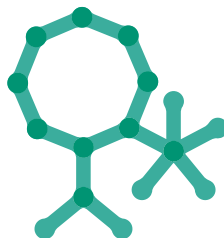




---

# 기회균등지수연구

2015.09.



**동그라미재단**  
○ L  
The Circle Foundation

동그라미재단 기회균등지수연구

# 한국의 기회불평등 추이

연구책임 서환주 | 한양대학교 경영학부 교수 (seohwan@hanyang.ac.kr)

공동연구 김준일 | 고려대학교 경제학과 연구교수 (kjoonil@korea.ac.kr)

공동연구 신우진 | 고려대학교 경제학과 강사 (shinwj@korea.ac.kr)



## [연구 요약문]

본 연구는 2000년부터 2012년까지의 기간을 대상으로 비모수적 접근방법 (Checchi and Peragine, 2010)과 모수적 방법(Bourguignon et al., 2007a)을 동시에 사용하며 한국의 기회불평등 추이를 살펴본 것이다. 또한 환경의 영향을 직접효과와 간접효과로 구분하여 환경이 어떠한 경로를 통하여 어느 정도 소득불평등에 영향을 주었는지를 비교분석하였다. 우리는 이 연구를 통해 2000년 이후 한국의 기회불평등이 시기별로 어떻게 변화하였는지, 세대별로는 어떠한 차이가 존재하는지 그리고 다른 국가에 비하여 우리나라의 기회불평등 정도가 어느 정도인 지를 비교 분석함으로써 기회불평등관련 한국사회의 현주소를 가늠할 수 있는 기회를 제공하고자 한다.

우선 III장에서 3차-15차 한국노동패널조사 자료의 30세-60세 근로자를 대상으로 개인의 노력에 의해서 바꿀 수 없는 환경적 차이로 인해 발생하는 기회불평등을 비모수 추정방법을 이용하여 분석하였다. 기회불평등을 측정하기 위한 환경변수로 아버지의 학력만을 활용하여 분석한 한계가 존재함에도 불구하고, 분석결과에 따르면 소득불평등에서 기회불평등이 차지하는 비중은 분석집단에 따라서 작게는 6%에서 크게는 20% 이상인 것으로 계산되었다. 또한 본 분석을 통해서 다음과 같은 부분을 확인할 수 있었다. 첫째, 성별로 하위집단을 구분하여 분석한 결과 여성 그룹에서의 기회불평등이 남성 그룹에 비해서 상대적으로 매우 높게 나타나고 있다는 점이다. 그러나 2000년 이후 여성 그룹의 기회불평등은 상대적으로 높지만 점차 감소하는 추이를 보이고 있다. 둘째, 남성의 경우 30대 연령으로 구분하여 기간별로 분석할 경우 기회불평등이 증가하고 있다는 점이다. 이는 2000-2002년에 30대인 남성 근로자에 비해서 2010년 이후 30대인 남성 근로자의 기회불평등이 증가하였다는 것을 의미한다. 다시 말해, 보다 젊은 세대일수록 기회불평등이 상대적으로 높아지고 있다는 것을 확인할 수 있었다. 셋째, 소득분위별로 구분할 경우 하위분위의 기회불평등이 높게 나타나고 있지만 기간별 30대 남성의 분석에서는 상위분위의 기회불평등도 높아 소득분위별 기회불평등 정도는 V자의 형태를 보이고 있음을 확인할 수 있었다. 비모수추정의 의의는 비모수적 방법을 통해 우리나라의 기회불평등을 측정한 첫 시도라는 점과 2000년 이후 시기별로 기회불평등의 변화를 살펴보았다는 점이다. 그러나 자료상의 제약과 분석대상 연령을 고려할 때 아버지의 학력이라는 환경변수만을 기회불평등을 측정하는데 사용하였다는 한계가 있다. 이러한 점에서 본 분석결과는 기회불평등을 과소 추계할 가능성이 존재한다. 이는 모수추정방법을 활용한 분석을 통해 보완하였다.

IV장에서는 III장의 비모수추정방법에서 사용한 동일한 자료를 이용하여 2000년대 이후 한국사회의 기회불평등추이를 모수추정방법으로 분석하였다. 총소득 불평등을 측정하기 위한 변수로 각 개인의 월평균 근로소득을 사용하였고 개인의

환경 변수로는 아버지의 교육년수와 직업, 그리고 성별을 사용하였다. 그리고 앞의 비모수 추정방법에서 확인한 30대 남성근로자들의 기회불평등증가에 주목하여 2000-2002년의 30대 표본과 2010-2012년의 30대 표본을 대상으로 세대 간 차이를 비교분석 하였다. 그리고 이러한 30대 남성근로자의 기회불평등을 환경이 소득에 직접적으로 영향을 주는 직접효과와 환경이 노력을 통해서 간접적으로 소득에 영향을 미치는 간접효과로 구분하여 추정함으로써, 어떠한 요인이 30대 남성근로자들의 기회불평등 증가를 가져왔는지를 살펴보았다. IV장에서 얻은 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 2000~2012년 기간의 전체샘플의 경우 기회불평등지수는 0.04~0.052 정도로 추정되며 전체 소득불평등에 대한 기회불평등의 기여도는 약 18%~23%수준이다. 즉 전체소득불평등의 1/5가량이 기회불평등에 기인함을 알 수 있다. 둘째, 전체샘플을 남성과 여성으로 구분하여 분석한 결과, 기회불평등지수는 남녀 각각 0.005~0.013과 0.007~0.020를 보여주고 있으며 기여도는 각각 2.5%~7.5%와 3.8%~11.3% 정도의 수치를 보여주고 있다. 주목할 것은 전체를 대상으로 측정한 기여도(약 18%~23%)가 남녀를 구분하였을 때(2.5%~11.3%) 보다 현저히 높다는 것이다. 이는 우리나라의 기회불평등에서 성별 차이가 중요한 역할을 한다는 것을 반증하는 것이다. 그리고 여성만을 대상으로 분석할 경우 남성만을 대상으로 분석한 경우보다 분석기간 동안 기회불평등의 소득불평등에 대한 기여도가 더 큰 폭으로 하락하였다. 이는 노동시장에서의 지속적인 성차별에도 불구하고 여성의 기회불평등 정도는 여성의 대학진학률 상승 및 활발한 노동시장참여와 함께 많이 개선되었다고 해석된다.

셋째, III장의 비모수 분석결과 현재의 30대 남성이 과거 10년 전의 30대 남성에 비하여 기회균등정도가 악화되었음을 확인하였다. 모수추정결과에서도 비모수추정결과와 유사하게 현재의 30대 남성이 10년 전의 30대 남성보다 기회불평등이 2배가량 증가하였으며 기회불평등의 소득불평등에 대한 기여도 또한 2.2배가량 증가하였다.

마지막으로 이러한 30대의 기회불평등 증가가 직접효과(환경이 직접적으로 소득에 영향을 미치는 효과)와 간접효과(환경이 노력을 매개로 소득에 영향을 미치는 효과)로 구분하여 살펴보면 지난 10년간의 30대 남성의 기회불평등증가의 83.3%가 직접효과에 기인함을 확인할 수 있었다.

V장에서는 기회불평등, 소득불평등 그리고 정치적 불평등이 어떻게 서로 부정적인 영향을 미치면서 누적적으로 증가하게 되는 가를 모형화를 통하여 설명하였다. 스티글리츠와 코락은 소득의 불평등과 기회의 불평등이 매우 밀접하게 연관되어 있으며 과거에 비하여 가족의 배경과 부모의 사회경제적 지위가 자녀의 소득에 미치는 영향이 증가하고 있음을 밝히고 있다. 또한 스티글리츠 및 에이스모글루와 로빈슨은 소득불평등이 증가함에 따라 부유층들이 유리한 권력자원(정치권에 대한 로비, 선거자금 기부, 여론형성에 영향력을 행사할 수 있는 네트워크)을 활용하여

정치적 불평등을 악화시키고 있다고 주장하고 있다. 결국 다양한 불평등(소득불평등, 정치적 불평등 그리고 기회의 불평등)이 동시에 증가하고 있으며 이들은 상호작용을 통하여 누적적으로 증가하고 있음을 인식하게 되었다. 그리고 이러한 다양한 불평등의 증가는 글로벌 금융위기와 같은 경제위기만이 아니라 민주주의의 위기도 초래하고 있음을 지적하였다.

소득불평등, 정치적 불평등 그리고 기회불평등간의 상관관계를 국가자료를 이용하여 분석한 결과 소득불평등, 정치적 불평등 그리고 기회불평등이 높은 상관관계를 가지면서 같이 움직이고 있음을 확인할 수 있었다. 소득불평등이 높은 나라는 기회의 불평등과 정치적 불평등도 높고 정치적 불평등이 높은 나라는 기회의 불평등도 높다는 것을 확인할 수 있다. 북구국가들은 여타 국가들에 비하여 소득불평등, 정치적 불평등 그리고 기회불평등이 모두 낮은 것으로 나타났다. 이러한 다양한 불평등이 누적적으로 동시에 증가한다는 사실은 우리가 관심을 갖는 기회불평등의 문제를 해결함에 있어서 경제와 정치와 같은 다른 영역의 불평등 문제를 종합적으로 고려해야 할 필요성이 있음을 확인한 것이다.

현재 시점에서 우선시되어야 할 정책들을 우리의 분석결과를 토대로 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 양질의 일자리 창출과 열악한 일자리에 대한 치우개선 노력이 선행되어야 한다. 우리나라는 높은 교육열을 바탕으로 산업화사회에 필요한 인적자본을 성공적으로 공급할 수 있었으며 활발한 사회이동과 정치적 안정을 동시에 달성할 수 있었다. 이러한 결과가 가능했던 이유는 급속한 경제발전을 통해 취업기회가 확대되었고 고학력자들이 양질의 일자리에 비교적 손쉽게 취업할 수 있었기 때문이다. 하지만, 이러한 경향은 외환위기 이후 달라지고 있다. 고용 없는 성장이 지속되고 있으며 그 성장 또한 더디게 일어나고 있다. 그리고 높은 교육열에 따른 노동시장에서의 고학력화는 오히려 노동시장의 수급불균형을 발생시키고 있으며 양질의 일자리 부족에 따른 경쟁의 심화로 고학력자의 취업가능성이 갈수록 낮아지고 있다. 우리의 분석결과를 보면, 2000년 이후 소득불평등과 기회불평등은 양의 상관관계를 보이고 있지만, 남성 30대의 경우에는 소득불평등이 낮아짐에도 불구하고 기회불평등이 증가되고 있는 것으로 나타나고 있다. 30대의 이러한 결과는 최근의 사회경제적 변화가 반영된 결과로 보인다. 청년세대의 경우, 취업의 어려움으로 소득수준이 하향 평준화되어 소득불평등이 감소한 것으로 해석되며, 이러한 취업의 어려움은 가족배경과 같은 환경적 요인이 취업 및 개인의 성취에 영향을 미칠 가능성을 높였을 것으로 예측된다. 최근 현대판 음서제도라고 비판받고 있는 법학전문대학원 졸업자들의 특혜취업 논란에서 알 수 있듯이 엘리트부모들은 일자리 경쟁이 치열해질수록 자녀취업에 개입하여 영향력을 적극적으로 행사하고자 한다. 즉, 균등한 교육기회를 제공하는 것만으로 최근의 기회불평등의 문제를 해소하기에는 한계가 있으며 청년 고용의 문제를 해결하는 정책이 선행되어야 한다. 괜찮은 일자리를 증가시켜 고학력 수준에서의 치열한 경쟁을 완화시킴과 동시에 열악한 일자리의 처우를 개선하는 노력도 동시에 이루어져야 한다. 이를 위해서 최저임금과 사회보

장제도의 강화를 통해 고용의 질을 개선하는 문제에도 집중할 필요가 있다.

둘째, 교육에 대한 투자와 교육제도의 개선이 필요하다. 우리나라의 학력수준은 최고 수준이지만 제도상의 여러 문제점이 대두되고 있다. 공교육에 대한 투자 비중은 여타 선진국에 비해 상대적으로 낮은 수준인 반면 사교육에 의존하는 비중은 매우 높은 상황이다. 이런 가운데 부모의 환경(교육수준 및 소득수준)에 따른 사교육비 지출규모와 자녀의 교육수준 간에는 높은 상관관계를 보이고 있다. 즉, 학업성취와 사교육비의 지출이 강한 상관관계를 보이고 있으며, 이는 상위 단계의 진학에 매우 중요한 요인으로 작용하고 있다. 정부는 교육정책의 변화를 통해 교육의 기회균등을 달성하고자 하는 노력들을 기울여 왔지만, 그동안 진행되어온 교육정책의 경우, 오히려 기회의 평등에 부정적인 효과를 가져왔다는 지적들이 많다. 2000년 이후 중·고등학교 과정에서의 서열화와 계열화(tracking)는 성적의 양극화와 성적의 계급차이를 확대시키고 있으며 부모의 사회경제적 지위에 따른 교육기회 및 성취의 불평등을 확대시키고 있다는 것이다(장상수, 2013과 2015). 또한 대학 정원이 크게 확대되었으나 대학 내부의 서열이 강화되고 있으며, 명문대 진학률이 부모의 사회경제적 지위에 따라 더욱 양극화되는 경향이 나타나고 있다. 따라서 2000년 초반 이후 서열화 된 교육정책은 노동시장의 문제와 맞물려 앞으로 기회불평등을 더욱 심화시킬 가능성이 농후하다. 이러한 문제를 해결하기 위해서는 공교육비지출을 확대하고 사교육비지출을 줄이기 위한 서열화와 계열화된 교육제도를 개선하는 등의 교육정책개선에 노력을 기울일 필요가 있다.

# [목차]

I. 서론	1
II. 기존연구에 대한 검토	3
1. 기회평등주의의 등장	3
2. 로머와 기회불평등 측정	4
3. 기회불평등의 정식화	5
4. 기회불평등의 측정	8
III. 기회불평등의 비모수추정	14
1. 추정모형 설명	14
2. 자료 및 기초통계	17
3. 분석결과	22
4. 소결	29
IV. 기회불평등의 모수추정	30
1. 모형에 대한 설명	30
2. 추정모형 및 자료	32
3. 추정결과	34
1) 2000년~2012년의 기회불평등의 추이	34
2) 2000년~2002년과 2010년~2012년의 30대 기회불평등비교	41
3) 간접효과와 직접효과의 비교	44
4. 소결	49
V. 기회불평등과 다른 사회경제적 불평등과의 관계	50
1. 누적적 증가	50
2. 모형	53
1) 엘리트 계급	54
2) 시민계급	57
VI. 결론	62
1. 요약 및 결론	62
2. 정책적 함의	63
참고문헌	66
부록	70





# I. 서론

기회의 평등은 철학 및 사회과학의 오랜 연구주제였지만 2008년 글로벌 금융위기 이후 소득불평등악화에 대한 대중의 관심이 높아지면서 기회의 불평등에 대한 관심도 높아지고 있다. 세계은행(World Bank, 2006)은 기회의 평등을 개인의 경제적, 사회적 그리고 정치적인 성취가 미리 결정된 성, 인종, 출생지 그리고 가족배경에 의해서가 아니라 그들의 노력에 의해서 결정되어야 하는 것이라고 정의하고 있다. 즉 기회의 평등원칙은 환경(circumstances)이 한 사람의 성취달성에 결정적이지 않아야 된다는 것을 의미한다. 이는 롤스(Rawls, 1999)가 개인의 성취와 소득이 인종, 성 그리고 가족배경과 같은 요인에 의하여 영향 받지 않아야 되며 유사한 재능을 소유한 개인들은 유사한 미래를 꿈꿀 수 있어야 한다고 했던 사회정의 실현의 기초와 일치하는 것이다.

기회불평등의 증가는 사회정의의 실현, 빈곤탈출 및 경제발전을 가로막을 뿐만 아니라 경제적 효율성도 감소시킨다(World Bank, 2006; Bourguignon et al., 2007b; Marrero and Rodríguez, 2013). 그런데 이러한 기회불평등이 과거에 비해 심화되고 있다는 주장, 즉 과거에 비해 가족의 배경과 부모의 사회경제적 지위가 자녀의 소득에 미치는 영향이 증가하고 있다는 주장이 등장(Stiglitz, 2012; Corak, 2013)하면서, 기회불평등 정도를 국가 간 혹은 시대별로 일관성 있게 비교할 수 있도록 해주는 지수측정방법에 대한 관심이 증가하고 있다.

기회불평등에 관한 연구의 두 가지 이슈는 다음과 같다. 첫째는 기회불평등을 제대로 정의하고 측정하는 것이고 둘째는 기회불평등을 완화하기 위한 적절한 정책을 마련하는 것이다(Checchi and Peragine, 2010). 본 연구는 이중 첫 번째 이슈와 관련되어 있다.

사실 기회의 불평등에 관한 연구들은 세대 간 이동성에 관한 연구들과 그 맥락을 같이 한다. 세대 간 이동성에 관한 대표적인 연구는 아버지와 아들간의 소득탄력성에 관한 연구들, 예를 들어 코락(Corak, 2006 and 2013)과 세계은행(2013)인데, 골턴의(Galtonian)회귀식을 이용해 부모와 자식세대의 소득탄력성  $\beta$ 를 구하는 것이다.  $\beta$ 는 세대 간 소득의 지속성 정도를 나타내기 때문에 세대 간 사회적 이동성 정도를 나타낸다고 볼 수 있다. 하지만 이러한 세대 간 이동성이 기회의 불평등 정도를 직접 의미하지는 않는다. 왜냐하면 기회균등이, 물려받은 우수한 유전자나 개인적인 노력 등과 같은 경제적 차이를 가져오는 모든 원인을 제거하는 것은 아니기 때문이다. 그럼에도 불구하고 기회불평등의 완화가 세대 간 이동성을 증진시키는 것은 분명하다. 세대 간 이동성과 기회불평등은 개념적으로 혼재되어 있고 실증적으로도 정확하지는 않지만 세대 간 이동성에 대한 실증연구가 기회불균등을 측정하는 하나의 지표가 될 수 있는 것은 사실이다.

한편 로머(Roemer, 1998)는 기회불평등에 대한 표준화된 정의를 제공하였다. 그는 어떤 개인의 (경제적)성취를 결정하는 두 가지 요인으로, 개인의 선택과 관계없

이 주어지는 조건인 환경과 개인의 노력을 제시한다. 기회가 완전히 평등한 사회에서는 성취는 환경과 관계없이 개인의 노력에 의해서만 결정된다. 한 사회의 기회불평등의 정도는 전체 성취 중에서 노력이 아닌 환경의 차이에 의해 결정되는 부분에 의해 결정된다. 그렇다면 실제로 측정되는 개인의 성취 중에서 어느 부분을 환경에 의한 것으로 또한 어느 부분을 개인의 노력에 의한 것으로 보아야 할 것인가가 중요한 이슈가 된다.

성취의 불평등을 기회(환경)의 불평등과 노력의 불평등의 두 부분으로 분리하는 기존의 연구들은 크게 모수적(parametric) 방법과 비모수적(non-parametric) 방법으로 나뉜다. 첫째 모수적 방법은 개인의 소득과 이에 영향을 미치는 여러 변수들 간의 회귀분석을 통해 계수를 추정하고 이를 이용하여 노력만으로 달성된 가상의 소득(즉 환경적 요인이 모든 개인에게 동일하다고 가정한 가상의 소득)을 구한다. 그리고 지니계수나 엔트로피 지수 등을 통해 실제소득의 불평등지수와 가상소득의 불평등지수를 구하고 양지수간의 차이를 기회불평등의 정도로 보는 것이다. 둘째는 비모수적방법으로, 표본그룹을 가족환경, 성, 인종, 교육수준, 그리고 노력의 정도에 따라 타입(type)과 트랑체(tranche)로 나누어 그룹 간 및 그룹 내 불평등요소(between-group and within-group inequality components)로 분리하는 접근법을 의미한다.

이러한 방법론을 사용하여 각국의 기회불평등정도를 추계하는 다수의 연구들이 존재 한다(아래 <표 7> 참조). 대표적으로 바로 외 (Barros et al., 2009)과 브루노리 외(Brunori et al., 2013)는 각각 전 세계 41개국과 남미 7개국에 대해 기회불평등 정도를 모수 및 비모수적 방법을 이용해 비교연구하고 있다. 한편 기회의 불평등에 관한 국내연구는 여유진 외(2011), 양정승(2012), 최지은·홍기석(2011), 김희삼(2009) 등이 있는데, 주로 부모와 자식 간의 소득탄력성( $\beta$ )의 측정과 그에 대한 교육정책의 영향 등 세대 간 이동성과 관련되어 있다. 비슷한 맥락에서 김문길 외(2013)는 기회의 불평등을 교육성취와 문화자본을 중심으로 살펴보고 있다. 본 연구와 같이 기회의 불평등을 직접 측정하려는 시도는 매우 드문데 고제이·이우진(2011)은 2003년부터 2006년까지의 노동패널자료와 모수적 방법을 사용하여 실증분석을 시도하고 있다. 특히 환경변수로 아버지의 학력을 고려하고 있으며 임금뿐만 아니라 노동공급과 같은 요소를 고려한 행태방정식을 도입하여 분석하고 있다. 이들에 따르면 아들세대 소득불평등의 2~12%가 기회불평등에 기인한다.

본 연구는 이들과 달리 2000년부터 2012년까지의 좀 더 긴 기간을 대상으로 비모수적 접근방법(Checchi and Peragine, 2010)과 모수적 방법(Bourguignon et al., 2007a)을 동시에 사용하며 이 두 추정결과를 비교분석한다. 그리고 환경의 영향을 직접효과와 간접효과로 구분하여 환경이 어떠한 경로를 통하여 어느 정도 소득불평등에 영향을 주었는지를 비교분석한다. 우리는 이 연구를 통해 2000년 이후 한국의 기회불평등이 시기별로 어떻게 변화하였는지, 세대별로는 어떠한 차이가 존재하는지 그리고 다른 국가에 비하여 우리나라의 기회불평등 정도가 어느 정도인지를 비

교분석함으로써 기회불평등관련 한국사회의 현주소를 가늠할 수 있는 기회를 제공하고자 한다.

이 글의 구성은 다음과 같다. 먼저 II장에서는 기존연구결과를 설명하고 III장에서는 비모수추정방법을 이용한 추정결과를 IV장에서는 모수추정방법에 의한 추정결과를 제시한다. V장에서는 기회불평이 경제적 불평등 및 정치적 불평등과 어떻게 연관되어 있는지를 설명한다. VI장은 연구결과를 요약하고 정책적 함의를 도출한다.

## II. 기존연구에 대한 검토

### 1. 기회평등주의의 등장

경제학을 비롯한 사회과학에 있어서 분배정의에 관한 체계적인 분석은 후생주의에 대한 비판에서 출발하였다. 후생주의는 사회의 목적이 “최대다수의 최대행복” 추구라는 공리주의의 핵심명제중의 하나로 형평성에 대한 판단은 개인들의 주관적 만족도 즉 효용에 의해서만 평가될 수 있다는 입장이다. 후생주의를 사회정의의 윤리적 기준으로 삼는데 대해 70년대 들어 다양한 비판(Rawls, 1971; Dworkin, 1981; Sen, 1980)이 제기되기 시작하였다. 이들은 평등한 분배의 대상(equalisandum)이 무엇이 되어야 하는지 즉 센의 표현대로 무엇이 평등(equality of what?)이 되어야 하는지를 고민하기 시작하였다.

롤스(Rawls, 1971)는 개인 간 비교가 불가능한 후생대신에 지수화를 통하여 비교 가능한 사회적 기초재(기본적인 권리와 자유 그리고 소득과 부)가 평등한 분배의 대상이 되어야 한다고 주장하였다. 롤스는 가장 적은 양의 기초재를 보유한 개인이나 집단의 기초재 보유량을 극대화하는 것 즉 최소극대화(maxmin)가 사회정의의 원칙 가운데 하나라고 주장하였다. 결국 그는 후생 대신 사회적 기초재를 그리고 집계 효용극대화 대신 최소극대화 원칙을 강조함으로써 공리주의에 대한 비판을 최초로 체계화했다고 할 수 있다.

드워킨(Dworkin, 1981)은 자원(resource)이 평등한 분배의 대상이 되어야 한다고 주장하며 자원의 범위 안에 이전가능하거나 이전이 불가능한 자원 모두가 포함되어야 한다고 주장하였다. 즉 재능이나 장애와 같은 이전 불가능한 자원도 균등하게 분배되어야 한다고 보았다. 이러한 이전 불가능한 자원의 존재 때문에 다소 복잡한 보험시장을 필요로 한다고 가정하고 있다. 사람들이 자신의 선호와 장애를 입을 확률을 알고 있고 이에 대하여 보험에 가입할 수 있다고 하면 사람들이 장애에 대비하여 지불하고자하는 보험료는 사회가 장애인들에게 추가로 보상해 주어야 할 자원이 될 것이다. 정부가 건강한 사람들에게 이러한 적정보험료 금액만큼 세금을 부과하여 이를 장애인들에게 보조하면 평등한 분배가 이루어졌다고 할 수 있다.

센(Sen, 1980)은 기초재의 양을 공정한 배분의 기준으로 삼는 롤스의 정의론은

물신주의라고 비판한다. 기초재는 목적이 될 수 없고 목적을 달성하기 위한 수단이며 중요한 것은 재화가 개인들을 위해서 무엇을 할 수 있는가에 주목해야 하며 그것이 균등하게 배분되는 것이 중요하다고 주장하였다. 따라서 셴은 평등한 분배의 대상은 재화가 아니라 기능(functioning)이 되어야 한다고 주장한다. 기능은 인간이 가치 있다고 평가하는 것(물질적 혹은 비물질적 욕구를 모두 포함)으로 예를 들어 건강, 영양공급과 사회일원으로서의 인정을 지칭한다. 그리고 셴은 이러한 도달 가능한 다양한 기능들의 집합인 능력(capability)이 공평하게 배분되어야 한다고 주장한다.

아네슨(Arneson, 1989)과 코헨(Cohen, 1989)은 평등한 배분을 위해서 구분해야 하는 것은 개인의 책임 하에 있는 요인과 개인의 책임을 벗어나는 요인을 구분하는 것이라고 주장하였다. 이들은 기회(opportunity)가 정의론을 위한 적절한 기초공간이며 기회의 평등이 사회가 궁극적으로 추구해야 할 목적이 되어야 한다고 제시하였다.

기본적인 자유와 기초재를 강조하는 롤즈의 정의론, 셴의 능력접근, 드워킨의 자원의 평등 그리고 아네슨과 코헨의 기회의 평등 모두가 공리주의에 대한 비판에서 출발하였으며 다음을 공유하고 있다. 평등한 사회는 모든 사람들에게 동등한 행복을 보장하는 사회도 아니며, 모든 사람들에게 동등한 부를 보장하는 사회도 아니며 또한 모든 사람들에게 동등한 수준의 교육을 보장하는 사회도 아니다. 평등한 사회는 개인들이 추구하는 성취를 달성하는데 있어서 평등한 기회가 보장되는 것을 의미한다. 따라서 성취 혹은 결과보다는 기회가 사회적 정의의 대상이 되어야 한다고 주장하였다.

따라서 이들에 따르면 우리는 결과의 불평등만을 관측함으로써 분배정의가 달성되었는지 여부를 판단할 수 없으며, 추가로 분석되어야 할 것은 결과의 불평등 중에서 어느 정도가 개인의 책임에 기인하는 가이다. 결과의 불평등 중 어느 정도가 개인의 책임을 벗어나는 요인(환경)에 기인하는지 아니면 어느 정도가 개인의 책임(노력)에 기인하는 지에 따라서 공평하다고 혹은 불공평하다고 말 할 수 있다는 것이다. 예를 들어 결과(개인소득)의 불평등 중 개인노력의 차이에 기인하는 부분이 대부분이라면 우리는 이러한 불평등을 윤리적으로 정당하지 않다고 그리고 분배정의가 실현되지 않았다고도 말할 수 없다는 것이다.

## 2. 로머와 기회불평등 측정

위에서 살펴보았듯이 롤스, 드워킨, 셴, 아네슨과 코헨은 평등한 분배의 대상이 결과(혹은 개인적 성취)보다는 기회가 되어야 한다고 주장하였으며 또한 이들은 ‘선택과 개인의 책임’이라는 아이디어를 기회평등주의 안에 끌어들여 평등주의 프로젝트를 새롭게 되살려 냈다. 1990년대부터 경제학자들은 정치철학자들의 이러한 논쟁을 적극적으로 받아들여 환경, 개인의 노력 그리고 성과사이의 상호작용을 중심으로 사회경제적 불평등을 분석하려는 다양한 시도(Roemer, 1993; Van de Gaer, 1993; Fleurbaey, 1994; Bossert, 1995)가 등장하였다. 로머의 선구자적인

노력이후에 기회의 불평등정도를 측정하는 다양한 방법이 소개되었으며 조세정책과 같은 경제정책이 기회불평등을 개선하는데 어느 정도 기여하였는지를 분석하는 실증연구도 등장하였다.

로머는 기회의 평등개념을 다음과 같이 보다 명확히 하였다. 로머에 의하면 개인의 성취(소득, 부, 건강 등)는 개인이 통제할 수 있는 요인과 개인의 통제범위를 벗어나는 요인에 의하여 결정된다. 이 때 개인이 통제할 수 있는 요인을 노력이라고 하고 개인의 통제를 벗어난 요인을 환경이라 한다. 전자의 대표적인 예가 개인들의 교육 및 인적자본에 대한 투자가 될 것이다. 환경은 개인이 선택할 수 없으나 개인의 성취에 영향을 주는 모든 변수 예를 들어 성, 인종, 가족의 배경 혹은 출생지가 해당된다. 로머는 기회의 평등을 달성한다는 것은 환경의 차이로 인해 발생하는 격차는 제거하면서 환경이 동일한 사람들 간에 노력의 차이로 인한 경제적 성취의 차이는 인정하는 것을 의미한다.

이러한 로머의 기회평등개념은 위에서 언급한 기회평등주의가 강조하는 두 가지 윤리원칙(보상과 응분)을 내포하고 있다. 첫째는 보상의 원리(principle of compensation)로 알려진 것처럼 개인의 의지로 통제할 수 없는 환경의 차이로 인해 발생하는 불평등은 윤리적으로 정당화될 수 없으며 이로 인한 소득의 격차는 사회가 보상하여야 한다는 것이다. 그리고 보상의 원칙에 보상이 노력이 투하되기 이전에 보상되어야 한다고 보는 사전적(ex-ante)보상과 노력이 투하된 이후에 보상되어야 한다는 사후적(ex-post)보상 두 가지가 존재한다. 노력을 투하하기 이전에 보상이 이루어져 기회의 평등이 실현되었다면 모든 사람들에게 동일한 기회의 집합이 주어져야 할 것이고 반대로 보상이 노력을 투입한 이후에 이루어져 기회의 평등이 실현되었다면 동일한 수준의 노력을 기울인 사람들은 동일한 소득을 받아야 할 것이다. 둘째는 응보의 원칙(reward principle)으로 동일한 환경 하에서 개인의 노력의 차이 때문에 발생하는 소득의 불평등은 윤리적으로 정당하다는 것이다. 물론 두 원칙은 독립적이어서 두 원칙을 동시에 만족시키지 못하는 경우가 존재한다. 예를 들어 완전한 소득 평등주의 정책은 보상의 원칙을 만족시키지만 응보의 원칙에는 위배된다. 반면에 자유방임정책은 응보의 원칙을 만족시키지만 보상의 원칙은 충족시키지 못한다.

### 3. 기회불평등의 정식화<sup>1)</sup>

로머가 제시한 기회불평등개념을 수식으로 표현하면 다음과 같다.  $x$ 는 개인의 성취를 나타내며 다다익선이라고 가정한다. 그리고 개인의 성취  $x$ 를 결정하는 요인은 다음 두 가지로 분류가능하다. 하나는 환경인  $c$ 로 개인의 통제범위를 벗어나며 다른 하나는 개인의 노력으로  $e$ 로 표기한다. 그리고 단순화를 위해서 개인의 성취 변수  $x$ 는 개인소득수준이라 가정하자.

---

1) 이하는 Ferreira and Peragine (2015)을 요약한 것이다.

환경은 유한집합  $\Omega$ 에 속하며, 노력은 연속 혹은 불연속 변수로 집합  $\theta$ 에 속한다. 이 때 성과는 다음과 같은 함수에 의하여 결정되며  $g: \Omega \times \Theta \Rightarrow R$  그리고 다음과 같이 표현할 수 있다:

$$x = g(c, e) \tag{1}$$

이는 소득이 전적으로 환경과 노력에 의해서 결정되는 식으로 동일한 수준의 환경과 동일한 수준의 노력을 기울이는 개인들은 동일한 수준의 소득을 얻게 된다. 이 모델에서는 기회를 직접적으로 측정하려 노력하지도 않으며 특정한 성취가 선택되는 과정도 고려하지도 않는다. 다만 환경, 노력 그리고 성취간의 결합분포를 관찰함으로써 간접적으로 기회를 추론하고자 한다. 이처럼 기회를 간접적으로 추론하지만 개인의 성과를 결정하는 요인인 환경과 노력은 직접 관찰가능하다는 점에서 장점을 가진다. 이러한 이유로 수많은 실증연구가 이 방법을 채택하고 있다. 이 모델에서는 환경차이 때문에 발생하는 성취분포상의 불평등을 기회불평등이라 가정하며 불평등을 제거하는 방법은 환경의 차이를 제거하거나 환경이 성취에 끼치는 영향을 보상하는 것이다.

모든 사회구성원 즉 모집단이  $(x, c, e)$ 에 의해서 완벽하게 묘사될 수 있다고 가정할 때, 이 모집단은 두 가지 방식으로 구분가능하다: 동일한 환경을 공유하는 타입(types),  $T_i$ 와 동일한 수준의 노력을 기울이는 트랑쉐(tranches),  $T^j$ 로 구분이 가능하다.  $x_{ij}$ 는 환경  $c_i$ 와 노력  $e_j$ 에 의하여 결정되는 소득수준이다. 그리고  $n$ 개의 타입과 즉  $i = 1, \dots, n$   $m$ 개의 트랑쉐 즉  $j = 1, \dots, m$ 로 구성되어 있다고 가정하자. 이처럼  $n$ 개의 타입과  $m$ 개의 트랑쉐로 구성된 모집단은 <표 1>처럼  $n$ 개의 행과  $m$ 개의 열로 구성된 행렬  $[X_{ij}]$ 로 표현이 가능하다. 그리고 행렬  $[P_{ij}]$ 의 벡터  $p_{ij}$ 는 환경  $c_i$ 와 노력  $e_j$ 를 갖는 개인들이 총 모집단에서 차지하는 비율을 나타낸다.

<표 1> 타입과 트랑쉐

	$e_1$	$e_2$	$e_3$	...	$e_m$
$c_1$	$x_{11}$	$x_{12}$	$x_{13}$	...	$x_{1m}$
$c_2$	$x_{21}$	$x_{22}$	$x_{23}$	...	$x_{2m}$
$c_3$	$x_{31}$	$x_{32}$	$x_{33}$	...	$x_{3m}$
...	...	...	...	...	...
$c_n$	$x_{n1}$	$x_{n2}$	$x_{n3}$	...	$x_{nm}$

이제 보상에 관한 사전적인 접근과 사후적인 접근을 비교하여 보자. 보상에 대한 사전적 접근(Van de Gaer, 1993)은 기회집합의 개념을 도입하였다. 주어진 환경

$c_i | k \in T_i$  하에서 경제주체  $k$ 가 도달 가능한 성취수준들의 집합  $x_{ij}$ 를  $k$ 의 기회집합으로 정의한다. 이 접근에 따르면, 모든 사람들이 마주하는 기회의 집합들이 동일한 값을 갖게 될 때 기회의 불평등이 제거되었다고 말할 수 있다. 그렇다면 어떻게 기회의 집합을 평가할 수 있을까? 이들은 각 타입에 속한 개인들이 실현한 소득의 분포는 각 타입의 개인들에게 열려진 기회의 집합으로 해석할 수 있다고 가정한다. 이러한 소득분포는 동일한 환경 하에서 개인들의 노력정도여하에 따라서 도달 가능한 소득의 집합이라 할 수 있다. 즉 이러한 해석에 따르면 어떠한 타입 안에서 가장 높은 소득을 실현한 사람은 가장 높은 노력수준을 기울인 사람이 된다. 예를 들어 위 <표 1>에서 행  $i$ 는 동일한 환경( $c_i$ )하에서 상이한 정도의 노력을 기울여 개인들이 도달할 수 있는 기회의 집합을 나타낸다.

그렇다면 이러한 사전적 보상의 시각 하에서는 어떻게 서로 다른 두 분포 사이의 기회불평등 정도를 비교할 수 있을까? 다음과 같은 통계 값을 이용하는 것이다:

$$\mu_i = \sum_{j=1}^m p_{ij} x_{ij}. \text{ 이 경우 } i = 1, \dots, n \text{이다.} \quad (2)$$

여기에서  $p_{ij}$ 는 타입  $i$ 에 속해있는 한 개인이 얻을 수 있는 각 소득의 확률분포를 나타내며 이때 이 개인은 이를 보고 자신의 노력 수준을 선택하게 된다.

따라서  $\mu_i$ 는 타입  $i$ 에 속해있는 개인들의 기대소득이라 할 수 있다. 이러한 방법에 기초하여 벤디게어(Van de Gaer, 1993)는 다음과 같이 순위를 정할 수 있는 사회후생기준을 제시하였다. 예를 들어 벤디게어의 틀은 두 개의 분포 A와 B가 주어졌을 때 다음과 같은 조건을 충족하면 A가 B보다 높은 사회적 후생순위를 갖는다고 주장한다. 즉 A에 있는 모든 타입 중에서 가장 낮은 타입의 평균소득이 B에 있는 모든 타입 중에서 가장 낮은 타입의 평균소득 보다 클 때 A는 B보다 높은 후생수준이라 할 수 있다:

$$\min_A(\mu_{A,1}, \dots, \mu_{A,n}) > \min_B(\mu_{B,1}, \dots, \mu_{B,n}) \quad (3)$$

이 경우 정부가 선택하여야 하는 최적자원배분은 최소평균소득을 기록한 타입의 평균소득을 극대화하는 것이다.

보상에 대한 사후적 접근(Roemer, 1993)은 동일한 노력을 기울인 사람들이 동일한 수준의 성취를 달성하게 되면 기회균등이 실현되었다고 주장한다. 따라서 이들은 <표 1>의 열(column)내의 불평등 즉 트랑쉐내의 불평등에 분석을 집중한다. 로머는 기회균등을 실현하기 위해서는 각 트랑쉐 내의 최저소득을 극대화하는 정책을 선택해야 한다고 제안한다. 만일 그러한 정책이 존재하지 않는다면, 각 트랑쉐의 최소값들을 평균한 것을 극대화하는 정책을 선택해야 한다고 제안한다. 즉 다음과 같이 식 (4)를 극대화하는 것이며 이에 따라서 사회적 후생순위를 정하게 된다:

$$\max\left(\frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \min_i(x_{1j}, \dots, x_{nj})\right) \quad (4)$$



이상에서 살펴보았듯이 사전적 보상원리와 사후적 보상원리는 완전히 다른 내용을 갖는다. 사전적 접근은 타입 즉 행렬 $[X_{ij}]$ 의 행에 초점을 맞추기 때문에 타입 간의 불평등개선에 초점을 맞추는 반면에 사후적인 접근은 트랑쉐 내부의 불평등 제거에 초점을 맞추고 있다.

#### 4. 기회불평등의 측정

기회불평등의 측정은 다음 두 단계를 통하여 이루어진다.

1) 첫 단계는 실질 소득분포  $[x_{ij}]$ 를 가상의 소득 분포  $[\hat{x}_{ij}]$ 로 변환시킨다. 이 때 가상의 소득 분포  $[\hat{x}_{ij}]$ 는 불공정한 불평등(예를 들어 환경에 의한 불평등)을 제거하고 공정한 불평등만을 남겨놓는 가상의 소득분포이다.

2) 두 번째 단계에서는  $[x_{ij}]$ 와  $[\hat{x}_{ij}]$ 에 불평등정도를 측정하는 일반적인 방법(예를 들어 지니계수)을 적용하여 불평등정도를 측정하고 양 불평등 지수간의 격차를 기회불평등정도로 간주한다.

기회불평등을 측정하는 대표적인 방법을 소개하면 다음과 같다. 첫째는 사전적 보상의 관점에 입각한 것으로 타입간 불평등(between-types inequality)을 측정하는 방법과 직접적 불공평(direct unfairness)을 측정하는 방식이다. 둘째는 사후적 보상원리에 입각한 트랑쉐 내부의 불평등(within-tranches inequality)을 측정하는 방식과 공평성격차(fairness gap)를 측정하는 방식으로 구분된다.

타입간 불평등에 입각하여 기회불평등을 측정한 연구로는 페라진(Peragine, 2002)과 부르기농 외 (Bourguignon, Ferreira and Menendez, 2007), 세취와 페라진(Checchi and Peragine, 2010) 그리고 페레이라와 지누(Ferreira and Gignoux, 2011)를 들 수 있다. 가상의 소득분포  $\widetilde{X}_{BT}$ 는 각 개인의 소득  $x_{ij}$ 을 각 개인이 속한 타입의 평균소득( $\mu_i$ )으로 대체한다. 이렇게 평활전환(smoothing transformation)을 하면 타입내부에 있는 모든 불평등이 제거된다. 즉  $j \in \{1, \dots, m\}$  이고  $i \in \{1, \dots, n\}$ 이며  $\widetilde{x}_{ij} = \mu_i$ 이다. 예를 들어 행과 열이 각각 3일 경우 <표 2>처럼 타입 내 불평등은 제거되고 타입 간 불평등만 남게 된다.

<표 2> 타입 간 불평등방식의 예 (n=m=3)

	e1	e2	e3
$c_1$	$\mu_1$	$\mu_1$	$\mu_1$
$c_2$	$\mu_2$	$\mu_2$	$\mu_2$
$c_3$	$\mu_3$	$\mu_3$	$\mu_3$

표준적인 불평등 분해방식을 이용하여 세쉬와 페라진과 페레이라와 지누는 전체 불평등을 두 가지 불평등 즉 기회의 불평등으로 해석되는 타입 간 불평등과 노력으로 인한 불평등으로 해석되는 타입 내 불평등으로 구분하였다. <표 2>처럼 타입 간 불평등만 남게 되면 불평등 지수를 이용하여 기회불평등을 추정할 수 있게 된다.

직접불평등(direct unfairness)방식은 플로베이와 쇼카트(Fleurbaey and Schokkaert, 2009)에 의하여 제안되었는데, 각 개인의 실제 소득  $x_{ij} = g(c_i, e_j)$ 을 기준이 되는 노력수준  $\tilde{e}$ 로 대체하여 만들어지는 가상 소득  $\tilde{x}_{ij} = g(c_i, \tilde{e})$ 으로 대체한다. 이 가상소득의 분포를  $\widetilde{X}_{DU}$ 라 하자. 예를 들어 <표 3>처럼  $\tilde{e} = e_1$  일 경우 type  $i$ 의 소득은 모두  $x_{i1}$ 이 되어 타입내부의 소득격차는 사라지고 타입 간 소득격차만 남게 된다.

<표 3> 직접불평등방식의 예 ( $\tilde{e} = e_1$  이고  $n=m=3$ )

	$e_1$	$e_2$	$e_3$
$c_1$	$x_{11}$	$x_{11}$	$x_{11}$
$c_2$	$x_{21}$	$x_{21}$	$x_{21}$
$c_3$	$x_{31}$	$x_{31}$	$x_{31}$

다음으로 사후적인 접근방식을 살펴보면 다음과 같다. 세쉬와 페라진(Checchi and Peragine, 2010)과 오베르가 외(Aaberge et al., 2011)는 트랑쉐 내부(within-tranche)의 가상소득분포( $\widetilde{X}_{WTR}$ )를 이용할 것을 제안하였다. 이는 각 개인의 소득을 각 트랑쉐의 평균소득( $\nu_j = \sum_{i=1}^n p_{ij} x_{ij}$ ) 대비 개인소득( $x_{ij}$ )의 비율로 대체한 것이다:  $\tilde{x}_{ij} = g(c, e) / \nu_j$ . 이러한 정규화과정은 <표 4>처럼 트랑쉐간의 불평등을 제거하고 트랑쉐 내부의 불평등만을 남겨두기 위해서이다.

<표 4> 트랑쉐내부방식의 예 ( $n=m=3$ )

	$e_1$	$e_2$	$e_3$
$c_1$	$x_{11}/\nu_1$	$x_{12}/\nu_2$	$x_{13}/\nu_3$
$c_2$	$x_{21}/\nu_1$	$x_{22}/\nu_2$	$x_{23}/\nu_3$
$c_3$	$x_{31}/\nu_1$	$x_{32}/\nu_2$	$x_{33}/\nu_3$

네 번째 접근은 불공정한 불평등(unfair inequality)의 가상소득분포,  $[\widetilde{X}_{ij}]$ 을 구축하는 것이다. 공정격차 ( $\widetilde{X}_{FG}$ )는 각 개인의 소득  $x_{ij} = g(c_i, e_j)$ 을 다음과 같은 비율로 대체하였다. 즉 각 개인의 노력과 함수가  $e_j$ 와  $g$ 로 주어졌을 때, 동일한 환경  $\widetilde{c}$ 하에서 창출되는 소득( $\widetilde{x}_{ij}$ )과 각 개인의 실제소득( $x_{ij}$ )과의 비율을 말한다:

$$\widetilde{x}_{ij} = g(c_i, e_j) / g(\widetilde{c}, e_j) \text{ for all } j \in \{1, \dots, m\}, \text{ and for all } i \in \{1, \dots, n\}.$$

<표 5> 공정격차방식의 예 ( $\widetilde{c} = c_1, n=m=3$ )

	$e_1$	$e_2$	$e_3$
$c_1$	1	1	1
$c_2$	$x_{21}/x_{11}$	$x_{22}/x_{12}$	$x_{23}/x_{13}$
$c_3$	$x_{31}/x_{11}$	$x_{32}/x_{12}$	$x_{33}/x_{13}$

<표 5>에서 알 수 있듯이 공정격차는 기준이 되는 소득으로 실제소득을 나누어주어 가상의 소득분포를 만들어 낸 것인데, 이는 트랑셰 내부의 불평등을 관측할 수 있도록 한 것이다. 요약하자면, 한 사회의 기회불평등의 정도를 측정하는 방법은 모든 공정한(fair) 불평등은 제거하는 반면에 모든 불공정한 불평등만이 남은 소득분포를 구축하는 것이다, 그리고 적당한 불평등한 지수를 이 가상의 분포에 적용하여 기회의 불평등 정도를 추정하는 것이다.

이제 구체적인 추정과정을 살펴보면 다음과 같다. 성과를 나타내는 변수로 가계 1인당 소득, 가계 1인당 소비 그리고 개인의 근로소득이 많이 사용된다. 이 자료를 이용하여 위에서 언급한 네 가지의 방법을 통하여 가상의 소득분포를 구축한다. 이 가상의 소득분포에 대하여 대수편차평균(MLD: Mean Logarithmic Deviation), 지니계수(Gini index) 혹은 타일지수(Theil index)를 이용하여 불평등의 정도를 측정하면 소득불평등 지수처럼 기회불평등지수(혹은 기회균등지수)를 구할 수 있게 된다. 그리고 이 기회불평등 지수  $I(\widetilde{x})$ 를 총소득불평등지수  $I(x)$ 로 나누어주면 기회불평등의 총소득불평등에 대한 기여( $IEO_R$ )를 관측할 수 있게 된다:  $IEO_R = \frac{I(\widetilde{x})}{I(x)}$ .

<표 6>과 <표 7>은 페레이라와 페레진(Ferreira and Peragine, 2015)이 위에서 제시한 방법을 기초로 각국의 기회불평등정도를 추정한 기존연구를 정리한 것이다.

기존연구로는 세쉬와 페라진, 코그노와 메플(Cogneau and Mesple-Soms, 2008), 페레이라와 지누(Ferreira and Gignoux, 2011), 페레이라 외 (Ferreira et al., 2011), 벨하즈(Belhaj-Hassine, 2012), 피라노(Piraino, 2012), 피스토레스

(Pistolesi, 2009) 그리고 생지 (Singh, 2011)이다. 이들이 분석한 국가와 자료는 <표 7>에 정리하였으며 총 41개 국가이다. 1인당 국민소득의 수준은 다양하여 \$980의 기니와 마다가스카르로부터 \$63,850의 룩셈부르크까지 다양하다. 성취의 자료는 다양한 소득과 소비 자료를 사용하였으며 환경변수로는 부모의 교육수준, 부모의 직업, 인종, 성, 출생지, 종교 등이 사용되었다. 추정방법은 모수와 비모수방법이다. 소득불평등정도를 살펴보면 덴마크, 핀란드, 노르웨이 그리고 스웨덴 같은 북구국가들은 가장 낮은 수준을 보였으며 브라질과 남아프리카공화국 그리고 남미의 국가들이 높은 소득불평등정도를 나타냈다. 기회불평등도 역시 소득불평등정도가 낮은 북구의 국가들이 낮은 것으로 나타났다. 반면에 영국, 미국 그리고 아일랜드 등 영미계통의 국가들은 소득불평등과 기회불평등 모두 높은 것으로 나타났다. 북구와 영미계통의 국가를 비교하면 소득불평등 정도는 영미계통의 국가가 북구보다 2~3배 정도 높은 것으로 그리고 기회의 불평등은 3~4배 가량 영미계통의 국가가 높은 것으로 나타났다.

<표 6> 41개국의 기회불평등과 소득불평등 정도

국가	구매력지수로 환산한 1인당 국민총소득(GNI)	소득불평등	기회불평등	소득평등에 대한 기회불평등의 기여 (%)
오스트리아 (1)	39,410	0.1800	0.0390	21.67
벨기에 (1)	37,840	0.1450	0.0250	17.24
브라질 (3)	10,920	0.6920	0.2230	32.23
콜롬비아 (3)	9,000	0.5720	0.1330	23.25
사이프러스 (1)	30,160	0.1700	0.0510	30.00
체코 (1)	23,620	0.1760	0.0190	10.80
덴마크 (1)	40,140	0.0830	0.0120	14.46
에콰도르 (3)	9,270	0.5800	0.1500	25.86
이집트 (5)	5,910	0.4230	0.0491	11.60
에스토니아 (1)	19,500	0.2430	0.0260	10.70
핀란드 (1)	37,180	0.1360	0.0130	9.56
프랑스 (1)	34,440	0.1630	0.0210	12.88
독일 (1)	38,170	0.1910	0.0350	18.32
가나 (2)	1,600	0.4000	0.0450	11.25
그리스 (1)	27,360	0.2000	0.0340	17.00
과테말라 (3)	4,610	0.5930	0.1990	33.56
기니 (2)	980	0.4200	0.0560	13.33
헝가리 (1)	19,280	0.2080	0.0210	10.10
인도 (8)	3,560	0.4218	0.0822	19.49
아일랜드 (1)	32,740	0.1880	0.0420	22.34
이태리 (1)	31,090	0.1960	0.0280	14.29
아이보리코스트 (2)	1,650	0.3700	0.0500	13.51
라트비아 (1)	16,360	0.2290	0.0280	12.23
리투아니아 (1)	17,880	0.2280	0.0350	15.35
룩셈부르크 (1)	63,850	0.1480	0.0350	23.65
마다가스카르 (2)	980	0.4400	0.0920	20.91
네덜란드 (1)	42,850	0.1920	0.0360	18.75
노르웨이 (1)	57,130	0.1300	0.0030	2.31
파나마 (3)	12,980	0.6300	0.1900	30.16
페루 (3)	8,940	0.5570	0.1560	28.01
폴란드 (1)	19,020	0.2710	0.0250	9.23
포르투갈 (1)	24,710	0.2470	0.0300	12.15
슬로바키아 (1)	23,140	0.1320	0.0180	13.64
슬로바니아 (1)	26,970	0.1040	0.0050	4.81
남아프리카 (6)	10,280	0.6750	0.1690	25.04
스페인 (1)	31,550	0.2160	0.0420	19.44
스웨덴 (1)	39,600	0.1060	0.0120	11.32
터키 (4)	14,580	0.3620	0.0948	26.20
우간다 (2)	1,230	0.4300	0.0400	9.30
영국 (1)	36,850	0.2040	0.0420	20.59
미국 (7)	47,020	0.2200	0.0409	18.60

자료: Ferreira and Peragine (2015), p. 39

주: 1) 국가 명 다음의 괄호는 자료의 소스를 나타 낸다; 2) 1인당 국민총소득은 2010년도 World Bank의 World Development Indicator에서 구한 것임. 그리고 2005년도 구매력 평가지수를 사용하였음; 3) 소득불평등과 기회불평등의 추정은 Theil-T index를 사용한 자료소스 (2)를 제외하고는 대수편차평균 (Mean Logarithmic Deviation)을 사용한 것임; 4)자료의 출처는 (1)은 Checci et al., (2010), (2)는 Cogneau and Mesple-Somps (2008), (3)은 Ferreira and Gignoux (2011), (4)는 Ferreira et al., (2011), (5)는 Belhaj-Hassine (2012), (6)은 Piraino (2012), (7)은 Pistolesi (2009), (8)은 Singh (2011)이다.

<표 7> 기존연구의 방법에 대한 비교

연구자	대상국가	자료	성취변수	추정방법	환경변수	타입의 수
Checchi et al., (2010)	오스트리아, 벨기에, 체코, 독일, 덴마크, 에스토니아, 그리스, 스페인, 핀란드, 프랑스, 헝가리, 아일랜드, 이태리, 리투아니아, 라트비아, 네덜란드, 노르웨이, 폴란드, 포르투갈, 스웨덴, 슬로베니아, 슬로바키아, 영국	EU-Slic 2005	세후 개인소득	모수	부모의 교육, 부모의 직업, 성, 국적, 지역	72
Cogneau and Mesple-Somps (2008)	아이보리코스트, 가나, 기니, 마다가스카르, 우간다	아이보리 코스트: EPAMCI, 1985-1988; 가나: 1998, GLSS; 기니: 1994, EICVM; 마다가스카르: 1993, EPAM; 우간다: 1992, NIHS	가구 1인당 소비	비모수	아버지의 직업과 교육수준, 출생지	6 (단 우간다는 3)
Ferreira and Ginoux (2011)	브라질, 콜롬비아, 에콰도르, 과테말라, 파나마, 페루	브라질: PNAD, 1996; 콜롬비아: ECV, 2003; 에콰도르: ECV 2006; 과테말라: ENCOVI, 2000; 파나마: ENV, 2003; 페루: ENAHO, 2001	가구 1인당 소득	모수	성, 인종, 부모교육, 아버지 직업, 출생지	108 (단 페루 54)
Ferreira, Ginoux, Aran (2011)	터키	TDHS 2003-2004와 HBS 2003	1인당 소비	모수	도시/농촌, 출생지, 부모교육, 모국어, 형제자매 수	768
Belhaj-Hassine (2012)	이집트	ELMPS 2006	총월소득	비모수	성, 아버지교육, 어머니교육, 아버지 직업, 출생지	72
Piraino (2012)	남아프리카	NIDS 2008-2010	개인총소득	모수	인종, 아버지 직업	24
Pistolessi (2009)	미국	PSID 2001	개인 연소득	반모수	연령, 부모교육, 아버지 직업, 출생지, 민족	7,680
Singh (2011)	인도	IHDS 2004-2005	가구 1인당 수입	모수	아버지 교육, 아버지 직업, 카스트, 종교, 주거지	108

자료: Ferreira and Peragine (2015), p. 40

### III. 기회불평등의 비모수추정

#### 1. 추정모형 설명<sup>2)</sup>

식 (1)에서 보았듯이 개인의 소득은 환경요인과 개인노력의 결합물이라고 가정한다<sup>3)</sup>.

$$\begin{array}{ccc}
 \left. \begin{array}{l} x_{type1,1}, \\ x_{type2,1}, \\ \cdot \\ \cdot \\ x_{typek,1}, \end{array} \right\} & \begin{array}{c} \dots \\ \dots \\ \dots \end{array} & \left. \begin{array}{l} x_{type1,m_1} \\ x_{type2,m_2} \\ \cdot \\ \cdot \\ x_{typek,m_k} \end{array} \right\} \quad (5)
 \end{array}$$

↓  
트랑셰  $p$

전체 인구  $N$ 을 두 가지 기준으로 유형화한다. 첫 번째는 환경을 기준으로 구분한 것으로 전체 인구를 몇 가지의 타입으로 유형화 한다. 예를 들어 부모의 학력을 유력한 환경요인이라 할 때, 부모의 학력을 다섯 개의 수준(무학, 초졸, 중졸, 고졸, 대졸 등)으로 유형화 한다면 타입은 5가지가 될 것이다. 두 번째는 개인노력의 정도를 중심으로 구분한 것으로 트랑셰라 한다. 그러나 노력은 직접적으로 관찰이 불가능하기 때문에 적절한 대리변수를 선택해야 한다. 로머에 따라서 각 타입의 소득분포에서 동일한 분위에 있는 개인들은 동일한 노력을 기울이는 것으로 가정한다. 예를 들어 중졸 부모를 둔 자녀 A가 중졸 부모를 둔 자녀 중 상위 10%소득분위에 위치하여 있고 고졸 부모를 둔 자녀인 B가 고졸부모를 둔 자녀 중 상위 10%소득분위에 위치하여 있다면 A와 B가 각 타입에서 동일한 분위(각각 상위 10%)에 위치하고 있기 때문에 동일한 노력을 기울이는 것으로 가정한다. 즉 개인들이 각 타입에서 동일한 소득분위에 위치해 있다면 이들은 동일한 노력을 기울이는 것으로 가정한다. 행렬 (5)에서 보면  $k$ 개의 타입이 존재하며 각 타입은 상이한 수의 개인들로 구성되어 있다. 예를 들어 type 1은  $m_1$ 명의 구성원이 type 2는  $m_2$ 명이 그리고 type  $k$ 는  $m_k$ 명의 구성원으로 구성되어 있다. 따라서  $m_1 + m_2 + \dots + m_k = N$ 이다.

이제 행렬 (5)를  $l$ 개의 트랑셰로 구분한다면 행렬 (6)과 같이 된다. 행렬 (6)에서  $x_{typei,p}$ 는 타입  $i$ 의  $p$ 번째 분위에 있는 개인들을 나타낸다.

2) 추정방식은 Checchi and Peragine (2010)을 채택하였다.

3) 비모수추정에서는 노력은 환경과 독립적이라고 가정한다.

$$\begin{vmatrix} x_{type1,1} & \dots & x_{type1,l} \\ x_{type2,1} & \dots & x_{type2,l} \\ \cdot & & \\ \cdot & x_{typei,p} & \\ \cdot & & \\ x_{typek,1} & \dots & x_{typek,l} \end{vmatrix} \quad (6)$$

여기에서  $l > p$ 이다.

그런데 행렬 (6)의 문제점은 각 타입의 각 트랑쉐(예를 들어  $x_{typei,p}$ )안에 편차가 존재하여 잔여불평등이 존재한다는 점이다. 예를 들어 중졸 부모를 둔 자녀 중 상위 10%해당하는 개인들은 동일한 타입과 트랑쉐에 포함되지만 이들 간의 소득격차가 존재하게 된다. 타입은 환경을 트랑쉐는 개인의 노력을 나타내는 것으로 가정한다. 따라서 동일한 타입과 트랑쉐에 속하는 개인 간의 소득격차는 환경과 개인의 노력으로 설명되지 못하는 다른 요인에 기인하는 것으로 해석된다. 예를 들어 운이 이에 해당할 것이다. 또한 이 잔여불평등은 트랑쉐를 어느 정도 구분하느냐에 따라서도 달라진다. 분위기를 보다 자세하게 구분하여 트랑쉐의 수가 증가하면 잔여불평등이 줄어들 것이고 반대로 분위기를 보다 크게 구분하여 트랑쉐의 수가 작아지면 잔여불평등이 늘어날 것이다. 이러한 문제를 해결하기 위하여 모든 타입의 트랑쉐를 산술평균으로 대체할 경우 잔여 소득불평등 문제를 제거할 수 있게 된다. 즉  $x_{typei,p}$  대신에 이 벡터의 산술평균  $\mu_{typei,p}$ 로 대체한다. 이러한 변환을 나타낸 것이 행렬 (7)이다.

$$X^S = \begin{vmatrix} \mu_{type1,1} & \dots & \mu_{type1,l} \\ \mu_{type2,1} & \dots & \mu_{type2,l} \\ \cdot & & \\ \cdot & \mu_{typei,p} & \\ \cdot & & \\ \mu_{typek,1} & \dots & \mu_{typek,l} \end{vmatrix} \quad (7)$$

그리고 각 트랑쉐의 평균소득 벡터는 다음과 같이 표현된다.

$$X_B^S = \left| \mu_1^s \cdot \dots \cdot \mu_p^s \cdot \dots \cdot \mu_l^s \right| \quad (8)$$

$X_B^S$ 는 트랑쉐내의 불평등은 제거하고 트랑쉐간의 불평등만을 남겨놓은 것이다. 이는 기회의 불평등은 제거하고 개인 노력의 차이에 의한 불평등만을 남겨놓은 것이다.

이제 트랑쉐간의 불평등은 제거하고 트랑쉐내의 불평등만을 남겨놓기 위해서



표준화과정을 통해서 다음과 같은 행렬을 구하도록 한다.

$$X_W^S = \begin{pmatrix} \frac{\mu_x}{\mu_1} \mu_{type1,1}^S & \cdots & \frac{\mu_x}{\mu_l} \mu_{type1,l}^S \\ \frac{\mu_x}{\mu_1} \mu_{type2,1}^S & \cdots & \frac{\mu_x}{\mu_l} \mu_{type2,l}^S \\ \vdots & & \vdots \\ \frac{\mu_x}{\mu_p} \mu_{typei,p}^S & & \vdots \\ \vdots & & \vdots \\ \frac{\mu_x}{\mu_1} \mu_{typek,1}^S & \cdots & \frac{\mu_x}{\mu_l} \mu_{typek,l}^S \end{pmatrix} \quad (9)$$

여기에서  $\mu_x$ 는 인구  $N$ 의 평균소득을 나타낸다.

행렬 (9)는 트랑체간의 불평등을 보정하여 표준화하였기 때문에 트랑체내의 불평등 즉 환경의 차이에 의한 기회의 불평등만이 남게 된다.

이제 행렬 (7), (8) 그리고 (9)를 불평등지수를 활용하여 불평등을 추정한다면 기회의 불평등의 총소득불평에 대한 기여는 다음과 같이 계산할 수 있다:

$$OI_W^e = \frac{I(X_W^S)}{I(X^S)} \quad (10)$$

여기에서  $I(X^S)$ 는 전체소득불평등을 나타내는 지수이고  $I(X_W^S)$ 는 기회의 불평등을 나타내는 지수이다. 따라서  $OI_W^e$ 는 전체 소득불평등 중에서 기회의 불평등이 설명하는 비율이다.

또는 다음과 같이 잔여로도 표현가능하다:

$$OI_B^e = 1 - \frac{I(X_B^S)}{I(X^S)} \quad (11)$$

이는 소득불평등 중에서 개인노력의 차이로 설명이 불가능한 비율을 나타낸다.

일반적으로 불평등의 정도를 측정하는 지수로 MLD를 사용한다.<sup>4)</sup> 예를 들어 분포  $Z = (z_1, \dots, z_N)$ 가 존재하고 이들의 평균이  $\mu_Z$ 라 가정할 때, MLD는 다음과 같다:

4) 대수편차평균(MLD)은 대표소득으로 산술평균을 활용하여 path-independent 요인분해를 할 수 있는 유일한 지수이다(Foster and Shneyerov, 2000; Checchi and Peragine, 2010).

$$MLD(Z) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln \frac{\mu_Z}{z_i} \quad (12)$$

이러한 MLD를 불평등지수로 사용할 경우 다음이 성립 한다:

$$I(X^S) = I(X_B^S) + I(X_W^S) \quad (13)$$

즉 총소득불평등 = 노력의 불평등 + 기회의 불평등이 성립한다.

## 2. 자료 및 기초통계

본 분석에서는 한국노동패널자료 2000년~2012년 개인자료를 활용하여 소득불평등을 요인분해 하였다. 현재 소득불평등 및 임금불평등을 연구하는데 가장 많이 활용되는 자료는 가계동향조사 또는 임금구조기본실태조사 등이 주로 사용된다. 그러나 기회의 불평등을 분석하기 위해서는 개인의 근로소득뿐만 아니라 근로자 개인의 노력에 의해서 바뀔 수 없는 개인의 특성(가족배경 등)을 포함하고 있는 자료가 필요하지만 이러한 정보를 제공하는 자료는 드물다. 한국노동패널자료의 경우 근로자 개인의 노동시장의 성취뿐만 아니라 인적특성(가족배경 등)에 대한 변수가 다양하게 제공되고 있어, 2000년 이후 두 변수를 모두 활용할 수 있는 자료 중에서는 가장 적합한 자료라 할 수 있다.

본 분석에서 총소득 불평등을 측정하기 위한 변수로 각 개인의 근로소득을 사용하였고, 기회의 불평등을 측정하기 위한 개인의 환경 변수는 아버지의 학력을 사용하였다. 개인의 환경은 무엇이며, 이는 어떠한 변수로 측정할 수 있는가에 대해 로머는 부모의 학력, 성, 인종, 지역을 개인노력으로는 바꿀 수 없는 환경적 요인으로 제시하고 있다. 그리고 기회의 불평등을 분석한 대부분의 논문들은 부모의 학력을 환경의 대리변수로 활용하고 있다. 아버지의 학력을 환경의 차이에 의한 기회 불평등을 측정하는 대리변수로 사용하는 기본논리는 개인의 노력에 의해서 바꿀 수 없는 아버지의 학력이 자녀의 경제적 성취에 영향을 주고 있다는 기본가정에 바탕을 두고 있다. 본 분석에서도 이러한 가정 하에 환경적 차이에 대한 변수로 아버지의 교육수준을 활용하였다.<sup>5)</sup>

이와 더불어, 분석 표본의 구성에 따른 기회불평등의 측정오차를 줄이기 위해 아버지의 학력 이외의 환경 차이(성별, 연령, 지역 등)를 하위그룹으로 세분화하여

5) 기존연구들의 경우 부모의 학력에서 어머니의 학력에 대한 변수를 고려하기도 하지만 자료의 제약이 존재할 뿐만 아니라 아버지의 학력이 어머니의 학력에 비해서 상대적으로 높은 경우가 일반적이고 가족의 환경에 크게 영향을 미친다고 볼 수 있기 때문에 아버지의 학력만을 고려하였다. 그러나 개인의 경제적 성취에 영향을 미치는 가족배경 중에 아버지의 학력보다는 아버지의 소득과 직업이 보다 크게 영향을 주는 요인일 수 있다. 그러나 아버지의 소득을 활용할 경우 분석대상이 현격히 줄어드는 자료상의 제약이 존재하고, 아버지 직업의 경우는 모수추정에서 고려하였다.

분석을 병행하였다. 전체 근로자를 대상으로 분석할 경우 각 근로자의 이질성 때문에 추정결과의 편이(bias)가 발생할 가능성이 존재한다. 근로자의 특성에 따른 하위 그룹을 나누어 계산하는 방법을 통해 기회불평등의 편이를 최소화하고자 한다.

본 논문에서는 성별과 연령제한(30대)을 하위그룹으로 구분하여 기회불평등을 측정하고 비교하였다. 부가적으로 지역(만14세 성장지역)을 구분한 기회불평등도 검토하였다. 여성의 경우 노동시장 참여의 제약이 남성에 비해 상대적으로 클 뿐만 아니라 경력단절 등의 이질적 요인으로 노동시장에서의 성취에 차이가 존재할 수 있기 때문에 성별을 구분하여 분석할 필요가 있다. 30대 근로자만을 표본으로 한 분석은 과거세대와 현세대의 불평등을 비교분석하려는 목적이외에도 근로자 개인의 이질성을 통제하여 기회의 불평등을 측정한다는 점에서도 유의미하다. 30대 집단 표본은 분석기간 동안에 30대였던 근로자를 대상으로 하였다. 즉, 2000-2002년의 30대 표본과 2010-2012년의 30대 표본은 출생연도가 10년 차이가 존재하여 세대 간 차이를 확인할 수 있다. 성장지역은 서울과 비서울로 집단을 구분하였다. 어떤 교육환경에서 성장하였는지도 인적자본형성에 영향을 줄 수 있기 때문이다. 이러한 구분 하에 각 하위그룹에서의 기회의 불평등의 차이가 존재하는지 살펴보고자 한다.

불평등 측정에 사용한 근로소득의 정의는 임금근로자의 경우 월평균 임금을 비임금근로자의 경우에는 월평균 소득을 각 개인의 근로소득으로 사용하였다.<sup>6)</sup> 따라서 소득불평등은 임금근로자 뿐만 아니라 비임금근로자를 포함한, 일을 하고 있는 근로자 전체의 근로소득에 대한 불평등을 의미한다.

분석대상은 근로소득이 파악되는 30세~60세 사이의 근로자이며, 이 중에서 아버지의 학력이 파악되는 개인으로 제한하였다.<sup>7)</sup> 따라서 소득불평등의 크기는 제약된 자료구성에 의해서 측정된 결과이며, 30세 미만 및 61세 이상과 아버지의 학력을 보고하지 않은 근로자를 포함하여 측정한 소득불평등의 크기와는 다소 차이가 존재할 수 있다. 그러나 국내의 세대 간 소득이동성 및 기회불평등을 분석한 기존연구들이 가구주만을 대상으로 하였다면, 본 논문은 가구주 이외의 근로소득이 파악되는 근로자를 모든 대상으로 확대하여 분석하였다는 점에서 차이가 있다.

분석기간은 2000년-2012년까지이며, 각 연도별 근로소득을 2010년 소비자물가지수 기준 실질소득으로 변환하여 13년 기간 동안의 평균근로소득, 그리고 13년 기간 내에서 3년간의 기간평균을 계산하여 2000년 이후의 불평등과 기회불평등을 측정하였다.<sup>8)</sup> 기회불평등의 변화를 살펴보기 위한 시기 구분은 2000-2002년, 2002-2004

6) 개인의 소득불평등은 근로소득 이외의 자산소득, 이전소득 뿐만 아니라 조세제도 등의 의해서 달라질 수 있다. 그러나 현재 사용한 노동패널의 경우 임금근로자와 비임금근로자 모두의 세후소득을 구하는 데는 자의적인 계산이 요구될 뿐만 아니라, 자산소득과 이전소득의 경우에도 가구별로 조사되고 있어 개인별 비근로소득을 구하는 데 어려움이 있다. 따라서 본 분석에서는 비근로소득의 부분을 제외한 세전 근로소득을 사용하였다.

7) 30세~60세로 분석대상을 제한한 이유는 30세 이전과 61세 이후의 근로자의 경우 노동시장에서의 안정적인 소득활동을 기대하기 어려운 측면과 개인의 인적특성 이외에 제도 및 노동시장의 변화들에 의해서 근로소득이 크게 변할 수 있기 때문에 분석에서 제외하였다.

8) 3기간평균을 사용한 이유는 트랑쉐와 타입의 크기를 세분화할수록 잔여불평등을 줄일 수 있으나 두 특성을 세분하기 위해서는 충분한 관측치가 요구된다. 본 분석에서는 잔여불평등을 최대한 줄

년, 2004-2006년, 2006-2008년, 2008-2010년, 2010-2012년 6개 기간으로 구분하였다.

<표 8>은 2000-2012년간 아버지의 학력별 평균 근로소득 및 근로자 수의 기초통계이다. 분석에 사용된 총 근로자수는 2000-2012년간 총 52,404명이며, 남성 34,972명, 여성 17,432이다.

<표 8> 2000-2012년 기초통계 (30세-60세)

(단위 : 만원, 명, 세)

30세-60세												
아버지 학력	전체				남성				여성			
	평균 근로 소득	표준 편차	인원 수	평균 연령	평균 근로 소득	표준 편차	인원 수	평균 연령	평균 근로 소득	표준 편차	인원 수	평균 연령
무학	203.2	216.8	13243	47.5	243.4	248.5	8686	47.5	126.3	99.2	4557	47.4
초졸	230.2	218.5	17618	44.3	272.9	240.2	11708	44.4	148.3	135.9	5910	44.2
중졸	250.3	219.4	8333	41.3	287.3	230.0	5675	41.2	173.4	171.9	2658	41.5
고졸	257.7	213.5	9652	40.0	296.6	237.8	6564	40.5	178.0	117.1	3088	38.9
대졸	298.2	255.5	3271	41.5	336.0	281.7	2157	41.6	231.2	182.4	1114	41.3
대학원졸	309.4	173.6	287	38.0	334.2	188.1	182	39.3	264.8	133.6	105	35.5
Total	236.1	221.1	52404	43.7	276.2	244.0	34972	43.8	157.8	137.4	17432	43.5

30대												
학력	전체				남성				여성			
	평균 근로 소득	표준 편차	인원 수	평균 연령	평균 근로 소득	표준 편차	인원 수	평균 연령	평균 근로 소득	표준 편차	인원 수	평균 연령
무학	193.0	162.3	2433	35.5	222.6	180.7	1704	35.4	125.8	74.3	729	35.6
초졸	217.5	200.4	5865	35.1	249.6	222.4	4105	35.0	147.9	113.6	1760	35.4
중졸	232.1	158.3	4429	34.3	254.0	160.6	3079	34.3	180.1	139.7	1350	34.2
고졸	234.2	192.5	5825	34.1	262.4	219.4	3889	34.2	182.9	113.1	1936	33.9
대졸	271.0	188.5	1774	34.1	303.3	208.9	1170	34.2	213.8	127.1	604	33.9
대학원졸	273.7	120.9	189	33.6	303.9	118.9	110	34.2	234.2	112.4	79	32.9
Total	227.3	184.8	20515	34.6	255.4	203.4	14057	34.6	169.4	119.4	6458	34.6

이기 위해 아버지 학력을 6타입으로 구분하였고 소득분위를 10분위로 세분화하였다. 하위그룹별 비교와 시기별 변화를 살펴보기 위해서는 표본의 축소가 불가피하며 관측치를 확보하기 위한 대안으로 기간평균을 사용하였다. 기간평균을 활용하는 방법은 세대 간 소득이동성을 분석하는 연구에서도 거시 경제적 환경 변화 및 측정 오차 등의 외적 요인으로 발생할 수 있는 일시적 소득 변동을 최소화하고 소득의 하향편의의 문제를 해결하기 위한 방안으로 자주 활용되는 방법이다. 그러나 5년 이상 장기간의 평균을 사용하는 경우에 편이의 문제가 더 커질 수 있다는 지적도 존재한다.

아버지의 학력은 무학, 초졸, 중졸, 고졸, 대졸, 대학원졸 이상 등 6개 타입으로 구분하였으며, 기초통계에 따르면 남성이 여성에 비해 모든 타입에서 평균 근로소득이 높게 나타나고 있다. 또한 남성과 여성 모두 아버지의 학력이 높아질수록 근로소득이 높아지고 있는 것을 확인할 수 있다.

다만, 남성의 경우에만 대학원졸의 근로소득이 대졸에 비해 오히려 낮은 것으로 나타나고 있지만, 평균적으로 아버지의 학력이라는 환경이 자녀의 근로소득과 양의 상관관계가 뚜렷하게 나타나고 있음을 확인할 수 있다. 아버지의 학력이 증가함에 따라 근로소득의 가장 큰 차이를 보이는 학력구간은 고졸과 대졸사이이다.

각 타입별로 분석대상의 비중을 살펴보면, 초졸 이하가 60% 가량을 차지하고 있다. 분석대상이 되는 근로자의 연령을 30세-60세로 제한한 결과, 2000년-2012년까지 사용된 근로자의 출생연도는 1940~1982년생까지이다.<sup>9)</sup> 즉 분석의 60% 이상을 차지하는 50년~60년대 이상 근로자의 경우, 아버지의 학력이 고졸인 경우를 고학력자로 볼 수 있으며 초·중졸 이하의 아버지 학력이 대부분을 차지하고 있다. 이러한 부분을 보완하고 비교하는 의미에서도 30대 근로자만을 표본으로 한 분석을 병행하였다. 30대 근로자만을 표본으로 한 경우 아버지의 학력은 중졸이상의 비중이 60% 이상이며, 고졸과 대졸의 비중이 상대적으로 높게 나타나고 있다.

분석모형에 따라 동일한 소득분위에 속한 경우에는 동일한 노력의 정도를 나타낸다는 가정 하에 아버지 학력별로 소득분위를 10분위로 구분하였다. <표 9>는 이러한 구분하에 구한 학력별(6타입)×소득분위별(10분위) 평균 근로소득이다.

<표 9> 2000-2012년간 아버지학력별×소득분위별 평균 근로소득

							(단위 : 만원)
구분	무학	초졸	중졸	고졸	대졸	대학원졸	
전 체	1	47.3	55.3	61.8	70.6	70.5	115.1
	2	79.7	90.5	102.9	113.9	123.2	176.7
	3	100.4	113.4	132.9	146.9	160.2	197.9
	4	120.8	139.5	161.4	177.3	193.9	231.6
	5	147.1	170.8	190.5	204.4	227.8	262.0
	6	178.4	200.9	222.4	236.4	262.3	290.8
	7	211.2	238.8	259.9	271.9	304.3	320.5
	8	257.1	286.8	307.8	320.1	363.5	368.4
	9	326.5	361.2	386.3	387.3	451.6	447.8
	10	562.8	645.1	676.4	647.9	824.2	666.9

9) 분석대상의 출생연도별 비중은 40년대 생 7%, 50년대 생 27.8%, 60년대 생 36.7%, 70년대 생 26.7%, 80년대 생 1.8% 이다.

<표 계속>

구 분	무학	초졸	중졸	고졸	대졸	대학원졸	
남 성	1	63.5	79.2	90.7	99.8	104.3	146.5
	2	108.4	125.9	142.4	153.1	155.7	190.7
	3	136.9	156.5	172.4	183.8	189.6	219.6
	4	165.6	184.4	198.5	209.6	220.2	247.9
	5	190.9	208.5	228.6	237.8	250.7	282.8
	6	218.5	239.9	259.7	268.6	287.3	305.0
	7	253.4	276.2	296.3	306.9	334.7	339.9
	8	298.4	325.5	346.2	356.6	398.8	391.8
	9	367.0	404.6	426.1	426.4	491.4	473.2
	10	631.0	727.6	711.0	722.7	923.6	717.0
여 성	1	35.4	41.7	43.5	50.2	43.9	91.1
	2	61.0	65.7	72.2	82.4	88.4	136.9
	3	73.9	81.7	90.7	101.1	114.1	164.9
	4	86.2	94.1	104.8	118.2	141.9	193.6
	5	96.1	104.7	120.5	138.6	174.9	223.5
	6	106.7	118.5	140.4	160.6	212.7	261.9
	7	120.4	139.4	164.8	191.0	254.4	286.2
	8	142.5	175.4	200.5	228.5	300.5	324.1
	9	186.3	240.5	256.4	282.6	371.7	394.6
	10	354.1	420.8	539.5	425.5	606.1	554.6

분석기간 동안의 총소득 불평등의 크기를 실제 근로 소득 값을 이용한 결과와 기회불평등을 측정하기 위해 개별 근로자들의 실제 근로소득을 각 셀(각 타입의 각 트랑쉐)의 평균소득을 활용하여 측정한 결과를 비교하면 <표 10>과 같다. 기회불평등을 측정하기 위해 사용한 MLD지수(GE(0))뿐만 아니라 지니계수와 Theil지수(GE(1))를 이용한 불평등 지표 모두 실제 근로소득을 사용한 지수가 더 크게 나타나고 있다.<sup>10)</sup> 이는 본 논문의 분석방법에 따라 잔여불평등을 제거하기 위해 각 셀

10) 일반화된 엔트로피(general entropy ;GE) 지수는 어떤 소득분위집단에 가중치를 크게 부여하느냐에 따라 불평등도의 크기가 다르게 측정된다. 일반화된 엔트로피 지수  $GE(\alpha)$ 는 다음과 같이 정의된다.  $GE(\alpha) = \frac{1}{N\alpha(\alpha-1)} \sum_{i=1}^N [(\frac{y_i}{y})^\alpha - 1]$ , 파라미터( $\alpha$ ) 값이 커질수록 상위 소득분포에 큰 가중치를 부여하게 된다. 파라미터( $\alpha$ ) 값이 0인 경우는 하위 소득집단에 큰 가중치를 부여해주는 방법으로, 하위 소득집단변화에 민감하게 반응하여 불평등도가 측정되며 대수편차평균(Mean Logarithmic Deviation: MLD)을 의미한다. 파라미터( $\alpha$ ) 값이 1인 경우는 타일지수(theil index)를 의미하며, 중간 소득집단에 큰 가중치를 부여하여 불평등도가 측정된다.

안의 개인들의 근로소득을 평균소득으로 변환한 영향의 정도를 의미하며, 설명되지 않은 불평등의 정도이다.

불평등의 추이를 살펴보면, 연령제한 없이 실제 근로소득을 기준으로 소득불평등을 구한 결과는 2006-2008년까지 불평등이 증가하는 것으로 조사되고 있지만 30세-60세 연령제한으로 구한 결과는 실제 근로소득과 평균 근로소득으로 구한 결과 모두에서 2002-2004년까지 불평등이 증가하다가 이후 감소하고 있다. 이는 30세 이하와 60세 이상의 근로자가 상대적으로 저임금에 속할 가능성이 높은 집단이고 이들의 고용 변화가 반영되어 나타난 결과로 추정된다.

<표 10> 근로소득 불평등 비교

		전기간 (2000- 2012)	2000- 2002	2002- 2004	2004- 2006	2006- 2008	2008- 2010	2010- 2012
평균 근로소득 <sup>1)</sup> (30세-60세)	GINI	0.346	0.333	0.363	0.346	0.349	0.341	0.332
	GE(0)	0.204	0.190	0.225	0.207	0.208	0.199	0.187
	GE(1)	0.195	0.182	0.219	0.193	0.197	0.187	0.179
실제 근로소득 (30세-60세)	GINI	0.367	0.359	0.375	0.374	0.375	0.361	0.348
	GE(0)	0.238	0.233	0.253	0.249	0.248	0.232	0.212
	GE(1)	0.251	0.257	0.280	0.269	0.267	0.238	0.210
실제 근로소득 (전연령) <sup>2)</sup>	GINI	0.380	0.365	0.382	0.387	0.390	0.376	0.367
	GE(0)	0.260	0.242	0.262	0.270	0.275	0.257	0.245
	GE(1)	0.276	0.264	0.289	0.308	0.309	0.257	0.241

주 : 1) 평균 근로소득은 아버지의 학력을 6개 타입으로 소득분위를 10개로 구분하여 구한 값이다.

2) 전연령은 연령제한(30세-60세)을 하지 않고 노동패널조사자료에서 임금 및 비임금 근로소득이 파악되는 모든 근로자를 대상으로 추정된 결과이다.

### 3. 분석결과

<표 11>은 2000-2012년 기간 동안 총 근로자의 평균 근로소득을 이용하여 소득불평등을 노력불평등과 기회불평등으로 요인 분해한 결과이다. 아버지의 학력을 6개 타입으로 구분하고 근로소득을 10분위로 나누어 MLD를 이용하여 계산한 전체 근로자의 기회불평등의 절대적 크기는 0.01829이며, 기여도는 총불평등의 9%가 기회불평등에 의한 것으로 계산되었다. 성별을 하위그룹으로 구분하여 계산한 결과에 따르면 남성은 0.01034, 여성은 0.03976이고 기여도는 남성 6.3%, 여성 17.7%이다.

절대적 크기뿐만 아니라 기여도에서도 남성에 비해서 여성의 기회불평등정도가 매우 높을 뿐만 아니라 소득불평등에 대한 기회불평등의 기여도에서도 여성이 높게

나타났다. 이는 한국사회에서 여성 근로자간 노동시장에서의 불평등이 상대적으로 남성 집단에 비해서 높을 뿐만 아니라 개인의 노력이 아닌 환경에 의해서 결정되는 기회불평등도 훨씬 높다는 것을 의미한다. 분석결과에 따르면 남성과 여성의 소득 불평등 차이의 절반가량이 기회불평등으로 인해 발생한 결과로 해석할 수 있다.

하위그룹을 30대 연령 근로자로 제한하여 분석할 경우에는 소득불평등의 크기가 모든 집단에서 작아진다. 이는 연령의 따른 이질성을 제거하고 상대적으로 동질적인 30대 근로자들 간의 불평등을 구한 결과로 유사한 연령대의 근로자간의 불평등의 격차가 전체 연령에 비해 작게 나타나는 것은 이질성을 제거한 결과라 할 수 있다.<sup>11)</sup> 30대 전체근로자를 대상으로 측정된 기회불평등은 절대적 크기가 0.01123, 기여도는 7.7%로 전체연령대상으로 계산한 결과보다 조금씩 낮게 측정되었다.

<표 11> 기회불평등 (2000-2012년)

구분	기회불평등지수	기회불평등의 소득불평등에 대한 기여도(%)	노력불평등지수	소득불평등지수
전체	0.01829	9.0	0.18607	0.20437
남성	0.01034	6.3	0.15257	0.16291
여성	0.03976	17.7	0.18433	0.22409
전체(30대)	0.01123	7.7	0.13396	0.14519
남성(30대)	0.00827	7.4	0.10386	0.11213
여성(30대)	0.02753	15.8	0.14618	0.17371

성별을 구분한 결과는 전체 연령을 기준으로 한 경우와 마찬가지로 남성보다는 여성의 소득불평등이 높고, 기회불평등도 높게 측정되었다. 그러나 절대적 크기는 남녀 모두 작아졌지만 기여도에서 남성은 7.4%로 오히려 높아졌다. 즉, 30대 남성 근로자의 경우로만 한정할 경우에는 소득불평등은 낮게 추정되지만 기회불평등의 소득불평등에 대한 기여도는 오히려 높다고 할 수 있다. 이는 상대적으로 젊은 남성세대 내에서의 기회불평등이 상대적으로 높다는 것을 보여준다.

전 기간 평균을 사용하여 추정된 결과에 따르면 우리나라의 기회불평등이 소득불평등에서 차지하는 비중은 6%에서 18%까지 존재하는 것으로 볼 수 있으며, 30대 연령 근로자만을 대상으로 측정할 경우에는 약 7%-16%가 기회불평등에 의한 것으로 계산되었다. <그림 1>은 각 그룹(성별-30대)별 소득분위에 따라 기회의 불평등의

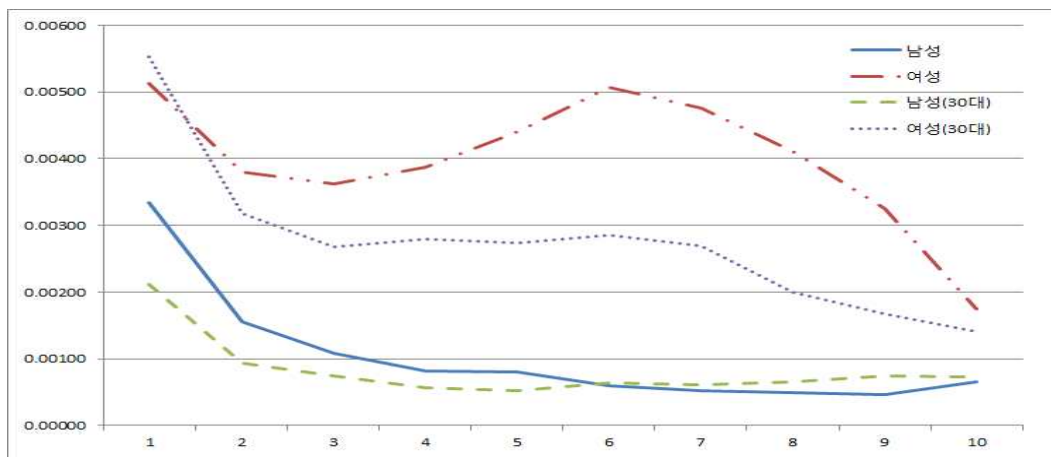
11) 주어진 환경의 차이를 하위집단으로 구분하여 분석할 경우 상대적으로 기회불평등을 측정하는데 발생하는 측정오차를 줄일 수 있다. 다만 하향편의의 문제가 존재할 가능성이 있으므로 하위집단 성격과 표본의 크기를 고려할 필요가 있다.



크기를 보여주고 있다. 모든 분위에서 여성이 남성에게 비해 기회불평등이 높고, 전체연령(30세-60세)근로자 집단이 30대 근로자 집단으로 한정하여 분석한 결과에 비해서 높게 나타나고 있다. 다만 남성의 경우에는 고분위로 갈수록 30대 근로자만을 대상으로 측정한 기회불평등이 다소 높은 결과를 보이고 있다.

또한 모든 분석집단에서 기회불평등은 하위분위에서 크게 나타나고 있다. 소득분위별 세대간 이동성 및 소득탄력성과 기회불평등이 소득분위의 양극단에서 크게 나타나 전형적인 V자 형태를 보인다는 기존연구(Corak and Heisz, 1999; Checchi and Dardanoni, 2002; Checchi and Peragine, 2010)와는 다소 차이를 보이고 있다.<sup>12)</sup> 하위분위에서의 기회불평등의 크기는 높게 나타나고 있지만 소득분위가 높아질수록 기회불평등이 감소하고 있다. 여성의 경우에는 이러한 경향이 뚜렷하게 나타나고 있으며 남성의 경우에는 중위분위 이후 유사한 수준에 머무르고 있다.

<그림 1> 분위별 기회불평등(2000-2012년)



주 : 가로축은 소득분위를 나타내며 1은 최하위소득, 10은 최상위분위를 의미한다. 세로축은 기회불평등의 절대적 크기이다.

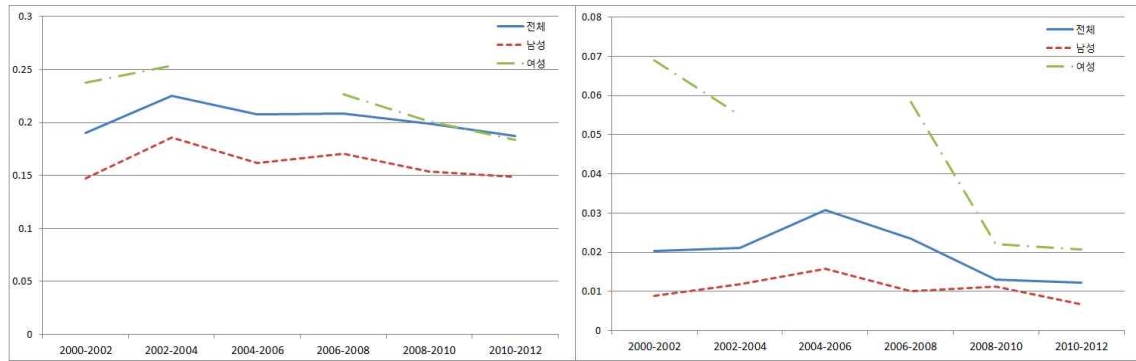
그러나 <표 11>과 <그림 1>의 결과는 13개년 동안의 근로소득을 평균한 결과이며 기간평균의 값을 장기로 설정하여 나타난 결과로 편이(bias)의 가능성이 존재할 수 있다. 따라서 3개년의 기간평균을 사용하여 기회불평등을 추가적으로 측정하였다. 뿐만 아니라 이를 통해 시기별 기회불평등의 변화를 살펴보았다.

<그림 2>와 <표 12>는 기간별 소득불평등을 요인 분해하여 기회불평등의 변화를 분석한 결과이다. 기간별로 구분한 기회불평등의 크기는 전체기간으로 측정한 결과에 비해서 높게 측정되고 있다. 전체근로자 기준으로 분석한 결과는 약 6%-15%가 기회불평등으로 측정되고 있으며, 남성집단은 약 4%-10%, 여성집단은 약 11%-30%의 결과를 보이고 있다. 2000-2012년 기간 평균값으로 구한 결과와 유사하게 3개년 기

12) Checchi and Peragine (2010)에 따르면 표본집단의 이질성을 통제한 하위집단(지역×성별) 분석에서는 V자 형태의 결과가 나타나지 않는다.

간평균으로 구한 결과도 전 기간에 걸쳐 남성보다는 여성의 소득불평등이 높게 측정되고 있다.

<그림 2> 기간별 소득불평등 및 기회불평등의 추이



<소득불평등>

<기회불평등>

주 : 여성의 경우 2004-2006년의 결과는 표본 부족으로 10분위로 트랑쉐 구분이 되지 않아 계산 불가능으로 제외되었다.

<표 12> 기간별 기회불평등 (3년 기간평균)

구분	기회불평등지수	기회불평등의 소득불평등에 대한 기여도(%)	노력불평등지수	소득불평등지수
<b>전체</b>				
2000-2002	0.02033	10.7	0.17004	0.19037
2002-2004	0.02111	9.4	0.20408	0.22519
2004-2006	0.03067	14.8	0.17677	0.20745
2006-2008	0.02347	11.3	0.18488	0.20835
2008-2010	0.01305	6.6	0.18612	0.19917
2010-2012	0.01217	6.5	0.17480	0.18697
<b>남성</b>				
2000-2002	0.00887	6.0	0.13851	0.14738
2002-2004	0.01180	6.4	0.17397	0.18577
2004-2006	0.01571	9.7	0.14622	0.16193
2006-2008	0.01006	5.9	0.16017	0.17023
2008-2010	0.01134	7.4	0.14236	0.15370
2010-2012	0.00670	4.5	0.14211	0.14881
<b>여성</b>				
2000-2002	0.06895	29.0	0.16859	0.23753
2002-2004	0.05503	21.7	0.19863	0.25365
2006-2008	0.05834	25.8	0.16803	0.22637
2008-2010	0.02202	10.9	0.17937	0.20139
2010-2012	0.02069	11.3	0.16305	0.18374

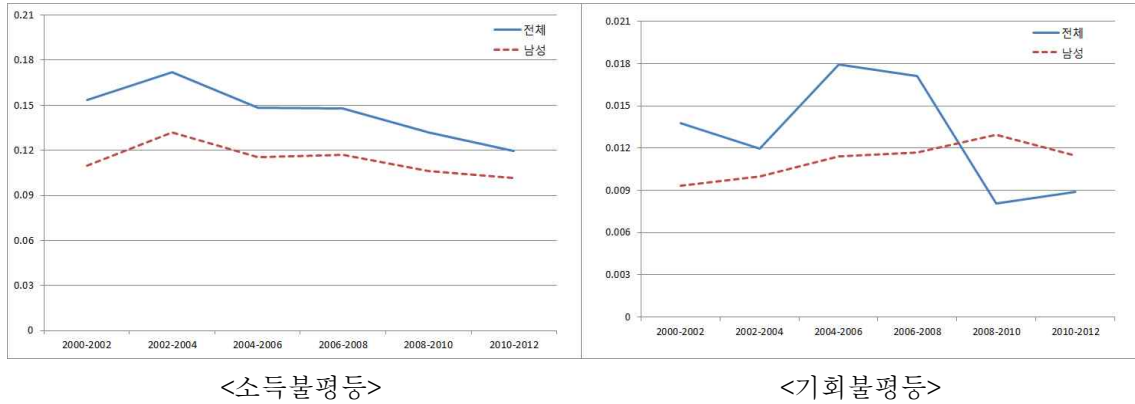
기회불평등의 크기는 전체근로자 기준으로 볼 때 2004-2006년 기간에 절대적 크기는 0.03067, 기여도는 약 15%로 가장 높게 측정되었고, 2010-2012년 기간에 절대적 크기는 0.01217, 기여도는 6.5%로 가장 낮다. 이와 같은 결과는 기회불평등의 측정에 따른 오차 및 외부요인들을 감안하더라도 우리나라의 소득불평등에서 기회불평등이 차지하는 비중이 6%-15% 가량이 존재하고 있음을 보여주고 있다. 기간별 추이를 살펴보면 전체근로자 집단으로 분석한 결과뿐 만 아니라 성별을 구분하여 분석한 결과 모두에서 2002-2004년 기간까지 증가하지만 이후 지속적으로 감소하는 추이를 보이고 있다. 반면, 기회불평등의 경우에는 모든 집단에서 2004-2006년까지 증가하지만 이후 감소하는 추이를 보이고 있다.

이러한 추이변화는 성별로 구분한 집단별 결과를 살펴보면 여성 집단에서 보다 두드러지게 나타난다. 여성의 경우, 2008년을 기점으로 기회불평등이 절대적 크기 뿐만 아니라 상대적 기여도에서도 1/2수준 이상으로 급격하게 낮아지는 모습을 보이고 있다. 반면 남성의 경우에는 2010-2012년에 가장 낮은 수치를 나타내고 있지만 기간별로 뚜렷한 추이가 발견되지 않는다.

<그림 3>과 <표 13>을 통해 30대 근로자 집단으로 한정하여 분석한 결과를 살펴보면, 전체 근로자를 대상으로 측정한 결과는 30세-60세 연령으로 분석한 결과에 비해서 소득불평등이 낮게 측정되고 있지만 기회불평등의 절대적 크기 또한 비슷한 비율로 감소하여 기회불평등의 소득불평등에 대한 기여도는 유사하며 기간별 패턴도 흡사하다. 그러나 성별로 구분하여 분석한 결과는 뚜렷한 차이를 보이고 있다. 30대 남성의 경우 소득불평등은 전체 근로자를 대상으로 측정한 결과에 비해 낮지만 기회불평등의 절대적 크기는 오히려 높아 기여도가 전기간에 걸쳐 높게 측정되고 있다. 또한 2002-2004년을 기점으로 소득불평등의 크기가 감소하는 추이를 보이고 있지만 기회불평등은 기여도뿐 만 아니라 절대적 크기에서도 오히려 증가하는 추이를 보이고 있다. 이러한 결과는 2000-2002년에 30대인 남성 근로자에 비해서 2010-2012년에 30대인 남성 근로자의 기회불평등이 증가하였다는 것으로 해석할 수 있다. 즉, 보다 젊은 세대일수록 기회불평등이 상대적으로 높아졌음을 의미한다. 반면, 여성의 경우는 소득불평등 및 기회불평등 모두 여성 전체근로자의 분석에 비해 낮게 측정되고 있으며, 2008년 이후 소득불평등 및 기회불평등 모두 뚜렷하게 감소하는 추이를 동일하게 보이고 있다.

정리하면, 여성의 경우는 30대 근로자 집단으로 구분하여 분석한 기회불평등은 대부분 분석결과의 패턴과 유사한 결과를 보이지만 30대 남성근로자 분석에서는 2000년 이후 기회불평등이 뚜렷하게 증가한 것으로 나타났다. 즉, 과거 청년세대보다 현재 청년세대가 환경의 영향을 많이 받는 것으로 해석할 수 있다.

<그림 3> 기간별 소득불평등 및 기회불평등의 추이(30대)



<표 13> 30대 기간별 기회불평등

구분	기회불평등지수	기회불평등의 소득불평등에 대한 기여도 (%)	노력불평등지수	소득불평등지수
전체				
2000-2002	0.01378	9.0	0.13974	0.15352
2002-2004	0.01197	7.0	0.15996	0.17193
2004-2006	0.01794	12.1	0.13033	0.14826
2006-2008	0.01711	11.6	0.13065	0.14775
2008-2010	0.00805	6.1	0.12380	0.13186
2010-2012	0.00889	7.4	0.11049	0.11938
남성				
2000-2002	0.00932	8.5	0.10053	0.10986
2002-2004	0.01001	7.6	0.12164	0.13166
2004-2006	0.01139	9.8	0.10431	0.11570
2006-2008	0.01166	9.9	0.10559	0.11725
2008-2010	0.01293	12.2	0.09332	0.10625
2010-2012	0.01148	11.3	0.09025	0.10173
여성				
2002-2004	0.03607	17.4	0.17088	0.20695
2008-2010	0.01263	8.6	0.13374	0.14637
2010-2012	0.01321	10.9	0.10824	0.12144

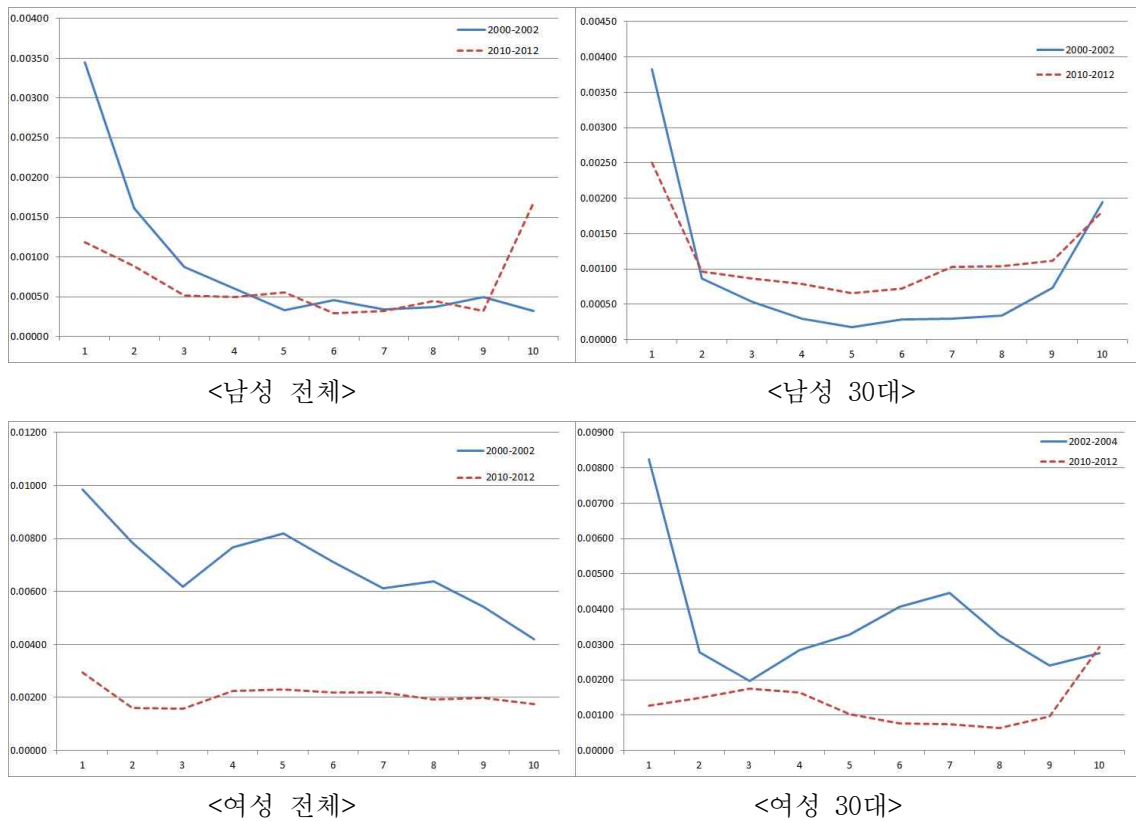
주 : 여성의 경우 30대 근로자로 하위집단을 구분하여 분석할 경우에 10분위로 구분이 불가능하여 계산 가능한 기간만 제시하였다.

<그림 4>는 전체근로자와 30대 근로자를 남성과 여성으로 구분하여 측정한 분위

별 기회불평등이며, 2000-2002년과 2010-2012년의 변화를 각각 나타내고 있다. 전체적으로 하위분위의 기회불평등이 높게 나타나고 있으며, 2000-2002년에 비해서 2010-2012년의 하위분위 기회불평등이 낮아진 결과를 보이고 있다. 30대 남성 근로자의 분위별 기회불평등은 V자의 패턴과 유사한 형태를 보이고 있다. 즉, 양 극단 분위로 갈수록 기회불평등이 심화되고 있음을 의미하며, 이는 2000년 초반에 더욱 뚜렷하게 나타나고 있다. 2010-2012년의 기회불평등이 증가한 부분은 양극단을 제외한 분위에서의 기회불평등이 증가한 결과로 보인다.

여성의 경우에는 2000년 초반에 비해서 2010-2012년의 기회불평등이 모든 분위에서 낮아졌음을 확인할 수 있다. 또한 하위분위에서의 기회불평등이 상대적으로 높지만 2000년 초반에 비해 2010-2012년의 경우, 그리고 30대 여성근로자의 경우에는 이러한 패턴이 보이진 않는다.

<그림 4> 분위별 기회불평등 (기간별 - 30대)



<표 14>는 만14세까지 성장했던 지역을 서울과 비서울로 하위집단을 구분하여 측정한 결과이다. 성장지역의 구분은 동일한 지역에 계속 거주하여 일할 가능성이 상대적으로 높다는 가정이 필요하지만 성장기의 환경도 인적자본 형성에 유의한 영향을 미쳤을 것이라는 가정하에서도 해석될 수 있다. 그럼에도 불구하고 한국사회의 지역 간 이동성과 서울에 집중된 일자리 환경을 고려하면 조심스럽게 해석될 필요

가 있으며, 만14세 이후에 다른 지역으로 이동하여 상이한 환경의 영향을 크게 받았을 가능성도 존재하므로 해석에 주의가 요구된다.

<표 14>의 분석결과에 따르면 전체 집단과 30대 집단의 분석결과가 유사한 집단 간 차이를 보이고 있다. 즉, 남성과 여성의 기회불평등 크기가 서로 상반되며, 이는 전체 연령과 30대 근로자만을 대상으로 분석한 결과에서 모두 동일하다. 남성의 경우에는 만14세에 서울에서 성장한 경우의 기회불평등이 비서울에 비해서 높지만 여성의 경우에는 비서울에서 성장한 경우의 기회불평등이 상대적으로 높게 나타나고 있다.

이는 비서울에서 성장한 여성의 경우에 아버지의 학력 등의 가족배경에 따라 기회불평등에 영향을 크게 받는다는 것을 의미하며, 반면에 남성은 서울에서 성장한 경우에 환경의 영향을 상대적으로 더 크게 받는다는 것을 보여주고 있다.

<표 14> 14세 성장지역별 기회불평등 (2000-2012년)

구분	기회불평등지수	기회불평등의 소득불평등에 대한 기여도(%)	노력불평등 지수	소득불평등지수
전체(30세-60세)				
서울-전체	0.01434	6.9	0.19378	0.20811
서울-남성	0.01241	7.4	0.15512	0.16752
서울-여성	0.03516	15.5	0.19107	0.22623
비서울-전체	0.01859	9.6	0.17500	0.19359
비서울-남성	0.00827	5.3	0.14750	0.15577
비서울-여성	0.04477	21.7	0.16134	0.20611
30대				
서울-전체	0.01158	8.3	0.12719	0.13877
서울-남성	0.01182	10.8	0.09790	0.10972
서울-여성	0.02286	13.8	0.14311	0.16597
비서울-전체	0.01318	9.2	0.13032	0.14350
비서울-남성	0.00855	7.6	0.10415	0.11269
비서울-여성	0.03574	21.1	0.13343	0.16917

#### 4. 소결

III장에서는 3차-15차 한국노동패널조사 자료의 30세-60세 근로자를 대상으로 개인의 노력에 의해서 바꿀 수 없는 환경적 차이로 인해 존재하는 기회불평등을 비모수 추정방법을 이용하여 분석하였다. 기회불평등을 측정하기 위한 환경 변수로 아버지의 학력만을 활용하여 분석한 한계가 존재함에도 불구하고, 분석결과에 따르면

소득불평등에서 기회불평등이 차지하는 비중은 분석집단에 따라서 작게는 6%에서 크게는 20% 이상인 것으로 계산되었다.

또한 본 분석을 통해서 다음과 같은 부분을 확인할 수 있었다. 첫째, 성별로 하위집단을 구분하여 분석한 결과 여성 그룹에서의 기회불평등이 남성 그룹에 비해서 상대적으로 매우 높게 나타나고 있다는 점이다. 그러나 2000년 이후 여성 그룹의 기회불평등은 상대적으로 높지만 점차 감소하는 추이를 보이고 있다. 둘째, 남성의 경우 30대 연령으로 구분하여 기간별로 분석할 경우 기회불평등이 증가하고 있다는 점이다. 이는 2000-2002년에 30대인 남성 근로자에 비해서 2010년 이후 30대인 남성 근로자의 기회불평등이 증가하였다는 것을 의미한다. 다시 말해, 보다 젊은 세대일수록 기회불평등이 상대적으로 높아지고 있다는 것을 확인할 수 있었다. 셋째, 소득분위별로 구분할 경우 하위분위의 기회불평등이 높게 나타나고 있지만 기간별 30대 남성의 분석에서는 상위분위의 기회불평등도 높아 소득분위별 기회불평등 정도는 V자의 형태를 보이고 있음을 확인할 수 있었다. 본 연구의 의의는 비모수적 방법을 통해 우리나라의 기회불평등을 측정하는 첫 시도라는 점과 2000년 이후 시기별로 기회불평등의 변화를 살펴보았다는 점이다. 그러나 자료상의 제약과 분석대상 연령을 고려할 때 아버지의 학력이라는 환경변수만을 기회불평등을 측정하는데 사용하였다는 한계가 있다. 이러한 점에서 본 분석결과는 기회불평등을 과소 추계할 가능성이 존재한다. 이는 IV장의 모수추정방법을 활용한 분석을 통해 보완하고자 한다.

## IV. 기회불평등의 모수추정

### 1. 모형에 대한 설명<sup>13)</sup>

로머가 제안하듯이  $i$ 의 소득은 개인이 통제할 수 없는 요인인 환경과  $i$ 의 노력에 의해서 결정된다고 가정하자.

$$w_i = f(C_i, E_i, u_i) \quad (14)$$

여기에서  $w$ 는 개인의 소득을 나타내며,  $C$ 는 환경,  $E$ 는 노력 그리고  $u$ 관측되지 않는 여타 요인을 들을 나타낸다. 물론 개인의 노력 또한 환경에 의해서 영향을 받을 수 있다. 이러한 경로를 고려하면 다음과 같은 식 (15)를 가정할 수 있다:

$$w_i = f(C_i, E_i(C_i, v_i), u_i) \quad (15)$$

13) 추정모형은 Bourguignon et al., (2007a)을 참조하였다.

여기에서  $v$ 는 노력에 영향을 주는 여타 요인을 나타낸다.

기회의 불평등정도를 측정하기 위해서 다음과 같이 환경이 동등하다고 가정했을 때의 가상소득을 추정하였다. 식 (15) ' 처럼 환경이 소득에 영향을 미치는 두 경로 모두에서 환경이  $\bar{C}$ 로 동등했을 때의 가상소득  $\tilde{w}$ 를 구할 수 있다:

$$\tilde{w}_i = f(\bar{C}, E(\bar{C}, v_i), u_i) \quad (15)'$$

식 (15) ' 를 기초로 불평등지수를 이용하여 가상소득  $\tilde{w}$ 의 불평등 정도( $I(\tilde{\phi})$ )를 구하게 된다. 이는 개인이 선택한 노력의 정도차이에 의해서만 발생하는 소득불평등 정도를 나타낸다

이제 이 지수를 기초로 기회불평등이 소득불평등의 어느 정도를 설명하는지를 식(16)을 이용하여 계산이 가능하게 된다:

$$\theta_I = \frac{I(\phi) - I(\tilde{\phi})}{I(\phi)} \quad (16)$$

여기에서  $\theta_I$ 는 환경이 소득에 영향을 미치는 직접효과와 노력을 통하여 소득에 영향을 미치는 간접효과 모두를 고려했을 때의 기회불평등의 소득불평등에 대한 기여정도를 나타낸다.  $\phi$ 와  $\tilde{\phi}$ 는 모두 소득분포를 나타낸다. 그리고  $I(\phi) - I(\tilde{\phi})$ 는 소득불평등에서 가상소득(환경이 동일하다고 가정)하에서의 불평등정도를 차감한 것이므로 결국 환경의 차이에 의한 기회불평등정도를 나타낸다.

식 (15)를 보면 결과적으로  $i$ 의 소득은 환경의 함수가 되기 때문에 식 (16) 즉 기회불평등의 소득불평등에 대한 기여정도를 분석하기 위해서는 다음과 같은 축약식을 추정한다:

$$\ln(w_i) = C_i\psi + \epsilon_i \quad (17)$$

그리고 이 축약식의 추정결과가 만족스럽다면 추정계수  $\hat{\psi}$ 를 이용하여 다음과 같은 식 (18)을 추정한다:

$$\tilde{w}_i = \exp[\bar{C}\hat{\psi} + \hat{\epsilon}_i] \quad (18)$$

식 (18)에 대한 추정 값은 환경이 동일하다고 가정하는 가상소득 식 (15) ' 가 될 것이며 식 (18)을 이용하여 식 (16)을 관측할 수 있게 된다.



## 2. 추정모형 및 자료

III장에서는 한국노동패널자료 2000년~2012년 개인자료를 활용하여 기회불평등정도를 모수적 방법으로 추정하고자 한다. 총소득 불평등을 측정하기 위한 변수로 각 개인의 월평균 근로소득을 사용하였다. 또한 개인의 환경 변수로는 아버지의 교육년수와 직업, 그리고 성별을 사용하였다. 그리고 앞의 비모수 추정방법에서 확인한 30대 남성근로자들의 기회불평등증가에 주목하여 2000-2012년의 30대 표본과 2010-2012년의 30대 표본을 대상으로 세대 간 차이를 비교분석 하였다. 그리고 이러한 30대 남성근로자의 기회불평등을 환경이 소득에 직접적으로 영향을 주는 직접효과와 환경이 노력을 통해서 간접적으로 소득에 영향을 미치는 간접효과로 구분하여 추정함으로써, 어떠한 요인이 30대 남성근로자들의 기회불평등 증가를 가져왔는지를 살펴보고자 한다.

분석과정은 다음과 같다. 먼저 앞서 설명한 식(17)의 축약모형에 대해 회귀분석을 실시하고 여기서 추정된 계수들을 이용해 환경변수가 동일하게 조정된 가상소득을 구하였다. 그리고 실제의 소득불평등 정도와 가상소득의 불평등 정도를 MLD지수를 이용해 구하고 후자를 환경요인이 동일하게 조작된 상태에서의 노력의 불평등이라고 간주하여 이를 통해 해당 시기별 기회불평등 정도를 분석하였다.

분석은 크게 두 부분, 즉 30-60세까지의 근로자를 대상으로 전체 기회불평등의 수준과 연도별 추이를 살펴보는 부분과 30대 근로자만을 대상으로 2000년~2002년, 2010년~2012년, 두 시기의 기회불평등의 차이를 살펴보는 부분으로 구분된다. 특히 2000년~2002년과 2010~2012년의 양 기간의 분석에는 3년씩의 자료가 사용되었는데, 각 변수를 이동 평균하여 회귀분석 하였다. 이 방법은 경제상황변동이나 세제상의 변화로 발생하는 변수들의 측정오차를 최소화하기 위함이다.

2000-2012년까지 30-60세까지의 근로자 자료를 이용해 한국사회의 기회불평등 수준과 추이를 분석하는데 사용된 실제 추정 식은 식 (19)와 같다. 식 (19)는 식 (17)의 실제 추정 식에 해당한다.

$$\begin{aligned} \ln wage_i = & a_0 + a_1 Fschyr_i + a_2 FjobD1_i + a_3 FjobD2_i + a_4 FjobD3_i + a_5 FjobD4_i \\ & + FjobD5_i + a_6 SexD_i + a_7 Age_i + e_i \end{aligned} \quad (19)$$

여기에서  $\ln wage$ 는 월평균임금의 로그값이다.

환경변수로 아버지의 교육년수와 아버지의 직업을 선택하였다. 아버지의 직업을 환경변수로 선택한 이유는 아버지의 직업이 아버지의 소득을 대리하는 가장 근접한 변수이기 때문이다.<sup>14)</sup>

14) 하지만 아버지의 직업을 소득의 대리변수로 사용하는 데 한계도 존재한다. 직업별 소득격차에 대한 과거자료를 구하기 어려울 뿐만 아니라 직업분류변화 및 그에 따른 소득분포의 변화를 고려하기 어렵다는 것이다. 따라서 이 글에서는 현재의 직업분류와 소득수준을 기준으로 다섯 개로 구분하였다.

$Fschgr_i$ 는 아버지의 교육년수,  $FjobD$ 는 아버지의 직업을 전문 관리직( $FjobD1$ ), 사무직( $FjobD2$ ), 서비스판매직( $FjobD3$ ), 농림어업직( $FjobD4$ ), 생산직( $FjobD5$ )으로 구분하였을 때의 더미변수들이다.  $Age_i$ 는 본인의 연령으로서 연령에 따른 월평균임금 변화를 고려하기 위해 추가된 변수이고  $SexD_i$ 는 개인의 성별더미변수이다. 따라서 본 추정식에서 사용된 환경변수는 아버지의 교육년수와 직업군, 그리고 본인의 성별이다.

사용된 자료는 변수의 결측치에 따라 약간의 차이는 존재하지만 2000년부터 2012년까지의 30~60세 근로자의 임금 및 아버지의 교육년수 등에 관한 정보를 담고 있는 노동패널자료라는 점에서는 앞서의 비모수적 추정방법 때와 기본적으로 동일하다. 따라서 여기에서는 모수적 추정방법에서만 사용된 변수들을 중심으로 변수의 특징을 살펴보고자 한다. <표 15>는 월평균임금(로그), 아버지 및 본인의 교육년수, 나이에 관한 기초통계이다. 전체 표본 수는 56,731명이며 이 중 남성은 37,963명, 여성이 18,768명이다. 월평균임금(로그)은 예상대로 남성이 14.59로 13.99인 여성보다 높다.

교육년수는 무학, 초졸, 중졸, 고졸, 대졸, 대학원졸로 구분하였으며, 재학, 중퇴 및 수료, 잘모르겠다 응답 등은 해당 학력연수의 중간 값을 부여하였다. 따라서 무학은 0년, 초중퇴 3년, 초졸 6년, 중중퇴 8.5년, 중졸 9년, 고중퇴 10.5년, 고졸 12년, 전문대중퇴 13년, 전문대졸 14년, 대학중퇴 14년, 대졸 16년, 대학원중퇴 17년, 대학원졸 18년이다. 아버지의 교육년수는 평균 6.61년이며 본인의 평균교육년수는 12.19년이다. 이들 또한 남성이 여성보다 높다. 자료에 나타난 개인의 평균 연령은 43.06년이다.

<표 15> 2000~2012기간의 기초통계

(단위 : 원, 년, 세)

	전체 표본수	평균	S.D.	남성 표본수	평균	S.D.	여성 표본수	평균	S.D.
월평균임금 (로그)	56731	14.39	0.68	37963	14.59	0.60	18768	13.99	0.66
아버지 교육년수	56731	6.61	4.74	37963	6.66	4.75	18768	6.50	4.73
본인 교육년수	56731	12.19	3.25	37963	12.58	3.14	18768	11.38	3.33
나이	56731	43.06	8.32	37963	43.01	8.41	18768	43.16	8.14

<표 16>은 자료에 나타난 아버지 직업 및 본인 종사상지위의 분포이다. 아버지의 직업은 크게 전문관리직, 사무직, 서비스판매직, 농림어업직 및 생산직으로 나누었

는데 농림어업직이 53.35%로 가장 높은 비율을 차지하고 있고 생산직이 18.05%, 서비스판매직이 13.56%로 뒤를 이었다. 또한 본인의 종사상지위는 상용임금근로자, 임시일용직근로자, 고용주, 자영업자로 구분하였는데 상용임금근로자가 57.1%로 가장 높은 비중을 차지하고 있고 자영업자, 18.62%, 임시일용직근로자가 16.18%이다.

<표 16> 아버지직업 및 본인종사상지위 분포

아버지직업	표본수	비율(%)	본인 종사상지위	표본수	비율(%)
전문관리직	4,519	7.97	상용임금근로자	32,395	57.1
사무직	4,017	7.08	임시일용직근로자	9,177	16.18
서비스판매직	7,691	13.56	고용주	4,593	8.1
농림어업직	30,264	53.35	자영업자	10,566	18.62
생산직	10,240	18.05			
합계	56,731	100		56,731	100

### 3. 추정결과

#### 1) 2000년~2012년의 기회불평등의 추이

<표 17>은 OLS(Ordinary Least Square)를 이용한 식 (19)의 격년별 추정결과이다. 예상대로 모든 해당년도에서 각 개인의 월평균임금은 아버지의 교육년수와 유의한 양의 상관관계를 보이고 있다. 또한 아버지의 직업더미들은 기준변수인 생산직(*FjobD5*)에 비해 전문관리직(*FjobD1*), 사무직(*FjobD2*), 서비스판매직(*FjobD3*), 농림어업직(*FjobD4*) 등 대부분의 직업군에서 유의한 양의 상관관계를 보이고 있으나 그 추정 값은 대체적으로 감소하는 경향을 보이고 있다. 예를 들어 전문직(*FjobD1*)의 2000년 추정계수 값은 0.209인데 2012년에는 0.132로 감소하였다. 이는 생산직보다는 전문관리직의 아버지를 둔 개인일수록 더 높은 월평균임금을 받고 있지만 그 영향은 점차 감소하고 있음을 의미한다. 또한 연령과 성별더미는 예상한 결과를 보여주고 있는데 연령(Age)과 연령의 제곱(Age<sup>2</sup>)<sup>15</sup>의 경우 각각 양과 음의 값을 유의하게 보이고 있으므로 연령과 월평균임금은 역 U자 패턴을 나타내고 있음을 알 수 있고 성별더미의 경우 남성(Sex\_d2)이 기준변수인 여성(Sex\_d1)에 비해 높은 월평균임금을 받고 있음을 확인할 수 있다. 연령더미의 추정결과 2000년에는 임금이 50.3세에서 정점이었으나 2012년에는 41세에 정점에 달하는 것으로 나타나 분석기간 동안 임금의 연공서열적 요소가 점차 희석된 것으로 해석된다.

15) 전체 연령을 회귀 분석할 때에는 연령변수 이외에 연령의 제곱변수를 추가하여 연령과 임금간의 비선형성을 고려하였고 이후 이러한 비선형성이 뚜렷하지 않을 30대 분석에서는 연령변수만을 고려하였다.

<표 17> 연도별 회귀분석결과(전체: 남성 +여성)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	2000년	2002년	2004년	2006년	2008년	2010년	2012년
	lnwage	lnwage	lnwage	lnwage	lnwage	lnwage	lnwage
Fschyr	0.017*** (0.003)	0.019*** (0.003)	0.019*** (0.003)	0.020*** (0.003)	0.017*** (0.003)	0.020*** (0.002)	0.016*** (0.002)
FjobD1	0.209*** (0.051)	0.173*** (0.050)	0.253*** (0.047)	0.157*** (0.043)	0.148*** (0.042)	0.097*** (0.036)	0.132*** (0.033)
FjobD2	0.117** (0.052)	0.126** (0.051)	0.200*** (0.047)	0.160*** (0.043)	0.114*** (0.042)	0.126*** (0.036)	0.114*** (0.034)
FjobD3	0.144*** (0.041)	0.054 (0.040)	0.128*** (0.039)	0.109*** (0.035)	0.079** (0.034)	0.094*** (0.028)	0.078*** (0.026)
FjobD4	0.068** (0.032)	0.016 (0.031)	0.050 (0.031)	0.057** (0.028)	0.014 (0.028)	0.001 (0.024)	0.032 (0.023)
Age	0.106*** (0.014)	0.120*** (0.014)	0.096*** (0.014)	0.081*** (0.013)	0.098*** (0.013)	0.085*** (0.011)	0.082*** (0.011)
Age2	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
Sex_d2	0.641*** (0.022)	0.651*** (0.022)	0.616*** (0.022)	0.580*** (0.021)	0.608*** (0.021)	0.602*** (0.017)	0.587*** (0.017)
Constant	11.452*** (0.296)	11.313*** (0.296)	11.886*** (0.297)	12.264*** (0.284)	11.954*** (0.283)	12.171*** (0.241)	12.314*** (0.235)
Obs.	3,107	3,269	3,571	3,777	3,829	4,782	4,930
R-sq	0.250	0.251	0.222	0.216	0.227	0.243	0.238

주: 괄호 안은 표준편차를 나타낸다.

다음으로 남성만을 대상으로 한 결과를 <표 18>를 통해 살펴보자. 대체적으로 남녀구분없이 분석한 <표 17>과 유사한 결과를 보여주고 있다. 남성을 대상으로 한 분석에서도 개인의 월평균임금과 아버지의 교육년수 및 직업군 등과 동일한 관계를 갖고 있음을 알 수 있다.

<표 18> 연도별 축약모형의 회귀분석결과(남성)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	2000년	2002년	2004년	2006년	2008년	2010년	2012년
	lnwage	lnwage	lnwage	lnwage	lnwage	lnwage	lnwage
Fschyr	0.016*** (0.003)	0.018*** (0.003)	0.018*** (0.003)	0.018*** (0.003)	0.016*** (0.003)	0.022*** (0.003)	0.017*** (0.003)
FjobD1	0.184*** (0.060)	0.163*** (0.057)	0.220*** (0.056)	0.175*** (0.050)	0.184*** (0.050)	0.098** (0.042)	0.138*** (0.040)
FjobD2	0.079 (0.058)	0.167*** (0.058)	0.216*** (0.055)	0.199*** (0.050)	0.163*** (0.051)	0.178*** (0.043)	0.145*** (0.041)
FjobD3	0.115** (0.047)	0.070 (0.045)	0.127*** (0.044)	0.107*** (0.040)	0.068* (0.040)	0.091*** (0.033)	0.086*** (0.031)
FjobD4	0.081** (0.037)	0.046 (0.035)	0.068* (0.035)	0.096*** (0.033)	0.058* (0.033)	0.050* (0.028)	0.072*** (0.027)
Age	0.119*** (0.016)	0.139*** (0.016)	0.146*** (0.016)	0.130*** (0.015)	0.135*** (0.016)	0.136*** (0.013)	0.136*** (0.013)
Age2	-0.001*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)
Constant	11.848*** (0.338)	11.527*** (0.337)	11.419*** (0.342)	11.777*** (0.329)	11.696*** (0.342)	11.567*** (0.287)	11.617*** (0.280)
Obs.	2,186	2,231	2,445	2,549	2,545	3,073	3,145
R-sq	0.069	0.080	0.085	0.070	0.065	0.078	0.066

주: 괄호안은 표준편차를 나타낸다.

여성을 대상으로 한 결과인 <표 19>를 살펴보자. 전체적으로 여성의 월평균임금은 아버지의 학력과 유의한 양의 상관관계를 보인 가운데 그 계수 값은 2000년도에 비해 2012년이 하락하고 있음을 알 수 있다. 예를 들어 2000년 아버지 교육년수의 계수는 0.020이었으나 2010년과 2012년은 각각 0.015와 0.013이다. 또한 부의 직업과의 상관관계도 전반적으로 유의한 값이 줄어들고 있다.

<표 19> 연도별 축약모형의 회귀분석결과(여성)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	2000년	2002년	2004년	2006년	2008년	2010년	2012년
	lnwage	lnwage	lnwage	lnwage	lnwage	lnwage	lnwage
Fschyr	0.020*** (0.005)	0.021*** (0.006)	0.019*** (0.006)	0.024*** (0.005)	0.017*** (0.005)	0.015*** (0.004)	0.013*** (0.004)
FjobD1	0.265*** (0.099)	0.176* (0.097)	0.314*** (0.087)	0.125 (0.082)	0.062 (0.075)	0.092 (0.065)	0.101* (0.059)
FjobD2	0.264** (0.113)	0.023 (0.103)	0.162* (0.091)	0.071 (0.083)	-0.010 (0.076)	0.019 (0.064)	0.050 (0.059)
FjobD3	0.218*** (0.083)	0.015 (0.081)	0.136* (0.076)	0.112* (0.067)	0.078 (0.063)	0.090* (0.051)	0.061 (0.047)
FjobD4	0.044 (0.066)	-0.053 (0.063)	0.026 (0.060)	-0.027 (0.053)	-0.093* (0.050)	-0.092** (0.043)	-0.046 (0.040)
Age	0.079*** (0.027)	0.082*** (0.027)	-0.011 (0.027)	-0.019 (0.025)	0.035 (0.023)	0.005 (0.020)	-0.014 (0.019)
Age2	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.001** (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Constant	11.981*** (0.590)	12.213*** (0.587)	14.190*** (0.572)	14.466*** (0.534)	13.491*** (0.494)	14.111*** (0.426)	14.592*** (0.414)
Obs.	921	1,038	1,126	1,228	1,284	1,709	1,785
R-sq	0.080	0.071	0.070	0.084	0.084	0.078	0.073

주: 괄호 안은 표준편차를 나타낸다.

이는 두 가지로 추론해볼 수 있다. 첫째 90년대 중반 이후 여성의 경제활동참가율과 대학진학률이 급격히 증가함에 따라 가족의 배경과 임금의 상관관계가 약화되었기 때문이다 (<그림 5>와 <그림 6> 참조). 여성의 대학진학률은 90년대 중반이후 급속하게 증가하여 2000년 65.4% 그리고 2010년 80.5%까지 높아진다. 같은 기간 남성이 70.4%에서 77.6%로 증가한 것에 비하면 그 효과가 두드러질 수밖에 없다.<sup>16)</sup> 둘째 여성의 경우 결혼 후 노동시장에 재진입할 때 경력단절로 비정규직으로 채용되는 경우가 많기 때문에 가족의 배경이 개인의 소득에 미치는 영향이 감소한 결과

16) 교육부·한국교육개발원, 「교육통계연보」 각년도

로 해석된다(<그림 8> 참조). 1990년 기준으로 여성임시직 및 일용직 근로자가 전체 여성취업자의 35.4%였으나 2010년에는 동일한 비율이 38.4%이다. 반면에 남성의 경우는 동일한 비율이 1990년에는 22.4% 그리고 2010년에는 22.1%이다. 지난 20년 동안 임시직 및 일용직 근로자의 비중이 남성보다 여성이 13~16.3% 높았다.

이제 이상의 추정결과를 바탕으로 연도별 기회불평등의 정도를 MLD지수를 이용해 구해보자. 전술하였듯이 회귀분석을 통해 얻은 추정계수를 이용하여 환경을 균등하게 만들어 준 가상의 소득을 구하고 이를 바탕으로 소득불평등 정도를 측정한다.

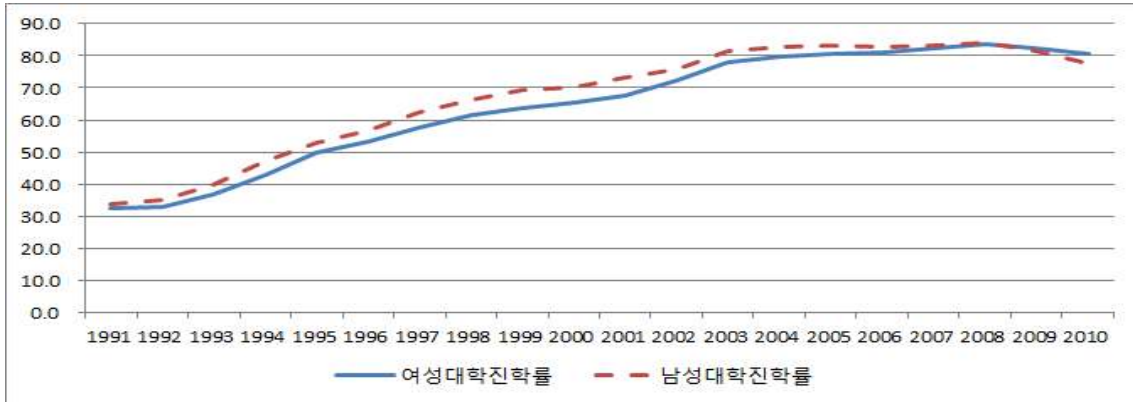
그런데 환경을 균등하게 만드는 것은 여러 방법이 있을 수 있다. 환경변수의 평균값 혹은 최고값을 사용하거나 몇 개의 그룹으로 나누어 하위그룹의 값을 상위그룹의 최저값으로 조정하는 방법 등이 있는데(고제이, 이우진, 2011) 본 연구에서는 Bourguignon, et. al.,(2007a)과 같이 대상 자료의 평균값(예를 들어 아버지의 교육년수의 경우)으로 환경변수들을 조정하였다. 다만 아버지직업과 같은 더미변수는 평균값의 개념이 무의미하므로 어느 하나의 범주, 예를 들어 전문관리직(*FjobD1*)으로 통일하는 방식이 사용되었다.

이렇게 환경변수가 조정된 상태에서 구한 불평등지수를 노력의 불평등으로 간주한다. 그리고 이를 실제 소득의 불평등도에서 차감하면 기회불평등의 정도를 측정할 수 있게 된다. <표 20>은 그 결과이다. 기회불평등지수는 전체 자료의 경우 0.04~0.052정도로 추정되며 전체 소득불평등도에 대한 기회불평등의 기여도는 약 18%~23%이다. 즉 전체 소득불평등의 약 1/5 가량은 개인의 노력에 의해서가 아니라 환경의 불평등(기회의 불평등)에 의해서 결정된다는 것이다.

한편 전체 자료를 남성과 여성으로 구분하여 분석한 결과, 기회불평등지수는 남녀 각각 0.005~0.013과 0.007~0.020를 보여주고 있으며 기여도는 각각 2.5%~7.5%와 3.8%~11.3% 정도의 수치를 보여주고 있다. 주목할 것은 전체를 대상으로 측정한 기여도(약 18%~23%)가 남녀를 구분하였을 때(2.5%~11.3%) 보다 현저히 높다는 것이다. 이는 전체자료를 대상으로 하였을 때는 성(gender)별 차이에 의한 기회불평등을 고려하여 추정한 결과이고 남성과 여성으로 구분하여 추정한 결과는 성별을 제외한 아버지의 교육년수와 직업군만의 효과만이 고려된 것이기 때문이다. 다시 말해서 노동시장에서의 성별에 대한 지속적인 차별이 성별을 환경변수로 고려했을 때 기회불평등의 정도를 심화시키고 있다고 볼 수 있고 한국의 경우 여전히 가족배경보다는 성별에 따른 기회의 차이가 기회불평등의 주요 요인임을 알 수 있다. 성별에 대한 지속적인 차별은 과거에 비해 많이 줄기는 했지만 여전히 존재하고 있다. <그림 7>에서 알 수 있듯이 1993년에는 남성임금이 100일 때 여성임금은 56.5였으며 2000년에는 64.8 그리고 2010년에는 66.9로 지난 20년 동안 성별 취업자의 임금 격차가 감소하고 있으나 여전히 OECD 국가들 중 가장 높은 수준이다(OECD, 2012). 이것은 여전히 노동시장에서의 남녀차별 관행이 존재함으로 의미하고 우리의 분석에서는 성별을 환경변수로 고려했을 때 기회불평등이 악화되는 것으로 나타난 것이다.

<그림 5> 대학진학률

(단위: %)



자료: 교육과학기술부·한국교육개발원, 「교육통계연보」 각년도

<그림 6> 여성의 경제활동참가율

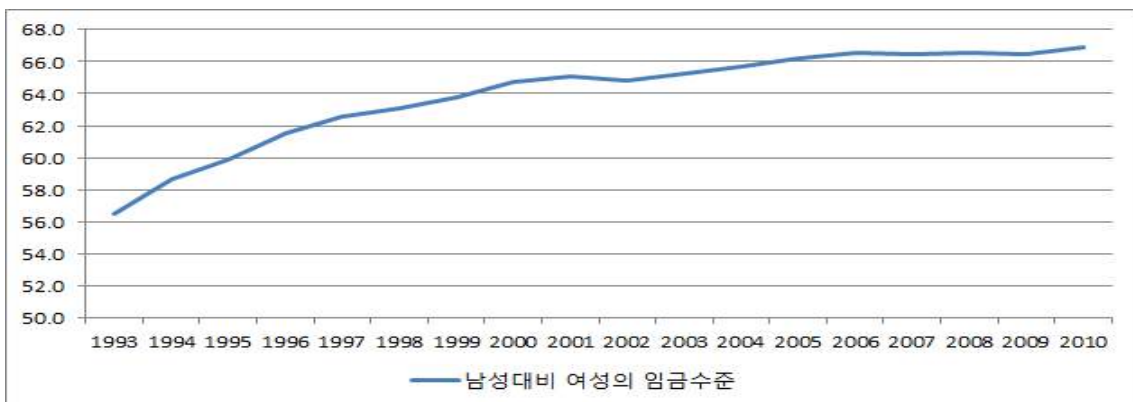
(단위: %)



자료: 통계청, 「경제활동인구연보」 각년도

<그림 7> 남성대비 여성의 임금수준

(남성 = 100)

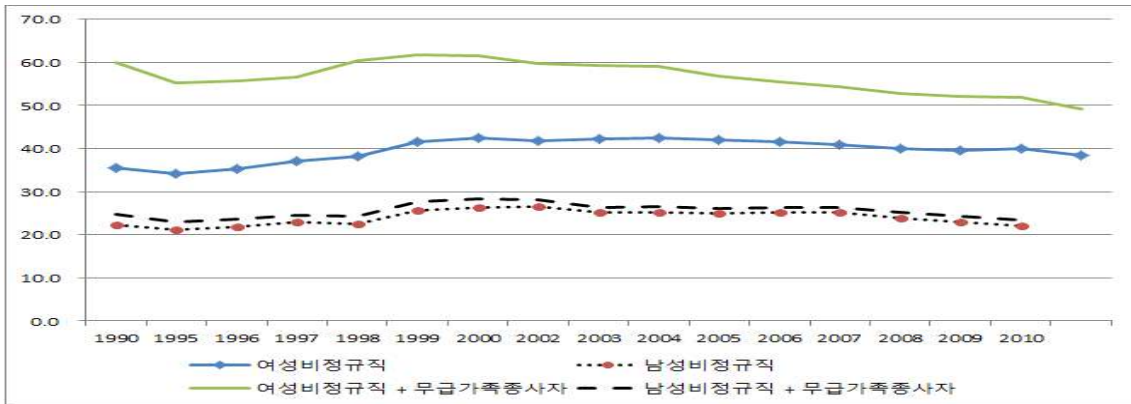


주: 취업자기준

자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사(구 임금구조기본통계조사)」 각년도



<그림 8> 성별 비정규직 비율

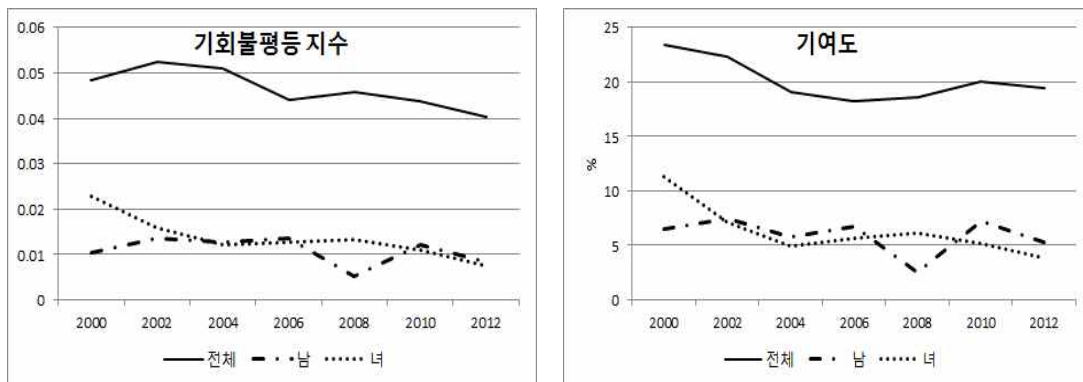


주: 비정규직은 임시직 + 일용직  
 자료: 통계청, 「경제활동인구연보」 각년도

이제 <표 20>을 통해 그린 <그림 9>를 보자. <그림 9>는 2000년부터 2012년의 기회불평등지수와 기여도의 연도별 추이이다. 두 값 모두 연도별로 다소 등락하지만 대체적으로 감소하는 추이를 보이고 있다. 이는 남성과 여성으로 나누었을 때도 유사하다. 이는 전반적으로 지난 기간(2000년~2012년) 상대적인 기회불평등의 정도가 어느 정도 개선되고 있다는 것을 의미한다.

그런데 여기서 한 가지 주목할 것은 소득불평등에 대한 기회불평등의 기여도가 2000년과 2010년 사이에 여성의 경우가 남성에 비해 더 큰 폭으로 하락 (약 11%→약 4%)하였다는 것이다. 노동시장에서의 지속적인 성차별에도 불구하고 아버지의 교육연수와 직업이라는 환경적인 요소가 결정하는 기회불평등의 정도는 여성의 대학진학률 상승과 활발한 노동시장참여와 함께 많이 개선되고 있음을 의미한다. 앞서 언급하였듯이 남성과 여성의 상대적 임금차이가 아직 현저하기는 하지만 그 정도는 차츰 줄어들고 있는 것이 영향을 미쳤을 것이다.

<그림 9> 연도별 기회불평등과 기여도의 추이



<표 20> MLD지수로 측정한 연도별 기회불평등지수

		소득불평등지수			노력불평등지수			기회 불평등 지수	기여도 (%)
		Estimate (1)	LB	UB	Estimate (2)	LB	UB		
2000년	전체	0.207	0.192	0.221	0.158	0.145	0.171	0.048	23.396
	남성	0.158	0.143	0.174	0.148	0.134	0.162	0.010	6.514
	여성	0.201	0.168	0.234	0.178	0.151	0.205	0.023	11.325
2002년	전체	0.235	0.214	0.256	0.182	0.165	0.200	0.052	22.317
	남성	0.182	0.158	0.205	0.168	0.145	0.191	0.014	7.502
	여성	0.225	0.197	0.252	0.209	0.182	0.236	0.016	7.049
2004년	전체	0.267	0.236	0.299	0.217	0.189	0.244	0.051	19.022
	남성	0.221	0.183	0.259	0.208	0.170	0.247	0.013	5.785
	여성	0.242	0.212	0.273	0.230	0.198	0.263	0.012	4.946
2006년	전체	0.242	0.220	0.263	0.198	0.178	0.217	0.044	18.193
	남성	0.198	0.173	0.224	0.185	0.162	0.208	0.013	6.780
	여성	0.229	0.197	0.261	0.216	0.180	0.252	0.013	5.611
2008년	전체	0.247	0.218	0.275	0.201	0.174	0.228	0.046	18.565
	남성	0.200	0.165	0.234	0.195	0.157	0.232	0.005	2.543
	여성	0.218	0.194	0.241	0.204	0.181	0.227	0.013	6.112
2010년	전체	0.218	0.201	0.235	0.174	0.160	0.189	0.044	20.094
	남성	0.168	0.148	0.188	0.156	0.138	0.174	0.012	7.252
	여성	0.209	0.185	0.234	0.199	0.174	0.223	0.011	5.201
2012년	전체	0.207	0.194	0.220	0.167	0.154	0.179	0.040	19.470
	남성	0.160	0.145	0.175	0.152	0.136	0.168	0.008	5.236
	여성	0.191	0.171	0.211	0.184	0.162	0.205	0.007	3.899

주: 1) LB=Lower Bound UB=Upper Bound(95% Confidence Level)

2) 기회불평등지수=(1)-(2) 기여도={(1)-(2)}/(1)\*100, 0에 가까울수록 기회가 보다 균등해짐을 나타냄.

3) 기여도는 기회불평등의 소득불평등에 대한 기여도임.

## 2) 2000년~2002년과 2010년~2012년의 30대 기회불평등비교

여러 연령대의 기회불평등 중에서 노동시장에 막 진입하는 30대 젊은 층의 기회 불평등수준은 상대적으로 중요한 의미를 지닌다. 앞서의 비모수적 방법에 입각한 추정결과에서 확인할 수 있었던 중요한 사실중의 하나는 현재의 30대가 과거 10년 전의 30대에 비하여 기회균등의 정도가 악화되었다는 것이다.

이 절에서는 2000년~2002년과 2010년~2012년의 10년 간 30대 근로자가 직면한 기

회불평등의 정도를 모수추정방법으로 비교하여 청년근로자들의 기회균등이 과거에 비하여 개선되었는지 혹은 악화되었는지 여부를 살펴보고자 한다.

먼저 <표 21>을 통해 축약모형의 회귀분석결과를 살펴보자. 2000~2002년 기간과 2010년~2012년 기간을 대상으로 전체, 남성, 여성으로 구분한 결과, 아버지의 교육년수는 본인의 월평균 임금에 양의 유의한 결과를 보여주고 있다. 아버지의 직업의 경우에도 앞서의 연령구분 없이 연도별로 분석한 결과보다는 뚜렷하지는 않지만 대체적으로 기준변수가 된 생산직(*FjobD5*)에 비해서 전문관리직(*FjobD1*), 사무직(*FjobD2*), 서비스판매직(*FjobD3*) 등이 대체적으로 본인의 임금에 긍정적인 영향을 주고 있음을 알 수 있다.

<표 21> 두 시기 30대 근로자의 회귀분석결과(축약모형)

변수	2000~2002			2010~2012		
	전체 lnwage	남성 lnwage	여성 lnwage	전체 lnwage	남성 lnwage	여성 lnwage
Fschyr	0.018*** (0.004)	0.017*** (0.004)	0.022** (0.009)	0.017*** (0.003)	0.020*** (0.004)	0.014** (0.007)
FjobD1	0.115* (0.069)	0.170** (0.073)	0.000 (0.145)	0.086** (0.041)	0.104** (0.044)	0.042 (0.081)
FjobD2	0.065 (0.069)	0.061 (0.071)	0.073 (0.152)	0.155*** (0.043)	0.187*** (0.047)	0.100 (0.081)
FjobD3	0.114** (0.054)	0.154*** (0.055)	0.029 (0.117)	0.065** (0.032)	0.065* (0.034)	0.058 (0.062)
FjobD4	0.008 (0.041)	0.064 (0.043)	-0.104 (0.090)	0.005 (0.030)	0.060* (0.034)	-0.067 (0.057)
Age	0.010* (0.006)	0.009 (0.006)	0.013 (0.012)	0.017*** (0.004)	0.031*** (0.005)	-0.002 (0.008)
Sex_d2	0.741*** (0.032)			0.498*** (0.023)		
Constant	13.237*** (0.213)	13.992*** (0.221)	13.192*** (0.450)	13.394*** (0.157)	13.375*** (0.174)	14.120*** (0.293)
Obs.	2,739	1,931	808	4,104	2,642	1,462
R-sq	0.337	0.049	0.045	0.248	0.090	0.029

주: 괄호 안은 표준편차를 나타냄.

본인 연령변수의 경우도 2000년~2002년 전체와 남성, 2010년~2012년 전체의 경우에는 양의 영향, 즉 나이가 많을수록 월평균 임금이 증가하였지만 나머지의 경우에

는 유의하지 않았다. 마지막으로 성별(Sex\_d2)의 경우에는 예상대로 남성이 기준변수인 여성(Sex\_d1)에 비해 높은 월평균임금을 보여주고 있으며 그 계수의 크기는 2000년~2002년보다 2010년~2012년이 더 작다. 즉 성별에 따른 월평균임금의 차이는 여전히 존재하지만 10년 사이 감소했다고 볼 수 있다.

<표 22>는 양 시기 30대의 기회불평등의 정도를 비교분석하였다. 2000년대 30대의 전체 소득불평등도가 0.194이고 환경변수를 동일하게 설정한 상태에서의 (가상의)소득불평등도가 0.152이다. 환경요인을 모두 동일하게 설정하였으므로 이 0.152는 개인의 노력차이에 의해 야기된 불평등의 정도일 것이다. 그렇다면 기회불평등지수는 0.042(0.194-0.152)이고 전체 소득불평등에서 기회불평등에 의한 몫, 즉 기여도는  $(0.042/0.194) \times 100$ , 즉 21.497%가 된다. 즉 전체 소득불평등 중에 기회의 불평등에 의한 부분은 약 21.5%가 되는 것이다.

하지만 한 가지 여기에서 주의해야 할 것은 앞서의 회귀분석과정에서 환경변수의 추정계수 값이 갖는 유의성이 떨어질 경우 이를 통해 구해진 기회불평등지수나 소득불평등에의 상대적 기여도의 신뢰성에도 영향을 줄 수 있다는 것이다. 이는 앞서의 비모수적 추정방법과의 중요한 차이이기도 하다. 여성의 경우가 이에 해당한다. 그럼에도 불구하고 전체나 남성의 경우에는 환경변수인 아버지의 교육년수나 직업변수의 추정계수는 상대적으로 유의한 것으로 보여 우리는 이를 통해 해당시기 기회불평등의 변화를 분석할 수 있다.

<표 22>에서 보듯이 기회의 불평등의 소득불평등에 대한 기여가 전체적으로 약 21%에서 약 13%로 하락하는 가운데 주목할 것은 남성 30대의 경우 비모수 추정결과와 동일하게 2000년대에 비해서 2010년대에 기회불평등지수와 상대적 기여도 모두 악화되었다는 것이다. 즉 기회불평등지수도 0.007에서 0.013으로 2배 가까이 상승하였으므로 지난 10년 동안에 남성 30대의 경우 기회불평등이 증가하였다고 할 수 있다. 전체 소득불평등에 대한 기회불평등의 기여도도 10년 사이 5.58%에서 12.27%로 상승하여 2배 이상 증가하였다.

<표 22> 시기별 30대의 기회불평등 비교

		소득불평등지수			노력불평등지수			기회 불평등 지수	기여도 (%)
		Estimate (1)	LB	UB	Estimate (2)	LB	UB		
2000 ~2002	전체	0.194	0.171	0.217	0.152	0.132	0.172	0.042	21.497
	남성	0.134	0.109	0.158	0.126	0.102	0.150	0.007	5.582
	여성	0.228	0.190	0.266	0.200	0.166	0.234	0.028	12.197
2010 ~2012	전체	0.129	0.116	0.142	0.112	0.099	0.124	0.017	13.510
	남성	0.104	0.088	0.119	0.091	0.077	0.105	0.013	12.277
	여성	0.140	0.118	0.161	0.134	0.112	0.155	0.006	4.299

### 3) 간접효과와 직접효과의 비교

앞의 추정결과 남성 30대의 경우 2000년대 초반보다는 10년 후인 현재 환경이 소득에 미치는 영향의 정도가 증가하였음을 확인하였다. 축약식을 통해 구한 이러한 기회불평등은 환경이 임금에 영향을 미치는 총효과라고 할 수 있다. 그런데 환경은 앞의 식 (2)에서 알 수 있듯이 소득에 직접적으로 영향을 주기도 하지만(이를 직접효과라 함) 또한 노력을 매개로 환경이 소득에 영향을 미치기도(이를 간접효과라 함) 한다. 그렇다면 30대의 기회불평등 증가가 직접효과가 증가한 때문인지 아니면 간접효과에 기인하는 지를 분석하기 위하여 각각의 기여를 구분하여 살펴보도록 하자.

식 (20)은 식 (15)에서 환경이 소득에 미치는 ‘직접효과’를 통제한 것으로 직접효과 경로에서 환경이 동일하다고 가정했을 때의 가상소득이다. 반면에 환경이 노력을 통하여 소득에 미치는 경로는 고려하였다.

$$w_i^d = f(\bar{C}, E(C_i, v_i), u_i) \quad (20)$$

그렇다면 식 (21)을 이용하여 환경의 소득에 대한 직접적인 영향 즉 직접효과의 기여정도를 다음과 같이 계산할 수 있게 된다:

$$\theta_I^d = \frac{I(\phi) - I(\phi^d)}{I(\phi)} \quad (21)$$

그리고 간접효과(노력을 매개로 환경이 소득에 미치는 영향)의 기여정도는 다음과 같이 계산할 수 있다:

$$\theta_I^i = \theta_I - \theta_I^d \quad (22)$$

직접효과와 간접효과를 구분하여 추정하기 위해서는 다음과 같이 개인의 노력까지도 고려한 확장된 방정식을 추정하여야 한다.

$$\ln(w_i) = C_i\alpha + E_i\beta + u_i \quad (23)$$

식 (23)의 추정결과가 만족스럽다면  $\alpha$ 와  $\beta$ 의 추정치  $\hat{\alpha}$ 와  $\hat{\beta}$ 를 이용하여 다음과 같이 식 (24)와 같은 가상소득을 추정하게 된다:

$$w_i^d = \exp[\bar{C}\hat{\alpha} + E_i\hat{\beta} + \hat{u}_i] \quad (24)$$

식 (24)을 추정하면 이 추정결과를 바탕으로 식 (21)을 이용하여 직접효과의 소득불평등에 대한 기여정도를 관측할 수 있게 된다.

한편 환경의 개인근로소득에 미치는 영향을 직접효과와 간접효과로 구분하여 추정하기 위한 확장모형의 실제추정식은 다음과 같다. 즉 식 (25)는 식 (23)의 실제 추정식이다.

$$\begin{aligned} \ln wage_i = & a_0 + a_1 Fschyr_i + a_2 FjobD1_i + a_3 FjobD2_i + a_4 FjobDB_i + a_5 FjobD4_i \\ & + a_6 FjobD5_i + a_7 Schyr_i + a_8 Status1_i + a_9 Status2_i + a_{10} Status3_i + a_{11} Status4_i + a_{12} SexD_i \\ & + a_{13} Age_i + e_i \end{aligned} \tag{25}$$

앞서의 축약모형 식 (19)에 개인의 노력을 나타내는 변수들이 추가된 형태인데 *Schyr*은 본인의 교육년수, *Status*는 본인의 종사상지위를 상용임금근로자 (*Status1*), 임시일용직근로자 (*Status2*), 고용주 (*Status3*), 자영업자 (*Status4*)로 구분하여 만든 더미변수이다. 따라서 본인의 교육년수와 종사상지위가 노력변수이다.

한편 우리는 개인의 노력변수가 추가된 위의 (25)식을 추정하기에 앞서 아버지의 학력 등 환경변수와 본인 학력의 상관관계분석을 먼저 실시하였다. 이 분석은 우리의 기회불평등지수 산출에 직접 사용되는 회귀분석은 아니지만 교육의 계층 간 이동성(intergenerational mobility of education)을 나타내고 있으며 우리가 관심 있는 세대 간 계층이동성과 밀접하게 관련되어 있기 때문이다.

기본적인 환경변수들이 통제된 가운데 종속변수인 본인의 교육년수(*Schyr*)와 독립변수인 아버지의 교육년수(*Fschyr*)의 추정계수가 0에 가깝다는 것은 아버지와 부의 교육수준이 완전히 독립적이라는 것을 의미하고 만약 1이라면 아버지의 교육수준이 자식의 교육수준을 완전히 결정한다고 볼 수 있을 것이다.

먼저 남성과 여성의 전체샘플을 대상으로 한 결과를 살펴보면 2000~2002년에 비해 2010년~2012년의 추정계수가 낮아져(0.1777→0.164) 아버지의 교육년수가 본인의 교육년수에 미치는 영향이 감소했다고 볼 수 있다. 성별더미(*Sex\_d2*)의 경우 그 유의한 계수 값이 현저히 낮아져(0.976→0.356) 남녀간 교육년수의 격차가 줄어들었음을 나타내고 있다. 한편 남성과 여성으로 나누어 살펴보면 여성의 경우 본인의 학력수준에 아버지의 학력수준이 미치는 영향이 감소(0.185→0.160)하였지만 남성의 경우는 약간 증가(0.170→0.172)하였으나 표준편차 범위 안에 있다. 이것은 과거에 비해 아버지의 학력과 상관없이 여성의 교육수준이 높아짐에 따라 전체샘플 및 여성의 교육의 세대 간 이동성을 개선시키고 있음을 의미한다. 그리고 직업더미를 살펴보면 전체샘플, 남성 그리고 여성 모두에서 아버지 직업의 본인의 교육년수에 대한 영향력이 감소했음을 확인할 수 있다.

<표 23> 30대 근로자 학력의 아버지학력과의 상관관계분석

변수	2000~2002			2010~2012		
	전체 Schyr	남성 Schyr	여성 Schyr	전체 Schyr	남성 Schyr	여성 Schyr
Fschyr	0.177*** (0.015)	0.170*** (0.023)	0.185*** (0.020)	0.164*** (0.013)	0.172*** (0.020)	0.160*** (0.017)
FjobD1	0.763*** (0.263)	0.818** (0.400)	0.647* (0.341)	0.515*** (0.159)	0.488** (0.236)	0.522** (0.215)
FjobD2	0.774*** (0.252)	1.212*** (0.387)	0.307 (0.323)	0.739*** (0.168)	0.829*** (0.251)	0.637*** (0.224)
FjobD3	0.679*** (0.203)	0.999*** (0.300)	0.300 (0.270)	0.335*** (0.126)	0.334* (0.189)	0.324* (0.168)
FjobD4	-0.057 (0.158)	0.208 (0.234)	-0.366* (0.210)	-0.048 (0.120)	0.376** (0.188)	-0.375** (0.153)
Sex_d2	0.976*** (0.113)			0.356*** (0.089)		
Constant	10.603*** (0.184)	11.410*** (0.257)	10.813*** (0.231)	12.104*** (0.150)	12.292*** (0.219)	12.248*** (0.185)
Obs.	4,311	2,177	2,134	5,211	2,471	2,740
R-sq	0.193	0.139	0.199	0.150	0.120	0.178

이제 <표 24>를 통해 30대 남성근로자에 대한 식 (25)의 추정결과를 살펴보자. 아버지와 관련된 변수들의 유의성이 축약모형의 경우보다 다소 떨어진 가운데 노력 변수인 본인의 교육년수나 본인의 종사상 지위(Status)터미들은 대체적으로 예상된 양의 유의한 관계를 보여주고 있다. 구체적으로 아버지의 교육년수는 2000년~2002년과 2010~2012년 모두 양의 유의한 결과를 보여주고 있다. 또한 그 계수는 2000년~2002년에 비해 2010년~2012년이 다소 하락하였다. 이는 아버지의 교육년수가 본인의 월평균임금에 미치는 영향이 10년 사이 상대적으로 작아졌음을 의미한다. 전문관리직(FjobD1), 사무직(FjobD2), 서비스판매직(FjobD3), 농림어업직(FjobD4)과 같은 아버지의 직업터미변수의 경우에는 기준변수인 생산직(FjobD5)에 비해 상대적으로 전문관리직과 사무직은 2010년대에, 서비스판매직(FjobD3)은 2000년대 초반에 농림어업직(FjobD4)은 양시기에 양의 유의한 결과를 보여주었다. 또한 본인의 교육년수(Schyr)는 모든 시기, 모든 자료에 대해 강한 유의성을 나타내었고 본인의 종사상 지위도 기준변수인 임시일용직근로자(Status2)에 비해 다른 지위, 즉 상용임금근로자(Status1), 자영업자(Status3), 고용주(Status4)등이 본인의 월평균임금에 양의 유의한 결과를 보여주었다. 마지막으로 나이 또한 양의 유의미한 결과를

보여줘 나이가 증가할수록 소득이 증가하였다.

<표 24> 30대 남성 근로자의 회귀분석결과(확장모형)

변수	2000-2002	2010-2012
	남성 lnwage	남성 lnwage
Fschyr	0.009** (0.004)	0.007* (0.004)
FjobD1	0.105 (0.064)	0.106** (0.043)
FjobD2	0.001 (0.062)	0.148*** (0.045)
FjobD3	0.087* (0.049)	0.020 (0.033)
FjobD4	0.079** (0.038)	0.067** (0.034)
Schyr	0.047*** (0.006)	0.049*** (0.006)
Status1	0.347*** (0.050)	0.446*** (0.048)
Status3	0.754*** (0.067)	0.730*** (0.065)
Status4	0.291*** (0.060)	0.357*** (0.062)
Age	0.011** (0.005)	0.028*** (0.005)
Constant	13.008*** (0.215)	12.512*** (0.187)
Observations	1,931	2,267
R-squared	0.272	0.279

주: 괄호안은 표준편차를 나타낸다.

이상의 회귀분석결과에서 얻어진 추정계수를 이용하여 가상소득을 구하고 이렇게 구해진 가상소득의 불평등도와 실제소득의 불평등도를 비교하여 직접효과와 간접효과를 구분하도록 하자. <표 25>는 그 결과를 요약하였다. 30대 남성의 경우 기회불평등의 소득불평등에 대한 기여도가 2000년~2002년 기간에 5.582%이고 이중 직접효과의 소득불평등에 대한 기여도가 4.013%이다. 이는 전체 기회불평등의 소득불평등에 대한 기여도 중 약 71.9% $((4.013/5.582) \times 100)$ 가 직접효과의 형태를 띠고 나머지 약 28.1%정도가 환경이 노력변수에 영향을 미쳐 개인의 소득에 영향을 주는 간접효과의 형태를 띠고 있음을 의미한다. 남성의 경우 직접효과의 상대적 비율이



2000년~2002년 71.9%에서 2010년~2012년 75.9%로 상승하여 직접효과의 소득불평등에 대한 기여도가 약 4%가량 증가한 것으로 나타났다.

그리고 간접효과의 기회불평등지수가 양 기간에 0.002에서 0.003으로 0.001증가한 반면 직접효과의 기회불평등지수는 양 기간에 0.005에서 0.010으로 0.005증가하여 30대 남성근로자의 기회불평등 증가(0.013-0.007=0.006)의 대부분이 직접효과의 기회불평등 증가에 기인함을 알 수 있다. 즉 지난 10년간의 30대 남성의 기회불평등 증가( $\Delta 0.006$ )의 83.3%가 직접효과( $(\Delta 0.005)$ )에 기인함을 알 수 있다. 부모가 자녀에게 제공하는 환경은 자녀의 경제적, 교육적 성과에 영향을 미친다. 특히 물질적 자원뿐만 아니라 부모의 교육수준, 직업군에 따라 자녀에게 제공하는 여러 사회적 및 문화적 자본의 수준차이가 자녀의 성과에 영향을 미친다는 많은 연구들이 있다. (김 문길 외, 2013) 우리의 직간접효과 분석은 이러한 맥락에서 해석가능하다. 추정결과에 의하면 한국의 경우 여전히 직접효과가 지배적이며 지난 10년 동안 직접효과는 오히려 강화되었다.

아버지의 직업과 교육수준으로 대표되는 가족의 환경은 노동시장에서 인정받는 지적능력만이 아니라 무형의 유산(가족의 네트워크나 가족의 평판을 통하여)을 통하여 개인의 취업기회와 소득에 영향을 주게 된다. 현실에서 관찰할 수 있듯이 가족의 네트워크 혹은 배경의 우위는 청년근로자들에게 노동시장에서의 취업기회와 임금수준 등에서 유리한 기회를 제공한다. 추정결과가 의미하는 바는 이러한 효과가 지난 10년 동안 증가하였음을 의미한다.<sup>17)</sup>

<표 25> 기회불평등의 직간접효과 비교(30대 남성)

	소득 불평등 지수	총효과		직접효과		직접효과 의 상대적 비율 (%) (C)
		기회불평등지수	기여도(%) (A)	기회불평등지수	기여도(%) (B)	
2000-2002	0.134	0.007	5.582	0.005	4.013	71.9
2010-2012	0.104	0.013( $\Delta 0.006$ )	12.277	0.010( $\Delta 0.005$ )	9.321	75.9

주: 1)  $C=B/A*100$

2) 기회불평등에 대한 직접효과의 기여도 $= (0.005/0.006)*100 = 83.3\%$

17) 기회불평등의 정도를 총효과와 직접효과로 나누는 것의 개념적인 이해는 <부표 2>에 제시한 결과를 통해 더욱 분명해질 수 있다. <부표 2>는 개인의 교육년수와 종사상지위 등 노력변수도 환경변수로 취급한 결과이다. 이를 Bourguignon, et. al., (2007a)은 사고실험(A thought experiment)라고 했는데 총효과가 가족의 배경을 환경변수로 간주하고 직접효과는 여기에 개인이 선택하는 노력변수를 추가한 결과라면 사고실험은 노력변수라는 개인선택변수도 가족의 배경에 의해 모두 결정되는 극단적인 상황에서의 결과이다. <부표 2>를 통해 결과를 살펴보면 추론가능하듯이 총효과보다도 기회불평등의 정도가 상승하여 그 기여도가 약 32%~39%에 이르고 다른 결과와 마찬가지로 남성은 상승(25%→31%), 여성은 하락(33%→23%)하고 있다.

#### 4. 소결

IV장에서는 III장의 비모수추정방법에서 사용한 동일한 자료를 이용하여 2000년대 이후 한국사회의 기회불평등추이를 모수추정방법으로 분석하였다. 총소득 불평등을 측정하기 위한 변수로 각 개인의 월평균 근로소득을 사용하였고 개인의 환경 변수로는 아버지의 교육년수와 직업, 그리고 성별을 사용하였다. 그리고 앞의 비모수 추정방법에서 확인한 30대 남성근로자들의 기회불평등증가에 주목하여 2000-2002년의 30대 표본과 2010-2012년의 30대 표본을 대상으로 세대 간 차이를 비교분석 하였다. 그리고 이러한 30대 남성근로자의 기회불평등을 환경이 소득에 직접적으로 영향을 주는 직접효과와 환경이 노력을 통해서 간접적으로 소득에 영향을 미치는 간접효과로 구분하여 추정함으로써, 어떠한 요인이 30대 남성근로자들의 기회불평등 증가를 가져왔는지를 살펴보았다. IV장에서 얻은 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 2000~2012년 기간의 전체샘플의 경우 기회불평등지수는 0.04~0.052정도로 추정되며 전체 소득불평등에 대한 기회불평등의 기여정도는 약 18%~23%수준이다. 즉 전체소득불평등의 1/5가량이 기회불평등에 기인함을 알 수 있다.

둘째, 전체샘플을 남성과 여성으로 구분하여 분석한 결과, 기회불평등지수는 남녀 각각 0.005~0.013과 0.007~0.020를 보여주고 있으며 기여도는 각각 2.5%~7.5%와 3.8%~11.3% 정도의 수치를 보여주고 있다. 주목할 것은 전체를 대상으로 측정한 기여도(약 18%~23%)가 남녀를 구분하였을 때(2.5%~11.3%) 보다 현저히 높다는 것이다. 이는 우리나라의 기회불평등에서 성별 차이가 중요한 역할을 한다는 것을 반증하는 것이다. 그리고 여성만을 대상으로 분석할 경우 남성만을 대상으로 분석한 경우보다 분석기간 동안 기회불평등의 소득불평등에 대한 기여도가 더 큰 폭으로 하락하였다. 이는 노동시장에서의 지속적인 성차별에도 불구하고 여성의 기회불평등 정도는 여성의 대학진학률 상승 및 활발한 노동시장참여와 함께 많이 개선되었다고 해석된다.

셋째, III장의 비모수 분석결과 현재의 30대 남성이 과거 10년 전의 30대 남성에 비하여 기회균등정도가 악화되었음을 확인하였다. 모수추정결과에서도 비모수추정결과와 유사하게 현재의 30대 남성이 10년 전의 30대 남성보다 기회불평등이 2배가량 증가하였으며 기회불평등의 소득불평등에 대한 기여도 또한 2.2배가량 증가하였다.

마지막으로 이러한 30대의 기회불평등 증가가 직접효과(환경이 직접적으로 소득에 영향을 미치는 효과)와 간접효과(환경이 노력을 매개로 소득에 영향을 미치는 효과)로 구분하여 살펴보면 지난 10년간의 30대 남성의 기회불평등증가의 83.3%가 직접효과에 기인함을 확인할 수 있었다.

## V. 기회불평등과 다른 사회경제적 불평등과의 관계

### 1. 누적적 증가

앞에서 우리는 한국의 기회불평등추이에 대해서 살펴보았다. 그런데 불평등에 관한 최근의 연구들은 기회불평등만이 아니라 다양한 사회경제적 불평등 즉 ‘소득불평등’과 ‘정치적 불평등’도 동시에 증가하고 있다고 주장하고 있다<sup>18)</sup>. 스티글리츠(Stiglitz, 2012), 피케티(Piketty, 2014) 그리고 앳킨슨(Atkinson, 2015) 저작의 출판과 함께 소득불평등심화와 그에 따른 자본주의시스템의 불안정성증가에 관심을 갖게 되었다. 그리고 스티글리츠, 에이스모글루와 로빈슨(Acemoglu and Robinson, 2006 and 2008) 그리고 핵커와 피어슨(Hacker and Pierson, 2010)은 정치적 불평등증가에 따른 민주주의위기를 경고하고 있다. 특히 2004년 『불평등 증가시대의 미국 민주주의』라는 보고서를 발간한 미국정치학회는 모든 시민들이 정부정책에 동등하게 영향력을 행사하는 것이 아니라 부자들의 의견이 저소득층과 중산층에 비하여 정부정책에 더욱 잘 반영된다고 주장하면서 정치적 불평등의 위험을 환기시키고 있다.

또한 최근의 연구(Acemoglu and Robinson, 2006 and 2008; Stiglitz, 2012; Corak, 2013; 서환주·김준일, 2014)에 따르면 다양한 사회적 불평등이 동시에 증가하는 것은 이들 불평등이 상호부정적인 영향(negative spillover)을 미치면서 누적적으로 불평등들을 악화시킨 결과라는 것이다. 스티글리츠와 코락은 소득의 불평등과 기회의 불평등이 매우 밀접하게 연관되어 있으며 과거에 비하여 가족의 배경과 부모의 사회경제적 지위가 자녀의 소득에 미치는 영향이 증가하고 있음을 밝히고 있다. 또한 스티글리츠 그리고 에이스모글루와 로빈슨은 소득불평등이 증가함에 따라 부유층들이 유리한 권력자원(정치권에 대한 로비, 선거자금 기부, 여론형성에 영향력을 행사할 수 있는 네트워크)을 활용하여 정치적 불평등을 악화시키고 있다고 주장하고 있다<sup>19)</sup>. 결국 다양한 불평등(소득불평등, 정치적 불평등 그리고 기회의 불평등)이 동시에 증가하고 있으며 이들은 상호작용을 통하여 누적적으로 증가하고 있음을 인식하게 되었다. 그리고 이러한 다양한 불평등의 증가는 글로벌 금융위기와 같은 경제위기만이 아니라 민주주의의 위기도 초래하고 있다는 것이다.

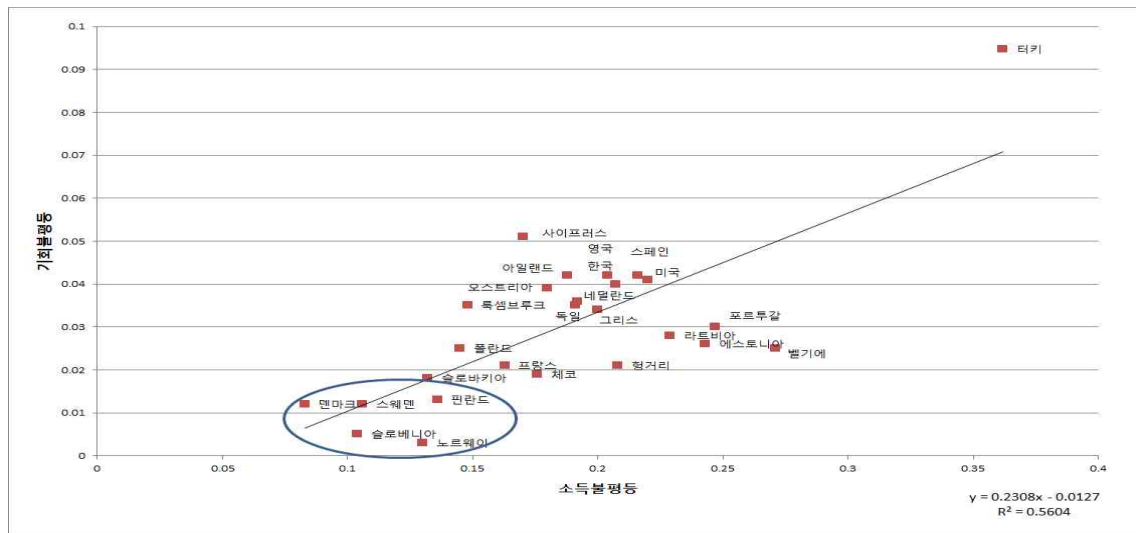
<그림 10> ~ <그림 12>는 소득불평등, 정치적 불평등 그리고 기회불평등간의 상

18) 에이스모글루와 로빈슨은 정치적 평등이란 사회구성원들이 동등하게 정치적 의사결정과정에 참여하고(참정권) 또한 자신들의 의견과 선호가 동등하게 정치적으로 대변 받고 국가에 의해 받아들여지는 것을 의미한다. 즉 동등한 참여와 대표성이 보장될 때 정치적 평등이 이루어졌다고 한다. 반대로 구성원들의 평등한 참여가 제한되거나 동등하게 구성원들의 선호와 이익이 반영 받지 못할 때 정치적 불평등이 증가한다고 한다. 킬리(Tilly, 2007)의 민주주의에 대한 정의도 유사한 내용을 담고 있다.

19) 에이스 모글루와 로빈슨은 멜처와 리차드(Melzer and Richard)의 가설이 성립되지 않는 이유를 설명하기 위하여 법률상으로 보장되는 1인 1표의 법률상(de jure)의 정치권력과 각 소득계층이 실제로 소유하는 사실상(de facto)의 정치권력을 구분하여야 한다고 주장한다. 그리고 이 둘 사이의 격차가 증가하는 현상을 포획된 자본주의(captured democracy)로 개념화하고 있다.

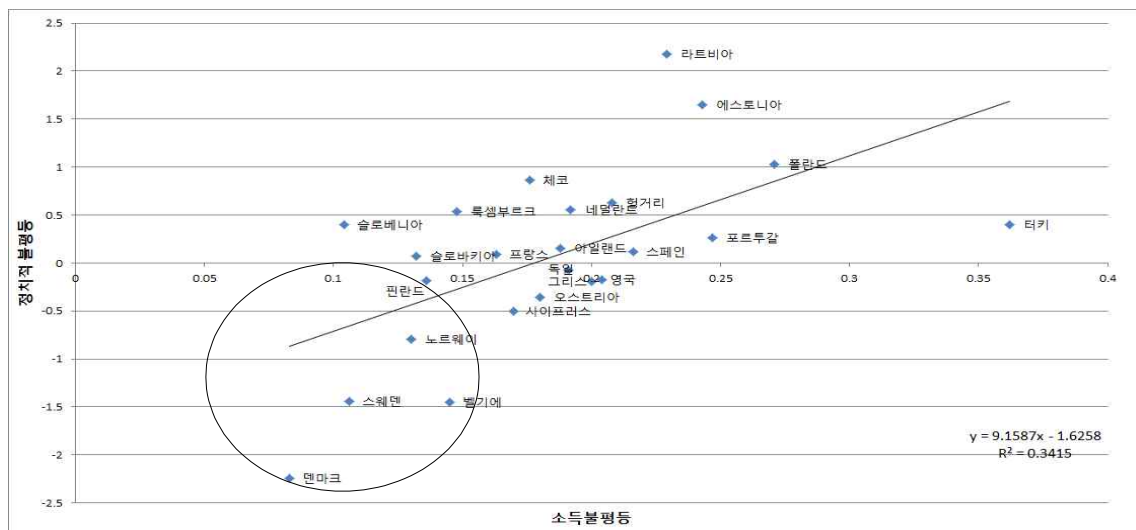
관관계를 국가자료를 이용하여 나타낸 것인데 세 그림 모두 소득불평등, 정치적 불평등 그리고 기회불평등이 높은 상관관계를 가지면서 같이 움직이고 있음을 확인할 수 있었다. 소득불평등이 높은 나라는 기회의 불평등과 정치적 불평등도 높고 정치적 불평등이 높은 나라는 기회의 불평등도 높다는 것을 확인할 수 있다. 북구국가들은 여타 국가들에 비하여 소득불평등, 정치적 불평등 그리고 기회불평등이 모두 낮은 것으로 나타났다<sup>20)</sup>.

<그림 10> 소득불평등과 기회불평등



주: Ferreira and Peragine (2015), p. 39에서 소득불평등과 기회불평등 지수를 구하였으며, 한국의 경우는 우리의 분석결과를 이용하였다.

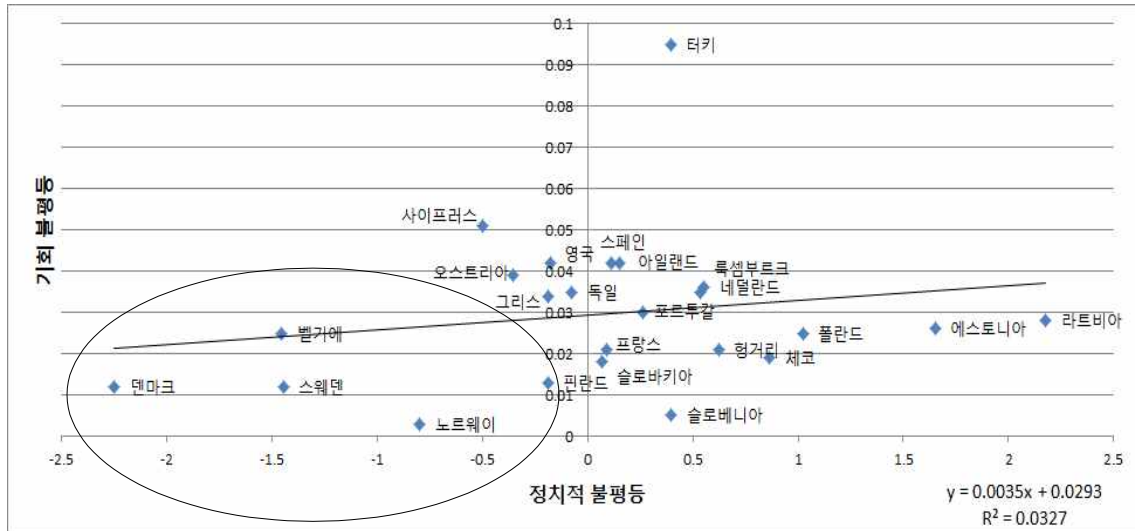
<그림 11> 소득불평등과 정치적 불평등



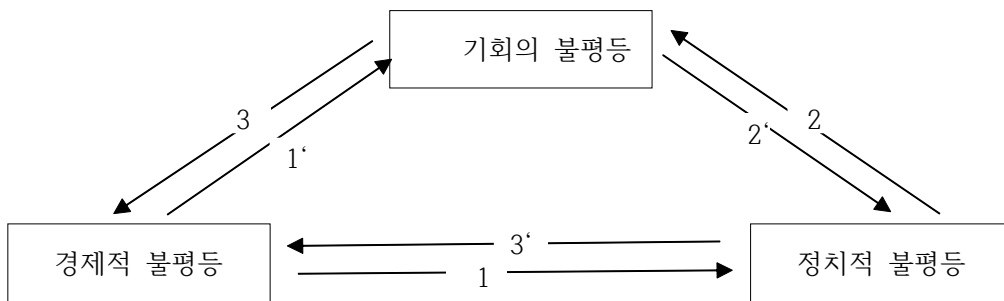
주: 정치적 불평등은 Dubrow(2010), p. 109.

20) 북구국가들이 여타의 국가에 비하여 소득불평등, 정치적 불평등 그리고 기회불평등이 낮은 이유에 대한 설명으로는 서환주·김준일 (2014)를 참조하기 바란다.

<그림 12> 정치적 불평등과 기회불평등



<그림 13> 불평등간의 누적적 관계



이러한 불평등의 동반증가 혹은 누적적 증가를 <그림13>을 이용하여 설명하면 다음과 같다. 소득불평등 확대로 부유층과 저소득층의 권력자원의 격차(혹은 사실상의(de facto) 정치권력과 법률상의(de jure) 정치권력간의 격차)가 증대하게 되고 이는 부유층의 정치권과 정부에 대한 영향력 확대를 가져오게 된다. 반면에 빈곤층을 비롯한 일반시민들은 소득불평등이 확대됨에 따라 생계문제로 인하여 투표와 같은 정치참여에 소홀하게 되어 빈곤층과 일반시민의 정치적 영향력은 감소하게 된다. 그 결과 정치권과 정부는 일반시민보다는 부유층의 목소리(voice)에 귀를 기울이고 이에 따라 부유층과 일반 시민간의 정치적 불평등이 증가하게 된다(<그림 13>의 경로 1). 사실상의 정치권력이 확대된 부유층들은 정치권과 정부의 정책결정(주로 기회의 평등에 관련된)에 영향력을 행사하여 자신들에게 유리한 정책수립 및 자원배분을 도모한다. 코락이 예를 든 것처럼 부유층들이 자신의 자녀들이 주로 다니는 사립학교와 교육단체에 공공재원을 분배하도록 정부에 압력을 가하는 것이 하나의 예가 될 것이다. 프랑스의 경우 서민층 자녀들이 주로 다니는 대학(Université) 보다는 부유층 출신자녀들이 주로 다니는 그랑제꼴(Grandes écoles)에 교육재원을 집중하는 것도 유사한 경우다(Piketty, 2014). 또 다른 예로 부자들

이 다양한 로비와 유리한 사회여론형성 혹은 자본을 해외로 이전시키겠다는 위협을 통하여 자신들에게 유리한 상속세나 증여세관련 제도의 개정을 시도하는 경우가 이에 해당된다. 미국의 경우 피케티와 사에즈(Piketty and Saez, 2007)에 따르면 1970년대에 비하여 2000년대 중반에 상위 1%의 평균연방세율이 1/3수준으로 감소하였다. 그리고 1970년대 초반까지 70%대에 다다랐던 상속세의 최고세율이 1970년대 중반이후 지속적으로 하락하였다. 특히 부시는 낮은 세율이 경제성장을 촉진한다는 논리로 상속세 폐지를 추진하였다. 글로벌 금융위기 이후 부활하였지만 실제로 상속세가 부시정부시절 폐지되기도 하였다. 그리고 한국재벌들이 투자활성화를 구실로 상속세 및 증여세폐지를 요구하는 것도 같은 맥락에서 이해될 수 있다. 정치적 불평등의 결과인 부유층에 유리한 정책수립 및 자원배분 그리고 제도변화는 롤스가 강조하는 출발선상의 공정한 기회부여를 어렵게 한다(<그림 13>의 경로 2). 결국 가족배경의 차이가 출발선상의 차이를 결정하게 되고 이는 경제적 불평등을 가속화시킨다 (<그림 13>의 경로 3).

경제적 불평등이 확대될 경우, 빈곤층은 자녀교육에 대한 지출여력이 줄어들고 이는 롤스가 말하는 유사한 재능과 능력을 가진 사람들이 유사한 인생기회와 기대를 실현하는 것을 어렵게 한다(<그림 13>의 경로 1')<sup>21)</sup>. 소득불평등확대로 교육을 받을 수 있는 기회가 계층별로 불균등할 경우 기회에서 소외된 계층은 자신의 의견을 체계적으로 정책에 반영할 수 있는 능력과 사회네트워크의 부족으로 정치적 의사결정에서 소외되고 자신의 의견을 정책에 반영하기 어려워진다(<그림 13>의 경로 2'). 그 결과 정치적 의사결정과정보다 효과적으로 의사를 반영할 수 있는 능력과 사회적 네트워크를 소유한 부유층들은 자신들에게 유리한 정책과 제도변화를 이끌어 낼 수 있으며 이는 경제력 집중을 가속화시킨다(<그림 14>의 경로 3').

## 2. 모형<sup>22)</sup>

위에서 언급한 정치적 불평등, 기회의 불평등 그리고 경제적 불평등의 누적적 증가를 모형화하기 위하여 Solon(2004)의 모델을 변형하였다. 그리고 단순화하기 위하여 다음과 같이 가정한다:

1. 한 사회의 인구는 일정하며 1로 정규화(normalize)된다고 가정하자.

21) 미국 상위 20%소득계층과 하위 20% 소득계층의 자녀교육비(도서구입, 컴퓨터구입, 여름캠프 그리고 과외교습)지출을 비교하면 하위 20%소득계층의 경우 70년대에는 \$835를 2000년대 중반에는 \$1,300를 지출한 반면 상위계층은 1970중반 기간에 \$3,500였으나 2000년대 중반에는 \$5,500가 증가한 \$9,000를 지출하였다(Corak, 2013). 하위 20%는 30년 동안 자녀소득비가 \$500증가한 반면 상위층은 이 보다 11배 증가한 \$5,500가 증가하였다. Stiglitz(2012)도 유사한 지적을 하였는데, 미국명문대학교 재학생의 계층구성을 보면 소득분위 상위 25%계층 출신은 74%에 이르는 반면 하위 50% 계층출신은 9%에 불과하다는 사실도 적절한 예가 될 것이다. 혹은 Piketty(2014)에 따르면 하버드대학교 재학생 부모의 평균연봉이 45만 달러로 미국 상위 2%소득수준에 해당한다는 지적도 유사한 맥락이다.

22) 모형은 서환주·김준일(2014)을 참조한 것임.

2. 한 사회에는 두 개의 집단이 있다: 엘리트계급(혹은 부유층,  $h$ )과 일반시민계급(혹은 근로자 계급,  $l$ ).

일반시민계급의 구성원수가 엘리트계급의 구성원수보다 많다. 엘리트계급의 인구비중을  $\phi$ 라 하면 일반시민계급의 인구비중은  $1-\phi$  가 될 것이며 인구를 1로 정규화 하였기 때문에 인구비중이 각 계급의 구성원 수가 될 것이다. 물론  $\phi < \frac{1}{2}$ 이다.

각 집단의 구성원들은 동일한 선호를 갖는다고 가정한다.

각 가정은  $t$ 세대의 일인 부모와  $t+1$ 세대의 일인 자녀로 구성되어 있다.

### 1) 엘리트 계급

엘리트 대표부모의 효용함수는 다음과 같다:

$$U_{h,t} = (1-\alpha)\log C_{h,t} + \alpha\log Y_{h,t+1} \quad (26)$$

엘리트부모는 자신의 평생소비( $C_{h,t}$ )와 자녀의 평생소득수준( $Y_{h,t+1}$ ) 으로부터 만족을 얻는다.  $\alpha$ 는 부모의 이타주의 정도를 나타내는 파라미터로 0과 1사이의 값을 갖는다.  $\alpha$ 가 1에 가까울수록 이타주의적인 부모라 할 수 있다.

두 번째 식은 대표 엘리트대표 부모의 예산 제약식이다:

$$(1-\tau)Y_{h,t} = C_{h,t} + I_{h,t} + L_{h,t} \quad (27)$$

여기에서  $\tau$  는 세율이다.

그리고 이렇게 걷어 들인 세금을 정부는 가계의 교육비보조로만 지출한다고 가정하자. 따라서 교육비보조는 소득재분배 기능을 갖는다.

엘리트 부모는 가처분 소득  $(1-\tau)Y_{h,t}$ 을 소비( $C_{h,t}$ ), 자녀교육에 대한 투자( $I_{h,t}$ ) 그리고 자신이 속한 그룹의 사실상의 정치권력(de facto political power) 획득( $L_{h,t}$ )에 지출한다. 사실상의 정치권력 획득을 위한 지출은 로비자금과 정치기부금에 대한 지출을 의미하며 또한 자신들의 이해를 대변하는 조직(근로자들의 경우 노동조합)의 유지를 위한 지출을 의미한다.

엘리트그룹 자녀의  $t+1$ 기 소득은  $t$ 기에 투자한 교육투자수준에 의해서 결정된다. 엘리트계급 자녀의  $t+1$ 기 소득은 다음과 같이 결정 된다:

$$\log Y_{h,t+1} = \mu + p_s \Pi_{h,t} \quad (28)$$

여기에서  $\Pi$ 와  $p_s$ 는 교육을 통해 축적된 인적자본과 교육에 대한 투자수익률(학

력프리미엄)을 각각 나타낸다.

Estebez-Abe et al., (2001)는 범용기술(general technology)이 지배적인 생산시스템의 경우 교육을 통해 축적된 인적자본에 대한 투자수익률( $p_s$ ) 즉 학력프리미엄이 기업에 특수(firm-specific technology)한 기술이나 산업에 특수한(industry-specific technology)기술에 기반한 생산시스템에 비하여 높다고 분석하고 있다. 이는 교육을 통해 축적된 인적자본이 다양한 산업과 영역에 적용가능하기 때문이다. 반면에 기업특수적 기술이나 산업특수적 기술에 기초한 생산시스템의 경우는 학력프리미엄이 상대적으로 낮은 반면 직무를 통해서 축적된 인적자본의 투자수익률이 다른 국가에 비하여 높게 나타난다. 예를 들어 범용기술에 기초한 미국의 경우는 학력프리미엄이 다른 나라에 비하여 높게 나타나는 반면, 독일과 덴마크처럼 기업특수적 기술이나 산업특수적 기술에 기초한 국가의 경우는 학력프리미엄이 낮게 나타난다. 따라서 학력프리미엄을 나타내는  $p_s$ 는 각국의 생산시스템 혹은 기술축적패턴에 따라 상이한 값을 갖게 된다.

엘리트계급자녀의 교육을 통한 인적자본의 축적은 부모의 자녀교육에 대한 투자수준( $I_{h,t}$ ), 엘리트자녀 1인당 정부공공지출( $GV_{h,t}$ ) 그리고 가족으로부터 물려받은 인적자본( $\bar{e}_h$ )에 의해서 결정된다(식 (29)). 그리고  $\bar{e}_h$ 는 고정되어 있다고 가정한다. 엘리트 부모는 소득이 높아 자녀들의 교육에 투자할 능력이 일반 시민들에 비하여 높다. 따라서  $I_{h,t} > I_{l,t}$ 라 가정할 수 있다.

$$\Pi_{h,t} = \theta_1(\log I_{h,t} + \log GV_{h,t}) + \bar{e}_h \quad (29)$$

정부의 각 가정에 대한 교육비 보조를 교육비의 직접보조이외에도 다음과 같은 경우를 가정할 수도 있다. 엘리트 계급과 일반시민계급 모두가 자신의 사실상의 정치권력을 이용하여 정부가 자신들 자녀가 다니는 학교에 보다 많은 재원을 배분하도록 압력을 행사한다. 한국의 경우 엘리트 계급들이 자신의 자녀가 주로 다니는 자립형사립이나 외국어고등학교에 자원을 유리하게 배분하도록 로비를 하거나 압력을 행사하는 것이 좋은 예가 될 것이다. 반대로 일반시민계급의 사실상의 정치권력이 강할 경우 일반시민계급들은 정부재원을 자신들의 자녀가 보다 많은 혜택을 받을 수 있는 공립학교에 할당되도록 압력을 가할 것이다. Carasso, Reynolds and Steuerle (2008)에 따르면 2006년에 미국정부는 계층이동성을 촉진하는 프로그램 예를 들어 교육에 GDP 대비 1.6%를 지출하고 있지만, 저소득층과 중산층은 이 예산의 단지 1/4만이 할당되었다. 즉 계층이동을 위한 정부지출의 대부분을 고소득층이 혜택을 보고 있다.

엘리트계급 자녀 1인당 정부지출은 엘리트 계급의 사실상의 정치권력수준에 의해서 영향을 받는다. 그런데 사실상의 정치권력은 법률상의 정치권력( $W_h$ )과 사실상



의 정치권력획득을 위한 투자( $L_{h,t}$ )의 함수이다(식 (30)). 다수결의 원칙에 따라 그룹의 규모 즉 구성원의 수( $\phi$ )가 법률상의 정치권력수준을 결정한다(식 (31)). 따라서 정치적으로 평등하다면 다수를 차지하는 일반시민계급이 법률상의 정치권력에 있어 엘리트계급보다 우위를 점한다.

$$GV_{h,t} = W_h^\gamma L_{h,t}^{1-\gamma} \quad (30)$$

$$W_h = \phi \text{ and } L_{h,t} = \phi\beta_h(1-\tau)Y_{h,t} \quad (31)$$

$$0 \leq \beta_h \text{ and } \gamma \leq 1$$

엘리트그룹의 각 가정은 사실상의 정치권력 획득을 위해서 가처분 소득의 일정비율( $\beta_h$ )을 지출한다( $\beta_h(1-\tau)Y_{h,t}$ ). 이는 로비자금 및 정치모금에 대한 기부만이 아니라 각 그룹의 이해를 대변하는 조직에 대한 유지비용 지출까지를 포함한다.  $L_{h,t} = \phi\beta_h(1-\tau)Y_{h,t}$ 는 엘리트 계급전체의 사실상의 권력획득을 위한 투자를 나타낸다.  $\beta_h(1-\tau)Y_{h,t}$ 는 엘리트 계급 부모들의 사실상의 정치권력획득을 위한 평균지출을 나타내기 때문에  $\phi\beta_h(1-\tau)Y_{h,t}$ 는 엘리트 계급전체의 사실상의 정치권력획득을 위한 지출을 의미한다. 따라서 대표 엘리트 부모의 사실상의 정치권력수준은 개인의 투자수준에 의해서 결정되는 것이 아니라 계급전체의 사실상의 권력획득을 위한 투자수준에 의해서 결정된다. 그리고  $\gamma$ 는 한 사회의 민주화정도 혹은 정치적 평등(political equality)의 정도를 나타낸다.  $\gamma$ 이 1에 가까울수록 사실상의 정치권력이 법률상의 정치권력과 격차가 줄어들어 소득불평등에 대한 영향이 적고 정치적 평등의 정도가 높다고 할 수 있다.

식 (28)~식 (31)이 주어졌고, 예산제약식 (27)하에서 부모의 효용을 나타내는 식 (26)을 극대화하면, 대표부모의 자녀인적자본투자에 대한 적정수준( $I^*$ )이 다음과 같이 구해진다.

$$U_{h,t} = (1-\alpha)\log(1-\tau)(1-\phi\beta_h)Y_{h,t} - I_{h,t} + \alpha\mu + \alpha\kappa\log I_{h,t} + \alpha\kappa(1-\gamma)\log Y_{h,t} + \alpha p_s \bar{e}_h + \alpha\kappa(\gamma\log\phi + (1-\gamma)\log\phi\beta_h(1-\tau)) \quad (32)$$

여기에서  $\kappa = p_s\theta_1$ 이다.

효용극대화를 위한 일계조건은 다음과 같다:

$$\frac{\partial U_{h,t}}{\partial I_{h,t}} = \frac{-(1-\alpha)}{(1-\tau)(1-\phi\beta_h)Y_{h,t} - I_{h,t}} + \frac{\alpha\kappa}{I_{h,t}} = 0 \quad (33)$$

식 (33)로부터 식 (34)와 같은 최적투자수준  $I_{h,t}^*$ 가 구해진다:

$$I_{h,t}^* = \frac{\alpha\kappa}{1-\alpha(1-\kappa)}(1-\tau)(1-\phi\beta_h)Y_{h,t} \quad (34)$$

따라서  $I_{h,t}^*$ 는 부모의 이타주의 정도( $\alpha$ )와 교육에 대한 투자수익률( $\kappa$ )즉 학력프리미엄이 높을수록 증가하게 된다.

위의 식 (28), (29), (30), (31) 그리고 (34)으로부터, 엘리트 계급의 세대 간 소득이전(income transmission) 방정식은 다음과 같다:

$$\begin{aligned} \log Y_{h,t+1} = & \kappa(2-\gamma)\log Y_{h,t} + \kappa \log \frac{\alpha\kappa(1-\tau)(1-\phi\beta_h)}{1-\alpha+\alpha\kappa} \\ & + \kappa(\gamma\log\phi + (1-\gamma)\log\phi\beta_h(1-\tau)) + p_s \bar{e}_h + \mu \end{aligned} \quad (35)$$

## 2) 시민계급

대표 시민계급부모의 효용함수는 다음과 같다:

$$U_{l,t} = (1-\alpha)\log C_{l,t} + \alpha\log Y_{l,t+1} \quad (36)$$

여기에서  $C_{l,t}$ 는 시민계급부모의 평생소비를  $Y_{h,t+1}$  대표 시민계급자녀의 평생소득수준을 나타낸다.

시민계급부모의 예산 제약식은 다음과 같다:

$$(1-\tau)Y_{l,t} = C_{l,t} + I_{l,t} + L_{l,t} \quad (37)$$

시민계급 자녀의 t+1기 소득은 다음과 같이 결정된다:

$$\log Y_{l,t+1} = \mu + p_s \Pi_{l,t} \quad (38)$$

시민계급 자녀의 교육을 통한 인적자본축적은 다음과 같다:

$$\Pi_{l,t} = \theta_1(\log I_{l,t} + \log GV_{l,t}) + \bar{e}_l \quad (39)$$

$$\bar{e}_h > \bar{e}_l \quad (40)$$

시민계급 자녀를 위한 정부지출은 다음과 같이 결정되며 사실상의 정치권력은 다

음과 같다고 가정 한다:

$$GV_{l,t} = W_l^\gamma L_{l,t}^{1-\gamma} \quad (41)$$

$$W_l = 1 - \phi \quad \text{그리고} \quad L_{l,t} = (1 - \phi)\beta_l(1 - \tau)Y_{l,t} \quad (42)$$

$$0 \leq \beta_l \leq 1$$

시민계급도 사실상의 정치권력획득을 위해서 가처분소득의 일부를 투자를 하는데 이는 로비나 정치적 참여를 통한 투자이외에도 자신들의 이해를 대변하는 조직 특히 노동조합의 유지를 위한 비용부담도 포함된다.

위의 식들로부터 시민 계급의 세대 간 소득이전(income transmission)이 다음과 같이 유도 된다:

$$\begin{aligned} \log Y_{l,t+1} = & \kappa(2 - \gamma)\log Y_{l,t} + \kappa \log \frac{\alpha\kappa(1 - \tau)(1 - (1 - \phi)\beta_l)}{1 - \alpha + \alpha\kappa} \quad (43) \\ & + \kappa(\gamma \log(1 - \phi) + (1 - \gamma)\log(1 - \phi)\beta_l(1 - \tau)) + p_s \bar{e}_l + \mu \end{aligned}$$

$\log Y_{h,t+1} - \log Y_{l,t+1} = G_{t+1}$  그리고  $\log Y_{h,t} - \log Y_{l,t} = G_t$ 라 하자. 이 경우  $G_{t+1}$ 은 자녀 세대에서 엘리트계급과 시민계급사이의 소득격차를 그리고  $G_t$ 는 부모세대의 엘리트 계급과 시민계급사이의 소득격차를 나타낸다.

식 (35)에서 식 (43)을 차감하면 다음과 같은 식 (44)가 도출된다:

$$\begin{aligned} G_{t+1} = & \kappa(2 - \gamma)G_t + \kappa[\gamma \log \frac{\phi}{1 - \phi} + (1 - \gamma)\log \frac{\phi\beta_h}{(1 - \phi)\beta_l}] \quad (44) \\ & + p_s(\bar{e}_h - \bar{e}_l) + \kappa \log \frac{1 - \phi\beta_h}{1 - (1 - \phi)\beta_l} \end{aligned}$$

식 (44)를 보면 자녀세대에 있어서 엘리트계급과 일반시민계급간의 소득격차 ( $G_{t+1}$ )는 부모들 세대의 소득불평등정도( $G_t$ )와 정치적 불평등정도,

$[\gamma \log \frac{\phi}{1 - \phi} + (1 - \gamma)\log \frac{\phi\beta_h}{(1 - \phi)\beta_l}]$  그리고 기회의 불평등을 나타내는 가족이 제공하는

상이한 배경( $\bar{e}_h - \bar{e}_l$ )에 의해서 영향을 받는다. 그리고 가처분소득 중 자녀교육

투자로 배분하는 비중 $[\log \frac{1 - \phi\beta_h}{1 - (1 - \phi)\beta_l}]$ 의 차이에 의해서 영향을 받는다.

그리고 자녀들 세대에 있어서 엘리트계급과 일반시민계급간의 소득불평등정도는 세 가지 제도에 의해서도 영향을 받는다: 생산시스템(production system), 정치적

도 그리고 가족이다.  $\kappa$ 는 생산시스템의 특성에 따라 결정되는 교육투자수익률(학력프리미엄)을 나타낸다. 기업특수적 기술이나 산업특수적 기술이 가치를 갖는 생산시스템의 경우, 기술과 지식이 대학교육보다는 기업 내에서 혹은 정부와 사용자 단체가 운영하는 기술학교에서 축적되기 때문에 학력프리미엄( $\kappa$ )이 낮다. 반대로 범용기술에 기초한 포디즘의 경우나 혹은 고도의 지식 집약적 산업에 기초한 생산시스템의 경우는 대학을 비롯한 학교에서 축적한 기술이 가치를 갖기 때문에 교육에 대한 투자수익률이 높다. 따라서 학력프리미엄이 높은 생산시스템에 기초한 사회에서는 부모들의 자녀교육에 대한 투자동기도 높으며 경제적으로 여유가 있는 엘리트부모들은 시민계급의 부모들에 비하여 자녀교육투자재원마련에 유리하기 때문에 부모의 소득수준이 자녀의 소득수준에 미치는 영향력이 높게 나타난다. 따라서 앞의 <그림 22>의 위대한 개츠비 곡선도 이러한 해석이 가능하다. 산업특수적 혹은 기업특수적 기술이 경쟁력의 핵심인 북구와 일본 그리고 독일은 범용기술에 기초한 생산시스템을 가진 영국과 미국에 비하여 부모소득의 자녀소득에 대한 영향력이 낮을 것으로 기대된다. 두 번째 제도는 법률과 정치제도이다.  $\gamma$ 는 정치적 평등의 정도를 나타낸다. 법에 의해 모든 사회구성원들에게 동등하게 보장된 정치적 권리 행사가 소득불평등에 영향을 덜 받도록 민주주의 사회는 다양한 보정수단(예를 들어 국선변호인제도나 선거비용지출의 상한선 설정)과 규제(로비와 뇌물)를 제도적으로 마련하고 있다. 이러한 제도들의 존재 및 효율성 여부가 정치적 평등의 정도에 영향을 준다. 또한 두 계급간의 사실상의 정치권력결정에 지대한 영향을 미치는 노동조합활동에 대한 법률의 보장정도도 또한 정치적 평등에 영향을 미치게 된다. 따라서 법률과 정치제도가 세대 간 빈곤의 대물림을 결정하는데 있어서 중요한 역할을 한다. 마지막으로  $\bar{e}_h$ 는 가족제도의 영향을 나타내는데, 노동시장에서 가치를 인정받는 특성인 지적 혹은 신체적 능력과 무형의 유산(가족의 네트워크이나 가족의 평판)이 가족 내에서 형성되기 때문이다.

식 (44)의 양변에서  $G_t$ 를 차감하면 다음과 같다:

$$\Delta G = G_{t+1} - G_t = [\kappa(2-\gamma) - 1]G_t + \kappa[\gamma \log \frac{\phi}{1-\phi} + (1-\gamma) \log \frac{\phi\beta_h}{(1-\phi)\beta_l}] \quad (45)$$

$$+ p_s(\bar{e}_h - \bar{e}_l) + \kappa \log \frac{1-\phi\beta_h}{1-(1-\phi)\beta_l}$$

$A = [\kappa(2-\gamma) - 1]$  and

$$B = \kappa[\gamma \log \frac{\phi}{1-\phi} + (1-\gamma) \log \frac{\phi\beta_h}{(1-\phi)\beta_l}] + p_s(\bar{e}_h - \bar{e}_l) + \kappa \log \frac{1-\phi\beta_h}{1-(1-\phi)\beta_l}$$

라 가정한다. 그리고  $\kappa > \frac{1}{(2-\gamma)}$ 이면  $A > 0$ 이고  $\kappa < \frac{1}{(2-\gamma)}$ 이면  $A < 0$ 이다.

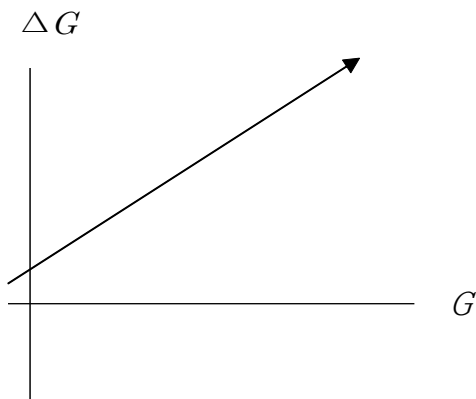
식 (45)은 다음과 같이 표현된다:

$$\Delta G = AG_t + B \quad (46)$$

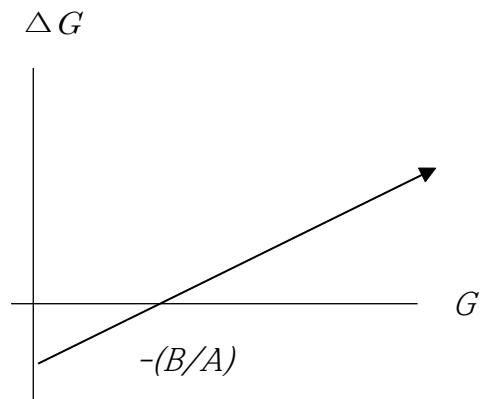
식 (46)이 의미하는 바는 자녀세대가 부모세대에 비하여 엘리트계급과 일반시민 계급사이의 소득격차를 얼마만큼 줄일 수 있느냐 여부( $\Delta G > < 0$ )는 부모들 세대의 소득격차( $G_t$ )수준과 A와 B의 값에 의하여 결정된다.

<그림 14> 다양한 경우

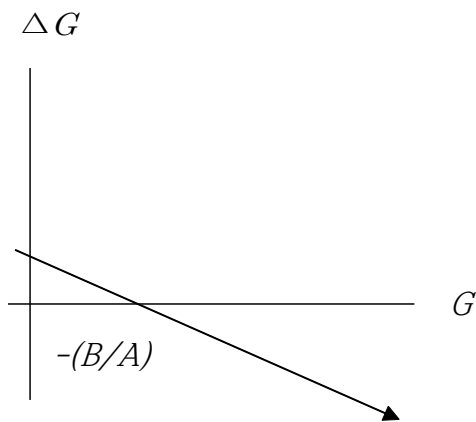
경우 1)  $A > 0$  and  $B > 0$



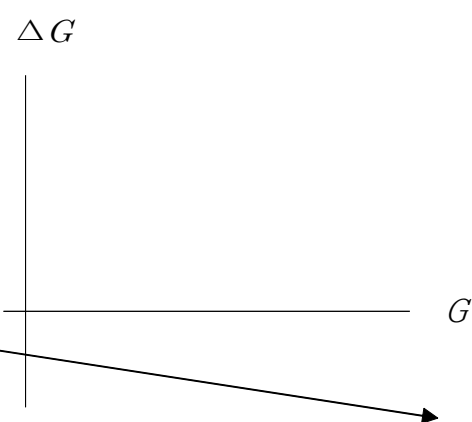
경우 2)  $A > 0$  and  $B < 0$



경우 3)  $A < 0$  and  $B > 0$



경우 4)  $A < 0$  and  $B < 0$



<그림 14>의 경우 1은  $A > 0$  즉  $\kappa > \frac{1}{(2-\gamma)}$ 으로 교육에 대한 투자수익률이 높고 정치적 불평등과 기회의 불평등이 높아  $B > 0$ 인 경우이다. 이 경우는 부모세대의 소득불평등 수준과 관계없이 자녀세대의 소득불평등이 부모세대에 비하여 증가하는 경우이다.

경우 2는  $A > 0$ 로 교육에 대한 투자수익률이 충분히 높으나 시민계급의 사실상의 정치권력이 엘리트계급의 사실상의 정치권력보다 충분히 우위에 있어  $B < 0$ 인 경우이다. 예를 들어 시민계급의 이해를 대변하는 노동조합의 교섭력과 영향력이 충분히 강한 경우이다. 이 경우 부모세대의 소득불평등 수준이 어느 정도이었느냐에 따라서 부모세대에 비하여 자녀세대의 소득불평등이 감소되는지 여부가 결정된다. 부모세대의 소득불평등 정도가  $(-\frac{B}{A})$ 보다 작은 값을 갖는 경우 자녀세대의 소득불평등은 부모의 세대의 소득불평등에 비하여 감소하는 반면 부모세대의 소득불평등 정도가 커서  $(-\frac{B}{A})$ 보다 클 경우 자녀세대의 소득불평등은 부모세대에 비하여 증가한다. 이는 교육에 대한 투자수익률이 충분히 높은 경우, 부모의 자녀에 대한 투자동기가 높고 부모의 소득수준이 자녀교육투자수준에 미치는 영향도 높게 된다. 따라서 부모세대의 소득격차가 작고  $(-\frac{B}{A}$ 의 좌측), 사실상의 정치권력에서 우위에 있는 일반시민계급이 정부로 하여금 더 많은 재원을 공교육에 투자확대 하도록 압력을 행사하거나 투표권을 행사하여 일반시민 계급 자녀들의 인적자본축적을 돕게 될 경우 부모세대에 비하여 자녀세대에 있어서 소득불평등의 정도가 줄어들게 된다. 그러나 부모세대의 소득격차가 충분히 큰 경우  $(-\frac{B}{A}$ 의 우측), 엘리트 부모의 사적인 교육투자수준이 시민계급이 공교육투자 확대를 통하여 교육투자수준을 늘리는 것보다 충분히 크다면 자녀세대의 소득격차가 부모세대의 소득격차에 비하여 증가하게 된다.

경우 3은 경우 2와 반대이다.  $A < 0$ 이고  $B > 0$ 인 경우이다. 교육에 대한 투자수익률은 낮은 반면 정치적 불평등이 높거나 기회의 불평등이 높은 경우이다. 부모세대의 소득불평등 정도가 낮은 경우  $(-\frac{B}{A}$ 의 좌측) 자녀세대의 소득불평등은 부모세대에 비하여 증가하는 반면 부모세대의 소득불평등 정도가 충분히 클 경우  $(-\frac{B}{A}$ 의 우측) 자녀세대의 소득불평등은 부모세대에 비하여 감소한다. 부모세대의 소득불평등 정도와 정치적 불평등정도가 충분히 높지만, 교육에 대한 투자수익률이 충분히 낮아 엘리트 부모의 자녀교육에 대한 투자동기도 낮고 이에 따라 자녀세대에 는 부모세대에 비하여 소득격차가 줄어들게 된다. 반면에  $-\frac{B}{A}$ 의 좌측은 투자수익률은 낮지만 정치적 불평등과 기회불평등이 높아 낮은 투자수익률의 효과를 상회하는 경우이다. 마지막으로  $A < 0$ 이고  $B < 0$ 인 경우는 부모세대의 소득불평등 수준과 관계없이 자녀세대의 불평등은 부모세대에 비하여 감소한다. 즉 교육에 대한 투자수익률도 낮고 시민계급의 사실상의 정치권력이 엘리트들의 사실상의 정치권력

보다 충분히 큰 경우 자녀세대에는 부모세대에 비하여 소득불평등을 감소시킬 수 있다. 복구의 경우가 여기에 해당된다고 하겠다.

## VI. 결론

### 1. 요약

본 연구는 2000년대 이후 한국사회의 소득불평등에 가족환경, 성 그리고 출신지와 같은 기회불평등관련 요소들이 어느 정도 기여하였는지를 모수 및 비모수 방법을 이용하여 추정하였다. 본 분석에서는 2000~2012년 한국노동패널 개인자료를 활용하여 소득불평등을 요인분해 하였는데, 이는 노동패널자료의 경우 기회불평등관련 환경변수(가족배경 등), 근로자 개인의 노력관련 변수 그리고 개인의 성취관련 변수 등 다양한 자료가 제공되기 때문이다. 주요 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 비모수 추정방법을 이용하여 한국노동패널조사 자료의 30-60세 근로자를 대상으로 소득불평등이 어느 정도 기회불평등에 의해서 발생하는지를 분석한 결과 분석집단에 따라서 작게는 6%에서 크게는 20% 이상인 것으로 계산되었다. 또한 비모수추정결과를 통해서 다음을 확인할 수 있었다. 성별로 하위집단을 구분하여 분석한 결과 여성 그룹에서의 기회불평등이 남성 그룹에 비해서 상대적으로 매우 높게 나타나고 있으나, 2000년 이후 여성 그룹의 기회불평등은 상대적으로 높지만 점차 감소하는 추이를 보이고 있다. 보다 흥미로운 사실은 남성의 경우 30대 연령으로 구분하여 기간별로 분석할 경우, 2000년대 초에 비하여 10년이 지난 2010~2012년 기간에 30대 남성근로자들의 기회불평등이 증가하였음을 확인할 수 있었다. 즉 보다 젊은 세대일수록 기회불평등이 상대적으로 증가하고 있음을 확인할 수 있었다.

둘째, 비모수 추정방법에서 사용한 동일한 자료를 이용하여 2000년대 이후 한국사회의 기회불평등추이를 모수 추정방법으로 분석하였다. 분석결과 2000~2012년 기간의 30-60세의 경우 기회불평등지수는 0.040~0.052정도로 추정되며 전체 소득불평등에 대한 기회불평등의 기여정도는 약 18~23%수준이다. 즉 전체소득불평등의 1/5 가량이 기회불평등에 기인함을 알 수 있다. 그 외의 주요결과를 소개하면 다음과 같다. 우선 우리나라의 기회불평등에서 성별차이가 핵심적인 역할을 한다는 것을 발견할 수 있었다. 그 결과 여성의 대학진학률상승과 활발한 노동시장 참여 증가는 여성의 기회불평등만이 아니라 남녀를 합한 한국사회전체의 기회불평등을 감소시킨 것으로 나타났다. 그러나 비모수 추정결과와 유사하게 30대 남성의 경우 10년 전에 비하여 기회불평등이 증가하였음을 확인할 수 있었다. 현재의 30대 남성이 10년 전의 30대 남성보다 기회불평등이 2배가량 증가하였으며 기회불평등의 소득불평등에 대한 기여도 또한 2.2배가량 증가하였다. 이러한 30대 남성의 기회불평등 증가를 직접효과(환경이 직접적으로 소득에 영향을 미치는 효과)와 간접효과(환경이 노력

을 매개로 소득에 영향을 미치는 효과)로 구분하여 살펴보면, 지난 10년간의 30대 남성의 기회불평등 증가의 83.3%가 직접효과에 기인함을 확인할 수 있었다.

셋째, 이러한 모수추정결과에 따르면 한국의 기회불평등과 소득불평등은 각각 0.040과 0.207로 나타났는데 이는 미국 및 영국과 유사한 수준이었다. 앞의 <표 6>에 따르면 영국과 미국의 기회불평등은 각각 0.042와 0.041이었으며 소득불평등은 0.204와 0.220이었다. 따라서 우리나라는 북구만이 아니라 프랑스, 독일, 오스트리아 그리고 벨기에와 같은 대륙유럽국가에 비하여도 기회불평등 정도가 높은 것으로 나타났다.

넷째, 기회불평등만이 아니라 정치적 불평등을 포함한 다양한 불평등이 동시에 증가하는 현상에 주목하여 기회불평등, 정치적 불평등 그리고 소득불평등이 상호연관되어 있으며 상호부정적인 영향(negative spillover)을 통하여 누적적으로 증가하고 있음을 지적하였다. 따라서 기회불평등의 문제를 보다 효율적으로 해결하기 위해서는 다른 영역의 불평등문제를 동시에 고려해서 종합적으로 살펴볼 필요가 있음을 확인할 수 있었다.

## 2. 정책적 함의

기회불평등은 소득불평등 및 경제성장과 같은 경제적 측면에 영향을 미칠 뿐 만 아니라 공정성 및 사회적 정의와 같은 윤리적 측면에서도 문제를 발생시키고 있다. 즉, 기회균등은 경제적 문제를 해결하기 위한 과제일 뿐만 아니라 사회통합의 선행 조건이기도 한다.

그러나 현재 우리나라는 국제 비교를 통한 여러 분배지표에서 최하위 수준을 보이고 있을 뿐만 아니라 부의 대물림이 고착화되고 있다. 그리고 개인의 성공을 위해서는 노력보다는 배경이 더 중요하다는 인식이 확산되면서 사회전반에 걸쳐 불신의 벽이 높아지고 있다. 이러한 이유로 기회불평등의 원인과 해소대책에 대한 논의가 관심을 받고 있으며 활발해지고 있다.

그렇다면 기회 불평등을 감소시키기 위한 정책은 무엇일까? 기회평등주의자가 강조하는 환경의 차이로 인해 발생하는 불평등은 윤리적으로 정당화될 수 없으며, 이로 인한 소득의 격차는 사회가 보상하여야 한다는 보상의 원리(principle of compensation)에 따르면 기회균등정책은 사전적 보상(ex-ante)정책과 사후적 보상(ex-post)정책으로 구분해 볼 수 있다. 사전적 보상은 노력이 투하되기 이전에 보상되어야 한다는 관점이며, 노동시장진입 이전에 제공하는 영육아 정책 및 교육정책들이 대표적인 예라 할 수 있다. 사후적 보상은 노력이 투하된 이후에 보상되어야 한다는 관점으로, 복지제도(기초생활보호제도, 각종연금제도 등)와 고용정책, 그리고 조세제도를 통한 재분배 정책 등이 해당된다. 앞서 살펴본 바와 같이 기회불평등과 소득불평등은 서로 밀접히 관련되어 있다. 즉, 기회불평등은 소득불평등을 악화시키는 요인이면서 동시에 소득불평등의 심화는 기회불평등을 더욱 악화시키는 결과를 가져온다. 이러한 측면에서 볼 때, 사전적 보상은 기회불평등을 직접



적으로 감소시키기 위한 정책이라면, 사후적 보상은 결과의 불평등을 감소시켜 기회의 평등을 달성하고자 하는 정책으로 볼 수 있다.

사전적 및 사후적 보상 정책 모두가 기회불평등을 감소시키는 역할을 수행하고 있지만, 기존 논의에 따르면 사전적 보상을 통해 기회불평등을 감소시키는 정책이 사회통합과 경제적 효율성측면에서 보다 효과적이라고 평가되고 있다(Heckman & Rubinstein, 2001; Heckman, 2013, 김문길 외, 2013). 이는 이미 악화된 소득불평등을 개선하기 위한 사후적 보상 정책은 지불해야 할 비용이 상대적으로 클 뿐만 아니라 이전소득이 자녀의 후생에 직접으로 영향을 미치는 교육 및 건강과 같은 영역에 집중적으로 사용되어야 효과가 나타나기 때문이다. 따라서 기회의 평등을 주장하는 대부분의 연구들은 인지능력이 형성되고 인적자본에 대한 투자가 본격적으로 이루어지는 시점에서의 영육아 보육 및 교육의 중요성을 강조하고 있다.

그러나 경제발전수준과 불평등의 양상에 따라 우선시되어야 할 정책들은 시기별로 국가별로 상이하게 된다. 현재 시점에서 우선시되어야 할 정책들을 우리의 분석 결과를 토대로 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 양질의 일자리 창출과 열악한 일자리에 대한 처우개선 노력이 선행되어야 한다. 우리나라는 높은 교육열을 바탕으로 산업화사회에 필요한 인적자본을 성공적으로 공급할 수 있었으며 활발한 사회이동과 정치적 안정을 동시에 달성할 수 있었다. 이러한 결과가 가능했던 이유는 급속한 경제발전을 통해 취업기회가 확대되었고 고학력자들이 양질의 일자리에 비교적 손쉽게 취업할 수 있었기 때문이다.

하지만, 이러한 경향은 외환위기 이후 달라지고 있다. 고용 없는 성장이 지속되고 있으며 그 성장 또한 더디게 일어나고 있다. 그리고 높은 교육열에 따른 노동시장에서의 고학력화는 오히려 노동시장의 수급불균형을 발생시키고 있으며 양질의 일자리 부족에 따른 경쟁의 심화로 고학력자의 취업가능성이 갈수록 낮아지고 있다.

우리의 분석결과를 보면, 2000년 이후 소득불평등과 기회불평등은 양의 상관관계를 보이고 있지만, 남성 30대의 경우에는 소득불평등이 낮아짐에도 불구하고 기회불평등이 증가되고 있는 것으로 나타나고 있다. 30대의 이러한 결과는 최근의 사회경제적 변화가 반영된 결과로 보인다. 청년세대의 경우, 취업의 어려움으로 소득수준이 하향 평준화되어 소득불평등이 감소한 것으로 해석되며, 이러한 취업의 어려움은 가족배경과 같은 환경적 요인이 취업 및 개인의 성취에 영향을 미칠 가능성을 높였을 것으로 예측된다. 최근 현대판 음서제도라고 비판받고 있는 법학전문대학원 졸업자들의 특혜취업 논란에서 알 수 있듯이 엘리트부모들은 일자리 경쟁이 치열해질수록 자녀취업에 개입하여 영향력을 적극적으로 행사하고자 한다.

즉, 균등한 교육기회를 제공하는 것만으로 최근의 기회불평등의 문제를 해소하기에는 한계가 있으며 청년 고용의 문제를 해결하는 정책이 선행되어야 한다. 편향은 일자리를 증가시켜 고학력 수준에서의 치열한 경쟁을 완화시킴과 동시에 열악한 일자리의 처우를 개선하는 노력도 동시에 이루어져야 한다. 이를 위해서 최저임금과 사회보장제도의 강화를 통해 고용의 질을 개선하는 문제에도 집중할 필요가 있다.

둘째, 교육에 대한 투자와 교육제도의 개선이 필요하다. 우리나라의 학력수준은 최고 수준이지만 제도상의 여러 문제점이 대두되고 있다. 공교육에 대한 투자 비중은 여타 선진국에 비해 상대적으로 낮은 수준인 반면 사교육에 의존하는 비중은 매우 높은 상황이다. 이런 가운데 부모의 환경(교육수준 및 소득수준)에 따른 사교육비 지출규모와 자녀의 교육수준 간에는 높은 상관관계를 보이고 있다. 즉, 학업성취와 사교육비의 지출이 강한 상관관계를 보이고 있으며, 이는 상위 단계의 진학에 매우 중요한 요인으로 작용하고 있다. 정부는 교육정책의 변화를 통해 교육의 기회균등을 달성하고자 하는 노력들을 기울여 왔지만, 그동안 진행되어온 교육정책의 경우, 오히려 기회의 평등에 부정적인 효과를 가져왔다는 지적들이 많다. 2000년 이후 중·고등학교 과정에서의 서열화와 계열화(tracking)는 성적의 양극화와 성적의 계급차이를 확대시키고 있으며 부모의 사회경제적 지위에 따른 교육기회 및 성취의 불평등을 확대시키고 있다는 것이다(장상수, 2013과 2015). 또한 대학 정원이 크게 확대되었으나 대학 내부의 서열이 강화되고 있으며, 명문대 진학률이 부모의 사회경제적 지위에 따라 더욱 양극화되는 경향이 나타나고 있다.

따라서 2000년 초반 이후 서열화 된 교육정책은 노동시장의 문제와 맞물려 앞으로 기회불평등을 더욱 심화시킬 가능성이 농후하다. 이러한 문제를 해결하기 위해서는 공교육비지출을 확대하고 사교육비지출을 줄이기 위한 서열화와 계열화된 교육제도를 개선하는 등의 교육정책개선에 노력을 기울일 필요가 있다.

## 참고문헌

- Aaberge, R., M. Mogstad, and V. Peragine (2011). "Measuring Long-Term Inequality of Opportunity." *Journal of Public Economics* 95(3-4): 193-204.
- Acemoglu, D. and J. Robinson (2008). "Persistence of power, elites, and institutions" *American Economic Review* 98(1), pp. 267-93.
- Acemoglu, D. and J. Robinson (2006). *Economic origins of dictatorship and democracy*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Arneson, R. J. (1989). "Equality and equal opportunity for welfare." *Philosophical Studies* 56(1): 77-93.
- Atkinson, A. B. (2015). *Inequality*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Barros, R. P. d., Francisco H. G. Ferreira, a. José R. Molinas Vega and J. S. Chanduvi (2009). *Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean*. World Bank Publications.
- Belhaj-Hassine, N. (2012). "Inequality of Opportunity in Egypt." *World Bank Economic Review* 26(2): 265-295.
- Bossert, W. (1995). "Redistribution mechanisms based on individual characteristics." *Mathematical Social Sciences* 29: 1-17.
- Bourguignon, F., F. H. Ferreira and M. Menendez (2007a). "Inequality of opportunity in Brazil." *Review of income and Wealth* 53(4): 585-618
- Bourguignon, F., F. H. Ferreira and M. Walton (2007b). "Equity, efficiency and inequality traps: A research agenda." *The Journal of Economic Inequality* 5(2): 235-256.
- Brunori, P., F. H. Ferreira and V. Peragine (2013). "Inequality of opportunity, income inequality and economic mobility: some international comparisons." World Bank Policy Research Working Paper(6304).
- Carasso, A., G. Reynolds, and C. E. Steuerle (2008). *How much does the federal government spend to promote economic mobility and for whom?*, Washington DC: Economic Mobility Project, Pew Charitable Trusts.
- Checchi, D. and V. Dardanoni (2002). "Mobility comparisons: does using different measures matter?." *Research in Inequality* 9: 113-145.
- Checchi, D. and V. Peragine (2010). "Inequality of opportunity in Italy." *The Journal of Economic Inequality* 8(4): 429-450.
- Cogneau, D. and S. Mesple-Soms (2008). "Inequality of Opportunity for Income in Five Countries of Africa." DIAL Document de travail DT/2008-04.
- Cohen, G. A. (1989). "On the Currency of Egalitarian Justice." *Ethics* 99: 906-944.
- Corak, M. (2006). "Do poor children become poor adults? Lessons for public policy from a cross country comparison of generational earnings mobility." in J. Creedy and G. Kalb(eds), *Dynamics of Inequality and Poverty* (Research on Economic Inequality), 27 Emerald Group Publishing Limited: 143-188.
- (2013). "Income inequality, equality of opportunity, and intergenerational

- mobility.” *The Journal of Economic Perspectives* 27(3): 79–102.
- Corak, Miles and Andrew Heisz (1999). “The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data.” *The Journal of Human Resources* 34(3): 504–533.
- Dworkin, R. (1981). “What is equality? Part 1: Equality of welfare.” *Philosophy & Public Affairs*, 10(3): 185–246.
- Dubrow, J. (2010). “Cross-National measures of political inequality of voice.” *ASK* 19(1): 93–110.
- Estevez-Abe, M., T. Iversen and D. Soskice (2001). “Social protection and the formation of skills: a reinterpretation of the welfare state.” In A. Hall and D. Soskice (eds), *Varieties of capitalism: The institutional foundations of comparative advantage*, Oxford: Oxford University Press.
- Ferreira, F. H. and J. Gignoux (2011). “The measurement of inequality of opportunity: Theory and an application to Latin America.” *Review of Income and Wealth*, 57(4): 622–657.
- Ferreira, F. H. G. and V. Peragine (2015). “Equality of Opportunity: Theory and Evidence.” Policy Research Working Paper, No. 7217, World Bank.
- Fleurbaey, M. (1994). “On fair compensation.” *Theory and Decision* 36: 277–307.
- Fleurbaey, M. and E. Schokkaert (2009). “Unfair inequalities in health and health care.” *Journal of Health Economics* 28: 73–90.
- Foster and Shneyerov (2000). “Path Independent Inequality Measures.” *Journal of Economic Theory* 91(2): 199–222,
- Hacker, J. and P. Pierson (2010). *Winner-take-all politics: How Washington made the rich richer and turned its back on the middle class*, New York: Simon & Schuster Paperbacks. (『부자들은 왜 우리를 힘들게 하는가?』, 조자현 옮김, 21세기 북스, 2012).
- Heckman, J. (2012). “Promoting Social Mobility.” Lead Essay, Boston Review(2012.10)
- Heckman, J. and Y. Rubinstein (2001). “The Importance of Noncognitive Skills: Lessons from the GED Testing Program.” *American Economic Review* 91(2): 145–149.
- ILO (2012). Global Employment Trends for Women.
- Lefranc, A., N. Pistolesi and A. Trannoy (2008). “Inequality of opportunities vs. inequality of outcomes: Are Western societies all alike?.” *Review of Income & Wealth* 54(4): 513–546.
- Marrero, G. A. and J. G. Rodríguez (2013). “Inequality of opportunity and growth.” *Journal of Development Economics* 104: 107–122.
- OECD (2012). Closing the Gender Gap ACT NOW.
- Peragine, V. (2002). “Opportunity egalitarianism and income inequality: the rank-dependent approach.” *Mathematical Social Sciences*, 44: 45–64.
- Piketty, T. (2014). *Capital in the twenty-first century*, Cambridge, MA: The Belknap Press of Harvard University Press.

- Piketty, T. and E. Saez, (2007). "How progressive is the U.S. federal tax system? A historical and international perspective." *Journal of Economic Perspectives* 21(1): 3-24.
- Piraino, P. (2012). "Inequality of opportunity and intergenerational mobility in South Africa." paper presented at the 2nd World Bank Conference on Equity.
- Pignataro, G. (2012). "Equality of opportunity: Policy and measurement paradigms." *Journal of Economic Surveys* 26(5): 800-834.
- Pistolesi, N. (2009). "Inequality of opportunity in the land of opportunities, 1968-2001." *The Journal of Economic Inequality* 7(4): 411-433.
- Ramos, X. and D. Van de Gaer (2012). "Empirical approaches to inequality of opportunity: Principles, measures, and evidence." IZA Discussion Paper, No. 6672.
- Rawls, J. (1971). *A theory of justice*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Roemer, J. E. (1998). *Equality of opportunity*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Sen, A. (1980). "Equality of what?" in S. McMurrin (ed.), *The Tanner Lectures on Human Values*, Salt Lake City, University of Utah Press.
- Singh, A. (2011). "Inequality of opportunity in earnings and consumption expenditure: The case of Indian men." *Review of Income and Wealth* 58(1): 79-106.
- Solon, G. (2004). "A model of intergenerational mobility variation over time and place." In M. Corak (ed), *Generational income mobility in North America and Europe*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Stiglitz, J. E. (2012). *The price of inequality: How today's divided society endangers our future*, New York: W.W. Norton & Company.
- Tilly, C. (2007). *Democracy*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Van de Gaer, D. (1993), *Equality of opportunity and investment in human capital*. Ph.D. Dissertation, Katholieke Universiteit Leuven.
- World Bank(2006), *World Development Report 2006: Equity and Development*, Washington DC: Oxford University Press.
- (2013), *Economic Mobility and the Rise of the Latin American Middle Class*. Washington DC 20433
- 고제이, 이우진 (2011), "아버지의 학력과 아들의 성취", 『재정학연구』, 4(2) 47-87.
- 김문길, 김태완, 박창렬, 여유진, 우선희 (2013), "기회의 불평등 측정에 관한 연구", 『연구보고서』, 2013-16, 보건사회연구원.
- 김희삼 (2009), "한국의 세대 간 경제적 이동성 분석", 『정책연구시리즈』 2009-03, KDI
- 서환주·김준일 (2014), "소득불평등, 정치적 불평등, 그리고 기회불평등의 누적적 증가에 대하여: 복지제도와 모동조합의 새로운 역할", 『사회경제평론』, 45호, 231-275.
- 양정승 (2012), "한국의 세대 간 소득이동성 추정". 『노동경제논집』, 35(2), 79-115.
- 여유진, 김문길, 장수명, 한치록 (2011), "계층구조 및 사회이동성 연구", 『연구보고서』, 2011-20, 보건사회연구원.

- 장상수(2013). “여성의 교육 기회 변화 : 학업 성적과 대학 교육” , 김상욱 외 저. 『한국 사회의 공정성 1990-2011』 , 194-237. 서울 : 성균관대학교출판부.
- 장상수(2015). “한국의 교육과 사회이동:여성과 남성의 차이” , 『여성연구』 , 88(1), 491-541
- 최지은, 홍기석 (2011), 우리나라의 세대 간 소득 이동성 분석-아버지와 아들을 중심으로. 『사회보장연구』 , 27(3), 143-163.

## 부록

<부표 1> 아버지직업 분류 상세표

실증에 사용된 분류(FjobD)	표준직업분류상의 코드명(대분류)과 항목명
전문관리직(FjobD1)	1. 관리자 2. 전문가 및 관련 종사자
사무직(FjobD2)	3. 사무 종사자
서비스판매직(FjobD3)	4. 서비스 종사자 5. 판매 종사자
농림어업직(FjobD4)	6. 농림어업 숙련 종사자
생산직(FjobD5)	7. 기능원 및 관련 기능 종사자 8. 장치·기계 조작 및 조립 종사자 9. 단순노무 종사자

<부표 2> 사고실험: 노력변수도 환경변수로 추정

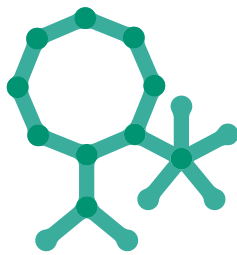
		소득불평등지수			노력불평등지수			기회 불평등 지수	기여도 (%)
		Estimate (1)	LB	UB	Estimate (2)	LB	UB		
2000~ 2002	전체	0.194	0.171	0.217	0.118	0.105	0.132	0.076	39.0
	남성	0.134	0.109	0.158	0.100	0.083	0.118	0.034	25.2
	여성	0.228	0.190	0.266	0.151	0.131	0.171	0.077	33.8
2010~ 2012	전체	0.129	0.116	0.142	0.087	0.078	0.097	0.042	32.6
	남성	0.104	0.088	0.119	0.072	0.060	0.083	0.032	31.1
	여성	0.140	0.118	0.161	0.107	0.092	0.123	0.032	23.0

<그림 1> 한국의 지니계수 추이



자료: 통계청





도그라미재단  
The Circle Foundation

135-759 서울시 강남구 테헤란로 218, 나래빌딩 3층

Tel 02.3470.3600 Fax 02.3470.3601

[www.thecircle.or.kr](http://www.thecircle.or.kr)

※ 출처를 밝히지 않고 이 리포트를 무단전재 또는 복제하는 것을 금합니다.



9 772465 777001  
ISSN 2465-7778