



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경제학석사학위논문

한국복지패널을 이용한 한국의
세대 간 소득탄력성 추정

2017년 2월

서울대학교 대학원
경제학부 경제학 전공
김 현 익

한국복지패널을 이용한 한국의
세대 간 소득탄력성 추정

지도교수 류근관
이 논문을 경제학 석사학위논문으로 제출함

2016년 10월

서울대학교 대학원
경제학부 경제학 전공
김현익

김현익의 석사학위논문을 인준함

2016년 12월

위원장 최병선 (인)
부위원장 류근관 (인)
위원 김봉근 (인)

국 문 초 록

본 연구는 한국복지패널조사(Koweps) 1차-10차(2006년-2015년) 자료를 이용하여 한국의 세대 간 소득탄력성 추정을 시도하였다. 선행연구는 도시 지역에 한정된 데이터인 한국노동패널(KLIPS)를 사용하였다. 본 연구는 도시 지역과 읍면 지역 농어를 모두 표집한 Koweps를 분석함으로써 선행연구의 대표성 문제를 탈피하고자 하였다.

하향편의 완화를 위하여 다음 세 가지 방법을 사용하였다. 첫 번째, 관측소득을 여러 기간에 걸쳐 평균하여 분석하였다. 이 때 추정치는 선행연구들의 추정치에 비하여 상대적으로 높게 나타났다. 4개년도 평균 관측소득으로 분석한 세대 간 소득탄력성 추정치는 0.233으로 실제 세대 간 소득탄력성의 하한(lower bound)으로 해석된다. 두 번째, 하향편의 비율을 직접 추정하여 보정하였다. 추정치는 0.25-0.28 사이로 나타났다. 세 번째, 아버지의 교육연수를 도구변수로 사용하여 분석한 세대 간 소득탄력성은 0.43~0.45로 추정되었으며 이는 실제 세대 간 소득탄력성의 상한(upper bound)으로 해석된다.

선행연구 결과와 비교분석하기 위하여 다음 두 가지 분석을 시도하였다. 첫째, Koweps에서 농어가 표본을 제외하고 도시지역에 거주하는 표본만을 대상으로도 분석하였다. 농어가 표본을 제외한 Koweps의 추정치는 Koweps 추정치보다 낮아졌고 선행연구 추정치에 근접했다. 둘째, KLIPS에서 2006~2014년 데이터를 사용하여 세대 간 소득탄력성을 추정하고 이를 선행연구의 1998~2008년 추정치와 비교하였다. KLIPS 2006~2014년의 추정치도 선행연구에 근접하게 나타났지만 여전히 다소 높게 나타났다. 단 Reliability Ratio는 시점에 관계없이 일정한 것으로 나타났다. 결론적으로 본 연구의 OLS 추정치가 선행연구보다 높게 나타

나는 이유는 농어가 표본 포함 여부와 분석 시점 차이 양쪽에서 기인한 것으로 해석된다. 또한 최근 데이터로 분석할수록 실제 세대 간 소득탄력성이 상승하는 경향을 보였다.

주요어 : 세대 간 소득탄력성, 하향편의, 측정오차, 동질성, 항상소득

학번 : 2013-22849

목 차

제 1 장 서론	1
제 1 절 연구배경	1
제 2 절 선행연구	2
제 2 장 세대 간 소득탄력성 이론	6
제 1 절 세대 간 소득탄력성 추정 모형	6
제 2 절 하향편의와 대표성 문제	8
제 3 장 한국복지패널(Koweps) 데이터 구성	12
제 4 장 실증분석	16
제 1 절 한국복지패널(Koweps) 분석 결과	16
제 2 절 선행연구와의 비교 분석	25
제 5 장 결론	30
참고 문헌	32
부록(Appendix)	34
Abstract	38

표 목 차

<표 1> 기술적 통계량 (Descriptive Statistics)	16
<표 2> Koweps의 세대 간 소득탄력성 OLS 추정치	17
<표 3> Koweps의 Reliability Ratio와 구성요소 분해	20
<표 4> Reliability Ratio의 역수로 보정한 세대 간 소득탄력성 보정치	21
<표 5> Koweps의 세대 간 소득탄력성 도구변수 추정치	23
<표 6> 농어가 표본 제외한 Koweps의 세대 간 소득탄력성 OLS 추정치	26
<표 7> 농어가 표본 제외한 Koweps의 Reliability Ratio와 구성요소 분해	26
<표 8> 농어가 표본 제외한 Koweps의 세대 간 소득탄력성 보정치	27
<표 9> KLIPS 9차~17차의 세대 간 소득탄력성 OLS 추정치	28
<표 10> KLIPS 9차~17차의 Reliability Ratio와 구성요소 분해 ·	29
<표 11> KLIPS 9차 17차의 세대 간 소득탄력성 보정치	29
<표 12> 본 연구 및 선행연구의 세대 간 소득탄력성 추정치 정리 (평균 관측소득을 사용한 OLS 추정치 및 보정한 추정치) ...	36
<표 13> 본 연구 및 선행연구의 세대 간 소득탄력성 추정치 정리 (도구변수 추정치)	37

그 립 목 차

<그림 1> Reliability Ratio와 소득 평균한 연도 (T)	21
---	----

제 1 장 서론

제 1 절 연구배경

세대 간 소득탄력성은 부모 세대의 항상소득이 1% 높을 때 자녀 세대의 항상소득이 몇 퍼센트 높은지 측정하는 대표적인 세대 간 소득불평등도 지표이다. 세대 간 소득탄력성을 통해 부모세대의 경제적 능력이 자녀 세대의 경제적 능력에 유의미한 영향을 미칠 수 있는지를 알아볼 수 있다. 부모의 경제적 능력이 자녀의 경제적 능력에 과도한 영향을 미친다면 경제적 계층이 세대를 내려가며 고착화될 가능성이 높다. 장기적 측면에서 사회적 선순환과 형평성을 고려한다면 높은 세대 간 소득탄력성은 사회적으로 바람직하지 않을 것이다. 따라서 세대 간 소득탄력성 추정을 통해 세대 간 분배가 어떻게 이루어지고 있는지 이해하는 것은 의미가 있다.

세대 간 소득탄력성 연구는 미국의 경우 1970년대 말부터 시작되었지만 한국에서는 2009년부터 세대 간 소득탄력성 연구가 본격적으로 시작되었다. 관련 연구의 역사가 서구 선진국 보다 짧아 명시적으로 "세대 간 소득탄력성" 혹은 "세대 간 소득이동성"을 제목으로 한 선행연구는 많지 않다. 한국에서 연구가 늦게 시작 된 이유는 사회적 관심이 부족했던 것도 있지만, 더 큰 이유는 세대 간 소득탄력성 연구에 필요한 패널 데이터가 시간적으로 충분히 축적되지 않았기 때문인 것으로 생각된다. 2009년에 한국노동패널(KLIPS)이 만 10년을 채우면서 그 해에 처음으로 선행연구가 발간되었다. 그 이후에도 10년 이상 축적된 패널 데이터는

KLIPS가 유일하였고, 본 연구 이전의 선행연구들은 모두 한국노동패널(KLIPS)를 사용하여 세대 간 소득탄력성을 추정하였다. 그 후 2016년에 한국복지패널(Koweps)이 10차 패널 데이터를 발간하면서 두 번째로 만 10 년을 채운 패널 데이터가 되었다. 한국복지패널(Koweps)로도 세대 간 소득탄력성을 연구할 수 있는 길이 열리게 된 것이다. 본 연구는 처음으로 한국복지패널(Koweps)을 이용하여 한국의 세대 간 소득탄력성을 분석하고자 시도하였다.

선행연구에서 자주 등장하는 용어로 세대 간 소득 탄력성과 세대 간 소득이동성이 있다. 소득탄력성과 소득이동성을 혼동할 수 있는데, 차이는 다음과 같다. 세대 간 소득이동성은 소득이 높은 계층에서 낮은 계층, 또는 낮은 계층에서 높은 계층으로의 교차 이동성을 뜻한다. 소득탄력성이 (p) 라면 소득이동성은 $(1-p)$ 으로 볼 수 있다. 따라서 세대 간 소득탄력성이 높으면 세대 간 소득이동성이 낮고, 반대로 소득탄력성이 낮으면 소득이동성은 높아진다. 본 연구에서는 되도록 소득탄력성이라는 용어로 표현하여 용어 혼동을 방지하려 한다.

제 2 절 선행연구

세대 간 소득탄력성에 관한 선행연구는 주로 미국에서 활발히 진행되었다. 초기의 선행연구인 Becker and Tomes(1986)는 세대 간 소득탄력성이란 개념을 대해 제시하고 미국의 세대 간 소득탄력성이 0.2 정도임을 측정하였다. 세대 간 소득탄력성이 0에서 1사이의 값을 가지는 것을 고려할 때, 0.2라는 소득탄력성은 비교적 낮다고 보고 당시 미국 사회 내 경제적 계층이동이 활발히 이뤄졌다고 해석하였다.

그 후 대표적 선행연구로 뽑히는 Solon(1992)과 Zimmerman(1992)은 세대 간 소득탄력성을 측정하는데 있어 하향편의(downward bias)가 발생할 수 있음을 이론적으로 증명하고, 하향편의를 완화하는 방법을 제시하였다. 구체적인 하향편의 완화 방법으로, 여러 연도에 걸쳐 평균한 아버지 관측소득을 설명변수로 사용하는 방법과 아버지 교육연수를 도구변수로 사용한 2SLS 추정법을 사용하였다. 다년간 평균한 관측소득을 통해 얻은 미국의 세대 간 소득탄력성은 약 0.4로, 도구변수 2SLS 추정법을 통해 얻은 세대 간 소득탄력성은 0.45~0.53 사이로 나타났다. 이 같은 결과는 미국 세대 간 소득탄력성이 기존연구보다 높다는 점과 장기적으로 세대 간 소득불평등이 심화될 가능성을 시사했다.

Zimmerman(1992) 역시 다년간의 평균한 소득과 도구변수를 사용해서 하향편의 완화를 시도하였다. Solon(1992)과의 차이점은 아버지 교육연수가 아닌 Duncan Index라는 직종지수를 도구변수로 사용한 점이다. 하지만 추정치는 역시 0.4 정도로 Solon(1992)과 비슷한 수준으로 나타났다.

Haider and Solon(2006)은 부모 관측소득(설명변수)의 측정오차 뿐만 아니라 자녀의 생애주기에 따라서 자녀 관측소득(종속변수)의 측정오차 또한 고려해야 함을 주장하였다. 구체적으로 자녀가 30대나 40대 일 때의 자녀 관측소득을 종속변수로 한다면 종속변수 측정오차를 고려하지 않아도 추정치의 일관성(consistency)에 문제가 없지만, 자녀가 20대 일 때의 자녀 관측소득을 종속변수로 사용한다면 추정치에 심각한 하향편의가 있을 수 있다는 실증분석을 보였다.

한국의 경우 2009년부터 세대 간 소득탄력성 연구가 시작되어왔다. 김봉근·김봉근·하대성(2009)은 한국노동패널(KLIPS) 1차~9차(1998년~2006년)를 사용하여 아버지와 분가아들의 세대 간 장기임금 소득탄력성

을 추정하였다. 5년 평균 임금소득으로 분석한 추정치와 교육연수를 도구변수로 사용하여 분석한 추정치는 각각 0.213과 0.38로 제시되었다. 또한 소득변수의 비고전적 측정오차(Nonclassical Measurement Error) 모형을 가정하고 Haider and Solon(2006)의 편의 추정치를 인용하여 보정한 세대 간 소득탄력성 추정치는 0.261로 나타났다.

김희삼(2009)은 한국노동패널(KLIPS) 1차~10차(1998년~2007년) 아버지와 분가자녀를 사용하여 세대 간 경제력 탄력성을 추정하였다. 월평균 임금, 월평균소득, 연간 가구소득, 순가구자산을 소득변수로 사용하였고, 이때 하향편의를 완화하고자 각 소득의 10년 평균소득을 사용하였다. 세대 간 소득탄력성 추정치는 월평균임금은 0.141, 월평균소득은 0.104, 연간 가구소득은 0.122, 순가구자산은 0.274로 나타났다.

최지은·홍기석(2011) 한국노동패널(KLIPS) 1차~11차(1998년~2008년)를 사용하여 아버지와 분가아들의 세대 간 소득탄력성을 실증분석 하였다. 월평균 근로소득을 소득변수로 사용한 세대 간 소득탄력성은 0.126, 아버지 교육연수를 도구변수로 사용한 세대 간 소득탄력성은 0.35~0.44로 추정되었다.

양정승(2012)은 한국의 선행연구에서 동거가구를 제외한 문제점을 제기하였다. 미국의 선행연구는 늦게 독립하는 자녀들이 과대하게 포함되는 가능성을 배제하기 동거하는 자녀들을 배제하고 분석하였다. 하지만 한국의 경우 자녀가 경제적으로 독립하였더라도 결혼하기 전까지는 부모와 동거하는 것이 일반적인 현상이어서 이들을 제외하면 대표성 문제를 유발할 수 있다고 지적하였다. 동거아들을 포함하더라도 한국노동패널(KLIPS)은 도시지역 패널조사이므로 읍면지역의 농어가가 제외되어 있어 전국을 대표할 수 없다는 점에서 여전히 대표성 문제에서 완전히 벗어날 수 없음을 지적하기도 하였다. 소득변수는 월평균임금과 월평균소

득을 사용하였는데, 소득변수가 월평균임금일 경우 임금근로자만을 대상으로 분석한 것이고, 월평균근로소득일 경우 임금근로자와 자영업자 모두를 포함하여 분석한 것으로 볼 수 있다. 월평균임금의 소득탄력성은 0.2~0.3이며, 월평균근로소득의 소득탄력성은 0.13~0.18로 나타났다. 교육연수를 도구변수로 한 분석에서 월평균임금 소득탄력성은 0.41~0.57, 월평균근로소득 소득탄력성은 0.47~0.68로 나타났다. 양정승(2012)이 지적한 또 다른 문제점은, 한국노동패널(KLIPS)은 1차 년도 이전에 이미 분가하여 1차 년도에는 아버지와 동거하지 않는 자녀를 추적조사 하지 않기 때문에 1차 년도 이전에 분가한 아들은 분석에서 제외되는 문제가 있다는 것이었다. 이를 보완하기 위해 종속변수와 도구변수를 포함하는 한국노동패널(KLIPS)과, 설명변수와 도구변수를 포함하는 도구변수를 포함하는 전국가계조사 이 두 표본을 연결하여 TSIV 추정을 하고 추가적으로 세 표본까지 연결하는 3SIV 추정방법을 제시하였다. 그 결과 합리적인 추정치는 0.3에서 0.4 사이에 있을 것이라 주장하였다.

제 2 장 세대 간 소득탄력성 이론

제 1 절 세대 간 소득탄력성 추정 모형

미국과 한국의 선행연구에 따르면 세대 간 소득탄력성 추정모형은 다음과 같다.

$$Y_{s,i}^* = \alpha + \rho \cdot Y_{f,i}^* + \epsilon_i \quad (1)$$

여기서 (*)첨자는 항상소득을 뜻하고 (*)첨자가 없다면 관측소득을 뜻한다. s는 son의 약자로 아들을, f는 father의 약자로 아버지를, i는 개인을 뜻하는 하첨자이다. 정리하면, $Y_{s,i}^*$ 은 아들의 로그변환 한 항상소득을, $Y_{f,i}^*$ 은 로그변환 한 아버지의 항상소득을, α 는 상수항을, ϵ 는 오차항(error term)을 의미한다. 마지막으로 계수 ρ 는 세대 간 소득탄력성을 의미한다. 주의할 점은 소득변수는 로그변환 된 소득이며 로그변환 되었을 경우에만 ρ 를 세대 간 소득탄력성으로 해석할 수 있다. 본 연구의 목적은 세대 간 소득탄력성(ρ)을 추정하는데 있다.

그러나 데이터 상에서는 항상소득을 알 수 없으므로 보고되는 관측소득을 항상소득의 대리변수(proxy)로 사용해야 한다. 한국복지패널(Koweps)에서 사용한 소득변수는 연간근로소득이다. 연간근로소득은 임금근로자일 경우에는 임금 소득을, 자영업자일 경우에는 사업순소득을 의미한다. 고전적 측정오차(Classical Measurement Error) 모형을 가정한 아버지와 아들의 관측소득은 각각 아래 관계식을 만족한다.¹⁾

1) Bound et al.(1994), Haider and Solon(2006) 등 선행연구에서는 관측소득이 비고전적 측정오차(Nonclassical Measurement Error) 모형을 따를 가능성을 제시하였다.

$$Y_{f,i} = \alpha_f + Y_{f,i}^* + \beta_f Age_{f,i} + \gamma_f Age_{f,i}^2 + v_{f,i} \quad (2)$$

$$Y_{s,i} = \alpha_s + Y_{s,i}^* + \beta_s Age_{s,i} + \gamma_s Age_{s,i}^2 + v_{s,i} \quad (3)$$

$Y_{f,i}$ 은 로그 변환한 아버지의 관측소득을, $Y_{s,i}$ 은 로그 변환한 아들의 관측소득을 의미한다. 개인의 관측소득은 일반적으로 생애주기에서 역U자형 분포를 가진다. 나이가 들수록 경험이 증가하고 직급이 상승하면서 소득이 체감 증가하는 형태이다. Age 와 Age^2 은 역U자형인 임금-연령 곡선(age-earning profile)을 반영하기 위한 연령과 연령의 제곱 변수이다. 마지막으로 v_i 를, Solon(1992)에서는 임시적 변동(transitory fluctuation)으로 표현하였고, Zimmerman(1992)에서는 임시적 오차항(transitory error component)으로 표현하였다. 본 연구에서는 한국의 선행연구에 따라 v_i 를 임시소득(transitory income) 또는 측정오차(measurement error)로 표현하고자 한다.

식 (2)와 (3)에는 대다수 선행연구에서 공통적인 전제로 가져가는 두 가지 가정이 들어간다. 먼저 각 세대의 항상소득(Y^*)은 각 세대의 임시소득(v_i)뿐만 아니라 다른 세대의 임시소득(v_i)과도 상관관계가 없다. 또한 아버지 세대와 아들 세대의 임시소득(v_i)간의 상관관계가 없다.

식 (2)와 (3)을 식(1)에 대입하면 최종적으로 다음과 같은 식 (4)가 도출된다.

$$\begin{aligned} Y_{s,i} = & (\alpha_s - \rho\alpha_f) \\ & + \rho Y_{f,i} + \beta_s Age_{s,i} + \gamma_s Age_{s,i}^2 - \rho\beta_f Age_{f,i} - \rho\gamma_f Age_{f,i}^2 \\ & + (\epsilon_i + v_{s,i} - \rho v_{f,i}) \end{aligned} \quad (4)$$

Haider and Solon(2006)에서는 비교전적 측정오차 모형의 일종인 평균회귀(mean-reverting) 측정오차 모형을 제시하였다. 이 경우 관측소득과 항상소득 간 관계식은 다음과 같다. $Y_{f,i} = \alpha_f + \lambda_f Y_{f,i}^* + v_{f,i}$, $Y_{s,i} = \alpha_s + \lambda_s Y_{s,i}^* + v_{s,i}$. λ_s 와 λ_f 는 0보다 작은 값으로 Haider and Solon(2006)에서 보고되고 있다.

식 (4)는 아들과 아버지의 관측소득으로 구성되므로 패널 데이터에서 관측소득을 구하여 세대 간 소득탄력성(ρ)을 추정할 수 있다.

제 2 절 하향편의와 대표성 문제

식 (4)에서, 설명변수인 아버지 관측소득($Y_{f,i}$)은 오차항을 구성하는 $v_{f,i}$ 와의 상관관계 때문에 내생성을 갖게 된다. 식 (4)를 OLS 추정 할 경우 세대 간 소득탄력성(ρ)은 내생성으로 인한 하향편의 때문에 실제 추정치보다 과소추정 된다. 구체적으로 살펴보면 식 (4)의 OLS 추정치는 다음 식 (5)와 같다.

$$plim \hat{\rho} = \rho \cdot \frac{\sigma_{y_f}^2}{\sigma_{y_f}^2 + \sigma_{v_f}^2} \quad (5)$$

$\sigma_{y_f}^2$ 는 향상소득의 분산, $\sigma_{v_f}^2$ 는 임시소득의 분산이다. 추정치가 실제 세대 간 소득탄력성(ρ)보다 $\frac{\sigma_{y_f}^2}{\sigma_{y_f}^2 + \sigma_{v_f}^2}$ 비율만큼 편의를 가진다.²⁾ 이 편의 비율을 Reliability Ratio라고 하며, Reliability Ratio는 0보다 크고 1보다 작거나 같기 때문에 하향편의를 가진다.

만약 측정오차와 더불어 표본의 동질성으로 인한 대표성 문제까지 가미된다면 하향편의의 비율은 더욱 낮아진다. Solon(1992)은 표본의 동질성

2) Kim and Solon(2005)과 Haider and Solon(2006)에 따르면, 비고전적 측정오차 모형의 일종인 평균회귀(mean reverting process) 측정오차 모형의 경우 OLS 추정치의 편의 비율은 $\lambda_s \cdot \frac{\lambda_f \sigma_{y_f}^2}{\lambda_f^2 \sigma_{y_f}^2 + \sigma_{v_f}^2}$ 으로 나타난다. λ_s 와 λ_f 은 주석 1을 참조한다. 비고전적 측정오차 모형에 관한 자세한 것은 Bound and Krueger(1991), Bound et al.(1994), Kim and Solon(2005), Haider and Solon(2006) 문헌을 참조한다.

이 항상소득 분산을 감소시켜 하향편의를 더욱 악화시킬 것이라 지적하였다. 식 (5)의 분자와 분모에 있는 항상소득 분산이 줄어든다면 Reliability Ratio가 더 작아져 하향편의가 악화된다. 김민성 외(2009)와 양정승(2012) 역시 한국 내 대다수 선행연구가 도시지역 표본에 국한된 한국노동패널(KLIPS)을 사용하는 것과 표본의 동질성 인해 하향편의가 악화되는 문제점을 지적하였다. 본 연구에서는 KLIPS 대신 한국복지패널(Koweps)을 사용하여 표본의 동질성으로 인한 하향편의를 완화하고자 시도하였다. Koweps는 KLIPS에서 포함하지 않는 읍면지역 농어가 표본과 제주도 표본을 포함하고 있어 KLIPS보다 대표성이 높은 패널조사이다. 다만 Koweps는 근로빈곤층(working poor)과 차상위층(near poor)의 실태파악에 연구에 초점을 맞추어 설계되어서 저소득층이 과대표집 되었다. 따라서 Koweps에서 제공하는 표본 추출 확률의 역수로 정의되는 표본 가중치를 반영하여 분석하였다.

하향편의 문제를 완화하기 선행연구에 따라 세 가지 방법을 사용하여 추정했다. 첫 번째는 Solon(1992)과 Zimmerman(1992)에서 제시한 방법으로, 단 년도 관측소득 대신 여러 기간에 걸쳐 평균한 아버지 관측소득을 사용하는 방법이다. 두 문헌에 따르면, 단 년도 관측소득에서 임시소득의 분산이 $\sigma_{v_f}^2$ 일 때 T개년도 간 평균한 관측소득의 임시소득 분산은 $\sigma_{v_f}^2/T$ 가 된다. 평균되는 기간(T)이 길어질수록 하향편의 비율은 1에 가까워지므로 하향편의가 완화된다. 두 번째 방법은 아버지 교육연수(years of education)를 아버지 관측소득에 대한 도구변수로 사용하여 추정하는 방법이다. 적합한 도구변수가 되기 위해서는 그 도구변수가 내생성을 가진 설명변수와 상관관계를 가져야 하며, 회귀 오차항과는 비상관관계를 가져야 한다. 아버지 교육연수가 위 조건을 만족한다는 가정 아래 도구변수 추정치를 구하였다. 뒤에서 논의 되겠지만, 아버지 교육연수

가 적합한 도구변수가 아닐 경우 도구변수 추정치는 실제 세대 간 소득 탄력성 추정치의 상한(upper bound)이 될 수 있다. 세 번째 방법은 Reliability Ratio ($\frac{\sigma_{y_f}^2}{\sigma_{y_f}^2 + \sigma_{v_f}^2}$)를 직접 계산하여 Reliability Ratio의 역수를 추정치에 곱하여 보정하는 방법이다.

양정승(2012)에 따르면, 항상소득 분산($\sigma_{y_f}^2$)과 임시소득 분산($\sigma_{v_f}^2$)은 다음과 같이 추정할 수 있다. 먼저 단 년도 아버지 관측소득을 아버지 연령과 연령의 제공에 대하여 회귀분석을 한다. 회귀분석 후 상수항과 잔차항을 얻게 되는데, 이 둘의 합(이하 연령을 통제한 관측소득)을 항상소득과 임시소득의 합으로 볼 수 있다. 그 이유는 식 (2)와 (3)처럼 관측소득이 항상소득, 연령, 연령의 제공과 임시소득으로 구성되기 때문이다. 연령을 통제한 관측소득의 분산($\sigma_{y_f}^2$)은 아래 식 (6)처럼 항상소득의 분산($\sigma_{y_f}^2$)과 임시소득의 분산($\sigma_{v_f}^2$)의 합으로 구성된다.

$$\sigma_{y_f}^2 = \sigma_{y_f}^2 + \frac{\sigma_{v_f}^2}{T} \quad (6)$$

T는 관측소득이 평균되는 기간으로, 단 년도 관측소득의 분산이면 T는 1이고 4개년도 평균 관측소득의 분산이면 T는 4가 된다. 본 연구는 한국복지패널(Koweps) 1차, 2차, 3차, 5차 년도 데이터를 사용하여 평균 관측소득을 구하였다. 4차 년도 관측소득의 표준편차가 다른 년도에 비해 유난히 크게 나와 제외하였다.³⁾ 1차, 2차, 3차, 5차 년도 데이터에서 얻을 수 있는 단 년도 관측소득 조합은 ${}_4C_1$ 이므로 4개, 2개년도 평균 관측소득 조합은 ${}_4C_2$ 이므로 6개가 된다. 같은 방식으로 3개년도와 4개

3) 4차 년도의 소득 분산이 상대적으로 큰 이유는 글로벌 서브프라임 위기의 영향으로 인한 가능성이 있다. 허나 이에 대한 자세한 논의는 본 연구에서 시도하지 않았다.

년도 평균 관측소득의 조합을 구할 수 있다. 이렇게 구한 T개년도 평균 관측소득 조합의 총합은 15개가 된다. 만약 개인의 4개년도(1차, 2차, 3차, 5차) 소득이 모두 관측되었다면 각 개인마다 15개의 평균 관측소득 조합이 만들어 지고, 15개의 평균 관측소득의 분산($\sigma_{y_f}^2$)을 계산할 수 있게 된다.⁴⁾ 식 (6)은 15개 분산($\sigma_{y_f}^2$)을 종속변수로 하고 1/T 을 설명변수로 하여 회귀분석을 한다. 추정된 상수항과 계수는 각각 항상소득 분산($\sigma_{y_f}^2$)과 임시소득 분산($\sigma_{v_f}^2$)의 추정치로 해석한다. 추정된 항상소득 분산($\sigma_{y_f}^2$)과 임시소득 분산($\sigma_{v_f}^2$)으로 Reliability Ratio를 계산하고, Reliability Ratio의 역수를 세대 간 탄력성 추정치에 곱하면 하향편의가 보정된 세대 간 소득탄력성을 구하게 된다.

$\frac{\sigma_{y_f}^2}{\sigma_{y_f}^2 + \sigma_{v_f}^2}$ 는 단 년도 관측소득으로 세대 간 소득탄력성을 추정했을 때의 하향편의 비율이다. T개년도 평균 관측소득으로 세대 간 소득탄력성을 추정한다면 하향편의 비율은 $\frac{\sigma_{y_f}^2}{\sigma_{y_f}^2 + \sigma_{v_f}^2 / T}$ 가 된다.

4) 개인의 4개년도 소득 중 일부 년도의 소득만 관측되었다면 그 개인의 평균 관측소득 조합은 15개 보다 작을 것이다. 예를 들어 1차 소득과 3차 소득만 관찰되었다면 관측소득 조합은 3개이다.

제 3 장 한국복지패널(Koweps) 데이터 구성

본 연구는 한국복지패널(이하 Koweps) 1차(2006년)~10차(2015년) 데이터를 사용하였다. Koweps는 국내 가구단위 패널조사 중 한국의료패널조사 다음으로 표본규모가 큰 패널조사이다. 1차 년도에 7072가구로 시작하여 10차에 조사 완료된 원표본 가구는 4760가구로 높은 원표본 유지율을 보인다. 무엇보다 일반적인 패널조사에서 포함하지 않는 제주도 지역과 농어가를 표본을 포함하고 있으므로 패널조사로는 드물게 전국적인 대표성을 지니고 있다. 대표성 측면에서 보면, Koweps가 대다수 선행연구에서 사용한 KLIPS에 우위가 있다고 할 수 있다. 다만 Koweps는 근로빈곤층(working poor)과 차상위층(near poor)의 실태 파악에 연구에 초점을 맞추어 설계되어서 저소득층이 과대표집 되었다. 따라서 분석 시에 Koweps에서 제공하는 표본 가중치를 반영하여 분석하였다. Koweps는 가구용, 개인용, 부가 자료로 크게 나뉘며 본 연구에서 필요한 가구원 소득, 연령, 가구주와 관계 등 대다수 정보는 가구용 자료에서 보고된다.

부모세대는 어머니를 제외한 아버지를 대상으로 하고, 자녀세대는 딸, 사위, 며느리를 제외한 아들만을 대상으로 하였다. 부자쌍(father-son pairs)으로 한정된 이유는 선행연구와의 비교 가능성을 높이고 성별차이, 딸, 사위 및 며느리 표본에서 내포하고 있는 표본선택 문제를 피해서 분석을 간편화하기 위함이다.

아들은 분가한 아들과 부모와 동거하는 아들 모두를 대상에 포함시켰다. 일부 한국 내 선행연구는 부모와 동거하는 자녀를 분석대상에서 제외했으나, 양정승(2012)에 따르면 우리나라의 경우 경제적으로 독립하더라도 결혼 전까지는 부모와 함께 거주하는 것이 일반적인 현상이어서 이

들을 제외하면 대표성 문제를 유발할 가능성이 있다고 지적하였다.⁵⁾

동거아들의 경우, 10차 년도까지 분가하지 않고 10차 데이터에서 아버지와 동거하는 것으로 관측되는 아들을 동거아들로 정의했다. 분가아들은 2차~10차 중에 분가해서 데이터 상 분가가구로 인식이 되는 아들이다. 다만 10차 때 관측이 안 된 분가아들이더라도, 관측시간 10년 중 후반부인 6차~9차에서 관측이 되었다면 관측된 년도 중 가장 최신 년도의 소득과 연령을 분가아들의 자료로 표본에 포함시켰다.

패널 데이터의 특성상 전 년도 소득이 보고됨을 감안하여 연령은 각 세대의 소득을 실제로 얻은(earned) 시점의 연령으로 하였다. 예를 들어 1차 년도(2006년)에 보고된 소득은 사실상 2005년 소득이므로 1차 년도 소득 자료에 대응하는 연령은 2005년의 연령이다. 따라서 Koweps 1차(2006년)~10차(2015년) 데이터를 사용했지만 실질적으로는 2005~2014년 소득 자료를 사용한 것으로 보아야 한다.

아버지는 1차 년도(2006년)에 16세 이상인 아들이 있으면서, 1차 년도 관측소득에 대응하는 2005년 연령이 36세 에서 65세 사이의 아버지만을 대상으로 하였다. 아버지 연령이 65세 초과인 경우, 아버지 관측소득은 향상소득에서 크게 벗어나 있어서 연령을 통제 하였다 하더라도 잡음이 여전히 클 가능성이 높다. 아버지 연령 하한인 36세는 아들 연령 하한을 기준으로 정해졌다. 아버지와 아들 연령 하한은 다음 문단에서 자세히 설명하기로 한다.

아들의 경우, 관측되는 소득 중 가장 최신 관측소득을 실제로 벌게 된 년도 연령을 기준으로 하여 25세에서 54세 사이인 아들만을 표본으로 포함하였다. 아들 연령 하한이 25세인 이유는 25세 미만일 경우 소득이 향상소득에서 크게 벗어나 있을 가능성이 있기 때문이다. 아들 학력이 전

5) 양정승(2012)을 참조

문대학 졸업 이하라면 25세에는 노동시장에 진입할 것이다. 4년제 대학 졸업의 학력이라면 군 복무를 마치고 휴학 없이 대학을 졸업하는 연령이 25세 이다. 따라서 25세는 본격적으로 사회생활을 시작하고 경제적으로 독립하는 최저 연령이라고 할 수 있다. 25세 미만일 경우 아들의 소득이 항상소득에서 크게 벗어나 있을 가능성이 있고 연령을 통제하더라도 잡음이 클 가능성이 높다. 10차년도 아들 소득에 대응하는 2014년 아들 연령이 25세 이상이라면 1차년도 아버지 소득에 대응하는 아버지 연령은 적어도 36세 이여야 한다.⁶⁾ 아들 연령 상한(54세)은 다음과 같이 결정되었다. 2005년도에 65세인 아버지가 20세에 아들을 낳았다면, 10차년도 관측소득에 대응하는 2014년 아들 연령은 최대 54세가 된다.

한국복지패널(Koweps)에서 소득자료는 가구용 패널 데이터에서 연간 소득으로 보고된다. 1차~3차 가구용 데이터의 경우, 소득변수가 소득 있는 가구원만 보고되므로 특정 소득이 누구의 소득인지 파악하기 위해서는 가구원과 가구주와의 관계를 일일이 확인해야 하는 번거로움이 있다. 예를 들어 1차 데이터에서 가구원은 6명이지만 소득은 4개만 보고되는 경우 4개 소득 모두 확인해야 4개 중 어떤 것이 아버지의 소득인지 알 수 있다. 4차 이후 가구용 데이터는 소득 유무와 관계없이 소득변수가 보고된다. 예를 들어 10차 데이터에서 가구원이 6명이면 소득변수도 가구원 순서대로 6개 보고되어 아버지 및 아들 소득을 파악하는데 비교적 수월하다.

임금근로자의 경우 연간 근로소득을 상용근로자 임금소득과 임시·일용근로자 임금소득의 합으로 정의하였다. 자영업자 및 농축어업 종사자

6) 10차년도(2015년)에 보고된 아들소득이 25세 이상의 소득이라면, 10차년도(2015년)에 아들이 26세 여야만 한다. 10차년도에 26세 아들이 있으려면 아버지가 아무리 젊어도 10차년도에 46세(26+20)이어야 하며, 1차년도에는 37세(46-9)여야 한다. 따라서 1차년도 소득에 대응하는 연령은 36세(37-1) 이다.

는 사업매출에서 사업비용을 제외한 사업 순소득을 연간 근로소득으로 정의하였다. 모든 소득은 2010년을 기준으로 한 물가지수를 반영하여 실질소득으로 만든 뒤 로그 변환하여 최종적으로는 로그연간실질소득을 소득변수로 사용하였다.

아버지의 평균소득은 제 2장에서 이미 언급한 바와 같이 1차, 2차, 3차, 5차 패널 데이터를 이용하여 구하였다. 아버지의 평균소득은 아버지 소득이 1차 이후에도 관측될 경우에만 존재할 수 있다. 또한 1차 이후 n 차 년도에 연령이 65세를 초과한 경우 n 차 년도 소득이 관측되더라도 n 차 년도엔 소득이 없는 것으로 보고 평균소득을 구하지 않았다.

아버지 교육변수는 패널 데이터 상에서 구체적인 아버지의 학력 정보를 참고하여 측정하였다. 아쉬운 점은 Koweps는 대학원 이상 학력에서 석사와 박사를 구분하지 않고 있어 대학원 이상 학력의 교육연수를 정확히 측정할 수 없다는 것이다. 또한 휴학이나 중퇴의 경우에도 몇 학년 때 휴학이나 중퇴가 이뤄졌는지에 대한 자료도 없다. 이런 데이터의 한계로 본 연구에서는 KLIPS를 사용한 선행연구에 비해 교육연수를 정확히 측정할 수 없다는 한계점이 있다.⁷⁾ 그럼에도 불구하고 교육연수의 기술적 통계량은 선행연구와 큰 차이가 없었다.

이 외에 소득변수, 교육변수를 missing value나 무응답을 보고한 표본은 제외하고, 로그연간실질근로소득을 기준으로 한 이상치(outlier) 역시 제외하였다. 이리하여 최종적으로 남은 표본은 294 부자쌍(father-son pairs)이며 기술적 통계량(descriptive statistics)은 <표 1>에 정리하였다.

7) 대학원 졸업 학력의 교육연수는 석사졸업 교육연수(18년)와 박사졸업 교육연수(22년)의 평균값인 20년으로 측정하였다. 휴학이나 중퇴의 경우 해당 학력에서의 중간 값을 교육연수로 측정하였다. 예를 들어 고등학교 중퇴자와 휴학자는 10~12년의 중간 값인 11년으로 교육연수를 측정하였다.

<표 1> 기술적 통계량 (Descriptive Statistics)

아버지 294명	평균	표준편차	최솟값	최댓값
2005년 연령 (세)	53.5	5.7	37	64
연간 실질근로소득 (만원)	4,042	2,455	704	13,990
로그연간실질근로소득	8.12	0.62	6.56	9.55
교육연수 (년)	10.1	3.7	0	20
아들 294명	평균	표준편차	최솟값	최댓값
2014년 연령 (세)	33.2	4.6	26	48
연간 실질근로소득 (만원)	3,137	1,535	702	9,597
로그연간실질근로소득	7.95	0.48	6.55	9.17

제 4 장 실증분석

제 1 절 한국복지패널(Koweps) 분석 결과

<표 2>는 한국복지패널을 직접 추정한 결과를 정리한 것이다. Model(1)부터 (4)는 각각 단 년도 로그연간실질소득, 2개년도, 3개년도, 4개년도 로그연간실질소득을 평균한 소득변수를 사용한 모형이다.

Model (1)에서는 단 년도 소득으로 추정한 것으로 세대 간 소득탄력

<표 2> Koweps의 세대 간 소득탄력성 OLS 추정치

	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)
아버지 로그연간실질근로소득 (단 년도)	0.169 *** (0.043)			
아버지 로그연간실질근로소득 (2개년도 평균)		0.195 *** (0.049)		
아버지 로그연간실질근로소득 (3개년도 평균)			0.229 *** (0.053)	
아버지 로그연간실질근로소득 (4개년도 평균)				0.233 *** (0.060)
아버지 연령	-0.003 (0.088)	-0.077 (0.094)	-0.165 (0.104)	-0.229 * (0.121)
아버지 연령 제곱	0.006 (0.082)	0.075 (0.089)	0.165 * (0.099)	0.227 * (0.117)
아들 연령	0.330 *** (0.083)	0.321 *** (0.101)	0.319 *** (0.106)	0.363 *** (0.113)
아들 연령 제곱	-0.460 *** (0.120)	-0.444 *** (0.148)	-0.449 *** (0.157)	-0.516 *** (0.167)
상수항	0.783 (2.06)	2.373 (2.21)	4.377 (2.41)	5.058 (2.86)
N	294	280	266	243

주1) 추정치 아래 ()안의 값은 표준오차를 뜻한다.

주2) *, **, ***는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적 유의함을 뜻한다.

성은 0.169로 나타났다. Model(4)에서 4개년도 평균 관측소득으로 추정
한 세대 간 소득탄력성 0.233은 실제 세대 간 소득탄력성의 하한(lower
bound)으로 해석하는 것이 적절하다. 그 이유는, 4개년도에 걸쳐 관측소
득을 평균하더라도 Reliability Ratio 분모의 임시소득 분산이 완전히 사
라지지 않기 때문에 Reliability Ratio는 여전히 1보다 작고, 따라서 추정
치 0.233에도 하향편의는 여전히 존재하기 때문이다.

김민성 외(2009)의 0.106, 최지은·홍기석(2011)의 0.126 및 양정승

(2012)의 0.135, 현은주(2012) 0.12~0.14 와 비교하면 본 연구의 추정치 0.169는 전반적인 선행연구보다 높은 결과이다.⁸⁾ 본 연구는 동거아들과 분가아들 모두를 표본에 포함하고 있으므로 분가아들만을 표본으로 포함한 선행연구와 비교 하는 것은 부적절하다. 따라서 동거아들과 분가아들 모두를 표본으로 포함한 양정승(2012) 및 현은주(2013)와 비교분석을 시도한다. Model(2)~Model(4)에서도 추정치가 일관적으로 선행연구보다 높게 나타나는데, 이런 차이가 발생하는 이유를 크게 두 가지 방향에서 분석하고자 시도하였다.

첫째, 선행연구에서 사용한 KLIPS와 본 연구에서 사용한 Koweps 간 표본 구성의 차이로 인해 추정치가 다르게 나왔을 가능성이 있다. 구체적으로 KLIPS는 도시지역 표본만을 포함하고 있지만 Koweps는 도시지역 뿐만 아니라 읍면지역 농어가 표본을 포함한다. 이런 표본 구성 차이로 인한 하향편의는 Solon(1992)과 양정승(2012)에서 예상된 바 있다. Solon(1992)은 표본의 동질성으로 인해 항상소득의 분산이 감소한다면 하향편의가 더욱 심화될 것이라 지적하였다. 양정승(2012)에서도 KLIPS는 도시지역의 패널조사이므로 전국적으로 대표하는 표본보다는 동질적인 표본이고, 이런 동질성이 항상소득의 분산($\sigma_{y_j}^2$)을 감소시켜 하향편의를 심화할 가능성이 있다고 지적하였다. 역으로 말하면 KLIPS보다 대표성이 강한 데이터를 사용할 경우 세대 간 소득탄력성이 더 높게 나타나리라 예상할 수 있다. Koweps는 도시지역 뿐만 아니라 읍면지역 농어가 및 제주도 표본을 포함하는 패널조사이므로 KLIPS보다 좀 더 전국적인 대표성이 있다. 따라서 Koweps를 사용하여 추정한 세대 간 소득탄력성이 KLIPS 추정치보다 높게 나오는 것은 양정승(2012)의 이론적 주장을 실증분석으로 확인한 것이라 볼 수 있다. 이런 해석을 뒷받침하기 위하

8) 본 연구와 선행연구의 추정치 결과를 부록(Appendix)의 <표 10>에 정리하였다.

여, 본 연구 후반부에서는 농어가 표본을 제외한 Koweps 표본을 대상으로 하여 추가적인 분석을 하였다.⁹⁾

둘째, 분석 시점의 차이에서 기인하였을 가능성이 있다. 선행연구는 전반적으로 KLIPS 1차(1998년)~12차(2009년) 사이의 데이터를 사용했는데, 소득은 전년도 소득이 보고됨을 고려하면 1997년~2008년 사이의 세대 간 소득 탄력성을 추정한 것으로 본다. 본 연구는 Koweps 1차(2006년)~10차(2015년)를 사용했으므로 2005년~2014년 사이를 분석하였다. 선행연구와의 분석 시점의 차이로 인해 세대 간 소득탄력성이 변화했을 가능성이 있다. 이에 대한 자세한 분석 역시 연구 후반부에서 KLIPS 9차(2006년)~17차(2014년) 데이터를 분석함으로써 추가 설명을 더하였다.

Model(2)~(4)의 결과를 보면 세대 간 소득탄력성 추정치가 점진적인 증가 추세에 있다. 이는 Solon(1992)과 Zimmerman(1992)에서 제시한 바와 같이, 소득을 평균한 기간(T)이 길어지면서 하향편의가 완화된 결과라 해석할 수 있다. 이런 추세는 선행연구들에서도 보이는 결과이다. Model(2)~(4)의 추정치 또한 선행연구와 비하여 높게 나타났다. 양정승(2012)에서 지적한 것처럼, 평균한 소득을 사용하더라도 KLIPS는 도시 지역 패널조사라는 특성으로 인해 항상 과소추정 될 가능성이 있음을 보여준 것으로 해석할 수 있다.

다음으로 항상소득과 임시소득 분산, Reliability Ratio를 직접 추정한 결과를 <표 3>에 정리하였다.

제 2장에서 설명한 방법으로 추정한 항상소득 분산($\sigma_{y_f}^2$)과 임시소득 분

9) 농어촌, 읍면지역에 거주하는지 여부는 Koweps 데이터에 나타나지 않아 알 수 없다. 다만 농림어업, 축산업 순소득과 농림어업, 축산업 보조금 수급 여부를 알 수 있다. 농림어업, 축산업 순소득이 있고 농림어업, 축산업 보조금을 받고 있다면 대체적으로 농어촌, 읍면지역에 거주하는 표본이라 예상 가능하다. 따라서 이런 사용가능한 변수들을 농어촌, 읍면지역 거주 여부의 대리변수로 사용하였다.

<표 3> Koweps의 Reliability Ratio와 구성요소 분해

Koweps	단 년도	2개년도 평균	3개년도 평균	4개년도 평균
항상소득 분산($\sigma_{y_f}^2$)	0.436 *** (0.020)			
임시소득 분산($\sigma_{v_f}^2$)	0.267 *** (0.032)			
Reliability Ratio	0.621	0.766	0.831	0.868

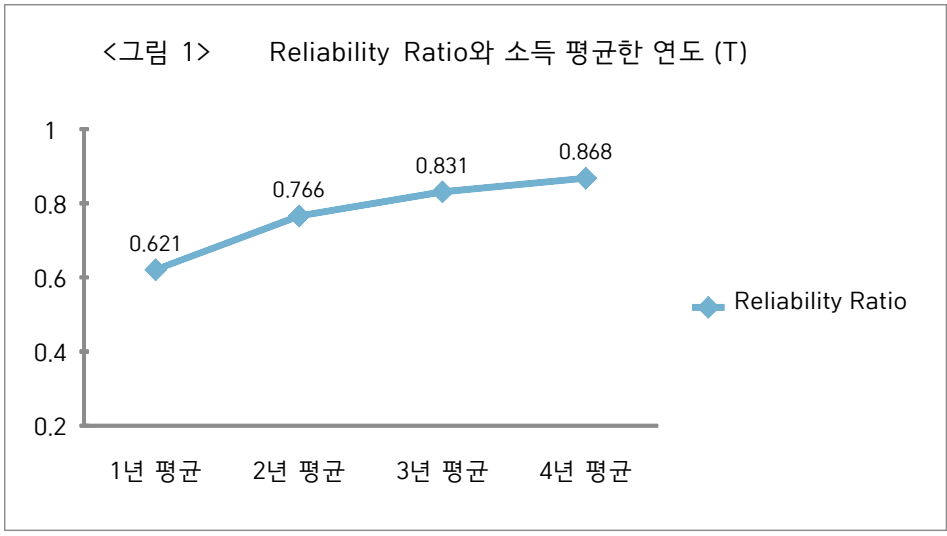
주1) 추정치 아래 ()안의 값은 표준오차를 뜻한다.

주2) *, **, ***는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적 유의함을 뜻한다.

산($\sigma_{v_f}^2$)의 추정치를 첫 번째 열에 정리하였다. 이를 통해 계산한 단 년도 로그연간실질소득에 대한 Reliability Ratio는 0.621로 나타났다. 더불어 식 (5)를 통해 T개년도 평균 로그연간실질소득에 대한 Reliability Ratio도 구할 수 있는데 이 또한 <표 3> 마지막 행과 <그림 1>에 정리하였다. 평균한 년도(T)가 증가하면서 하향편의가 완화되고 비율이 1에 가까워지는 추세가 보임을 알 수 있다.

한국 내 선행연구 중 Reliability Ratio를 직접 추정하여 제시한 문헌은 양정승(2012)과 현은주(2013) 뿐 이다. 살펴보면, 양정승(2012)은 0.54, 현은주(2013)는 0.324~0.544 사이 값을 제시하였는데 모두 본 연구에서 제시한 0.621 보다 낮다. 항상소득 분산과 임시소득 분산으로 나누어 살펴보면, 본 연구의 항상소득과 임시소득 분산 모두 선행연구에 비해 증가했는데, 항상소득 분산의 증가폭이 임시소득 증가폭 보다 커서 Reliability Ratio도 선행연구에 비해 증가한 것으로 분석된다.¹⁰⁾ 이런 결과는 읍면지역 농어가 표본을 포함한 Koweps의 하향편의 비율, 즉 Reliability Ratio 값이 더 클 것이라는 예상을 실증적으로 보여준 것이라

10) 양정승(2012)은 항상소득과 임시소득 분산을 각각 0.1759와 0.1437로 추정하였다. 현은주(2013)에서 범위로 제시한 항상소득과 임시소득 분산은 0.147~0.224와 0.129~0.210 추정되었다. 양정승(2012)과 현은주(2013)의 추정방법은 서로 다르다.



<표 4> Reliability Ratio의 역수로 보정한 세대 간 소득탄력성 보정치

	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)
아버지 로그연간실질근로소득 (단 년도)	0.272			
아버지 로그연간실질근로소득 (2개년도 평균)		0.254		
아버지 로그연간실질근로소득 (3개년도 평균)			0.276	
아버지 로그연간실질근로소득 (4개년도 평균)				0.269

해석할 수 있다. 위 4개 Reliability ratio의 역수를 <표 2>에서 구한 세대 간 소득탄력성 추정치에 곱하여 구한 세대 간 소득탄력성 보정치는 <표 4>에 정리하였다.

보정치들은 0.25~0.28 사이로 기존 추정치에 비하여 상대적으로 안정적인 값을 가진다. 각 소득 평균기간(T)마다 하향편의를 계산하여 직접 보정하였기 때문에 소득 평균기간(T)이 증가한다고 하여 보정치가 크게

변화하지 않는다는 이론적인 예상과 어느 정도 일치한다.

김민성 외(2009)와 김봉근 외(2012)는 세대 간 소득탄력성 보정치로 각각 0.261과 0.338 으로 제시했으며, 이는 Haider and Solon(2006)의 편 의 모수를 원용하여 보정한 값이다. 앞서 Reliability Ratio를 직접 추정 한 양정승(2012)과 현은주(2013)는 세대 간 소득탄력성 보정치로 각각 0.25~0.37 과 0.35를 제시했다.¹¹⁾ 선행연구들의 보정치는 대부분 0.25~0.35 사이인데 각 선행연구 간 격차가 비교적 크게 나타난다. 이런 격차는 여러 요인에서 기인했을 가능성이 있다. 선행연구 마다 고전적 측정오차와 비고전적 측정오차 중 어떤 모형을 가정했는지가 다르다. 또한 Reliability Ratio 값을 미국 선행연구에서 원용했는지 아니면 직접 추정했는지, 직접 추정했다면 어떤 방법으로 추정했는지가 다르다. 따라서 선행연구들의 세대 간 소득탄력성 보정치를 단순 비교하는 것은 적절하 지 않다.

<표 5>는 아버지의 교육연수를 도구변수로 사용하여 분석한 추정치를 정리한 것이다. Model (1)에서 (4)는 아버지 소득으로 각각 단 년도 로 그연간실질소득 및 2개년도, 3개년도, 4개년도 로그연간실질소득의 평균 값을 사용했을 때의 도구변수 추정치이다. 도구변수로 추정한 세대 간 소득탄력성은 0.43~0.45 사이로 나타나며, 소득 평균기간(T)이 증가하더라도 상승하지 않고 상대적으로 일정한 패턴을 보인다. 이는 도구변수 추정치가 임시소득으로부터 영향을 받지 않는다는 이론적 내용을 실증적으로 보여준 것으로 해석할 수 있다. 선행연구를 살펴보면 김민성 외 (2009)의 단 년도 소득 도구변수 추정치는 0.380, 최지은·홍기석(2011)의 연간근로소득과 월평균근로소득의 도구변수 추정치는 0.371~0.447과 0.357~0.443,¹²⁾ 양정승(2012)의 T개년도 평균소득의 도구변수 추정치는

11) 양정승(2012)과 현은주(2013)의 Reliability Ratio 추정 방법은 서로 다르다. 본 연구는 양정승(2012)의 추정 방법을 사용하였다.

<표 5> Koweps의 세대 간 소득탄력성 도구변수 추정치

	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)
아버지 로그연간실질근로소득 (단 년도)	0.435 ** (0.214)			
아버지 로그연간실질근로소득 (2개년도 평균)		0.427 ** (0.187)		
아버지 로그연간실질근로소득 (3개년도 평균)			0.452 ** (0.193)	
아버지 로그연간실질근로소득 (4개년도 평균)				0.440 ** (0.204)
아버지 연령	-0.008 (0.089)	-0.077 (0.093)	-0.161 (0.105)	-0.227 * (0.120)
아버지 연령 제곱	0.014 (0.084)	0.075 (0.088)	0.160 (0.100)	0.225 * (0.116)
아들 연령	0.314 *** (0.085)	0.321 *** (0.100)	0.320 *** (0.105)	0.364 *** (0.111)
아들 연령 제곱	-0.441 *** (0.122)	-0.444 *** (0.146)	-0.448 *** (0.154)	-0.516 *** (0.165)
상수항	-0.084 (2.23)	2.502 (2.44)	4.562 * (2.50)	5.362 * (3.08)
N	294	280	266	243

주1) 추정치 아래 ()안의 값은 표준오차를 뜻한다.

주2) *, **, ***는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적 유의함을 뜻한다.

0.41~0.57 사이로 나타났다.¹³⁾ 도구변수 추정치인 0.43~0.45는 전반적인 선행연구 추정치 범위 안에 든다. OLS 추정치에 비해 상대적으로 높은 도구변수 추정치는 우리 사회의 세대 간 소득 탄력성이 높고, 아들의 근로소득과 아버지의 근로소득 간의 연관성이 높은 것으로 해석할 수 있다.

12) 최지은·홍기석(2011)에서 0.371~0.447과 0.357~0.443은 각 자녀의 나이를 25세 이상으로 통제했을 때 연간근로소득과 월평균근로소득에 대한 도구변수 추정치 범위이다.

13) 본 연구와 선행연구의 도구변수 추정치 결과를 부록(Appendix) <표 11>에 정리하였다

주목할 점은, 도구변수 추정치의 선행연구들 간 차이가 OLS 추정치 및 보정치 of 선행연구들 간 차이보다 상대적으로 크다는 것이다. 도구변수 추정치의 차이가 유독 큰 이유는 불분명하다. 한 가지 가능성은 도구변수인 아버지의 교육연수를 어떻게 측정했는지 선행연구마다 다를 수 있으며 이로 인해 도구변수 추정치가 상이할 수 있다는 것이다. 실제로 선행연구들에서는 교육연수를 측정한 구체적 방법을 설명하지 않고 있다. 중퇴자의 예를 들면 고등학교 2학년 때 중퇴한 아버지의 교육연수를 고등학교 2학년까지로 하여 11년으로 측정할지, 고등학교 1학년까지 마쳤으므로 10년으로 측정할지, 혹은 졸업의 신호효과(signal effect)만 고려하여 중학교 졸업인 9년으로 측정할지는 연구자의 기준에 따라 다를 수 있다. 선행연구들의 기술적 통계량(descriptive statistics)에 나타난 교육연수의 평균값과 표준편차를 참고하여 교육연수 측정방법을 역추적하려 했으나, 기술적 통계량 대상이 되는 부자쌍(father-son pairs) 표본에 동거아들 포함 여부, 아버지와 아들 연령 제한 등의 조건들이 선행연구마다 상이하기 때문에 현실적으로 역추적이 어렵다. 따라서 도구변수 추정치의 해석은 이러한 한계를 감안하고 해석해야 할 것이다.

도구변수 추정치는 상향편의(upward bias)를 지닐 수 있기 때문에 세대 간 소득탄력성의 상한(upper bound)으로 해석하는 것이 합리적이다. Solon(1992)과 Zimmerman(1992)은 아버지의 교육연수가 적절한 도구변수가 되기 위한 조건을 충족하지 않는다면, 즉 도구변수가 부모의 항상소득을 통하지 않고 독립적으로 자녀 세대 항상소득에 영향을 미칠 경우 도구변수 추정치에 상향편의가 있음을 이론적으로 제시하였다.¹⁴⁾ 만약 관측소득이 비고전적 측정오차(Nonclassical Measurement Error) 모형을 따른다면 도구변수 추정치 해석에 별개의 논의가 필요하다.¹⁵⁾

14) 부록(Appendix)을 참조할 것

15) Kim and Solon(2005)은 만약 관측소득이 비고전적 측정오차(Nonclassical

제 2 절 선행연구와의 비교 분석

앞서 본 연구에서 평균한 관측소득을 사용하여 얻은 추정치가 선행연구들의 추정치보다 높게 나타났다. 그 이유로 Koweps와 KLIPS 간의 표본 구성 차이와 분석 시점의 차이에서 기인했을 가능성을 제시하였다. 실제로 그런 것인지 확인하기 위해 다음 두 가지 분석을 시도하였다.

먼저, Koweps에서 농어가 표본을 제외하고 도시지역 표본만을 분석 대상으로 세대 간 소득탄력성과 Reliability Ratio를 추정하였다. 농어가 표본을 제외한 Koweps는 선행연구에서 사용한 KLIPS와 유사해졌을 것이므로 선행연구와의 비교가능성이 제고된다. 농어가 표본을 제외시킨 것 외에, 부모 및 자녀 세대의 연령 제한 등 표본 관련 세부사항은 제 3장에서 설명한 Koweps 데이터 구성과 같다. 농어가 표본을 제외한 Koweps를 사용한 세대 간 소득탄력성 OLS 추정치, Reliability Ratio 및 Reliability Ratio 역수를 보정한 추정치를 각각 <표 6>, <표 7>, <표 8>에 제시하였다.

Model(1)~(4)의 의미는 이전 표들과 같다. 농어가 표본을 제외한 Koweps의 단 년도 소득 및 2개년도, 3개년도, 4개년도 평균한 로그연간 실질소득의 세대 간 소득탄력성 추정치는 각각 0.149, 0.175, 0.192, 0.213으로 나타났다. 앞서 <표 2>에서 제시한 Koweps 추정치인 0.169, 0.195, 0.229, 0.233 보다 낮아졌음을 알 수 있다. 농어가 표본을 제외한 Koweps의 향상소득 분산은 0.22로 나타났으며 종전 Koweps의 향상소득 분산의 절반 가까운 수준으로 줄어들었다. 임시소득의 분산은 0.16으로 역시 Koweps 임시소득 분산에 비해 줄어들었지만 향상소득 분산이

Measurement Error) 모형을 따른다면, 적절한 도구변수를 사용하더라도 도구변수 추정치에 비밀치성(inconsistency)이 발생할 수 있음을 제시하였다.

<표 6> 농어가 표본 제외한 Koweps의 세대 간 소득탄력성 OLS 추정치

	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)
아버지 로그연간실질근로소득 (단 년도)	0.149 *** (0.038)			
아버지 로그연간실질근로소득 (2개년도 평균)		0.175 *** (0.041)		
아버지 로그연간실질근로소득 (3개년도 평균)			0.192 *** (0.042)	
아버지 로그연간실질근로소득 (4개년도 평균)				0.213 *** (0.054)
N	253	247	217	215

주1) 추정치 아래 ()안의 값은 표준오차를 뜻한다.

주2) *, **, ***는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적 유의함을 뜻한다.

<표 7> 농어가 표본 제외한 Koweps의 Reliability Ratio와 구성요소 분해

Koweps	단 년도	2개년도 평균	3개년도 평균	4개년도 평균
항상소득 분산($\sigma_{y_f}^2$)	0.220 *** (0.027)			
임시소득 분산($\sigma_{v_f}^2$)	0.160 *** (0.043)			
Reliability Ratio	0.579	0.733	0.805	0.846

주1) 추정치 아래 ()안의 값은 표준오차를 뜻한다.

주2) *, **, ***는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적 유의함을 뜻한다.

더 크게 줄어들어 Reliability Ratio 비율도 더 낮아졌다. 이런 결과들은 제 4장에서 예상한 것과 일치한다. 농어가 표본을 제외하고 도시지역 표본에 한정하여 분석할 경우, 표본의 동질성으로 인해 항상소득의 분산이 줄어들 것이고, 하향편의 비율인 Reliability Ratio가 더 낮아져 추정치 또한 더 낮게 추정될 것임을 예상하였다. 결과적으로 농어가 표본을 제외한 Koweps의 추정치는 선행연구인 양정승(2012)의 추정치에 근접해졌

<표 8> 농어가 표본 제외한 Koweps의 세대 간 소득탄력성 보정치

	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)
아버지 로그연간실질근로소득 (단 년도)	0.257			
아버지 로그연간실질근로소득 (2개년도 평균)		0.239		
아버지 로그연간실질근로소득 (3개년도 평균)			0.234	
아버지 로그연간실질근로소득 (4개년도 평균)				0.252

다.16) 이는 본 연구에서 평균 관측소득으로 분석한 추정치와 선행연구의 추정치 간의 차이가 농어가 표본 포함 여부로 설명될 수 있음을 의미한다. Reliability Ratio의 역수를 곱한 보정치 역시 양정승(2012)의 보정치와 유사한 값을 보였다.¹⁷⁾

두 번째, KLIPS에서 9차(2006년)~17차(2014년) 데이터를 분석함으로써, 선행연구처럼 KLIPS를 사용하되 분석 시점만 달리하고, Koweps의 1차(2006년)~10차(2015년)와는 분석 시점을 일치시키는 분석을 시도하였다. KLIPS 18차(2015년) 데이터도 포함해야 시점이 완벽히 일치하지만, 본 연구를 진행할 시점에 18차 데이터가 공개되지 않았다. 소득변수를 연간근로소득이 아닌 월평균근로소득을 사용했다는 점 외에, 부모 및 자녀 세대의 연령 제한 등 표본 관련 세부사항은 앞선 Koweps 데이터 구성과 같다. KLIPS 9차(2006년)~17차(2014년) 사용한 세대 간 소득탄

16) 선행연구들의 OLS 추정치는 대동소이 하였다. 설명의 편의를 위해 여러 선행연구 중 양정승(2012)을 선택하여 비교하였다. 양정승(2012)에서 KLIPS 1차(1998년)~11차(2008년)를 분석한 추정치는 각각 0.135, 0.155, 0.157, 0.178 이다. 부록(Appendix)의 <표 10> 참조.

17) 비교를 위해 양정승(2012)에서 동거아들과 자영업자를 포함한 세대 간 소득탄력성의 보정치를 직접 구한 결과, 0.22~0.25 로 나타났다.

<표 9> KLIPS 9차~17차의 세대 간 소득탄력성 OLS 추정치

	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)
아버지 로그연간실질근로소득 (단 년도)	0.134 *** (0.048)			
아버지 로그연간실질근로소득 (2개년도 평균)		0.170 *** (0.042)		
아버지 로그연간실질근로소득 (3개년도 평균)			0.185 *** (0.044)	
아버지 로그연간실질근로소득 (4개년도 평균)				0.215 *** (0.054)
N	375	346	313	242

주1) 추정치 아래 ()안의 값은 표준오차를 뜻한다.

주2) *, **, ***는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적 유의함을 뜻한다.

력성 OLS 추정치, Reliability Ratio, 및 Reliability Ratio 역수를 보정한 추정치를 각각 <표 9>, <표 10>, <표 11>에 정리하였다.

단 년도, 2개년도, 3개년도, 4개년도 평균한 로그연간실질소득의 세대 간 소득탄력성 추정치는 각각 0.134, 0.168, 0.185, 0.215 으로, 선행연구인 양정승(2012) 추정치에 근접해졌지만 다소 높게 나타났다.

KLIPS 9차~17차의 OLS 추정치가 선행연구에서 KLIPS 1차~12차를 분석한 OLS 추정치보다 높게 나타났다면, 분석 시점이 바뀐에 따라 세대 간 소득탄력성(ρ)가 높아졌거나 또는 Reliability Ratio가 높아졌다는 것을 의미한다. 그러나 <표 10>에서 구한 Reliability Ratio는 0.544로 양정승(2012)에서 KLIPS 1차~11차를 사용하여 구한 0.54와 매우 유사하게 나타났다. 분석 시점에 달리 하더라도 Reliability Ratio는 변화가 거의 없음을 알 수 있다. 따라서 Reliability Ratio 보다는 세대 간 소득탄력성 자체가 다소 상승하여 추정치가 높게 나타났을 가능성이 크다. 최근자료가 보다 많이 포함될수록 세대 간 소득탄력성 추정치가 증가하는 경향을

<표 10> KLIPS 9차~17차의 Reliability Ratio와 구성요소 분해

Koweps	단 년도	2개년도 평균	3개년도 평균	4개년도 평균
항상소득 분산($\sigma_{y_f}^2$)	0.236 *** (0.029)			
임시소득 분산($\sigma_{v_f}^2$)	0.198 *** (0.045)			
Reliability Ratio	0.544	0.704	0.781	0.827

주1) 추정치 아래 ()안의 값은 표준오차를 뜻한다.

주2) *, **, ***는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적 유의함을 뜻한다.

<표 11> KLIPS 9차~17차의 세대 간 소득탄력성 보정치

	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)
아버지 로그연간실질근로소득 (단 년도)	0.247			
아버지 로그연간실질근로소득 (2개년도 평균)		0.242		
아버지 로그연간실질근로소득 (3개년도 평균)			0.237	
아버지 로그연간실질근로소득 (4개년도 평균)				0.260

보일 가능성을 추론해 볼 수 있다. 만약 실제로 세대 간 소득탄력성이 증가 추세에 있다면 사회경제적 지위와 계층의 고착화 현상이 나타나고 세대 간 불평등도는 심화 될 것으로 예상된다.

위 두 가지 방향에서의 분석을 종합하면, 본 연구와 선행연구의 세대 간 소득탄력성 추정치 차이는 농어가 표본 포함 여부와 분석 시점 차이 양쪽에서 모두 기인한 것으로 분석되었으며, 최근으로 올수록 세대 간 소득탄력성이 증가하는 추세에 있을 가능성을 제시하였다.

제 5 장 결론

본 연구는 처음으로 한국복지패널(Koweps)을 사용하여 1차(2006년)~10차(2015년) 사이 부자쌍(father-son pairs)의 세대 간 소득탄력성을 추정하고자 시도하였다. 한국 내 선행연구들은 대부분 한국노동패널(KLIPS)을 통해 세대 간 소득탄력성을 추정하였다. 그러나 KLIPS는 도시지역에 한정된 패널조사라는 점에서 대표성 문제에 직면한다. Koweps는 KLIPS에서 제외된 읍면지역 농어가 및 제주도 표본을 포함하고 있어 대표성 문제에 직면할 가능성이 상대적으로 낮다.

단 년도 로그연간실질소득으로 OLS 추정한 세대 간 소득탄력성은 0.169로 나타났다. 그러나 이는 Solon(1992)과 Zimmerman(1992)에서 제시한 하향편의 문제로 인한 과소추정 결과일 수 있다. 하향편의 완화하기 위해 세 가지 방법을 사용하여 추정하였다. 첫째, 4개년도 로그연간실질소득을 평균하여 추정한 세대 간 소득탄력성은 0.233로 단 년도 추정치보다 높게 나타났다. 허나 유한한 평균기간(T)으로 인해 하향편의를 완벽히 제거하기는 불가능하므로 세대 간 소득탄력성의 하한(lower bound)으로 해석하는 것이 합리적이다. 둘째, 하향편의 비율인 Reliability Ratio를 추정하고 이 역수를 직접 추정치에 곱하여 세대 간 소득탄력성을 계산하였다. 그 결과 세대 간 소득탄력성은 0.25~0.28 사이로 제시된다. 셋째, 아버지 교육연수를 도구변수로 사용하여 분석한 추정치는 0.43~0.45 사이로 제시된다. 도구변수 추정치가 상향편의를 가질 가능성이 있으므로 도구변수 추정치는 세대 간 소득탄력성의 상한(upper bound)으로 해석하는 것이 적절하다.

본 연구에서 Koweps 단 년도 및 2~4개년도 평균한 로그연간실질소

득으로 추정된 세대 간 소득탄력성은 선행연구에서 KLIPS를 사용하여 분석한 추정치보다 상대적으로 높게 나타났다. 선행연구와의 이런 차이를 크게 두 가지 방향에서 분석하였다. 첫째, Koweps에서 농어가 표본을 제외시키고 도시지역 표본만을 남겨 KLIPS와 유사하게 만들어 세대 간 소득탄력성을 추정하였다. 표본을 유사하게 만들어 분석한 결과 세대 간 소득탄력성의 추정치는 선행연구 추정치에 근접해졌으나 여전히 다소 높게 나타났다. 둘째, KLIPS 9차(2006년)~17차(2014년)를 분석하여 Koweps 분석 시점과 일치시켰다. 시점을 일치시켜 KLIPS를 분석한 결과 역시 선행연구 추정치에 근접했으나 여전히 높게 나타났다. 결론적으로 본 연구와 선행연구 간 OLS 추정치 차이는 농어가 표본 포함 여부와 분석 시점의 차이 양쪽에서 기인한 것으로 나타났다. 또한 최근으로 올수록 세대 간 소득탄력성이 증가하는 경향을 보였다.

본 연구의 한계점은 다음과 같다. 먼저 아버지의 교육연수를 구할 때 Koweps에서는 대학원의 석사와 박사를 구분하지 않고 있어 대학원 이상의 학력의 교육연수를 정확히 구하는데 한계가 있다. 본 연구에서는 석사와 박사 교육연수의 평균값인 20년을 대학원 졸업자의 교육연수로 측정했다. 둘째, 본 연구에서는 관측소득에 고전적 측정오차 모형을 가정하였는데, Bound et al.(1994), Kim and Solon(2005), Haider and Solon(2006) 등 선행연구에 따르면 관측소득이 여러 비고전적 측정오차 모형을 따를 가능성을 실증적으로 분석하였다. 비고전적 측정오차 모형을 따를 경우 종속변수인 아들 관측소득의 측정오차도 OLS 추정치의 편의를 일으키며, 도구변수 추정치에도 비일치성(inconsistency)이 발생함을 제시하고 있다. 편의 비율의 구성요소도 고전적 측정오차 모형의 경우와 다르다. 따라서 편의 크기, 편의 구성요소 및 편의 완화 방법에서 고전적 측정오차 모형과는 다른 분석과 접근이 필요하다.

참 고 문 헌

김민성·김봉근·하태욱, 「한국의 세대 간 소득탄력성」, 『국제경제연구』 제15권 제2호 (2009.8): 87-101.

김봉근·석재은·현은주, 「한국의 세대 간 소득탄력성과 추세」, 『노동경제논집』 제35권(2) (2012.8) :25-41

김희삼, 「한국의 세대 간 경제적 이동성 분석」, 연구보고서 2009-3, 한국개발연구원, 2009.

양정승, 「한국의 세대 간 소득이동성 추정」, 『노동경제논집』 제35권(2) (2012.8) :79-115

최지은·홍기석(2011), 「우리나라의 세대 간 소득 이동성 분석-아버지와 아들 중심으로」, 『사회보장연구』, 제27권 제3호: 143-163.

현은주, 「한국의 세대 내 소득불평등도의 구조-세대 간 소득이동성 연계」, 서울대학교 석사학위논문, 2013.

Bound, John and Alan B. Krueger, “The Extent of Measurement Error in Longitudinal Earning Data: Do Two Wrong Make a Right?”, *Journal of Labor Economics* 9 (1) (January 1994): 1-24

Bound, John, Charles Brown, Greg J. Duncan, and Willard L. Rodgers, “Evidence on the Validity of Cross-sectional and Longitudinal Labor Market Data”, *Journal of Labor Economics* 12 (3) (July 1994): 345-368

Haider, Steve and Gary Solon, “Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings”, *The American Economic Review* 96 (4) (September 1992): 1308-1320

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

Solon, Gary, “Intergenerational Income Mobility in the United States”, *The American Economic Review* 82 (3) (June 1992): 393-408

Zimmerman, David J., “Regression toward Mediocrity in Economic Stature”, *The American Economic Review* 82 (3) (June 1992): 409-429

부 록 (Appendix)

도구변수 추정치의 상향편의

Solon(1992)은 도구변수인 아버지 교육연수가 아버지 항상소득을 통해서 뿐만 아니라 독립적으로 아들 항상소득에 영향을 미치는 변수일 가능성을 제시했다. 직관적으로 떠올릴 수 있는 예로, 교육수준이 높은 아버지 일수록 정서적 안정, 올바른 인성 교육, 자녀의 성취감 고취, 원만한 대인관계 육성 등 항상소득과 무관한 요소를 통해 아들 항상소득 증가에 기여하는 것을 생각해 볼 수 있다. 이 경우 세대 간 항상소득 결정모형은 다음과 같이 구성될 수 있다.

$$Y_s^* = \alpha + \beta_1 \cdot Y_f^* + \beta_2 \cdot E_f + \epsilon_i \quad (A1)$$

하지만 세대 간 소득탄력성 추정 연구에서 알고자 하는 것은 식(A1)의 β_1 과 β_2 가 아니라, 제 2장에 있는 식 (1)의 ρ 이다. ρ 와 β_1 , β_2 의 관계는 다음 식 (A2)과 같다. λ 는 아버지 교육연수($E_{f,i}$)와 아버지 항상소득($Y_{f,i}^*$) 간 상관계수 이다.

$$\begin{aligned} \rho &= \beta_1 + \beta_2 \cdot \frac{cov(E_f, Y_f^*)}{\sigma_{y_f}^2} \\ &= \beta_1 + \beta_2 \cdot \lambda \cdot \frac{\sigma_{E_f}}{\sigma_{y_f}^*} \end{aligned} \quad (A2)$$

수식의 편의를 위해, 제 2장의 항상소득과 관측소득의 관계식을 $Y_{f,i}^* = Y_{f,i} + \mu_{f,i}$ 과 $Y_{s,i}^* = Y_{s,i} + \mu_{s,i}$ 이라 정의하고, $\mu_{f,i}$ 와 $\mu_{s,i}$ 는 연령(Age), 연령 제곱(Age²), 오차항(v)을 모두 포함한 변수라 정의했다. 또

한 $E_{f,i}$ 는 $\mu_{f,i}$ 또는 $\mu_{s,i}$ 와 상관관계를 갖지 않는다고 가정 하였다. 이때 도구변수 추정치는 다음 식 (A3)과 같다.

$$\begin{aligned}
 plim \hat{\rho}_{IV} &= \frac{cov(E_{f,i}, Y_{s,i})}{cov(E_{f,i}, Y_{f,i})} & (A3) \\
 &= \frac{cov(E_{f,i}, \beta_1 Y_{f,i} + \beta_2 E_{f,i} + \epsilon_i + \mu_{s,i} - \beta_1 \mu_{f,i})}{cov(E_{f,i}, Y_{s,i})} \\
 &= \beta_1 + \beta_2 \frac{\sigma_{E_f}^2}{\lambda \sigma_{E_f} \sigma_{y_f}^*} \\
 &= \beta_1 + \beta_2 \frac{\sigma_{E_f}}{\lambda \sigma_{y_f}^*} \\
 &= \beta_1 + \beta_2 \frac{\lambda \sigma_{E_f}}{\sigma_{y_f}^*} - \beta_2 \left[\frac{\lambda \sigma_{E_f}}{\sigma_{y_f}^*} - \frac{\sigma_{E_f}}{\lambda \sigma_{y_f}^*} \right] \\
 &= \rho + \beta_2 \sigma_{E_f} \frac{(1-\lambda^2)}{\lambda \sigma_{y_f}^*}
 \end{aligned}$$

$\beta_2 = 0$ 이거나 $\lambda = 1$ 일 경우에만 도구변수 추정치($\hat{\rho}_{IV}$)가 편의 없이 일관적으로 ρ 를 추정하게 된다. 그러나 앞서 언급했듯이 교육연수가 독립적으로 아들 향상소득 증가에 기여한다면 $\beta_2 > 0$ 일 가능성이 있다. 향상소득과 교육연수 간 상관관계(λ) 또한 $0 < \lambda < 1$ 로 보는 것이 합리적이라면 가정 하에, $\hat{\rho}_{IV}$ 는 상향편의를 지니게 된다.

<표 12> 본 연구 및 선행연구의 세대 간 소득탄력성 추정치 정리 (평균 관측소득을 사용한 OLS 추정치 및 보정한 추정치)

	데이터	소득변수	단 년도 소득	2개년 평균소득	3개년 평균소득	4개년 평균소득	5개년 평균소득	Reliability Ratio 역수 곱한 보정치
김민성 김봉근 하태욱(2009)	KLIPS (1998~2006)	연간 임금소득	0.11				0.21	0.26(비고전 적 측정오차 가정)
최지은 홍기석(2009)	KLIPS (1998~2008)	월평균 근로소득	0.13					
김봉근 석재은 현은주(2012)	KLIPS (1998~2008)	연간 임금소득	0.21		0.24			0.34(비고전 적 측정오차 가정)
양정승(2012)	KLIPS (1998~2006)	월평균 근로소득	0.14	0.16	0.16	0.18		0.22~0.25
현은주(2013)	KLIPS (1998~2009)	월평균 근로소득	0.12~0.14					0.32~0.38
본 연구	Koweps (2006~2015)	연간 근로소득	0.17	0.20	0.23	0.23		0.25~0.28
본 연구 (농어가 제외한 Koweps)	Koweps (2006~2015)	연간 근로소득	0.15	0.18	0.19	0.21		0.23~0.26
본 연구 (기간 일치시킨 KLIPS)	KLIPS (2006~2014)	월평균 근로소득	0.13	0.17	0.19	0.22		0.24~0.26

<표 13> 본 연구 및 선행연구의 세대 간 소득탄력성 추정치 정리 (도구변수 추정치)

	데이터	소득변수	단 년도 소득	2개년 평균소득	3개년 평균소득	4개년 평균소득	5개년 평균소득
김민성 김봉근 하태욱(2009)	KLIPS (1998~2006)	연간 임금소득	0.38				0.21
최지은 홍기석(2009)	KLIPS (1998~2008)	월평균 근로소득	0.35				
김봉근 석계은 현은주(2012)	KLIPS (1998~2008)	연간 임금소득	0.29				
양정승(2012)	KLIPS (1998~2006)	월평균 근로소득	0.57	0.47	0.54	0.52	
현은주(2013)	KLIPS (1998~2009)	월평균 근로소득	N/A				
본 연구	Koweps (2006~2015)	연간 근로소득	0.44	0.43	0.45	0.44	

Abstract

Estimating Intergenerational Income Elasticity in Korea using Koweps

Kim, Hyunik

Department of Economics

The Graduate School

Seoul National University

This study estimates intergenerational income elasticity in Korea using Koweps(Korea Wealth Panel Study) database over the period of 2006–2015. Koweps is a longitudinal survey of households and individuals residing in both urban and rural area. However most of previous studies in Korea used KLIPS(Korea Labor and Income Study) surveying samples residing just in urban area. Data not covering rural area inevitably raises unrepresentative sample issues for those previous studies. From this perspective, using Koweps has advantages over KLIPS.

Three different methods are used in order to alleviate downward bias inherent in estimates. First, instead of a single year of log of annual real income, the average of log of annual real income are used for OLS estimations. The results show higher intergenerational income elasticity than previous studies' estimates. Using 4-year-average of log of annual real income, intergenerational income elasticity is estimated at 0.233 which would be described as lower

bound for true value. Second, downward bias is corrected by calculating variances of permanent income and transitory income. The corrected estimates are around 0.25–0.28. Third, years of father's education are employed as an instrumental variable(IV) for father's income. IV estimates are above 0.4 which would be described as upper bound for true value.

Additional two analysis are conducted so as to investigate differences in OLS estimates between this study and the previous. First, I exclude samples living in rural area, in order to make Koweps similar to KLIPS and increase comparability. Estimates using Koweps confined to urban area come close to previous studies' estimates. Second, KLIPS database from 2006 to 2014 are analyzed so as to increase comparability with the previous studies in timeline. The estimates again come close to but are still a little higher than the previous. Reliability ratio is estimated at 0.544, which shows little difference with previous studies' reliability ratio. Overall, the results of additional analysis indicate that difference in OLS estimates between this study and the previous arises from both difference in timeline and whether the sample includes individuals living in rural area. They also implies intergenerational income elasticity is on a weak upward trend.

Keyword : intergenerational income elasticity, downward bias, measurement error, homogeneity, permanent income

Student Number : 2013-22849