12.2	12.0	12.5	9.4	10.8
시장 소득	상향 이동비율	15.5	16.0	16.8	14.2	14.3	13.9	10.2	14.1	13.0
	잔류 비율	66.7	68.0	67.1	70.1	71.7	74.1	75.3	74.7	73.8
	하향 이동비율	17.9	16.0	16.1	15.7	14.0	12.0	14.5	11.2	13.2

〈그림 3〉에는 기준연도와 비교연도 사이에 전체가구 대비 소득변화가 있는 가구의 비율인 잔류비율과 소득계층의 이동이 발생한 가구의 비율인 이동비율을 보여주고 있다. 1999-2008년 기간 동안 소득유형에 관계없이 잔류비율은 상승하고 이동비율은 하락하는 것으로 나타나 전반적으로 소득의 이동성이 시간이 지남에 따라 감소하여 온 것을 볼 수 있다.

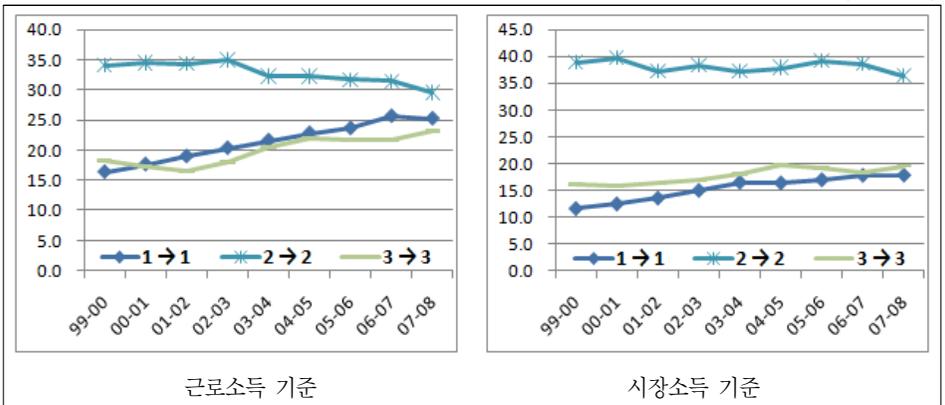
〈그림 3〉 연도별 소득계층 잔류비율과 이동비율 변화추이: 1999-2008년

(단위: %)



〈그림 4〉 연도별 소득계층 잔류비율 변화추이: 1999-2008년

(단위: %)



〈그림 4〉에는 소득계층별 잔류비율이 그려져 있는데, 시간이 지남에 따라 소득유형에 관계없이 중산층 잔류비율은 감소하는 반면 고소득층과 저소득층 잔류비율은

증가하는 것으로 나타났다. 주목할 것은 근로소득의 경우 저소득층의 잔류비율이 고소득층보다 높은 반면 시장소득의 경우 반대로 고소득층의 잔류비율이 저소득층보다 높게 나타났다는 점이다.

4. 소득계층 간 이행행렬 및 장기균형 분석

1) 소득계층별 이행행렬 분석

소득이동성 분석을 위해 1999년~2008년 기간 동안 매년도 소득계층 간 이동을 각 소득 계층별로 측정하여 이행행렬을 추정하였다. <표 5>는 특정가구가 t 년 소득 계층 i 에 있다가 $t+1$ 년 소득계층 j 로 이동할 확률($P_{i,j}$)을 나타낸다. 즉, $P_{i,j}$ 는 t 년 소득(y)이 i 계층에 있다는 조건 하에서 $t+1$ 년 소득(y)이 j 계층으로 이동할 조건부 확률로서 다음과 같은 식으로 나타낼 수 있다.

$$P_{ij} = P(y_{t+1} = j \mid y_t = i)$$

근로소득기준으로 1999년에 저소득층에 있다가 2000년에 계속 저소득층으로 잔류할 확률은 65.5%이고, 중산층으로 상향 이동할 확률은 29.7%이며, 고소득층으로 이동할 확률은 4.7%가 된다.¹²⁾

<표 5> 전체 가구의 소득 이동성에 관한 이행행렬 추이 분석: 1999-2000, 2007-2008

(단위: %)

		2000				2008							
		(j)				(j)							
		저	중	고	계	저	중	고	계				
1 9 9 9	(i)	저	65.5	29.7	4.7	100.0	2 0 0 7	(i)	저	84.1	14.3	1.7	100.0
		중	11.8	73.0	15.1	100.0			중	11.5	72.8	15.7	100.0
		고	6.1	29.5	64.4	100.0			고	2.1	18.8	79.1	100.0

12) <부표 A-2>에서 소득10분위 계층의 상대소득 순위변화에 따른 이행행렬을 연도별로 추정한 결과 상대소득 순위의 변화에 의한 소득이동성 역시 1999-2008년 기간 동안 낮아진 것으로 확인되었다.

2) 소득이동성이 장기균형 소득계층 분포에 미치는 효과 분석

1999-2000년도 이행행렬에 따른 장기균형 소득계층 분포 y_i^* 는 1999년 소득계층 분포 벡터 $y_i = [y_1 \ y_2 \ y_3]$ 에 소득계층 간 이행행렬 P_{ij} 를 반복하여 곱해 이행행렬이 수렴하게 되는데, 최초 소득분포에 수렴이행행렬을 구하면 장기균형의 소득계층 분포를 구할 수 있다.¹³⁾

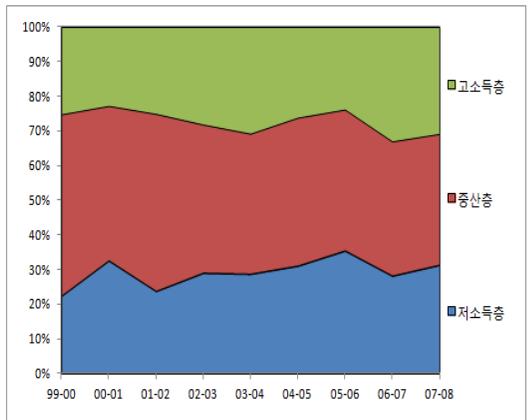
$$y_i^* = [y_i] [P_{ij}]^n$$

분석결과, 1999-2000년 이행행렬이 의미하는 장기균형 소득계층 분포는 $y_i = [22.4 \ 52.3 \ 25.2]$ 와 같다. 유사한 방법으로 2000-2001년, 2001-2002년, ..., 2007-2008년 이행행렬이 의미하는 장기균형 소득계층 분포를 분석한 결과와 같다.

<표 6> 연도별 이행행렬에 따른 장기균형 소득계층 분포

(단위: %)

구분	저소득층	중산층	고소득층
99-00	22.4	52.3	25.2
00-01	32.6	44.6	22.8
01-02	23.8	51.1	25.1
02-03	29.1	42.8	28.2
03-04	28.8	40.4	30.8
04-05	31.1	42.7	26.2
05-06	35.5	40.7	23.8
06-07	28.2	38.7	33.0
07-08	31.4	37.8	30.8



<표 6>에 의하면 1999-2000년 소득계층 간 이동성이 의미하는 장기균형의 소득계층별 분포는 저소득층이 22.4%, 중산층 52.3%, 고소득층 25.2%이다가, 해가 거듭됨에 따라 소득이동성이 감소하여 2007-2008년 소득계층 간 이동성이 의미하

13) 본 연구에서는 500번 곱하여 장기균형 수렴 이행행렬을 구하였다.

는 장기균형의 소득계층 분포는 저소득층 31.4%, 중산층 37.8%, 고소득층 30.8%로 나타나 중산층이 점차 붕괴되고, 소득양극화가 심화되는 것을 볼 수 있다.¹⁴⁾

이와 같은 분석결과는 소득계층 간 이동성의 감소가 궁극적으로는 장기균형의 소득분포에서 소득의 양극화와 중산층 붕괴를 초래하는 주요인이 된다는 것을 입증하고 있다.

5. 소득계층별 이동성 분석

다음으로 가구의 소득계층별 이동성 정도에 대하여 살펴보자. 이는 기준 연도에 특정 계층에 속한 가구가 다음 연도에 어떤 소득계층으로 이동하는지를 산출한 비율로 설명한다.

〈표 7〉 저소득층의 소득 이동성 추이: 1999-2008년

(단위: %)

구분	근로소득				시장소득			
	저소득층 잔류 확률	상향이동 확률			저소득층 잔류 확률	상향이동 확률		
		합계	저=>중	저=>고		합계	저=>중	저=>고
99-00	65.5	34.4	29.7	4.7	55.2	44.8	40.4	4.4
00-01	74.7	25.3	22.4	2.9	64.4	35.7	31.7	4.0
01-02	70.6	29.4	24.3	5.1	60.8	39.3	33.4	5.9
02-03	79.8	20.2	18.1	2.1	71.3	28.7	26.9	1.8
03-04	80.3	19.8	18.2	1.6	71.6	28.4	25.9	2.5
04-05	82.0	18.0	16.1	1.9	69.2	30.8	27.9	2.9
05-06	82.8	17.2	16.1	1.1	76.3	23.7	22.8	0.9
06-07	85.2	14.8	13.7	1.1	74.3	25.8	24.0	1.8
07-08	84.1	16.0	14.3	1.7	75.4	24.6	22.6	2.0

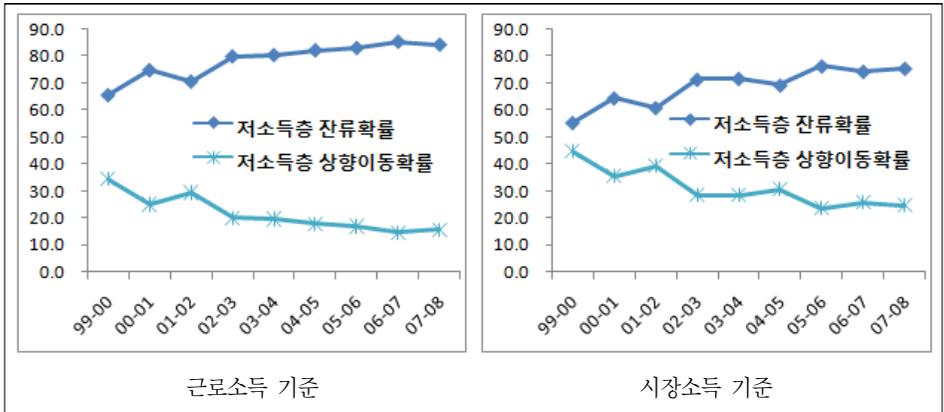
〈표 7〉과 〈그림 5〉에 따르면, 저소득층은 상향 이동하지 못하고 잔류하는 비율이 전반적으로 증가추세를 보이고 있어 빈곤탈출이 쉽지 않음을 강하게 보여주고 있

14) 익명의 심사자가 지적하였듯이 미래의 이행행렬에 대해서는 추정을 통한 예측치를 사용하는 것이 바람직한 방법이나 지난한 작업이라고 판단하여 본고에서는 이행행렬이 장기균형 소득 분포에 미치는 함의가 중요하다는 점을 강조하고자 한다.

다. 이는 노동시장에서 비정규직이 증가하여 저임금 근로자가 동시에 증가하고 있는 현상과 밀접한 관련이 있다고 해석된다. 소득유형별 차이를 보면, 소득계층별 구성비에서 설명한 것과 마찬가지로 근로소득, 시장소득 순으로 낮아서 사적이전소득이 상대적인 빈곤탈출에 적절하게 기능하고 있음을 보여주고 있다.

〈그림 5〉 저소득계층의 소득이동성

(단위: %)



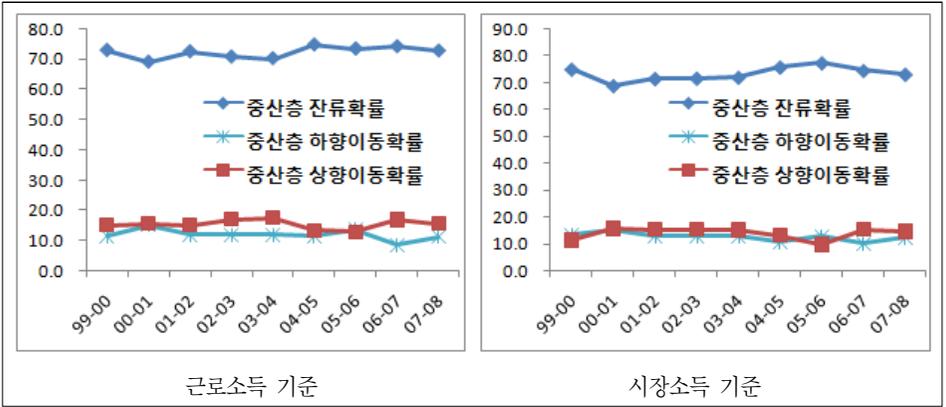
〈표 8〉 중산층의 소득 이동성 추이: 1999-2008년

(단위: %)

구분	근로소득				시장소득			
	중산층 잔류 확률	이동 확률			잔류 확률	이동 확률		
		합계	상향 이동 중=>고	하향 이동 중=>저		합계	상향 이동 중=>고	하향 이동 중=>저
99-00	73.0	26.9	15.1	11.8	75.1	25.0	11.6	13.4
00-01	69.2	30.8	15.6	15.2	68.9	31.1	15.8	15.3
01-02	72.6	27.4	15.1	12.3	71.6	28.5	15.5	13.0
02-03	70.8	29.2	17.1	12.1	71.7	28.3	15.4	12.9
03-04	70.3	29.7	17.6	12.1	72.0	28.0	15.1	12.9
04-05	74.9	25.1	13.4	11.7	75.8	24.2	13.3	10.9
05-06	73.5	26.5	12.9	13.6	77.3	22.7	9.8	12.9
06-07	74.3	25.7	16.9	8.8	74.5	25.4	15.3	10.1
07-08	72.8	27.2	15.7	11.5	73.1	26.8	14.5	12.3

〈그림 6〉 중산층의 소득이동성

(단위: %)



〈표 9〉 고소득층의 소득 이동성 추이: 1999-2008년

(단위: %)

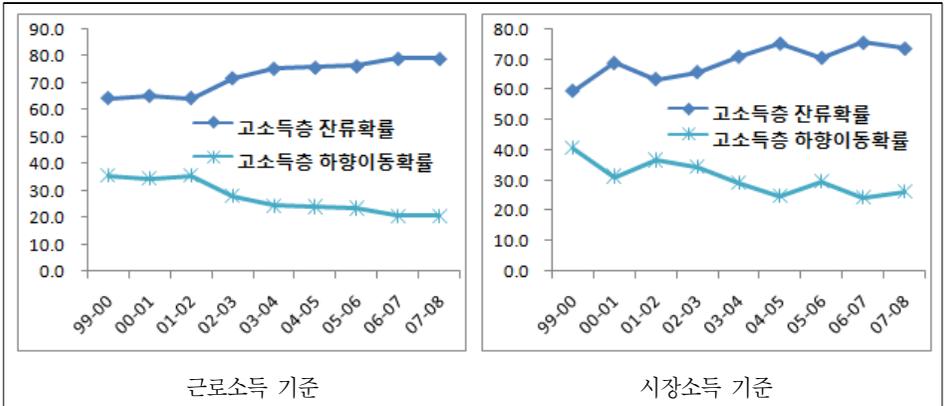
구분	근로소득				시장소득			
	고소득층 잔류 확률	하향이동 확률			고소득층잔 류 확률	하향이동 확률		
		합계	고=>중	고=>저		합계	고=>중	고=>저
99-00	64.4	35.6	29.5	6.1	59.5	40.6	37.6	3.0
00-01	65.2	34.8	28.4	6.4	68.8	31.2	26.9	4.3
01-02	64.4	35.6	32.8	2.8	63.4	36.6	33.9	2.7
02-03	71.9	28.1	25.5	2.6	65.7	34.2	29.9	4.3
03-04	75.4	24.6	22.0	2.6	70.9	29.1	27.0	2.1
04-05	75.8	24.2	21.9	2.3	75.3	24.8	23.3	1.5
05-06	76.4	23.6	21.3	2.3	70.5	29.5	27.9	1.6
06-07	79.2	20.9	18.5	2.4	75.6	24.5	22.1	2.4
07-08	79.1	20.9	18.8	2.1	73.6	26.4	23.7	2.7

다음으로 중산층의 소득 이동성 추이를 살펴본다. 〈표 8〉과 〈그림 6〉에서 기준연도에 비해 비교연도에도 중산층에 여전히 잔류하는 비율을 보면 연도별로 등락을 보이고 있지만, 증가추세를 보이다가 2004년을 기점으로 하락하고 있다. 모든 소득 유형에서 1999-2000의 잔류비율에 비해 2007-2008의 잔류비율이 낮은 것으로 나타났다. 2006-2007년 기간이 경기침체기였던 것이 부분적으로 작용했다고 해석된다. 〈그림 6〉에서 보듯이 중산층의 경우, 저소득층으로의 이동은 점차 감소추세를 보여주고 있고, 고소득층으로의 이동은 2000년에 증가했다가 이후에는 별다른 변화를

보여주지 못하고 있었다. 그러나 신용카드 대란이 있던 2003년 이후 2006년까지 고소득층으로의 이동이 급격하게 떨어지다가 이후 약간 증가하고 있다. 이상의 설명들은 소득유형과 무관하게 거의 유사하게 성립하는 것으로 보인다.

〈그림 7〉 고소득계층의 소득이동성 추이

(단위: %)



이번에는 고소득층의 소득 이동성 추이를 살펴본다(〈표 9〉와 〈그림 7〉 참조). 고소득층의 잔류비율은 점차 증가하는 반면 하향 이동비율은 점차 감소하는 것으로 나타났다. 특히, 저소득층으로 이동하는 것보다 중산층으로 이동하는 것이 최소 5배에서 최고 30배에 이를 정도로 높게 나타났다.

IV. 소득이동성의 결정요인 분석

본 장에서는 앞서 구분한 3개 소득계층이 다른 소득계층으로의 이동성을 결정하는 요인을 분석한다. 상위계층으로 이동하거나, 하위계층으로 이동하는 경우 그에 영향을 주는 변수들이 무엇이며, 어느 정도의 규모로 그리고 어떤 방향으로 영향을 미치는지를 분석한다.

1. 분석 모형

본 연구에서는 패널 자료를 이용하여 특정 시점 간에 특정소득계층이 상위계층으

로 이동하는 경우와 하위계층으로 이동하는 경우를 각각 이항 변수로 설정하여 패널 로짓 모형(panel logit model)을 통해 추정하였다. 패널 로짓 모형 추정방법은 본 분석과 같이 종속변수가 범주형 변수(categorical variables)일 때 유용한 분석방법이다. 이하에서 설명한 패널 로짓 모형의 추정방법은 전승훈·임병인·강성호(2006)와 민인식·최필선(2009)에서 제시한 매우 표준적인 방법으로 간략하게 소개하면 다음과 같다.

먼저 식 (1)과 같이 회귀모형을 가정해 본다.

$$y_{it}^* = \alpha + \beta x_{ij} + u_i + e_{it} \quad (1)$$

$$y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{it}^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (2)$$

식 (1)에서 y_{it}^* 는 관측되지 않는 잠재변수(latent variable)이며, 관찰이 가능한 y_{it} 는 (상위 또는 하위) 계층 이동여부에 대한 범주이다. 이러한 특성을 갖는 y_{it} 는 일반적으로 $y_{it}^* > 0$ 인 경우에는 1의 값을, 다른 경우에는 0의 값을 갖는 것으로 정의할 수 있다.

이때 $y_{it} = 1$ 일 확률은 (3)과 같이 구해진다.

$$\begin{aligned} P_{it} &= Prob(y_{it} = 1) = Prob[(u_i > -(\alpha + \beta x_{it}))] \\ &= 1 - F[-(\alpha + \beta x_{it})] \end{aligned} \quad (3)$$

F 는 오차항 u 의 누적분포함수(cumulative distribution function)이며, 만일 u 가 대칭적(symmetric)이라면, $1 - F(-Z) = F(Z)$ 이기 때문에 (3)식은 (4)식과 같이 수정할 수 있다.

$$P_{it} = F[(\alpha + \beta x_{it})] \quad (4)$$

이때 우도함수(likelihood function)는 $L = \prod_{y_{it}=1} P_{it} \prod_{y_{it}=0} (1 - P_{it})$ 과 같이 쓸 수 있으며, u_i 의 누적분포가 로지스틱분포를 갖는다면, $P_{it} = F(Z_{it}) =$

$\frac{\exp(Z_{it})}{1 + \exp(Z_{it})}$ 이기 때문에 아래와 같은 우도함수를 만들 수 있다.

$$L = \prod_{y_{it}=1} \frac{\exp(Z_{it})}{1 + \exp(Z_{it})} \prod_{y_{it}=0} \frac{1}{1 + \exp(Z_{it})} \quad (5)$$

회귀식의 추정계수는 위의 우도함수를 극대화하는 과정에서 구해지며, 이때 구해진 회귀계수가 패널 이항 로짓 모형(panel binomial logit model)의 추정계수가 된다.

2. 추정에 사용한 자료와 변수들

분석 자료는 앞서 소득이동성 추이에 사용한 노동패널자료를 활용하였는데, 소득 기준은 근로소득과 시장소득 중 근로소득기준만으로 추정하였다.

종속변수로 상위계층이동 변수는 분석기간 동안 상위 소득계층으로 이동한 경우를 1, 소득계층이 지속적으로 머물러 있거나 하위계층으로 이동한 경우를 0으로 설정하였다. 하위계층이동 변수는 마찬가지로, 하위계층으로 이동한 경우 1, 그렇지 않은 경우를 0으로 각각 설정하였다.¹⁵⁾

설명변수 중 인구통계학적 변수로는 가구주성별, 가구주연령, 가구주연령제곱 변수를 설정하였으며, 경제적 변수로는 가구 내 취업자 수, 가구주 교육연수, 초기 소득의 자연대수 값인 로그 초기소득, 고용상태, 직업변수를 설정하였고, 정책변수로는 직업훈련여부, 사회보험수혜여부 변수를 사용하였다. 가구주연령 변수는 해당기간 마지막 년도를 기준으로 측정하였으며, 가구 내 취업자 수는 분석기간 최종 시점에 가구 구성원의 취업자 수를 활용하였다. 가구주 교육연수는 해당기간 중 추가 교육과정을 마쳤을 가능성이 있으므로 최종시점 최종학업과정 졸업여부에 따라 교육연수를 설정하였다. 로그 초기소득은 첫째 소득을 활용하였다. 고용상태변수는 최종년도 정규직여부를 활용하였고, 직업변수는 표준직업분류 상 '입법공무원,

15) 상위계층이동은 저소득층 → 중산층, 저소득층 → 고소득층, 중산층 → 고소득층 등으로 이동하는 경우이며, 하위계층 이동은 고소득층 → 중산층, 고소득층 → 저소득층, 중산층 → 저소득층으로 이동하는 경우이다.

고위임직원 및 관리자, '전문가', '기술공 및 준전문가', '사무직원'을 편의상 화이트칼라로 구분하였다. 직업훈련여부 변수는 현재까지 직업훈련과정을 이수하거나 과정 중에 있는지 여부를 파악하였고, 사회보험수혜여부 변수는 가구의 사회보험수혜를 받는지 여부를 활용하였다. 특히, 소득이동성에 영향을 미치는 변수 중 주요 관심변수에 소득계층 더미를 곱한 변수를 추가적으로 활용하여 주요 소득계층의 효과를 분석하였다. 상위계층이동 분석모형에서는 저소득계층에서 상위계층으로 이동하는 경우 저소득계층 더미변수를 곱하였고, 하위계층으로 이동하는 경우 중산층 더미변수를 곱한 변수를 활용하였다.

〈표 11〉에는 소득계층별로 변수의 기초통계량을 간략하게 제시하였는데, 종속변수의 경우 앞서 소득이동성 통계량과 일치하므로 생략하였고, 설명변수는 특성에 따라 인구통계변수, 경제변수, 정책변수로 구분하였다. 가구주 성별은 1999년 남자가 86.04%로 대부분을 차지했으나 2007년에는 79.71%로 남자비율이 줄어들었으며, 가구주 연령은 패널자료 특성상 당연히 증가하는 추세이다.¹⁶⁾ 가구 내 취업자 수는 2000년 2.77명에서 2.79명으로 유사한 수준이었으며, 특히 저소득층보다는 고소득층 가구 내 취업자 수가 많은 경향을 보이고 있다. 가구주 교육연수는 고소득층일수록 교육수준이 높았으며, 전체가구 평균 2000년 9.81년, 2008년 9.70년 교육수준을 보이고 있다. 초기소득은 전체가구 평균 1999년 1,718만원에서 2000년 2,991만원으로 증가하였으며, 고소득층이 저소득층 평균보다 1999년에는 3.5배가 넘게 소득차이가 나고 있다. 고용상태변수는 가구주 정규직비율이 2000년 전체 가구의 33.65%에서 2008년 25.09%로 줄어들었으며, 저소득층의 정규직 비율은 매우 낮은 수준이다. 직업력 변수로 사용한 화이트칼라직종에 있는 가구주 비율도 2000년 26.88%에서 2008년 22.28%로 줄어들어 고용상태변수와 유사한 추이를 보이고 있다. 정책변수 중 직업훈련여부 변수는 전체가구의 6%정도 직업훈련을 받고 있는 것으로 보이며, 저소득층의 빈도는 매우 적은 것을 볼 수 있다. 사회보험수혜 가구 비율은 2000년 4.76%에서 2008년 21.48%로 확대되고 있는데, 당연히 저소득층의 증가폭(2.22%→11.78%)이 가장 크게 나타났다.¹⁷⁾

16) 저소득층의 잔류확률이 높은 것은 고령의 저소득층 가구주의 나이가 더 들어감에 따라 발생하기 때문이라는 설명도 가능하다.

17) 본고에서 분석한 사회보험은 국민연금(1988년 시행) (특수직연금도 있으나 생략), 고용보험(1995년 7월 1일 시행), 산재보험(1964년 500인 이상 사업장에 처음으로 시행된 뒤, 2000년

분석 자료는 KLIPS 2차-11차 자료를 활용하였으며, 매년 소득이동성을 가정하여 9기간 동안 패널자료를 추정방법에 따라 pooled logit모형, fixed effect logit모형, random effect logit모형으로 구성하여 소득이동성 결정요인을 추정하였다.

〈표 10〉 주요변수 기초 통계량

설명변수		저소득계층		중산층		고소득층		전체	
		99-00	07-08	99-00	07-08	99-00	07-08	99-00	07-08
인구 통계 변수	가구주성별 (남자=1)	438 (16.8)	467 (17.91)	1,162 (44.57)	888 (34.06)	643 (24.66)	723 (27.73)	2,243 (86.04)	2,078 (79.71)
	가구주연령	60.19	68.22	47.64	54.14	46.47	51.39	50.29	57.63
경제 변수	가구내 취업자수(명)	2.20	2.17	2.92	3.01	3.10	3.13	2.77	2.79
	가구주 교육연수(년)	7.03	7.00	9.91	9.93	12.10	12.17	9.81	9.70
	초기소득(만원)	814.67	1,558.55	1,536.92	2,679.39	2,868.46	4,864.69	1,718.41	2,991.81
	고용상태 (정규직=1)	54* (2.20)	21 (0.86)	453 (18.45)	261 (10.63)	319 (12.99)	334 (13.6)	826 (33.65)	616 (25.09)
	직업력 (화이트칼라=1)	107 (4.36)	86 (3.50)	378 (15.4)	244 (9.94)	175 (7.13)	217 (8.84)	660 (26.88)	547 (22.28)
정책 변수	직업훈련여부 (받은 경험이 있다=1)	12* (0.49)	9 (0.37)	81 (3.30)	50 (2.04)	73 (2.97)	100 (4.07)	166 (6.76)	159 (6.48)
	사회보험수혜 여부 (받고 있다=1)	58 (2.22)	307 (11.78)	47 (1.80)	178 (6.83)	19 (0.73)	75 (2.88)	124 (4.76)	560 (21.48)

주 1: 성별, 고용상태, 직업력, 직업훈련여부, 사회보험수혜여부 변수는 빈도이며, ()내의 값은 비중을 의미함.

주 2: 가구주연령, 가구 내 취업자 수, 초기소득 변수는 연속형 변수로 평균값을 의미함.

주 3: 고용상태와 직업훈련여부 변수는 2000년(3차)에 조사가 이루어지지 않아 2001년 시점 요약통계량으로 대체함.

자료: 저자 추정.

3. 추정결과

소득이동성 결정요인 분석결과는 상위계층으로 이동하는 모형과 하위계층으로 이동하는 모형으로 각각 구분하여 설명하였으며 추정 결과는 〈표 11〉과 〈표 12〉에 제시하였다. 이후 추정결과는 고정효과 모형의 추정치를 기준으로 설명한 것이

7월 1인 이상 사업장에 적용) 등이다.

다. 18)

〈표 11〉 근로소득 기준 상위계층이동(하위→상위) 결정요인 추정결과

변수명		pooled	FE*	RE
인구 통계 변수	가구주 연령	0.122*** (6.267)	0.221*** (4.183)	0.124*** (6.128)
	가구주 연령제곱	-0.001*** (-8.367)	-0.002*** (-4.434)	-0.002*** (-8.217)
경제 변수	가구내 취업자수	0.253*** (11.390)	0.135** (2.645)	0.260*** (11.132)
	가구주 교육연수	-0.027*** (-3.780)	-0.139** (-3.249)	-0.029*** (-3.820)
	가구주 교육연수 *1계층dummy	0.093*** (13.982)	0.203*** (15.775)	0.098*** (13.547)
	log(초기소득)	-0.237*** (-8.460)	-0.619*** (-12.310)	-0.249*** (-8.532)
	고용상태*1계층dummy (정규직=1)	1.071*** (7.258)	0.852*** (3.729)	1.100*** (7.214)
	직업*1계층dummy (화이트칼라=1)	1.314*** (13.408)	1.553*** (7.533)	1.357*** (13.104)
정책 변수	직업훈련 여부	0.171* (1.973)	0.123 (1.112)	0.176* (1.980)
	사회보험 수혜 여부	-0.259*** (-3.302)	-0.266* (-2.057)	-0.263** (-3.265)
상수항		-2.997*** (-5.656)		-2.957*** (-5.394)
Obs.		19,423	12,346	19,423
Log likelihood		-6524.103	-3383.331	-6521.474
Pseudo R ²		0.092	0.184	

주: ()안의 값은 표준오차.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

FE모형과 RE모형의 관측치 수 차이가 발생하는 이유는 패널로짓모형 특성상 고정효과모형에서는 종속변수가 모든 기간동안 동일한 값을 갖는 경우 추정과정에서 해당 관측치를 제외하기 때문임.
자료: 저자 추정.

18) 상위계층이동 패널로짓모형에서는 Hausman Test 결과 χ^2 값이 273.78이었으며, 하위계층이동 모형에서는 χ^2 값이 673.69로 두 모형 모두 고정효과(Fixed Effect) 모형을 채택하였다.

우선 상위계층 이동 결정요인 추정결과를 논의해본다(〈표 11〉 참조). 첫째, 연령 계층 변수는 음(-)의 값을 보이고 연령 변수는 양(+)의 값을 보이고 있어, 특정한 연령에 이를 때까지 연령이 많을수록 상위계층으로 이동할 가능성이 커지다가 해당 연령을 지나치면 연령이 많아질수록 상위소득계층으로의 이동가능성은 점차 감소하는 것으로 나타났다. 상위소득계층으로 이동가능성이 가장 높은 연령은 46-49세였다.

둘째, 가구 내 취업자 수 변수의 추정계수가 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타나 취업자 수가 증가할수록 상위계층으로 이동할 가능성이 높게 나타났다. 이는 취업자 수가 많으면 가구 총 근로소득이 증가하기 때문에 상위계층으로 이동할 가능성이 높아질 수 있기 때문인 것으로 해석된다.¹⁹⁾

셋째, 교육연수 변수²⁰⁾가 소득계층 간 상위이동성에 미치는 영향이 저소득층과 중산층에서 상위소득계층으로 이동하는 가능성에 교육연수가 미치는 영향이 다를 것이라는 가정 하에 저소득층 더미변수를 교육연수 변수에 곱하여 추정하였다. 가구주 교육연수 변수의 전체 가구의 추정치는 상위소득계층 이동성을 줄이는 영향을 나타낸 반면 저소득계층 교육연수 변수는 저소득층의 상위소득계층 이동성을 높여 주는 효과가 도출되었다. 추정결과 중 흥미로운 것은 저소득층의 경우 교육연수가 많아질수록 상위소득계층 이동가능성은 증가하는 것으로 나타난 반면, 중산층은 교육연수가 많아질수록 상위소득계층 이동가능성은 다소나마 감소하는 것으로 나타났다. 이 결과는 저소득층의 경우 교육연수가 증가할수록 상위소득계층으로의 이동가능성이 증가하므로 저소득계층에 대한 교육연수의 효과는 소득계층 간 이동성에 긍정적인 효과를 볼 수 있음을 시사해준다. 반면에 중산층의 경우 교육연수가 증가할수록 오히려 소득계층이 고착화되는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

넷째, 로그 초기소득변수는 초기소득이 클수록 상위 계층으로의 소득이동 가능성이 낮아지는 것으로 추정되었다. 이는 초기에 중산층 또는 고소득층일수록 대부분 현재의 소득계층에 머무를 가능성이 높음을 시사해준다.²¹⁾

19) 참고로 여기서는 보고하지 않았지만 가구 내 취업자 수 변수에 연령을 곱한 변수를 설명변수에 추가하여 추정한 결과 취업자 수 증가가 소득계층의 상향이동 확률을 높이고, 또한 연령이 증가함에 따라 취업자 수 증가의 소득계층의 상향이동 효과가 큰 것으로 나타났다.

20) 가구주 교육연수 변수와 직업 변수는 상호 관계가 있을 것으로 판단됨에 따라 다중공선성 문제를 의심하여 correlation test를 수행한 결과, -0.0104로 나타나 두 변수간 상관관계는 거의 없는 것으로 보인다.

다섯째, 고용상태에 따른 소득이동성 결과는 저소득계층의 경우, 장기적으로 정규직일수록 소득이동 가능성이 높고, 비정규직인 경우 소득이동 가능성이 낮은 특징을 보이고 있다.

여섯째, 직업을 화이트칼라와 블루칼라로 편의상 구분하면, 저소득계층 화이트칼라 직업 가구의 상위계층 이동가능성이 큰 것으로 나타났다.

일곱째, 직업훈련 변수는 고정효과(fixed effect) 모형에서는 유의미하지 않았다. 다만, pooled 모형과 확률효과(random effect) 모형에서 부호가 통계적으로 유의하게 양(+)으로 나타나, 직업훈련을 받을수록 실직상태에서 새로운 직장에 취업함으로써 소득이동 가능성이 다소 존재하는 것으로 보인다.²²⁾

여덟째, 사회보험 수혜여부 변수는 음(-)의 부호를 보이고 있어, 사회보험을 수혜하게 되면 오히려 상위계층으로 이동할 확률이 감소된다는 것인데 사회보험이 수혜자의 근로의욕을 감소시켜 그러한 결과를 초래할 수도 있을 것으로 해석된다.

하위계층으로 이동하는 소득이동성 결정요인 추정결과(〈표 12〉 참조), 대부분 변수들의 추정계수의 부호가 상위계층 이동모형과 반대로 나타나 소득이동성에 대하여 전체적으로 일관성 있게 설명한다고 볼 수 있다. 단 가구주 교육연수 변수의 추정계수는 상위계층 이동모형과 동일하였다. 가구주 교육연수 변수의 추정계수가 음(-)의 값을 갖는 것은 상류층에서는 교육연수가 많아질수록 교육 자체가 소득계층을 결정하여 소득이동성을 줄여 해당계층에 잔류할 확률²³⁾을 높일 것이라는 것의 의미한다.

이상의 추정결과들을 종합해보면, 첫째 연령에 따른 소득이동성을 보면 특정연령까지는 소득이동성이 증가하다 그 연령을 넘어서면 소득이동성이 감소하는 임계수준의 연령이 존재하는데 상향이동의 임계연령은 46-49세인데 반해 하향이동²⁴⁾의 임계연령은 뚜렷하지 않은 것으로 나타났다.

21) 초기소득이 적을수록 상위 소득계층으로의 이동 가능성이 높아진다는 역의 관계를 생각해보면, 이해가 쉬울 것이다.

22) 직업훈련은 근로자의 생산성에 양(+)의 효과를 미칠 것으로 기대되나, 고정효과 모형에서는 개인의 능력이 관찰되지 않는 개인특성 변수(α_i)에 의해 통제되므로 직업훈련의 소득이동성에 미치는 효과가 나타나지 않는 것으로 해석할 수 있다.

23) 원래 계층에 그대로 남아있는 경우도 하락하는 경우와 같이 0의 값을 가진다.

24) 다만, 연령별 소득이동 빈도 그래프 분석결과에서는 두 개의 봉우리 형태로 나타났는데 상향이동모형과 마찬가지로 46-49연령대와 은퇴시기인 58-62연령대에서 빈도가 높게 나타났다.

〈표 12〉 근로소득 기준 하위계층이동(상위→하위) 결정요인 추정결과

변수명		pooled	FE*	RE
인구 통계 변수	가구주 성별	-0.037 (-0.529)	0.865*** (3.411)	-0.036 (-0.490)
	가구주 연령	0.052** (2.972)	-0.139** (-2.713)	0.051** (2.807)
	가구주 연령제곱	-0.001*** (-3.808)	0.000 (0.071)	-0.001*** (-3.648)
경제 변수	가구내 취업자수	-0.101*** (-4.453)	-0.300*** (-6.016)	-0.110*** (-4.609)
	가구주 교육연수	-0.064*** (-9.858)	-0.086 (-1.940)	-0.067*** (-9.601)
	가구주 교육연수 *2계층dummy	-0.004 (-0.850)	-0.044*** (-7.283)	-0.007 (-1.321)
	log(초기소득)	0.651*** (19.262)	1.577*** (25.601)	0.692*** (17.983)
	고용상태*2계층dummy (정규직=1)	-1.289*** (-12.601)	-1.338*** (-10.775)	-1.314*** (-12.577)
	직업*2계층dummy (화이트칼라=1)	0.141 (1.824)	0.159 (1.406)	0.147 (1.840)
	직업훈련 여부	-0.433*** (-4.681)	-0.128 (-1.077)	-0.432*** (-4.567)
정책 변수	사회보험 수혜 여부	0.271*** (4.176)	0.479*** (4.566)	0.274*** (4.084)
	상수항	-6.943*** (-13.653)		-7.197*** (-13.367)
Obs.		19,423	12,948	19,423
Log likelihood		-7029.116	-3626.162	-7025.659
Pseudo R ²		0.062	0.170	

주: ()안의 값은 표준오차.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

FE모형과 RE모형의 관측치 수 차이가 발생하는 이유는 패널로짓모형 특성상 고정효과모형에서는 종속변수가 모든 기간동안 동일한 값을 갖는 경우 추정과정에서 해당 관측치를 제외하기 때문임.
자료: 저자 추정.

둘째, 학력이 소득계층 간 이동가능성에 미치는 영향은 상향 이동과 하향 이동에 있어 비대칭적인 양상을 보이고 있는 것으로 나타났다. 상향 이동의 경우 저소득층에서 상위소득계층으로의 이동가능성은 고학력일수록 증가하는 반면, 상위소득계층에서 하위소득계층으로의 이동가능성은 고학력일수록 감소하는 것으로 나타났

다. 이와 같이 상위 계층에서 하위계층으로 이동하게 할 가능성을 떨어뜨린다는 것은 학력이 높으면 안정적인 소득을 벌 수 있는 직업군에 속할 가능성이 높음을 나타내준다. 이는 기존 연구와 마찬가지로 학력과 소득과의 높은 상관관계를 간접적으로 보여주는 결과이다. 반면에 추정결과에서 저소득계층이 상위계층으로 이동하는데 교육이 큰 효과를 보이는 것으로 나타나서 저소득층에 대한 정부의 지원이 저소득층의 소득이동성을 제고시키는데 필요한 정책으로 보인다.

셋째, 정규직으로 근무하는 경우와 화이트칼라 직업에 근무하는 경우 상위계층으로 이동할 가능성이 높고 하위계층으로 이동할 가능성이 낮은 것으로 나타나서 안정적인 고용상태가 소득의 상향이동성을 높여준다고 판단된다. 특히, 계층별로 보면 저소득계층의 상향이동 효과가 매우 크게 나타남에 따라 고용안정성 제고가 상대적 빈곤탈출에 도움을 주고, 또한 중산층 붕괴 현상²⁵⁾을 완화시키는데 크게 기여할 것임을 시사해준다.

넷째, 직업훈련은 상위 소득계층으로의 이동 가능성을 높여주고, 하위 계층으로 추락할 가능성을 줄여주기 때문에 직업훈련이 소득수준을 유지하는 데 중요한 역할을 수행하는 것을 볼 수 있다.

다섯째, 사회보험수혜자가 평균적으로 상위계층으로의 이동가능성이 낮은 것으로 나타나므로 사회보험이 저소득층의 빈곤탈출을 도와주는 기능을 발휘하지 못하여 온 것을 확인할 수 있다. 그 이유는 사회보험은 기초생활보호대상자 보조금을 비롯한, 노령연금, 실업급여 등으로 구성되고, 일부 제도는 근로활동을 하지 않아도 혜택을 받을 수 있어 사회보험 수혜자들의 근로의욕을 고취시키기 보다는 현재 상태에 만족하도록 만들어 소득이동성에 대하여 별로 관심을 두지 않게 만드는 일종의 도덕적 해이문제를 야기하기 때문인 것으로 풀이할 수 있다.²⁶⁾

V. 요약 및 정책적 시사점

지금까지 한국노동패널(KLIPS) 2~11차 자료를 이용하여 우리나라 소득의 이동

25) 중산층 붕괴문제는 중산층→저소득층, 중산층→고소득층의 경우 모두 해당될 수 있으나, 사회적으로 문제가 되는 것은 저소득층으로 떨어지는 경우이다.

26) 본 연구는 일반 근로자를 대상으로 하고 있기 때문에 장애인이나 현실적으로 근로가 불가능한 개인을 따로 대상화한 특수한 경우를 고려한 것은 아니라는 점을 밝힌다.

성 추이를 분석하고 소득이동성을 결정하는 요인을 파악하였다.

주요한 소득이동성 추이 분석결과를 요약하면, 첫째 1999-2008년 기간 동안 소득유형에 관계없이 잔류비율은 상승하고 이동비율은 하락하는 것으로 나타나 전반적으로 소득의 이동성이 시간이 지남에 따라 감소해온 것을 볼 수 있다. 둘째, 경기변동과 무관하게 중산층 구성 비율이 점차 감소하면서 저소득층과 고소득층의 비중은 점차 증가하고 있는 것으로 나타나, 소득의 양극화와 중산층의 비중감소가 동시에 진행되고 있는 것으로 나타났다. 셋째, 저소득층의 상위 소득계층으로의 소득이동성이 분석 대상기간 내내 감소추세를 보여주고 있어 빈곤의 고착화가 소득의 양극화와 함께 진행되고 있는 것으로 나타났다. 넷째, 연도별 소득계층 간 이행행렬의 추이를 분석한 결과, 1999-2000년 소득계층 간 이동성이 의미하는 장기균형의 소득계층별 분포는 저소득층이 22.4%, 중산층 52.3%, 고소득층 25.2%이다. 해가 거듭됨에 따라 소득이동성이 감소하여 2007-2008년 소득계층 간 이동성이 의미하는 장기균형의 소득계층 분포는 저소득층 31.4%, 중산층 37.8%, 고소득층 30.8%로 나타나 소득이동성의 감소가 장기적으로 중산층의 붕괴와 소득 양극화의 주요원인이 되는 것이 입증되었다.

다음으로 우리나라 가구의 소득계층 간 이동의 결정요인을 인구통계학적 요인과 경제적 요인 및 정책적 요인으로 구분하여 회귀분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 인구통계학적 요인의 경우 임계 연령에 이를 때까지는 연령이 많아질수록 소득이동성이 높아지는 반면 임계 연령이 지나면 반대로 소득이동성이 감소하는 것으로 나타났다. 둘째, 경제적 요인의 경우 사적 이전소득이 소득 계층 간 이동에 작지 않은 효과를 보여주고 있음을 확인할 수 있었다. 또한 소득이동을 상향이동과 하향이동으로 구분하여 결정요인을 분석한 결과, 가구 내 취업자 수가 증가할수록, 초기 소득이 적을수록, 정규직일수록, 화이트칼라 직업일수록, 직업훈련을 받을수록, 사회보험을 받지 않을수록 상향 소득이동 가능성이 높아지는 것으로 나타났다. 또한 반대로 소득 하위계층이동 결정요인 분석결과는 상위계층이동 분석결과 대부분의 변수가 반대로 나타나 일관적인 경향을 보이는 것으로 나타났다.

본 논문의 실증분석결과와 정책적인 시사점을 몇 가지 제시해보면 첫째, 직업훈련 정책을 강화하여 소득이동성, 특히 저소득계층의 상위계층으로의 이동을 도울 필요가 있다. 둘째, 안정적인 고용형태인 정규직을 증가시켜 가구의 자발적인 노력에 의해서 소득이동성이 촉진될 있는 환경을 만들도록 해야 할 것이다. 셋째, 사회

보험수혜가 수혜자의 근로의욕을 저하시켜 소득이동성을 떨어뜨리므로 이에 대해 제도적 보완을 통하여 철저히 대응하여야 할 것이다. 이 중에 근로장려세제(EITC)를 더욱 적극적으로 확대하는 노력이 바람직할 것이다.

■ 참고 문헌

1. 남상호·임병인, “소득·소비 분배구조 추이 및 양극화 분석,” 『경제학연구』, 제56권 제1호, 한국경제학회, 2008, pp.219-247.
(Translated in English) Nam, Sang Ho and Byung In Lim, “A Study on the Trend of Inequality and Polarization in Income and Consumption in Korea: 1995-2005,” *Kyong Je Hak Yon Gu*, Vol. 56, No. 1, The Korean Economic Association, 2008, pp.219-247.
2. 민인식·최필선, 『STATA 패널데이터 분석』, 한국STATA학회, 2009.
(Translated in English) Min, In Sik and Pil Sun Choi, *An Panel Data Analysis in STATA*, The Korean Association of STATA, 2009.
3. 석상훈, “소득계층이동의 추이와 변화요인,” 『사회보장연구』, 제25권 제1호, 2009. 2, pp.25-44.
(Translated in English) Seok, Sang “Hun, Trend and Causes of Household Income Mobility in Korea,” *Korean Social Security Studies*, Vol. 25, No. 1, The Korean Social Security Association, 2009, pp.25-44.
4. 설 윤, 『양극화와 불균등도의 최근 추이에 대한 분석-가구 특성별 접근』, 한국경제연구원, 2009.
(Translated in English) Seol, Youn, *Analysis on Recent Trend of Polarization and Inequality: Approach using Household Demographics*, Korea Economic research Institute, 2009.
5. 성명재·강신욱·이철인, 『저소득층 소득보전정책의 개선 방안 연구』, 한국조세연구원, 2008. 12.
(Translated in English) Sung, Myung Jae, Shin-wook Kang, and Chul-in Lee, *Poverty Characteristics and Implications on Welfare Expenditure Programs Associated with Labor Supply*, Korea Institute of Public Finance, 2008.12.
6. 성재민, “저소득 고용의 소득지위 이동,” 『월간 노동리뷰』, 2011년 3월호 통권 제72호, 2011, pp.41-55.
(Translated in English) Seong, Jae Min, “The Labor Market Dynamics of Low Income Earners,” *Monthly Labor Reviews*, Vol. 72, 2011. pp.41-55.

7. 신동균·전병유, “소득 분포의 양극화 추이,” 『노동경제논집』, 제28권 제3호, 한국노동경제학회, 2005, pp.77-109.
(Translated in English) Shin, Dong Gyun and Byung You Cheon, “Bi-Polarization of the Income Distribution in Korea: 1997-2003,” *Korean Journal of Labour Economics*, Vol. 28, No. 3, The Korean Labor Economic Association, 2005, pp.77-109.
8. 정진호·황덕순·이병희·최강식, 『소득불평등 및 빈곤의 실태와 정책과제』, 한국노동연구원, 2002.
(Translated in English) Jeong, Jin ho, Deok Soon Hwang, Byung Hee Lee and Gang Sig Choe, *Income Inequality, Poverty Status and Policy Issues*, Korea Labor Institute, 2002.
9. 전승훈·임병인·강성호, “개인연금 가입 결정 및 가입상태 변화 분석,” 『보험개발연구』, 제17권 제1호, 보험개발원, 2006, pp.137-168.
(Translated in English) Jeon, Seung-Hoon, Byung-In Lim and Sung-Ho Kang, “An Analysis on Both Determinants of Purchasing the Private Pension and Changes in the Status of Subscribers,” *Development of Insurance*, Vol. 17, No.1. Korea Insurance Development Institute, 2006, pp.137-168.
10. 최지은·홍기석, “우리나라의 세대간 소득 이동성분석- 아버지와 아들을 중심으로,” 『사회보장연구』, 제27권 제3호, 2011. 8, pp.143-163.
(Translated in English) Choi, Ji Eun, Ki Seok, Hong, “An Analysis of Intergenerational Earnings Mobility in Korea: Father-Son Correlations in Labor Earnings,” *Korean Social Security Studies*, Vol. 27, No. 3, The Korean Social Security Association, 2011, pp.143-163.
11. 함재봉, “소득불평등 변화추이와 소득이동성에 관한 연구,” 『재정정책논집』, 제7권, 2005, pp.178-199.
(Translated in English) Ham, Jae Bong, “A Study on Change Trends of Income Inequality and Income Mobility,” *The Journal of Korean Public Policy*, Vol. 7, No. 1, The Korean Association of Public Policy, 2005, pp.173-199.
12. Atkinson, A. B., F. Bourguignon, and C. Morrison Fields, *Empirical Studies of Earnings Mobility*, Harwood, Chur, 1992.
13. Canto, O., “Income Mobility in Spain: How Much is There?,” *Review of Income and Wealth Series*, Vol. 46, No. 1, 2000, pp.85-102.
14. Chen, Wen-Hao, “Cross-National Differences in Income Mobility: Evidence from Canada, the United States, Great Britain and Germany,” *Review of Income and Wealth*, Vol. 55, Issue 1, 2009, pp.75-100.
15. Duclos, J. Y., J. Esteban, and D. Ray, “Polarization: Concepts, Measurement, Estimation,” *Econometrica*, Vol. 72, 2004, pp.1737-1772.
16. Esteban, J. and D. Ray, “On the Measurement of Polarization,” *Econometrica*, Vol. 62, 1994, pp.819-852.
17. Fields, Gary S., “Does Income Mobility Equalize Longer-term Incomes? New Measure of an Old Concept,” *Journal of Economic Inequality*, Vol. 8, No. 1, 2010, pp.409-427.
18. Fields, G. and Efe A. Ok, “Measuring Movement of Income,” *Economica*, Vol. 66, No. 264, 1999, pp.455-471.

19. Friedman, M., *Capitalism and Freedom*, University of Chicago Press, Chicago, 1962.
20. Gardiner, K., and J. Hills, "Policy Implications of New Data on Income Mobility," *The Economic Journal*, Vol. 109, No. 453, 1999, pp.F91-F111.
21. Gottschalk, P. and S. Danziger, "Family Income Mobility - How Much Is There and Has It Changed?," Boston College Working Papers in Economics with number 398, 1997.
22. Jantti, M. et al., "Income Inequality and Income Mobility in the Scandinavian Countries Compared to the United States," *Review of Income and Wealth Series* 24, Vol. 48, No. 4, 2002, pp.443-469.
23. Jarvis S. and S.P. Jenkins, "How Much Income Mobility is There in Britain?," *The Economic Journal*, Vol. 108, 1998, pp.428-443.
24. Khor, Niny and John Pencavel, Income Mobility of Individuals in China and the United States, *Economics of Transition*, Vol. 14, No. 3, 2006, pp.417-4586.
25. Krugman, P., "The Rich, the Right, and the Facts," *American Prospect*, 11, 1992, pp.19-31.
26. Lukiyanova, Anna and Aleksey Oshchepkov, "Income Mobility in Russia," EERC No. 07-0571, 2009.
27. Maasoumi, E., "On mobility," In Giles, D. and A. Ullah, (eds), *Handbook of Applied Economic Statistics*, Marcel Dekker, New York, 1998, pp.119-176.
28. Marotta, Daniela, Ruslan Yemtsov, Determinants of Households' Income Mobility and Poverty Dynamics in Egypt, 5th IZA-World Bank Conference on Employment, 2010.
29. OECD, "Income Distribution in OECD Countries," *Social Policy Studies*, No. 19, 1995.
30. Shi, Xuehua, J. Alexander Nuetah, Xian Xin, "Household Income Mobility in Rural China: 1989-2006," *Economic Modelling*, Vol. 27, 2010, pp.1090-1096.
31. Shorrocks, A.F., "Income Inequality and Income Mmobility," *Journal of Economic Theory*, 19, 1978, pp.376-393.
32. Shorrocks, A.F., "On the Hart Measure of Income Mobility," in Casson, M. and J. Creedy (eds) *Industrial Concentration and Economic Inequality*, Edward Elgar, Cambridge, 1993.
33. Woolard, Ingrid, Stephan Klasen, "Determinants of Income Mobility and Household Poverty Dynamics in South Africa," *Journal of Development Studies*, Vol. 41, Issue 5, 2005.

〈 부 록 〉

〈부표 - A1〉 소득 이동성에 관한 연도별 이행행렬(근로소득 기준)

(단위: %)

			2000				2001						
			(j)				(j)						
			저	중	고	계	저	중	고	계			
1999	(i)	저	65.5	29.7	4.7	100.0	2000	(i)	저	84.1	14.3	1.7	100.0
		중	11.8	73.0	15.1	100.0			중	11.5	72.8	15.7	100.0
		고	6.1	29.5	64.4	100.0			고	2.1	18.8	79.1	100.0
			2002				2003						
			(j)				(j)						
			저	중	고	계	저	중	고	계			
2001	(i)	저	65.5	29.7	4.7	100.0	2002	(i)	저	84.1	14.3	1.7	100.0
		중	11.8	73.0	15.1	100.0			중	11.5	72.8	15.7	100.0
		고	6.1	29.5	64.4	100.0			고	2.1	18.8	79.1	100.0
			2004				2005						
			(j)				(j)						
			저	중	고	계	저	중	고	계			
2003	(i)	저	65.5	29.7	4.7	100.0	2004	(i)	저	84.1	14.3	1.7	100.0
		중	11.8	73.0	15.1	100.0			중	11.5	72.8	15.7	100.0
		고	6.1	29.5	64.4	100.0			고	2.1	18.8	79.1	100.0
			2006				2007						
			(j)				(j)						
			저	중	고	계	저	중	고	계			
2005	(i)	저	65.5	29.7	4.7	100.0	2006	(i)	저	84.1	14.3	1.7	100.0
		중	11.8	73.0	15.1	100.0			중	11.5	72.8	15.7	100.0
		고	6.1	29.5	64.4	100.0			고	2.1	18.8	79.1	100.0
			2008										
			(j)										
			저	중	고	계							
2007	(i)	저	84.1	14.3	1.7	100.0							
		중	11.5	72.8	15.7	100.0							
		고	2.1	18.8	79.1	100.0							

〈부표 - A2〉 10분위 소득계층별 연도별 이행행렬(근로소득 기준)

1999-2000 이행행렬(%)		2000										
		I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	계
1999	I	61.0	9.7	8.6	7.2	2.6	3.2	3.2	2.6	0.6	1.4	100.0
	II	14.7	43.8	20.3	12.0	2.8	2.8	0.9	0.9	0.9	0.9	100.0
	III	11.5	12.4	35.3	13.8	7.8	9.2	3.7	2.8	2.8	0.9	100.0
	IV	5.7	4.6	19.0	35.0	8.7	14.1	4.9	3.0	4.9	0.0	100.0
	V	4.2	3.9	11.9	30.2	11.2	19.3	7.0	5.3	5.6	1.4	100.0
	VI	1.7	1.7	3.0	18.3	13.2	32.8	9.4	12.3	4.3	3.4	100.0
	VII	1.7	1.3	2.7	13.8	5.4	28.3	16.5	15.2	11.1	4.0	100.0
	VIII	2.2	1.2	3.4	5.8	2.5	16.3	17.8	20.9	19.4	10.5	100.0
	IX	4.6	0.6	0.6	3.5	2.3	6.9	5.2	18.5	30.6	27.2	100.0
	X	2.9	0.8	1.2	4.1	0.0	3.7	3.3	11.0	16.7	56.3	100.0
2003-2004 이행행렬(%)		2004										
		I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	계
2003	I	81.6	5.3	5.1	2.7	1.6	1.3	0.8	0.8	0.3	0.5	100.0
	II	22.3	42.7	24.8	5.7	3.2	0.6	0.0	0.0	0.6	0.0	100.0
	III	9.3	8.6	47.1	20.6	7.0	5.4	1.6	0.4	0.0	0.0	100.0
	IV	4.2	2.3	14.9	32.6	23.4	8.8	5.0	6.5	2.3	0.0	100.0
	V	2.5	1.8	5.1	17.4	29.0	19.9	11.2	9.8	1.8	1.4	100.0
	VI	2.1	0.7	3.8	6.6	15.9	31.5	20.1	11.1	5.9	2.4	100.0
	VII	1.4	0.4	3.5	6.0	8.9	14.9	24.1	23.8	12.4	4.6	100.0
	VIII	0.8	0.4	0.8	5.5	5.1	8.4	16.9	26.6	25.7	9.7	100.0
	IX	0.9	0.5	0.9	1.9	6.1	4.2	9.8	16.4	42.1	17.3	100.0
	X	0.4	0.0	1.2	0.8	1.2	2.3	3.5	7.3	18.5	64.9	100.0
2007-2008 이행행렬(%)		2008										
		I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	계
2007	I	89.7	1.5	2.5	2.9	1.1	0.6	0.6	0.6	0.4	0.0	100.0
	II	21.3	19.1	48.9	8.5	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	2.1	100.0
	III	7.4	5.5	52.0	22.9	7.0	2.2	1.5	0.7	0.0	0.7	100.0
	IV	4.6	1.1	19.8	44.5	12.2	9.9	4.2	2.7	0.8	0.4	100.0
	V	3.0	0.0	5.8	18.8	37.3	14.8	13.0	4.5	1.8	0.9	100.0
	VI	1.2	0.0	3.3	9.9	16.5	26.7	25.5	11.1	4.5	1.2	100.0
	VII	1.6	0.0	1.2	3.6	5.7	19.0	33.6	26.7	6.9	1.6	100.0
	VIII	0.9	0.0	1.4	4.2	4.2	9.3	15.9	37.4	20.1	6.5	100.0
	IX	0.0	0.0	0.7	0.7	1.8	2.5	9.4	28.8	38.1	18.0	100.0
	X	0.4	0.0	0.0	0.8	1.3	0.8	0.8	7.9	11.7	76.2	100.0

An Analysis on the Income Mobility and its Determinants in Korea

Sung Tai Kim* · Young Jun Chun** · Byung In Lim***

Abstract

This paper analyzes the income mobility trend and determinants of income mobility in Korea using the KLIPS data. The main findings of this paper are as follows. Firstly, it turns out that income mobility has had a decreasing trend during 1999-2008 period. Secondly, the ratio of the middle income class to whole households has decreased while the upper income class and the lower income class have increased. As a result polarization of income classes and the demolition of the middle income classes has proceeded simultaneously. Thirdly, a decrease in income mobility in the long-run will make the demolition of middle income class and polarization of income distribution.

We examined determinants of income mobility of households in both directions considering demographic factors, economic factors, and policy factors. As expected, all three factors have significant effects on income mobility in Korea. We found that there exists a critical age before which probability of income mobility increases as age increases and vice versa after

Received: June 10, 2012. Revised: Nov. 27, 2012. Accepted: Dec. 11, 2012.

* First Author, Professor, Department of Economics, Cheongju University, 586 Daeseong-ro, Sangdang-gu, Cheongju, Chungbuk 360-764, Phone: +82-43-229-8182, e-mail: stkim@cju.ac.kr

** Coauthor, Professor, Division of Economics and Finance, Hanyang University, 222 wangsinni-ro Seongdong-gu, Seoul 133-791, Phone: +82-2-2220-1025, e-mail: yjchun@hanyang.ac.kr

*** Corresponding author, Associate Professor, Department of Economics, Chungbuk National University, 52 Naesudong-ro, Heungdeok-gu, Cheongju, Chungbuk 361-763, Phone: +82-43-261-2216, e-mail: billforest@hanmail.net

that. In terms of economic factors, the more is the number of family and the less is the initial income, the more probable is upward income mobility. Also, the job status such as a regular job and a white color affects income mobility. In terms of policy variables, we find whether the household head goes through the OJT(On the Job Training) and receives social insurance also affect the income mobility.

The policy implications of this paper are as follows. The government needs to subsidize the OJT program in the private sector. Some social welfare programs should be revised not to discourage the work incentive of workers.

Key Words: income mobility, polarization of income classes, middle income class, Korea Labor Income Panel Survey