

勞 動 經 濟 論 集  
 第35卷(2), 2012. 8, pp.25~41  
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

## 한국의 세대 간 소득탄력성과 추세\*

김 봉 근\*\* · 석 재 은\*\*\* · 현 은 주\*\*\*\*

본 연구는 한국노동패널 최근 자료를 사용하여 우리나라의 세대 간 임금 소득이동성을 추정하였다. 선행연구의 짧은 패널 기간과 적은 표본 수의 문제 등을 보완하였다. 세대 간 장기임금소득탄력성은 0.3 근방으로 추정되어 문헌에서 보고된 다른 나라들의 추정치들에 비해 낮아 소득이동성이 상대적으로 큰 것으로 분석되었다. 2006년 이후 자료로 추정한 세대 간 소득이동성들의 추세가 2005년을 기준으로 한 선행연구에 비해 낮아지고 있는 것으로 나타나 최근의 글로벌 경제위기로 소득이동성이 저하되는 추세가 있을 수 있음을 시사하고 있다.

-주제어 : JEL: J62

### I. 연구의 배경 및 선행문헌

소득이동성(income mobility)은 연속하는 두 기간으로부터의 상대적인 소득 순위에

논문 접수일: 2012년 5월 29일, 논문 수정일: 2012년 6월 20일, 논문 게재확정일: 2012년 6월 23일

\* 이 논문은 2010년도 정부재원(교육과학기술부 인문사회연구역량강화사업비)으로 한국연구재단의 지원을 받아 연구되었다(NRF-2011-330-B00040).

\*\* (교신저자) 서울대학교 경제학부(bgkim07@snu.ac.kr)

\*\*\* 한림대학교 사회복지학과(seokje@hallym.ac.kr)

\*\*\*\* 서울대학교 경제학부(qm1006@snu.ac.kr)

대한 변화율로 정의하고, 노동시장 이동의 유연성(flexibility)과 사회적인 기회평등의 척도로 해석된다. 낮은 소득이동성 및 소득이동성의 하락은 사회경제적 상하 이동의 감소를 의미하고, 특정 시점에서 관찰되는 빈곤보다 중장기적인 관점에서 빈곤 문제가 더 심각해질 수 있음을 시사한다.

경제위기 이후 소득분배 격차가 확대되고 있으며, 이로 인하여 사회경제적인 위화감이 조성되고, 소득불평등의 심화는 낮은 소득이동성 및 이동성의 감소와 연계되어 빈곤의 고착화, 그리고 세대 간으로 세습화될 수 있다. 소득이동성에 대한 연구가 중요한 이유 중 하나는 저소득층의 소득이동성, 특히 빈곤으로부터 빠져나오지 못하는 빈곤함정의 존재 여부이다. Antman and Mckenzie(2007)는 저소득층의 상방소득이동성이 매우 낮을 경우, 저소득층은 빈곤에 빠질 위험이 있기 때문에 이에 대한 정책대응이 필요하다고 주장하였다. 현재 활발히 진행되고 있는 소득의 양극화 및 확대된 빈곤가구의 연구를 확대발전시켜 정책적으로 장기간의 시간에 걸쳐 빈곤선 아래 머무르는 장기 빈곤 또는 빈곤의 고착화 가능성을 낮추기 위해 소득이동성의 연구는 매우 중요하다. 따라서 한국의 소득이동성의 크기를 정확하게 추정하고, 이동성의 추세 및 소득이동성 크기를 결정짓는 주요 정책 및 설명변수의 파악 등으로의 연구 확대도 필요하다.

소득이동성 중 세대 간 소득탄력성 또는 소득상관계수는 한 세대에서 그 다음 세대로의 상대소득계층의 연계성을 나타내는 장기 지표로서, 횡단면적인 소득불평등도와 더불어 한 사회의 소득분포의 건전성 여부를 직접적으로 나타내는 중요한 지표이다. 세대 간 소득이동성이 낮다든가 또는 세대 간 소득상관계수가 크다는 것은 예를 들어 빈곤이 상당한 정도로 세습되는 것으로서 한 개인의 소득분포상의 낮은 위치가 부모세대의 낮은 상대소득 수준에 의해 사전적으로 상당 부분 결정된다는 것이다. 계층의 세습 및 이로 인한 저소득층의 비관주의는 인적자본투자를 저해하고, 계층 간 위화감의 고조 및 이로 인한 범죄율을 높이는 등 전반적인 사회의 갈등수준을 높일 것이다.

세대 간 낮은 소득이동성은 낮은 세대 내 소득이동성, 저소득층의 낮은 소득이동성, 특히 빈곤선 아래에 위치한 저소득층은 상방소득이동성의 부재(빈곤함정의 존재) 여부와도 밀접하게 연계된다. 계층 간 소득이동성의 단절은 저소득층의 낮은 교육투자 및 계층 내 결혼 등의 요소가 결합될 경우 세대 간 소득이동성을 낮추거나, 낮은 세대 간 소득이동성 수준을 고착화시킬 것이다.

본 연구에서는 한국의 세대 간 소득이동성의 크기를 정확하게 추정하는 여러 보정방법을 사용하고, 최근 이동성의 추세 및 소득이동성 크기를 결정짓는 주요 변수라 알려

진 교육과의 관련성을 도구변수로 사용한다. 본 연구의 결과는 소득이동성 향상을 위한 정책변수의 조합으로, 세대 간 소득이동성을 높이면서도 경제행위자의 유인을 지나치게 낮추지 않을 적정 상속세율의 책정, 교육투자에서의 정부의 개입, 계층별 지역 간 분리를 방지할 지역 개발정책 등에 관한 정책적 시사점을 제공한다. 추가적으로, 본 연구는 한국의 부녀 간 소득이동성 연구 등의 주제를 통해 계층 내 혼인 및 이로 인한 세대 간 소득이동성에의 영향을 연구하고, 거주 지역의 세대 간 지속성을 통해 계층별 지역 간 분리현상으로 확대될 수도 있을 것이다. 또 하나의 후속 연구로 세대 내 소득이동성과 세대 간 소득이동성을 연계하는 것도 들 수 있다.

## 1. 소득이동성 측정 선행연구

Fields and Ok(1999)은 미국의 소득이동성 연구들을 개괄하여, 미국의 세대 내 소득이동성의 크기가 별로 크지 않고, 추세는 1970~1980년대에 일정하게 유지되고 있음을 보고하였다. 성명재 외(2008)는 「한국노동패널」 조사로 우리나라의 소득이동성을 측정하여, 저소득층과 고소득층의 소득이동성이 중위소득층에 비해 상대적으로 큼을 보였다. 대부분의 기존 연구들은 패널 자료를 이용해서 소득이동성을 측정하게 되는데 패널 자료로 측정된 소득이동성은 측정오차(measurement error)와 비무작위적 탈락(non-random attrition)으로 인하여 추정 편의(bias)를 갖게 된다. Antman and Mckenzie (2007: 125)는 측정오차는 회석 편의(attenuation bias)를 야기시키고 이동성의 정도를 과대추정(overestimate)시킬 수 있음을 지적하였다. 패널의 표본 탈락(attrition)이 높은 소득변화율을 보이는 집단에서 주로 발생한다면 추정된 소득이동성은 과소추정 편의를 갖게 된다. 세대 간 소득이동성에 관한 본 연구에서도 한국의 노동패널의 측정오차와 표본 탈락 문제를 명시적으로 고려해 세대 간 소득탄력성의 추정치의 해석을 도모한다.

기존의 여러 연구들은 측정오차 문제를 극복하기 위해서 도구변수 추정방법(instrument variable correction)을 이용하였다. 하지만 측정오차가 고전적인 측정오차 모형에서 벗어날 때, 도구변수 보정방법은 유효하지 못하게 된다. 비고전적인 측정오차와 비무작위적 이탈과 같은 문제들이 저소득층 소득이동성의 정확한 측정을 저해한다면, 실증연구 결과에 근거한 저소득층에 대한 빈곤정책은 소기의 목적을 달성하기 어려울 것이다. 본 연구에서도 기존 연구들의 보정방법 결과를 논의하고 적용한다.

세대 간 소득이동성은 지표의 중요도에도 불구하고, 부모와 자녀세대의 소득을 직접

적으로 연계할 실증 자료의 특성상 패널 자료의 장기간 축적을 필요로 하고, 패널 자료의 형성이 뒤쳐진 우리나라에서는 본 지표의 제한적인 추정만 이루어져 왔다. 안중범·전승훈(2008)은 교육수준의 세대 간 연계성에 관해 연구하였고, 김민성 외(2009)는 우리나라의 세대 간 소득탄력성을 최초로 측정해 미국보다 상대적으로 높은 세대 간 소득이동성 추정치를 제시하였으나, 상대적으로 짧게 축적된 패널 기간으로 인해 적은 표본 수와 부모세대의 연령대가 다른 나라의 연구들에 비해 높다는 문제점 및 외환위기에 직접적으로 영향을 받은 기간의 부모소득 자료를 사용하는 한계들을 갖고 있어 후속 보완연구가 요구되었었다. 본 연구는 한국노동패널 최근 자료를 사용하여 김민성 외(2009)의 추정 결과를 재조명하고자 한다. 세대 간 소득이동성 추정에 관한 세부 문헌 흐름의 보다 자세한 논의는 다음과 같다.

## 2. 세대 간 소득이동성 연구의 추세 및 국제비교<sup>1)</sup>

소득이동성 연구에서 선도적인 역할을 한 미국의 경우도 1990년대 이후에야 20년 이상 장기간 축적된 패널 자료를 기반으로 세대 간 상관계수의 추정이 비로소 활발하게 이루어지고, 대표적인 수치에 대한 공감대가 형성되었다. 세대 간 소득상관계수에 관한 실증문헌의 흐름은 크게 3기로 나눌 수 있다. 1990년대 이전까지의 연구들인 제1기는 세대 간 장기임금소득탄력성 개념 정립과 더불어 부모와 자녀세대의 소득 조합을 가진 자료를 발굴하여 세대 간 소득상관계수를 최초로 측정한 연구들로 Becker and Tomes(1986)로 대표된다. Solon(1992)과 Zimmerman(1992) 등으로 대표되는 실증문헌의 제2기 연구들은 제1기의 추정치에 존재하는 임시소득과 동질적인 표본들의 문제점을 보완해 0.4라는 세대 간 장기소득탄력성의 보정추정치를 제시하였다. 제1세대에 비해 훨씬 높은 Solon의 추정치는 연이은 많은 실증연구에서 확인되어, 미국의 세대 간 소득이동성은 그리 활발하지 않은 것으로 현재 공감대가 형성되어 있다.

제3기는 문헌의 외연성이 확대된 시기이다. 부녀 간 연구에서는 결혼을 소득계층별 횡단면적인 매칭 과정으로 간주하였다(Chadwick & Solon 2002). 또한 도농 간 명목임금격차가 이 거주 지역의 세대 간 지속성을 통해 높은 명목추정치를 가져왔다는 가설 검증(Kim 2002), 1970년 근방의 부모와 1990년 근방의 자녀세대 간의 기존 연구들에서 다른 코호트들의 세대 간 소득상관계수를 포함하는 세대 간 소득상관계수의 시계열

1) 본 내용은 김민성 외(2009)의 선행연구 부분을 요약한 것이다.

추세에 관한 연구들로도 연구가 확대되고 있다. 또한 동 기간 중에는 미국 이외의 여러 국가들에서도 세대 간 소득이동성의 추정치들이 보고되고 있다. WieGand (1997)는 아버지의 5년간 소득 평균을 장기소득변수로 사용하는 등의 Solon(1992)과 유사한 방법론으로 독일의 세대 간 소득탄력성을 추정하여 0.34의 추정치를 제시하였고, 개도국 사례로 Lillard and Kilburn(1995)은 말레이시아의 소득탄력성으로 0.26(통상적인 장기소득변수보다 약간 짧은 2년 평균 소득을 아버지의 장기소득으로 사용)을 추정하였다.2) 우리나라의 경우 김민성 외(2009)가 최초로 세대 간 소득이동성을 추정하여 임금소득의 소득탄력성이 0.3 근방이라는 결과를 제시하였다. 김민성 외(2009)는 관련 문헌의 대표적인 선행연구에 비해 짧은 패널 기간과 적은 표본 수의 문제를 갖는다. 짧은 표본 기간은 자녀세대의 평균 연령이 기존 문헌에 비해 낮고 부모세대의 평균 연령은 상대적으로 높은 차이를 보이며, 짧은 표본 기간은 비동거 자녀세대를 기준으로 한 표본 설정 과정에서 대표적인 미국 등의 선행연구에 비해 상대적으로 적은 표본 수를 갖는다. 즉 한국의 낮은 소득탄력성이 이러한 표본 구성의 차이에서 오는 여부를 집중적으로 고찰한다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 세대 간 장기소득탄력성 추정식과 추정방법론을 설명하며, 제Ⅲ장에서는 실증분석 자료 및 실증분석 결과를 논의한다. 제Ⅳ장에서는 연구 결과를 간략히 요약한다.

## Ⅱ. 세대 간 소득탄력성 추정방정식

### 1. 추정방정식과 측정오차 모형 및 추정방법론

본 연구는 선행연구인 김민성 외(2009)에서 사용된 모형인 장기소득의 로그-선형 회귀분석식을 사용한다.

$$y_{li} = \rho y_{0i} + \theta' z_i + \varepsilon_i, \quad (1)$$

2) 위에서 인용된 국가 간 비교에 관한 연구들은 Solon(1999)에서 잘 요약되어 있다.

$y_{it}$ 는 가구  $i$ 의 자녀(아들)세대의 로그 장기임금소득이며,  $y_{0i}$ 는 동일 가구 아버지의 로그 변환된 장기임금소득이며,  $\varepsilon_i$ 는 확률오차를 의미하고,  $\rho$ 는 부모의 장기임금소득에 대한 자녀의 장기임금소득탄력성을 의미한다. 통제변수  $Z_i$ 는 라이프사이클에 따른 항상소득의 변동 부분을 통제하기 위해 자녀의 연령, 부모의 연령, 연령의 제곱 변수들을 포함한다.  $\rho$  추정치가 0으로 접근하면 사회의 세대 간 소득탄력성이 낮아 세대 간 소득이동성이 활발하다는 것을 의미한다. 보다 구체적으로 1계 선형 차분방정식에서 소득탄력성 또는 기울기인  $\rho$ 는 통상적으로 (0, 1)의 구간에 속해 장기적으로 평균 값으로 회귀하지만, 그 값이 0에 다가갈수록 그 회귀 속도가 훨씬 빠르게 나타나는 것을 나타낸다. 예를 들어  $\rho$ 가 0.1이라면, 할아버지와 손자의 소득탄력성은 0.01로서 세대 간 소득상관도가 거의 없는 것을 나타낸다. 한편, 식 (1)의  $\rho$ 는 부모세대와 자녀세대의 소득분산이 같다는 가정하에서 세대 간 소득상관계수로도 해석될 수 있다. 만약, 부모세대와 자녀세대의 소득분산도가 다른 경우 식 (1)의 소득탄력성은 소득상관계수에 자녀소득 표준편차에서 부모소득 표준편차를 나눈 값 ( $\sigma_{y_1}/\sigma_{y_0}$ )을 곱한 것이다.

식 (1)을 추정하기 위해 통상적으로 해당 국가의 대표적인 패널 자료(예를 들어 한국의 노동패널)를 사용한다. 장기임금소득 대신에 사용되는 통상적인 패널 자료에서 보고된 연간 측정임금소득  $y_{0i}^*$ 는 장기소득에 비해 측정오차가 있을 수 있으며, 이를 측정오차 문헌의 최근 연구 결과(Kim & Solon 2005))를 반영한 비고전적 측정오차(non-classical measurement error)모형으로 나타내면 식 (2)와 같다.

$$y_{si}^* = \alpha_s + \lambda_s y_{si} + v_{si}, \quad s = 0, 1, \quad (2)$$

$\lambda_s$ 는 각 세대의 소득변수의 측정오차가 참변수와 관련된 정도를 나타내며,  $v_{si}$ 는 측정오차 중 참변수와 관련 없는 나머지 확률오차를 나타낸다. 측정오차는 단년도 소득이 참된 변수(장기임금소득)와 차이로 인해 나타난다. 조사 응답자들이, 통상적인 패널 조사에서 응답자는 특정 연도의 정확한 소득과 격차가 있는 예년의 평균적인 소득을 보고하는 경향성이 일반적으로 발견되며, 평균회귀 경향은 먼저 변동소득을 낮추어 보고하면서 발생되며, 경력에 따라 오목함수 형태로 증가하는 장기임금소득 부분에 관련해서도 그 경향성이 유지되어 발생한다. 예년 소득을 보고하면서 단기와 장기 임금소득변동분이 축소보고되는 경우, 측정오차는 참값과 음(-)의 상관관계를 가져, 오차를 가

진 변수는 참값의 평균값으로 회귀하는 형태( $0 < \lambda_1 < 1$ )를 보이게 되며, 결과적으로 보고된 단년도 임금소득은 장기임금소득에 비고전적인 측정오차의 일종인 평균회귀(mean-reverting) 측정오차를 더한 식 (2) 형태로 표현된다. 이 경우 실증연구에의 측정오차의 영향과 관련해서도 고전적 측정오차의 회귀분석 결과에 대한 전형적인 설명은 더 이상 유효하지 않다.<sup>3)</sup>

본 연구의 추정식은 종속변수와 설명변수 모두에 평균회귀 측정오차를 가진 특수한 경우로, 위의 식 1)에서 통제변수를 생략한 단순 선형회귀모형이라면 세대 간 소득탄력성의 최소화승 기울기는 다음과 같은 편의를 가진 것으로 간략히 표현된다.

$$\rho_{y_1, y_0} = \lambda_1 \rho \frac{\lambda_0 \sigma_{y_0}^2}{\lambda_0^2 \sigma_{y_0}^2 + \sigma_{v_0}^2} = \lambda_1 \rho \delta \quad (3)$$

즉 소득상관계수에 곱해진 두 가지 편의 중  $\lambda_1$ 는 자녀의 소득인 종속변수의 측정오차에서 비롯된 편의이며,  $\delta$ 는 부모의 소득인 설명변수에서 비롯된 편의이다. 만약, 측정오차가 고전적 확률오차 모형을 따른다면 ( $\lambda_0 = 1$ ) 식 (3)는 측정오차의 교과서적인 설명인 0으로의 하향편의를 보일 것이나, 평균회귀 형태를 따른다면 편의의 방향이 하향 또는 상향이 될지 사전적으로도 알 수 없다. 참고로 소득의 측정오차 문헌에서 연구된 자료를 볼 때  $\lambda_0$ 와  $\delta$ 의 추정치는 양자 모두 1보다 작은 값으로 보고되고 있다. 이 경우 두 개의 하향편의 모수가 곱해진 소득탄력성의 추정치는 0으로 상당한 크기의 하향편의를 보일 것이다. 이러한 단년도 소득에서의 추정편의의 심각성은 아래의 추정 결과를 가지고 자세히 논의한다. 또한, 아래의 추정 결과에서는 패널 자료의 비확률적인 감모 현상이 발생시키는 편의도 논의한다. 이러한 추정 편의에 대해서는 다음의 세 가지 보정방법을 고려할 수 있다.

첫 번째는 관련 문헌에서 사용된 다년도의 부모소득의 평균값을 이용하는 것이다. 소득변수의 오차가 장기소득에서 벗어나는 단기적인 변동 소득을 의미하고, 변동소득을 참값과 무관한 확률오차로 가정할 때 임금소득의 다년도 평균은 음(-)과 양(+), 변동소득을 상호 상쇄시켜 측정오차를 축소하거나 제거할 수 있다. 이 경우, 식 (3)에서 측정오차의 분산값을 다년도 기간인  $T$ 로 나눈 형태가 되어 하향편의의 부분이 감소된다.

3) 자세한 내용은 Kim and Solon(2005)을 참조

두 번째는 변동소득인 측정오차와는 무관하고, 장기임금소득과는 밀접한 관련성을 가진 교육 연한을 도구변수로 사용한 보정방법이다. 교육 연한이 이상적인 도구변수라 할지라도 고전적 확률오차 모형과 달리 설명변수가 평균회귀로의 측정오차 모형을 따르면 여전히 상향편의를 보이게 된다(Kim & Solon 2005). 본 연구의 추정식에서는 이러한 설명변수의 도구변수 추정치 상향편의 모수가 종속변수의 하향편의 모수( $\lambda$ )와 상쇄될 경우 정확한 추정치( $\rho$ )를 도출될 가능성은 있다.

$$\rho_{IV} = \lambda_1 \rho \frac{1}{\lambda_0} \quad (4)$$

즉 아버지소득의 측정오차 평균회귀 수준( $\lambda_0$ )과 종속변수인 자녀소득에서의 측정오차 평균회귀 수준( $\lambda_1$ )이 얼마나 유사하냐가 그 관건이라 하겠다. 따라서 라이프사이클에 따른 평균회귀 편의추정치를 추가적으로 활용하여 도구변수 추정치의 잠재적인 편의를 보정하는 것을 고려한다.

## 2. 실증분석

### 가. 자료

한국노동패널 조사(Korean Labor and Income Panel Study: 이하 노동패널)는 국내 패널 중 매년 개인 및 가구의 경제활동을 관찰하기 위해 실시하는 유일한 패널 조사로 횡단면 정보와 시계열 정보를 모두 담고 있다. 노동패널은 16개 광역시/도에 거주하는 우리나라의 5,000가구 및 그 구성원을 대상으로 1998년 1차 면접조사를 시작으로 12차 면접조사까지 진행되었다. 본 연구에서는 1~11차의 자료를 사용한다. 노동패널 자료는 가구를 조사 대상으로 하는 가구용 자료와, 가구에 속한 만 15세 이상의 가구 구성원을 조사 대상으로 하는 개인용 자료로 크게 구분된다. 가구용 자료의 내용은 가구원의 인적 사항, 변동 가구원 관련 사항, 가족관계와 세대 간 경제적 자원 교류, 주거 상태, 자녀교육과 보육, 가구의 소득과 소비, 가구의 자산과 부채, 가구의 경제상태 등의 내용을 담고 있으며, 개인용 자료는 개인의 경제활동상태, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업 훈련, 고용상의 특성, 근로시간, 직무만족 및 생활만족, 구직활동, 노동시장에



서의 이동 등의 다양한 내용을 담고 있다.

본절의 실증분석은 노동패널 자료 중 다음의 조건을 만족하는 가구를 분석 대상으로 선정하여 시행하였다. 먼저, 노동패널 자료를 사용하여 부모세대와 자녀세대의 소득과 개인속성변수들의 조합을 가구별로 구성하였다. 자녀세대는 독립된 분가한 가구만으로 국한하여 2차부터 11차까지 원가구로부터 분가한 가구만을 모아서 분석을 시행하였다. 그리고 라이프사이클을 고려한 세대 간 소득탄력성 추정 모형(연령변수 사용)과 도구 변수(교육 연한) 추정을 위해 가구주의 속성을 개인 자료에서 뽑아서 가구 자료와 횡으로 연결을 했다. 그리고 위의 표본에서 소득 등 사용된 변수들에서 관찰되지 않거나 무응답인 경우도 분석 대상에서 추가적으로 제외했다. 소득변수로는 선행연구에 맞춰 임금소득(가구주 개인근로소득)을 사용하였다. 세후소득에 공적이전 소득 등을 추가하는 경우 세전소득 추정치와의 차이를 소득이동성에 대한 정부 정책의 효과로 해석할 수도 있을 것이다. 노동패널의 소득 자료 중 비노동소득의 표본 감모(attrition) 비율이 상대적으로 크다는 측면에서도 근로소득만으로서의 제한이 필요하며, 특히 자영소득의 경우 축소보고의 가능성이 큰 것으로 분석되어 제외하였다. 가구주와 배우자의 연령은 전체 분석 기간 동안 만 20세 이상으로 제한하였다. 가구주의 성별에 대한 제한은 가하지 않고 있다. 매우 소수이지만, 가구주가 여성인 경우도 포함하여, 기존 연구보다는 광의의 (부자나 부녀 등) 세대 간 소득탄력성을 추정하였다. 부자간으로 국한하여도 소득탄력성 추정치들은 차이가 없었다. 대표적인 선행연구인 Solon(1992)에서는 추가적으로 부모세대 표본 기간 중 동거자녀의 연령도 제한하여, 고령의 동거자녀가 이후에 비동거자녀 표본이 되는 것을 제한하였다. 본 연구에서는 짧은 표본 기간에 따른 표본수의 제한으로 이러한 제한은 설정하지 않고 있다. 간접적으로 비동거자녀 집단과 동거자녀 집단의 소득탄력성을 비교함으로써 위의 제한의 시사점을 논의할 수 있다. 이에 대한 자세한 내용은 분석 결과에서 논의한다. 다른 실증연구와의 비교도를 높이기 위해 적용된 위와 같은 자료 정제 과정들을 통해 남은 표본은 152~197가구이다.

본 연구에서 사용하는 변수들의 기술통계량은 <표 1>에서 볼 수 있다. 이 변수들을 간략히 설명하자면, 회귀분석의 종속변수인 자녀의 임금소득이 부모의 1998년 임금소득에 비해 평균은 높고 분산은 낮은 양상을 보인다. 단년도 임금소득의 측정오차를 극복하기 위해 사용된 단년도(3개년) 평균 로그 임금소득 경우에도 소득분산도의 세대별 격차가 단년도의 경우보다는 작아졌지만, 부모세대의 소득분산도가 자녀세대의 소득분산도보다는 여전히 상당히 큰 것으로 나타난다. 자녀의 평균 연령은 2008년 기준 약

〈표 1〉 기술통계량(노동패널)

변수	평균	표준편차	최솟값	최댓값
자녀의 로그 변환된 2006년 실질 가계 임금소득 n=152	5.213	.461	3.401	6.310
자녀의 로그 변환된 2007년 실질 가계 임금소득 n=173	5.264	.437	4.094	6.215
자녀의 로그 변환된 2008년 실질 가계 임금소득 n=197	5.335	.469	3.761	6.522
부모의 로그 변환된 1998년 실질 가계 임금소득 n=152	4.536	.704	2.303	6.215
부모의 로그 변환된 3년 평균 실질 가 계 임금소득 (1997-1999) n=152	4.553	.663	2.350	6.214
부모세대 가구주의 연령(1998년) n=152	53.658	6.389	36	75
자녀세대 가구주의 연령(2008년) n=197	33.172	4.670	25	49

33.1세이고, 연령의 표준편차는 약 4.6년이다. 부모세대의 소득 추세로 1998년도 평균 소득이 3년간 평균 소득과 유사한 값을 보이고 있는데, 이것은 부모의 연령이 50대 중반으로 라이프사이클상 그 소득수준이 정점을 이미 지난 현상을 표현하고 있다. 부모세대의 가구주의 평균 연령은 53.6세이고, 그 표준편차는 약 6.3년이다. 김민성 외(2009)의 자녀세대인 2005년 자료와 비교하여 자녀의 연령 증가와 부모/자녀 소득 조합으로 신규 진입한 자료가 혼합되어, 자녀의 평균 연령이 차이가 거의 나지 않는 것으로 나타나고 있다. 신규 진입으로 선행연구에 비해 표본 수는 증가하였지만, 기대하였던 자녀의 연령 증가 및 이에 따른 보다 정확한 장기소득정보의 활용에 대한 문제점은 여전히 크게 개선되지 않고 있다.

#### 나. 실증분석 결과

<표 2>의 첫 번째 열은 단년도 소득 자료에서 추정된 ( $\rho$ )값으로 김민성 외(2009)의 2005년도 자녀 조합의 0.106보다 훨씬 높은 0.213 값을 제시한다. 이 값은 미국 자료를 분석한 Solon(1992)의 단년도 소득탄력성인 0.2~0.3보다는 약간 작으나 김민성 외(2009)에 비해서는 훨씬 큰 소득탄력성을 나타내고 있다. 여전히 미국에 비해서는 세대 간 소득이동성이 상대적으로 큰 수준임을 나타낸다. 물론, 이 값은 여전히 식 (3)에서 보듯이, 0으로의 하향편의의 대상일 수 있다.

다음에서는 위에서 논의한 세 가지 보정방법을 적용한 보정수정치들을 도출하고 논

〈표 2〉 세대 간 소득탄력성 추정(노동패널)

	기본모형	보정추정치	
	OLS 부모 1998년, 자녀 2008년 실질가계 임금소득과의 소득탄력성 추정	OLS 부모 3개년 평균, 자녀 2008년 실질가계 임금소득과의 소득탄력성 추정	IV 부모 1998년, 자녀 2008년 실질가계 임금소득과의 소득탄력성 도구변수 (교육)추정
상수	0.924 (1.662)	1.011 (1.653)	0.857 (1.672)
로그 변형된 부모소득	0.213*** (.0498)	0.242*** (0.0535)	0.286*** (0.0813)
자녀 연령	0.245*** (0.0800)	0.232*** (0.0795)	0.249*** (0.0806)
부모 연령	-0.0403 (0.0618)	-0.0420 (0.0615)	-0.0556 (0.0636)
자녀 연령 제곱	-0.00325*** (0.00113)	-0.00303*** (0.00113)	-0.00328*** (0.00114)
부모 연령 제곱	0.000385 (0.000564)	0.000401 (0.000561)	0.000529 (0.000581)
표본 수	197	197	197
R <sup>2</sup>	0.141	0.150	0.131

주: 추정치 아래의 ( ) 안의 값은 표준편차를 의미하며, \*\*\*, \*\*, \* 는 각각 1%, 5%, 그리고 10% 기준으로 통계적으로 유의함을 나타냄.

의한다. 첫째, 3년간 평균 소득을 사용한 보정치는 0.242이다. 둘째, 교육 연한을 사용한 도구변수 보정치는 0.286이다. 미국의 경우 Solon(1992)에서 보듯이, 임금소득을 기준으로 단년도 추정치의 평균이 0.2~0.3이고, 5년간 평균 소득을 사용한 보정치는 약 0.4이며, 교육 연한을 사용한 도구변수는 약 0.5 근방임을 고려할 때, 양국의 최소자승 추정치와 보정치들은 추정치들의 절댓값에서는 격차가 있지만 추정치 간의 관계에서는 유사한 형태를 나타낸다.

단년도의 하향편의는 단년도 평균 소득을 사용하여 변동소득을 어느 정도 상쇄시킬 수는 있으나 (표 3 참조), 여전히 유한한 보정 기간으로 참 모수 값에 대해서는 편의를 가질 것이다. 도구변수 보정치는 설명변수의 도구변수추정치와 상향편의의 크기가 종속변수의 하향편의의 크기와 일치한다는 가정을 검증할 기타 자료가 없는 상태에서 그 편의의 방향은 사전적으로 알 수 없다. 세 번째 보정방법은 Haider and Solon(2006)에서 제시한 패널임금소득의 라이프사이클에 따른 평균회귀 편의추정치를 추가적으로 활용하여 도구변수 추정치의 잠재적인 편의를 보정하는 것이다. 식 (3)에서 소득상관계수

〈표 3〉 단년도와 다년도 평균 추정비교(노동패널)

단년도 조합	1,9차	1,10차	1,11차
로그 변환된 1998년 부모세대 임금소득	0.143*** (0.0477)	0.157*** (0.0485)	0.213*** (0.0498)
표본수	152	173	197
다년도 평균	(1,2,3), 9차	(1,2,3), 10차	(1,2,3), 11차
로그 변환된 부모세대 임금소득	0.165*** (0.0513)	0.193*** (0.0505)	0.242*** (0.0535)
표본 수	152	173	197

참조: 추정치 아래의 ( ) 안의 값은 표준편차를 의미하고, \*\*\*, \*\*, \* 는 각각 1%, 5%, 그리고 10% 기준으로 통계적으로 유의함을 나타냄.

에 곱해진 두 가지 편의 중  $\lambda_1$ 는 자녀의 소득인 종속변수의 측정오차에서 비롯된 편의이며, 여기서는 Haider and Solon(2006)의 30대 근로자의 추정치의 평균인 0.9를 사용한다. 부모의 소득인 설명변수에서 비롯된 편의인 부모세대의 평균회귀값으로 50대의 평균값인 0.76을 사용한다. 편의 추정치를 고려한 우리나라 세대 간 소득탄력성의 최소자승추정치의 보정값은 약 0.338로 계산된다. 세 번째 보정치는 물론 국가별 노동시장의 차이를 감안하지 못하는 제약을 가지며, 향후 노동패널의 측정오차에 대한 추가 정보를 통해서 확인되어야 한다.

본 연구의 짧은 표본 기간은 자녀세대의 평균 연령이 기존 문헌에 비해 낮고 부모세대의 평균 연령은 상대적으로 높은 차이를 유도하고 있으며, 짧은 표본 기간은 비동거 자녀세대를 기준으로 한 표본 설정 과정에서 대표적인 미국 등의 선행연구에 비해 상대적으로 적은 표본 수를 사용하게 하고 있다. 아래에서는 한국의 낮은 소득탄력성이 이러한 표본 구성의 차이에서 오는 여부를 집중적으로 고찰한다. 먼저, 김민성 외(2009)에서 논의하였듯이, 표본 수의 크기는 세대 간 자료의 연계라는 주제의 특이성으로, 기존 선행연구의 표본 수(Solon(1992)의 미국 표본 수는 322)도 김민성 외(2009)의 표본 수(138) 및 본 연구의 표본 수(197)와 큰 차이를 보이는 것은 아니다. 또한 적은 표본 수에서 가장 문제시될 수 있는 선택된 세대 간 소득 조합의 표본의 대표성에도 큰 문제가 없음이 선행연구(김민성 외 2009)에서 보고되었고, 본 표본에서도 동일 연령대의 경우 유사한 소득분포를 갖고 있음이 확인되었다. 그러나 보다 본질적인 문제는 횡단면적인 소득분포에서의 선택된 조합과 전체 조합과의 차이가 문제가 아니라, 짧은 표본 기간과 그로 인한 선택 조합의 특이성이 소득이동성 추정치에 어떤 영향이

있는가이다. 이 문제에 대한 추가적인 정보로는 국제비교를 위해 설정된 비동거자녀 집단만을 사용한 표본에 동거 표본의 소득탄력성을 추가적으로 고려하는 것이다. 동거 표본도 유사하거나 약간 높은 소득탄력성 추정치를 나타냄을 고려할 때, 표본의 횡단면적인 소득분포에서의 대표성이나 소득이동성 면에서의 대표성에는 큰 문제가 없는 것으로 판단된다. 또한 이 정보는 분가 전 자녀 연령을 15세로 통제하여 고연령 분가 자녀로 인한 잠재적 추정 편의를 고려한 Solon(1992) 등의 선행연구와 달리 분가 전 자녀 연령을 통제하지 않고 분가 전 고연령 자녀를 포함한 본 연구의 표본 선택에도 큰 문제가 없음을 간접적으로 증명한다.

한 가지 주목할 것은 <표 3>에서 보듯이 소득탄력성이 9차에서 11차 조합으로 가며 증가하는 추세를 보인다는 것이다. 그 원인으로 자녀 연령이 미세하나마 증가하여 자녀의 소득이 장기 또는 항상소득에 더욱 근접한 것이나, 직접적으로 세대 간 소득이동성 자체가 하락하는 추세를 들 수 있다. 이러한 가설을 두 가지 추가 작업으로 확인하였다. 첫째는, 부모와 자녀의 연령격차 분포의 중위 값을 기준으로 더미변수를 만들고 (연령격차 > 연령격차 분포의 중위값이면 더미변수는 1의 값을 가짐), 부모 소득과의 교호항을 만들어 추정식에 더미변수 자체와 같이 삽입하였다. 만약, 연령격차가 커 저연령의 자녀소득과 고연령의 부모소득의 각각의 항상소득 수준에서 크게 벗어나 소득탄력성 추정에서 하향편의가 있다면, 교호항의 부호는 음(-)이 될 것이다. 실증결과에서도 음(-)의 값이 나왔으나, 그 크기가 크지 않고 유의하지도 않아(교호항 기울기는 추정치는 -0.016, 표준편차는 0.103), 추정된 낮은 세대 간 소득탄력성이 짧은 표본 기간과 특수한 세대 간 연령 구조에서 비롯하였다는 가설을 뒷받침하지는 못한다. 추가적으로 연령격차는 유지하며, 보다 최근의 세대 간 조합으로 소득탄력성을 추정하였다. 그 결과 1차와 9차간의 소득탄력성(0.142)에 대해 3차와 11차간의 소득탄력성은 0.221로 추정되어 세대 간 연령 구조가 유지된 상태에서 소득탄력성의 상향추세가 있음을 알 수 있었다. 김민성 외(2009)의 결과와 비교해서도 이러한 상향추세는 확인된다. 1차와 8차를 사용한 단년도 세대 간 소득탄력성이 0.106으로 보고되고 있음을 고려할 때 본 논문에서 발견된 단년도 소득탄력성에서 발견된 상향추세는 적어도 2005~2009년의 기간 동안에는 유지되고 있는 것으로 보인다. 본 연구의 부모 표본이 지난 외환위기 기간과 겹치며, 자녀 표본 글로벌 위기 기간과 겹친다는 점에서 해석에 주의를 요한다. 특히 위기 기간 중 소득분산도가 일시적으로 클 수 있고, 예년 소득을 보고하는 경향성에서 비롯한 평균회귀 측정오차 정도도 그에 따라 커졌다면, 본 연구에서 측정된 소

득탄력성과 기존 문헌상의 미국 등의 선진국의 추정된 소득탄력성 또는 소득상관계수와의 단순비교는 그 의미가 제약된다. 위에 논의된 추정치들은 모두 통상적인 수준에서 통계적으로 유의하다.

### Ⅲ. 결론 및 시사점

본 연구는 노동패널 최근 자료를 사용하여 김민성 외(2009)에서 최초로 추정된 우리나라의 세대 간 소득탄력성을 재추정하였다. 소득변수의 비고전적인 측정오차를 보정 방법을 사용하였다. 선행연구에 비해 소득이동성이 약간 낮게 추정되었지만, 여전히 우리나라의 세대 간 소득이동성이 미국 등에 비해 상대적으로 높은 것으로 나타나고 있다. 또한 세대 간 소득탄력성에 상향추세가 있을 수 있음을 추가적으로 확인하였다. 최근 노동패널을 사용해 선행연구에 비해 패널 기간을 확대하고 표본 수를 증가시켰으나, 여전히 미국 등의 선행 자료에 비해 상대적으로 짧은 패널 기간을 보유하고 있고, 부모와 자녀세대의 연령격차가 크며, 외환위기와 금융위기에 직접적으로 영향을 받은 부모와 자녀세대의 소득을 사용하고 있다는 잠재적인 문제점을 보유하고 있다. 정책적 시사점으로 본 연구의 결과는 소득이동성 향상을 위한 정책변수의 조합으로, 세대 간 소득이동성을 높이면서도 경제행위자의 유인을 지나치게 낮추지 않을 적정 상속세율의 책정, 교육투자에서의 정부의 개입, 계층별 지역 간 분리를 방지할 지역 개발정책 등에 관한 기본 자료로 사용될 수 있다. 추가적으로, 본 연구는 한국의 부녀 간 소득이동성 연구 등의 주제를 통해 계층 내 혼인 및 이로 인한 세대 간 소득이동성에의 영향을 연구하고, 거주 지역의 세대 간 지속성을 통해 계층별 지역 간 분리 현상으로 확대될 수도 있을 것이다. 또 하나의 후속 연구로 세대 내 소득이동성과 세대 간 소득이동성을 연계하는 것도 들 수 있다.

## 참고문헌

- 김민성·김봉근·하태욱. 「한국의 세대 간 소득탄력성」. 『국제경제연구』 15권 2호 (2009): 87-102.
- 안종범·전승훈. 「교육 및 소득수준의 세대 간 이전」. 『재정학연구』 56권 1호(2008): 119-142.
- 성명재·강신욱·이철인. 「소득이동성과 빈곤특성 분석」. 『저소득층 소득보전정책의 개선방안 연구』. 2008, pp.83-119.
- Antman, F., and D. McKenzie. "Earnings Mobility and Measurement Error: A Pseudo-Panel Approach." *Economic Development and Cultural Change* 56 (1) (2007): 125-161.
- Becker, G., and N. Tomes. "Human Capital and the Rise and Fall of Families." *Journal of Labor Economics* 4 (July 1986): S1-S39.
- Chadwick, L., and G. Solon. "Intergenerational Income Mobility among Daughters." *American Economic Review* 92 (March 2002): 335-344.
- Fields, Gary, and Ok, Efe.m. "The Measurement of Income Mobility: An Introduction to the Literature." *Handbook of Inequality Measurement*. 1999.
- Haider, S., and G. Solon. "Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings." *American Economic Review* 96 (September 2006): 1308-1320.
- Lillard, L., and M. Kilburn. "Intergenerational Earnings Links: Sons and Daughters." Working Paper Series 95-17, RAND-Labor and Population Program.
- Kim, B. "The Role of the Urban/Non-urban Cost-of-living Difference in Measured Intergenerational Earnings Mobility." *Economics Letters* 77 (September 2002): 9-14.
- Kim, B., and G. Solon. "Implications of Mean-Reverting Measurement Error for Longitudinal Studies of Employment and Wages." *Review of Economics and Statistics* 87(1) (2005): 193-196.

- Solon, G. "Intergenerational Income Mobility in the United States." *American Economic Review* 82 (June 1992): 393-408.
- \_\_\_\_\_. "Intergenerational Mobility in the Labor Market." In Ashenfelter, O. and Card, D., eds., *Handbook of Labor Economics* 3A (1999): 1761-1800.
- Wiegand, J. "Four Essays on Applied Welfare Measurement and Income Distribution Dynamics in Germany 1985-1995." mimeo, University College London.
- Zimmerman, D. "Regression Toward Mediocrity in Economic Status." *American Economic Review* 82 (June 1992): 409-429.



abstract

---

## **Intergenerational Income Elasticities in Korea and Their Trend**

**Bonggeun Kim · Jae Eun Seok · Eun Ju Hyun**

This paper estimates the intergenerational income mobility of Korea by applying the new errors-in-variable correction methods to recent waves of the Korea Labor and Income Panel Study. The intergenerational income elasticity estimates ranged from 0.24 to 0.34 show a substantial intergenerational income association in Korea and an upward trend over time.

**Keywords:** income mobility, intergenerational income elasticity, income mobility trend