

## 한국의 세대 간 소득이동성의 추정에 미치는 외환위기와 급격한 사회변동의 영향<sup>(1)</sup>

현은주<sup>(2)</sup>, 김봉근<sup>(3)</sup>

본 연구는 한국의 세대 간 소득이동성 추정에 사용되는 자료가 외환위기와 급격한 사회변동의 영향을 어떻게 반영하고 있는지를 분석한다. 대표적 연구자료인 한국노동패널은 외환위기 시기의 부모세대 자료와 독립가구 형성 지연, 교육연한 증가, 청년실업 확대 등 사회경제적 구조 변화가 진행된 시기의 자녀세대 자료로 구성된다. 외환위기 시기에는 단년도 소득의 변동성이 비정상적으로 증가하였으며, 자녀세대에서는 늦은 결혼과 노동시장 진입 지연 등 인구·노동시장 구조 변화가 병행되었다. 이로 인해 구축된 세대 간 패널자료는 이례적으로 작은 표본규모와 높은 부모세대 연령구조를 갖게 되었고, 이는 생애주기 편이 및 통계적 유의성 저하 문제를 야기한다. 본 연구는 이러한 자료 구조가 유발하는 추정 편의를 분석하고 이를 해결할 방법으로 회고도구변수법을 제시한다. 회고도구변수법은 부모세대의 교육·직업 등 시간불변적 변수를 이용해 장기소득을 추정함으로써 단년도 소득에 내재된 임시소득 변동성과 생애주기 편이 및 표본 규모의 제약을 동시에 보정할 수 있다. 본 연구의 실증분석 결과, 자료 구조에서 발생한 편의를 제거하면 한국의 세대 간 소득탄력성은 0.3 이하로 나타나, 사회통념이나 대표 비교국가인 미국의 0.4 이상 추정치와 대비하여 한국의 세대 간 소득이동성이 더 높고 기회균등도가 상대적으로 우수함을 보여준다.

주제어: 세대 간 소득이동성, 외환위기, 사회변동, 회고도구변수법, 생애주기 편의  
JEL: D31, J62, O15

(1) 이 논문은 서울대학교 경제연구소 한국경제혁신센터의 지원을 받아 이루어진 것임.

(2) 한국고용정보원 연구위원, ejhyun1006@keis.or.kr

(3) 서울대 경제학부 교수, bgkim07@snu.ac.kr

## 1. 연구배경과 선행연구

최근 코로나 팬데믹은 광범위한 행정적·사회적 제약을 동반하며 자영업자와 저소득층을 중심으로 큰 경제적 충격을 초래하였다(송상윤, 2021). 이러한 충격은 1997년 외환위기 당시 저소득층에 피해가 집중되었던 경험과 유사하며, 단기적인 소득분배 악화뿐 아니라 특정 소득계층의 장기적 고착화 가능성을 우려하게 한다. 특히 저소득층의 유동성 제약은 자녀세대에 대한 교육투자를 위축시키고, 이는 세대 간 빈곤함정의 지속과 하위계층의 상향 이동 경로를 제약하며 세대 간 소득이동성과 직결되는 문제로 연결된다. 따라서 외환위기를 부모세대로 포함하는 한국의 세대 간 소득이동성 추정 작업은 그 자체로 중요한 정책적·경제학적 의미를 갖는다.

세대 간 소득이동성(intergenerational mobility)은 부모와 자녀세대 간 장기소득의 상대적 위치가 얼마나 유지되거나 변화하는지를 측정하는 개념이다. 대표적 지표인 세대 간 소득탄력성(IGE: intergenerational elasticity)은 부모 소득의 변화가 자녀 소득에 미치는 영향을 나타내며, 탄력성이 클수록 부모세대의 소득 수준이 자녀세대의 성과에 강하게 반영되어 기회이동성이 낮음을 의미한다. 반대로 탄력성이 낮을수록 부모세대의 사회경제적 지위가 자녀세대에 미치는 영향이 작아 기회균등도가 높다고 해석할 수 있다. 한국 사회에서 확인되는 높은 지역이동성, 20세기 산업화 과정에서의 직업계층 변화, ‘부자가 3대를 못 간다.’는 속담 등은 일정 수준의 세대 간 유동성이 과거부터 존재했음을 시사하는 사례들이다.<sup>(4)</sup>

선행연구에 따르면 한국의 세대 간 소득탄력성은 대체로 0.2 내외로 보고되며, 미국의 0.4 이상이라는 대표적 추정치와 비교할 때 상대적으로 높은 이동성을 보여준다. 미국 연구는 PSID 자료를 기반으로 Solon(1992), Zimmerman(1992) 등이 단년도 소

(4) 이러한 고소득층의 높은 하방 이동성은 세대 간 소득탄력성을 1계 선형 차분방정식 수치로 치환하여 표현할 때, 0.2의 정도의 세대 간 소득탄력성은 부모에서 손자녀세대로의 2세대 간의 누적된 소득탄력성이 0.04로 평균보다 높거나 낮은 소득수준이 평균수준으로 거의 회귀함을 의미한다. 이에 반해 1960년대말 부모와 1990년대초 자녀 간의 소득탄력성이 0.4 이상이라는 미국자료 대표 추정치는 세대 간 소득탄력성이 두 세대 간 걸쳐서 유지된다는 가정하에 두 세대 간의 누적된 소득탄력성이  $0.16(0.4^2=0.16)$  이상임을 의미하고, 이것은 부모의 상대적인 소득순위가 손자녀세대의 소득순위에도 적지 않은 영향을 여전히 미친다는 것을 의미한다. 정리하면 한국 수준의 IGE( $\approx 0.2$ )는 소득 수준이 두 세대를 경과하는 동안 평균으로 상당 부분 회귀함을 의미하는 반면 미국 수준의 IGE(0.4 이상)는 세대가 반복될수록 소득순위가 유지될 확률이 훨씬 높다는 것을 의미한다.

〈표 1〉 한국과 미국의 세대간 소득 탄력성 비교\*

| 선행연구                     | 자료          | 아버지연령 | 아들 연령 | 소득탄력성     |
|--------------------------|-------------|-------|-------|-----------|
| 한국                       |             |       |       |           |
| 김민성 외(2009)              | KLIPS       | 53.3  | 32.3  | 0.21-0.38 |
| 양정승(2012)                | KLIPS, HIES | 55.9  | 32.5  | 0.12-0.37 |
| 김봉근 외(2013)              | KLIPS       | 52.3  | 33.6  | 0.18-0.25 |
| 현은주(2018)                | KLIPS       | 51.3  | 38.2  | 0.20-0.24 |
| Rieger(2021)             | KLIPS       | 42.5  | 50.7  | 0.18-0.34 |
| 이재정(2021)                | KLIPS       | 34.0  | 45.5  | 0.09-0.32 |
| 미국                       |             |       |       |           |
| Solon(1992)              | PSID        | 42    | 29.6  | 0.41      |
| Zimmerman(1992)          | NLSY        | 49.7  | 33.8  | 0.39-0.54 |
| Chadwick and Solon(2002) | PSID        | 39    | 33.6  | 0.43-0.54 |
| Kim(2002)                | PSID        | 38.5  | 32.7  | 0.46      |

\*: 각 연령값은 관측시점에서의 평균 연령을 의미한다.

득의 임시변동성과 측정오차를 다년도 평균 및 도구변수법으로 보정함으로써 탄력성 추정치를 정립한 데서 출발한다. 이후 미국에서는 결혼시장 선택(Chadwick & Solon, 2002), 지역 간 구매력 차이(Kim, 2002), 생애주기 비고전적 측정오차(Lee & Solon, 2009) 등을 반영하며 연구 범위가 확장되었다.<sup>(5)</sup>

한국에서도 KLIPS 자료를 활용한 연구들이 다수 진행되어 왔다(김민성 외, 2009; 양정승, 2012; 김봉근 외, 2013; 현은주, 2018 등, 〈표 1〉 참조). 이들 연구는 다년도 평균법, 도구변수법, 생애주기 편의를 고려한 비고전적 측정오차 보정 등 다양한 접근을 시도하였다. 그러나 한국의 소득탄력성이 미국보다 지속적으로 낮게 추정되는 현상은 단순한 국가 간 차이이기보다 자료 구조상의 특수성—작은 세대 간 결합 표본, 높은 관측 연령대, 외환위기 시기의 관측 집중—이 복합적으로 작용한 결과로 해

(5) 추가적으로 1980년대까지 베트남 참전군인 자료 등 특별한 목적의 아버지와 아들의 조합자료를 기반으로 세대간 상관계수의 추정들이 이루어졌으나, 1990년대 들어서 겨우 세대 간 연구에 적합한 장기패널자료가 축적되어 추정 세대 간 소득탄력성의 대표 값에 대한 공감대가 형성되었다.

석된다. 이러한 특수성은 세대 간 소득이동성을 경제위기와 구조변동과 결부해 이해할 필요성을 제기하며, 본 연구의 자료적·방법론적 논의가 등장하게 된 배경을 제공한다.<sup>(6)</sup>

## 2. 한국의 세대 간 소득이동성 연구 자료의 특성

한국의 세대 간 소득탄력성 연구는 대체로 미국보다 낮은 탄력성 값을 보고하는데, 이는 단순한 국가 간 차이라기보다는 한국 자료 구조의 특수성이 반영된 결과일 가능성이 크다. 대표적으로 KLIPS(Korean Labor and Income Panel Study) 자료는 패널 기간이 20년 이상 축적되었음에도 불구하고, 세대 간 분석에 실제로 활용 가능한 표본 규모가 매우 작다는 특징을 지닌다. 이러한 한계는 크게 두 가지 시기적 요인에서 기인한다. 첫째, 부모세대 자료가 외환위기를 포함한 시기에 관측되어 단년도 소득의 변동성이 비정상적으로 컸다는 점, 둘째, 자녀세대에서 늦은 결혼·높은 대학진학률·병역 의무·청년 실업 등의 요인이 결합되어 노동시장 최초 진입 시기가 현저히 늦어졌다는 점이다.

먼저 부모세대의 단년도 소득은 외환위기 충격으로 인해 임시소득 변동성이 극단적으로 확대되었다. KLIPS에서 연도별 로그임금소득 간 상관계수를 살펴보면(〈표 2〉), 장기소득보다 임시소득의 비중이 높게 관측되며, 특히 1998년의 상관계수는 예외적으로 낮아 단년도 소득이 장기소득을 대표하지 못했음을 보여준다. 이는 단년도 자료만을 활용할 경우 세대 간 소득탄력성 추정치가 하향편의를 크게 받을 수 있다는 점을 시사한다.

다음으로 자녀세대의 노동시장 진입 지연은 세대 간 표본 구축을 구조적으로 어렵게 만든다. 동일한 세대 간 간격(예: 부모와 자녀 간 약 25년)을 기준으로 KLIPS와 PSID 자료를 비교하면, KLIPS에서 부모세대-자녀세대 간 관측이 동시에 가능한 표본 비율은 전체의 약 9%에 불과한 반면, PSID는 약 30%가 유지된다(〈표 3〉).

(6) 〈표 1〉에 포함된 문헌의 흐름은 크게 3기로 나누어진다. 1990년대 이전까지의 연구들인 1기는 세대간 장기임금소득탄력성 개념 정립과 더불어 부모와 자녀세대의 소득조합을 가진 특정 목적을 가진 자료(베트남전 참전 세대 정보)를 발굴하여 세대 간 소득상관계수를 최초로 측정 한 연구들로 Becker & Tomes(1986)가 대표적인 예이다. Solon(1992)은 측정오차와 동질적인 표본의 문제점을 극복한 2기 연구의 대표적인 예이며, 그 이후의 미국연구와 한국연구를 포함한 기타 국가 연구들은 모두 3기 연구로 규정된다.

〈표 2〉 세대 간 자료별 로그 아버지임금소득의 상관계수

| KLIPS |                     | lnw <sub>1998</sub> | lnw <sub>1999</sub> | lnw <sub>2000</sub> | lnw <sub>2001</sub> | lnw <sub>2002</sub> |
|-------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| N=834 | lnw <sub>1998</sub> | 1.0000              |                     |                     |                     |                     |
|       | lnw <sub>1999</sub> | 0.7255              | 1.0000              |                     |                     |                     |
|       | lnw <sub>2000</sub> | 0.6836              | 0.7776              | 1.0000              |                     |                     |
|       | lnw <sub>2001</sub> | 0.6653              | 0.7588              | 0.7937              | 1.0000              |                     |
|       | lnw <sub>2002</sub> | 0.6496              | 0.7376              | 0.7751              | 0.8258              | 1.0000              |
| PSID  |                     | lnw <sub>1967</sub> | lnw <sub>1968</sub> | lnw <sub>1969</sub> | lnw <sub>1970</sub> | lnw <sub>1971</sub> |
| N=418 | lnw <sub>1967</sub> | 1.0000              |                     |                     |                     |                     |
|       | lnw <sub>1968</sub> | 0.8792              | 1.0000              |                     |                     |                     |
|       | lnw <sub>1969</sub> | 0.8165              | 0.8905              | 1.0000              |                     |                     |
|       | lnw <sub>1970</sub> | 0.7698              | 0.8373              | 0.8520              | 1.0000              |                     |
|       | lnw <sub>1971</sub> | 0.6807              | 0.7090              | 0.7184              | 0.8053              | 1.0000              |

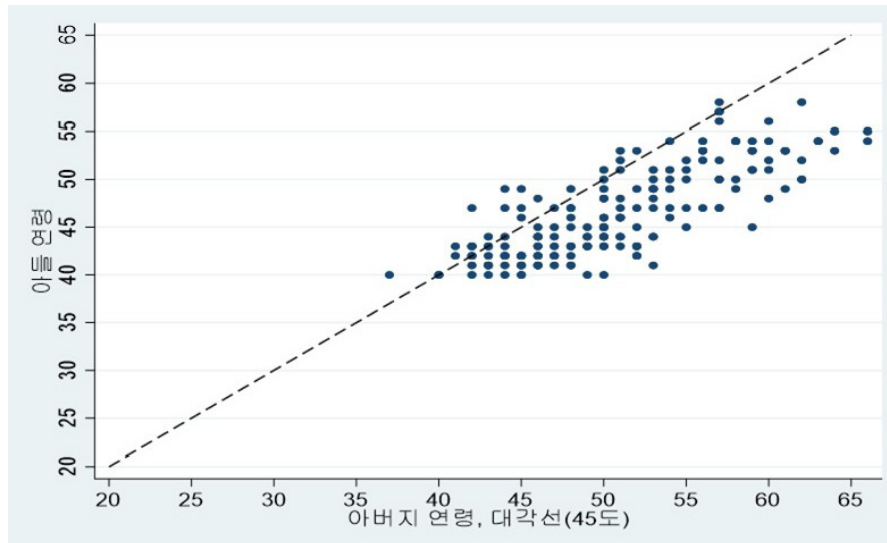
참고: lnw<sub>t</sub>는 t년도 로그임금 소득을 지칭하며 KLIPS의 경우 노동소득을 PSID의 경우 총소득변수를 나타낸다.

출처: 저자 작성.

〈표 3〉 세대 간 자료별 주요변수 통계량과 전체 샘플 대비 구축률

| 자료    | 세대. | 변수   | 전체 샘플  | 세대간 샘플 | 비율(=(2)/(1)) |
|-------|-----|------|--------|--------|--------------|
| KLIPS | 아버지 | 나이   | 41.389 | 50.543 | 1.221        |
|       |     | 로그임금 | 5.306  | 5.226  | 0.985        |
|       |     | 관측수  | 1983   | 186    | 0.094        |
|       | 아들  | 나이   | 46.585 | 46.339 | 0.995        |
|       |     | 로그임금 | 5.908  | 5.902  | 0.999        |
|       |     | 관측수  | 550    | 186    | 0.338        |
| PSID  | 아버지 | 나이   | 39.882 | 38.422 | 0.963        |
|       |     | 로그임금 | 8.651  | 8.765  | 1.013        |
|       |     | 관측수  | 1040   | 308    | 0.296        |
|       | 아들  | 나이   | 35.444 | 35.295 | 0.996        |
|       |     | 로그임금 | 10.203 | 10.179 | 0.998        |
|       |     | 관측수  | 913    | 308    | 0.337        |

출처: 저자 작성.



출처: 저자 작성.

〈그림 1〉 한국노동패널 세대 간 샘플 아버지-아들 연령관계 분포

이는 한국에서 가구 분화 시점이 상대적으로 늦고, 자녀세대가 독립가구가 되기까지 걸리는 시간이 길기 때문이다. 그 결과 KLIPS 세대 간 표본은 국제적 비교 기준에서 구조적으로 작은 규모를 가질 수밖에 없다. 또한 KLIPS의 세대 간 표본은 부모와 자녀 모두 평균연령이 높게 형성되는 경향이 있다(〈그림 1〉 참조).

예를 들어 아버지세대의 평균연령은 전체 1세대 코호트보다 약 10세 높으며, 이는 소득이 장기소득에 근접하는 연령대(보통 40세 전후)를 벗어난 관측치들이 중심이 됨을 의미한다. 이러한 표본 구성은 생애주기 편의를 유발하거나 확대하며, Haider & Solon(2006)이 제기한 비고전적 측정오차 문제와 정확히 부합한다. 단순한 단년도 평균법이나 도구변수법만으로는 이러한 문제를 완전히 보정하기 어렵다.

이러한 제약을 해결하기 위한 대안적 접근으로 본 연구에서 사용하는 회고도구변수법(retrospective IV method)이 있다. KLIPS 조사대상자가 보고한 부모의 교육 수준·직업군·고용형태 등의 회고 변수를 활용하여 부모세대의 장기소득을 추정하는 방식으로, 단년도 소득에 내재된 임시소득 요인을 효과적으로 제거할 수 있다. 특히 이 방법은 KLIPS 외부의 독립된 자료(예: 가계동향조사)와 결합하여 부모 소득의 추정이 가능한 모든 자녀세대의 정보를 사용하는 장점이 있어, 표본감모 문제와 연령구조 문제를 동시에 완화한다.

종합하면, 한국 KLIPS 자료는 외환위기 시점의 높은 임시소득 변동성, 자녀세대의 낮은 가구분화, 작은 세대 간 표본 규모, 고령 중심의 관측치 분포 등 구조적 제약을 갖고 있어 기존 한국의 세대 간 소득탄력성 추정치가 낮고 통계적 유의도가 낮게 나타나는 원인을 설명한다. 또한 이러한 자료적 특성은 생애주기 편의를 적절히 보정하는 것이 필수적임을 보여주며, 본 연구가 제시하는 회고도구변수 기반 추정치가 보다 신뢰할 수 있는 장기소득 연계 계수(IGE)를 도출하는 근거를 제공한다.

### 3. 이론 모형과 실증분석 방법론

본 장에서는 부모세대와 자녀세대로 구성된 세대가구의 간단한 자원배분 모형을 통해, 이후 실증분석에서 사용될 세대 간 장기소득 연계모형의 기본 구조를 제시한다. 또한 경제위기와 사회적 변동의 영향을 크게 받는 연간소득 자료를 그대로 활용할 때 발생하는 추정 편위의 형태와, 이를 보정할 수 있는 분석 방법론에 관해 설명한다. 특히 세대 간 소득이동성 연구에서 핵심적인 측정오차 문제, 생애주기 편의, 그리고 장기소득 추정을 위한 도구변수 접근법에 대한 이론적 배경을 정리한다.

세대가구는 다음과 같은 설정의 콥-더글라스(Cobb-Douglas) 효용함수와 부모세대 예산제약식, 그리고 자녀세대 소득결정식을 충족하는 자원배분 문제를 푼다고 가정한다(Becker & Tomes, 1979).

$$\text{Max } \ln c_0 + \theta \ln y_1 \quad \text{s.t.} \quad y_0 = c_0 + i_0, \quad y_1 = m i_0 + e_1 \quad (1)$$

여기서 하첨자 0은 부모세대를, 1은 자녀세대를 의미하며,  $y_0$ 는 부모세대의 장기소득,  $c_0$ 는 부모의 장기소비,  $i_0$ 는 자녀세대에게 배분되는 투자(교육·자원 이전 등을 포함)를 나타낸다. 자녀세대 장기소득  $y_1$ 은 부모의 투자에 상속·세제·자본수익률 등의 효과가 반영된 계수  $m$ 이 곱해지고, 확률적 소득요인  $e_1$ 이 결합하여 결정된다.

이 최적화 문제를 풀면 자녀세대의 장기소득 방정식은 다음과 같이 정리된다.

$$y_1 = \theta m y_0 + e_1 \quad (2)$$

여기서 부모 장기소득  $y_0$ 의 계수  $\theta m$ 은 세대 간 장기소득 연계 정도를 의미하며, 로그

변환된 소득을 사용할 경우 일반적으로 세대 간 소득탄력성(IGE)으로 해석된다. 즉,  $\theta_m$  값이 클수록 부모소득의 변화가 자녀소득에 더 강하게 반영되며, 이는 낮은 세대 간 이동성과 높은 기회불평등을 시사한다.<sup>(7)</sup>

그러나 실제 분석에서 활용되는 연간소득은 경기변동·경제위기·노동시장 충격 등으로 인해 임시소득 변동성이 크게 포함되어 있으며, 이는 장기소득을 관측하지 못하는 현실적 제약과 맞물려 고전적·비고전적 측정오차 문제를 유발한다. 특히 부모 세대의 관측시점이 특정 시기(예: 1998년 외환위기)에 집중된 경우, 단년도 소득이 장기소득을 제대로 대표하지 못해 세대 간 소득탄력성 추정치가 크게 하향편의될 수 있다. 생애주기 상의 연령 위치가 표본마다 상이할 경우에도 동일한 문제가 발생한다.

이를 모형화하면 위 식 (2)는 세대 간 장기소득 탄력성 추정식으로 다음과 같이 설정한다.

$$y_1 = \rho y_0 + e_1 \quad (3)$$

여기서  $\rho$ 는 세대 간 장기소득 탄력성(IGE)이며,  $y_1, y_0$ 는 부모와 자녀의 관측되지 않는 장기소득이다.

현실에서 관측되는 단년도 소득과 관측되지 않는 장기소득의 관계는 다음과 같다.

$$y_{st}^* = \lambda_s y_s + v_s, \quad s = 0, 1 \quad (4)$$

여기서  $y_{st}^*$ 는 실제 자료에 존재하는 단년도 소득이며,  $\lambda_s$ 는 생애주기의 위치에 따른 장기소득의 반영 비율로 생애주기 초반이나 후반의 경우  $\lambda_s < 1$ 로 나타나 IGE 추정에서 생애주기 편의를 유발한다.  $v_s$ 는 임시소득 또는 고전적 측정오차를 나타낸다. 본 연구에서는 Haider & Solon(2006)에 따라 생애주기 위치에 따른 소득 반영 비율  $\lambda_s < 1$ 에서 비롯되는 편의를 비고전적 측정오차로 정의한다. 이는 단년도 임시소득 변동성 또는 고전적 측정오차와 구별되는 개념이다.

(7) 여기서 자녀소득이 부모세대효용에 미치는 선호를 나타내는  $\theta$ 는 전체 세대의 미래소비에 대한 감가상각율의 의미도 가진다.  $\theta$ 는 자녀세대의 소득에서 확률적인 부분인  $e_1$ 의 음의 함수로 위험회피성향을 표현할 수도 있다. 외환위기를 경험하는 부모세대의 큰  $e_0$  및 이를 반영하여 예측되는  $e_1$  크기로 인해 외환위기 등을 경험하지 않은 세대보다 작은  $\theta$ 를 유발해 세대 간 소득탄력성을 감소시킬 수 있을 것이다.



따라서 관측된 단년도 소득을 기반으로 하여 OLS추정 방법론으로 추정되는 IGE는 다음과 같이 편향된다.

$$p \lim \rho = \lambda_1 \rho \left( \frac{\lambda_0 \sigma_{v_0}^2}{\lambda_0^2 \sigma_{y_0}^2 + \sigma_{v_0}^2} \right) \quad (5)$$

여기서 첫 번째 항인  $\lambda_1 \rho$ 는 자녀 측 소득의 생애주기 위치에 따른 편향을 나타내며, 괄호항  $\left( \frac{\lambda_0 \sigma_{v_0}^2}{\lambda_0^2 \sigma_{y_0}^2 + \sigma_{v_0}^2} \right)$ 은 생애주기 편의와 고전적 측정오차가 포함된 부모측 소득의 편의를 나타낸다. 첫 번째 항은 하향편의를 유발하며, 괄호항도 하향편의를 유발해 두 편향이 곱해져 추정된 탄력성은 항상 원래  $\rho$  보다 작아진다(Haider & Solon, 2006). 여기서 고전적인 측정오차의 경우 다년도 평균법이나 장기소득을 결정하는 교육연한의 도구변수법으로 보정이 가능하나, 이들 보정방법은 비고전적 측정오차인 생애주기 편의( $\lambda_s < 1$ )를 극복하지 못한다(Kim & Solon, 2005).

외환위기 직후 관측된 부모세대 소득은 임시소득 변동성이 특히 커  $\sigma_{v_0}^2$ 가 증가하고, 고령 관측시점은  $\lambda_0$ 를 감소시킨다. 이 두 요인은 모두 세대 간 소득탄력성을 체계적으로 축소시키며, 기존 KLIPS 연구에서 낮은 IGE가 반복 추정된 구조적 원인과 직결된다. 한편, 장기소득은 연령의 함수와 시간 불변의 개인별 소득요인으로 분해되며, 단년도 소득은 임시소득과 장기소득의 합으로 구성되어, 실제 추정식에서는 통제변수로 자녀의 연령, 부모의 연령, 연령의 제공변수들을 포함한다.

여기서 고전적인 측정오차의 경우 다년도 평균법이나 장기소득을 결정하는 교육연한의 도구변수법으로 보정이 가능하나, 이들 보정방법은 비고전적 측정오차인 생애주기 편의( $\lambda_s < 1$ )를 극복하지 못한다(Kim & Solon, 2005). 본 연구에서는 이와 같은 문제를 보다 구조적으로 해결하기 위해 회고도구변수법(retrospective IV method)을 활용한다. 이는 KLIPS 응답자가 보고한 부모세대의 교육·직업 정보 등 시간불변적 회고변수를 이용해 장기소득을 추정하는 방식으로, 표본의 연령구조 차이에서 기인하는 생애주기 편의를 상당 부분 제거할 수 있다는 장점이 있다.<sup>(8)</sup>

(8) 회고도구변수법으로 생애주기편의를 보정하며, 이는 다른 표본을 같이 활용하는 경우 Angrist & Krueger(1992) 복수표본도구변수법으로 정의될 수 있다. 본 연구는 ‘회고도구변수법’으로 통일한다. 동 방식은 다양한 연구주제에서 활용되어왔다. Currie & Yelowitz(2000)는 미국 공

이 장에서 제시한 이론 모형과 측정오차 구조, 그리고 세대 간 소득탄력성의 확률극한(plim) 해석은 이후 IV 장에서의 실증결과 설명과 직접적으로 연결된다. 특히 표본의 소득 측정 시점, 단년도 소득의 임시소득 비중, 도구변수의 선택 등은 추정치의 해석에 중요한 영향을 미치므로, 본 장에서 논의한 이론적 배경은 실증분석 전반의 기반을 제공한다.

#### 4. 실증분석

한국노동패널(KLIPS)은 매년 가구 및 개인의 경제활동을 조사하는 패널자료로, 횡단면 정보와 시계열 정보를 동시에 포함한다. 조사대상은 16개 광역시·도에 거주하는 약 5,000가구와 그 구성원이며, 1998년 1차 조사를 시작으로 현재까지 조사가 지속되고 있다. 본 연구에서는 최신 26차년도 자료를 포함한 세대 간 패널정보를 활용한다. KLIPS는 가구 단위 조사와 만 15세 이상 개인을 대상으로 한 개인조사로 구성되며, 가구 자료에는 인구구조, 가족관계, 소득·소비, 자산 정보가 포함되고, 개인 자료에는 노동공급·임금·근로시간·교육·고용형태 등의 변수가 포함되어 본 연구의 실증분석에 핵심적으로 사용된다.

본 장에서는 KLIPS 자료를 기반으로 한국의 세대 간 소득이동성을 추정하는 절차를 구체적으로 제시한다. 특히 1998년 외환위기 직후 관측된 부모세대의 높은 임시소득 변동성, 자녀세대의 늦은 노동시장 진입 및 가구분화 문제 등 앞 장에서 확인된 자료적 제약이 실제 추정에 어떤 영향을 미치는지 분석한다. 이를 위해 단년도 OLS 추정치, 다년도 평균법, 도구변수(IV) 추정치, 그리고 본 연구의 핵심 방법론인 회고도구변수(retrospective IV) 기반 추정치를 비교한다.

1998년 부모세대 소득은 외환위기 충격의 영향으로 단년도 소득의 변동성이 비정상적으로 크며,<sup>(9)</sup> 이는 단년도 OLS 추정치가 장기소득탄력성을 심각하게 과소추정하

---

공주택 참여와 아동의 교육성과 간 관계를 밝히는 데 있어 OLS 추정에서 발생할 수 있는 누락변수편의를 극복하기 위해 사용하였고, Dee & Evans(2003)에서는 10대 음주가 교육 성취도에 미치는 영향을 확인하는 과정에서 분석자료의 도구변수의 한계를 극복하기 위해 사용하였다. 또 Jiang(2008)은 재택근무가 통근시간에 미치는 효과에 있어 발생할 수 있는 표본선택 편의를 해결하기 위해 사용하였다.

(9) 이러한 높은 소득변동성은 전체적으로 상당한 표본감모와 더불어 집단별로 다른 표본감모 현상을 초래할 수 있다(오주현·김봉근, 2011). 세대 간 자료의 표본선택 이슈는 본 연구에서 추가적으로 다루지 않으나, 본 연구의 회고도구변수법은 잠재적인 표본선택문제에 대한 보정도

〈표 4〉 추정방법별 한국의 세대 간 소득탄력성

|                | (1)<br>OLS<br>아버지(1998)-<br>아들(2023) | (2)<br>OLS-다년도평균<br>아버지(1998)-<br>아들(2023) | (3)<br>IV<br>아버지(1998)-<br>아들(2023) | (4)<br>회고변수IV<br>아버지(1998)-<br>아들(2023) |
|----------------|--------------------------------------|--|-------------------------------------|---|
| 로그아버지임금        | 0.129**<br>(0.0575)                  | 0.173**<br>(0.0695)                        | 0.202**<br>(0.0962)                 | 0.279***<br>(0.0434)                    |
| 아버지연령          | -0.0610<br>(0.0851)                  | 0.0189<br>(0.0926)                         | -0.0732<br>(0.0865)                 |   |
| 아버지연령제곱        | 0.000620<br>(0.000821)               | -0.000137<br>(0.000910)                    | 0.000738<br>(0.000834)              |   |
| 아들연령           | 0.179<br>(0.159)                     | 0.205<br>(0.156)                           | 0.204<br>(0.162)                    | 0.110***<br>(0.00830)                   |
| 아들연령제곱         | -0.00190<br>(0.00166)                | -0.00216<br>(0.00163)                      | -0.00212<br>(0.00168)               | -0.00117***<br>(9.35e-05)               |
| 절편             | 2.510<br>(3.545)                     | -0.336<br>(3.428)                          | 1.771<br>(3.646)                    | 1.889***<br>(0.302)                     |
| 표본수            | 186                                  | 169  | 186                                 | 1,901                                   |
| R <sup>2</sup> | 0.036                                | 0.054                                      | 0.027                               | 0.105                                   |

참고: 괄호안의 수치는 표준오차를 나타내며, \*, \*\* 와 \*\*\*는 각각 통계적 유의도  $p < 0.1$ ,  $p < 0.05$ , 그리고  $p < 0.01$ 를 나타낸다.

출처: 저자 작성

는 원인이 된다.<sup>(10)</sup> 실제로 본 연구의 OLS 추정에서는 세대 간 소득탄력성이 약 0.129로 나타나는데 (〈표 4〉의 (1)열 참조), 이는 임시소득에 기인한 고전적·비고전적 측정오차로 인해 하향편의된 값으로 해석된다.

다년도 소득평균을 사용하면 이러한 편의를 일정 부분 줄일 수 있으나, KLIPS 부모세대의 관측가능 기간이 제한적이어서 완전한 보정은 어렵다 (〈표 4〉의 (2)열). 도구변수법(IV)은 부모세대 소득의 측정오차 문제를 완화하기 위한 고전적 접근이며, 본

포함한다.

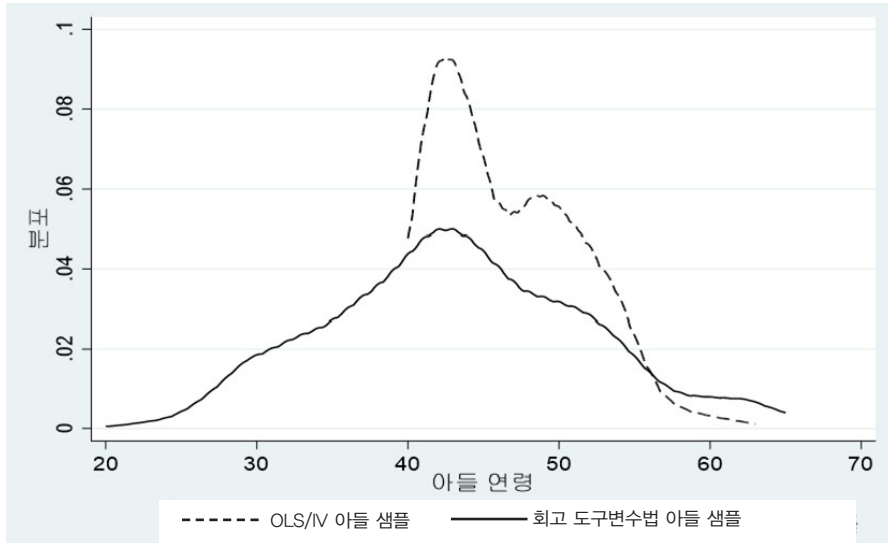
(10) 동일 조건으로 KLIPS 1차 아버지와 24차 아들의 조합 관측치가 192개로 본 연구와 같이 간 이 2년 증가하여도 세대 간 분석샘플 크기는 오히려 186개로 감소한다.

연구에서도 부모 학력·직업 변수 등을 사용하여 IV 추정을 수행하였다. 그 결과 단년도 OLS 대비 탄력성 추정치가 유의하게 증가함을 확인할 수 있다(〈표 4〉의 (3)열로 추정치는 0.202). 그러나 KLIPS의 자료구조상 부모세대의 연령이 높고 고령의 연령범위도 매우 제한적이어서 생애주기 편이의 대상이 된다.

이와 같은 문제를 해결하기 위해 본 연구는 회고도구변수법을 사용한다. 이는 조사 가구의 응답자가 보고한 부모의 교육수준·직업군 등 시간불변적 회고변수를 활용하여 부모세대의 장기소득을 추정하는 방식으로, 임시소득 변동성과 생애주기 편이를 동시에 줄일 수 있다는 장점이 있다. KLIPS 외부자료(예: 가계동향조사)를 활용한 ‘회고도구변수법(retrospective IV, Angrist & Krueger, 1992)’을 적용하여 회귀모형(4)의 계수값을 추정하고, 이를 KLIPS 응답자의 부모 회고변수와 결합해 장기소득치를 산출한다. 본 연구의 경우 KLIPS 자체자료로도 아버지소득의 추정이 가능해 단일 표본 회고도구변수법만으로도 추정이 가능하다. 동 방식의 다른 장점은 통상적인 세대 간 조합 샘플보다 표본 크기를 획기적으로 늘려 전체 표본 크기와 거의 유사한 관측치를 확보할 수 있다는 점이며, 이것은 통계적 유의도를 크게 높이고 보다 정확한 가설 검정결과를 확보할 수 있다. 회고도구변수법으로 구축한 관측치는 1901 세대 간 조합으로 KLIPS의 세대 간 표본 186개의 10배에 달하는 표본을 확보한다. 무엇보다도 다른 방법에서 사용된 세대 간 패널 아들 제한된 연령구간(40세에서 58세까지)에 비해 20세에서 65세까지의 2023년 아들세대 전체 연령구조를 포함한다(〈그림 2〉 참조). 이렇게 추정된 장기소득치를 자녀세대의 현재 소득과 연계하여 산출한 회고도구변수 기반 세대 간 소득탄력성은 기존 방법보다 높고 (0.279, SE=0.0434) 통계적으로 유의하게 나타난다.<sup>(11)</sup> 이는 기존 KLIPS 기반 한국의 낮은 세대 간 소득탄력성 추정치가 자료의 불완전성—특히 외환위기 시점 단년도 소득의 변동성과 생애주기 편이—로 인해 과소평가되었음을 시사한다.

본 장에서 제시한 실증분석 결과는 한국의 세대 간 이동성 연구에서 자료구가 추정치에 얼마나 큰 영향을 미치는지를 보여주며, 회고도구변수법이 이러한 문제를 보정할 수 있는 유효한 방법임을 확인하게 한다. 다음 장에서는 이러한 실증결과를 바탕으로 한국의 세대 간 소득이동성에 대한 시사점과 결론을 제시한다.

(11) 확대된 표본수는 모형의 설명력도 획기적으로 증가시켜  $R^2$  값이 〈표 4〉의 (1)열의 0.036에서 (4)열의 0.105로 증가한다.



출처: 저자 작성.

〈그림 2〉 추정방법별 아들 연령 분포

## 5. 결론

본 연구는 우리나라의 세대 간 소득이동성 연구들을 방법론과 자료 측면에서 재조명하고 국제비교에 대한 새로운 시각을 제시한다. 본 연구는 먼저 우리나라의 세대 간 소득이동성 연구의 세대 간 패널자료에 대한 경제위기 및 사회변동의 영향을 고려한다. 우리나라 세대 간 이동성 연구들은 외환위기 시기를 반영한 한국노동패널 자료를 부모세대 자료로 청년노동시장의 급격한 사회변동 현상을 반영한 자료를 자녀세대 자료로 활용한다. 보다 구체적으로 외환위기시기의 부모세대의 높은 소득변동성과 낮은 결혼과 비혼 현상으로 인한 독립가구 형성의 지연 그리고 교육연한 증가 및 청년실업으로 인한 지연된 노동시장진입이라는 자녀세대의 급격한 사회변동 현상들이 세대 간 자료에 반영되고 있다. 이에 따라 한국노동패널의 세대 간 연계자료는 상당한 기간축적에도 불구하고 해외 연구들에 비해 이례적으로 작은 규모와 자녀와 부모세대 모두 고령의 연령구조를 가지고 있음을 논의하였고, 이러한 세대 간 자료의 연령구조는 통상적인 세대 간 소득탄력성 추정에서 생애주기 편의를 강화하고 통계적 유의도를 저하시킬 수 있음을 논의하였다.

본 연구에서는 회고도구변수법이 위의 세대 간 한국 세대 간 패널자료의 시기적 특성으로 인한 문제점들을 적절하게 보정할 수 있음을 설명하였다. 세대 간 소득탄력성 추정치는 사회통념에 반하여 대표적인 선행연구국가인 미국에 비해 소득이동성이 상대적으로 크고 상대적으로 높은 기회균등도를 보여주고 있다. 기회균등도가 악화되고 있을 것이라는 사회통념과 달리 낮은 소득탄력성이 보고되는 이유에 관한 추가적인 하나의 가설은 외환위기시기의 부모세대 세대 간 자원배분 행동의 변화 여부이다. 높은 소득변동성을 경험한 세대는 위험회피 성향이 강화되어 교육투자보다는 안전한 자산 축적·상속을 선호하게 되며, 이는 소득탄력성 감소와 연결될 수 있다. 김봉근 외(2013)은 세대 내 소득변동성과 이를 반영하는 단년도 소득의 장기소득 신뢰지수가 다른 두 집단의 세대 간 소득탄력성을 분석하였다. 통상적으로 임금소득은 자영업소득이 주된 요소인 비임금소득에 비해 임시변동소득이 작은 것으로 알려져 있다. KLIPS에서도 1-3차 모든 기간에 대해 신뢰지수는 임금소득 집단이 큰 것으로 확인된다. 단년도 소득의 임시소득변동성을 도구변수 등으로 극복한 경우에도 비임금집단의 세대 간 소득탄력성이 상대적으로 작다. 이러한 집단별 세대 간 소득탄력성 차등화된 유형은 높은 소득변동성의 부모세대가 자녀 또는 미래세대에 대한 자원배분에서 통상적인 교육투자보다 자산의 증여나 상속을 통해 세대 간 자원배분을 더욱 중요하게 채택한다는 가설의 간접적인 증거이다. 이러한 자산증여나 상속이 세대 간 자원배분의 주된 채널이 된다는 가설에 대해서는 추가적인 후속연구가 필요하다.

본 연구 결과는 외환위기와 급격한 사회변동이나 급격한 사회변동을 감안한 소득이동성 지표에서도 한국의 기회 균등도 수준이 다른 국가에 비해 높다는 것과 이를 감안한 재정정책 방향이 고려되어야 한다는 것을 시사한다. 한편, 본 연구의 결과는 소득변수 이외에도 우리나라 세대 간 연구(세대 간 직업 연계 등)와 KLIPS자료를 연계할 때 외환위기와 급격한 사회변동에 관한 명시적인 고려가 필요함을 시사한다.

현은주

한국고용정보원 연구위원

27740 충청북도 음성군 맹동면 태정로 6

전화: 043-870-8500

팩스: 043-870-8299

E-mail: ejhyun1006@keis.or.kr

김봉근

서울대학교 경제학과 교수

08826 서울특별시 관악구 관악로 1

전화: 02-880-6280

팩스: 02-875-8860

E-mail: bgkim07@snu.ac.kr

## 참고문헌

- 김민성 · 김봉근 · 하태욱(2009): “한국의 세대간 소득탄력성”, 『국제경제연구』, 15(2), 87-102.
- 김봉근 · 석재은 · 현은주(2013): “세대 내 소득탄력성을 활용한 우리나라 세대 간 소득탄력성의 추정과 국제비교”, 『국제통상연구』, 18(3), 65-84.
- 송상윤(2021): “코로나19가 가구소득 불평등에 미친 영향”, 『BOK 이슈노트』, 한국은행.
- 양정승(2012): “한국의 세대 간 소득이동성 추정”, 『노동경제논집』, 35(2), 79-115.
- 오주현 · 김봉근(2011): “한국의 세대 내 소득탄력성 추정”, 『경제논집』, 50(2), 137-154.
- 이재정(2021): “국내 세대 간 소득이동성 연구와 한국노동패널의 특성”, 서울대학교 석사학위논문.
- 현은주(2018): “한국의 실질소득 불평등 수준과 세대 간 소득 이동성 연구”, 서울대학교 박사학위논문.
- Angrist, J.D. and A.B. Krueger(1992): “The Effect of Age at School Entry on Educational Attainment: An Application of Instrumental Variables with Moments from Two Samples”, *Journal of the American Statistical Association*, 87(418), 328-336.
- Becker, G.S. and N. Tomes(1979): “An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility”, *Journal of Political Economy*, 87, 1153-1189.
- Becker, G.S. and N. Tomes(1986): “Human Capital and the Rise and Fall of Families”, *Journal of Labor Economics*, 4(S), S1-S39.
- Chadwick, L. and G. Solon(2002): “Intergenerational Income Mobility among Daughters”, *American Economic Review*, 92, 335-344.
- Currie, J. and A. Yelowitz(2000): “Are Public Housing Projects Good for Kids?”, *Journal of Public Economics*, 75(1), 99-124.
- Dee, T. and W.N. Evans(2003): “Teen Drinking and Educational Attainment: Evidence from Two-Sample Instrumental Variables Estimates”, *Journal of Labor Economics*,



21(1), 178-209.

Gibson, J. and B. Kim(2010): “Non-Classical Measurement Error in Long-Term Retrospective Recall Surveys”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 72(5), 687-695.

Haider, S. and G. Solon(2006): “Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings”, *American Economic Review*, 96, 1308-1320.

Jiang, Y.(2008): *Two Empirical Essays in Environmental and Urban Economics*, Ph.D. Dissertation, University of Maryland, ProQuest LLC.

Kim, B.(2002): “The Role of the Urban/Non-Urban Cost-of-Living Difference in Measured Intergenerational Earnings Mobility”, *Economics Letters*, 77, 9-14.

Kim, B. and G. Solon(2005): “Implications of Mean-Reverting Measurement Error for Longitudinal Studies of Employment and Wages”, *Review of Economics and Statistics*, 87(1), 193-196.

Lee, C.I. and G. Solon(2009): “Trends in Intergenerational Income Mobility”, *Review of Economics and Statistics*, 91(4), 766-772.

Rieger, S.(2021): *The Effect of Age Distribution on the Estimation Method of Intergenerational Income Mobility*, Master’s Thesis, Seoul National University.

Solon, G.(1992): “Intergenerational Income Mobility in the United States”, *American Economic Review*, 82, 393-408.

Solon, G.(1999): “Intergenerational Mobility in the Labor Market”, in O. Ashenfelter and D. Card(eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3A, Amsterdam, Elsevier, 1761-1800.

**Abstract****The effects of economic crisis and rapid social changes in estimating intergenerational income mobility in Korea**

Eunju Hyun and Bonggeun Kim

This study investigates the data challenges in estimating intergenerational income mobility in Korea, focusing on the effects of economic crises and demographic transitions on intergenerational panel data. We use the Retrospective Instrumental Variables approach to overcome the methodological and data challenges. Our findings indicate that Korean intergenerational elasticity is substantially lower than that of the U.S., suggesting relatively higher intergenerational mobility and greater equality of opportunity.

**Keywords:** intergenerational income elasticity, retrospective IV, economic crisis, retrospective recall / non-classical measurement error