creative commons

COMMONS DEED

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

dCollection

경제학석사 학위논문

한국의 소득기회불평등 장기추세에 대한 연구

2020년 8월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학 전공

신 지 섭

국문초록

1990년대 초반까지 한국은 고성장-저불평등 구조를 유지하며 세대 간 계층 이동성 가능성에 대한 인식도 높은 편이었으나, 외환위기를 거치며 한국의 소득분배 및 계층 이동성에 대한 인식이 빠르게 악화되었다. 국내 소득불평등의 변화과정을 다룬 다수의 연구들에 비해, 장기간에 걸친 기회불평등의 장기 변화추이를 분석한 연구는 많지 않다. 본 연구는 한국노동패널과 가계동향조사를 활용하여 외환위기 이전을 포괄하는 소득기회불평등의 장기추세를 검토하는데 목적이 있다. 검토 결과, 소득불평등의 변화추이와 유사하게 부친의 교육수준 차이에 따른 소득기회불평등은 1990년대 초중반까지 상대적으로 양호한 수준을 유지하다 외환위기를 거치며 빠르게 높아지기 시작했다. 또한 가구주의 정보를 바탕으로 추정한 항상소득의 기회불평등은 연간소득으로 계산한 기회불평등보다 다소 높은 수준으로 나타났다. 한국노동패널과 가계동향조사 각 자료에서 산출된 기회불평등과 소득불평등은 동일한 자료별로 유사한 추이를 보였다. 마지막으로 최소학력조건부 기회불평등을 분석한 결과, 전문대졸 이상의 기회불평등이 전학력 대상에 비해 크게 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 부친의 학력에 따른 자녀의 교육격차가 소득기회불평등의 주요 요인임을 알려준다.

주요어 : 기회평등, 항상소득, 소득 기회불평등, 지니기회불평등지수,
개천용 기회불평등지수, 이중샘플접근법
학 번 : 2017-27300

목 차

제 1 장 서론 ····· 1
제 2 장 기회불평등 ····· 6
제 1 절 기회불평등의 정의 ····· 6
제 2 절 기회불평등 지표 ····· 8
제 3 장 이중 샘플 접근법을 이용한 기회불평등 추정 ····· 11
제 1 절 가구 항상소득 추정 ····· 11
제 2 절 가구 항상소득의 기회불평등 ····· 23
제 3 절 기회불평등의 장기추세 ····· 26
제 4 장 결론 및 시사점 ····· 36

부록 ····· 38
참고문헌 ····· 43
Abstract ····· 45

표 목 차

〈표 1〉 1990년도 자료 간 가구주 사회경제적 지위 분포 ·· 17
〈표 2〉 2000년도 자료 간 가구주 사회경제적 지위 분포 ·· 18
〈표 3〉 2010년도 자료 간 가구주 사회경제적 지위 분포 ·· 19
〈표 4〉 공통 정보를 가진 가구주 분류 ····· 20
〈표 5〉 가계동향조사 및 한국노동패널 항상소득 추정결과 21
〈표 6〉 가계동향조사 가구소득 및 항상소득 요약통계량 ·· 22
〈표 7〉 한국노동패널 가구소득 및 항상소득 요약통계량 ·· 22
〈표 8〉 가계동향조사 가구 항상소득 환경별 요약통계량 ·· 23
〈표 9〉 학력환경 하 확률지배 검증결과 ····· 25
〈표 10〉 분류기준을 통일한 자료별 항상소득 추정 결과 ·· 34

그 림 목 차

<그림 1> 가구주의 세대 간(내) 계층이동 가능성에 대한 인식, 1994-2015 ····· 3
<그림 2> 부친 학력별 자녀 소득의 조건부 누적확률분포 24
<그림 3> 부친의 학력환경 하 지니기회불평등 지수: 선행연구와의 비교 ····· 28
<그림 4> 부친의 학력환경 하 지니기회불평등 지수: 장기추이 ····· 28
<그림 5> 부친의 학력환경 하 개천용기회불평등 지수: 선행연구와의 비교 ····· 30
<그림 6> 부친의 학력환경 하 개천용기회불평등 지수: 장기추세 ····· 30
<그림 7> 최소학력 조건부 부친의 학력환경 하 지니기회불평등 지수 (HIES) ····· 32
<그림 8> 최소학력 조건부 부친의 학력환경 하 개천용기회불평등 지수 (HIES) ····· 32
<그림 9> 분류기준 통일유무에 따른 지니기회불평등 지수 추이 ····· 35
<그림 10> 분류기준 통일유무에 따른 개천용기회불평등 지수 추이 ····· 35

부 록

〈표 A-1〉 기회불평등 지표 연도별 증감 검정 ····· 40

〈그림 A-1〉 국가별 세대 간 소득이동성과 지니계수의 상관관계 ····· 38
〈그림 A-2〉 추정에 사용된 변수별 항상소득 개천용기회불평등 지수 비교 ····· 39
〈그림 A-3〉 부친의 학력환경 하 지니기회불평등 지수 추이: 순환 변동 분리 ····· 40
〈그림 A-4〉 부친의 학력환경 하 개천용기회불평등 지수 추이: 순환 변동 분리 ····· 40
〈그림 A-5〉 최소학력 조건부 부친의 학력환경 하 지니기회불평등 지수 (KLIPS) ····· 41
〈그림 A-6〉 최소학력 조건부 부친의 학력환경 하 개천용기회불평등 지수 (KLIPS) ····· 41
〈그림 A-7〉 부친의 학력환경 하 지니기회불평등 지수: 자료별 비교 ····· 42
〈그림 A-8〉 부친의 학력환경 하 개천용기회불평등 지수: 자료별 비교 ····· 42

제 1 장 서론

한국의 소득불평등은 1990년대 중반부터 외환위기를 거치며 금융위기가 발발하는 2000년대 중후반까지 매우 빠르게 상승해왔다.[1] 이 시기 한국의 소득불평등 심화는 교육수준, 사업체규모, 고용형태 구분에 따른 임금격차의 확대와 경제의 개방화와 발맞추어 발생한 비정규직 및 저임금 일자리의 증가, 그리고 외환위기 충격으로 인한 노동수급 불균형 등 노동시장에서의 불평등 확대에 기인한 바가 크다(장지연・이병희 2013; 전병유 2013). 높아진 소득불평등은 그 자체로 경제의 지속적인 성장동력을 약화시키고, 정치 체제의 불안정을 심화시키는 등 사회체제에 위협이 될 뿐 아니라(Ostry et al., 2014; Stiglitz, 2015), 소득불평등이 기회의 불평등으로 이어질 때 그 문제의 심각성이 높아진다. 특히, 한국처럼 사교육 비중이 높은 국가는 집안의 재력에 따라 학생들의 대학 진학 기회가 크게 달라지는 교육의 승자 독식 구조를 심화시킬 위험이 있다. 이와 관련하여 오성재 외(2016)는 남성 보호자학력과 가구소득이라는 환경구분 하에 자녀의 수능성적성취에 기회불평등이 존재함을 보인바 있다. 개인의 학력이 소득에 미치는 영향을 고려할 때 이러한 결과는 다음 세대의 소득 불평등으로 이어짐과 동시에 사회의 공정성 관점에서도 대단히 해롭다.

소득불평등이 기회불평등의 증가로 이어질 가능성에 주목하여 두 불평등의 관계를 분석하는 연구들에 대한 관심이 높아졌다. Krueger(2012)의 발표로 유명해진 'the great gatsby curve'는 국가별 비교를 통해 소득불평등과 세대 간 소득 이동성의 관계를 보여준다.[2] 이 발표에 따르면 소득불평등이 심한 국가들일수록 세대 간 소

1) 주병기(2019)의 <그림 6>에 따르면, 이 기간, 한국과 미국의 가구소득불평등(처분가능소득 기준)이 OECD 주요국들에 비해 가장 크게 증가한 것으로 나타난다.
2) 부록의 <그림 A-1>에 따르면 한국의 세대 간 소득 이동성과 소득 불평등 수준은 OECD평균(OECD24)과 비슷한 수준임을 확인할 수 있다.

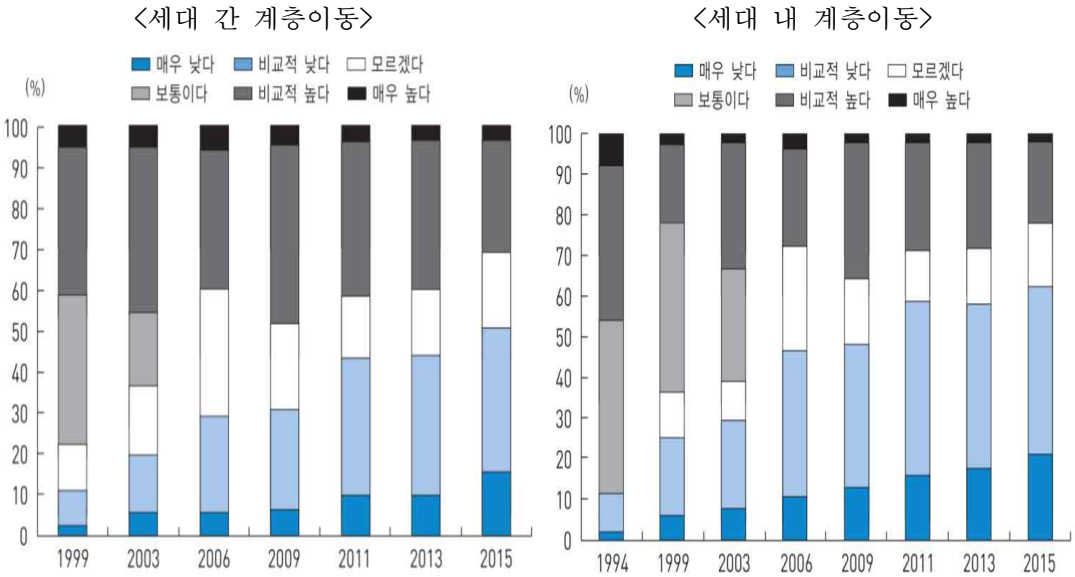
득 이동성이 낮은 경향이 나타나며, 이는 불평등이 높을수록 사회계층의 고착화가 더 크게 나타날 가능성을 암시한다. 이와 관련해 Jerrim et al.(2015)은 부친의 교육수준은 주로 자녀의 교육성취를 통해 자녀의 소득수준에 영향을 미치며, 이러한 영향은 소득 불평등이 심한 국가일수록 높게 나타남을 지적했다.

한국은 급격한 경제성장에도 불구하고 외환위기 이전까지 낮은 소득불평등에 높은 세대 간 계층 상승의 기회를 가진 것으로 인식되었다. 경제성장은 2-3차 산업의 양질의 일자리를 창출해내었으며, 초중등 교육의 빠른 보편화와 계층을 막론한 높은 교육열에 힘입어 높은 세대 간 이동성을 유지할 수 있었다. 그러나 1990년대 중반부터 이러한 추세는 반전되었다. 노력이 보답 받고 개천에서 용이 나는 자수성가의 믿음은 희석되고, 높아지는 소득불평등 속에 '금수저, 흙수저'로 대표되는 비관적 인식이 국민들 사이에 자리 잡았다. 통계청에서 발간한 사회조사 보고서는 이러한 세대 간 또는 세대 내 계층이동성에 대한 국민들의 인식변화를 보여준다. 조사된 가구의 가구주를 대상으로 '우리 사회에서 현재 본인세대에 비해 다음 세대인 자식 세대의 사회경제적 지위가 높아질 가능성은 어느 정도라고 생각하십니까?'라는 질문에 대한 연도별 응답을 확인한 결과, 1999년 당시 '매우 낮다' 또는 '비교적 낮다'는 응답이 11.1% 수준이었으나 이후 조사기간 동안 비관적 응답 비중은 꾸준히 상승하여 2015년에는 응답 비율의 거의 절반을 차지하기에 이르렀다. 세대 간 계층이동성에 대한 부정적 인식에는 자녀 세대의 소득 성취를 위한 부모 세대의 지원 능력에 대한 부모 세대 스스로의 평가가 포함되어 있다는 점에서 그 의미가 더욱 가볍지 않다.

이러한 부정적 인식의 증가추이는 '우리 사회에서 일생 동안 노력을 한다면 개인의 사회경제적 지위가 높아질 가능성은 어느 정도라고 생각하십니까?'라는 질문으로 확인한 세대 내 계층이동에 대한 인식에서도 마찬가지로 나타난다. 또한 동 보고서에는 계층이동 가능성에 대한 긍정적 응답이 2015년 기준 가구소득수준이 낮을수록 더 적게

나타나는 결과가 포함되어있다. 이는 열악한 처지에 속한 부모의 자녀에 대한 인식 또는 본인 스스로의 성취전망에 대한 인식이 더욱 비관적이라는 것을 의미한다.

<그림 1> 가구주의 세대 간(내) 계층이동 가능성에 대한 인식, 1994-2015



출처: 통계청, 『사회조사』, 원자료, 각 연도

이러한 세대 간 계층 이동성 또는 자녀세대의 기회의 공정성에 관한 주관적 인식을 나타내는 자료에 비해, 엄밀한 정의를 가지고 사회의 기회불평등의 객관적 수준을 분석하여 연도별 변화추이를 분석한 연구는 많지 않다. 양정승(2012)은 본 연구와 같이 한국노동패널자료와 도시가계조사(현 가계동향조사)자료를 병합하여 1999년부터 2008년까지 항상소득의 세대 간 소득탄력성을 추정하였다. 연도별 오차에도 불구하고 전반적인 추정치는 분석기간의 전반부보다 후반부에 더 높게 나타났으나, 해당 연구에서는 아들세대를 1998년 당시 25세~35세인 남성 응답자들로 한정했기 때문에 연도별 추정치의 변화가 정확한 사회의 계층이동성 변화를 보여준다고 판단하기는 어렵다. 오성재 외(2017)는 한국노동패널자료를 바탕으로 본 연구와 동일한 기회불평등지수를 활용하여 측정한 소득기회불평등도의 1998년부터 2014년까지

의 변화추이를 분석했다. 이러한 분석은 기회불평등도의 연도별 변화 추세를 보여주는데 적합하나, 자료 조사기간에 따른 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 이전인 90년대 초반에서 최근에 이르는 소득기회불평등의 장기추세를 규명하는 것을 목적으로 한다. 이러한 분석을 통하여 한국의 기회불평등 수준 및 변화 추이에 대한 이해를 높이고, 소득불평등의 변화추이와 비교하여 두 불평등 간의 관계를 검토할 수 있을 것이다.

선행연구와의 차이점을 보다 자세히 설명하면 다음과 같다. 첫째는 분석기간의 차이다. 본 연구는 외환위기 이전의 소득 자료를 보유한 가계동향조사 자료와 한국노동패널자료를 병합하여 1990년부터 2016년까지의 기회불평등의 존재 유무와 그 수준 및 변화추이를 확인한다. 추가된 분석연도는 외환위기 이전의 낮은 소득불평등 및 높은 세대 간 계층이동성 인식을 실제 자료를 바탕으로 분석한 기회불평등 수준과 비교 검토할 수 있는 기회를 제공한다. 두 자료를 병용하는데 사용한 방법은 양정승(2012)에서 한국노동패널에 부재한 부친의 소득을 도시가계조사 자료에서 확보하기 위해 사용한 방법과 유사하다. 분석결과에 따르면 소득기회불평등은 외환위기 전후로 빠르게 증가하여 소득불평등과 유사한 변화추이를 보이는 것으로 나타났다. 둘째로 본 연구는 가구 항상소득을 추정하여 기회불평등 분석에 적용했다. 앞서 제시된 세대 내 계층이동성에 대한 인식은 응답한 가구주들의 현재까지의 사회생활경험과 앞으로의 전망을 담고 있다. 이러한 인식이 비관적이라는 것은 가구주들이 앞으로 소득성취에 영향을 줄 수 있는 요인들(본인의 학력이나 직업 등)에 대해 현재의 상황에서 변화가 없거나, 있더라도 소득수준의 변화가 크지 않을 것이라고 예상하고 있음을 알려준다. 본 연구의 분석에서는 가구주의 사회-인구학적 요인을 바탕으로 추정된 가구 항상소득을 사용하는데, 낮은 세대 내 이동성 전망을 고려하면 현재의 가구주에 대한 정보가 가구주의 장기

소득을 설명하는데 적합할 가능성이 높다. 연간소득과 추정된 항상소득으로 각각 계산된 기회불평등의 비교를 통해 각 연도의 분석대상 가구주들이 장기적으로 직면하는 기회불평등 수준을 알 수 있으며, 항상소득으로 계산한 기회불평등의 수준은 지표별 차이에도 불구하고 연간소득으로 산출한 값보다 전반적으로 높게 나타난다. 마지막으로 본 연구는 선행연구와 분석 자료의 차이가 있다. 선행연구는 한국노동패널을 사용한 반면 이 연구에서는 가계동향조사의 소득 자료로 추정된 기회불평등을 함께 제시한다. 조사자료(survey data)들은 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 각 자료별 소득불평등과 기회불평등의 관계를 검토할 수 있다.

논문은 다음과 같은 순서로 진행된다. Ⅱ장에서는 연구에서 적용하는 기회불평등의 정의와 기회불평등 지수를 설명한다. Ⅲ장에서는 항상소득의 추정에 적용한 방법과 추정된 항상소득의 특성을 설명한 후 기회불평등의 존재유무와 변화추이 분석에 대한 검증결과를 소개한다. 그리고 Ⅳ장에서는 결과의 간단한 요약과 함께 시사점을 제시하며 논문을 마무리 하였다.

제 2 장 기회불평등

제 1 절 기회불평등의 정의

진학, 시험합격, 취업, 승진, 소득수준, 부, 결혼 등 개인의 성취는 개인이 마땅히 책임져야할 요인들에 영향을 받기도 하지만 개인에게 책임 지울 수 없는 다양한 요인들에 영향을 받는다. 통상적으로 자율적 판단, 적성, 취향 등에 따른 개인의 선택, 성취를 향한 의지와 순수한 노력 등을 전자의 요인으로 그리고 성, 인종, 지역, 출신가구의 사회경제적 환경 등을 후자의 요인으로 구분한다. 이처럼 사회에서 발생하는 개인의 성취의 불평등은 개인이 책임져야할 요인으로 발생하는 불평등과 그렇지 않은 불평등으로 구분할 수 있고 특히 개인의 선택이나 노력과 무관하게 주어진 환경적 요인의 차이로 발생한 불평등을 기회불평등이라 한다. 노력의 차이로 인한 불평등은 개인이 선택할 수 있고 따라서 개인이 책임을 져야하는 요인들에 의해 발생했다 할 수 있지만, 환경적 요인의 차이로 발생한 불평등은 도덕적 견지에서 용인하기 어렵다는 것이 기회평등의 원칙이다. 기회평등은 평등주의적 도덕철학뿐만 아니라 현대 민주주의의 기본원칙이다. 기회불평등은 개인이 태어나면서, 또는 살아가면서 본인의 의지나 선택과 무관하게 주어지는 환경적 요인으로 인한 불평등을 말한다. 개인의 특정한 성취에 대해 유리한 환경과 불리한 환경이 나뉘어져 있다면, 불리한 환경에 속한 사람은 유리한 환경에 속한 사람들과 같은 노력을 해도 성취에 상대적으로 불이익을 받게 되는 경우가 많다. 이처럼 어느 한쪽의 환경이 다른 환경에 비해 명백한 이점이 있는 경우 기회불평등이 존재한다고 볼 수 있다. 기회평등은 이러한 기회불평등이 없을 때 성립한다.

기회의 불평등(또는 평등)에 대한 다양한 실증연구들이 진행되었고,

특히 Lefranc et al.(2008, 2009)은 소득획득 전망의 기회불평등을 환경 별 소득분포 간의 지배관계를 활용하여 정의한 바 있다. 본 연구의 목적은 이들의 선행연구에서 제시된 기회불평등에 기초하여 90년대에서 최근에 이르는 한국사회의 가구소득 기회불평등의 장기 추세를 분석하는 것이다.

환경 s에 속한 개인의 기회집합은 환경 s에 대한 조건부 소득분포 $F(x|s)$로 표현될 수 있다. 서로 다른 두 환경을 각각 s와 s'이라 할 때, 각 환경의 조건부 소득분포는 $F(x|s)$와 $F(x|s')$이다. 이러한 두 소득분포에 대하여 다음과 같은 제1차 확률지배가 성립할 경우 두 환경 사이에 제1차 기회불평등이 존재한다고 정의한다.

$$F(x|s) \leq F(x|s') \quad \forall x \in R_+. \qquad (1)$$

식 (1)은 모든 소득 x에서 x 보다 높은 소득을 획득하는데 실패할 확률이 환경 s'에서 환경 s보다 높거나 같음을 의미한다. 이는 소득획득 전망에 대한 관점에서 환경 s'가 환경 s에 비해 상대적으로 열악한 환경임을 의미한다. 모든 소득수준에서 식 (1)이 성립하고 적어도 하나의 소득수준에서 강부등호가 성립할 때 환경 s가 환경 s'를 제1차 확률지배($s >_{FSD} s'$)한다고 정의한다. 이러한 확률지배관계가 성립하면 어떤 통상적(소득에 대해 단조증가하는) 효용함수 하에서도 지배적인 확률분포(환경 s의 조건부소득분포 $F(x|s)$)가 지배되는 확률분포(환경 s'의 조건부소득분포 $F(x|s')$)보다 더 높은 (기대)효용을 보장한다. 이처럼 제1차 확률지배관계를 가진 두 개의 환경이 존재할 때 제1차 기회불평등이 존재한다고 정의한다.

제1차 확률지배관계가 성립하지 않더라도 다음과 같은 제2차 확률지배관계가 성립할 수 있다.

$$\int_0^x F(y|s)dy \leq \int_0^x F(y|s')dy \quad \forall x \in R_+. \qquad (2)$$

식 (2)가 성립하고 적어도 하나의 소득수준(x)에서 강부등호 관계가 성립하는 환경 s와 s'이 존재할 때, 환경 s가 환경 s'를 제2차 확률지배($s >_{SSD} s'$)한다고 말한다. 이러한 제2차 확률지배관계하에서는 소

득에 대해 단조증가하고, “위험기피적 선호”를 가진 어떠한 효용함수에서도 환경 s의 조건부소득분포 $F(x|s)$가 환경 s'의 조건부소득분포 $F(x|s')$보다 더 높은 기대효용을 보장한다. 이처럼 서로 다른 두 환경 s, s' 사이에 제2차 확률지배관계가 성립할 경우 제2차 기회불평등이 존재한다고 말한다.

정리하자면, 제1차(제2차) 기회불평등조건은 서로 다른 두 환경 s, s'에 대해 제1차(제2차) 확률지배관계가 성립하는 것이다. 제1차(제2차) 기회불평등이 존재하지 않을 경우 제1차(제2차) 기회평등이 성립하게 된다. 이러한 기회평등의 정의는 서로 다른 두 환경 간에 평균적인 성취전망이 다른 경우에도 성립한다. 이는 다른 기회불평등 연구에서 정의하는 기회평등에 비해서는 상당히 완화된 조건이다.

제 2 절 기회불평등 지표

확률지배관계를 통한 기회불평등의 정의는 특정연도에 한 사회의 기회불평등의 존재유무에 대한 엄밀한 검증이 가능한 반면, 기회불평등 크기나 그 변화추이에 대하여 제한적인 정보만을 제공한다. 기회불평등 지수를 병행하여 살펴봄으로써 한 사회의 기회불평등 크기에 대한 시점 또는 국가 간 비교가 가능하며, 각 지수의 특성에 따라 사회에 존재하는 기회불평등의 세부구조에 대한 이해를 높일 수 있다. 본 연구에서는 오성재 외(2017)에서 활용한 지니 기회불평등 지수와 개천용불평등 지수를 분석대상 기회불평등 지수로 사용할 것이다. 선행연구와 동일한 기회불평등 지표를 이용하는 것은 본 연구와 선행연구 결과의 유사성을 검토하고, 선행연구에서 조사되지 않은 외환위기 이전의 기회불평등도를 측정함으로써 기존의 연구결과를 보완 및 확장하는 의의가 있다.

지니 기회불평등(Gini opportunity) 지수는 Lefranc et al.(2008)에서 처음 제시되었다. 어떤 환경 s에 대하여 그 환경집단에 속한 개인들의 평균소득을 μ_s, 지니계수로 측정한 불평등도를 G_s라고 할 때, 해

당 환경의 가치를 $\mu_s(1-G_s)$로 나타낼 수 있다. 환경 s의 평균소득이 높을수록, 또는 환경 내의 소득분배가 평등할수록 그 환경의 가치는 높아진다. 주어진 환경구분에서 환경 가치를 측정하고, 이러한 가치 값들의 격차를 다시 지니계수의 산정방식으로 계산한 것이 지니 기회 불평등 지수이다. 총 k개의 환경구분이 존재하고, 모집단의 평균소득을 μ, 어떤 환경 s가 모집단에서 차지하는 비중을 p_s로 나타낼 때, 지니 기회불평등지수는 다음과 같이 산출된다.

$$GO(x) = \frac{1}{\mu}\sum_{i=1}^{k}\sum_{j>i} p_i p_j (\mu_j(1-G_j) - \mu_i(1-G_i)). \qquad (3)$$

전체 모집단의 평균소득 μ를 나눠줌으로써 지니 기회불평등 지수는 해당 사회의 소득규모와 무관하게 계산된 환경별 기회집합의 가중합이라고 할 수 있다. k는 환경집합의 수를 나타내는데, 만약 환경의 구분이 한 사회의 모든 개인들 사이에 하나씩 할당되도록 세분화된다면 환경 내 불평등도 G_s는 0이되고 환경의 평균소득 μ_s은 개인의 소득 x_s로 대체된다. 이 경우 $GO(x)$는 그 사회의 지니계수와 동일하다.[3)]

어떠한 사회가 다른 사회에 비해 계층상승의 전망이 높다면 그 사회는 다른 사회보다 기회가 평등한 사회라고 볼 수 있다.[4)] 환경구분 중 특정 성취에 대해 상대적으로 열악하다고 간주되는 환경의 최상위 성취에 대한 전망이 사회 전체집단에서의 최상위 성취 전망과 동일하다면, 적어도 최상위 성취에 대한 기회의 평등은 달성된 것으로 볼 수 있다. 이러한 관점에서 오성재 외(2017)은 개천용(기회)불평등지수를 다음과 같이 정의한다. 환경구분 중 특정성취에 대해 가장 열악한 환경을 $\underline{c}$, 그 환경에 속한 사람들이 전체인구에서 차지하는 비중을 $q_{\underline{c}} = (n_{\underline{c}}/n)$라고 하자. 또한 상위 p퍼센트의 성취 이상을 거둔 사람들

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

4) 이러한 관점에서 부친의 소득수준이 자녀의 소득수준의 상관관계를 측정하는 세대 간 소득탄력성 또한 기회불평등의 하나의 지표로 이해될 수 있다. 부친의 소득수준을 자녀에게 주어진 환경이라 이해한다면, 부친과 자녀 간에 소득의 탄력성이 낮을수록 자녀의 소득성취는 부친의 소득이라는 환경과 무관하게 결정됨을 의미하며 따라서 기회가 평등하다고 할 수 있다.

을 최상위 성취 집단으로 정의하고, 그 집단의 수를 n_p, 그 중 열악한 환경집단에 속한 사람들의 수를 $n_{p,\underline{c}}$라고 할 때, 개천용(기회)불평등지수는 다음과 같이 정의된다.

$$RR_p = 1 - \frac{n_{p,\underline{c}}/n_p}{q_{\underline{c}}}. \qquad (4)$$

앞서 언급한대로 열악한 환경집단 중 최상위 성취를 이룬 사람들의 비율($n_{p,\underline{c}}/n_{\underline{c}}$)과 사회 전체집단에서 최상위 성취를 이룬 사람들의 비율(n_p/n)이 동일하다면 RR_p는 0이 된다. 반대로 최상위 성취를 이룬 사람들 중 열악한 환경집단의 사람들이 하나도 없을 경우 RR_p는 1이 되며, 이는 개천용지수의 관점에서 기회불평등이 가장 높은 상태를 의미한다. 개천용지수는 일반적으로 0에서 1사이의 값을 가지며, RR_p가 0.5라면 이는 완전히 기회가 평등했다면 최상위 성취를 얻었을 열악한 환경 사람들 중 절반이 기회의 불평등으로 인해 최상위 성취를 얻는데 실패하였음을 의미한다. 특수한 경우 열악한 환경집단 중 성취를 이룬 사람들의 비중이 사회 전체집단에서의 최상위 성취자 비중보다도 높을 경우 RR_p는 음의 값을 가지게 되며, 이는 최상위 성취에 대하여 열악한 환경이 오히려 더 유리하게 작용한 경우를 의미한다.

제 3 장 이중 샘플 접근법을 이용한 기회불평등 추정

제 1 절 가구 항상소득 추정

본 연구에서는 한국노동패널(Korean Labor and Income Panel Study, 이하 KLIPS)과 가계동향조사(Household Income and Expenditure Survey, 이하 HIES) 두 자료를 사용했다. 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 전국대표성 확보 및 표본누락을 보충하기 위하여 1,415가구의 표본을 추가하였으며, 분석지역도 읍면지역까지 확대되었다. HIES는 통계청에서 실시하는 가구조사 자료로서 도시지역의 2인 이상 비농어가를 조사하는 도시가계조사에서 2003년에 읍면지역, 2006년에 1인가구를 분석대상에 포함한 후 가계동향조사로 명칭을 변경하여 현재까지 조사가 이어지고 있다. 두 자료를 함께 비교하는 과정에서 2006년 이전까지의 HIES 자료에는 1인가구가 포함되어 있지 않기 때문에 KLIPS의 분석도 2인 이상의 가구로만 한정하였으며, 나중에 전국표본으로 확대된 KLIPS에 맞추어 두 자료 모두 2009년 이후로 분석대상을 전국지역으로 확대하였다. 본 연구에서는 KLIPS의 경우 1998년~2016년, HIES의 경우 1990년~2016년 자료를 사용했다.

주요 분석대상인 가구의 소득은 KLIPS의 경우 선행연구와의 비교와 용이하도록 오성재 외(2017)의 정의를 따라 근로소득, 금융소득, 부동

산소득, 사회보장 및 이전소득을 합한 가구 처분가능소득을 사용했다. 두 자료는 소득 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 가구 처분가능소득으로 사용했다.[5] 각 소득은 해당연도별 물가지수로 나누어 실질변수로 바꿨으며, 가구규모에 따른 소득의 규모 차이는 가구소득에 가구규모의 제곱근을 나눠주는 OECD 균등화 등급으로 보정하였다.

오성재 외(2017)는 패널자료인 KLIPS를 이용하여 각 연도에 30세~50세인 가구주의 정보와 가구 균등화처분가능소득을 바탕으로 1998년부터 2014년까지의 기회불평등 지표를 계산했다. KLIPS가 종단면 조사임을 고려하면 표본 누락 문제가 없을 경우 1998년의 기회불평등 지표는 1999년에 31세~51세인 가구주의 환경정보와 작년 가구소득을 바탕으로 계산된 값과 같다고 할 수 있다. 따라서 만약 KLIPS에 조사된 가구의 1998년 이전 가구소득을 알 수 있다면, 동일한 방법으로 1998년 이전의 기회불평등 수준을 계산해볼 수 있다. KLIPS의 최초 조사연도가 1998년이므로, 본 연구는 KLIPS에서 조사된 가구들의 1998년 이전 가구소득의 대리변수로 KLIPS와 HIES의 가구주에 대한 공통된 정보를 바탕으로 추정된 HIES의 가구 항상소득을 사용한다. 구체적으로 두 자료에서 동시에 보유하고 있는 동일한 출생연도의 가구주의 정보를 바탕으로 HIES에서 항상소득을 추정한 후, 추정된 항상소득을 가구주 정보를 매개로하여 KLIPS의 가구주 정보에 통합시키는 것이다. 이와 같이 하나의 자료가 가진 한계를 극복하기 위해 유사한 정

5) 두 자료에서 모두 가구의 가처분소득을 사용하였으나, 자료별 조사방식과 소득에 대한 정의가 상이하여 발생하는 문제가 있다. 예를 들어, 김낙년(2012)에 따르면 HIES는 다른 조사들과는 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.

보를 가진 추가적인 자료를 이용하는 방법을 이중 샘플 접근법(Two Sample approach)라고 한다. 이해를 돕기 위해 항상소득 추정과 관련된 논의를 설명 후, 유사한 방법을 활용한 선행연구를 몇 가지 소개한다.

경제학자 밀턴 프리드먼(Milton Friedman)은 특정연도의 개인의 소득을 항상소득과 일시소득으로 구분하여, 자신의 소비를 일정하게 유지하고 싶은 경제주체들은 그 해의 소득이 아닌 자신의 항상소득을 기준으로 소비를 결정할 것이라는 항상소득가설을 제시하였다.

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

그의 견해에 따르면 특정연도 t의 개인의 소득(y_{it})은 시간에 따라 불변하는 항상소득(y_i)와 연도별로 가변적인 일시소득(v_{it})의 합으로 표현될 수 있다. 만약 개인의 전 생애에 걸친 소득의 자료를 구할 수 있다면, 전체기간 소득의 평균을 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 평균소득을 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.[6] 후자의 도구변수 추정법은 항상소득에 영향을 미치는 개인의 사회-인구학적(socio-demographic) 변수

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

들을 활용해 항상소득을 직접 추정하는 방법이다. 개인의 사회-인구학적 변수에는 본인의 학력, 직업 및 산업정보 등이 포함되며, 이를 z_i로 나타낼 때 개인의 항상소득은 다음과 같이 결정된다.

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

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

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

이 때, 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.[7] 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 매칭되기 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, 교육수준 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

7) 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 항상소득 결과 분석에도 이러한 해석이 반영되었다.

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 표본선택 문제가 발생한다. Kim은 KLIPS에 포함된 가구주 부친에 대한 정보를 바탕으로 HIES에서 부친의 항상근로소득을 추정함으로써 표본선택 문제를 완화했다.[8)]

본 연구는 가구주의 정보를 바탕으로 가구 항상소득을 추정한다는 점에서는 Lusardi(1996)과 유사하며 사용하는 자료는 Kim(2017)과 유사하다. 항상소득 추정에 사용되는 두 자료의 공통정보는 가구주의 교육수준, 직업, 산업 및 가구원 중 취업인원이며, 분석에는 1990년부터 2016년까지 각 해마다 30세~50세의 2인 이상 가구만 포함된다.[9)10)]

가구 중 취업인수의 경우 전체 가구소득에 직접적인 영향을 미치지만 시간에 따라 불변하는 가구 항상소득을 추정하는 변수로는 적합하지 않다고 생각할 수 있다. 그러나 기초자료를 확인한 결과 분석기간 전체에서 취업인수가 1~2명인 경우가 전체가구의 80~90%를 차지하며, 분석 대상 가구주 연령이 30세~50세임을 고려할 때 가구 내 취업자는 대체로 가구주 또는 가구주 배우자일 가능성이 높기 때문에 시간에 따라 변화할 여지가 낮다고 판단하여 설명변수에 포함되었다. 만일 항상소득 추정에 사용되는 공통정보 즉, 학력・직업・산업 등의 분포가 두 자료 간에 큰 차이를 보일 경우 한 자료에서 추정된 항상소득

8) KIm(2017)은 부친의 항상근로소득 추정에 부친의 학력, 직업 및 산업 정보를 활용하였다. 서론에 언급된 양정승(2012)도 동일한 방법으로 세대 간 소득탄력성을 측정했으며, 소득 추정에는 당시 자료의 한계로 직업 및 산업 정보만 활용되었다.

9) 사회-인구학적 요인에는 일반적으로 연령이 포함되나, 본 연구에서는 30세~50세의 가구주들로 연령제한을 둠으로써 이를 대신한다. 이는 같은 자료와 방법론을 활용하여 세대 간 소득 탄력성을 추정한 Kim(2017)과 같은 방식이다. 또한 한국노동패널에서 소득의 추정에 가구주의 연령을 포함시켜도 결과에는 거의 차이가 없음을 확인하였다.

10) 가구 소득을 추정하기 위한 변수가 대부분 가구주의 정보로 구성되어 있다는 것은 가구주 외의 취업자가 포함된 가구의 추정된 소득 설명력을 낮출 가능성이 있다. 그러나 본 연구의 경우 소득의 추정에 사용되는 변수는 HIES와 KLIPS 양 자료에서 동일해야 하는데, HIES의 경우 가구주 외의 가구원들에 대한 사회-경제적 지위 정보가 1998년 이전까지 조사되지 않아 추정에 활용될 수 없었다.

을 다른 자료의 대리변수로 사용하는 것은 적합하지 않을 수 있다. 따라서 공통정보의 분포에 관한 비교가 필요하다. 이 때 주의할 점은 두 자료의 직업 및 산업 분류 기준이 다르다는 것이다. KLIPS의 경우 세 자리 코드로 구성된 상세한 직업 및 산업 분류를 전체 조사기간 동안 균일하게 제공하고 있는 반면, HIES의 경우 두 자리의 코드로 KLIPS에 비해 상대적으로 포괄적인 분류기준을 채택하고 있으며 분류 기준도 연도별로 자주 변경된다. 따라서 두 자료 간 동일한 직업 및 산업 항목을 구성하기 위해 KLIPS의 분류 기준을 HIES의 연도별 분류 기준에 맞게 재구축하였으며, 이러한 결과는 <표 1> ~ <표 3>에 각각 제시되어있다.[11][12]

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

12) 제시된 세 연도에서 공통적으로 KLIPS의 무직 및 분류불능 비율이 HIES보다 높게 나타나는데, 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.

<표 1> 1990년도 자료 간 가구주 사회경제적 지위 분포

		HIES (1990)	KLIPS (2000)
	표본 수	6,462	1,887
	평균연령	38.3	48.36
교육			
	무학	0.88	2.81
	초등학교 졸업	10.08	16.38
	중학교 졸업	20.09	21.98
	고등학교 졸업	45.35	38.63
	초급대학 졸업	7.28	4
	대학교 졸업	14.57	12.59
	대학원 졸업	1.75	3.61
직업			
	무직 및 분류불능직	4.28	9.45
	전문, 기술 및 관리직 종사자, 고위 임직원	13.6	16.53
	사무 및 관련직 종사자	13.72	10.15
	판매종사자	13.26	11.87
	서비스 종사자	7.46	7.72
	생산, 운수장비 및 단순 노무자	47.69	44.28
산업			
	무직 및 분류불능직	3.84	9.52
	광업	0.22	0.2
	제조업	29.57	19.14
	전기, 가스, 수도사업	0.79	0.54
	건설업	13.2	13.8
	도・소매, 음식숙박업	17.6	20.42
	운수창고 및 통신업	11.96	9.71
	금융, 보험, 부동산 및 용역업	5.02	2.18
	사회 및 개인서비스	17.81	24.5
취업자 수			
	0	3.45	4.81
	1	60.91	38.95
	2	31.46	41.73
	3	3.73	11.19
	4	0.44	2.85

취업자 수의 경우 5인 이상이 차지하는 비율은 표시하지 않았음.
1990년의 HIES 30세~50세 가구주와 비교되는 KLIPS의 자료는 2000년 기준 40~60세 가구주임.

<표 2> 2000년도 자료 간 가구주 사회경제적 지위 분포

		HIES (2000)	KLIPS (2000)
	표본 수	4,036	2,169
	평균연령	39.7	40.82
교육			
	무학	0.26	0.75
	초등학교 졸업	4.95	9
	중학교 졸업	11.82	16.41
	고등학교 졸업	46.66	43.66
	초급대학 졸업	11.07	7.42
	대학교 졸업	22.33	18.29
	대학원 졸업	2.91	4.47
직업			
	무직 및 분류불능직	6.22	10.52
	의회의원, 고위임직원 및 관리자	4.03	3.44
	전문가	6.5	8.47
	기술공 및 준전문가	15.41	7.14
	사무종사자	8.82	12.19
	서비스 종사자	17.56	14.84
	농업, 임업 및 어업 숙련 종사자	0.06	3.08
	기능원 및 관련 기능 종사자	18.71	16.78
	장치, 기계조작원 및 조립종사자	16.14	17.09
	단순노무 종사자	6.55	6.41
산업			
	무직 및 분류불능직	6.12	11.07
	농업, 수렵 및 임업	0.04	3.08
	어업	0.09	0.51
	광업	0.11	0.13
	제조업	24.82	22.35
	전기,가스 수도사업	0.13	0.51
	건설업	10.94	12.24
	도,소매 업 및 소비자용품 수리업	19.27	15.45
	숙박 및 음식점업	5.15	4.39
	운수창고 및 통신업	9.3	9.02
	금융 및 보험업	4.05	2.72
	부동산임대 및 사업 서비스업	6.44	5.11
	공공행정, 국방 및 사회보장행정	3.94	4.45
	교육	3.74	3.93
	보건 및 사회복지 사업	1.24	1.17
	기타공공, 사회 및 개인 서비스	4.34	3.61
	가사 서비스업	0.2	0.17
	국제 및 기타 외국기관	0.09	0.08
취업자 수			
	0	5.52	3.93
	1	52.26	50.45
	2	37.8	39.52
	3	3.83	4.91
	4	0.6	1.06

취업자 수의 경우 5인 이상이 차지하는 비율은 표시하지 않았음

<표 3> 2010년도 자료 간 가구주 사회경제적 지위 분포

		HIES (2010)	KLIPS (2010)
	표본 수	5,620	2,277
	평균연령	41.2	41.74
교육			
	무학	0.3	0.1
	초등학교 졸업	1.66	2.11
	중학교 졸업	4.91	5.98
	고등학교 졸업	41.53	38.72
	초급대학 졸업	15.69	15.43
	대학교 졸업	29.65	29.95
	대학원 졸업	6.26	7.72
직업			
	무직 및 분류불능	7.61	6.79
	관리자	2.75	2.75
	전문가 및 관련 종사자	20.79	22.01
	사무 종사자	16.85	15.29
	서비스 종사자	6.78	6.31
	판매 종사자	9.85	7.75
	농림어업숙련 종사자	0.26	2
	기능원 및 관련기능 종사자	13.52	14.7
	장치, 기계조작 및 조립 종사자	14.6	16.4
	단순노무 종사자	6.78	5.74
	직업군인	0.2	0.27
산업			
	무직 및 분류불능	7.61	6.81
	농업, 입업 및 어업	0.37	1.94
	광업	0.14	0.04
	제조업	19.78	22.22
	전기 가스 및 수도사업	1.09	1.22
	건설업	10.04	10.25
	도매 및 소매업	13.1	13.55
	운수업	7.28	6.75
	숙박 및 음식점업	4.9	4.27
	출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	3.53	1.85
	금융 및 보험업	3.86	4.46
	부동산 및 임대업	2	1.73
	전문, 과학, 기술 및 사업지원 서비스업	7.33	7.48
	공공행정, 국방 및 사회보장 행정	4.56	4.4
	교육 서비스업	5	4.8
	보건업 및 사회복지 서비스업	2.69	2.23
	예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업	6.42	5.93
	가구내 고용활동 및 자가소비 생산활동	0.23	0.07
	국제 및 외국기관	0.07	0
취업자 수			
	0	6.36	2.87
	1	50.75	50.3
	2	38.54	43.94
	3	4	2.32
	4	0.34	0.56

취업자 수의 경우 5인 이상이 차지하는 비율은 표시하지 않았음

<표 4> 공통 정보를 가진 가구주 분류

가계동향조사		한국노동패널조사	
자료 연도	연령	자료 연도	연령
1990	30~50	2000	40~60
1991			39~59
1992			38~58
1993			37~57
1994			36~56
1995			35~55
1996			34~54
1997			33~53
1998			32~52
1999			31~51
2000			30~50
2001~2016	30~50	2001~2016	30~50

KLIPS에는 1990년대 초·중반의 자료가 없기 때문에 2000년 이전의 HIES의 가구주 정보와 연결되는 KLIPS의 가구주 정보는 2000년에 조사된 30세~60세의 가구주를 대상으로 한다.[13] 즉, 1990년 HIES의 30세~50세 가구주의 정보는 2000년 KLIPS의 40~60세 가구주의 정보와 연결되며, 2000년부터는 두 자료에서 모두 30세~50세인 가구주의 정보가 비교된다.

<표 5>는 두 자료에서 가구의 항상소득을 추정한 결과를 보여준다. 전반적인 추정 결과는 분석에 포함되는 사회-인구학적 변수의 수가 많을수록 조정된 결정계수가 높아지는 반면, 두 표본사이의 매칭률은 낮아지는 것을 확인할 수 있다. 가장 높은 설명력을 보이는 변수의 조합은 Z6이나, 마찬가지로 준수한 설명력을 보이는 Z5에 비해 매칭률이 크게 차이나기 때문에 최종적인 분석 변수는 Z5로 추정된 항상소득으로 정하였다. 도구변수 조합 Z5를 통해 가구소득을 추정한 경

13) 1990년대 HIES정보와 KLIPS의 1998년 또는 1999년 정보를 비교할 수도 있으나, 해당연도에 외환위기의 여파로 인해 KLIPS의 표본누락이 빠르게 나타난다는 점을 고려하여 표본이 비교적 안정적으로 유지되는 2000년도를 비교의 기준점으로 정하였다.

<표 5> 가계동향조사 및 한국노동패널 항상소득 추정 결과

	HIES						KLIPS	
	$Z1$	$Z2$	$Z3$	$Z4$	$Z5$	$Z6$	$Z3$	$Z5$
F	110.39	91.87	76.12	39.15	47.78	37.04	25.98	15.93
$Adj.R^2$	0.105	0.125	0.212	0.175	0.234	0.251	0.191	0.206
매칭률	0.99	0.98	0.97	0.92	0.89	0.83		

모든 통계치는 가계동향조사의 경우 1990년부터 2016년, 한국노동패널의 경우 1998년부터 2016년의 통계치 평균값을 의미.
매칭률은 KLIPS의 전체 표본 중 HIES의 항상소득이 매칭되는 비율을 의미.
$Z1$: 학력
$Z2$: 직업
$Z3$: 학력, 직업 및 가구원 중 취업자 수
$Z4$: 학력, 직업 및 산업
$Z5$: 학력, 직업, 산업 및 가구원 중 취업자 수
$Z6$: 학력 및 직업의 연령별(30대, 40대) 교차항, 산업, 및 가구원 중 취업자 수

우의 설명력은 0.234로 동일 자료이나 가구주의 근로소득을 추정한 Kim(2017)의 0.402 보다는 낮은 수준이다. 가구소득에는 근로소득 외에 금융소득, 부동산 소득 등 여타 소득이 포함되어 있으며, 가구주 외의 소득이나 가구규모에 따른 영향의 존재 등이 상대적으로 낮은 설명력의 원인으로 짐작된다.

이어지는 <표 6>과 <표 7>은 추정된 항상소득의 요약통계량의 성질을 보여준다. 가구소득과 비교하여 가구 항상소득의 경우 전반적인 표준편차가 크게 감소하고, 그에 따라 지니계수도 낮아지는 것을 확인할 수 있다. 일시소득으로 인한 분산이 배제되기 때문에 항상소득의 불평등이 일반 가구소득에 비해 낮아지는 것은 자연스러운 현상이며, 이러한 결과는 소득의 다년도 평균을 항상소득의 대리변수로 사용해도 유사하게 나타난다(Niehues and Peichl, 2014).

본 연구에서 적용되는 환경구분은 부친의 학력수준으로 부친의 학력이 초등학교 졸업 이하인 경우 저학력, 중졸이상 고교졸업이하인 경우 중학력, 전문대졸 이상을 고학력 환경으로 나누었다. 따라서 본 연구에서 분석하는 기회불평등은 부친의 학력차이에 따른 자녀 소득 성취의 기회의 불평등을 의미한다. <표 8>는 이러한 환경 구분에 따른 가구 항상소득의 요약통계량을 보여준다. 제시된 모든 연도에서

<표 6> 가계동향조사 가구소득 및 항상소득 ($Z5$) 요약통계량

HIES								
	가구소득				가구 항상소득 ($Z5$)			
연도	표본 수	평균	표준편차	지니계수	표본 수	평균	표준편차	지니계수
1990	6462	1,459.44	730.10	0.250	1,510	1,512.99	388.15	0.139
1995	7032	2,066.36	923.26	0.237	1,756	2,072.37	401.77	0.108
2000	4036	1,949.37	915.42	0.250	1,825	1,892.74	455.59	0.132
2005	6063	2,311.30	1,190.93	0.265	2,029	2,255.66	582.28	0.146
2010	5205	2,480.16	1,224.07	0.261	2,128	2,431.66	615.17	0.143
2015	3696	2,683.50	1,258.96	0.241	1,896	2,662.72	607.25	0.130

평균과 표준편차는 만원단위로 환산함
가구주 연령 30세~50세, 2인 이상 가구 대상
소득은 균등화처분가능소득을 의미하며, 항상소득의 표본은 두 자료에 공통으로 존재하여 분석에 적용된 표본을 나타냄.

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.

<표 7> 한국노동패널 가구소득 및 항상소득 ($Z5$) 요약통계량

KLIPS								
	가구소득				가구 항상소득 ($Z5$)			
연도	표본 수	평균	표준편차	지니계수	표본 수	평균	표준편차	지니계수
2000	2,152	1,800.42	1,469.51	0.311	1,825	1,793.20	605.31	0.183
2005	2,169	2,480.71	1,761.01	0.321	2,029	2,475.59	794.10	0.178
2010	2,283	2,772.44	1,731.62	0.296	2,128	2,785.86	809.18	0.162
2015	2,034	3,034.18	1,687.41	0.274	1,896	3,023.31	731.19	0.136

평균과 표준편차는 만원단위로 환산함
가구주 연령 30세~50세, 2인 이상 가구 대상
소득은 균등화처분가능소득을 의미하며, 항상소득의 표본은 두 자료에 공통으로 존재하여 분석에 적용된 표본을 나타냄.

<표 8> 가계동향조사 가구 항상소득 환경별 요약통계량

	환경 하 가구소득 평균			환경 하 가구소득 표준편차			환경 별 비중		
연도	저학력	중학력	고학력	저학력	중학력	고학력	저학력	중학력	고학력
1990	1,464.7	1,641.2	1,774.7	363.9	415.3	462.5	0.731	0.207	0.061
1995	2,027.2	2,164.2	2,302.3	383.8	402.9	468.1	0.692	0.238	0.070
2000	1,824.9	2,007.6	2,174.9	419.7	480.5	520.2	0.652	0.266	0.082
2005	2,125.1	2,429.6	2,528.5	527.2	611.7	564.1	0.564	0.343	0.093
2010	2,334.1	2,511.8	2,631.0	579.4	625.4	654.6	0.494	0.413	0.106
2015	2,536.2	2,717.3	2,863.2	589.0	605.8	582.3	0.374	0.496	0.130

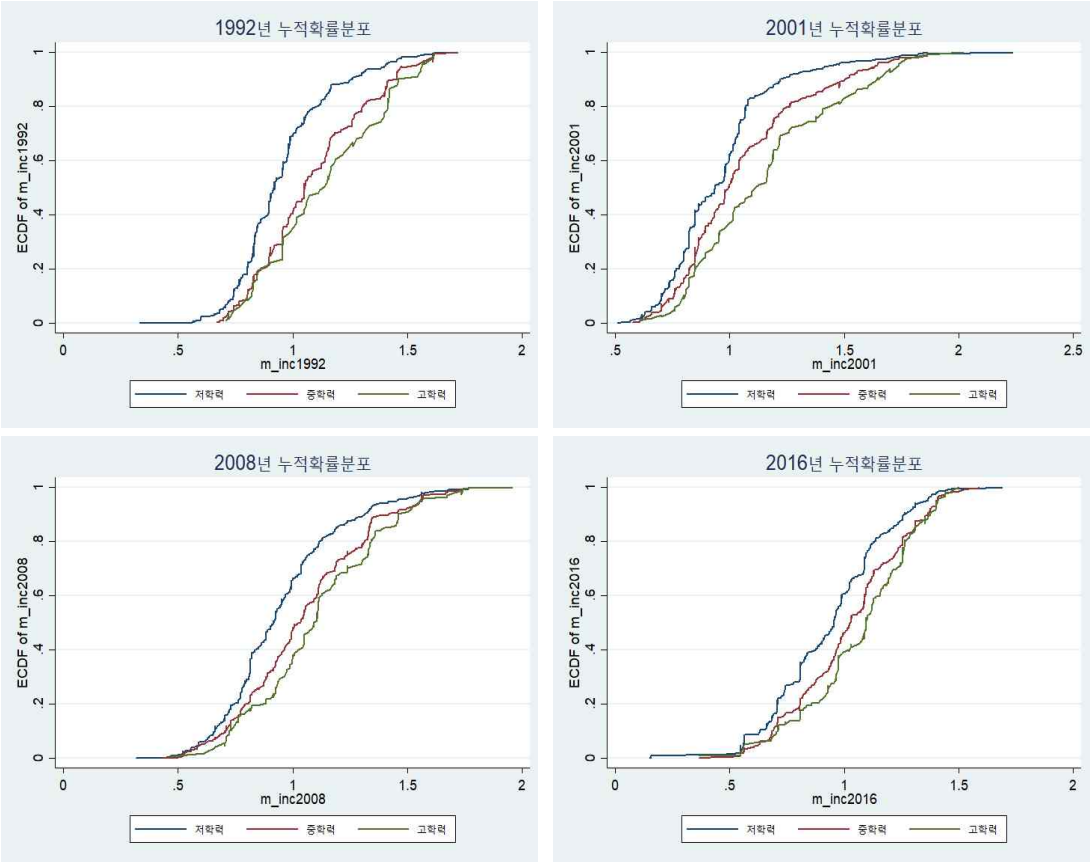
주: 평균과 표준편차는 만원단위로 환산함
가구주 연령 30세~50세, 2인 이상 가구 대상
부친의 학력이 초등학교 졸업 이하인 경우 저학력, 중졸이상 고교 졸업 이하인 경우를 중학력, 초대졸 이상을 고학력 환경으로 구분함.

제 2 절 가구 항상소득의 기회불평등

기회불평등 분석은 확률지배검증과 지수 분석으로 나누어 진행된다. 우선 앞서 추정한 가계동향조사의 항상소득을 활용하여 1990년부터 2016년까지의 확률지배검증 결과를 설명하고 다음 장에서는 지수분석을 통해 지표별로 나타나는 기회불평등도의 변화추이를 검토할 것이다.

<그림 2>는 가구주 부친의 학력에 따라 구분한 환경수준별 자녀 소득의 누적확률분포를 나타낸 것이다. 좋은 환경일수록 각 연도의 누적분포가 대체로 우측에 위치하며, 이는 앞서 <표 8>에서 보았듯이 환경수준이 좋을수록 평균적인 성취가 높다는 사실과 부합한다. 환경별 누적분포사이의 간격을 비교해보면 전반적으로 중학력과 고학력 환경사이의 격차보다 저학력과 중학력 간의 격차가 크게 나타나는 것을 확인할 수 있다. 전체 분석기간의 확률지배 검증결과는 <표 9>에 제시되어있다. 전체적인 결과를 요약하면 저학력 환경은 전체 분석기간 중 다수의 연도에서 중학력 환경과 고학력 환경에 의해 확률지배를 당하는 것으로 나타난다. 반면, 중학력 환경과 고학력 사이의 확률

<그림 2> 부친 학력별 자녀 소득의 조건부 누적확률분포



주: 분석에 적용된 소득은 가계동향조사의 추정된 소득을 표준화시킨 것으로 1은 해당연도 분석대상 가구주 전체의 평균소득을 의미.

지배관계는 1990년대에는 확인되지 않다가 2000년대 중반 이후로 나타나기 시작했다. 따라서 1990년대부터 2000년대 초반까지의 기회불평등은 주로 저학력 환경과 나머지 환경사이에서 존재했으며, 2000년대 중반부터는 중학력 환경과 고학력 환경 사이의 소득격차가 심화되었을 것으로 짐작할 수 있다.[14] 이러한 확률지배검증은 이상치를 제거한 모든 소득범위에서 확률지배관계가 검증되어야 기회불평등이 존

14) 일반적으로 저학력 환경과 나머지 환경의 평균적인 소득격차는 중학력 환경보다 고학력 환경과의 비교에서 더 크게 나타나기 때문에 확률지배 관계도 유사하게 나타나리라 기대할 수 있으나, 항상 그런 것은 아니다. 예를 들어, 1996년의 경우 저학력 환경과 중학력 환경사이의 확률지배관계는 식별되었으나 저학력 환경과 고학력 환경사이에서는 식별되지 않았다. 이 경우에 해당하는 연도들에서는 중학력과 고학력 사이에 확률지배관계가 나타나지 않는다.

〈표 9〉 학력환경 하 확률지배 검증결과

환경수준	중학력						고학력					
저학력	$<_1^{***}$	$<_1^{**}$	$<_1^{**}$	$<_1^{**}$	$<_2^{***}$	$<_1^{***}$	$<_1^{**}$	$<_1^{*}$	$<_1^{**}$	$<_1^{***}$	?	$<_1^{**}$
	$<_1^{**}$	$<_1^{***}$	$<_1^{**}$	?	$<_1^{**}$	$<_1^{**}$	?	$<_1^{***}$	$<_1^{***}$	$<_1^{*}$	$<_1^{*}$	$<_1^{**}$
	?	$<_1^{***}$	$<_2^{*}$	$<_1^{*}$	?	?	?	$<_1^{**}$	?	$<_1^{***}$	$<_1^{***}$	$<_2^{***}$
	$<_2^{**}$	$<_2^{*}$	$<_1^{*}$	?	$<_1^{*}$	$<_2^{***}$	$<_1^{**}$	$<_1^{***}$	$<_2^{***}$	$<_2^{*}$	$<_1^{***}$	$<_1^{**}$
	$<_1^{***}$	$<_1^{*}$	$<_1^{**}$				$<_1^{***}$	$<_1^{***}$	$<_2^{*}$			
중학력	‘90	‘91	‘92	‘93	‘94	‘95	?	?	?	?	?	?
	‘96	‘97	‘98	‘99	‘00	‘01	?	?	?	?	?	$<_2^{*}$
	‘02	‘03	‘04	‘05	‘06	‘07	?	?	?	$<_2^{*}$	$<_2^{***}$	$<_2^{**}$
	‘08	‘09	‘10	‘11	‘12	‘13	$<_2^{*}$	$<_2^{***}$	?	?	$<_2^{***}$	$<_1^{*}$
	‘14	‘15	‘16				?	$<_2^{*}$	?			

주: 집단별 상하위 2.5%를 각각 제외하고 검증하였음.
$<_1$은 행이 열을 1차 확률지배, $<_2$는 행이 열을 2차 확률지배 당하는 관계, ?는 확률지배관계를 확인 불가능한 경우를 나타냄. (*: $\alpha = 0.5$, **: $\alpha = 0.01$, ***: $\alpha = 0.001$.)

재한다고 정의하였기 때문에, 그 기회불평등의 크기에 대해서는 제한적인 정보만을 제공한다. 그 예시로, 저학력 환경과 고학력 환경사이에 2차 확률지배관계가 성립한다고 하자. 이 경우 1차 확률지배관계가 성립하지 않았기 때문에 고학력 환경이 저학력 환경보다 그 이상의 소득을 얻는데 실패할 확률이 높은 특정한 소득수준이 적어도 하나 이상 있다는 것을 의미한다. 이러한 소득수준 중 가장 높은 소득을 x라고 할 때, x보다 높은 소득수준에서 두 환경 사이의 소득격차가 심화될 경우 두 환경집단 간의 평균소득 격차는 커지기 때문에 일반적인 관점에서 기회불평등이 심화되었다고 생각할 수 있으나 두 집단사이의 확률지배관계는 변하지 않는다. 즉, 확률지배검증은 기회불평등의 존재에 대한 엄격한 정의에 의해 기회불평등의 존재에 대해서는 강한 설득력을 가지나, 한 사회의 기회불평등도의 크기 또는 변화

추이에 대해서는 설명력이 약하다고 할 수 있다. 따라서 현실의 기회불평등을 올바르게 이해하기 위해서는 이를 보충해줄 수 있는 기회불평등 지수 분석 결과를 함께 살펴보는 것이 바람직하다.

제 3 절 기회불평등의 장기추세

확률지배검증만으로는 사회에 존재하는 다양한 형태의 기회불평등과 그 변화추이를 분석하기에 한계가 있다. 이 장에서는 앞서 설명한 기회불평등의 두 지표 지니기회불평등 지수(이하 GOI)와 개천용기회불평등 지수(이하 RRI)의 연도별 변화추세를 KLIPS와 HIES 각각 두 자료를 활용해 제시한다. 각 지표의 수치는 선행연구와 동일하게 지수에 100을 곱하여 표기하였다. 각 지수별 설명은 다음과 같은 순서로 진행된다. 먼저, 선행연구인 오성재 외(2017)에서 적용한 방법과 같이 KLIPS자료의 30세~50세 가구주의 균등화 가구소득을 바탕으로 도출한 지수의 변화추이와 본 연구에서 적용된 HIES의 항상소득이 매칭된 2인 이상 가구의 가구주들의 동일한 소득으로 산정된 지수의 변화추이를 비교한다.[15] 이러한 비교는 분석대상에서 1인가구의 배제와 매칭으로 인해 발생하는 표본누락이 지수의 변화추이에 미치는 영향을 판단하게 해준다. 그 후, 동일한 표본에서 균등화 가구소득(이하 일반소득)과 가구주의 정보를 바탕으로 추정한 소득(이하 항상소득)으로 각각 계산된 지수의 변화 추이를 비교하여, 항상소득과 일반소득으로 산출한 지표에 어떤 차이가 있는지를 검토한다. 마지막으로 HIES의 추정된 항상소득을 바탕으로 도출한 지수의 장기추세를 부트스트랩으로 도출한 신뢰구간과 함께 제시한다.[16]

---

15) 본 연구에서 적용된 분석대상은 선행연구와 동일하게 KLIPS의 30세~50세의 가구주이나, 1인 가구의 가구주와 HIES의 소득이 매칭되지 않은 가구주가 배제되었다.

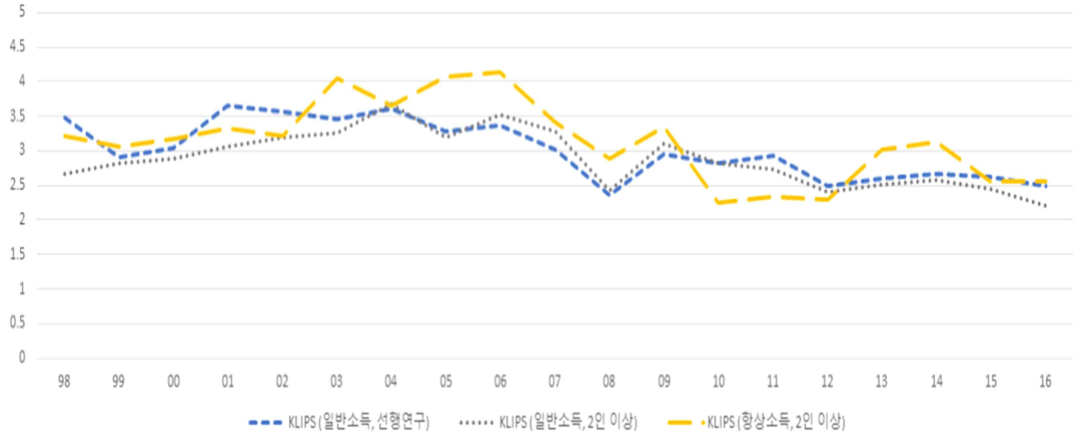
16) Pegan(1984)에 따르면 two-sample approach를 활용하는 연구에서 분석의 주체가 되는 하나의 자료만 부트스트랩을 실시할 경우 실제 표준편차를 과소추정할 가능성이 있다. 따라서 부트스트랩 표준 오차는 다음과 같은 절차에 따라 계산되었다. 가계동향조사와 한국노동패널 각각의 자료에서 소득 추정이 포함되기 때문에

<그림 3>은 본 연구와 선행연구의 GOI로 측정한 기회불평등 추세를 비교한 결과를 보여준다. 일반소득으로 계산한 선행연구의 추세선(짧은 파선)과 본 연구의 추세선(점선) 간의 차이는 항상소득이 매칭되지 않아 발생하는 표본의 손실로 인한 영향을 반영하며,[17] 약간의 차이를 제외하면 전반적인 추세는 유사한 것으로 보인다. 이는 1인 가구의 배제와 매칭으로 인한 표본의 손실이 전반적인 기회불평등 추세에 미치는 영향이 크지 않음을 의미한다. 또한 KLIPS의 항상소득으로 추정한 추세선(긴 파선)도 일반소득으로 추정한 추세선을 중심으로 유사한 추이를 보이고 있다. 2009년과 2010년을 제외하면 항상소득의 GOI 추세선은 일반소득에 비해 다소 높은 경향이 나타나는데, 이러한 결과를 해석하기 위해서는 추정된 항상소득의 성질을 검토할 필요가 있다. 본 연구에서 활용하는 항상소득은 가구주 본인의 학력, 직업 등의 정보를 바탕으로 추정된 것이므로, 각 가구주의 항상소득은 개인이 성취한 학력 또는 직종 등의 정보에 의해 결정된다. 따라서 일반소득으로 계산한 값 보다 추정된 항상소득을 바탕으로 산출된 기회불평등 수준이 더 높다는 것은 부친의 학력이 자녀들의 연간소득에 미치는 영향보다 자녀의 교육수준, 직업 선택 등을 통에 장기간 소득에 미치는 영향이 더 높다는 것을 의미한다.

먼저, 가계동향조사에서 분석대상에 포함되는 표본을 동일한 크기로 무작위 복원추출하여 추출된 가구주의 정보를 바탕으로 균등화 가구소득을 계산 후, 한국노동패널에서도 동일한 절차를 반복했다. 이 후 무작위 복원추출 된 두 자료를 연결하여 기회불평등 지표를 계산하였다. 위의 절차를 200번 반복하여 산출된 기회불평등 지수를 바탕으로 신뢰구간을 제시하였다.

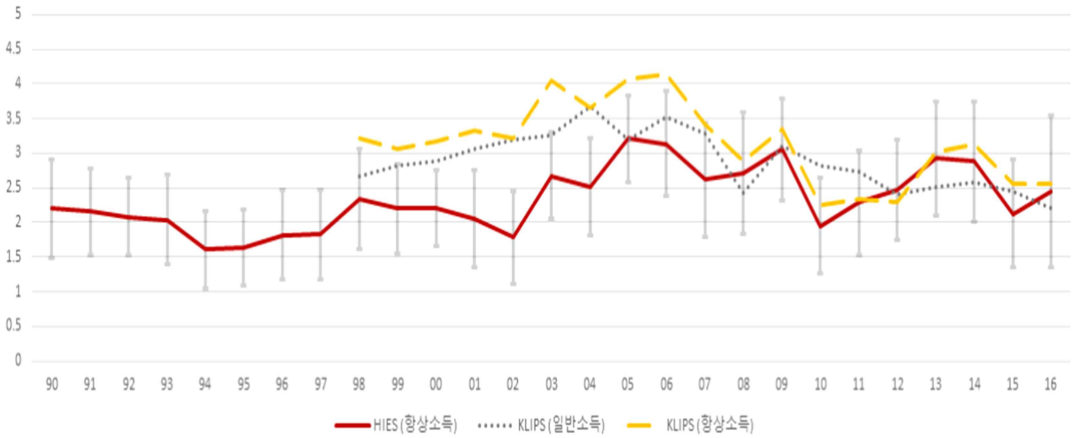
17) 1990년부터 2016년의 평균 매칭률은 약 0.89 수준이나, 두 추세선이 차이가 나는 1998년, 2001년, 2002년의 매칭률은 각각 0.83, 0.73. 0.74 수준으로 평균에 비해 상당히 낮은 편에 속한다. 또한 1인가구의 포함여부는 결과에 큰 차이를 미치지는 않았다.

<그림 3> 부친의 학력환경 하 지니기회불평등 지수: 선행연구와의 비교



주: KLIPS(일반소득, 선행연구)는 매칭여부와 상관없이 선행연구의 분석대상인 30세에서 50세 사이의 모든 가구주를 대상으로 분석한 추세선을 의미함.

<그림 4> 부친의 학력환경 하 지니기회불평등 지수: 장기추이



주: HIES(항상소득) 추세선을 기준으로 회색 막대는 부트스트랩 반복시행(200회)으로 계산한 95% 신뢰구간을 나타냄.

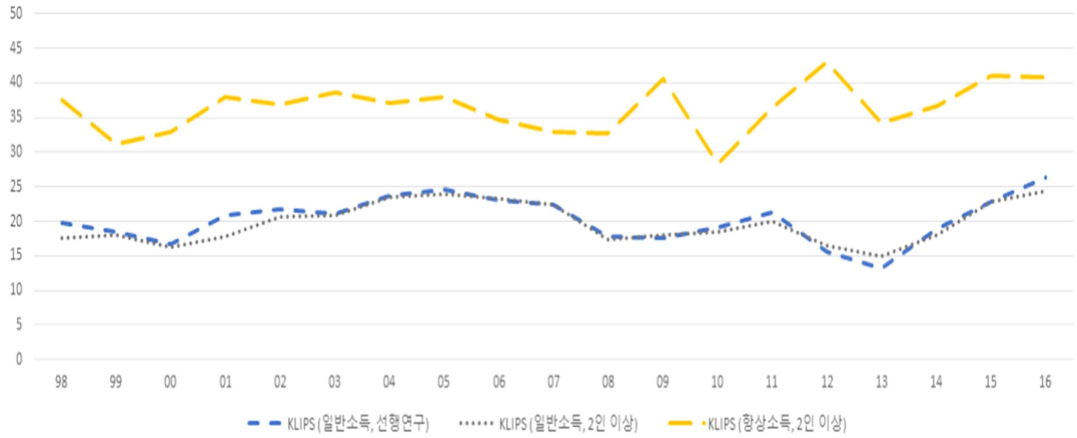
<그림 4>은 가계동향조사의 항상소득으로 추정한 GOI의 장기추세선(실선)을 제시하고 KLIPS의 추세선(긴 파선)과의 유사성을 점검한다. 추정된 항상소득으로 도출된 두 추세선은 연도별로 매우 유사한 등락 추세를 보이고 있다. 장기 추세가 보여주는 바에 의하면 외환위기 이전 한국사회의 기회불평등 수준은 외환위기 이후에 비해 비교적 양호했던 것으로 나타난다. HIES의 항상소득으로 계산된 기회불평등은

1990년대 중반부터 외환위기를 거쳐 금융위기가 발생하는 2000년대 후반까지 높아지다가 2010년에 일시적인 하락 양상을 보인 후 다시 완만히 증가하고 있다. 이는 1990년대 초반까지 빠른 경제성장의 여파로 기회가 평등했으나, 외환위기를 거치며 소득불평등 및 기회불평등이 심화되어 왔다는 기존의 인식을 지지하는 결과로 해석할 수 있다. KLIPS의 항상소득으로 계산된 기회불평등 또한 외환위기 이후 지속적으로 증가하는 추세를 보이다 2006년을 정점으로 금융위기가 발생한 2007년을 지나 2012년까지 빠르게 감소하는 양상을 보였다. 이원진 외(2015)와 최제민 외(2018)은 각각 HIES 1990년~2013년, KLIPS 1998년~2015년의 지니계수 추이를 계산한 바 있는데, 본 연구의 GOI로 계산한 기회불평등 추이는 각 자료별로 선행연구의 소득불평등 동기간 시계열추이와 비슷한 흐름을 보이고 있다.[18] 이러한 기회불평등과 소득불평등 간의 관계는 해외연구에서도 지적된 사실과도 부합한다. 예를 들어, Andrews(2009)은 기회불평등의 한 지표인 세대 간 소득탄력성과 지니계수로 산출한 소득불평등 간의 정(+)의 관계를 보인 바 있으며, Brunori et al.(2013)은 기회불평등 분석의 사전적(ex-ante) 접근법으로 도출한 기회불평등과 소득불평등의 양의 상관관계를 제시했다.

<그림 5>은 본 연구와 선행연구의 RRI의 추세선을 비교한다. 선행연구의 RRI 추세선(짧은 파선)과 본 연구의 일반소득으로 계산된 RRI 추세선(점선)은 매칭으로 인한 표본 감소, 1인가구 배제 등의 차이에도 불구하고 전반적인 추세가 매우 유사한 것으로 드러난다. 이는 앞의 GOI 추세선과 마찬가지로 1인 가구의 배제와 매칭으로 인한 표본의 손실이 전반적인 기회불평등 추세에 미치는 영향이 크지 않음을

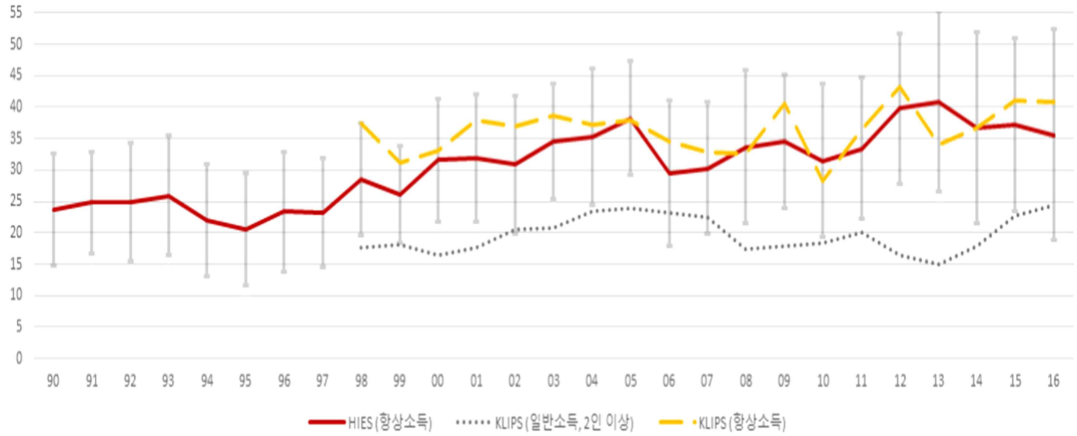
18) 최제민 외(2018)에 따르면 KLIPS 자료의 지니계수를 소득원천별로 분해한 결과 금융소득, 부동산소득, 기타소득의 지니계수에 대한 양(+)의 한계효과가 금융위기 이후 빠르게 감소하는 것으로 나타난다. HIES와 KLIPS 두 자료간의 기회불평등 차이가 빠르게 감소하는 것은 금융위기 이후 KLIPS 가구소득 중 자본소득의 비중이 높은 부자들의 소득이 줄어들었다는 사실과 HIES에는 자본소득 자체가 낮게 조사되었다는 점이 맞물린 결과로 보인다. 저자의 계산결과에 따르면 두 자료간 지니계수의 차이는 1997년 당시 KLIPS의 결과가 HIES보다 0.12 가량 높았으나, 금융위기 이후 그 차이는 최저 0.027수준까지 좁혀졌다.

<그림 5> 부친의 학력환경 하 개천용기회불평등 지수: 선행연구와의 비교



주: KLIPS(일반소득, 선행연구)는 매칭여부와 상관없이 선행연구의 분석대상인 30세에서 50세 사이의 모든 가구주를 대상으로 분석한 추세선을 의미함.
상위 20% 소득의 가구주를 최상위 성취집단으로 정의하였음.

<그림 6> 부친의 학력환경 하 개천용기회불평등 지수: 장기추이



주: HIES(항상소득) 추세선을 기준으로 회색 막대는 부트스트랩 반복시행(200회)으로 계산한 95% 신뢰구간을 나타냄.
상위 20% 소득의 가구주를 최상위 성취집단으로 정의하였음.

재확인시켜준다. 항상소득으로 계산한 RRI 추세선(긴 파선)은 일반소득으로 산출한 경우에 비해 높으며, 그 차이는 앞서 살펴본 GOI 추세선보다 더 크게 나타난다. 이러한 결과는 부모의 학력이 낮은 경우 자녀가 연간소득 기준 상위 20% 소득을 얻기보다 항상소득 기준 상위 20% 소득을 얻는 정보 집합을 성취하기가 더 어렵다는 것을 의미

한다. 즉, 부친의 낮은 학력이 자녀의 학력으로 이어지거나 고소득 직종을 선택하는데 미치는 부정적 영향이 상당하다는 것을 보여준다.[19]

HIES의 항상소득으로 계산한 RRI 장기추세선(실선) 또한 GOI와 마찬가지로 장기적인 상승추이가 나타난다. 1995년 20%로 최저점을 찍은 이후 2013년 41%로 최고점에 도달할 때까지 2006년을 제외하면 거의 지속적인 상승세를 확인할 수 있다. 이러한 상승추이는 GOI에 비해 더욱 가파르게 나타남을 확인할 수 있는데, 이는 저학력 부친의 자녀들의 상위소득성취에 대한 전망이 외환위기 이후 빠르게 악화되었음을 보여준다.[20]

<그림 7>과 <그림 8>은 특정 학력이상의 가구주들을 대상으로 HIES 항상소득으로 측정한 소득기회불평등 변화추이를 제시한다.[21] 특정학력 이상의 기회불평등은 경우 전학력 집단에 비해 상대적으로 적은 수의 표본을 바탕으로 분석되었다.[22] 두 지표 모두 고려하는 학력수준이 높을수록 전체집단에 비해 특정 학력집단의 기회불평등이 낮게 나타나는 것을 확인할 수 있다. 이는 부친의 학력이 자녀의 소득수준에 미치는 영향이 주로 자녀의 교육성취를 통해 나타난다는 Jerrim et al.(2015)의 결과를 재확인시켜준다. 고졸이상의 가구주를 대상으로 분

---

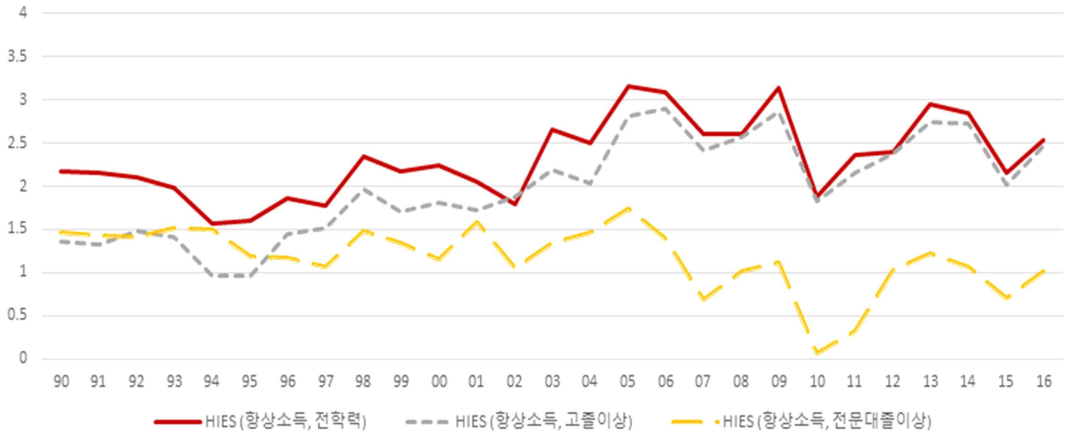
19) 가구주 본인의 교육수준 또는 가구주 본인의 직업 및 산업 정보만 이용하여 추정한 항상소득으로 RRI를 계산한 결과, 교육수준만 활용하여 추정한 RRI의 경우 본문에서 제시된 추세선과 거의 유사하게 나타나는 반면 직업 및 산업 정보를 바탕으로 추정한 RRI의 경우 일반소득 RRI추세선과의 차이가 크게 줄어드는 것을 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 부친의 낮은 학력이 자녀의 사회경제적 지위 달성에 미치는 부정적 영향에는 자녀의 학력을 통한 경로가 차지하는 비중이 높다는 사실을 보여준다. 부록의 <그림 A-2> 참고

20) 부록의 <그림 A-3,4>와 <표 A-1>은 1990년부터 2016년까지의 기회불평등의 연도별 증감을 선형추세 가정 하에 검증한 결과를 제시한다. 지니기회불평등 지수와 개천용기회불평등 지수는 연도마다 평균적으로 각각 0.0319, 0.5619 만큼 유의하게 증가한 것으로 나타난다. 부트스트랩 200회 반복 추출로 지수 값을 산출하여 증감추세를 검증한 경우에도 연도별 증가 수준이 유사함이 확인된다.

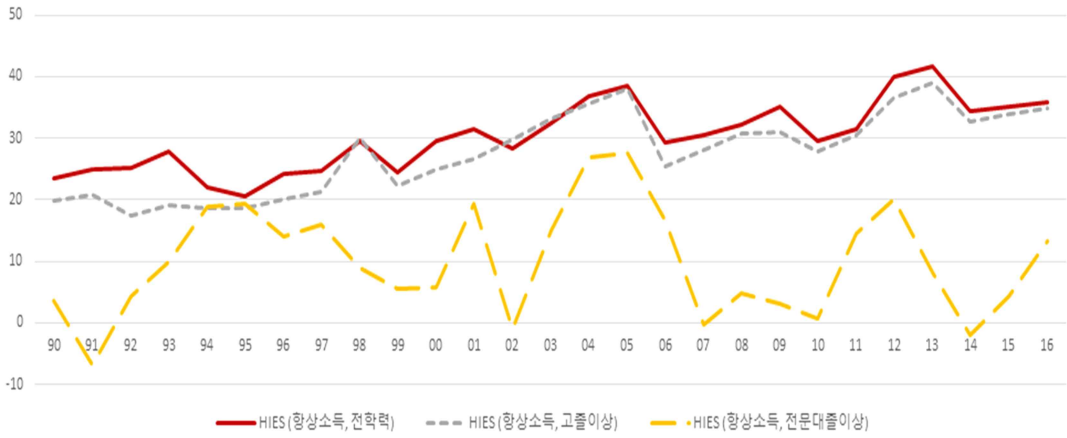
21) KLIPS 항상소득으로 분석한 결과는 부록에 제시되어있다. 학력 조건에 따른 기회불평등 추세의 차이는 두 자료에서 유사하게 나타난다.

22) 전학력, 고졸이상, 전문대졸 분석에 적용된 표본은 각각 연도별 평균 1761개, 1472개, 749개이며, 그 중 열악한 환경의 표본은 각각 975개, 730개, 254개이다. 전문대졸 이상의 개천용지수의 추이는 낮은 표본 수로 인해 편차가 매우 높게 나타난다.

<그림 7> 최소학력 조건부 부친의 학력환경 하 지니기회불평등 지수 (HIES)



<그림 8> 최소학력 조건부 부친의 학력환경 하 개천용기회불평등 지수 (HIES)



석한 기회불평등 추이(짧은 파선은)는 전학력 기준 추이(실선)보다 다소 낮게 나타나지만, 그 차이는 빠르게 줄어들고 있다. 각 연도의 30세~50세 가구주들 중 고졸 이상의 학력을 보유한 가구주의 비율이 1990년 약 69%에서 2016년 기준 98.5%까지 꾸준히 높아졌음을 고려할 때, 부친의 학력이 자녀의 고등학교 진학에 미치는 영향은 빠르게 감소했음을 알 수 있다. 전문대졸 이상의 가구주들을 대상으로 분석한 기회불평등은 전학력 대상 기회불평등에 비해 유의하게 낮은 수준을 보이며, 이러한 차이는 시간이 지날수록 확대되고 있다. 이러한 결과는 부친의 환경이 대학교육에 미치는 영향이 소득기회불평등의 주

요 경로임을 시사하며, 그 중요성이 점차 확대되고 있을 가능성을 시사한다.

본 연구는 가구주의 교육수준, 직업, 산업 및 가구 중 취업인 수의 정보를 활용하여 가구 항상소득을 추정하고 KLIPS와 HIES 두 자료를 연결하였다. 그 중 가구주의 직업 및 산업 정보 분류의 경우 KLIPS는 연도별로 균일한 기준을 채택한 반면, HIES는 연도별로 상이한 분류기준을 사용하고 있다. 분석연도가 최근에 가까울수록 분류기준이 상세해진다는 점을 고려하여 HIES의 각 연도 기준에 따라 항상소득 추정 및 표본 간 연결을 진행하였다. 이러한 방법은 연도가 지날수록 가구주의 사회경제적 지위를 더욱 자세히 분류할 수 있다는 장점이 있으나, 연도별로 상이한 분류기준의 적용이 기회불평등 추이에 미치는 영향에 대한 검토가 요구된다. 따라서 가장 적게 세분화된 HIES의 1990년 직업 및 산업 분류기준에 따라 이후 연도의 조사결과를 재분류하여, 분석기간 동안 통일된 기준을 적용하여 산출한 기회불평등의 지표 추이와 재분류 이전의 추이를 비교하여 분류기준의 변화가 기회불평등 추이에 미치는 영향을 확인하고자 시도했다. 재분류 결과 직업은 5개, 산업은 9개의 항목으로 재분류되었으며, 이 분류기준은 전 연도에서 동일하게 유지된다.

<표 10>는 분석기간 동안 통일된 분류기준을 바탕으로 항상소득을 추정한 결과를 보여준다. 직업 및 산업 변수가 포함되지 않은 Z_1을 제외한 모든 경우에서 분류기준을 통일하지 않은 경우에 비해 전반적으로 F값은 높아진 반면, 조정된 결정계수 $Adj.R^2$는 낮게 나타난다. 기존에 비해 적은 분류에 많은 인원이 포함된 결과 모형의 적합성은 개선되는 반면 설명변수의 변동이 줄어 소득에 대한 설명력이 줄어든 결과로 볼 수 있다. 가구주에 대한 분류항목이 줄어들었기 때문에 매칭률도 다소 높아졌다.

직업 및 산업정보의 분류기준 통일유무가 미치는 영향은 <그림 9>와 <그림 10>을 통해 확인할 수 있다. 두 개의 실선은 각각 분류기준을 통일하지 않고 산출한 가계동향조사와 한국노동패널의 기회불평등

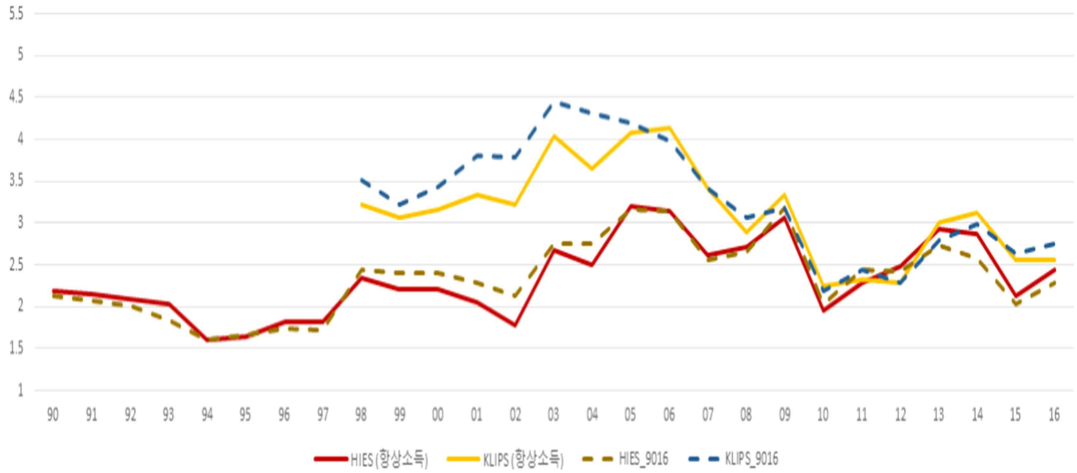
<표 10> 분류기준을 통일한 자료별 항상소득 추정 결과

	HIES						KLIPS	
	$Z1$	$Z2$	$Z3$	$Z4$	$Z5$	$Z6$	$Z3$	$Z5$
F	110.39 (110.39)	177.63 (91.87)	95.89 (76.12)	55.91 (39.15)	65.27 (47.78)	49.94 (37.04)	(25.98)	(15.93)
$Adj.R^2$	0.105 (0.105)	0.113 (0.125)	0.202 (0.212)	0.152 (0.175)	0.210 (0.234)	0.229 (0.251)	(0.191)	(0.206)
매칭률	(0.99)	(0.98)	(0.97)	(0.92)	0.937 (0.89)	(0.83)		

모든 통계치는 가계동향조사의 경우 1990년부터 2016년, 한국노동패널의 경우 1998년부터 2016년의 통계치 평균값을 의미.
매칭률은 KLIPS의 전체 표본 중 HIES의 항상소득이 매칭되는 비율을 의미.
괄호안의 수치는 분류기준을 1990년 기준으로 통일하지 않고 연도별 기준에 따라 항상소득 추정 및 표본 간 연결을 진행한 결과임.
$Z1$: 학력
$Z2$: 직업
$Z3$: 학력, 직업 및 가구원 중 취업자 수
$Z4$: 학력, 직업 및 산업
$Z5$: 학력, 직업, 산업 및 가구원 중 취업자 수
$Z6$: 학력 및 직업의 연령별(30대, 40대) 교차항, 산업, 및 가구원 중 취업자 수

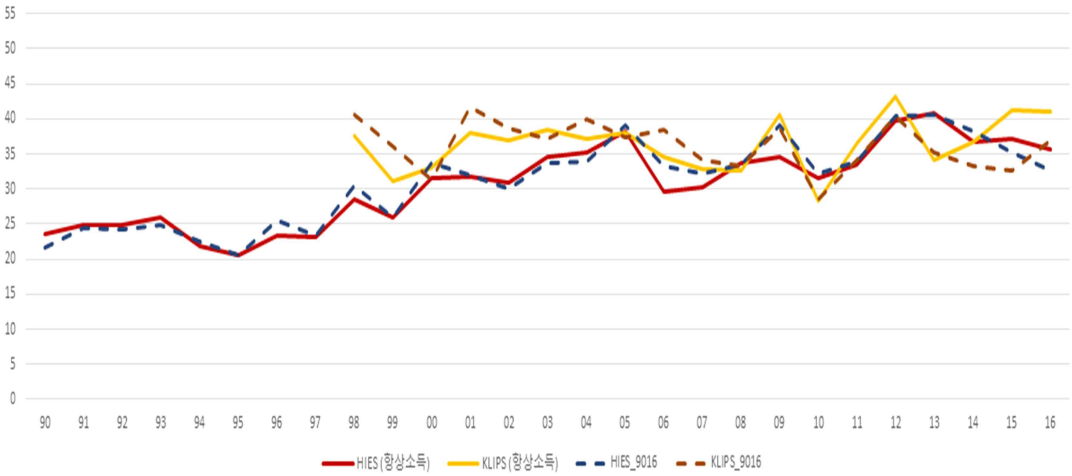
지수 추이이며 짧은 파선은 분류기준을 1990년 기준으로 통일하여 산출한 결과이다. 실선과 짧은 파선은 각 자료별 또는 지수별로 유사한 수준과 증감추세를 보여주며, 이러한 결과는 직업 및 산업 분류의 분석기간 내 변화여부가 기회불평등 지수 계산에 미치는 영향이 크지 않음을 보여준다. 또한 두 자료의 지니기회불평등 지수 간 차이가 2009년 이후로 빠르게 줄어드는 현상이 분류기준 통일여부와 무관히 동일하게 나타남을 확인할 수 있다.

<그림 9> 분류기준 통일여부에 따른 지니기회불평등 지수 추이



주: 실선은 직업 및 산업 분류기준를 통일하지 않고 산출한 기회불평등 지수 추이를 의미하며, 짧은 파선은 분류기준을 통일하여 계산한 추이를 의미함.

<그림 10> 분류기준 통일여부에 따른 개천용기회불평등 지수 추이



주: 실선은 직업 및 산업 분류기준를 통일하지 않고 산출한 기회불평등 지수 추이를 미하며, 짧은 파선은 분류기준을 통일하여 계산한 추이를 의미함.

제 4 장 결론 및 시사점

한국은 1990년대 초반까지 고성장-저불평등구조를 유지하였으며, 세대 간 또는 세대 내 계층이동 가능성에 대한 인식도 높은 것으로 나타났다. 그러나 외환위기를 거치며 소득불평등이 빠른 속도로 악화되었으며, 계층이동 가능성에 대한 부정적 인식이 증가했다. 이에 본 연구는 한국노동패널과 가계동향조사 두 자료를 병용하여 한국의 부친의 학력에 따른 소득기회불평등에 대한 장기추세를 규명하였다. 본 연구의 결과를 정리하면 다음과 같다.

먼저, 소득불평등과 마찬가지로 한국의 소득기회불평등은 1990년대 초중반까지 상대적으로 낮은 수준을 유지하였으나 외환위기 이후 빠르게 증가했다. 이러한 추세는 지니기회불평등 지수와 개천용기회불평등 지수에서 모두 공통적으로 나타났으며, 변화는 개천용불평등 지수의 경우에 더 크게 나타났다. 이는 사회의 전반적인 기회불평등 수준이 높아지는 중에 열악한 환경의 상위소득성취에 대한 전망이 더 빠르게 악화되었음을 의미한다. 또한 소득불평등과 기회불평등의 유사한 변화추이는 악화된 소득분배의 많은 부분이 동 기간 높아진 기회불평등으로 인한 것일 가능성을 보여준다.

또한 가구주의 사회-인구학적 변수 및 가구의 취업인수를 바탕으로 가구 항상소득을 추정하였으며, 이를 토대로 소득기회불평등을 계산하여 연간소득의 결과와 비교했다. 추산된 항상소득의 소득기회불평등은 정도의 차이는 있지만 양 지표에서 연간소득의 기회불평등보다 다소 높게 나타났으며, 이는 가구주가 직면하는 소득기회불평등이 장기적인 관점에서 더 높을 수 있음을 시사한다.

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 있

으며, 이는 동 기간 자료 별 소득불평등을 분석한 선행연구의 결과와 부합한다.[23]

마지막으로 일정수준 학력이상을 대상으로 분석한 기회불평등은 전체학력집단을 고려했을 때에 비해 낮은 수준으로 나타난다. 이는 부친의 학력차이로 발생하는 소득격차의 많은 부분이 대학진학을 통한 경로에 집중되어있을 가능성을 제시한다. 이러한 결과는 주어진 환경에 의해 교육성취가 차별받지 않도록 교육 및 입시제도의 공정성을 보장하는 것의 중요성을 재확인시켜준다.

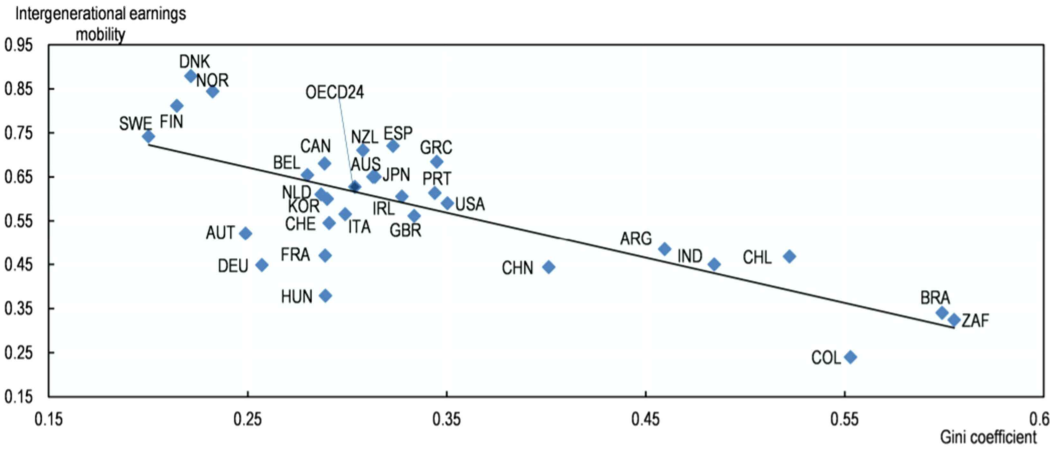
본 연구에서는 부친의 교육수준이라는 단일변수에 따라 환경을 구분하였으나, 개인의 교육수준은 소득이나 직업 등 다른 사회-경제적 지위를 나타내는 변수와 관련이 높다. 그러한 점에서 앞서 분석한 소득기회불평등을 온전히 부친의 학력차이로 인한 것으로 보기는 어렵다. 또한 초중등 교육의 빠른 보편화에 따라 각 환경이 차지하는 비중이 분석기간 동안 빠르게 변동하였으며, 이 경우 각 환경집단이 가지는 의미가 변할 위험이 있다. 따라서 부친의 학력 뿐 아니라 직업, 가구소득, 형제자매 수, 모친의 사회경제적 지위 등 다양한 요인을 복합적으로 고려한 보다 연속적인 환경지표를 사용하여, 분석기간 동안 각 환경의 비중이 균일하게 유지되도록 환경을 구분하는 것이 기회불평등을 분석하는데 이상적이라 할 수 있다. 또한 본 연구는 항상소득 추정과정에서 두 표본의 매칭을 염두에 두고 교육수준, 직업, 산업 및 가구 중 취업인수 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.

---

23) 최제민 외(2018)의 계산결과에 따르면 자료별 지니계수는 가계금융복지조사, 한국노동패널, 가계동향조사 순서로 높다. 같은 자료로 기회불평등 추이를 분석한 결과는 부록의 <그림 A-7>와 <그림 A-8>에 제시하였다.

부 록

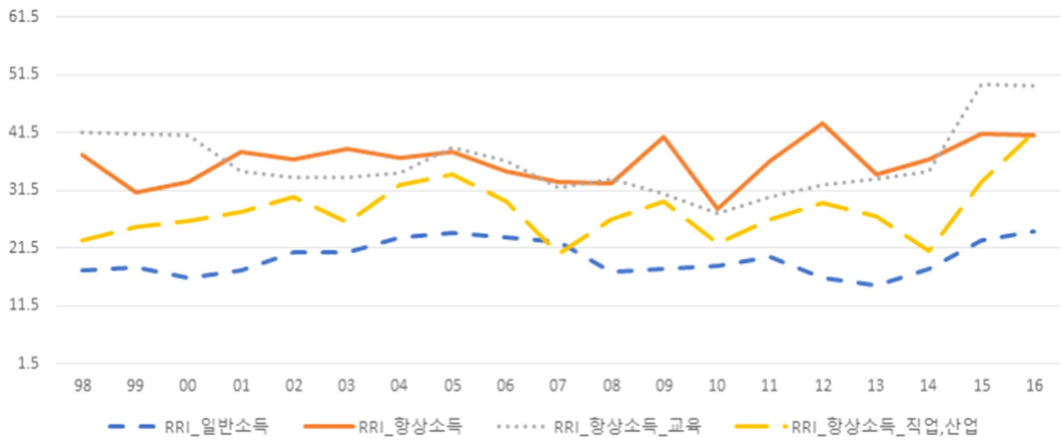
<그림 A-1> 국가별 세대 간 소득이동성과 지니계수의 상관관계



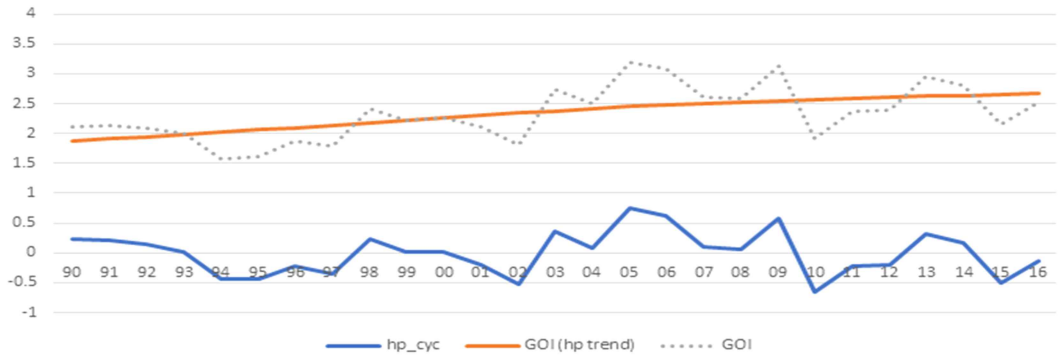
출처: OECD, A. (2018). A broken social elevator? How to promote social mobility. COPE Policy Brief. p.36

주: 세대 간 소득이동성은 1 - 부친과 아들의 세대 간 소득탄력성으로 정의되었으며, 지니계수는 국가별 1980년대 중반부터 1990년대 초반 사이의 값을 의미하며, 한국의 세대 간 소득이동성은 본 연구와 동일하게 이중 샘플 접근법을 활용하여 산정한 Kim(2017)의 세대 간 소득탄력성(약 0.4)을 바탕으로 계산되었음.

<그림 A-2> 추정에 사용된 변수별 항상소득 개천용기회불평등 지수 비교

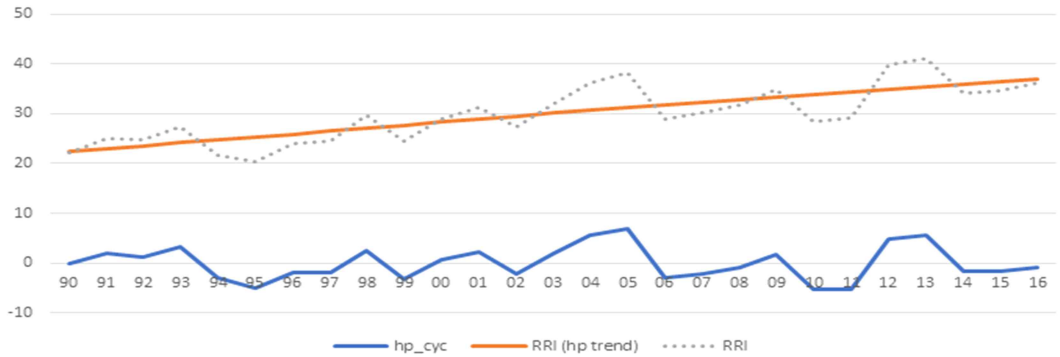


<그림 A-3> 부친의 학력환경 하 지니기회불평등 지수 추이: 순환 변동 분리



주: GOI(hp trend)와 hp_cyc는 각각 지니기회불평등 장기추이(GOI)에 hp filtering을 적용하여 분리한 추세와 순환 변동을 의미함.

<그림 A-4> 부친의 학력환경 하 개천용기회불평등 지수 추이: 순환 변동 분리



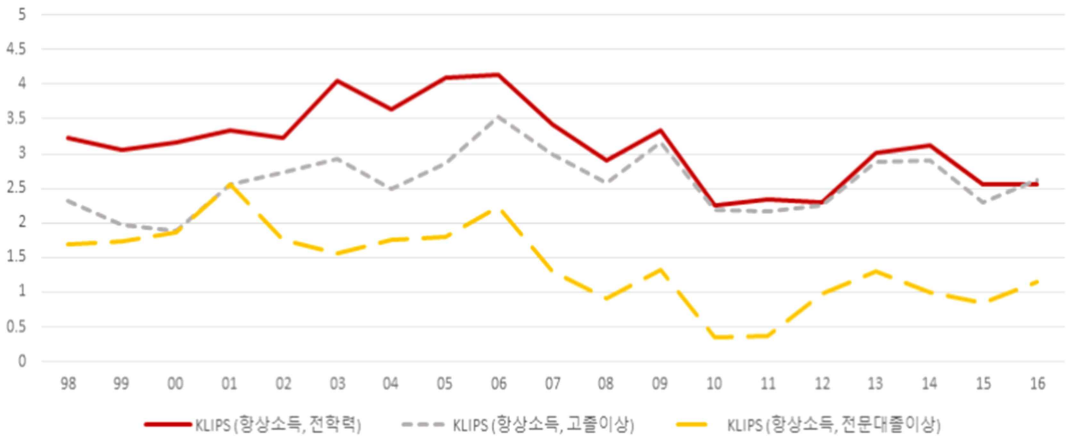
주: RRI(hp trend)와 hp_cyc는 각각 개천용기회불평등 지수 장기추이(RRI)에 hp filtering을 적용하여 분리한 추세와 순환 변동을 의미함.

<표 A-1> 기회불평등 지표 연도별 증감 검정

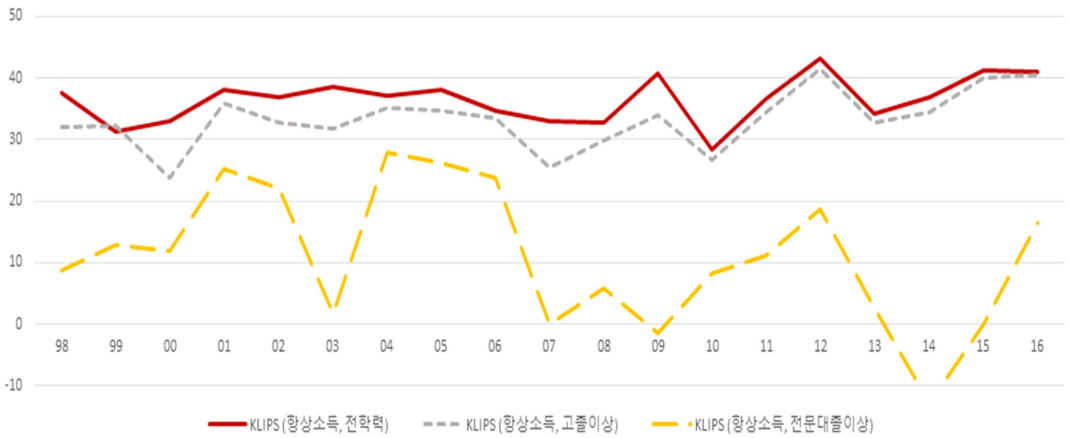
	지니기회불평등 지수		개천용기회불평등 지수		
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	n
year	0.03129***	34.38	0.6258***	56.98	5,400
intercept	1.89476***	129.45	21.92***	124.59	5,400

주: coef는 1990년부터 2016년까지의 각 기회불평등 지수를 선형추세 가정 하에 연도변수로 회귀한 값을 의미함.
부트스트랩으로 200회 반복 추출하여 산정한 지수 값을 바탕으로 1990년부터 2016년까지 27개 년도를 추정하였음

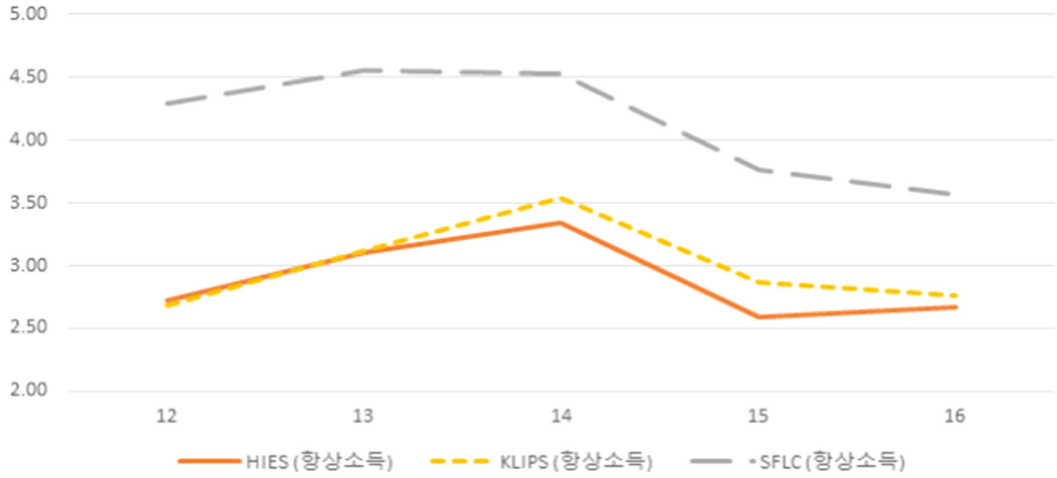
<그림 A-5> 최소학력 조건부 부친의 학력환경 하 지니기회불평등 지수 (KLIPS)



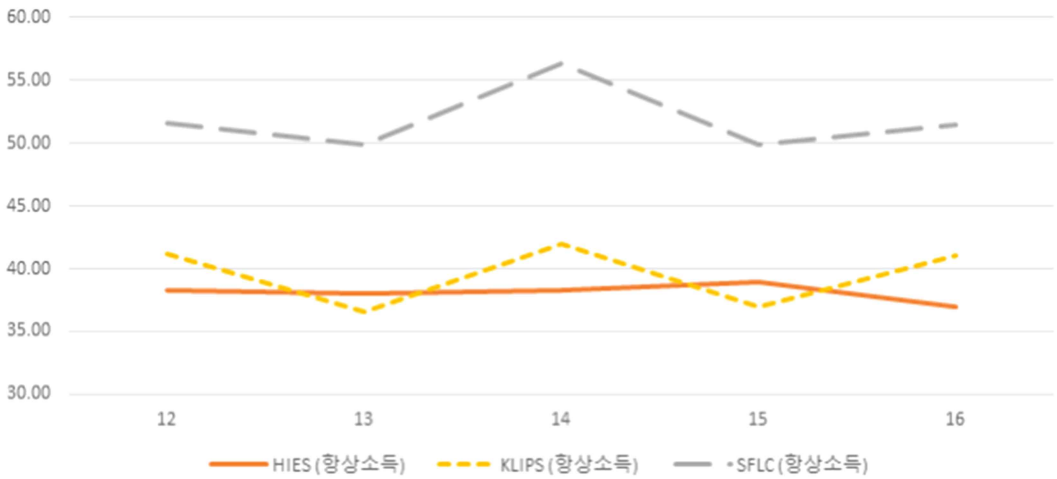
<그림 A-6> 최소학력 조건부 부친의 학력환경 하 개천용기회불평등 지수 (KLIPS)



<그림 A-7> 부친의 학력환경 하 지니기회불평등 지수: 자료 별 비교



<그림 A-8> 부친의 학력환경 하 개천용기회불평등 지수: 자료 별 비교



주: <그림 A-7,8>은 SFLC(Survey of the Household Finances and Living Conditions, 가계금융복지조사)와 HIES, KLIPS에서 모두 매칭된 표본을 바탕으로 계산되었음.

참 고 문 헌

양정승, (2012), 한국의 세대 간 소득이동성 추정, 노동경제논집, 25(2), 79-115.

오성재, 주병기, (2017), 한국의 소득기회불평등에 대한 연구, 재정학연구, 10(3), 1-30.

오성재, 강창희, 정혜원, 주병기, (2016), 가구환경과 교육성취의 기회: 대학수학능력시험 성적을 이용한 연구, 재정학연구, 9(4), 1-32.

이원진, & 구인회. (2015). 소득분배의 시계열 분석을 위한 한국 소득 데이터의 검토. 조사연구, 16(4), 27-61.

장지연, & 이병희. (2013). 소득불평등 심화의 메커니즘과 정책 선택. 민주사회와 정책연구, (23), 71-109.

전병유. (2013). 한국 사회에서의 소득불평등 심화와 동인에 관한 연구. 민주사회와 정책연구, (23), 15-40.

주병기, (2019), 공정한 사회와 지속가능한 경제발전: 우리의 현실과 바람직한 정책 방향, 한국경제포럼, 12(2), 1-32.

최제민, 김성현, & 박상연. (2018). 글로벌 금융위기 이후 한국의 소득불평등변화에 관한 연구. 경제학연구, 66(1), 115-142.

통계청, 사회조사보고서, 1994, 1999, 2003, 2006, 2009, 2011, 2013, 2015

통계청 통계개발원, (2016), 한국의 사회동향 2016, 299-305

Krueger, A. (2012). The rise and consequences of inequality. Presentation made to the Center for American Progress, January 12th.

Andrews, D., & Leigh, A. (2009). More inequality, less social mobility. Applied economics letters, 16(15), 1489-1492.

Brunori, P., Ferreira, F. H., & Peragine, V. (2013). Inequality of opportunity, income inequality, and economic mobility: Some international comparisons. In Getting development right (pp. 85-115). Palgrave Macmillan, New York.

Jerrim, J., & Macmillan, L. (2015). Income inequality, intergenerational mobility, and the Great Gatsby Curve: Is education the key?. Social Forces, 94(2), 505-533.

Kim, S. (2017). Intergenerational mobility in Korea. IZA Journal of Development and Migration, 7(1), 21.

Lefranc, A., Pistolesi, N., Trannoy, A., (2008), Inequality of opportunities vs. inequality of outcomes: Are Western societies all alike?. Review of Income and Wealth, 54(4), 513-546.

_____, (2009), Equality of opportunity and luck: Definitions and testable conditions, with an application to income in France, Journal of Public Economics, 93, 1189-1207.

Ostry, M. J. D., Berg, M. A., & Tsangarides, M. C. G. (2014). Redistribution, inequality, and growth. International Monetary Fund.

Pagan, A. (1984). Econometric issues in the analysis of regressions with generated regressors. International Economic Review, 221-247.

Shapiro, M. D. (1982). A note on tests of the permanent income hypothesis in panel data. unpublished, May.

Stiglitz, J. E. (2015). 『The price of inequality: How today's divided society endangers our future.』

Solon, G. (1989). Biases in the estimation of intergenerational earnings correlations. The Review of Economics and Statistics, 172-174.

_____, (1992). Intergenerational income mobility in the United States. The American Economic Review, 393-408.

Abstract

A Study on the Long-Term Trend of Inequality of Opportunity for Income Acquisition in South Korea

Jisub Shin
Economics department, Economics
The Graduate School
Seoul National University

Until the early 1990s, Korea had maintained a high growth-low inequality structure and had a high awareness of the possibility of intergenerational class mobility, but the perception of income distribution and class mobility in South Korea quickly has deteriorated after the foreign exchange crisis. There are not many studies analyzing the trend of opportunity inequality over a long period of time, compared to many studies dealing with the long-term trend of income inequality in South Korea. The purpose of this study is to review the long-term trend of income inequality covering before the Asian financial crisis by utilizing the Korea Labor and Income Panel Study and the Household Income and Expenditure Survey. Similar to the change in income inequality, income opportunity inequality due to differences in father's education level remained relatively good until the early and mid-1990s. It began to rise rapidly after the foreign exchange crisis. In addition, the opportunity inequality of the estimated permanent income based on household owners' socioeconomic status was somewhat higher than the opportunity inequality calculated as annual income. The trends of Opportunity inequality and income inequality, calculated from each data, showed similar trends for each of the same data. Finally, an analysis of opportunity inequality under minimum educational condition showed that opportunity inequality among college graduates or higher was significantly lower than those of whole group. This indicates that the educational gap between children based on their father's educational background is a major factor in income inequality.

Key words : Equality of opportunity, Permanent income, Income inequality of opportunity, Gini opportunity index, Rags to riches index, Two-sample approach
Student Number : 2017-27300