

한국노동패널과 가계동향조사를 이용한 소득기회불평등의 장기추세에 대한 연구*

신 지 섭** · 주 병 기***

논문초록

개인의 의지와 독립적으로 주어진 환경에 따라 성취 전망의 우열이 결정될 때 기회불평등이 존재한다. 부모의 사회경제적 지위(부친의 학력)에 따라 (가구 처분가능) 소득이라는 성취변수의 기회불평등의 존재여부와 그 장기 추세를 분석하는 것이 본 연구의 목적이다. 우리가 고려하는 기회불평등은 부모의 교육 수준, 직업 등 사회경제적 지위 자료만을 필요로 하여 장기간의 기회불평등 추세를 확인하기에 용이하다. 한국노동패널과 가계동향조사를 활용하여 1990년에서 2016년에 이르는 (가구 처분가능) 항상소득기회불평등 추세를 분석한 결과, 기회불평등도가 1990년대 초중반까지 상대적으로 양호한 낮은 수준을 유지하다 외환위기를 거치며 최근까지 빠르게 상승하였고 이런 상승 추세가 통계적으로 유의미함을 확인하였다. 전문대졸 이상의 가구주를 대상으로 한 분석에서는 기회불평등도가 전 기간에 걸쳐 큰 폭으로 하락하는 것으로 나타났다. 이는 교육이 소득기회불평등을 줄이는 데 중요한 역할을 하고 있다는 점과 부친 학력에 따른 자녀의 교육격차가 소득기회불평등이 발생하는 주요 경로라는 점을 말해준다.

핵심 주제어: 기회평등, 항상소득, 소득 기회불평등, 지니기회불평등지수, 개천용 기회불평등지수, 이중샘플접근법

경제학문헌목록 주제분류: H0, D3

투고 일자: 2020. 12. 2. 심사 및 수정 일자: 2021. 1. 23. 게재 확정 일자: 2021. 2. 23.

* 본 연구는 서울대 경제학부 BK21 장학금 지원, 한국연구재단의 연구지원 (NRF-2016S1A3A 2924944) 그리고 서울대학교 경제연구소 분배정의연구센터의 연구지원을 받아 수행되었다. 논문에 대한 유익한 조언을 해준 김진일 교수와 익명의 두 심사자, 김성진 교수, 김봉근 교수 그리고 홍석철 교수께 깊은 감사를 표한다.

** 제1저자, 서울대학교 경제학부 박사과정, e-mail: sjs9203@snu.ac.kr

*** 교신저자, 서울대학교 경제학부 교수, e-mail: bgju@snu.ac.kr

I. 서 론

기회평등은 개인의 인종, 성, 종교, 계층, 출신지 등에 대하여, 법과 규정 혹은 절차와 같은 형식상의 비차별(non-discrimination)만을 요구하는 형식적 기회평등에서, 형식에만 머물지 않고 성취의 기회평등까지도 요구하는 실질적 기회평등, 그리고 개개인이 처한 모든 형태의 약점을 보완하도록 사회적 지원을 필요로 하는 가장 극단적 기회평등에 이르기까지 매우 폭넓은 정치 철학적 입장을 수용하는 개념이다. 국가와 사회 제도 전반에 존재하는 인종 간 혹은 성 간 차별적 요소들을 제거해 왔던 많은 선진국에서 아직도 인종 간 혹은 성간 경제적 격차가 크게 존재하는 것은 형식적 기회평등만으로는 실질적 기회평등이 보장되기 어려운 현실을 잘 보여준다. 미국의 차별철폐조치(Affirmative Action)는 실질적 기회평등을 위해 교육과 노동시장 전반에 적극적 정책 개입이 필요하다는 것을 보여주는 사례이다. 실질적 기회균등에 대한 조작적 정의를 제시하면서 존 로머(Roemer, 1998)는 기회균등에 대한 다양한 관점들의 구분을 기회균등이 요구되는 출발점(starting gate)의 선택 문제로 나타낼 것을 제안했다. 그 출발점에서 개개인의 성취 전망(기회)이 균등해야 하고 그 이후 개인의 선택으로 발생한 결과의 불평등은 용인될 수 있다는 것이다. 이 출발점이 생애 초반으로 향할수록 기회평등의 원칙은 약해지고 형식적이 될 수밖에 없고 생애 후반으로 향할수록 강력해지고 광범위한 사회적 지원을 필요로 하게 된다.

그러나 출발점이 정해져도 그 이후에 만들어지는 개개인 간의 구별이 또 다른 중대한 차별의 기준이 되는 경우들도 있다. 가령 직업의 종류에 대한 차별, 비정규직과 정규직 등 고용형태에 대한 차별, 지역 별 차별 등이 종종 중요한 사회문제로 논의되는 것을 볼 수 있고 이러한 차별의 부당함에 대해 높은 수준의 사회적 합의가 있는 것을 확인할 수 있다. 이처럼 출발점 선택으로 환원되기 어려운 다양한 기회평등의 원칙을 포괄하기 위하여 본 분석에서는 기회평등이 요구되는 환경들의 집합을 “균등화 기저”라 부르고 이에 합의하는 방식을 택할 것이다. 가령, 인종, 성, 거주 지역, 이 세 가지로 이루어진 균등화 기저를 고려할 경우 기회평등의 원칙은, 이 세 특성의 차이에 따라 성취 기회의 격차가 발생해서는 안 된다는 것이다. 여기서 거주 지역을 빼고 나머지 두 특성으로 균등화 기저를 고려할 경우, 기회평등의 원칙은 완화되어 인종과 성의 차이에 따른 기회의 격차는 없어야 하지만 지역 간 격

차는 용인할 수 있는 것이 된다. 즉, 세 특성으로 이루어진 균등화 기저에 따라 정의되는 기회균등의 원칙이 지역을 뺀 나머지 특성으로 이루어진 균등화 기저에 따라 정의되는 기회균등을 함축하지만 그 역은 성립할 수 없게 되는 것이다.

본 연구는 개인의 성장 환경의 특성을 나타내는, 가구의 경제적 지위, 문화적 환경, 주거환경 등을 균등화 기저로 고려하여 개인이 성취할 수 있는 (처분가능) 가구 항상소득의 기회불평등의 존재 여부를 분석하고 기회불평등도의 장기적 추세를 분석하는 것을 목적으로 한다. 본 연구에서 사용되는 통계 자료의 한계 때문에 성장 환경을 나타내는 다양한 기준 특성들을 직접 활용하지 않고 이들과 밀접한 상관관계가 있는 부친의 학력만으로 이루어진 균등화 기저를 고려할 것이다. Lefranc et al. (2008, 2009)의 선행연구에 따라, 성장 환경의 특성(부모의 사회경제적 지위)을 부친의 학력으로 구분하고, 부친 학력을 조건으로 얻어진 소득(확률) 분포 간의 제1차 혹은 제2차 “확률지배관계”가 존재할 때 기회불평등이 존재한다고 정의한다. 가령 부친 학력이 초급대학 졸 이상일 경우의 소득분포가 부친 학력이 중졸 이하인 경우의 소득분포를 확률지배할 경우 기회불평등이 존재한다고 할 것이다.

이처럼 우리가 고려하는 기회불평등은 부친의 교육 수준 자료만을 필요로 하여 장기간의 기회불평등 추이를 확인할 수 있는 장점이 있다. 본 연구에서는 한국노동패널과 가계동향조사를 활용하여 1990년에서 2016년에 이르는 (가구 처분가능) 소득기회불평등 추세를 분석하였다. 우리가 얻은 주요 결과는 가구(항상) 소득 기회불평등도가 1990년대 초중반까지 상대적으로 양호한 수준을 유지하다 외환위기를 거치며 빠르게 상승하였고 이런 상승 추세가 통계적으로 유의미하다는 것이다. 아울러 전문대졸 이상의 학력을 가진 가구주를 대상으로 이루어진 분석에서는 이러한 기회불평등도가 전 기간에 걸쳐 큰 폭으로 하락하는 것을 확인하였다. 이는 고등교육이 소득기회불평등을 줄이는 데 중요한 역할을 하고 있다는 점과 (부친 학력을 기준으로 나눈) 사회계층 간 자녀의 교육격차가 소득기회불평등의 주요 요인일 것이라는 점을 시사한다.

한국의 소득불평등은 1990년대 중반부터 외환위기를 거치며 금융위기가 발발하는 2000년대 중후반까지 매우 빠르게 상승해왔다.¹⁾ 사업체 규모와 고용 형태에 따

1) 한국의 소득불평등과 빈곤에 대한 포괄적인 연구 결과와 자료들이 구인회(2019)에 잘 정리되어 있다. 글로벌 금융위기가 발생한 2008년 이후 소득불평등이 다소 감소하는 추이를 보였는데, 최제민 외(2018)는 소득원천별 불평등 요인 분해를 통해 그 주요인이 고소득층의 자산소

른 임금 격차가 지속적으로 확대되었고,²⁾ 높은 저임금 근로자 비율과 임금 양극화 등 노동시장에서의 불평등 확대가 소득불평등의 상승에 큰 역할을 하였다(장지연·이병희, 2013; 전병유, 2013). 이러한 소득불평등의 악화는 더 심각한 문제인 기회 불평등의 악화를 초래한다할 수 있다. Krueger (2012)의 ‘위대한 갯츠비 곡선(the great gatsby curve)’은 국가별 비교를 통해 소득불평등과 세대 간 소득 이동성의 관계를 보여준다.³⁾ 이 발표에 따르면 소득불평등이 심한 국가들일수록 세대 간 소득 이동성이 낮은 경향이 나타나며, 이는 불평등이 높을수록 사회계층의 고착화가 더 크게 나타날 가능성을 암시한다. 이와 관련하여 Jerrim et al. (2015)은 부친의 교육 수준은 주로 자녀의 교육 성취를 통해 자녀의 소득수준에 영향을 미치며, 이러한 영향은 소득 불평등이 심한 국가일수록 높게 나타남을 지적하기도 하였다.

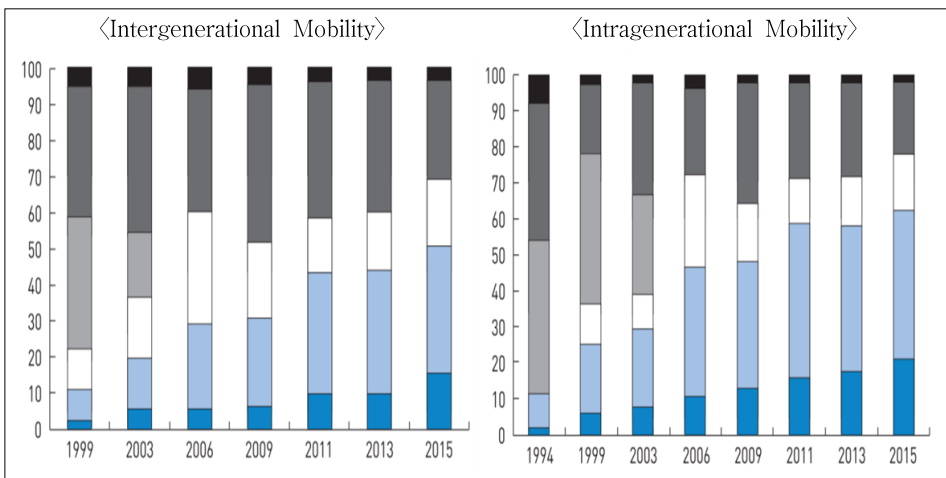
한국은 급격한 경제성장에도 불구하고 1997년 외환위기 이전까지는 소득불평등이 낮은 수준이었고 세대 간 계층 상승의 기회가 많았던 나라로 인식되었다. 실제로 높은 경제성장률에 힘입어 2-3차 산업에서 많은 양질의 일자리가 창출될 수 있었고, 초중등 교육이 급속히 보편화되었으며 모든 사회계층에서 교육열이 매우 높았다는 점을 고려하면, 1990년대 세대 간 사회계층 이동도 활발했을 것이라는 짐작은 충분히 이해된다. 그러나 외환위기를 겪으면서 2000년대에 접어들어 이러한 인식에 큰 변화가 나타났다. 높아지는 소득불평등 속에서 ‘금수저, 흙수저’라는 신조어가 나타내는 기회불평등에 대한 비판적 인식이 국민들 사이에 자리 잡았다. 통계청에서 발간한 사회조사 보고서는 이러한 세대 간 그리고 세대 내 계층 이동성에 대한 인식의 급속한 변화를 잘 보여준다. 이 조사에는 가구주를 대상으로 ‘우리 사회에서 현재 본인 세대에 비해 다음 세대인 자식 세대의 사회경제적 지위가 높아질 가

득 감소와 저소득층에 대한 이전 지출 증가에 있는 것으로 분석하였다. 한국경제의 불평등과 양극화 문제와 이것이 경제발전엔 미치는 부정적 영향에 대해서는 주병기(2019)를 참고하기 바란다.

- 2) 대기업과 중소기업의 원청-하청 구조의 특성을 반영하여 대기업과 협력 중소기업 간의 소득 분배 그리고 자본과 노동 사이의 소득분배를 설명하는 이론 모형을 제시한 김배근(2019)은 대기업의 중간재와 최종재 시장에서의 수요독점적 지위와 대기업 노동조합의 교섭력이 소득 분배에 미치는 영향을 분석하였다. 수요독점적 지위가 소득분배를 악화시키는 원인이라는 점과 노사간 협상 방식에 따라 노조의 교섭력 강화가 소득분배에 긍정적 혹은 부정적 영향을 미칠 수 있음을 보였다.
- 3) OECD (2018, p. 36)에 따르면 한국의 세대 간 소득 이동성과 소득 불평등 수준은 OECD평균(OECD24)과 비슷한 수준임을 확인할 수 있다.

능성은 어느 정도라고 생각하십니까?’라는 설문이 포함되어 있다. 이에 대한 연도별 응답을 비교하면, ‘매우 낮다.’ 또는 ‘비교적 낮다.’라고 비관적으로 응답한 비율이 1999년에는 11.1% 수준이었으나 2015년 이후에는 50% 이상으로까지 상승한 것이다(〈Figure 1〉 참조). 이러한 추이는 ‘우리 사회에서 일생 동안 노력을 한다면 개인의 사회경제적 지위가 높아질 가능성은 어느 정도라고 생각하십니까?’라는 질문으로 확인한 세대 내 계층이동에 대한 인식에서도 마찬가지로 나타난다.

〈Figure 1〉 Householders' perception of inter(intra)generational mobility, 1994-2015



Source: Statistics Korea, Social Survey, each year.

Notes: The six segments from the bottom represent ‘very low’, ‘relatively low’, ‘unknown’, ‘ordinary’, ‘relatively high’, ‘very high’, respectively.

이러한 세대 간 계층 이동성 또는 기회의 공정성에 관한 주관적 인식의 큰 변화를 객관적 소득자료를 통해 실증적으로 보여주는 연구는 많지 않다. 양정승(2012)은 본 연구와 같이 한국노동패널자료와 도시기계조사(현 가계동향조사) 자료를 병합하여 1999년부터 2008년까지 항상소득의 세대 간 소득탄력성을 추정하였다. 연도별 오차에도 불구하고 전반적인 추정치는 분석기간의 전반부보다 후반부에 더 높게 나타났으나, 해당 연구에서는 아들 세대를 1998년 당시 25세~35세인 남성 응답자들로 한정했기 때문에 연도별 추정치의 변화가 정확한 사회의 계층 이동성 변화를 보여준다고 판단하기는 어렵다.

Lefranc et al. (2008, 2009)는 본 논문과 같이 부친의 학력을 기준으로 가구환경

을 구분하여 기회불평등의 존재와 지니기회불평등도를 노르웨이, 미국, 독일, 스웨덴, 이탈리아, 프랑스 등의 선진국을 대상으로 분석하였다. 이 연구는 가구항상소득이 아닌 해당 연도의 가구소득 자료를 활용하였다. 연구결과 노르웨이의 경우 완전한 기회평등이 존재하여 부친의 학력과 무관하게 동등한 가구소득 분포가 얻어지는 것으로 나타났고, 스웨덴의 경우 기회불평등의 존재는 확인되지 않았으나 노르웨이 같이 완전한 기회평등도 성립하지 않았다. 그리고 이 두 나라와 독일의 지니기회불평등도가 다른 나라들에 비해 낮은 수준이라는 것을 보였다. 본 연구는 가구항상소득을 이용하였기에 이들의 연구결과와 직접 비교는 어려우나, 가구항상소득의 기회불평등이 Lefranc et al. (2008, 2009)의 미국, 이탈리아, 프랑스 등에서와 같이 뚜렷하게 존재하는 것을 보였다. 또한 Lefranc et al. (2008, 2009)이 한 해의 기회불평등의 분석만을 다룬 것과 달리 본 연구는 기회불평등의 30년에 가까운 기간의 장기추세를 분석했다는 점에 의의가 있다.

오성재·주병기(2017)는 한국노동패널자료를 바탕으로 본 연구와 동일한 기회불평등 지수를 활용하여 소득기회불평등도의 1998년부터 2014년까지의 변화 추이를 분석했다. 이러한 분석은 기회불평등도의 연도별 변화추이를 보여주는 데 적합하나, 자료의 한계로 분석기간이 외환위기 이후에 한정된다. 또한 기회불평등 연구에 보다 적합한 항상소득을 활용하지 않았다는 면에서도 본 연구와 차이가 있다. 본 연구는 이러한 선행연구의 방법론을 보강하여 외환위기 이전 1990년에서 최근에 이르는 소득기회불평등의 장기추세를 규명하는 것을 목적으로 한다.

본 연구가 선행연구들과 차별되는 점으로 첫째는 27년의 장기간에 걸친 자료를 이용하여 기회불평등을 분석했다는 점이다. 본 연구는 외환위기 이전부터 이루어진 가계동향조사 자료를 한국노동패널 자료와 결합하여 1990년부터 2016년까지의 계층 간 소득 기회불평등의 존재 유무와 그 수준 및 변화 추이를 분석할 수 있었다. 본 연구는 외환위기 이전의 높은 세대 간 계층이동성에 대한 주관적 인식과 외환위기 이후 인식의 변화를 실제 소득자료를 이용하여 확인할 수 있게 해준다. 둘째, 본 연구는 가구주의 사회-인구학적 요인을 바탕으로 추정된 가구 항상소득을 이용하여, 동일한 기회불평등 개념을 적용한 선행연구들과 차별성이 있다. 가구주의 사회-인구학적 요인을 바탕으로 추정된 가구 항상소득을 추정하기 위하여 분석대상 가구주의 연령은 35세-50세로 제한하였다. 선행연구에 비해 젊은 가구주 표본을 제외한 것은 가구항상소득 추정을 위하여 가구 구성이 이루어진 연령대만을 고려하는

것이 적절하기 때문이다. 이렇게 항상소득으로 계산한 기회불평등의 수준은 지표별 차이에도 불구하고 연간소득으로 산출한 값보다 전반적으로 높게 나타난다. 마지막으로 본 연구는 가계동향조사의 소득 자료로 추정된 항상소득을 활용하였다는 점에서 선행연구와 구별된다. 조사자료들은 일반적으로 조사 목적 및 방법에 따라 동일한 항목이어도 조사결과가 다르게 나타나는 경우가 많다. 통계청은 가계동향조사 자료를 기반으로 지니계수를 산정해 소득불평등을 발표하는데, 그 수준이나 변화추이는 한국노동패널이나 가계금융복지조사의 자료로 계산된 결과와 상당한 차이를 보인다. 따라서 각 자료를 바탕으로 소득기회불평등을 산출함으로써 두 자료의 결과를 비교하고 자료별 소득불평등과 기회불평등의 관계를 검토할 수 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성되었다. 제Ⅱ절에서는 연구에서 적용하는 기회불평등의 정의와 기회불평등 지수를 설명한다. 제Ⅲ절에서는 항상소득 추정 방법을 소개하고 추정된 항상소득을 활용하여 기회불평등의 존재 유무와 변화 추이를 분석한다. 마지막으로 제Ⅳ절에서는 결과의 요약과 시사점을 제시한다. 본 논문에 포함되어 있지 않은 추가 분석자료와 그림 및 표의 한국어 판은 신지섭·주병기(2020)에서 확인할 수 있다.

Ⅱ. 모형과 기본 개념

개인의 성취는 자신의 노력뿐만 아니라 인종, 성, 부모의 사회경제적 지위 등과 같은 환경, 선천적인 재능 그리고 다양한 운에 따라 결정된다. 기회균등이 요구되는 환경들의 집합이 C 로 주어져 있고 이를 **기회균등기저(equal opportunity basis)**라 하자. 기회균등기저에 속한 임의의 환경 c 에서 노력과 다른 우연적인 요인들에 따라 결정되는 소득 y 의 확률분포 $F(y|c)$ 를 얻을 수 있다. 바로 이런 소득의 확률분포가 기회균등 기저의 모든 환경들 간에 동일해야 한다는 것으로 **강한 기회평등**을 정의할 수 있을 것이다. 즉 임의의 두 환경 $c, c' \in C$ 에 대해 $F(\cdot | c) = F(\cdot | c')$. 그러나 이처럼 강한 기회평등을 요구하는 것은 매우 비현실적이다. 서로 다른 환경이 상이한 소득확률분포를 가지더라도 어느 하나가 다른 하나보다 우월하지 않다면 기회평등이 침해되었다고만 볼 수는 없다. 우리는 Lefranc et al. (2008, 2009)이 제시한 보다 완화된 기회평등 개념을 활용하여 기회불평등에 대한 분석을 진행할 것이다.

1. 기회불평등

Lefranc et al. (2008, 2009)의 기회평등은 어떤 환경도 그 확률분포가 다른 환경의 확률분포를 확률지배하지 않을 경우에 성립한다. 상이한 두 환경 c 와 c' 에서 개인의 소득은 각각 $F(\cdot | c)$ 와 $F(\cdot | c')$ 의 확률분포를 이룬다고 가정하자. 만약 모든 소득 y 에서, 부등식

$$F(y|c) \leq F(y|c') \quad (1)$$

이 성립하면 환경 c' 에서 일정소득 y 이하의 낮은 소득을 획득할 확률이 다른 환경 c 에서 보다 크다는 것을 의미한다. 이는 소득획득의 전망의 관점에서 환경 c' 이 환경 c 보다 열악하다는 것이다. 이처럼 모든 소득에서 식 (1)이 성립하고 적어도 한 소득에서 이 부등식이 강부등식으로 성립할 때 환경 c 가 환경 c' 을 제1차 확률지배한다고 말한다.

만약 모든 소득 x 에서, 부등식

$$\int_0^x F(y|c)dy \leq \int_0^x F(y|c')dy \quad (2)$$

이 성립하고 적어도 하나의 소득에서 이 부등식이 강부등식으로 성립할 때 환경 c 가 다른 환경 c' 을 제2차 확률지배한다고 말한다. 이 경우 위험기피적인 선호를 가진 사람은 항상 환경 c 의 확률분포를 선호하게 된다.

기회균등기저에 속한 어떤 두 환경 간에 제1차 혹은 제2차 확률지배관계가 존재할 경우 기회불평등이 존재한다고 볼 것이고 이러한 기회불평등이 존재하지 않을 경우 기회평등이 얻어진다고 볼 것이다. 따라서 본 논문에서 기회평등한 사회는 기회균등기저에 속한 서로 다른 환경들이 상이한 성취의 기회(확률분포)를 제공할 수 있다. 단, 어느 환경도 다른 환경보다 더 확률지배적인 성취의 기회를 제공해서는 안 될 뿐이다.

제1차 기회불평등 조건: 어떤 두 환경 $c, c' \in C$ 에 대하여 $F(\cdot | c)$ 와 $F(\cdot | c')$ 사이에 제1차 확률지배관계가 성립한다.

제2차 기회불평등 조건: 어떤 두 환경 $c, c' \in C$ 에 대하여 $F(\cdot | c)$ 와 $F(\cdot | c')$ 사이에 제2차 확률지배관계가 성립한다.

보다 근본적으로 환경뿐만 아니라 개인의 노력도 기회불평등을 정의함에 있어서 고려되어야 한다(Roemer, 1998; Lefranc et al., 2008, 2009). 즉, 동일한 노력을 한 사람들에게 환경의 기회격차가 존재해서는 안된다는 기회평등은 설득력을 가질 수 있지만 노력을 더 많이 한 사람에게 더 좋은(확률지배적) 기회가 보장되는 것을 불공정하다고 볼 수 없는 것이다. 이처럼 환경뿐만 아니라 노력의 크기까지도 조건화하여 위에서 말한 확률지배관계를 정의하고 이를 이용하여 기회불평등을 정의하는 것이 보다 근본적인 접근이라 할 수 있다. 이러한 접근법을 택하더라도 개인의 노력을 “순수한” 노력 변수로 나타낸다면 결과적으로 앞서 정의된 노력이 고려되지 않은 기회불평등 조건이 필요조건이 될 수밖에 없다. 여기서 노력이 순수하다는 것은 노력의 분포 자체도 환경의 영향을 받지 않는다는 것을 의미한다. 이와 관련하여 보다 자세한 논의는 선행연구인 Roemer(1998), Lefranc et al. (2008, 2009), 오성재 外(2016), 오성재·주병기(2017), 김성진 外(2018, 7장) 등에 잘 소개되어 있다.

두 기회불평등 조건에 나타난 확률지배관계 검증은 Davidson and Duclos (2000)의 비모수 검증법을 활용한다. 먼저 기회균등기저의 환경을 기준으로 집단을 나누고 환경별 소득분포 $F(\cdot | c)$ 를 얻는다. 이렇게 얻어진 환경별 분포함수들 간에 확률지배관계 성립 여부를 검증하는 것이다. 우선 임의의 두 환경 c, c' 사이에 $F(\cdot | c)$ 가 $F(\cdot | c')$ 을 1차(2차) 확률 지배를 하고 그 역은 성립하지 않을 경우 전자가 후자를 1차(2차) 확률지배하는 것으로 확인된다. 이처럼 확률지배관계가 확인되지 않을 경우 두 분포의 동일성 여부를 검증하는 순서로 진행된다.

2. 기회불평등 지수

확률지배검증은 기회불평등의 존재 유무만을 알려준다. 똑같이 기회불평등한 사회 간에도 기회불평등의 크기를 비교할 수 있으려면 기회불평등 지수가 필요하다. Lefranc et al. (2008)은 불평등 지수로 널리 쓰이는 지니계수에서 착안한 지수를 활용하였다. 환경 t 의 평균소득을 μ_t , 불평등도(지니계수)를 G_t 로 나타내고 환경 t 에서의 소득기회의 “가치”를 $\mu_t(1 - G_t)$ 로 나타낼 수 있을 것이다. 즉, 평균소득이

클수록 그리고 불평등도가 낮을수록 환경 t 의 소득기회의 가치는 상승하는 것이다. 모든 환경에 대하여 이렇게 환경의 가치를 측정하고 이러한 가치 값들에 대한 불평등도를 다시 지니계수로 구한 것이 **지니 (Gini) 기회불평등지수** (혹은, **GO 지수**)이다. 총 k 개의 환경이 있고 환경 가치의 평균값을 v 라고 하면, 각 환경 t 의 비중이 P_t 일 때, 지니 기회불평등지수는 다음 식과 같이 정의된다.⁴⁾

$$GO = \frac{1}{v} \sum_{i=1}^k \sum_{j>i} P_i P_j (\mu_j (1 - G_j) - \mu_i (1 - G_i)). \quad (3)$$

열악한 환경에서도 최상위 성취전망이 높은 사회에서는 계층상승의 기회가 크다고 할 수 있다. 이처럼 최하위에서 최상위로의 계층상승의 전망을 반영하는 지표도 기회불평등지수로 유용하게 활용될 수 있다. 가장 열악한 환경 c 에 처한 사람들의 전체 인구에서의 비율을 q_c 이라 하자. 최상위 성취 집단을 소득 상위 p 퍼센트에 속하는 사람들이라고 하고 이들의 수를 n_p 라고 하자. 그리고 이들 중 가장 열악한 환경 c 에 처한 사람들의 수를 $n_{p,c}$ 라고 하면, **개천용 (기회) 불평등지수** (혹은, **RR 지수**)는 최상위 성취집단에서 최하위 환경의 비율을 이용하여 다음과 같이 정의된다.⁵⁾

$$RR_p = 1 - \frac{n_{p,c}/n_p}{q_c}. \quad (4)$$

개천용불평등지수 값이 0이라는 것은 최상위소득을 얻는 사람들 중에서 최하위 환경을 가진 사람들의 비율이 최하위 환경 사람들의 인구비율과 동일하다는 것을 의미하고 이는 기회불평등이 없는 상태를 나타낸다. 개천용불평등지수 값이 1이라는 것은 반대로 최상위소득을 얻는 사람들 중에서 최하위 환경을 가진 사람이 없다는 것을 의미하고 이는 기회불평등도가 가장 높은 상태를 나타낸다. 개천용불평등지수 값이 음이 되는 경우도 있는데 이는 최하위 환경이 최상위 성취를 달성하는데

4) 지니 기회불평등 지수에 대한 자세한 논의는 Lefranc et al. (2008)을 참고하라.

5) 개천용불평등지수는 교육기회불평등에 대한 연구인 오성재 外 (2016)에서 소개되었다.

오히려 유리하다는 것을 의미하고 이는 성공을 위하여 열악한 환경이 오히려 유리한 현실에서 보기 힘든 경우에 해당한다.

개천용불평등지수가 0인 사회에서는 가장 열악한 환경에서도 다른 환경과 동일한 확률로 성공이 보장된다고 볼 수 있다. 개천용불평등지수가 양수 q 의 값을 가진다면 최악의 환경에서 성공할 수 있는 100명 중에서 $100 \times q$ 명(퍼센트)이 기회불평등 때문에 성공하지 못하는 것으로 볼 수 있다. 예를 들어 개천용불평등지수가 0.6인 사회에서는 최악의 환경에서 성공할 수 있는 100명중에서 60명이 기회불평등 때문에 실패하게 되는 것이다.⁶⁾

이하의 논의에서는 두 기회불평등지수 값을 나타낼 때, 편의상 각 지수에 100을 곱한 값을 주로 사용할 것이다.

Ⅲ. 이중자료 접근법을 이용한 기회불평등 추정

한국노동패널(Korean Labor and Income Panel Study, 이하 KLIPS)과 가계동향조사(Household Income and Expenditure Survey, 이하 HIES), 두 자료를 통해 추정된 향상소득이 기회불평등 분석에 사용될 것이다.

KLIPS는 한국노동연구원에서 1998년부터 조사가 실시된 패널 자료로서 가구 및 개인의 소득 활동이나 지출에 관한 다양한 정보를 포함하고 있다. 특히, 개인 자료에 포함된 14세 무렵 부친의 학력과 경제활동상태(직업 및 산업) 정보를 바탕으로 개인별 성장 환경에 따른 기회불평등을 분석할 수 있다. KLIPS의 경우 최초 조사연도인 1998년에 도시지역에 거주하는 5,000가구를 대상으로 조사를 시작하였으며, 2009년에 전국 대표성 확보 및 표본 누락을 보충하기 위하여 1,415가구의 표본을 추가하였으며, 분석지역도 읍면지역까지 확대되었다.

HIES는 통계청에서 실시하는 가구조사 자료로서 도시지역의 2인 이상 비농어를 조사하는 도시가계조사에서 2003년에 읍면지역, 2006년에 1인 가구를 분석대상에 포함한 후 가계동향조사로 명칭을 변경하여 현재까지 조사가 이어지고 있다. 두 자료를 함께 비교하는 과정에서 2006년 이전까지의 HIES 자료에는 1인 가구가 포함되어 있지 않기 때문에 KLIPS의 분석도 2인 이상의 가구로만 한정하였으며, 나

6) 본 연구에서는 성공의 기준을 전체 소득에서 상위 20% 이상인 경우로 정의한다.

중에 전국 표본으로 확대된 KLIPS에 맞추어 두 자료 모두 2009년 이후로 분석대상을 전국으로 확대하였다. 본 연구에서는 KLIPS의 경우 1998년~2016년, HIES의 경우 1990년~2016년 자료를 사용했다.

가구소득은 KLIPS의 경우 선행연구와의 비교가 용이하도록 오성재·주병기(2017)의 정의를 따라 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회보장 및 이전소득을 합한 처분가능소득을 사용했다. 두 자료는 자료의 성격 및 조사방법에서 몇 가지 차이를 보이는데, 대표적으로 KLIPS는 세후소득을 제공하는 반면 HIES는 소득을 세전소득으로 조사하고 있다. 따라서 두 자료에서의 처분가능소득 정의를 고려하여 가구 소득에서 공적 비소비지출(조세, 연금, 사회보장 부담금)을 제외한 값을 HIES의 처분가능소득으로 사용했다.⁷⁾ 각 소득은 해당 연도별 물가지수로 나누어 실질 변수로 바꿨으며, 가구규모에 따른 소득의 규모 차이는 가구소득에 가구규모의 제곱근을 나눠주는 OECD 균등화 등급으로 보정하였다.

오성재·주병기(2017)는 패널자료인 KLIPS를 이용하여 각 연도에 30~50세인 가구의 정보와 가구 균등화처분가능소득을 바탕으로 1998년부터 2014년까지의 기회불평등을 분석하였다. 그러나 KLIPS만을 이용하여 1997년 이전을 포함한 기회불평등의 장기 추이를 분석하는 것은 불가능하다. 따라서 본 연구에서는 KLIPS의 가구주 정보를 활용하되 각 연도의 처분가능소득이 아니라 HIES로 추정된 가구항상소득 자료를 활용하여 기회불평등을 분석한다. 구체적으로 두 자료에서 동시에 보유하고 있는 동일한 출생연도의 가구주 정보를 바탕으로 HIES에서 항상소득을 추정한 후, 추정된 항상소득을 가구주 정보를 매개로 하여 KLIPS의 가구주 정보에 통합시키는 것이다.

7) 두 자료에서 모두 가구의 가처분소득을 사용하였으나, 자료별 조사방식과 소득에 대한 정의가 상이하여 발생하는 문제가 있다. 예를 들어, 김낙년(2012)에 따르면 HIES는 다른 조사들과 달리 사업자소득을 전입소득으로 정의하고 있다. 또한 이원진·구인회(2015)는 HIES가 가계금융복지조사 등 다른 미시자료들과 비교했을 때 이전소득은 높게 조사되는 반면, 재산소득(이자, 배당소득, 토지임대소득 등) 및 사업소득(이자, 배당, 토지 임대 제외 부동산 소득 등)이 낮게 조사되고 있음을 지적했다. 따라서 본 연구의 결과에는 두 자료에서 조사된 소득의 차이로 인한 영향이 내포되어 있다.

1. 가구 항상소득 추정

밀턴 프리드먼(Milton Friedman)은 특정 연도의 개인의 소득을 항상소득과 일시 소득으로 구분하여, 자신의 소비를 일정하게 유지하고 싶은 경제주체들은 그 해의 소득이 아닌 자신의 항상소득을 기준으로 소비를 결정할 것이라는 항상소득가설을 제시하였다. 이에 따르면 특정 연도 t 의 소득(y_{it})은 시간에 따라 불변하는 항상소득(y_i)과 연도별로 가변적인 일시소득(v_{it})의 합으로 표현될 수 있다.

$$y_{it} = y_i + v_{it} \quad (5)$$

만약 개인의 전 생애에 걸친 소득 자료를 구할 수 있다면, 전 기간의 평균 소득을 항상소득이라 두고 각 해의 소득과 평균소득의 차이를 일시소득으로 구분함으로써 매 해의 소득을 항상소득과 일시소득으로 분리하는 것이 가능하다. 하지만, 자료 조사의 방법 또는 기간의 한계로 그런 방대한 양의 소득 자료는 아직까지 구축되지 않았으며, 따라서 항상소득 개념이 적용되는 연구에서는 항상소득의 대리변수가 이용되었다. 항상소득의 가장 단순한 대리변수로는 그 해의 연간소득이 사용된다. 그러나 항상소득가설을 검정하거나, 부친과 자녀의 항상소득 탄력성을 비교하는 세대 간 소득탄력성을 계산하는 많은 연구에서 항상소득의 대리변수로 연간소득을 사용할 경우 측정오차 문제로 인한 하향편의가 발생함을 지적하고 있다(Shapiro, 1982; Solon, 1989, 1992). 이러한 측정오차 문제를 완화하기 위한 방법으로 다년도 평균 소득을 활용하거나 도구변수 추정이 활용된다. 소득의 다년도 평균을 활용하는 방법은 소득 평균에 적용되는 기간이 길어질수록 평균 일시소득의 분산이 낮아지는 점에 착안하여 추정 계수의 하향편의를 완화하는 방법이다.⁸⁾ 후자의 도구변수 추정법은 항상소득에 영향을 미치는 개인의 사회-인구학적 변수들을 활용해 항상소득을 직접 추정하는 방법이다. 개인의 사회-인구학적 변수에는 본인의 학력, 직업 및 산업정보 등이 포함되며, 이를 z_i 로 나타낼 때 개인의 항상소득은 다음과 같이 결정된다.

8) 이 방법에 대한 구체적인 설명은 Solon(1989, 1992)를 참고하라.

$$y_i = z_i\phi + \xi_i \quad (6)$$

식 (6)의 ξ_i 는 항상소득에 대한 설명되지 않은 부분들로 z_i 와 독립적이라고 가정한다. 항상소득에 대한 식 (6)을 식 (5)에 대입하여 항상소득 추정식을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_{it} = y_i + v_{it} = z_i\phi + \xi_i + v_{it} \quad (7)$$

이때, 사회-인구학적 요인들(z_i)이 일시소득(v_{it})과 독립적이라고 가정하면 $\hat{\phi}$ 을 계산할 수 있고, 이를 바탕으로 항상소득을 $\hat{y}_i = z_i\hat{\phi}$ 와 같이 추정할 수 있다.⁹⁾ 본 연구에서는 서로 다른 두 자료를 매칭하기 위해 각 자료의 가구주들을 사회-인구학적 요인을 기준으로 식별한다. HIES의 소득도 마찬가지로 사회-인구학적 정보들로 추정되어 KLIPS에 동일한 정보를 지닌 가구주에게 매칭 되기 때문에, 이러한 방법은 항상소득의 도구변수 추정법과 동일하다. 본 연구와 유사한 방법이 사용된 연구들을 소개한다.

먼저, Lusardi (1996)은 프리드먼의 항상소득가설을 검증하고자 Panel Study of Income Dynamics (PSID)와 Consumer Expenditure Survey (CEX) 두 자료를 활용하여 항상소득과 소비의 관계를 분석했다. 해당 논문에 따르면 CEX는 가구의 지출 조사에 초점이 맞춰져 있어서 소득 자료가 부실한 반면 PSID는 소비지출 항목이 식료품 위주로 제한되어 있다는 문제가 있다. Lusardi는 두 자료 간 공통된 정보(가구주 직업, 교육 수준 등)를 활용하여 PSID에서 항상소득을 추정한 후 CEX에 통합하여 가구 항상소득과 지출의 관계를 분석했다. Kim (2017)은 본 연구와 동일한 두 자료 KLIPS와 HIES 두 자료를 사용하여 세대 간 소득탄력성을 추정했다. 단일 표본인 KLIPS만을 활용하여 세대 간 소득탄력성을 추정하고자 할 경우 부친과 아들의 소득의 식별을 위해 첫 조사년도에 부자가 동거하고 있는 가구만이 분석대상에 포함되는 표본 선택 문제가 발생한다. Kim (2017)은 KLIPS에 포함된 가구주 부친

9) 동일한 방법으로 항상소득을 추정한 Bjorklund and Jantti (1997)는 이를 바탕으로 측정한 세대 간 소득탄력성을 부친과 자녀 각각의 항상소득에 영향을 미치는 관측된 요인들이 상관되는 정도라고 해석했다. 본 연구의 항상소득결과 분석에도 이러한 해석이 반영되었다.

에 대한 정보를 바탕으로 HIES에서 부친의 항상근로소득을 추정함으로써 표본 선택 문제를 완화하였다.¹⁰⁾

본 연구는 가구주의 정보를 바탕으로 가구 항상소득을 추정한다는 점에서는 Lusardi (1996) 과 유사하며 사용하는 자료는 Kim (2017) 과 유사하다. 가구 항상소득 추정을 위하여 가계동향조사(HIES)와 한국노동패널(KLIPS)의 공통정보인 가구주의 교육 수준, 직업, 산업, 그리고 가구원 중 취업자 수, 이 네 가지 설명변수 조합을 사용하였다.¹¹⁾ 혼인 연령이 미치는 선택편의를 최소화하고 퇴직이 미치는 영향을 고려하여 분석 대상 가구주의 연령을 35세에서 50세까지의 2인 이상 가구로 제한하였다.¹²⁾ 설명변수의 선택에서 다른 설명변수들의 조합을 사용하거나, 연령 변수를 추가하거나 아니면 학력 및 직업의 연령대별 교차항을 추가하는 여러 방식을 시도하였으나 위 네 변수의 조합이 설명력과 두 자료 간 매칭률을 고려할 때 가장 적합하다고 판단하였다. 이에 대한 보다 자세한 비교는 부록(A1)에서 설명될 것이다.

가구원 중 취업자 수의 경우 전체 가구소득에 직접적인 영향을 미치지만 시간에 따라 불변하는 가구 항상소득을 추정하는 변수로는 적합하지 않다고 생각할 수 있다. 그러나 전 기간에 걸쳐 취업자 수가 1~2명인 가구가 80~90%를 차지하며, 분석 대상 가구주 연령이 35세~50세임을 고려할 때 가구원 중 취업자는 대체로 가구주 또는 가구주 배우자일 가능성이 높다. 따라서 가구원 중 취업자 수가 시간에 따라 변화할 가능성이 낮다. 또한 취업자 수를 제외할 경우 항상소득 추정의 설명력이 크게 변화하여 이를 포함하는 것이 적절하다고 판단하였다.¹³⁾

항상소득 추정에 사용되는 직업과 산업의 분류 기준이 두 자료에서 상이하게 설정되어 있어서 이를 단일한 분류기준으로 통합하는 것이 필요하다. KLIPS의 경우

10) Kim (2017) 은 부친의 항상근로소득 추정에 부친의 학력, 직업 및 산업 정보를 활용하였다. 양정승(2012) 도 동일한 방법으로 세대 간 소득탄력성을 측정하였으며, 소득 추정에는 당시 자료의 한계로 직업 및 산업 정보만 활용하였다.

11) 사회-인구학적 요인에는 일반적으로 연령이 포함되나, 본 연구에서는 35세~50세의 가구주들로 연령제한을 두었으므로 이를 대신하였는데 이는 같은 연령대에 대한 Kim (2017) 의 항상소득 추정에서와 같다.

12) 가구 소득을 추정하는 과정에서 가구주 외의 가구원에 대한 정보가 포함되지 않은 것은 추정 결과의 설명력을 낮출 수 있으나, 이는 1998년 이전 HIES 자료가 가구주 외에 가구원들에 대한 정보를 보고하지 않았기 때문에 불가피하였다.

13) 가구원 중 취업자 수를 제외할 때의 추정 결과는 부록(A1)에 설명될 것이다.

세 자리 코드로 구성된 상세한 직업 및 산업 분류를 전체 조사 기간 동안 균일하게 제공하고 있는 반면, HIES의 경우 두 자리의 코드로 KLIPS에 비해 상대적으로 포괄적인 분류기준을 채택하고 있으며 분류기준도 연도별로 자주 변경된다. 따라서 KLIPS의 분류 기준을 HIES의 연도별 분류 기준에 맞게 재구축하는 방법을 선택하였다. 이렇게 구축된 결과는 2000년과 2010년 자료를 바탕으로 <Table 1>~<Table 3>에 제시되었고, 두 자료 간에 각 변수의 분포가 대체로 유사함을 확인할 수 있었다. 14) 15)

KLIPS에는 1997년 이전 자료가 없기 때문에 1990년~1997년 자료를 얻기 위하여 2000년 KLIPS 자료에서 각 년도에 35세~50세에 해당하는 가구주 정보를 연결하였다. 16) 즉, 1990년 HIES의 35세~50세 가구주 정보는 2000년 KLIPS의 45~60세 가구주 정보를 연결하여 얻을 수 있고 같은 방식으로 1990년에서 1997년까지 각 해의 35~50세 가구주 정보를 얻었다. 2000년부터는 두 자료에서 모두 35~50세인 가구주의 정보가 비교된다. 1998년과 1999년의 경우 KLIPS의 표본 누락이 빠르게 나타나는데 이는 외환위기의 여파로 보인다. 따라서 본 연구에서는 표본이 비교적 안정적으로 유지되기 시작한 2000년 KLIPS 자료를 기준으로 하였고 1998년과 1999년 가구주 정보 역시 그 이전 자료들과 마찬가지로 2000년 KLIPS 가구주 정보를 연결하여 얻었다.

이상의 이중 자료를 활용한 분석과는 별도로 KLIPS자료만을 활용한 항상소득 추정과 기회불평등 분석도 병행하였다. KLIPS자료가 시작된 1998년 이후의 분석만 가능하다는 한계는 있으나 이중 자료를 활용한 분석과 비교할 수 있어서 결과의 강건성과 한계를 파악하는데 도움을 줄 수 있다.

14) 교육 수준의 경우도 KLIPS는 대학원 학력이 석사 졸업, 박사 졸업으로 구분되어 있으나 HIES에서는 2008년까지 대학원 졸업이 하나의 학력으로 조사되었다. 마찬가지로 이 경우 KLIPS의 교육 수준 분류를 HIES에 맞게 조정했다.

15) 제시된 세 연도에서 공통적으로 KLIPS의 무직 및 분류불능 비율이 HIES보다 높게 나타나는 데, 이는 두 자료에서의 가구주의 정의가 상이하여 나타나는 문제일 수 있다. 예를 들어, KLIPS의 가구주는 가구를 대표하는 사람이라는 주관적 정의를 채택한 반면 HIES의 가구주는 가계의 생계를 실질적으로 책임지는 사람으로 정의하기 때문에 HIES에서 가구주의 무직 비율이 더 낮게 나타날 가능성이 높다.

16) 1990년대 HIES정보와 KLIPS의 1998년 또는 1999년 정보를 비교할 수도 있으나, 해당 연도에 외환위기의 여파로 인해 KLIPS의 표본 누락이 빠르게 나타난다는 점을 고려하여 표본이 비교적 안정적으로 유지되는 2000년도를 비교의 기준점으로 정하였다.

〈Table 1〉 Distribution of householders' Education, Occupation, and Industry in HIES, 1990 and KLIPS, 2000

	HIES (1990)	KLIPS (2000)
Obs.	4,213	1,209
Average age	41.29	50.72
Education		
None	1.16	3.46
Elementary	12.97	21.49
Middle	21.82	25.11
High	41	33.35
2-year college	5.47	1.82
University	15.72	11.3
Graduate School	1.86	3.37
Occupation		
None	4.83	6.05
Professional, technical, managerial	14.2	15.12
Office, clerical	12.22	8.55
Retail, sales	14.52	11.32
Service	8.19	7.84
Production, traffic service, simple labor	46.04	41.94
Agriculture, fishing, forestry	0	9.18
Industry		
None	4.22	6.29
Agriculture, fishing, forestry	0	9.8
Mining	0.31	0.2
Manufacturing	27.73	16.48
Utilities	0.76	0.5
Construction	12.9	12.06
Wholesale, retail, food, lodging	18.09	19.66
Transportation, storage, telecommunication	12.27	9.51
Banking, insurance, real estate	5.38	1.95
Social and personal service	18.33	23.54
Number of employed family members		
0	3.86	1.62
1	56.11	31.22
2	35.44	42.9
3	4.03	18.45
4	0.52	4.98

Notes: Not listed is the case of 5 or more employed family members.

35 to 50 years old householders in HIES, 1990, are compared with 45 to 60 years old householders in KLIPS, 2000.

(Table 2) Distribution of householders' Education, Occupation, and
Industry in HIES and KLIPS, 2000

	HIES (2000)	KLIPS (2000)
Obs.	3,159	1,753
Average age	41.65	42.47
Education		
None	0.29	1.04
Elementary	6.01	10.96
Middle	14.12	18.1
High	46.31	42.38
2-year college	9.16	6.69
University	20.93	16.23
Graduate School	3.18	4.6
Occupation		
None	6.46	9.39
Congress members, executives, managerial	4.8	3.99
Professional	6.25	8.19
Technician, semi-professional	14.76	6.48
Office, clerical worker	7.55	11.62
Service worker	17.73	15.69
Agriculture, fishing, forestry skilled worker	0.06	3.51
Skilled worker, craftsman	19.26	16.73
Equipment, mechanical, assembly worker	15.97	17.55
Simple labor	7.16	6.86
Industry		
None	6.41	10
Agriculture, hunting, forestry	0.04	3.51
Fishing	0.1	0.55
Mining	0.14	0.15
Manufacturing	24.25	21.51
Utilities	0.1	0.57
Construction	11.82	12.82
Wholesale, retail, repair	18.68	15.12
Lodging and food service	5.18	4.8
Transportation, storage, telecommunication	9.47	9.633
Banking, insurance	3.48	2.44
Real estate, business service	6.39	5.12
Public administration, military, social welfare	3.94	4.84
Education	3.82	4.03
Health care and social welfare business	1.4	1.19
Other public, social, or personal services	4.47	3.41
Domestic service	0.22	0.2
International organization or other foreign institution	0.11	0.1
Number of employed family members		
0	5.81	3.18
1	49.79	47.99
2	39.44	41.91
3	4.26	5.57
4	0.7	1.27

Notes: Not listed is the case of 5 or more employed family members.

35 to 50 years old householders in HIES and KLIPS, 2000.

〈Table 3〉 Distribution of householders' Education, Occupation, and Industry in HIES and KLIPS, 2010

	HIES (2010)	KLIPS (2010)
Obs.	4,759	1,852
Age (average)	42.64	43.27
Education		
None	0.35	0.11
Elementary	1.9	2.53
Middle	5.54	6.73
High	43.22	41.58
2-year college	13.95	13.44
University	28.78	27.94
Graduate School	6.25	7.68
Occupation		
None	7.73	5.7
Managerial	3.11	2.2
Professional	19.9	21.95
Office and clerical worker	15.54	15.36
Service worker	6.94	6.74
Retail worker	10.07	7.34
Agriculture, fishing, forestry skilled worker	0.21	2.03
Technician and semi-professional	14.09	14.7
Equipment, mechanical, assembly worker	14.97	17.71
Simple labor	7.25	6.14
Soldiers	0.19	0.13
Industry		
None	7.73	5.78
Agriculture, fishing, forestry	0.31	2.1
Mining	0.11	0.05
Manufacturing	19.27	22.37
Utilities	1.13	1.19
Construction	10.61	10.66
Wholesale and retail	12.86	13.46
Transportation	7.74	7.38
Lodging and food service	4.97	4.36
Publishing, film, broadcasting, information service	3.39	1.98
Banking, insurance	4.02	4.68
Real estate, renting	1.99	1.67
Professional, science, technical and business service	6.6	7.35
Public administration, military, social welfare	4.73	4.13
Education service	4.89	4.29
Health care and social service	2.62	2.13
Arts, sports, and leisure service	6.68	6.33
Domestic service	0.27	0.08
International organization or foreign institution	0.08	0
The number of employed family member		
0	6.55	2.57
1	49.28	48.45
2	39.35	45.7
3	4.43	2.63
4	0.4	0.66

Notes: Not listed is the case of 5 or more employed family members.

35 to 50 years old householders in HIES and KLIPS, 2010.

〈Table 4〉 Interlinked age groups of HIES and KLIPS in the 2-sample approach

HIES		KLIPS	
Survey Year	Age	Survey Year	Age
1990	35~50	2000	45~60
1991			44~59
1992			43~58
1993			42~57
1994			41~56
1995			40~55
1996			39~54
1997			38~53
1998			37~52
1999			36~51
2000			35~50
2001~2016	35~50	2001~2016	35~50

〈Table 5〉과 〈Table 6〉은 각각 HIES 자료(이중자료 접근법) 그리고 KLIPS 자료를 활용하여 추정된 항상소득 자료의 요약통계량을 보여준다. 매년 관측되는 가구 소득과 비교하여 가구 항상소득의 경우 전반적인 표준편차가 크게 감소하고, 그에 따라 지니계수도 낮아지는 것을 확인할 수 있다. 이는 항상소득이 일시소득으로 인한 소득의 변동성을 배제하기 때문에 발생하는 일반적인 현상이다.¹⁷⁾

〈Table 5〉 Descriptive Statistics for Household Income in HIES

HIES								
Household income					Permanent household income			
year	obs.	mean	s. d.	gini	obs.	mean	s. d.	gini
1990	4, 213	1, 524. 95	771. 56	0. 253	1, 428	1, 524. 94	401. 27	0. 140
1995	4, 929	2, 117. 01	937. 39	0. 237	1, 666	2, 117. 01	407. 13	0. 107
2000	3, 195	1, 976. 12	931. 12	0. 252	1, 773	1, 976. 12	458. 54	0. 130
2005	4, 932	2, 336. 95	1, 213. 22	0. 265	1, 736	2, 336. 95	570. 36	0. 138
2010	4, 442	2, 498. 94	1, 230. 86	0. 2610	1, 861	2, 498. 94	617. 71	0. 139
2015	3, 171	2, 706. 13	1, 267. 82	0. 240	1, 779	2, 706. 13	572. 11	0. 120

Notes: Mean and standard deviation in 10,000 KRW.

Only those householders of the age between 35 to 50 and the households with more than one member are considered.

17) 다년도 평균소득을 항상소득의 대리변수로 사용한 연구에서도 동일한 현상이 나타난다 (Niehues and Peichl, 2014).

〈Table 6〉 Descriptive Statistics for Household Income in KLIPS

KLIPS								
Household income					Permanent household income			
year	obs.	mean	s. d.	gini	obs.	mean	s. d.	gini
2000	1,756	1,823.35	1,642.89	0.320	1,447	1,822.58	654.00	0.191
2005	1,734	2,483.65	1,833.40	0.328	1,602	2,483.65	816.90	0.182
2010	1,859	2,800.71	1,771.86	0.295	1,718	2,800.30	800.58	0.160
2015	1,779	3,067.61	1,680.91	0.274	1,645	3,067.61	770.63	0.142

Notes: Mean and standard deviation in 10,000 KRW.

Only those householders of the age between 35 to 50 and the households with more than one member are considered.

〈Table 7〉 Descriptive Statistics for Household Income of the three Socio-Economic background groups in KLIPS

Average Household Income			Standard Deviation			Share of socio-economic background groups			
year	Low	Middle	High	Low	Middle	High	Low	Middle	High
1990	1,499.5	1,774.7	2,010.9	398.7	462.2	514.4	0.747	0.187	0.066
1995	2,035.3	2,253.6	2,329.6	377.5	404.0	475.3	0.710	0.219	0.071
2000	1,838.4	2,057.9	2,176.6	418.9	500.8	538.6	0.673	0.250	0.077
2005	2,148.4	2,478.9	2,567.1	526.8	626.6	570.9	0.589	0.322	0.090
2010	2,360.3	2,546.7	2,690.1	561.2	603.5	611.1	0.536	0.378	0.085
2015	2,556.3	2,762.0	2,876.7	578.6	613.6	600.8	0.403	0.473	0.124

Notes: Mean and standard deviation in 10,000 KRW.

Only those householders of the age between 35 to 50 and the households with more than one member are considered.

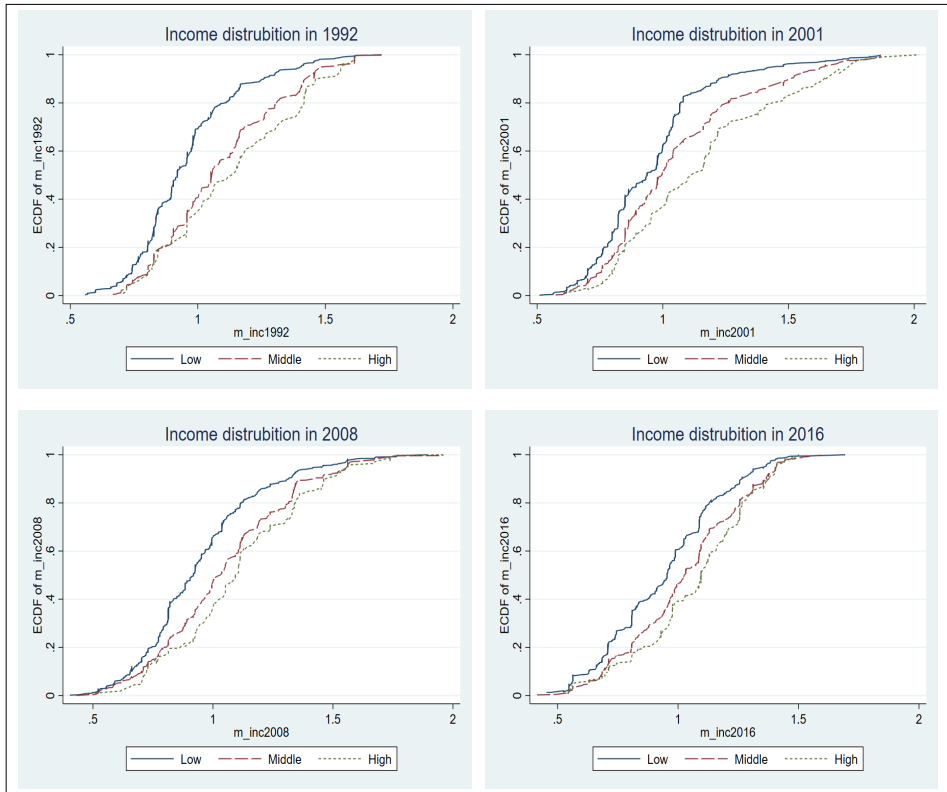
Three socio-economic background groups are divided by using education of the father of each householder. Low group with middle school education or below, middle group with high school education, high group with 2-year college education or higher.

2. 가구 향상소득의 기회불평등

개인의 성장 환경에 따라 발생하는 기회불평등의 존재와 크기를 분석하기 위해 성장 환경의 다양한 특성들을 직접 관측하기 보다는 KLIPS에서 제공하는 부친의 학력 수준을 기회균등기저로 할 것이다. 오성재·주병기(2017)에서와 같이 부친의 학력이 초등학교 졸업 이하인 경우 저학력, 중졸 이상 고교졸업이하인 경우 중학

력, 전문대졸 이상을 고학력 환경으로 나누었고 이 세 학력 환경으로 이루어진 기회균등기저를 고려하였다. 따라서 본 연구에서 분석하는 기회불평등은 부친의 학력 차이에 따른 자녀 소득성취의 기회불평등을 의미한다.

〈Figure 2〉 Cumulative distribution of household income for the three socio-economic background groups



Notes: Horizontal axis in multiple of average household income.

Blue, red, and green curves for low, middle, and high socio-economic backgrounds, respectively.

〈Table 7〉는 이러한 환경 구분에 따른 가구 항상소득의 요약통계량을 보여준다. 제시된 모든 연도에서 환경수준이 높아질수록 해당 환경집단의 평균소득이 증가하는 것을 확인할 수 있다. 또한 과거에서 현재에 가까워질수록 부친의 학력 중 저학력이 차지하는 비중이 줄어들고, 중·고학력이 차지하는 비중이 빠르게 높아짐을 알 수 있다.

기회불평등 분석은 확률지배검증과 지수 분석으로 나누어 진행된다. 우선 앞서 추정한 가계동향조사의 향상소득을 활용하여 1990년부터 2016년까지의 확률지배검증 결과를 설명하고 다음 절에서는 지수 분석을 통해 기회불평등도의 분석 기간 동안의 장기적 추이를 검토할 것이다.

III. 1절의 향상소득 추정결과를 이용하여 가구주 부친의 학력 환경 하에서 가구 향상소득의 누적(확률) 분포를 도출하고 이를 전 기간을 대표하는 1992년, 2001년, 2008년, 2016년으로 나누어 나타낸 것이 <Figure 2>이다. 부친의 학력 환경이 높을수록 가구향상소득의 누적분포가 아래쪽에 위치하는 것을 확인할 수 있다. 이는 <Table 7>에서 보았듯이 환경이 좋을수록 평균적인 성취가 높다는 사실과 부합할 뿐만 아니라 제1차 혹은 제2차 확률지배 관계가 존재하여 좋은 환경과 나쁜 환경 간에 뚜렷한 우열관계가 존재함을 나타낸다.

1990년에서 2016년에 이르는 전 분석기간에 걸쳐 연도별로 이루어진 두 환경 간의 확률지배 검증을 실행한 결과, 1994년, 1999년 그리고 2002년을 제외한 다른 모든 연도에서 적어도 두 환경 간의 확률지배관계가 확인되어 기회불평등이 존재하는 것으로 나타났다. 연도별로 확률지배 검증 결과를 정리한 것이 <Table 8>이다. 저학력 환경과 중학력 혹은 고학력 환경 간에는 대부분의 연도에서 확률지배관계를 확인할 수 있다. 중학력 환경과 고학력 환경 사이의 확률지배관계는 1990년대에는 확인되지 않다가 2000년대 중반 이후로 나타나기 시작한다. 따라서 1990년대부터 2000년대 초반까지의 기회불평등은 주로 저학력 환경과 나머지 환경사이에서 존재 하며, 2000년대 중반 이후로는 중학력과 고학력 환경 간의 기회불평등도 심화된 것으로 짐작할 수 있다.¹⁸⁾

18) 일반적으로 저학력 환경과 나머지 환경의 평균적인 소득격차는 중학력 환경보다 고학력 환경과의 비교에서 더 크게 나타나기 때문에 확률지배 관계도 유사하게 나타나리라 기대할 수 있으나 반드시 그런 것만은 아니다. 예를 들어, 1996년의 경우 저학력 환경과 중학력 환경 사이의 확률지배관계는 식별되었으나 저학력 환경과 고학력 환경 사이에서는 식별되지 않았다. 이 경우에 해당하는 연도들에서는 중학력과 고학력 사이에 확률지배관계도 나타나고 있지 않다.

〈Table 8〉 Stochastic Dominance Test

	middle level education						high level education					
low level education	< ^{**} ₂	< ^{***} ₂	< ^{**} ₂	< ^{**} ₁	?	< ^{**} ₁	?	< [*] ₁	< ^{***} ₂	?	?	< [*] ₁
	< [*] ₁	< ^{**} ₁	< ^{**} ₁	?	< ^{***} ₁	< ^{**} ₁	?	< ^{***} ₂	?	?	< ^{**} ₁	< ^{**} ₁
	?	< ^{***} ₁	< [*] ₂	< [*] ₁	?	?	?	< ^{***} ₂	< [*] ₂	< [*] ₂	< ^{**} ₁	< [*] ₁
	?	< [*] ₂	< ^{***} ₂	?	< [*] ₂	< ^{***} ₁	< ^{***} ₂	< ^{**} ₁	< [*] ₁	< ^{***} ₁	< ^{***} ₁	< ^{***} ₁
	< [*] ₁	< [*] ₁	< ^{***} ₂				< ^{***} ₁	< ^{**} ₁	?			
middle level education	'90	'91	'92	'93	'94	'95	?	?	?	?	?	?
	'96	'97	'98	'99	'00	'01	?	?	?	?	?	?
	'02	'03	'04	'05	'06	'07	?	?	?	?	< ^{**} ₂	< ^{**} ₂
	'08	'09	'10	'11	'12	'13	< [*] ₂	< ^{***} ₂	< [*] ₂	< ^{***} ₂	< ^{***} ₂	< ^{***} ₂
	'14	'15	'16				?	?	?			

Notes: dominance test after excluding 2.5% of the upper and lower levels of each distribution.

< ₁ : The column group first order stochastically dominates the row group.

< ₂ : The column group second order stochastically dominates the row group.

? : Neither dominance nor equivalence holds.

(*: $\alpha = 0.5$, **: $\alpha = 0.01$, ***: $\alpha = 0.001$.)

이상의 확률지배검증은 기회불평등의 존재 여부만 판단할 뿐이고 기회불평등의 크기에 대한 정보는 제공할 수 없다. 환경별 누적분포 사이의 간격을 비교해보면 전반적으로 중학력과 고학력 환경 사이의 격차보다 저학력과 중학력 간의 격차가 크게 나타나는 것을 확인할 수 있다. 이러한 차이는 기회불평등의 크기를 가늠할 수 있는 정보이나 이를 보다 체계적으로 분석하기 위해서는 기회불평등 지수를 활용할 필요가 있다.

3. 기회불평등의 장기추세

본 절에서는 기회불평등의 크기와 연도별 변화 추이를 분석하기 위해 Lefranc et al. (2008, 2009), 오성재 外(2016), 오성재·주병기(2017) 등 선행연구에서 소개된 지니(Gini) 기회불평등 지수(이하 GOI)와 개천용기회불평등 지수(이하 RRI)를 활용할 것이다.

(1) 기회불평등도 추정 결과

본 연구가 분석 대상으로 삼는 자료에서 1인가구의 배제 그리고 이중샘플 매칭으로 인한 표본 누락이 기회불평등도에 미치는 영향이 크다면 본 연구의 결과가 나타내는 기회불평등의 대표성에 의문이 제기될 수 있다. 이러한 표본 누락의 문제점은 KLIPS 자료의 전 가구를 대상으로 도출한 GOI 지수 값과 HIES 자료와 매칭된 2인 이상 가구만을 대상으로 도출한 GOI 지수 값의 차이가 클수록 중요해진다. 다행히 표본 누락이 기회불평등도에 미치는 영향은 작은 것으로 나타났다.¹⁹⁾ 〈Figure 3〉에 나타난 바와 같이 전 가구를 대상으로 한 가구소득 GOI의 추세선(짧은 파선)과 1인 가구를 배제하고 및 이중 샘플 자료 매칭이 이루어진 가구를 대상으로 한 가구소득 GOI의 추세선(점선)은 전반적으로 유사한 크기와 추세를 보이는 것을 확인할 수 있다.²⁰⁾ 따라서 이중샘플접근법 때문에 발생하는 표본손실의 문제는 크지 않을 것으로 판단하였다.

우선 KLIPS 자료로 추정된 항상소득을 이용하여 35세에서 50세까지의 연령의 가구를 대상으로 가구항상소득 GOI 지수 값을 분석한 결과를 〈Figure 3〉에 나타내었다. 가구항상소득 기회불평등도는 전 기간(1998년에서 2016년)에 걸쳐 가구소득 기회불평등도에 비해 다소 높은 수준으로 나타나고 있으나 전반적인 추세는 양자가 유사한 것으로 나타났다. 가구항상소득 기회불평등도가 가구소득 기회불평등도보다 높게 나타나는 것은 가변소득이 부친의 학력이라는 환경의 영향을 상쇄한다는 것을 의미한다. 즉 부친의 학력이 대표하는 가구 환경의 영향은 자녀의 연간소득 보다는 자녀의 교육 수준, 직업 선택 등을 통해 항상소득 결정에 더 큰 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있다.

이제 이중샘플접근법을 활용한 분석 결과를 정리하면 다음과 같다. HIES로 부터 추정된 항상소득을 이용하여 도출한 지수 값과 그 표준편차를 부록의 〈Table A-3〉에 정리하였다. 기회불평등 지수 값 추정을 위하여 가계동향조사와 한국노동패널에서 분석대상에 포함된 표본을 동일한 크기로 각각 무작위 복원 추출하였고 이렇게

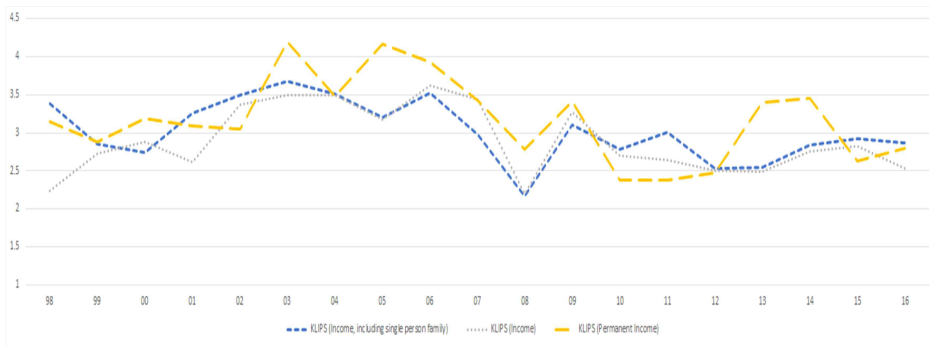
19) 본 연구에서 적용된 분석대상은 KLIPS의 35세-50세 연령을 대상으로 하며, 1인 가구의 가구주와 HIES의 소득이 매칭되지 않은 가구주가 배제되었다.

20) 1990년부터 2016년의 평균 매칭률은 약 0.89 수준이나, 두 추세선이 차이가 나는 1998년, 2001년, 2002년의 매칭률은 각각 0.83, 0.73, 0.74 수준으로 평균에 비해 상당히 낮은 편에 속한다. 또한 1인 가구의 포함 여부는 결과에 큰 차이를 미치지 않았다.

얻은 두 자료를 연결하여 기회불평등도, 표준편차, 신뢰구간 등을 도출하였다.²¹⁾

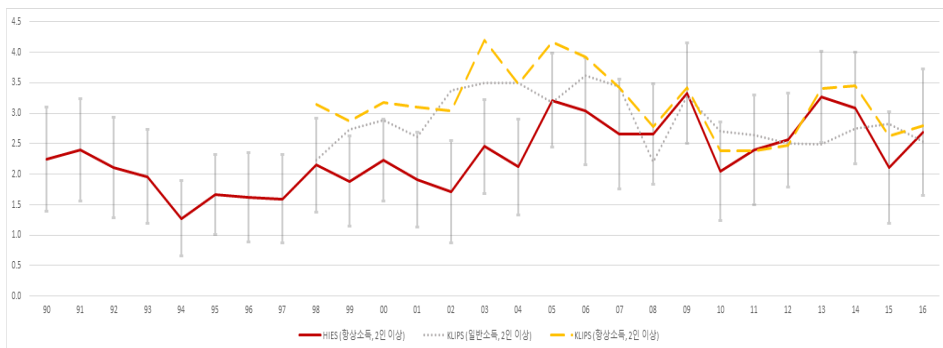
가구항상소득 지니기회불평등 지수 값의 장기추세를 KLIPS 자료에서 얻어진 지니기회불평등 지수 값의 추세와 함께 〈Figure 4〉에 나타내었다. 추정된 항상소득으로 도출된 두 추세선은 연도별로 매우 유사한 등락 추세를 보이고 있다. 가계동향조사의 장기 추세가 보여주는 바에 의하면 외환위기 이전 한국사회의 기회불평등 수준은 외환위기 이후에 비해 비교적 양호했던 것으로 나타난다. 외환위기 이후 지니기회불평등 지수 값이 빠르게 증가하였고 이런 추세는 최근까지 지속되었던 것으로 나타나고 있다.

〈Figure 3〉 Trend of Gini opportunity inequality for KLIPS



Notes: KLIPS (Income) represents the estimated trend of GOI in the KLIPS original data.

〈Figure 4〉 Trend of Gini opportunity inequality for HIES



Notes: The gray vertical bars represent 95% confidence interval (200 bootstrap replications).

21) 이중샘플접근법을 활용하는 연구에서 부트스트랩에 대한 상세한 설명은 Pagan(1984)에 잘 제시되었다.

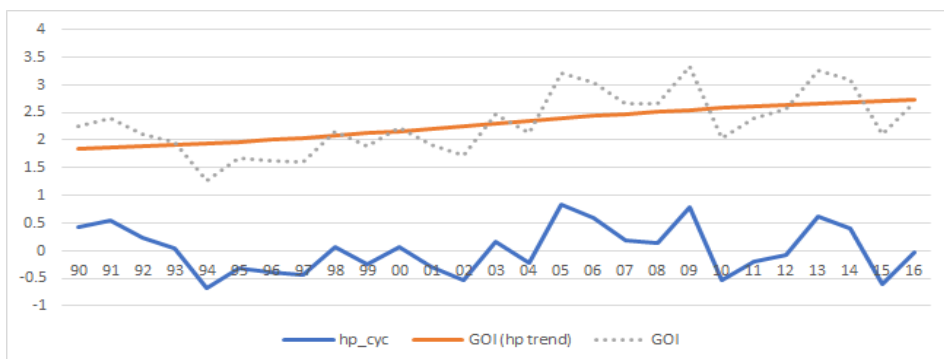
〈Table 9〉 Mean difference test of GOI among three periods

Index (Period)	Mean	S. D.	L. L. B. *	U. B. *	Mean difference test
GOI (94-97)	1.575	.073	1.343	1.807	$H_0 : GOI(9497) - GOI(9801) = 0$ $t : -4.3224$
GOI (98-01)	2.033	.076	1.788	2.277	
GOI (13-16)	2.739	.273	1.870	3.610	$H_0 : GOI(9801) - GOI(1316) = 0$ $t : -2.4878$

Notes: * L.B. and U.B. are lower and upper bounds with 95% confidence level.

〈Table 9〉는 항상소득으로 추정한 지니기회불평등 지수의 주요 기간 별 차이를 보여준다. 아시아 외환위기가 발생한 1997년을 기준으로 전후 4년의 지수 평균을 비교해보면, 외환위기 직후 지니기회불평등 지수가 이전에 비해 통계적으로 유의하게 높아졌음을 알 수 있다. 이러한 기회불평등의 악화 추세는 최근까지 지속되어 최근 4년간의 지수 평균도 외환위기 직후 4년에 비해 통계적으로 유의하게 상승했음을 확인할 수 있다.

〈Figure 5〉 Decomposition of trend and cyclical fluctuation:
Gini opportunity inequality index



Notes: GOI (hp trend) and hp_cyc represent the linear trend and cyclical fluctuation of the GOI respectively.

〈Table 10〉 Growth of Gini opportunity inequality from 1990 to 2016

Gini opportunity inequality Index*			
	coefficient	t-statistic	n
year	0.03854***	3.51	27
intercept	1.7814***	10.11	27

〈Figure 5〉는 1990년부터 2016년까지 지니기회불평등 지수의 추세를 HP-필터(Hodrick and Prescott, 1997)를 적용하여 추세와 순환 변동으로 분리한 결과를 보여준다. 순환 변동을 제거한 추세는 기회불평등도가 장기적으로 증가함을 뚜렷하게 보여준다.

이러한 증가 추세의 통계적 유의성과 크기를 확인하기 위하여 전 분석기간에 걸쳐 기회불평등도의 선형추세를 가정하고 연도별 증감에 대한 계수 추정을 진행하였다. 지니기회불평등도는 〈Table 10〉에 정리한 바와 같이 매년 평균적으로 약 0.041씩 증가하는 것으로 나타나고 이러한 증가추세는 통계적으로 유의하였다.

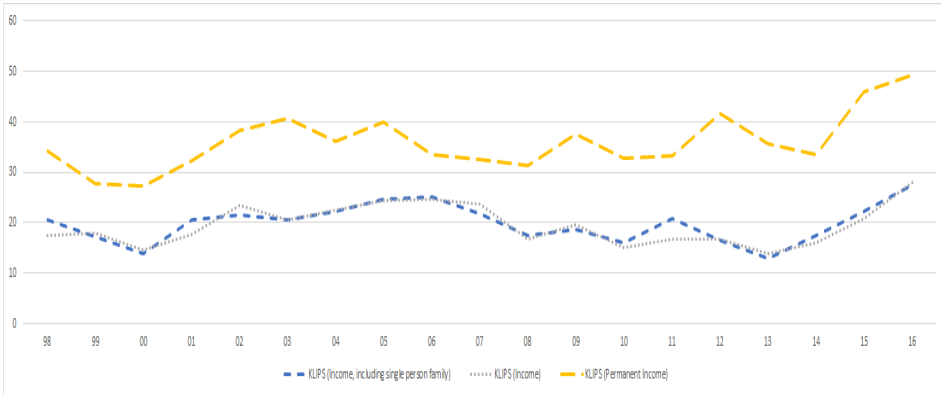
HIES의 가구 향상소득의 기회불평등도 분석을 통해 얻어진 〈Figure 4〉의 장기 추세는 1990년대 중반부터 외환위기를 거쳐 금융위기가 발생하는 2000년대 후반까지 높아지다가 2010년에 일시적인 하락 양상을 보인 후 다시 완만히 증가하고 있다. 이러한 추세는 1990년대 중반까지 빠른 경제성장과 함께 양질의 일자리 공급이 원활히 이루어졌고 교육격차의 문제 역시 적어서 교육의 계층 사다리 기능이 원활했다는 점을 잘 반영한다고 볼 수 있다. 마찬가지로 1997년 말 외환위기를 거치면서 경제성장의 둔화와 실업사태, 높은 불평등과 경제적 양극화가 진행되었던 것이 기회불평등의 악화로 이어졌다고 볼 수 있다. KLIPS의 향상소득으로 계산된 기회불평등 또한 외환위기 이후 지속적으로 증가하는 유사한 추세를 보이다 2006년을 정점으로 금융위기가 발생한 2007년을 지나 2012년까지 빠르게 감소하는 양상을 보였다.

이원진 외(2015)와 최제민 외(2018)는 각각 HIES 1990년~2013년, KLIPS 1998년~2015년의 지니계수 추세를 도출한 바 있다. 본 연구의 GOI로 계산한 기회불평등 추세는 각 자료별로 선행연구의 소득불평등 시계열 추세와 비슷한 양상을 보이고 있다.²²⁾ 이처럼 소득불평등과 소득기회불평등 간의 추세가 유사하게 나타나는

22) 최제민 외(2018)에 따르면 KLIPS 자료의 지니계수를 소득원천별로 분해한 결과 금융소득, 부동산소득, 기타소득의 지니계수에 대한 양(+)의 한계효과가 금융위기 이후 빠르게 감소하는 것으로 나타난다. 〈Figure 4〉에 나타난 것처럼 HIES와 KLIPS 두 자료 간의 기회불평등 차이가 빠르게 감소하는 것은 금융위기 이후 KLIPS 가구소득 중 자본소득의 비중이 높은 부자들의 소득이 줄어들었다는 사실과 HIES에는 자본소득 자체가 낮게 조사되었다는 점이 맞물린 결과로 보인다. 이들의 계산 결과에 따르면 두 자료 간 지니계수의 차이는 1997년 당시 KLIPS의 결과가 HIES보다 0.12 가량 높았으나, 금융위기 이후 그 차이는 최저 0.027 수준까지 좁혀졌다.

것은 양자 간의 정의 관계를 밝히는 Andrews (2009), Brunori et al. (2013) 등의 선행연구와도 부합하는 결과이다.²³⁾

〈Figure 6〉 Trend of Rags-to-Riches opportunity inequality for KLIPS



Notes: KLIPS (Income) represents the estimated trend of RRI in the KLIPS original data.

The top 20% income bracket is used as the highest achievement group ($p = 20$) for RRI.

GOI의 경우와 마찬가지로 표본손실이 있는 경우와 원자료의 일반소득 RRI 추세선(〈Figure 6〉의 짧은 파선과 점선)이 매우 유사함을 확인할 수 있다. 따라서 RRI를 활용하더라도 표본 손실이 기회불평등도에 미치는 영향은 크지 않음을 알 수 있다.

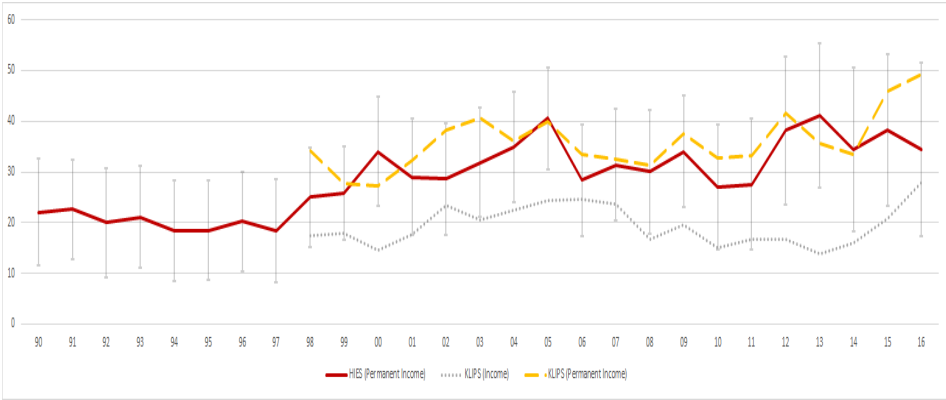
GOI 분석에서처럼, 항상소득으로 계산한 RRI 추세선(〈Figure 6〉의 긴 파선)은 일반소득으로 산출한 RRI 추세선보다 높게 나타난다. 항상소득 기회불평등과 연간 소득 기회불평등 간의 이러한 차이는 RRI의 경우가 GOI의 경우보다 전 기간에 걸쳐 더 일관되고 뚜렷하게 나타나는 것도 확인할 수 있다.²⁴⁾

HIES의 항상소득으로 분석한 RRI 기회불평등도의 장기추세(〈Figure 7〉의 실선)

- 23) 선행연구에서 가장 일반적으로 활용하는 기회불평등의 대표적 척도는 세대 간 소득탄력성이다. Brunori et al. (2013)의 경우 기회불평등 분석의 사전적(ex-ante) 접근법으로 도출한 기회불평등과 소득불평등의 양의 상관관계를 제시하였다.
- 24) 가구주 본인의 교육 수준 또는 가구주 본인의 직업 및 산업 정보만 이용하여 추정한 항상소득으로 RRI를 계산한 결과, 교육 수준만 활용하여 추정한 RRI의 경우 본문에서 제시된 추세선과 거의 유사하게 나타나는 반면 직업 및 산업 정보를 바탕으로 추정한 RRI의 경우 일반소득 RRI추세선과의 차이가 크게 줄어드는 것을 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 부친의 낮은 학력이 자녀의 사회경제적 지위 달성에 미치는 부정적 영향에는 자녀의 학력을 통한 경로가 차지하는 비중이 높다는 사실을 보여준다.

는 GOI와 마찬가지로 전 기간에 걸쳐 상승하는 것으로 나타난다. 1990년대 초반 20%내외(〈Table A-4 참고〉)에서 2012년 이후 최근 년까지 40% 내외로 전 기간에 걸쳐 약 2배가량 상승하였다. 이러한 RRI의 뚜렷한 상승추세는 우리 사회 전반의 계층상승 전망이 1997년 외환위기 이후로 장기간에 걸쳐 크게 악화된 〈사회조사〉와 부합하는 결과라 할 수 있다.

〈Figure 7〉 Trend of Rags-to-Riches opportunity inequality for HIES



Notes: The gray vertical bars represent 95% confidence interval (200 bootstrap replications).
Top 20% income bracket is used as the highest achievement group ($p=20$) for RRI.

〈Table 11〉 Mean difference test of RRI among three periods

Index (period)	Mean	S. D.	L. B. *	U. B. *	Mean difference test
RRI (94-97)	17.96	.236	17.21	18.72	$H_0 : RRI(9497) - RRI(9801) = 0$
RRI (98-01)	27.62	1.740	22.07	33.15	$t : -5.4952$
RRI (13-16)	39.52	.894	36.68	42.37	$H_0 : RRI(9801) - RRI(1316) = 0$
					$t : -6.08$

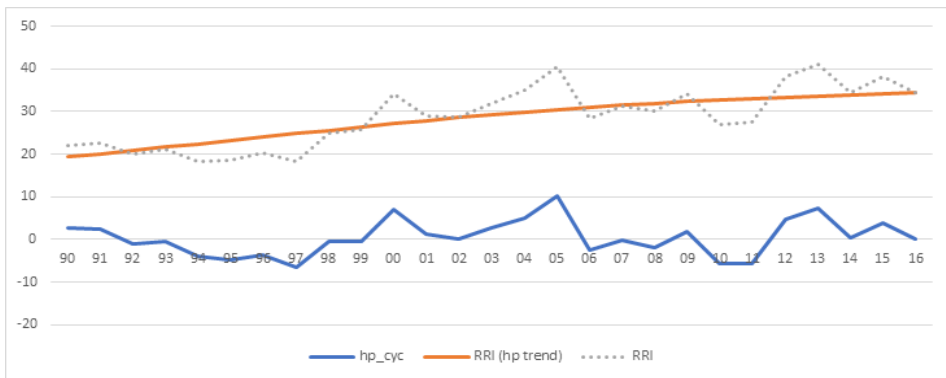
Notes: * L. B. and U. B. are lower and upper bounds with 95% confidence level.

항상소득으로 추정한 개천용기회불평등 지수의 주요 기간 별 차이를 분석하여 〈Table 11〉에 정리하였다. 아시아 외환위기가 발생한 1997년을 기준으로 전후 4년의 지수 평균을 비교해보면, 외환위기 직후 기회불평등도가 이전에 비해 통계적으로 유의하게 높아졌음을 알 수 있다. 이러한 기회불평등도의 악화 추세는 최근까지 지속되어 최근 4년간의 지수 평균이 외환위기 직후 4년에 비해 통계적으로 유의하

게 높아졌음도 확인하여 지니기회불평등 지수의 경우와 동일한 결과를 얻었다.

HP-filtering을 적용하여 1990년부터 2016년까지 개천용기회불평등 지수의 추세를 확정적 추세와 순환 변동으로 분리한 결과를 <Figure 8>에 정리하였다. 지니기회불평등 지수와 마찬가지로, 개천용기회불평등 지수의 장기적인 증가 추세는 순환 변동을 제거한 이후 더 분명하게 나타난다. 시간에 따른 선형추세를 가정하여 증가율을 추정하고 유의성을 분석한 결과, 개천용기회불평등 지수는 매년 평균적으로 약 0.845%점씩 증가하였고 이러한 증가 추세는 유의한 것으로 분석되었다.

<Figure 8> Decomposition of trend and cyclical fluctuation: Rags-to-Riches index



Notes: RRI (hp trend) and hp_cyc represent the linear trend and cyclical fluctuations of the RRI respectively.

<Table 12> Growth of Rags-to-Riches opportunity inequality from 1990 to 2016

Rags-to-Riches opportunity inequality index			
	coefficient	t-statistic	n
year	0.8450***	8.65	27
intercept	17.38***	11.11	27

(2) 교육이 기회불평등에 미치는 영향

교육 수준이 기회불평등에 미치는 영향을 확인하기 위하여 본 절에서는 일정한 학력조건을 갖춘 가구주들을 대상으로 하여 기회불평등 수준을 도출하고 전체 표본의 기회불평등과 비교할 것이다.

〈Figure 9〉과 〈Figure 10〉은 특정 학력 이상의 가구주들을 대상으로 HIES 향상 소득으로 측정된 소득기회불평등 변화 추이를 제시한다.²⁵⁾ 특정 학력 이상의 기회 불평등은 경우 전학력 집단에 비해 상대적으로 적은 수의 표본을 바탕으로 분석되었다.²⁶⁾ 두 지표 모두 고려하는 학력 수준이 높을수록 전체집단에 비해 특정 학력 집단의 기회불평등이 낮게 나타나는 것을 확인할 수 있다. 이는 부친의 학력이 자녀의 소득 수준에 미치는 영향이 주로 자녀의 교육 성취를 통해 나타난다는 Jerrim et al. (2015)의 결과를 재확인시켜준다.

고졸 이상의 가구주를 대상으로 분석한 기회불평등 추세(〈Figure 9-10〉의 짧은 파선)는 전학력 기준 추이(실선)보다 다소 낮게 나타나지만, 두 기회불평등도의 격차는 크게 감소하여 2000대 후반 이후로는 0에 가깝게 줄어드는 것으로 나타난다. 이는 각 연도의 35세-50세 가구주들 중 고졸 이상의 학력을 가진 비율이 1990년 약 52%에서 2016년 기준 98%까지 꾸준히 높아져 가구환경이 고등학교 진학에 미치는 영향은 빠르게 감소했음을 반영한다고 볼 수 있다.

전문대졸 이상의 학력을 가진 가구주들을 대상으로 분석한 기회불평등도(〈Figure 9-10〉의 긴 파선)는 전학력 대상 기회불평등에 비해 유의하게 낮은 수준을 보이며, 이러한 차이는 시간이 지날수록 확대되고 있다. 이러한 결과는 부친의 환경이 고등 교육에 대한 접근성에 미치는 영향이 소득기회불평등의 주요 경로임을 시사하며, 그 중요성이 점차 확대되고 있을 가능성을 시사한다.

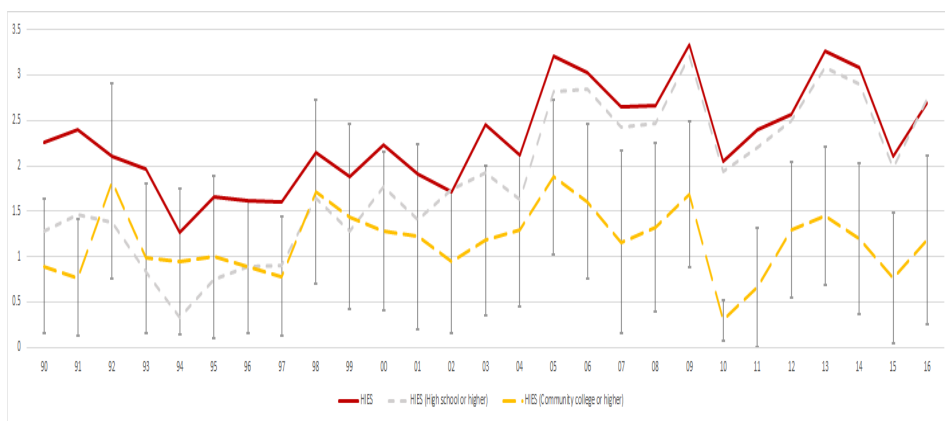
전문대졸 이상의 교육을 받은 표본을 대상으로 분석한 기회불평등 지수 추세는 부친의 환경이 자녀의 고등교육 접근성에 미치는 영향을 배제하고도 남아있는 기회 불평등 수준을 반영한다. 〈Table 13〉은 해당 표본을 대상으로 추정된 기회불평등 지수를 선형추세 가정 하에 연도변수로 회귀한 결과를 보여준다. 분석기간 동안 GOI는 전체 표본을 대상으로 한 분석과 달리 유의한 증가 추세를 보이지 않았다. RRI는 여전히 증가 추세를 보이는 것으로 나타났으나 그 정도는 매년 0.6%점으로 전체 표본에서의 0.7%점보다 낮았다. 특히 분석기간 초기인 1990년대 초반에는

25) KLIPS 향상소득으로 분석한 결과는 부록에 제시되어있다. 학력 조건에 따른 기회불평등 추세의 차이는 두 자료에서 유사하게 나타난다.

26) 전학력, 고졸이상, 전문대졸 분석에 적용된 표본은 각각 연도별 평균 1350개, 1086개, 522개이며, 그중 열악한 환경의 표본은 각각 798개, 571개, 192개이다. 특히 이러한 표본 크기의 문제에 가장 많은 영향을 받는 개천용기회불평등도의 경우 전문대졸 이상의 표본에서 얻어진 표준편차의 크기가 평균 12.52로 매우 높은 값을 가지는 것으로 나타났다.

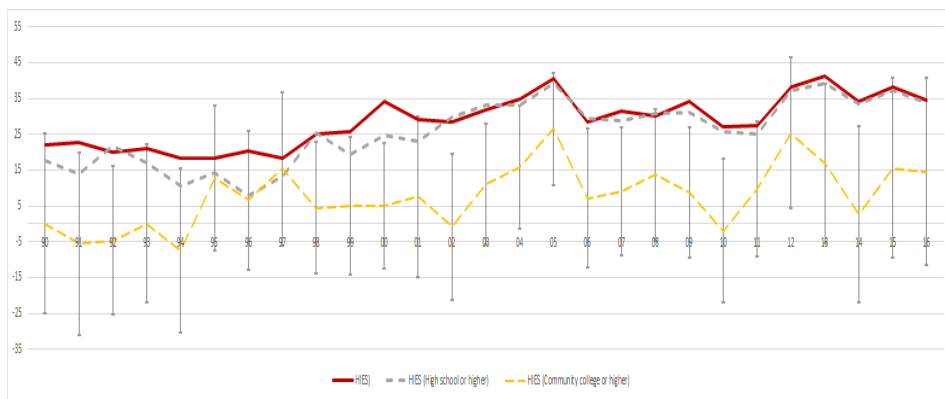
개천용기회불평등 지수가 0과 유의한 차이가 없어서 기회불평등도가 최소 수준이었음을 알 수 있다. 이처럼 두 지수의 추세가 다소 다른 특성을 보이는 것은 부친의 학력이 자녀의 대학 졸업 이후 평균적인 소득성취에 미치는 영향은 상대적으로 안정적으로 유지되어 GOI의 추세는 일정 수준을 유지했던 반면 부친의 학력이 RRI가 반영하는 상위 20% 이상의 소득성취에 미치는 영향은 다소 높아졌을 가능성을 보여준다.

〈Figure 9〉 Trend of GOI for householders with 2-year college education or above



Notes: Gray vertical bars represent 90% confidence interval (200 bootstrap replications).

〈Figure 10〉 Trend of RRI for householders with 2-year college education or above



Notes: Gray vertical bars represent 90% confidence interval (200 bootstrap replications).

Top 20% income bracket is used as the highest achievement group ($p=20$) for RRI.

〈Table 13〉 Growth of opportunity inequality for householders with 2-year college education or above

Gini opportunity inequality index			
	coefficient	t-statistic	n
year	0.0017	0.18	27
intercept	1.1502***	7.54	27
Rags-to-riches opportunity inequality index			
	coefficient	t-statistic	n
year	0.6004***	3.30	27
intercept	-0.4662	-0.16	27

전문대졸 이상의 교육을 받은 집단에 대한 분석은 표본의 크기가 작아서 충분한 신뢰성을 확보하기 어려운 문제점이 있다. 특히 1990년에서 1994년까지의 기간에서 이 집단의 개천용기회불평등도가 음의 값을 가지는 것으로 나타나고 있으나 음의 값에 대한 통계적 유의성은 없는 것으로 확인되었다.

IV. 결론 및 시사점

1990년대 초반이후에서 최근까지 장기간의 기회불평등에 대한 실증연구는 연구 방법론과 자료의 제한으로 이루어지기 어려웠다. 본 연구는 기회불평등에 관한 Lefranc et al. (2008, 2009)의 실증 이론과 이중샘플 접근법을 활용하여 기회불평등의 장기추세 분석을 시도할 수 있었다.

한국노동패널(KLIPS) 자료에서 확인된 가구주에 대한 정보를 바탕으로 이들의 가구항상소득을 KLIPS보다 오랜 기간 조사된 가계동향조사(HIES) 자료를 활용하여 추정하였다. 이렇게 추정된 가구항상소득을 활용하여 가구주 부친의 학력에 따라 가구항상소득 분포의 확률적 우열관계를 검증함으로써 기회불평등의 존재 유무를 확인하였다. 이러한 기회불평등은 분석기간 전체에 걸쳐 존재하였고 최근으로 올수록 더 뚜렷해졌음을 확인하였다.

Lefranc et al. (2008, 2009)의 지니기회불평등지수(GOI)와 오성재 外(2016)의 개천용기회불평등지수(RRI)를 활용하여 기회불평등도의 장기추세를 분석한 결과 두 지수 모두 전 기간에 걸쳐 기회불평등도가 지속적으로 상승하는 추세를 보임을 확인하였다. 특히 1997년 외환위기 전후와 최근 년의 비교를 통하여 기회불평등도

가 외환위기를 거치면서 지속적으로 높아졌음을 확인하였다.

가구주 학력이 전문대졸 이상일 경우 기회불평등도는 큰 폭으로 낮아지고 지니기회불평등도의 경우 증가 추세도 감소 추세도 보이지 않음을 확인할 수 있었다. 개천용기회불평등도의 경우 여전히 증가 추세를 보였으나 그 속도는 전체 표본의 기회불평등도 보다 느림을 확인하였다. 이러한 결과는 고등교육에 대한 접근성이 기회불평등이 발생하는 주요 경로임을 시사하고 있고 이러한 경로의 중요성은 점차 확대되고 있을 가능성을 말해준다. 따라서 소득 기회불평등을 해소하려면 성장 환경에 의해 교육 성취의 격차가 발생하지 않도록 교육 및 입시제도의 공정성이 강화되어야 한다는 점을 재확인하게 된다.

한국노동패널과 가계동향조사 각 자료별로 동기간 소득불평등과 기회불평등 추이를 비교하면, 각 추이는 동일한 자료에서 유사하게 나타난다. 이러한 결과는 두 자료 간 소득의 정의 및 조사방법의 차이가 미치는 영향이 소득불평등 뿐만 아니라 기회불평등에서도 비슷함을 보여준다. 두 자료 간 차이는 금융위기 이후 빠르게 감소하고 있으며, 이는 동 기간 자료 별 소득불평등을 분석한 선행연구의 결과와 부합한다.²⁷⁾

본 연구에서 가구주의 성장환경을 대표하는 변수로 부친의 교육 수준을 활용하였으나 교육 수준만으로 성장환경의 다양한 특성을 대표하기에 한계가 있고 또한 분석 기간 동안 교육 수준의 분포에도 상당한 변화가 있었다. 따라서 본 연구의 기회불평등 분석은 이러한 성장환경 지표의 문제를 그대로 반영할 수밖에 없는 한계가 있다. 부친의 학력뿐 아니라 직업, 가구소득, 모친의 학력과 사회경제적 지위 등 다양한 요인을 복합적으로 고려한 보다 연속적인 환경지표를 사용할 수 있다면 보다 완전한 기회불평등 분석이 가능할 것이다. 특히 분석기간 동안 각 환경의 비중이 균일하게 유지되도록 환경을 구분하는 것이 기회불평등을 분석하는데 이상적이라 할 수 있다. 본 연구는 항상소득 추정 과정에서 두 표본의 매칭을 염두에 두고 교육 수준, 직업, 산업 및 가구 중 취업인 수 등 제한적인 정보만 사용했다. 가구의 항상소득 추정의 정확성을 높이기 위해서 가구주 외에 가구원에 대한 정보를 병용하는 것이 바람직하다. 보다 연속적인 환경지표의 구성과 가구 항상소득의 정확한 추정은 추후의 연구과제로 남겨둔다.

27) 최제민 外(2018)의 계산 결과에 따르면 자료별 지니계수는 가계금융복지조사, 한국노동패널, 가계동향조사 순서로 높다.

■ 참 고 문 헌

1. 구인회, 『21세기 한국의 불평등』, 사회평론아카데미, 2019.
(Translated in English) Ku, I., *Inequality in Korea in the 21st Century*, Social Criticism Academy, 2019.
2. 김낙년, “한국의 소득불평등, 1963-2010,” 『경제발전연구』, 제18권, 2012, pp.125-158.
(Translated in English) Kim, Nak Nyeon, “Income Inequality in Korea, 1963-2010,” *Journal of Korean Economic Development*, Vol. 18, 2012, pp.125-158.
3. 김배근, “대기업 노사 및 협력업체 사이의 기능별 소득분배에 관한 이론: 원청-하청 구조를 중심으로,” 『경제학연구』, 제67집 제3호, 2019, pp.45-86.
(Translated in English) Kim, Bae-Geun, “A Theory of Functional Income Distribution among Capital and Labor of Large Firms, and Their Suppliers,” *The Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 66, No. 1, 2019, pp.45-86.
4. 김성진 · 김안나 · 박정민 · 이봉주 · 이우진 · 이철희 · 주병기 · 홍석철, 『분배적 정의와 한국사회의 통합』, 율곡출판사, 2018.
(Translated in English) Kim, Sungjin, Anna Kim, Jungmin Park, Bongju Lee, Woojin Lee, Chulhee Lee, Biung-Ghi Ju, and Seokchul Hong, *Distributive Justice and Social Cohesion in Korea*, Yul-Gok, 2018.
5. 신지섭 · 주병기, 『한국노동패널과 가계동향조사를 이용한 소득기회불평등의 장기추세에 대한 연구』, 서울대 경제연구소 분배정의연구센터, 연구논문DP202008, 2020.
(Translated in English) Shin, Jisub, and Biung-Ghi Ju, *A Study on the Long-Term Trend of Inequality of Opportunity for Income Acquisition in Korea using KLIPS and HIES*, Discussion Paper DP202008, Center for Distributive Justice in Institute of Economic Research at Seoul National University, 2020.
6. 양정승, “한국의 세대 간 소득이동성 추정,” 『노동경제논집』, 제25권 제2호, 2012, pp.79-115.
(Translated in English) Yang Jung-Seung, “Estimating the Intergenerational Income Mobility in Korea,” *Journal of Korean Economic Development*, Vol. 25, No. 2, 2012, pp.79-115.
7. 오성재 · 주병기, “한국의 소득기회불평등에 대한 연구,” 『재정학연구』, 제10권 제3호, 2017, pp.1-30.
(Translated in English) Oh, Sung-Jae, and Biung-Ghi Ju, “Inequality of Opportunities for Income Acquisition in Korea,” *Korean Journal of Public Finance*, Vol. 10, No. 3, 2017, pp.1-30.
8. 오성재 · 강창희 · 정혜원 · 주병기, “가구환경과 교육 성취의 기회: 대학수학능력시험 성적을 이용한 연구,” 『재정학연구』, 제9권 제4호, 2016, pp.1-32.
(Translated in English) Oh, Sung-Jae, Changhui Kang, Hyewon Jeong, and Biung-Ghi Ju, “Equality of Opportunity for Educational Achievement in Korea,” *Korean Journal of Public Finance*, Vol. 9, No. 4, 2016, pp.1-32.
9. 이원진 · 구인회, “소득분배의 시계열 분석을 위한 한국 소득 데이터의 검토,” 『조사연구』, 제16권 제4호, 2015, pp.27-61.

- (Translated in English) Lee, Wonjin, and Inhoe Ku, "An Examination of Survey Micro-data in Korea: Analysing Trends in Income Distribution," *Survey Research*, Vol. 16, No. 4, 2015, pp.27-61.
10. 장지연 · 이병희, "소득불평등 심화의 메커니즘과 정책 선택, 『민주사회와 정책연구』, 제23권, 2013, pp. 71-109.
(Translated in English) Chang, Ji Yeun, and Byung Hee Lee, "Increasing Inequality and Policy Options," *Democratic Society and Policy Studies*, Vol. 23, 2013, pp.71-109.
 11. 전병유, "한국 사회에서의 소득불평등 심화와 동인에 관한 연구," 『민주사회와 정책연구』, 제23권, 2013, pp. 15-40.
(Translated in English) Cheon, Byung You, "Growing Inequality and its drivers in Korea," *Democratic Society and Policy Studies*, Vol. 23, 2013, pp. 15-40.
 12. 주병기, "공정한 사회와 지속가능한 경제발전: 우리의 현실과 바람직한 정책 방향," 『한국경제 포럼』, 제12권 제2호, 2019, pp.1-32.
(Translated in English) Ju, Biung-Ghi, "Fair Society and Sustainable Economic Development: Policy Direction for Korean Economy," *The Korean Economic Forum*, Vol. 12, No. 2, 2019, pp.1-32.
 13. 최제민 · 김성현 · 박상연, "글로벌 금융위기 이후 한국의 소득불평등변화에 관한 연구," 『경제학연구』, 제66권 제1호, 2018, pp.115-142.
(Translated in English) Choi Jemin, Sunghyun Kim, and Sanghyeon Park, "Income Inequality in Korea in the Post Global Financial Crisis Period," *The Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 66, No. 1, 2018, pp.115-142.
 14. 통계청, 『사회조사보고서』, 1994, 1999, 2003, 2006, 2009, 2011, 2013, 2015.
(Translated in English) Statistics Korea, *Social Survey Report*, 1994, 1999, 2003, 2006, 2009, 2011, 2013, 2015.
 15. 통계청 통계개발원, 『한국의 사회동향 2016』, 2016, pp.299-305.
(Translated in English) Statistics Korea - Statistics Research Institute, *Korean Social Trends 2016*, 2016, pp.299-305.
 16. Andrews, D., and A. Leigh, "More Inequality, Less Social Mobility," *Applied Economics Letters*, Vol. 16, No. 15, 2009, pp.1489-1492.
 17. Björklund, A., and M. Jäntti, "Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States," *The American Economic Review*, Vol. 87, No. 5, 1997, pp.1009-1018.
 18. Brunori, P., F. H. Ferreira, and V. Peragine, "Inequality of Opportunity, Income Inequality, and Economic Mobility: Some International Comparisons," In *Getting Development Right* (pp.85-115), Palgrave Macmillan, New York, 2013.
 19. Davidson, R., and J. Y. Duclos, "Statistical Inference for Stochastic Dominance and for the Measurement of Poverty and Inequality," *Econometrica*, Vol. 68, No. 6, 2000, pp.1435-1464.
 20. Hodrick, Robert, and Prescott, Edward C., "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 29, No. 1, 1997, pp.1-16. [JSTOR 2953682](https://www.jstor.org/stable/2953682).

21. Jerrim, J., and L. Macmillan, "Income Inequality, Intergenerational Mobility, and the Great Gatsby Curve: Is Education the Key?" *Social Forces*, Vol. 94, No. 2, 2015, pp. 505-533.
22. Kim, S., "Intergenerational Mobility in Korea," *IZA Journal of Development and Migration*, Vol. 7, No. 1, 2017, 21.
23. Krueger, A., The Rise and Consequences of Inequality, Presentation Made to the Center for American Progress, January 12th, 2012.
24. Lefranc, A., N. Pistoletti, and A. Trannoy, "Inequality of Opportunities vs Inequality of Outcomes: Are Western Societies All Alike?" *Review of Income and Wealth*, Vol. 54, No. 4, 2008, pp. 513-546.
25. _____, "Equality of Opportunity and Luck: Definitions and Testable Conditions, with an Application to Income in France," *Journal of Public Economics*, Vol. 93, 2009, pp. 1189-1207.
26. Lusardi, A., "Permanent Income, Current Income, and Consumption: Evidence from Two Panel Data Sets," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 14, No. 1, 1996, pp. 81-90.
27. Niehues, J., and A. Peichl, "Upper Bounds of Inequality of Opportunity: Theory and Evidence for Germany and the US," *Social Choice and Welfare*, Vol. 43, No. 1, 2014, pp. 73-99.
28. Pagan, A., "Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors," *International Economic Review*, 1984, pp. 221-247.
29. Roemer, J. E., *Equality of Opportunity*, Harvard University Press, Cambridge, 1998.
30. Shapiro, M. D., A Note on Tests of the Permanent Income Hypothesis in Panel Data, Unpublished, May 1982.
31. Solon, G., "Biases in the Estimation of Intergenerational Earnings Correlations," *The Review of Economics and Statistics*, 1989, pp. 172-174.
32. _____, "Intergenerational Income Mobility in the United States," *The American Economic Review*, 1992, pp. 393-408.

〈부 록〉

A1. 항상소득 추정

가계동향조사(HIES)와 한국노동패널(KLIPS), 두 자료를 활용한 항상소득 추정을 위하여 본 연구에서는 학력, 직업, 산업, 가구원 중 취업자 수, 네 가지 사회-인구학적 변수들의 조합을 활용하였다. 그밖에도 네 변수의 일부만 고려한 조합과 연령대를 추가하거나 학력 및 직업의 연령대별 교차항을 추가한 조합 등을 고려할 수 있다. 연령대의 경우 두 자료 연결과정의 표본손실 문제로 35~42세와 43세~50세의 두 개 연령구간으로만 구분하였다. 각각의 경우 항상소득 추정 결과를 요약하면 〈Table A-1〉와 같다.

〈Table A-1〉 Choice of explanatory variables for permanent income estimation

	HIES							KLIPS
	Z1	Z2	Z3	Z4	Z5	Z6	Z7	Z5
<i>F</i>	94.63	79.63	61.19	34.21	39.08	29.58	40.14	13.22
<i>Adj.R</i> ²	0.114	0.137	0.215	0.190	0.239	0.253	0.249	0.204
Matching rates	0.98	0.97	0.95	0.90	0.87	0.81	0.83	

Notes: All statistics are the average from 1990 to 2016 for HIES and from 1998 to 2016 for KLIPS.

Matching rates are the rates at which the permanent income of HIES is matched among the sample of KLIPS.

Z1: Education

Z2: Occupation

Z3: Education, Occupation, and the number of employed family member

Z4: Education, Occupation, and Industry

Z5: Education, Occupation, Industry, and the number of employed family member

Z6: Z5 and the interaction terms of age dummies and occupation (or education)

Z7: Z5 and age dummies (35-42, 43-50 years old).

항상소득 추정에 사용되는 사회-인구학적 변수의 수가 많을수록 조정된 결정계수가 높아지는 반면, 두 표본 사이의 매칭률은 낮아지는 것을 확인할 수 있다. 가장 높은 설명력을 보이는 변수의 조합은 Z6이나, 이와 유사한 수준의 설명력을 보이는 조합 Z5에 비해 매칭률이 크게 차이가 난다. 변수를 줄일 경우 매칭률은 높아

지나 설명력은 크게 하락하여 Z5를 가장 적합한 조합으로 판단하였다.

도구변수 조합 Z5를 통한 향상(가구) 소득 추정의 설명력은 0.239로 동일 자료를 활용한 가구주 향상근로소득 추정(Kim, 2017)의 설명력 0.402 보다는 낮은 수준이다. 이것은 가구소득의 구성에 가구주 본인의 근로소득뿐만 아니라, 금융소득, 부동산 소득 등 다른 유형의 소득과 가구 구성원들의 소득까지 포함되고 또한 가구규모의 영향도 존재하기 때문으로 보인다.

A2. 별첨 자료

〈Table A-2〉 Opportunity inequality for HIES and KLIPS

Year	GOI			RRI		
	HIES	KLIPS		HIES	KLIPS	
	Permanent income	Annual Income	Permanent income	Permanent income	Annual Income	Permanent income
90	2.25			22.09		
91	2.40			22.68		
92	2.11			19.97		
93	1.96			21.11		
94	1.27			18.39		
95	1.67			18.46		
96	1.62			20.26		
97	1.60			18.42		
98	2.15	2.23	3.15	25.03	17.48	34.22
99	1.88	2.73	2.88	25.87	17.93	27.82
00	2.23	2.88	3.18	34.03	14.49	27.16
01	1.91	2.62	3.10	29.05	17.76	32.25
02	1.71	3.37	3.04	28.60	23.48	38.35
03	2.46	3.49	4.20	31.91	20.63	40.62
04	2.12	3.49	3.49	34.93	22.43	35.99
05	3.22	3.17	4.16	40.57	24.42	39.84
06	3.03	3.62	3.93	28.38	24.73	33.40
07	2.66	3.44	3.42	31.38	23.63	32.50
08	2.66	2.20	2.79	30.10	16.75	31.34
09	3.33	3.28	3.42	34.07	19.62	37.63
10	2.05	2.70	2.38	26.99	14.93	32.77
11	2.40	2.64	2.38	27.54	16.72	33.26
12	2.57	2.50	2.48	38.23	16.78	41.70
13	3.27	2.49	3.41	41.12	13.92	35.63
14	3.09	2.76	3.45	34.33	16.06	33.56
15	2.11	2.83	2.63	38.24	20.77	45.93
16	2.69	2.53	2.80	34.50	28.05	49.15

Notes: Listed in the table are opportunity inequality index values multiplied by 100.

〈Table A-3〉 Gini opportunity inequality for HIES

Year	Mean	S. E.	Lower-bound	Upper-bound
1990	2.320	0.437	1.464	3.176
1991	2.465	0.427	1.627	3.303
1992	2.052	0.423	1.222	2.881
1993	2.022	0.394	1.250	2.794
1994	1.364	0.317	0.743	1.985
1995	1.688	0.335	1.031	2.345
1996	1.621	0.373	0.891	2.351
1997	1.638	0.371	0.912	2.364
1998	2.185	0.394	1.413	2.957
1999	1.896	0.378	1.154	2.637
2000	2.145	0.344	1.470	2.820
2001	1.873	0.396	1.097	2.650
2002	1.766	0.428	0.927	2.605
2003	2.510	0.393	1.740	3.280
2004	2.161	0.403	1.371	2.952
2005	3.254	0.396	2.478	4.030
2006	3.013	0.445	2.140	3.886
2007	2.626	0.460	1.724	3.527
2008	2.666	0.421	1.842	3.491
2009	3.236	0.421	2.411	4.060
2010	2.100	0.412	1.292	2.907
2011	2.386	0.463	1.478	3.293
2012	2.663	0.393	1.893	3.434
2013	3.266	0.384	2.514	4.019
2014	3.056	0.470	2.135	3.976
2015	2.043	0.469	1.125	2.962
2016	2.595	0.532	1.552	3.638

Notes: Standard errors (5% significance level) are calculated with bootstrapping (200 replications). Listed in the table are opportunity inequality index values multiplied by 100.

〈Table A-4〉 The Rags-to-Riches opportunity inequality for HIES

Year	Mean	S. E.	Lower-bound	Upper-bound
1990	20.80	5.40	10.22	31.38
1991	21.29	5.00	11.50	31.08
1992	20.91	5.52	10.09	31.73
1993	21.27	5.11	11.25	31.28
1994	18.50	5.07	8.56	28.44
1995	17.97	4.98	8.21	27.73
1996	18.03	5.00	8.23	27.83
1997	17.46	5.23	7.21	27.71
1998	25.41	4.99	15.63	35.19
1999	23.79	4.70	14.58	33.01
2000	31.44	5.51	20.64	42.24
2001	29.19	5.83	17.77	40.62
2002	30.25	5.63	19.21	41.28
2003	34.69	5.52	23.87	45.51
2004	33.93	5.51	23.13	44.73
2005	40.13	5.09	30.16	50.11
2006	29.09	5.65	18.02	40.17
2007	30.57	5.64	19.52	41.62
2008	30.79	6.23	18.59	43.00
2009	34.04	5.56	23.14	44.93
2010	28.97	6.33	16.56	41.39
2011	31.56	6.57	18.68	44.44
2012	39.63	7.45	25.04	54.22
2013	41.51	7.24	27.31	55.70
2014	38.40	8.25	22.23	54.57
2015	40.61	7.67	25.57	55.64
2016	37.79	8.72	20.71	54.87

Notes: Standard errors (5% significance level) are calculated with bootstrapping (200 replications). Listed in the table are opportunity inequality index values multiplied by 100.

〈Table A-5〉 Opportunity inequality for householders with 2-year college education or above

Year	GOI				RRI			
	High school education or above		2-year college education or above		High school education or above		2-year college education or above	
	HIES	KLIPS	HIES	KLIPS	HIES	KLIPS	HIES	KLIPS
90	1.28		0.90		17.52		0.09	
91	1.46		0.77		13.83		-5.52	
92	1.39		1.83		21.63		-4.59	
93	0.84		0.99		17.06		0.09	
94	0.34		0.95		10.74		-7.40	
95	0.75		1.00		14.39		12.82	
96	0.90		0.89		7.86		6.62	
97	0.91		0.78		13.25		15.38	
98	1.64	1.86	1.71	1.85	25.43	26.82	4.49	7.03
99	1.29	1.45	1.44	1.79	19.52	30.04	5.09	14.03
00	1.77	1.72	1.28	2.17	24.79	24.81	5.19	9.53
01	1.41	2.22	1.22	2.27	23.09	29.70	7.58	13.70
02	1.75	2.62	0.94	1.51	29.69	33.88	-0.76	8.62
03	1.93	3.12	1.18	1.75	33.32	36.24	11.27	1.49
04	1.63	2.43	1.29	1.89	33.00	35.61	15.86	20.26
05	2.82	2.98	1.88	2.06	39.38	33.95	26.49	29.47
06	2.84	3.44	1.61	2.47	29.33	30.44	7.15	22.09
07	2.43	3.07	1.16	1.87	28.92	31.41	9.14	8.56
08	2.47	2.51	1.32	1.23	30.79	29.71	13.66	6.75
09	3.20	3.36	1.69	1.82	31.27	34.20	8.80	2.37
10	1.94	2.39	0.30	0.52	25.92	25.27	-1.88	9.89
11	2.21	2.23	0.67	0.42	25.04	31.15	9.67	7.94
12	2.49	2.49	1.30	1.18	37.25	41.32	25.32	25.00
13	3.09	3.29	1.45	1.75	39.15	34.88	16.79	13.73
14	2.91	3.22	1.20	1.16	33.40	32.02	2.75	-3.12
15	1.98	2.38	0.77	0.88	37.27	45.01	15.64	10.41
16	2.73	2.86	1.18	1.05	33.97	51.98	14.63	25.02

Notes: Listed in the table are opportunity inequality index values multiplied by 100.

〈Table A-6〉 Education levels of householder and his/her father

Year	L-L	L-M	L-H	M-L	M-M	M-H	H-L	H-M	H-H
1998	0.351	0.445	0.205	0.116	0.435	0.448	0.039	0.246	0.715
1999	0.321	0.454	0.225	0.111	0.408	0.481	0.048	0.238	0.714
2000	0.312	0.457	0.231	0.094	0.391	0.515	0.055	0.222	0.724
2001	0.288	0.464	0.248	0.096	0.389	0.515	0.052	0.184	0.763
2002	0.276	0.468	0.257	0.075	0.372	0.552	0.052	0.172	0.777
2003	0.242	0.475	0.282	0.071	0.354	0.574	0.049	0.167	0.785
2004	0.231	0.469	0.300	0.062	0.335	0.602	0.036	0.188	0.776
2005	0.212	0.473	0.315	0.060	0.329	0.610	0.037	0.187	0.776
2006	0.185	0.468	0.348	0.049	0.321	0.630	0.038	0.143	0.819
2007	0.171	0.472	0.356	0.038	0.303	0.659	0.031	0.142	0.828
2008	0.139	0.468	0.392	0.026	0.280	0.694	0.026	0.138	0.836
2009	0.137	0.497	0.366	0.028	0.293	0.679	0.014	0.114	0.872
2010	0.119	0.485	0.395	0.026	0.268	0.706	0.005	0.125	0.870
2011	0.097	0.503	0.400	0.023	0.267	0.709	0.006	0.116	0.878
2012	0.084	0.510	0.406	0.016	0.263	0.721	0.006	0.112	0.881
2013	0.064	0.514	0.422	0.015	0.248	0.737	0.005	0.108	0.887
2014	0.057	0.511	0.432	0.012	0.231	0.757	0.004	0.114	0.881
2015	0.057	0.514	0.430	0.010	0.215	0.775	0.004	0.115	0.880
2016	0.049	0.506	0.445	0.009	0.204	0.787	0.004	0.110	0.886

Notes: L-LM represents the proportion of middle-educated householders among householders with a low-educated father.

A Study on the Long-Term Trend of Inequality of Opportunity for Income Acquisition in Korea using KLIPS and HIES*

Jisub Shin** · Biung-Ghi Ju***

Abstract

Inequality of opportunity for income acquisition exists when the prospect (probability distribution) of income acquisition with a higher parental socio-economic status dominates the prospect with a lower parental socio-economic status. Our main objective is to analyze the existence and the long-term trend of this inequality of opportunity in Korea. Our concept of opportunity inequality relies only on simple information on parental socio-economic status such as education level, which facilitates our inquiry of the long-term trend. We use both the Household Income and Expenditure Survey (HIES) and the Korean Labor & Income Panel Study (KLIPS). We consider individual households in KLIPS and estimate their household permanent income using HIES. We show persistence of the inequality of opportunity over the period from 1990 to 2016. We analyze the degree of inequality of opportunity using Gini opportunity inequality index and the Rags-to-Riches opportunity inequality index. Both indices exhibit increasing long-term trends, which are statistically significant. We also find that the opportunity inequality indices decline more than 50% when they are measured among individuals with college education. This shows that education plays an important role in overcoming opportunity inequality due to ones' parental or family background.

Key Words: equal opportunity, inequality of opportunity, permanent income, Gini index of opportunity inequality, Rags-to-Riches index of opportunity inequality, Two-Sample Approach

JEL Classification: H0, D3

Received: Dec. 2, 2020. Revised: Jan. 23, 2021. Accepted: Feb. 23, 2021.

* We are grateful to Prof. Jinill Kim and two anonymous referees for helpful comments and suggestions. We also thank Prof. Sungjin Kim, Prof. Bonggeun Kim, Prof. Sok Chul Hong for their comments on the earlier version of this article. Jisub Shin gratefully acknowledges financial support from the SNU Economics BK21 Scholarship. Biung-Ghi Ju acknowledges financial support from the National Research Foundation of Korea Grant funded by the Korean Government (NRF-2016S1A3A2924944) and the Center for Distributive Justice in Institute of Economic Research at Seoul National University.

** First Author, Ph.D. Student, Department of Economics, Seoul National University, 1, Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul 08826, Korea, Phone: +82-2-880-6360, e-mail: sjs9203@snu.ac.kr

*** Corresponding Author, Professor, Department of Economics, Seoul National University, 1, Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul 08826, Korea, Phone: +82-2-880-2879, e-mail: bgju@snu.ac.kr