

기회균등지수연구

2015.09.



동그라미재단
○ L
The Circle Foundation

불편한 오늘 평등한 내일

동그라미재단 기회균등지수연구

구교준교수 연구팀 | 우리는 기회가 균등한 사회에 살고 있는가?

권혁용교수 연구팀 | 한국의 기회균등:
객관적 지표와 주관적 인식의 차이, 그리고 진단

서환주교수 연구팀 | 한국의 기회불평등 추이

동그라미재단 기회균등지수연구

우리는 기회가 균등한 사회에 살고 있는가?

연구책임 구교준 | 고려대학교 행정학과 교수 (jkoo@korea.ac.kr)

공동연구 김희강 | 고려대학교 행정학과 교수 (heekangkim@korea.ac.kr)

공동연구 최영준 | 연세대학교 행정학과 교수 (sspyjc@yonsei.ac.kr)

[연구 요약문]

I. 연구의 목적 및 필요성

인류의 역사는 기회균등 추구의 역사로 불려도 큰 무리가 없어보이지만, 현재 우리사회가 구성원들에게 균등한 기회를 보장하고 있는지에 대한 질문에는 선뜻 긍정적인 대답을 하기 어렵다. 이러한 시점에서 본 연구에서는 기회균등이라는 관점에서 우리사회를 분석하고자 하며 크게 세 가지로 나눌 수 있다. 첫째, 기회균등의 이론적 의미를 John Rawls의 정의론과 Amartya Sen의 capability approach를 통해 밝히고, 둘째, 이론적 논의를 배경으로 한국 사회의 기회균등 정도를 평가할 수 있는 지수를 개발한다. 셋째, 개발된 기회균등 지표를 활용하여 국가 간 기회균등의 수준을 비교하고 한국의 기회균등 현황을 분석한다.

기존 연구와의 차별성은 첫째, Rawls와 Sen의 이론적 논의를 토대로 한 기회균등 지수를 개발. 둘째, 일관된 이론적 틀 안에서 기회균등의 국가 간 비교 및 국내 분석, 셋째, 분야별 세대별 기회의 구조적 불평등을(한 분야의 불평등이 다른 분야의 불평등으로 이어지고, 한 세대의 불평등이 다음 세대로까지 이어지는 현상) 기회균등지수의 개발에 반영한 것이다.

II. 기회균등 개념의 이론적 고찰과 평가를 위한 이론틀 제시

1. 기회균등 개념의 이론적 고찰: 존 롤즈의 관점에서

기회균등의 가치는 개인의 선택, 의지, 노력이라는 자유주의 가치에 본질적으로 기초하고 있다. 사회는 구성원들에게 균등한 기회를 제공해야 하겠지만, 이는 단순히 결과의 평등만을 추구하는 것이 아니다. 균등한 기회가 사회에서 제공된 이상, 개인의 ‘선택, 의지, 노력’의 결과로 인한 불평등은 정당한 것으로 용인된다.

위와 같은 전제 아래에 기존의 기회균등 논의는 차별금지 원칙에서 보다 적극적인 통제할 수 없는 외적요소의 영향력을 인정하며 선제적 정부의 개입을 가능하게 하는 쪽으로 발전해 왔다. 많은 국가에서 형식적인 차별금지 원칙을 넘어 보다 실질적인 기회균등을 위해 노력해왔다는 것이다. 본 연구에서는 보다 균등한 기회를 제공할 수 있는 조건을 탐구하고자 한다.

본 연구의 기회균등 이론화에서 주목한 세가지 지점은 다음과 같다. ①불평등을 기회균등의 정도를 측정하는 기준으로 삼는 것, ②기회균등을 평가하기 위해 불평등의 영역을 나누고 ③구조적 불평등의 수직적·수평적 측면에서 살펴본 것이 그것이다. 본 연구는 불평등에 관한 세 가지 지점을 본격적으로 살펴봄으로써 기회균등

을 평가할 수 있는 기준과 지표를 개발하고자 한다. 이러한 기회균등의 기준과 지표개발을 위한 이론적 단초는 John Rawls의 ‘공정으로서의 정의’ 논의와 Amartya Sen/Martha Nussbaum의 capability approach에서 빌려 오고자 한다.

Rawls는 사회를 자유롭고 평등한 시민들 간의 공정한 협력체(society as a fair system of cooperation)로 상정한다. 이 사회는 정의의 원리로 운영되는 질서정연한 사회(well-ordered society)이며, 구체화된 네 가지 원리는 다음과 같다.

- 제1원리 - ①평등한 기본적 자유의 원리
 ②정치적 자유의 공정한 가치 원리
- 제2원리 - ③공정한 기회균등의 원리
 ④차등의 원리

2. 기회균등의 평가를 위한 이론틀: 마사 너스바움의 관점에서

Sen은 capabilities를 삶의 질을 측정하고 평등/불평등을 비교평가하는 기준으로 여긴 반면, Nussbaum은 국가가 보호하고 담보해야 할 인간이라면 갖춰야 하는 최소한 수준의 capabilities에 초점 맞춘다. Nussbaum은 이를 기본의 사회정의(basic social justice)라고 칭하며(Nussbaum 2011, 40), 어떤 문화와 정치 공동체도 합의할 수 있는, 즉 인간 존엄성이라는 보편적인 가치에 충실한 10개 핵심 capabilities의 리스트를 제시하였다(Nussbaum 2000, 78-80, 2011, 33-34).

본 연구에서는 Nussbaum의 capability 10가지 영역을 재구성하여 다음의 8개 영역으로 간추렸다. 기존의 10개 영역은 ①생명(life), ②신체건강(bodily health), ③신체무결(bodily integrity) ④감각, 상상, 사유(senses, imagination, and thought), ⑤감정(emotions), ⑥실천이성(practical reason), ⑦관계(affiliation) ⑧다른 종(other species), ⑨놀이(play) ⑩환경에 대한 통제(environmental control). 재구성한 8개 영역은 (a)생명/건강, (b)안전, (c)환경, (d)경제, (e)교육, (f)관계, (g)여가, (h)정치참여이다.

[Nussbaum 10개 영역]

[재구성한 8개 영역]

- | | | |
|-------------|---|----------|
| ①생명 | → | (a)생명/건강 |
| ②신체건강 | ↗ | |
| ③신체무결 | → | (b)안전 |
| ④감각, 상상, 사유 | → | (e)교육 |
| ⑤감정 | ↗ | |
| ⑥실천이성 | ↗ | |

⑦관계	→	(f)관계
⑧다른 중	→	(c)환경
⑨놀이	→	(g)여가
⑩환경통제	→	(d)경제
	↘	(h)정치참여

Ⅲ. 기회균등 지수개발 방법론

1. 국가 간 비교를 위한 기회균등지수

본 연구는 앞 장에서 도출된 8개의 기회균등 분야에 대한 평가를 위하여 다음과 같은 방법을 통해 분야별 및 종합 기회균등지수를 도출하였다. 각 단계별 주요 내용은 [그림 1]에 요약되어 있다.

[그림 1] 기회균등지수 산출 방법



2. 국내 분석을 위한 기회균등지수

우리나라의 기회균등 현황에 대한 분석은 두 가지 측면에 초점을 맞추어 진행한다. 우선 기회균등의 국가 간 비교라는 거시분석과 동일한 이론적 틀을 사용하여 우리나라의 분야별 기회균등 현황에 대한 미시분석을 실시한다. 이와 같이 거시분석과 미시분석을 동일한 이론적 틀에서 체계적으로 진행한다는 점은 기존 연구와는

뚜렷하게 구분되는 본 연구의 강점이라고 할 수 있다. 또한 우리나라의 분야별 기회균등 및 불평등 현황을 보다 정확하게 분석하기 위해서는 우리나라만의 맥락을 고려한 국가 간 비교의 경우와는 달리 구조적 불평등에 대한 고려가 요구된다.

본 연구는 경제 분야의 불평등을 다른 분야의 기회균등에 영향을 끼칠 수 있는 가장 핵심적인 구조적 문제로 가정하고 분석을 진행하였다. 이를 위하여 한국노동패널의 15차년도 자료(2012년)를 기준으로 가구총소득(임금소득 뿐 아니라 부동산소득, 금융소득, 기타소득 등의 모든 소득을 포함한 소득)을 계산하여 소득 1분위에서 10분위까지를 구분하였다. 그리고 분야별 기회균등의 연관성을 평가하기 위하여 세계은행에서 국가별 기회의 불평등 정도를 측정하기 위해 사용하는 D-index를 활용한다. D-index는 특정 서비스에 대한 접근성의 불평등 정도를 그룹별로 평가하기 위하여 사회과학 분야에서 널리 사용되는 dissimilarity measure의 일종이다. 나아가 우리나라에서 일반적으로 가장 많은 관심을 가지고 있는 소득수준을 기준으로 우리사회 전체의 기회균등 정도를 평가할 수 있는 O-index를 도출하고자 한다.

3. 기존 기회균등 관련 지수들과의 차별성

현재 여러 분야에서 폭넓게 활용되고 있는 기회균등 관련 지수들은 ①세대 간 사회적 이동 (OECD, 2010), ②기회불평등지수 (Barros et al, 2009), ③여성경제기회지수 (Economist Intelligent Unit, 2010), ④사회정의지수(Bertelsmann Stiftung, 2011), ⑤사회배제지표 (Burchardt et al, 2002) 등이 있다.

본 연구를 통해 개발된 기회균등 지수는 다음과 같은 측면에서 기존 지수들과 차별성을 가진다. 첫째, 본 연구의 기회균등 지수는 Rawls와 Sen의 논의를 중심으로 이루어진다. 정의와 기회균등에 대한 이들의 이론적 논의는 왜 기회균등이 철학적, 윤리적으로 중요한 담론이고, 우리 사회가 왜 기회균등에 대한 고민을 해야 하는지에 대한 해답을 제시해 준다. 또한 이러한 논의를 통해 우리사회의 기회균등을 평가하기 위해 어느 분야에 대한 고려가 이루어져야 할 것인지에 대한 이론적 기반을 찾을 수 있다. 둘째, Rawls와 Sen의 논의를 이론적 기반으로 하여 도출된 기회균등 분야의 상대적 중요성을 체계적인 통계분석을 통해 고려하고, 이를 바탕으로 최종 기회균등지수를 도출한다. 셋째, 기회균등 문제에 영향을 끼치는 원인지표와 결과지표를 개념적으로 구분하고 이들 모두를 고려하되 통계분석을 통해 체계적으로 상대적인 중요성을 부여하여 최종 기회균등 지수를 도출한다. 넷째, 기존 지수들이 지나치게 거시적인 객관지표 위주이거나 미시적인 설문조사 위주였던 점을 고려하여, 객관지표를 근거로 국가 간 비교를 위한 거시지수와 설문조사를 근거로 국내 분석을 위한 미시지수를 동시에 개발한다. 다섯째, 특히 국내 분석의 경우 Rawls가 지적한 기회균등의 구조적 연관성을 고려한 기회균등지수의 도출을 시도한다.

IV. 기회균등의 국가 간 비교

국가 간 기회균등 비교에서는 핀란드(0.88), 아이슬란드(0.88), 노르웨이(0.87) 그리고 덴마크/스웨덴(0.85)이 가장 높은 순위를 기록하였다. 북유럽이 기회균등에 있어서 가장 앞선 모습을 보였다. 반면에 멕시코(0.09)와 터키(0.37) 그리고 칠레(0.37)는 가장 낮은 기회균등지수를 보이고 있다. 한국은 전체 31개국 중 20위에 위치하였다. 헝가리, 슬로바키아 공화국, 폴란드 등의 동유럽 국가들 역시 한국보다 낮은 기회균등 상황을 보여주고 있으며, 포르투갈이나 그리스, 스페인 등의 남유럽 국가들도 한국보다 낮은 기회균등 상황을 보여주고 있다. 이외에 미국은 0.60로 동유럽이나 남유럽 국가들과 비슷한 기회균등 상황을 보여주고 있다. 북유럽 이외에 스위스, 오스트리아, 네덜란드, 독일 등의 대륙유럽 국가들과 기초적 사회보장이 잘 되어 있는 캐나다와 뉴질랜드 그리고 일본이 한국보다 높은 수준의 기회균등을 보여주고 있다. 국가별 기회균등지수와 영역점수는 [표 1]과 같다.

[표 1] 국가별 기회균등지수 및 영역별 점수

순위	국가	종합	건강	안전	교육	관계	환경	여가	정치	경제	합계 ²
1	Finland	0.88	0.73	0.92	0.98	0.92	0.85	0.77	1	0.95	7.11
2	Iceland	0.88	0.87	0.93	0.67	0.94	1	0.70	0.94	0.93	6.98
3	Norway	0.87	0.83	0.88	0.61	0.99	0.95	0.92	1	0.92	7.11
4	Denmark	0.85	0.82	0.88	0.60	0.97	0.73	0.97	0.96	1	6.93
5	Sweden	0.85	0.98	0.83	0.59	0.86	0.92	0.74	0.98	0.85	6.75
6	Switzerland	0.85	0.91	0.88	0.73	0.99	0.80	0.69	0.92	0.77	6.69
7	New Zealand	0.83	0.85	0.95	0.79	0.68	0.98	0.65	0.88	0.73	6.50
8	Austria	0.82	0.88	0.91	0.61	0.84	0.88	0.73	0.75	0.84	6.44
9	Canada	0.81	0.80	0.97	0.83	0.76	0.85	0.61	0.84	0.64	6.31
10	Netherlands	0.80	0.76	0.84	0.69	0.81	0.64	1	0.95	0.83	6.52
11	Germany	0.78	0.74	0.89	0.74	0.72	0.70	0.90	0.84	0.80	6.32
12	Luxembourg	0.77	0.83	0.87	0.44	0.77	0.62	0.81	0.92	0.85	6.12
13	Japan	0.76	0.81	0.99	0.75	0.84	0.73	0.55	0.67	0.50	5.84
14	Czech Republic	0.76	0.55	0.94	0.73	0.72	0.73	0.58	0.70	0.98	5.94
15	Ireland	0.75	0.62	0.94	0.58	0.79	0.83	0.66	0.87	0.74	6.02
16	Belgium	0.75	0.81	0.75	0.63	0.89	0.29	0.80	0.92	0.85	5.95
17	United Kingdom	0.74	0.76	0.96	0.65	0.61	0.64	0.75	0.73	0.68	5.78
18	Australia	0.73	0.90	0.95	0.87	0.54	0.19	0.61	0.77	0.55	5.37
19	France	0.72	0.72	0.83	0.51	0.62	0.72	0.86	0.66	0.81	5.73
20	Korea	0.70	0.68	0.95	0.94	0.66	0.71	0.22	0.50	0.50	5.16
21	Spain	0.68	0.83	0.87	0.52	0.57	0.64	0.58	0.66	0.49	5.15
22	Italy	0.68	0.87	0.84	0.56	0.46	0.62	0.60	0.47	0.61	5.02
23	Portugal	0.64	0.72	0.80	0.52	0.41	0.53	0.59	0.71	0.59	4.87
24	Slovak Republic	0.61	0.22	0.90	0.50	0.53	0.86	0.53	0.61	0.83	5.00
25	United States	0.60	0.59	0.89	0.57	0.51	0.53	0.44	0.72	0.36	4.61

26	Poland	0.59	0.20	0.98	0.65	0.49	0.61	0.42	0.67	0.69	4.70
27	Greece	0.59	0.73	0.87	0.39	0.37	0.57	0.34	0.47	0.49	4.23
28	Hungary	0.51	0	0.89	0.52	0.48	0.67	0.42	0.50	0.74	4.23
29	Chile	0.37	0.68	0.67	0.19	0.06	0.05	0.20	0.45	0.12	2.42
30	Turkey	0.37	0.37	0.79	0.21	0.41	0.21	0.27	0.12	0.22	2.60
31	Mexico	0.09	0.37	0	0	0	0.09	0	0	0	0.47

1. ‘중합’ 점수는 각 영역의 기회균등 점수에 영역별 중요도 가중치를 넣어서 재계산한 것이다.
2. ‘합계’ 점수는 각 영역의 기회균등 점수를 가중치 없이 단순 합산한 것이다.

다음으로 한국의 기회균등에 대해 OECD 복지국가를 7유형으로 구분한 후 비교를 실시하였다. ①저발전복지국가인 멕시코나 터키 그리고 칠레와 비교하면 전반적으로 한국이 더 좋은 모습을 보이고 있다. 이들 국가들은 거의 전 기회균등 분야에서 낮은 수치를 보이고 있다. 여가의 기회균등 정도가 비슷하고, 일부 국가에 따라서 정치나 여가 그리고 경제는 상대적으로 유사하지만, 안전, 환경, 교육 그리고 관계는 현격한 차이를 나타내고 있다. OECD 국가 내에서 저발전복지국가 유형과 한국은 이제 확연한 차이를 보여주는 것으로 나타났다.

②동유럽복지국가유형은 건강이나 교육에서의 기회균등은 한국에 비해서 현격히 떨어지는 것으로 나타났다. 동유럽 국가들은 특히 건강의 기회균등에서 심각한 문제를 보이는 것으로 나타났다. 반면에 동유럽은 경제적 기회균등 측면에서 확연히 앞서고 있으며, 정치차원이나 여가차원에서도 한국을 앞서는 것으로 나타났다. 안전이나 환경의 기회균등에서는 유사성을 보여주고 있다. 전반적으로는 한국과 유사한 수준을 보여주고 있지만, 구체적으로 보면 체코가 동유럽에서 월등히 앞선 모습을 보여주고, 다른 국가들은 한국에 상당히 미치지 못하는 모습을 보여주고 있다.

③남유럽복지국가와 자유주의복지국가유형은 다른 유형에 비해서 상당히 한국과 유사한 모습을 보여주고 있다. 이들 국가와 한국의 유사성은 김연명(2013)이나 양재진&최영준(2014)의 연구에서도 나타난 바 있다. 여가는 남유럽이 높고, 교육은 한국이 좋은 모습을 보이고 있다. 하지만, 정치, 경제, 건강, 안전 환경 등에서 유사한 모습이 나타나고 있다.

④소위 Esping-Andersen의 세 가지 복지국가 유형(자유주의복지국가유형, 보수주의복지국가유형, 사회민주주의복지국가유형) 들은 한국보다 대체로 좋은 기회균등 수준을 보여주고 있다. 한국이 PISA 점수로 대표되는 교육의 기회균등 차원에서 좋은 모습을 보이고 있지만, 다른 수치에서는 대체로 비슷하거나 월등히 부족한 모습을 나타내고 있다. 특히, 정치나 여가에서는 월등히 부족한 모습을 보여주고 있으며, 경제적 기회균등도 부족한 모습을 보여주고 있다. 대체로 경제차원의 기회균등이나 여가 차원에서는 보수주의복지국가나 사회민주주의복지국가유형이 자유주의복지국가유형에 비해서 월등히 우수한 모습을 보여주고 있다. 특히 사회민주주의복지국가유형은 교육부분이 다소 한국에 비해서 낮은 것을 제외하면 전 분야에서 우수한 모

습을 보여주고 있다.

한편 기회균등지수가 가장 높은 핀란드와 우리나라를 영역별로 비교해 보면, 핀란드는 거의 모든 분야에서 세계 최고 수준의 기회균등을 보여주고 있다. 교육이나 안전은 한국도 높은 수준을 보여주고 있고, 건강은 유사한 수준이다. 그러나 경제, 정치, 여가, 관계 분야의 기회균등의 수준은 핀란드와 많은 차이를 보이고 있다. 특히 휴가와 여가를 가장 중요한 삶의 일부로 하나로 여기는 핀란드 사회의 문화와 개인보다는 집단, 특히 일과 직장을 중시하는 우리 사회의 문화는 여가 분야의 가장 큰 기회균등의 차이를 드러내고 있다. 이러한 차이는 기회균등 뿐 아니라 웰빙이나 행복에 미치는 차이를 함의하고 있다. 동아시아 복지국가유형인 일본과 비교해보면 우리나라의 교육 분야 기회균등 수준이 상대적으로 다소 높은 수준을 보이고 있다. 노동시간이 긴 것으로 유명한 일본 노동자들과 비교할 때에도 우리나라의 여가 기회균등 수준은 낮은 편으로 드러났다. 하지만, 다른 국가에 비해서 역시 일본과 한국은 매우 유사한 모습을 보여주었다.

V. 우리사회의 기회균등

1. 분야별 기회균등 비교

본 절에서는 우리사회의 기회균등을 평가하기 위하여 위에서 제시한 8가지 capabilities영역 중에서 다른 영역에 영향을 끼칠 가능성이 가장 높은 경제 분야를 중심으로 나머지 7가지 영역의 기회균등 정도를 분석하였다. 즉 개인의 경제수준에 따라 교육이나 건강, 관계, 여가 등의 기회가 어느 정도 달라지는지 앞에서 소개한 D-index를 활용하여 평가하였다.

①건강분야는 현재의 건강상태에 대해서 ‘아주 건강하다’ 혹은 ‘건강한 편이다’와 같이 긍정적인 응답을 한 예측확률을 살펴보면 소득 10분위(상위 10%)에서는 64.6%에 달하는데 소득 1분위(하위 10%)에서는 38.5%에 그치고 있다. 자신의 건강상태를 긍정적으로 평가하는 최상위 그룹과 최하위 그룹의 차이가 1.7배에 달한다. 전체 응답자의 긍정평가 평균 비율인 52.3%와의 차이를 고려한 D-index는 0.69로 나타났다. 중증질환과 만성질환의 유무에 있어서도 비슷한 패턴이 관찰되었는데, 소득 10분위에서 이들 질환을 가지고 있을 예측확률은 5.3%인데 반하여 소득 1분위에서는 8.4%로 두 그룹 간에는 1.6배 정도의 차이를 보여주고 있다. 마지막으로 중증질환과 만성질환을 가지고 있는 응답자 중 치료받지 않았다고 응답한 예측확률은 소득 10분위가 13.3%, 1분위가 17.2%로 앞의 두 변수와 비교할 때 소득 그룹 간의 차이가 상당히 줄어들었다. D-index의 경우에도 0.36으로 앞의 두 경우보

다 적게 나타났다.

15차년도 건강분야 기회균등(2012년)

건강 소득분위	1) 현재건강상태		2) 중증+만성질환		3) 질환 치료여부	
	예측확률	표준화된 평균과의 거리	예측확률	표준화된 평균과의 거리	예측확률	표준화된 평균과의 거리
10분위	0.6456	0.1068	0.0527	0.0910	0.1330	0.0736
1분위	0.3850	0.1382	0.0839	0.1518	0.1723	0.0527
평균	0.5321		0.0644		0.1559	
D-index		0.6882		0.6808		0.3641

②교육 분야의 기회균등은 명문대학의 범위를 달리하여 소득의 차이에 따른 이들 대학으로의 진학여부와 사교육 시장과 교육 분야의 기회균등 격차의 핵심이라고 할 수 있는 영어구사 능력을 중심으로 분석하였다. 예상했던 대로 교육은 우리사회에서 기회균등의 불평등 정도가 가장 심한 분야로 나타났다. 서울대, 고려대, 연세대만을 명문대학의 범위에 포함시켜 소득분위별 진학가능성을 예측해 본 결과 소득 10분위의 경우 예측확률이 1.25%로 나타난 반면 소득 최하위인 1분위에서는 예측확률이 0.26%로 두 그룹 간의 차이가 무려 4.8배에 이르는 것으로 나타났다. 이에 따라 D-index도 기회균등을 평가하는 7개 분야 중에서 가장 높은 2.23으로 계산되었다. 우리사회에서 명문대 진학이 가지는 의미를 고려할 때 이러한 결과는 우리 사회의 기회불평등 현상이 교육 분야에서 심각하게 진행되고 있음을 암시해 준다고 볼 수 있다. 한편, 명문대학의 범위를 다소 넓힌 경우에는 기회불평등의 정도가 다소 완화되는 것으로 나타났다. 마지막으로 교육 분야의 기회균등 정도를 사교육시장의 가장 중요한 원인이라고 할 수 있는 영어구사 능력을 중심으로 평가하였다. 통역이 가능할 정도의 유창한 영어구사 능력을 가지고 있다고 응답할 예측확률은 소득 10분위의 경우 1.77%인데 반하여 소득 1분위는 0.32%로 두 그룹 간의 차이는 SKY대학 진학의 경우와 비슷한 5.5배에 달했다. 또한 그 결과 D-index도 명문대학의 범위를 넓혀서 계산한 경우 보다 높은 2.24로 나타났다.

15차년도 교육분야 기회균등(2012년)

소득분위	1) SKY 대학 진학		2) +포항공대, 카이스트, 서강대, 성균관대, 한양대 진학	
	Predicted Probability	표준화된 평균과의거리	Predicted Probability	표준화된 평균과의거리
10분위	0.0125	0.5465	0.0232	0.3522
1분위	0.0026	0.2865	0.0073	0.2301
평균	0.0060		0.0136	
D-index		2.2256		1.5853

소득분위	3) +중앙대, 경희대, 외국어대, 서울시립대진학		4) 영어 구사능력	
	Predicted Probability	표준화된 평균과의거리	Predicted Probability	표준화된 평균과의거리
10분위	0.0319	0.2558	0.0177	0.5097
1분위	0.0131	0.1901	0.0032	0.3157
평균	0.0211		0.0088	
D-index		1.2241		2.2431

③안전분야의 기회균등에서는 소득 10분위의 경우 범죄율 상위 10% 지역에 거주할 예측확률이 9.1% 정도로 나타났으나, 소득 1분위에서는 12.9%로 다소 높아진 것을 알 수 있다. 소득 분위가 낮아짐에 따라(소득이 적을수록) 상대적으로 위험한 지역에 거주하게 될 가능성이 높아지는 것은 사실이지만 그 차이는 앞의 건강이나 특히 교육과 비교할 때 그리 크지 않다. 최상위 소득집단과 최하위 소득집단 간의 예측확률 차이는 약 40% 남짓인데, 이는 크다면 클 수 있지만 다른 분야에 비하여 상대적으로 적은 수준이다. 결과적으로 D-index도 건강이나 교육보다 상대적으로 적은 0.50으로 계산되었다.

15차년도 안전분야 기회균등(2012년)

소득분위	범죄건수 상위10%	
	Predicted Probability	표준화된 평균과의거리
10분위	0.0907	0.0732
1분위	0.1292	0.1083
평균	0.1062	
D-index		0.5049

④관계 분야의 기회균등은 소득 10분위 응답자의 경우 사회적 친분관계에 만족하거나 매우 만족한다고 응답할 확률이 64.4%에 달했다. 소득 수준이 가장 높은 그룹의 경우 응답자의 거의 3분의 2가 사회적 친분관계에 어느 정도 만족하고 있다고 할 수 있다. 이에 비하여 소득 1분위 응답자가 사회적 친분관계에 만족하거나 매우 만족한다고 응답할 확률은 34.5%로 낮아졌다. 소득이 가장 높은 그룹과 가장 낮은 그룹에서 사회적 친분관계에 만족한다고 응답할 확률의 차이가 거의 두 배 가까이 나고 있는 것이다. 예측확률을 기준으로 도출한 D-index값도 0.81로 교육 분야에는 미치지 못하지만 건강분야 보다는 크게 나타났다.

15차년도 관계분야 기회균등(2012년)

소득분위	사회적 친분관계 만족도	
	Predicted Probability	표준화된 평균과의거리

10분위	0.6346	0.1270
1분위	0.3445	0.1596
평균	0.5061	
D-index		0.8072

⑤ 환경분야의 기회균등은 소득분위에 따라 상위 10%의 오염된 지역에 거주하게 될 예측확률로 분석하였다. 소득 10분위의 개인이 오염도 상위 10% 지역에 거주할 예측확률은 9.8%인데 소득 1분위의 개인이 오염도 상위 10% 지역에 거주할 예측확률은 8.9%로 거의 차이가 나지 않았다. 예상과는 반대로 오염도 상위지역에 거주할 예측확률이 고소득층의 경우 조금 더 높게 나타났으나 이는 오염도가 상대적으로 높은 대도시 지역이 소득도 상대적으로 높음으로 나타나는 현상이라고 볼 수 있다.

15차년도 환경분야 기회균등(2012년)

소득분위	1인당 폐수배출량 상위10%	
	Predicted Probability	표준화된 평균과의거리
10분위	0.1000	0.0292
1분위	0.0879	0.0349
평균	0.0945	
D-index		0.1782

⑥ 여가분야의 기회균등에서는 여가만족도를 종속변수로 분석하였는데, 소득 상위 10%에 속하는 소득 10분위 그룹의 응답자들이 질문에 만족 혹은 매우만족이라고 응답할 예측확률은 42%에 달하는데 반하여 소득 하위 10%에 속하는 소득 1분위 그룹의 응답자들이 질문에 만족 혹은 매우만족이라고 응답할 예측확률을 15.9%에 머물렀다. 두 그룹 간의 예측확률 차이는 2.6배에 달했으며, 이에 따라 D-index도 1.28로 교육 분야를 제외하고는 7개 기회균등 평가 분야 중 가장 높았다.

15차년도 여가분야 기회균등(2012년)

소득분위	여가 만족도	
	Predicted Probability	표준화된 평균과의거리
10분위	0.4199	0.2348
1분위	0.1589	0.2220
평균	0.2857	
D-index		1.2789

⑦ 정치분야의 기회균등은 소득 분위에 따른 차별 경험을 종속변수로 분석하였다. 최상위 소득 10분위의 경우 새로운 직장에서 차별을 경험할 예측확률이 12.3%인데 비하여, 최하위 소득 1분위의 경우엔 그 비율이 25.1%로 상승한다. 최상위 소득계층과 최하위 소득계층 간의 차별 경험 가능성이 2배 이상 차이가 나는 것이다. 그

결과 D-index도 1.09로 교육, 관계에 이어 세 번째로 높은 수준을 나타냈다. 이러한 현상은 최근 서울시민들을 대상으로 한 조사에서도 잘 드러났는데, 2014년 서울 서베이 도시정책지표조사에 의하면 서울 시민들이 느끼는 우리사회의 가장 큰 차별 요인은 소득인 것으로 나타났다(전체 응답자의 51.4%).

15차년도 정치분야 기회균등(2012년)

소득분위	차별경험 유무	
	Predicted Probability	표준화된 평균과의 거리
10분위	0.1227	0.1323
1분위	0.2514	0.2536
평균	0.1668	
D-index		1.0962

⑧마지막으로 교육, 관계, 여가 분야의 기회균등이 지난 10년 간 얼마나 변화하였는지 살펴보았다. 우선 5차년도 교육분야를 살펴보면 소득 10분위와 소득 1분위에 속한 개인이 SKY대학에 진학할 예측확률은 각각 1.7%와 0.4%로 소득 최상위층과 최하위층 간의 예측확률 차이가 약 4배 나는 것으로 나타났다. 이는 15차년도 자료에서 나타난 두 집단 간의 차이가 4.8배였던 것과 비교하면 다소 적은 수준으로 지난 10년 간 교육 분야의 기회균등 수준이 악화되어 왔음을 잘 보여준다. D-index를 기준으로 살펴보아도 5차년도의 D-index가 1.87인데 비하여 15차년도의 D-index는 2.23으로 뚜렷한 증가 추세에 있음을 잘 알 수 있다. 이에 비하여 관계와 여가 분야의 기회균등의 정도는 지난 10년 간 소폭 향상된 것으로 나타났다. 우선 5차년도의 관계분야 소득 최상위권과 최하위권의 예측확률 차이는 1.94배로 15차년도의 1.84배에 비하여 차이가 다소 크다는 것을 알 수 있다. 관계분야의 D-index도 15차년도의 0.81에 비해서 5차년도에는 0.86으로 지난 10년간 소폭 하락하였다. 여가의 경우에도 D-index를 기준으로 5차년도에 1.42였던 것이 15차년도에는 1.28로 다소 하락하였다.

5차년도 교육, 관계, 여가분야 기회균등(2002년)

교육(SKY 진학)			관계		여가	
소득분위	Predicted Probability	표준화된 평균과의 거리	Predicted Probability	표준화된 평균과의 거리	Predicted Probability	표준화된 평균과의 거리
10분위	0.0175	0.4282	0.5067	0.1482	0.2047	0.2496
1분위	0.0044	0.2662	0.2605	0.1668	0.0692	0.2464
평균	0.0094		0.3909		0.1365	
D-index		1.8735		0.8847		1.4207

지금까지의 논의를 바탕으로 소득수준에 따른 우리사회의 전반적인 기회균등 정도를 보여줄 수 있는 0-index를 아래 [표 2]와 같이 계산하였다.

[표 2] 2012년 우리사회의 기회균등과 0-index

기회균등 분야	Weight	D-index	Weighted D-index
건강	0.212	0.688	0.146
교육	0.130	2.226	0.289
안전	0.187	0.505	0.094
관계	0.099	0.807	0.080
환경	0.091	0.178	0.016
여가	0.047	1.279	0.060
정치	0.088	1.096	0.096
0-index			1.281

VI. 결론

본 연구는 크게 세 가지를 염두에 두었다. 첫째, 기회균등을 어떻게 이해할 것인가에 대한 이론화 작업이다. 소득과 같은 수단적 측면에 초점을 맞출 경우 기회균등의 논의에 왜곡이 발생할 수 있음을 인지하였고, 그에 따라 Sen과 Nussbaum의 capability에 대한 논의를 중심으로 capability가 기회균등 개념의 핵심적 내용과 맞닿아 있음을 이론적으로 논증하였다. 그리고 우리사회의 기회균등에 대한 평가를 위한 플랫폼으로 건강, 안전, 교육, 관계, 환경, 여가, 정치, 경제의 8가지 영역을 제시하였다.

둘째, 이론적으로 도출된 기회균등 8개 영역에 대한 국가 간 비교 분석을 진행하였다. 기회균등의 국가 간 비교를 통해 드러난 우리나라의 기회균등 정도는 OECD 31개 회원국 중 20위로 중하위권에 속하는 것으로 나타났다. 우리나라는 교육과 안전의 기회균등 정도는 전반적으로 상당히 양호한데 비하여 다른 영역, 특히 여가, 정치, 경제 분야의 기회균등 정도는 상대적으로 열악하였다.

셋째, 우리사회의 영역별 기회균등 정도를 노동패널 자료를 활용하여 분석하였다. 특히 우리사회의 기회균등 정도에 대한 분석에서는 소득수준에 따라 영역별 기회균등의 정도가 어떻게 달라지는지의 문제를 중심으로 연구를 진행하였다. 분석 결과에 의하면 분석의 기준이 되는 경제 분야를 제외한 7개 영역 중 교육 분야의 기회불평등 문제가 가장 심각한 것으로 나타났다. 특히 교육 분야의 기회불평등은 지난 10년간 악화되어 온 것으로 보인다. 교육 분야 이외에도 여가와 정치 분야의 기회균등이 다른 분야에 비하여 상대적으로 열악한 것으로 나타났다. 우리나라에서 여가와 정치 분야의 기회균등 정도가 열악한 것은 국가 간 비교 분석의 결과에서도 나타났다. 그러나 교육 분야의 기회균등 문제는 국가 간 비교에서는 크게 부각되지 않은 것으로서 독립적인 국내 기회균등 분석이 가지는 가치를 잘 보여준다.

[목차]

I. 연구의 목적 및 필요성	1
II. 기회균등 개념의 이론적 고찰과 평가를 위한 이론틀 제시	3
1. 기회균등 개념의 이론적 고찰: 존 롤즈의 관점에서	3
2. 기회균등의 평가를 위한 이론틀: 마사 너스바움의 관점에서	11
III. 기회균등 지수개발 방법론	18
1. 국가 간 비교를 위한 기회균등지수	18
2. 국내 분석을 위한 기회균등지수	24
3. 기존 기회균등 관련 지수들과의 차별성	28
IV. 기회균등의 국가 간 비교	34
1. 지표 및 영역별 가중치	34
2. 국가 간 기회균등 비교	36
V. 우리사회의 기회균등	44
1. 분야별 기회균등 비교	44
2. 종합 기회균등 지수	60
VI. 결론	61
[첨부 1] 국가별 기회균등 영역 점수 분포 - 우리나라와의 비교	63
[참고문헌]	71

〈표 차례〉

[표 1] 영역별 기회균등지수 계산에 활용된 측정지표	23
[표 2] 영역별 지표 가중치	34
[표 3] 국가별 기회균등지수 및 영역별 점수	37
[표 4] 복지국가 유형별 소속국가	38
[표 5] 기회균등 영역별 종속변수	46
[표 6] 분야별 로지스틱 회귀분석 모형	47
[표 7] 15차년도 건강분야 기회균등(2012년)	48
[표 8] 15차년도 교육분야 기회균등(2012년)	49
[표 9] 15차년도 안전분야 기회균등(2012년)	52
[표 10] 15차년도 관계분야 기회균등(2012년)	53
[표 11] 15차년도 환경분야 기회균등(2012년)	55
[표 12] 15차년도 여가분야 기회균등(2012년)	56
[표 13] 15차년도 정치분야 기회균등(2012년)	57
[표 14] 5차년도 교육, 관계, 여가분야 기회균등(2002년)	58
[표 15] 7개 기회균등 분야 D-index 요약	59
[표 16] 2012년 우리사회의 기회균등과 0-index	60

〈그림 차례〉

[그림 1] 기회균등지수 산출 방법	19
[그림 2] 국가 간 비교를 위한 기회균등지수의 구조	19
[그림 3] D-Index의 개념	26
[그림 4] 영역별 가중치	36
[그림 5] 저발전복지국가유형(type1)과의 비교	38
[그림 6] 동유럽복지국가유형(type2)과의 비교	39
[그림 7] 남유럽복지국가유형(type3)과의 비교	40
[그림 8] 자유주의복지국가유형(type4)과의 비교	40
[그림 9] 보수주의복지국가유형(type5)과의 비교	41
[그림 10] 사회민주주의복지국가유형(type6)과의 비교	41
[그림 11] 핀란드와 우리나라의 기회균등 비교	42
[그림 12] 일본과 우리나라의 기회균등 비교	42

1. 연구의 목적 및 필요성

기회균등은 사회가 추구해야 하는 주요한 보편적 가치규범이다. 인류사회는 기회균등이라는 가치를 지속적으로 추구해왔으며, 이를 통해 많은 발전과 성장을 이루어왔다. 봉건제 사회에서 민주주의 사회로, 태생적 신분제 사회에서 능력에 기초한 사회로, 여성과 타 인종을 배척하는 사회에서 이들을 포함하고 평등하게 대우하는 사회로 변화해 왔다. 어찌 보면 인류 역사를 기회균등 추구의 역사로 불러도 큰 무리가 없어 보인다. 그러나 이러한 발전에도 불구하고, 현재 우리사회가 구성원들에게 균등한 기회를 보장하고 있는지에 대한 질문에는 선뜻 긍정적인 대답을 하기 어렵다. 따라서 기회균등이란 아직도 도달하지 못한, 그래서 여전히 추구해야 하는 우리사회의 가치규범이라고 할 수 있다.

이 점은 현재 한국을 포함하여 전 세계적인 관심을 얻고 있는 피케티 열풍을 보아도 알 수 있다. 프랑스 경제학자 피케티는 최근 저서 『21세기 자본론』에서 자본주의 체제가 가지고 온 경제적 불평등의 심화라는 보편적인 현상에 주목한다. 피케티에 의하면 미국, 영국, 프랑스 등 전세계 주요국에서 지난 100년간 소득집중도가 심화되어 소득 상위 1%가 국가 전체의 부에서 차지하는 비중이 전쟁기간 중의 예외를 제외하곤 지속적으로 상승해 왔다고 한다. 한국도 예외는 아니다. 2012년 통계청이 고소득층의 소득분포를 보정하여 발표한 신(新)지니계수에 의하면 34개 OECD 회원국 중 6위에 해당될 정도로 경제적 불평등이 심한 편이다(한겨레 2013.11.19). 피케티는 오늘날 자본주의 사회가 세습된 부에 의해 지배되는 신(新)빅토리아식 계급사회로 변모해 가고 있다고 지적하는데, 이러한 지적은 과거에 비해 현재가 보다 평등한 기회를 갖는 사회로 발전하고 성장했다고 보는 일반적인 평가와 비교할 때 참으로 아이러니 한 점이 아닐 수 없다.

그렇다면, 도대체 기회균등은 무엇인가? 이를 어떻게 정의할 수 있는가? 어떤 사회가 기회가 균등한 사회인가? 기회균등의 정도를 어떻게 평가할 수 있을까? 한국 사회는 기회가 균등한 사회인가? 한국은 기회가 균등한 사회로 발전되어 왔는가? 아니면 피케티의 지적처럼 오히려 신분제 계급사회로 퇴보하는가? 기회균등한 사회를 위해서는 어떠한 노력이 필요한가? 본 연구는 이러한 문제의식을 바탕으로 기회균등이라는 관점에서 우리사회를 분석하고자 한다. 이를 위하여 첫째, 기회균등의 이론적 의미를 John Rawls의 정의론과 Amartya Sen의 capability approach를 통해 밝히려고 한다. 둘째, 이론적 논의를 배경으로 한국 사회의 기회균등 정도를 평가할 수 있는 지수를 개발한다. 특히 Sen의 capability approach를 바탕으로 하여 국가 간 비교가 가능한 거시지수(macro index)와 우리나라에 대해 좀 더 세밀한 분석이 가능한 미시지수(micro index)의 개발을 시도한다. 셋째, 개발된 기회균등

지표를 활용하여 국가 간 기회균등의 수준을 비교하고 한국의 기회균등 현황을 분석한다.

특히 본 연구는 기존의 기회균등 연구와 다음과 같은 측면에서 차별화 될 수 있다. 첫째, 기존 기회균등지수의 이론적 취약성을 극복하기 위하여 Rawls와 Sen의 이론적 논의를 토대로 한 기회균등지수를 개발한다. 둘째, 기회균등의 국가 간 비교와 국내 분석을 Rawls와 Sen의 논의를 통해 도출한 일관된 이론적 틀 안에서 진행한다. 셋째, 기존 연구에서 거의 고려되지 않았으나 Rawls의 평등 논의에서 중요한 부분을 차지하고 있는 분야별 세대별 기회의 구조적 불평등을(한 분야의 불평등이 다른 분야의 불평등으로 이어지고, 한 세대의 불평등이 다음 세대로까지 이어지는 현상) 기회균등지수의 개발에 반영한다.

II. 기회균등 개념의 이론적 고찰과 평가를 위한 이론틀 제시

1. 기회균등 개념의 이론적 고찰: 존 롤즈의 관점에서

1) 기회균등 개념의 이론화

가. 기회균등에 대한 기존 논의

기회균등이란 무엇인가? 이를 어떻게 정의할 수 있는가? 비록 기회균등이 사회가 추구해야 할 주요한 가치 규범이라는 사실에 모두가 동의할지라도, 실상 이러한 질문에 답하기란 쉬운 일이 아니다. 무엇보다도 기회균등을 이론화하기 어려운 이유는 기회균등이 단순히 불평등의 부정이 아니기 때문이다. 기회균등의 추구는 절대적인 평등의 추구가 아니다. 모든 사람에게 균등한 기회를 보장하는 것은 모든 사람에게 평등한 결과를 보장하는 것이 아니다. 다시 말해, 기회균등의 가치는 개인의 선택, 의지, 노력이라는 자유주의 가치에 본질적으로 기초하고 있다. 사회는 구성원들에게 균등한 기회를 제공해야 하겠지만, 이는 단순히 결과의 평등만을 추구하는 것이 아니다. 균등한 기회가 사회에서 제공된 이상, 개인의 ‘선택, 의지, 노력’의 결과로 인한 불평등은 정당한 것으로 용인된다.

위와 같은 전제 아래에 기존의 기회균등 논의는 다음의 두 가지 차원에서 주로 검토되어 왔다. 첫째, 차별금지 원칙이다. 이는 한 사회의 평가시스템이 개인의 ‘선택, 의지, 노력’의 결과와 관련되지 않은 부분에 대해서는 보상을 하지 말아야 한다는 원칙이다. 즉, 개인의 ‘선택, 의지, 노력’의 결과를 평가함에 있어 개인이 통제할 수 없는 외적 요소를 고려하지 말아야 한다는 것이다. 그 예로, 조직에서 승진대상자를 평가할 때 업무성과와 무관한 성별, 인종, 나이 등을 고려하지 말아야 한다는 점 등을 들 수 있다. 이러한 차별금지의 원칙(주로 성, 인종, 피부색, 성 정체성 등에 기초한 차별 금지 원칙)은 대개의 나라에서 법과 제도로써 일반적으로 보장하고 있다.

둘째, 개인의 ‘선택, 의지, 노력’이 개인이 통제할 수 없는 외적 요소에 의해 불가피하게 영향 받고 있다고 전제한다. 따라서 개인의 ‘선택, 의지, 노력’이 외적 요소에 의해서 영향 받고 있는 이상, 개인의 ‘선택, 의지, 노력’의 결과를 평가함에 있어 외적 요소를 필연적으로 고려해야 한다는 것이다. 개인의 ‘선택, 의지, 노력’이 “진정한” 선택, 의지, 노력이 될 수 있기 위해서는 외적 요

소에 대한 보다 적극적인 개입이 요구된다. 단지 외적 요소를 차단하는 것을 넘어 (차별금지 원칙을 넘어), 외적 요소가 모두에게 “공정하게” 영향을 미치도록 노력한다. 이러한 노력의 일환으로 볼 때 소수자 우대 정책과 같이 특정 집단과 소외된 계층에 대한 우대 정책도 가능하게 된다. 이는 차별금지 원칙 보다는 보다 적극적인 해석으로서의 기회균등이며, 이를 위해 보다 선제적인(proactive) 정부의 개입을 가능하게 한다. 이러한 관점은 ‘기울어진 운동장 바로잡기’ 원칙으로도 불릴 수 있는데, 노동시장에서 경쟁하기 위해 필요한 지식과 기술에 대한 교육을 특정 집단과 소외된 계층에게 선별적이고 차별적으로 우대하는 것도 교육의 기회균등으로 이해된다.

이 두 가지 차원의 기회균등 논의는 모두 유의미하다. 실제로 기회균등을 위한 사회의 노력은 전자에서 후자로 점차 발전해 왔다. 많은 국가에서 형식적인 차별금지 원칙을 넘어 보다 실질적인 기회균등을 위해 노력해왔다는 것이다. 기울어진 운동장을 바로잡기 위한 노력이 그것이다. 본 연구도 그러한 맥락에서 기울어진 운동장을 바로잡기 위한 노력의 일환으로 볼 수 있다. 그러나 본 연구가 기존 논의와 구별되는 중요한 차이점이 있다면, 이는 바로 기울어진 운동장에 대한 진단과 처방에 주로 주목하고 있다는 점이다. 어떤 경우에 운동장이 기울어졌다고 볼 수 있는가? 어느 지점의 기울기가 전체 운동장의 기울기에 중요한 영향을 미치는가? 평평한 운동장을 위해서는 어느 지점의 기울기를 조정해야 하는가? 본 연구는 기울어진 운동장을 진단하여 보다 평평한 운동장, 보다 균등한 기회를 제공할 수 있는 조건을 탐구하고자 한다.

나. 기회균등의 이론화

본 연구는 기회균등을 이론화함에 있어 세 가지 지점에 주목한다. 첫째, 불평등을 기회균등의 정도를 측정하는 기준으로 삼고자 한다. 앞서도 언급했듯이, 모든 불평등이 부정의한 것은 아니다. 개인의 “진정한” 선택, 의지, 노력의 결과로 인한 불평등은 정당한 불평등으로 용인된다. 그러나 외적 요소의 영향력과 개인의 “진정한” 선택, 의지, 노력을 이분법적으로 명확하게 선 긋기가 현실적으로 불가능한 이상, 일단은 불평등 현상에 주목해야 할 사회적 필요가 있다고 본다.

둘째, 기회균등을 평가하기 위해 불평등의 영역을 나눈다. 정의와 평등에 관한 일반적인 논의는 대개 경제적 불평등에 초점 맞춘다. 하지만, 앞서 피케티의 지적처럼, 자본주의의 문제점은 단지 경제적 불평등의 심화에 그치지 않는다. 오히려 자본주의의 심각한 문제점은 이러한 경제적 불평등이 부에 의해 지배되는 계급 사회로 퇴행된다는 점이다. 그 이유는 경제적 불평등이 세대를 이어 지속되거나 경

제 영역을 넘어 다른 영역까지 “지배” 하여, 사회적으로 더욱더 공고한 계급사회를 야기하기 때문이다. 따라서 본 연구는 경제적 불평등 이외에도 다양한 분야의 불평등 현상에 주목한다.

셋째, 기회균등을 평가하기 위해 구조적 불평등에 주목한다. 이 부분은 본 연구의 가장 핵심적인 부분이며, 얼마나 균등한 기회가 주어지는 사회인지는 사회의 각 영역에서 보이는 불평등 현상이 얼마나 구조적이고 체계적인지에 달려있다는 점이 구조적 불평등에 주목하는 이유이다. 피케티의 지적처럼, 특정 가치에 의해 개인의 종합적 지위가 결정되는 지배구조를 구조적 불평등이라고 할 수 있다. 무엇보다도 피케티는 자본의 가치에 의해 종속되어 계급화된 사회를 비판한다. 따라서 불평등이 단순히 개인의 선택과 경쟁의 결과가 아니라 사회구조적인 문제에 의해서 나왔는지를 평가하기 위해, 한 분야의 불평등이 다른 분야의 불평등과 어떤 밀접한 상관성을 갖는지, 그리고 한 분야의 불평등이 세대를 이어서 계속해서 나타나는지를 살펴볼 필요가 있다. 따라서 본 연구는 구조적 불평등의 수평적·수직적 측면을 모두 살펴보고자 한다.

본 연구는 불평등에 관한 위의 세 가지 지점을 본격적으로 살펴봄으로써 기회균등을 평가할 수 있는 기준과 지표를 개발하고자 한다. 이러한 기회균등의 기준과 지표개발을 위한 이론적 단초는 John Rawls의 ‘공정으로서의 정의’ 논의와 Amartya Sen/Martha Nussbaum의 capability approach에서 빌려 오고자 한다.

특히 본 연구가 Rawls와 Sen/Nussbaum에 주목하는 이유는 다음과 같다. 첫째, Rawls와 Sen/Nussbaum은 소위 자유주의 가치를 신봉하는 학자군에 속한다. 즉, 이들은 결과의 평등이 아니라 개인에게 부여된 자유와 선택의 가치를 중요하게 생각하는 자유주의 학자들이다. Rawls의 경우 『정의론』에서 기회균등을 정의의 원리 중 하나로 직접 언급한다. 정의의 원리는 두 가지 원리로 이루어져 있는데, 제1원리는 평등한 자유의 원칙으로 기본권 보장과 유사하다. 제2원리는 경제적인 불평등이 허용되는 두 가지 조건으로 공정한 기회균등(fair equality of opportunity)과 차등의 원리(difference principle)로 구성된다. 두 번째 원리의 첫 번째 조건으로 기회균등을 명시적으로 지적하고 있는 것이다. Sen/Nussbaum 역시도 capability approach에서 capability란 바로 자유라고 직언한다. 개인이 자유로운 선택을 통해 자신이 가치를 두고 있는 무언가를 추구할 수 있는 실질적인(substantial) 자유가 바로 capability이며, 이러한 자유가 바로 기회균등이다. 둘째, 이들이 개인의 자유와 선택을 강조하는 자유주의 학자임에도 불구하고, Rawls와 Sen/Nussbaum 모두 불평등 문제에 크게 주목한 학자들이다. 이들의 논점은 앞서 언급한 ‘기회균등의 이론화’에 유의미하게 기여하고 있다.

다. Rawls와 기회균등

일반적으로 Rawls는 평등주의적 자유주의자(egalitarian liberalist)라고 불린다. Rawls가 자유주의자라는 것이 명확하다면, 어떤 점에서 Rawls에게 ‘평등주의적’이라는 수식어가 어울리는가? 여기에서는 Rawls의 ‘공정으로서의 정의’ 논의의 모든 부분을 다루지 않으며, 다만 기회균등과 불평등이라는 프리즘을 통해 Rawls의 정의 논의의 일부를 부각시키고자 한다.¹⁾ Rawls의 정의론에 가장 핵심적인 것은 무엇보다도 불평등에 주목했다는 점이다. 그렇다고 해서 Rawls가 모든 불평등이 잘못되고 부정의한 것이라고 간주한 것은 아니다. 또한 결과의 평등을 지지한 것도 아니다. Rawls에게 평등은 공정한 사회가 추구해야하는 가치이며, 따라서 여기에서의 평등은 기회의 평등을 의미한다.

Rawls는 사회를 자유롭고 평등한 시민들 간의 공정한 협력체(society as a fair system of cooperation)로 상정한다. 이 사회는 정의의 원리로 운영되는 질서 정연한 사회(well-ordered society)이며, 정의의 원리로 운영되는 이러한 사회가 바로 공정한 사회이다. 정의의 원리는 가상의 원초적 상태의 무지의 베일에서 선택된 원리이다. 이 원리는 사회에, 보다 정확하게는 사회의 기본구조(기본구조란 헌법과 주요한 경제·사회제도를 포함한다)의 기본 운영원리로서 적용되며, 이러한 적용을 통해 시민들의 기본적 권리와 의무, 사회적 협력의 결과물을 나누는 분배의 원칙이 구체화된다. 정의의 원리는 다음의 두 가지 내용을 포함한다(JF § 13, Theory § 11- § 14).

- 첫째, 각 개인은 평등한 기본적 자유에 대한 절대적인 요구를 할 수 있다. 그리고 평등한 기본적 자유는 모든 사람에 대한 자유와 양립할 수 있다.
- 둘째, 사회경제적 불평등은 다음의 두 조건을 만족시켜야 한다. (a) 그 불평등은 공정한 기회균등 아래에서 모든 사람에게 개방된 지위와 직책에 결부되어 있어야 한다. (b) 그 불평등은 사회의 최소 수혜자에게 최대한의 이익이 되는 것과 결부되어 있어야 한다(차등의 원리).

위의 두 가지 정의의 원리는 다음의 네 가지 원리로 구체화 될 수 있다.

1) Rawls의 공정으로서의 정의 논의는 크게 두 가지로 나뉠 수 있다. 첫째는 불평등과 (재)분배에 대한 논의이다. 둘째는 합당한 다원주의 사회에서 추구되는 정치적 정의에 관한 논의이다. 전자는 『정의론』에서 후자는 『정치적 자유주의』에서 주로 다루고 있다. 본 연구는 전자의 논의에 초점 맞춘다. 『정의론』과 『정치적 자유주의』 논의는 이후에 출판된 『공정으로서의 정의: 재논의』에서 수정·보완되어서 서술되고 있다. 이 글에서 Rawls의 저서를 참고할 때, 『정의론』은 Theory로, 『정치적 자유주의』는 PL로, 『공정으로서의 정의: 재논의』는 JF로 표시하겠다.

- 제1원리 - ①평등한 기본적 자유의 원리
 ②정치적 자유의 공정한 가치 원리
- 제2원리 - ③공정한 기회균등의 원리
 ④차등의 원리

제1원리와 제2원리 간에는 우선성의 원칙이 적용된다. 제1원리가 제2원리에 우선한다는 것인데, 제1원리가 만족되었을 경우에 한하여 제2원리가 적용된다는 의미이다. 제2원리는 사회경제적 불평등(좁은 의미의 분배의 원칙)과 관계하는데, 사회경제적 불평등을 대상으로 한 원리인 ③공정한 기회균등의 원리와 ④차등의 원리는 ①평등한 기본적 자유의 원리와 ②정치적 자유의 공정한 가치 원리가 만족되었을 때 작동된다. 이러한 네 가지 원리는 Rawls가 상정한 공정한 사회, 즉 기회균등한 사회를 규정한다.

제1원리의 ①평등한 기본적 자유의 원리는 헌법에 적용되는 원리이다. ①평등한 기본적 자유의 원리란, 공정한 사회는 모든 시민들에게 평등한 기본적 자유를 보장해야 함을 의미한다. 그 사회는 헌법적 가치로서 사상과 양심의 자유, 정치적 자유, 선거권과 피선거권, 결사의 자유, 신체의 자유, 법의 지배에 의한 자유 등을 보장한다. 공정한 사회의 제1원리는 이러한 기본권을 보장하는 것이다(JF § 13).

헌법적 가치로서 간주되는 다양한 기본권은 모두 평등하게 보장되어야 하지만, 그 중에서 정치적 자유는 여타 기본권과 구별되게 다른 헌법적 지위를 갖는다고 Rawls는 주장한다. 오직 정치적 자유만이 ‘공정한 가치(fair value)’를 갖는다고 보았다. 이것이 ②정치적 자유의 공정한 가치 원리이다. 정치적 자유가 공정한 가치를 갖는다는 것은 시민들에게 정치적 자유를 실질적으로 보장되어야 함을 의미한다. 다시 말해, 헌법에서 선거권과 피선거권을 보장하는 것으로는 정치적 자유가 실질적으로 보장되었다고 보기에 불충분하다. 시민들이 정책형성과 정치참여에 있어 동등한 영향력을 미칠 수 있어야 한다. 즉, ②정치적 자유의 공정한 가치 원리의 핵심은 시민들이 그들의 사회경제적 지위에 상관없이 동등한 정치적 영향력을 행사할 수 있어야 한다는 의미이다. 이 점에서 Rawls가 경계한 것은, 사회경제적 불평등이 확대되고 심화되면 부와 사회적 지위를 가진 이들이 정치적 영향력을 지배하게 되고, 그 결과 그들에게 유리한 법과 제도를 만들 수 있는 가능성이다. 이를 통해, 사회경제적 불평등은 정치적 불평등을 낳게 되고, 정치적 불평등은 정치적 자유를 보장하지 못할 뿐만 아니라 사회경제적 불평등을 공고히 하게 되는 수단으로 활용될 수 있기 때문이다.

결국, 정치적 자유의 공정한 가치란 사회경제적 불평등을 조정하고 제어함으로써, 사회의 한 부분이 다른 부분을 지배하는 것을 제한하는 것이다. 사회경제적 불평등이 커지면, 이러한 불평등의 정당성 여부와 상관없이 (그러나 제2원리에서 알 수 있듯이 사회경제적 불평등은 그 자체로 공정하지 않으며 조정되어야 할 대상이라고 Rawls는 보았다) 이는 정치적 불평등으로 야기될 수 있는 가능성이 커진다고 보았다. 다시 말해, 정치적 자유는 정치적 평등으로 보장될 수 있으며, 정치적 평등은 사회경제적 불평등을 조정하는 사회의 기본 제도가 갖춰졌을 때 가능하다는 것이다. 즉, “부와 자본의 소유를 분산시킴으로써” 정치적 자유는 보장될 수 있다(JF § 42).

제2원리의 ③공정한 기회균등의 원리는 “공정한”(fair)의 의미에 주목할 필요가 있다. Rawls는 자신의 저작에서 기회균등의 의미를 자세히 제시하고 있지는 않지만, 이를 형식적(formal) 기회균등과 차별화시켜 그 의미를 부각시킨다. ‘공정한’이 무엇을 의미하는지 명확하지 않을 수는 있어도, 적어도 ‘형식적’을 넘어서는 것은 분명해 보인다. 롤스에게 형식적 기회균등이란 자유의 일반적 체계(system of natural liberty)에 따라 기회(open door)를 제공하는 것이라고 설명한다. 자유의 일반적 체계란 자유의 이름으로 능력주의(성과주의) 원리에 따라 개인의 재능과 능력에 의해 그 성과를 인정받는 체계이다. 그러나 Rawls에게 이러한 기회균등의 문제점은, 재능과 능력의 경쟁체계 속에서 개인이 속한 경제적 지위나 가족 환경이 그 경쟁체계에 불공정하게 영향을 미칠 수 있다는 것이다. 예를 들어, 내 친구와 나는 비슷한 고교 성적을 유지하였음에도 불구하고 집안이 부유한 내 친구는 비싼 사교육의 영향으로 수능점수를 높여 일류 대학에 들어갔으며, 집안이 가난한 나는 등록금을 제공하는 내 수능 점수대보다도 낮은 대학에 들어갔다면, 수능 점수를 기준으로 대학입학을 결정하는 경쟁체계는 단지 형식적 기회균등인 셈이다.

따라서 Rawls에게 공정한 기회균등이란 형식적 기회균등의 “문제점을 교정한다(correct the defects)” 것이라고 설명한다. 공정한 기회균등은 공적 직위나 사회적 직책이 형식적 의미에 기초하여 모든 이들에게 개방된 것을 넘어선다. 모든 사람에게 공적 지위나 사회적 직책에 오를 수 있는 ‘공정한’ 기회가 평등하게 주어져야 한다는 것은 같은 재능과 능력을 가진 이들이 특정 직책에 지원하고자 한다면 이들의 태생적 지위나 가족 환경에 상관없이 똑같은 기회가 주어져야 한다는 것을 의미한다. 이 점에서 형식적 기회균등을 자유의 일반적 체계라고 칭한 것과는 대조적으로 공정한 기회균등을 ‘자유적 평등(liberal equality)’이라고 칭한다. Rawls에게 능력주의(성과주의)에 기초한 자유시장제도는 공정한 기회균등을 전제하지 않기에 그 자체로 공정하지 않다.(제1원리를 통해서도 기회균등을 보장할 수 있다. 그러나 형식적 의미를 넘어서는 실질적 의미의, 즉 공정한 기회균등은 제1원리로 보장할 수 있는 수준을 넘어선다). 따라서 자유시장제도가 낳은 사회경제적 불

평등은 그 자체로 정당화될 수 없으며, 형식적이 아닌 공정한 기회균등이 제시되었을 경우만 정당화된다(JF § 13, Theory § 12 & § 14).

제2원리의 두 번째인 ④차등의 원리는 제1원리가 만족되었을 때, 그리고 제2원리의 ③공정한 기회균등의 원리가 만족된 경우에, 즉 이러한 원리들이 사회제도에 기본적으로 적용되었을 경우에 (Rawls는 이를 정의의 배경이라고 설명한다) 한하여 작동된다. 차등의 원리는 일반적으로 (재)분배의 원리로 인식된다.²⁾ 사회경제적 불평등에 대한 조정, 즉 부유한 이의 부가 가난한 이에게 정당하게 재분배될 수 있음을 제시한다.

차등의 원리가 제시하는 것은 현재의 사회경제적 불평등은 사회의 최소 수혜자의 이득을 위해서 효과적으로 기여할 수 있는 경우에만 정당화될 수 있다는 것이다. 어떤 이의 부와 소득 수준은 최소 수혜자에게 최대한 이득이 되는 경우에만 정당화될 수 있음이다. 이러한 차등의 원리는 개인의 재능과 능력(Rawls는 이를 개인의 내적 자원 natural assets이라고 표현한다) 마저도 그 자체로 운과 같은 우연적 요소(contingencies)와 필연적으로 관련됨을 직시한다. 예를 들어, 김연아가 얻은 부는 그녀의 재능이 낳은 결과이지만, 동시에 김연아의 재능을 가치 있게 알아본 사회의 결과로 함께 상정함으로써 온전히 그녀의 것이라고 보기에는 적절하지 못하다고 평가한다. 이 점은 이렇게도 해석될 수 있다. 운이 좋아 시장성 있는 재능을 갖고 있는 자는 재능을 통해 얻는 부를 가질 도덕적 자격이 온전히 있다고 보기 어렵다. 운이 나빠 시장성 있는 재능을 갖고 있지 않은 자는 재능의 부재로 인한 가난을 겪을 도덕적 자격이 온전히 있다고 보기 어렵다. 즉, 어떤 이가 자신의 부를 소유할 자격이 온전히 있지 않는 것처럼 다른 이도 자신의 빈곤을 자신이 책임질 자격이 온전히 있지 않다는 것이다. 따라서 차등의 원리는 태생적 재능의 분배는 공동의 자산(common assets)으로 여겨야 한다고 지적한다. 태생적 재능 자체가 공동의 자산이라기보다 그 분배가 (어떤 이는 시장성 있는 재능을 가지고 태어났으며, 다른 이는 시장성이 없는 재능을 가지고 태어난 것) 공동의 자산으로 간주되어야 한다는 것이다(Theory § 17 & § 21, JF § 36).

Rawls의 이러한 차등의 원리(재분배의 원리)는 시장을 조정함으로써(보다 정확하게는, 시장의 결과물을 (재)분배함으로써) 보다 공정한 기회균등을 제공하는 메커니즘으로 작동하게 된다. 엄격히 말해, 부유한 이로부터 가난한 이로 이동되는 부의 분배는 “재” 분배가 아니다. 시장에 의해 야기된 잘못된 분배를 바로 잡는 교정의 역할을 하는 분배, 즉 원래 그렇게 되었어야 하는 분배이며, 또한 이는 결과를 바로 잡는 분배라기보다 기본구조를 통해 불평등한 시작점을 바로 잡는 기

2) 이는 좁은 의미의 해석이다. Rawls의 두 가지 정의의 원리 모두가 사회적 재화(social goods)에 대한 분배원리를 담고 있다.

회균등의 조건으로서 역할하는 분배이다. 결론적으로 제2원리는 ③공정한 기회균등의 원리와 ④차등의 원리로 나눌 수 있지만, 포괄적으로 말해, ④차등의 원리도 공정한 기회균등의 원리에 포함된다고 볼 수 있다.

결론적으로, Rawls에게 공정한 사회는 정의의 원리로 운영되는 사회이며, 이는 곧 기회균등의 사회이다. 기회균등은 정의의 두 가지 원리가 적용되었을 때 보장된다. 첫째는, 모든 사람에게 기본권이 보장되었을 때이다. 둘째는, 우연적 요소가 그들의 삶을 지배하지 않을 때이다. 이는 계속되는 사회경제적 불평등에 대해 이를 끝임 없이 조정하는 제도적 기반을 마련함으로써 가능하게 된다. 더불어 사회경제적 불평등을 조정함으로써 그 불평등의 영향이 정치적 불평등으로 이어지지 않고 정치적 자유를 보장하는 조건을 함께 형성한다.

따라서 Rawls에게 기회균등한 사회는 첫째, 헌법적 원리로 기본권을 보장하는 사회이며, 둘째, 사회경제제도를 통해 불평등을 주목하고 조정하는 사회이다. 이는 모든 사회경제적 불평등이 그 자체로 부정의한 것이라고 보는 것은 아니지만, 용인되지 않는 사회경제적 불평등을 인지하고 이를 제도적으로 관리할 수 있는 사회이다. 이 사회에서는 자유시장제도에 의해 야기된 사회경제적 불평등은 호혜성의 원칙(혹은 차등의 원리)에 의해 최소 수혜자를 위해 재분배되어야 하는 정당성을 가지며, 사회경제적 불평등이 정치적 불평등으로 야기되어 정치적 자유를 침해할 수 있는 가능성을 경계하고, 사회에서의 특정한 지위가 공고화되고 재생산되어 종속과 지배로 변모되는 것을 방지한다.

이러한 Rawls의 논의에 기초해 볼 때 앞서 언급한 기회균등 이론화를 위해 다음의 기여점을 찾을 수 있었다. 첫째, 모든 불평등이 잘못 되었다고 지적하는 것은 아니지만, 잘된 불평등과 잘못된 불평등을 구별하기 위해서는 일단은 불평등 현상에 주목해야 할 필요가 있음을 Rawls는 지적한다. 둘째, 가장 주목받는 무엇보다도 불평등은 (사회)경제적 불평등일 것이다. 그러나 Rawls의 지적처럼, 사회경제적 불평등은 그 자체로 문제일 수 있지만 그것의 또 다른 문제점은 사회경제적 불평등이 부에 의해 지배되는 부정의한 사회로 변모한다는 점이다. 셋째, Rawls가 언급과 사회경제적 불평등과 정치적 불평등과의 연계는, 결국 우연적 요소에 의해 종속되어 계급화된 사회를 비판하는 것이다.

2. 기회균등의 평가를 위한 이론틀: 마사 너스바움의 관점에서

1) Sen/Nussbaum과 기회균등

앞서 언급한 Rawls의 『정의론』이 평등이라는 화두를 던졌다면, 『정의론』 이후 대두된 새로운 화두는 단연코 ‘무엇의 평등?(Equality of What?)’이다. 평등이라는 가치가 사회가 추구해야 하는 중요한 규범임이 Rawls의 『정의론』을 통해서 분명해졌다면, 그 다음 논의 주제는 무엇을 평등하게 분배해야 하는지에 관해서였다.³⁾ 이것이 바로 1980년대에 유행한 ‘무엇의 평등?’ 논쟁의 배경이다. Ronald Dworkin, Richard Arneson, G. A. Cohen, Amartya Sen 등이 이 논쟁에 적극 참여했으며, 이들은 무엇을 평등하게 분배해야 하는지에 대한 다양한 대안을 제시하였다. Dworkin은 자원(resource)을 평등한 분배의 대상이라 지적하였고, Arneson은 선호의 만족(preference satisfaction), 즉 복지(welfare)가 평등하게 분배되어야 한다고 주장하였다. Dworkin이 주장하는 자원평등(resource-based equality)과 Arneson이 주장하는 복지평등(welfare-based equality)과는 달리, Sen은 capability 평등(capabilities-based equality)을 주장하였다. 이곳이 바로 capability와 평등이 맞닿아 있는 지점이다.

Sen에 따르면 평등한 분배의 대상은 자원도 아니고 복지도 아닌 capability라고 답한다. capability란 개인들이 실제로 할 수 있는 혹은 될 수 있는(달성할 수 있는) 가능성이다.⁴⁾ 따라서 평등/불평등을 비교하고 측정하는 대상은 개인이 가진 자원이나 부의 양도 아니며, 개인이 느끼는 만족감의 정도도 아니다. 그것은 바로 개인이 실제로 무엇을 할 수 있고 될 수 있는 가능성인 바로 capability라는 것이다. 개인이 실제로 무엇을 할 수 있고 될 수 있는 것은, 결국 그 개인이 가진 실질적인 자유를 뜻한다. capability는 자유이자 선택이다. “선택의 자유”가 capabilities 개념에 내재되어 있다. capabilities는 개인의 자유와 선택의 가치에 기초에 두기 때문에, 이는 결과의 가치를 중시하는 것과는 중요한 차이가 있다. 이 점에서 functionings와 capabilities의 비교는 의미있다. 보통 ‘기능’으로 해석되는 functionings는 capabilities가 성취된(달성된) 상태이다. functionings는 결과를 의미하는 반면, capabilities는 기회를 뜻한다. 따라서 capabilities

3) Equality of What? 이외에도 함께 대두된 다른 논쟁으로는 Equality of How?와 Equality of Whom? 등이 있다. Equality of What?이 무엇을 분배하는지의 분배되는 대상에 관한 논쟁이라면, Equality of How?은 어떻게 분배하는지의 분배 방식에 관한 논쟁이며, Equality of Whom?은 누구에게 분배하는지의 분배받는 사람에 대한 논쟁이다.

4) capabilities에 대한 다양한 국어 번역이 존재한다. ‘역량,’ ‘능력,’ ‘가능성’ 등이다. 개인이 실제로 할 수 있는 기회라는 capabilities의 의미에 충실하자면, 그리고 (다음 장에서 자세히 설명하겠지만) 그러한 기회가 개인 내적인 요소와 외부의 환경적인 요소를 함께 뒷받침해 줄 수 있도록 담보될 수 있는 것이라면, capabilities에 가장 적절한 국어 번역은 ‘가능성’에 가깝다고 생각한다.

approach는 개인에게 일련의 기능을 보장하는 것이 아니다. 대신에 이는 개인에게 일련의 기능을 할 수 있는 가능성(기회)(capabilities to functioning)을 보장하는 것이다. 이러한 가능성이 보장된다면, 개인은 자신이 추구하는 특정한 삶의 가치와 (종교적 혹은 윤리적이 될 수 있는)목적에 근거해서 의미 있는 선택을 할 수 있다.

거듭 언급하지만, 개인이 실제로 무엇을 할 수 있고 될 수 있는 것은, 결국 그 개인이 가진 실질적인 자유를 의미하며, 동시에 이는 실질적인 기회를 뜻한다. 이러한 실질적인 기회와 자유, 즉 capability가 평등/불평등의 비교 대상이 되어야 한다고 Sen은 주장한다. 이 점에서 capability 평등은 기회균등과 같은 의미이다. 더 나아가 capability는 개인 삶의 질을 평가하고 비교하는 기준으로서도 언급되며, capability approach란 이러한 입장을 총칭한다.

또한 capability는 개인이 실제로 무엇을 할 수 있는지, 어떤 상태로 달성하고 유지할 수 있는지의 가능성에 주목하기 때문에 다원적이다. capability는 하나의 측정 기준에 의해서 비교되고 평가될 수 있는 것이 아니다. 따라서 삶의 질을 비교, 평가한다는 것도 다양한 영역과 다양한 측면에 해당하는 것이다(Nussbaum 2011, 18).

Sen은 capabilities를 삶의 질을 측정하고 평등/불평등을 비교평가하는 기준으로 여긴 반면, Nussbaum은 국가가 보호하고 담보해야 할 인간이라면 갖춰야 하는 최소한 수준의 capabilities에 초점 맞춘다. Nussbaum은 이를 기본적 사회정의(basic social justice)라고 칭하며(Nussbaum 2011, 40), 어떤 문화와 정치 공동체도 합의할 수 있는, 즉 인간 존엄성이라는 보편적인 가치에 충실한 10개 핵심 capabilities의 리스트를 제시하였다(Nussbaum 2000, 78-80, 2011, 33-34).⁵⁾

- 10가지 핵심 capabilities

①생명(life): 단명하지 않고 적어도 평균수명 정도를 살 수 있는 capability이다.

②신체건강(bodily health): 좋은 건강을 유지할 수 있고, 충분한 영양을 취

5) 이에 반해 Sen은 보편적인 capabilities 리스트를 제시하지 않는다. 물론 capabilities 중에서 그 중요도의 경중을 차별화할 수 있다고 지적하고 있으나, Nussbaum처럼 핵심 capabilities의 리스트를 제시하려는 노력을 Sen은 기울이지 않는다. 오히려 이러한 노력은 지역 및 정치공동체의 몫으로 남겨놓고자 하였다. 그 결과 Sen은 capabilities를 통해서 민주주의와 공적 토론의 가치를 강조하고자 한다. Sen과 Nussbaum의 차이점에 대해서는 Nussbaum(2000, 12-14, 2011, 71-76) 참조. 이러한 차이에 근거해서 Nussbaum은 자신의 capabilities approach를 규범측면의 버전(normative version)으로, 반면 Sen의 capabilities approach를 비교측면의 버전(comparative version)으로 설명한다.

할 수 있으며, 건강을 유지하기 위한 안전한 거주지를 갖추고, 또한 아이를 낳을 수 있을 건강을 유지할 수 있는 capability이다.

③신체무결(bodily integrity): 이는 주로 개인의 신체에 관한 자유와 자결권을 의미한다. 자유롭게 이동할 수 있는 capability, 성폭행과 가정폭력을 포함한 각종 폭력과 폭행에 대해 안전할 수 있는 capability, 성적 만족을 느낄 수 있는 기회를 갖는 capability, 그리고 선택에 의해 임신을 종결할 수 있는 capability를 포함한다.

④감각, 상상, 사유(senses, imagination, and thought): 감각, 상상, 사유, 논리를 향유할 수 있는 capability이다. 감정적으로 느낄 수 있고 표현할 수 있으며, 이성적으로 성찰하고 숙고할 수 있는 capability이다. 이는 개인이 “진정한 인간”이 되는 길로 볼 수 있으며, 물론 이 모든 것이 교육의 영역에 귀속된다고 보기는 어렵지만, 이러한 표현과 숙고, 이성적 사고와 과학적 사고의 능력이 충분한 교육을 통해서 길러지고 훈육될 수 있는 것이라고 본다.

⑤감정(emotions): 타인과 사물을 사랑하고 돌볼 수 있는, 기쁘거나 슬픈 감정을 가질 수 있는 capability이다. 일반적으로 사랑하고, 슬퍼하고, 갈망하고, 감사하고, 분노할 수 있는 capability이다. 공포와 근심으로 인해 이러한 감정이 생성되지 못하고 표출되지 못하는 것을 제한할 수 있어야 한다. 이 같은 감정의 capability는 개인들이 서로 관계를 맺고 공동체를 형성함으로써 함께 증진될 수 있다

⑥실천이성(practical reason): 개인 본인의 가치관을 형성하고, 삶의 목표를 설정하고 이에 대해 비판적인 사고를 할 수 있는 capability이다. 실천이성 capability는 양심의 자유, 종교의 자유가 보존되었을 때 담보될 수 있다.

⑦관계(affiliation): 관계 capability는 크게 두 가지 종류가 포함된다. 하나는 타인을 인정하고 함께 상호작용할 수 있는 capability이다. 이를 위해서 다른 사람의 입장을 이해하고 공감할 수 있어야 하며, 이러한 이해와 공감을 바탕으로 타인과 사회에 대해 정의감과 우애를 기를 수 있어야 한다. 이러한 capability 증진을 위해서는 개인 간의 관계를 구성하고 장려하는 제도가 함께 보호될 수 있어야 한다. 다른 하나는 타인을 인정하고 함께 상호작용하기 위해서 자신이 존중되고 존엄한 존재로서 인정받을 수 있어야 하는 capability이다. 이는 인간적인 대우를 받을 수 있고, 인종/성/성적지

향/종교/계급/종족 등의 이유로 차별받지 말아야 capability이다.

⑧다른 종(other species): 동식물, 자연과 함께 살고 관계할 수 있는 capability이다.

⑨놀이(play): 즐겁게 놀고, 웃고, 기분 전환을 위한 놀이 활동을 할 수 있는 capability이다.

⑩환경에 대한 통제(enviromental control): 이 capability는 다음의 두 가지 측면을 포함한다. 하나는 정치적인 측면이다. 개인이 자신의 삶에 영향 미치는 정치적 선택을 효과적으로 할 수 있는 capability이다. 이는 정치참여의 권리를 갖는 것, 결과와 언론의 자유 보장을 함께 전제한다. 다른 하나는 경제적 측면으로 재산을 소유할 수 있는 capability이다. 이는 타인과의 평등한 관계에서 소유권을 가지며, 타인과의 평등한 관계에서 취업할 수 있는 권리를 가지면, 소유한 재산에 대해 부당한 압수 및 몰수를 당하지 않는 자유도 포함된다. 시장에서 일함에 있어, 인간다운 대우를 받으며 일하고, 본인의 실천이성을 발현하며, 다른 노동자와 상호인정의 의미 있는 관계를 맺을 수 있음을 포함한다.

무엇보다도, 이러한 핵심 capabilities는 인간 삶의 다면성을 보여주고 있다. 일례로, 경제 영역은 인간 삶의 단지 한 부분일 뿐이다. 경제 영역은 10번째 핵심 capabilities인 환경에 대한 통제의 일부분에 해당된다. 이들 10가지 영역은 상호 관련되지만, 그러면서도 동시에 각 영역 간 서로 “구별되는(distinctive)” 특징을 지녔기 때문에, 개별 영역이 모두 중요하게 보호받아야 한다(Nussbaum 2011, 35).

한편으로 핵심 capabilities의 10가지 영역이 모두 중요하지만, 다른 한편으로 어떤 capabilities는 특별한 역할을 하기도 한다. 예를 들어, 관계나 실천이성의 경우, 다른 capabilities를 매개하는 역할을 한다. (Nussbaum은 이를 architectonic role이라고 표현한다). 다른 예로, 어떤 capabilities의 존재는 여타 capabilities를 증진시키는데 보다 도움이 되기도 하고, 어떤 capabilities의 부재는 여타 capabilities에 부정적인 영향을 주기도 한다. (Nussbaum은 전자를 “fertile” 로 표현하고, 후자를 “corrosive disadvantage” 로 표현했다). 모든 capabilities가 모두 다 중요하다. 그러나 맥락에 따라서는 다른 capabilities에 보다 긍정적인 영향력을 미치는 것, 반면에 보다 부정적인 영향력을 미치는 것을 구분할 수 있을 것이다. 그리고 이러한 긍정적, 부정적 매개 capabilities를 찾아내고 구분하는 작업은 정부가 어떤 부분에게 개입해야하는지에 관한 “공공정책이

개입해야하는 최적의 지점(best intervention points for public policy)” 를 찾을 수 있다고 보았다(Nussbaum 2011, 44-45).

2) Rawls와 Sen/Nussbaum의 기여

기회균등 개념화를 위한 Rawls의 교훈은 크게 세 가지로 언급될 수 있다. 첫째, 불평등을 기회균등을 진단하는 기초적인 척도로 삼고자 한다. 둘째, 기회균등을 평가하기 위해 불평등의 영역을 나눈다. 셋째, 기회균등을 평가하기 위해 구조적 불평등에 주목한다.

더불어 본 연구는 Sen/Nussbaum의 capability approach를 기회균등을 평가하기 위한 불평등 영역을 구체화하는데 활용하였다. 이는 기회균등 지표의 개발과 평가에 기초적이고 직접적인 기반으로 이용되었다. 앞서 언급한 Nussbaum의 capability 10가지 영역을 재구성하여 다음의 8개 영역으로 간추렸다. 기존의 10개 영역은 ①생명, ②신체건강, ③신체무결, ④감각, 상상, 사유, ⑤감정, ⑥실천이성, ⑦관계, ⑧다른 중, ⑨놀이, ⑩환경통제이다. 재구성한 8개 영역은 (a)생명/건강, (b)안전, (c)환경, (d)경제, (e)교육, (f)관계, (g)여가, (h)정치참여이다.

[Nussbaum 10개 영역]		[재구성한 8개 영역]
①생명	→	(a)생명/건강
②신체건강	↗	
③신체무결	→	(b)안전
④감각, 상상, 사유	→	(e)교육
⑤감정	↗	
⑥실천이성	↗	
⑦관계	→	(f)관계
⑧다른 중	→	(c)환경
⑨놀이	→	(g)여가
⑩환경통제	→	(d)경제
	↘	(h)정치참여

재구성의 기본 전제는 다음과 같다. 첫째, Nussbaum의 틀을 존중하여 활용하고자 하였다. (d)경제와 (h)정치참여의 경우 새롭게 추가된 영역이라기보다 Nussbaum의 환경통제의 속한 물질적 통제와 정치참여를 두 영역으로 구분한 것이다. Nussbaum의 생명과 신체건강은 (a)생명/건강의 하나의 영역으로 묶었다. 놀이는 (g)여가로 표현했다.

둘째, 지표 개발을 염두에 두기 때문에 경험적인 측정 가능성을 기준으로 삼지 않을 수 없었다. 그 결과 신체무결은 (b)안전의 영역으로, 감각, 상상, 사유, 감정, 실천이성의 세 영역은 포괄적으로 (e)교육의 영역으로 구분하였다. 다른 중은 동·식물과 관련됨으로 (c)환경의 영역으로 구체화하였다.

셋째, 물론 이러한 8개 영역이 불평등을 측정하는 중요한 영역임을 간과하는 것을 아니지만, 추후에 진행될 체계적인 분석을 위해서 8개 영역을 basic capabilities((a)생명/건강, (b)안전, (c)환경, (d)경제)와 advanced capabilities((e)교육, (f)관계, (g)여가, (h)정치참여)로 나누었다. 이것이 이들 capabilities 간에 위계를 지적하는 것이 아님을 분명히 해둘 필요가 있지만, advanced capabilities는 basic capabilities의 기반 하에 발전된 개념으로 이해된다면 용이하다. 그러나 basic과 advanced의 구분은 너스바움이 핵심 capabilities를 basic, internal, combined로 나눈 것과는 일치하지 않는다(Nussbaum 2000, 78-86).

재구성된 capabilities 영역의 내용은 다음과 같다.

<basic capabilities>

a. 생명/건강: 가장 핵심적인 인간의 역량이다. 건강을 유지하면서 일반적 수명을 살아갈 수 있는지에 해당된다. 의료시스템의 미비로 건강을 유지하기 어려워 수명을 제대로 유지하지 못하고 일찍 죽거나, 남아선호 사상으로 인해 여아 태아의 낙태율이 높다면 생명/건강의 역량이 부족한 것으로 평가될 수 있다. 또한 충분한 영양을 취할 수 있는지, 건강을 유지하기 위해 안전한 거주지를 보장받을 수 있는지, 아이를 낳고 기를 수 있는 건강을 유지할 수 있는지가 생명/건강 역량에 포함된다.

b. 안전: Nussbaum의 언어로 신체무결(bodily integrity)에 해당되는 영역이다. 이를 안전이라는 이해하기 쉬운 용어로 표현했다. 주로 인간 개인의 신체에 관한 자유와 권리를 포함한다. 자유롭게 이동할 수 있지, 성폭행, 가정폭력을 포함한 폭행에 대한 개인의 권리와 성적 자결권을 가지고 있는지, 성적 만족과 재생산과 관련되어 피임을 할 수 있는지, 낙태를 할 수 있는 권리가 있는지가 포함된다.

c. 환경: 이 영역은 Nussbaum의 다른 종(other species)을 재구성하였다. Nussbaum에게 다른 종이란 동식물과 자연을 포함하는데, 이를 본 연구에서는 환경이라고 칭했다. 개인이 환경에 대해 관심을 갖고 있는지, 환경과 얼마나 교감할 수 있는지, 환경이 제대로 보호되고 있는지가 포함된다.

d. 경제: 이 영역은 Nussbaum의 정치와 경제로 세분화된 환경 통제에서 경제부분에 해당된다. 이 영역의 capability는 실질적인 기회로서의 소유권을 갖는지가 해당된다. 소유권을 가질 수 있는 공정한 기회를 갖는다는 것으로, 자유시장제도 내에서의 소유권 개념을 넘어선 의미로 이해될 수 있다. 이는 실질적인 의미에서의 직업을 구할 역량도 포함된다.

<advanced capabilities>

e. 교육: 감정적으로 느낄 수 있고 표현할 수 있으며, 이성적으로 성찰하고 숙고할 수 있는 역량이다. 또한 문자를 해독하고 기초 수학과 과학적 사고를 할 수 있는 역량이다. 물론 이 모든 것이 교육의 영역에 귀속된다고 보기는 어렵지만, 이러한 표현과 숙고, 이성적 사고와 과학적 사고의 능력이 충분한 교육을 통해서 길러지고 훈육될 수 있는 것이라고 본다.

f. 관계: 이 영역은 크게 두 부분으로 나뉠 수 있다. 하나는 타인을 인정하고 함께 상호작용할 수 있는 capability이다. 이를 위해서 다른 사람의 입장을 이해하고 공감할 수 있어야 하며, 이러한 이해와 공감을 바탕으로 타인과 사회에 대해 정의감과 우애를 기를 수 있는 역량과 관련된다. 다른 하나는 타인을 인정하고 함께 상호작용하기 위해서 자신이 존중되고 존엄한 존재로서 인정받을 수 있는지에 대한 capability이다. 인간적인 대우를 받을 수 있는지, 인종/성/성적지향/종교/계급/종족 등의 이유로 차별 받는지도 관련된다.

g. 여가: 즐겁게 놀고, 웃고, 기분 전환을 위한 놀이 활동을 할 수 있는 역량이다. 이를 위해서는 basic capabilities로 언급한 생명/건강, 안전, 경제 등의 역량이 전제 된다면 여가에 대한 역량이 보다 쉽게 성취될 수 있을 것이다.

h. 정치참여: 이 영역은 Nussbaum의 환경 통제 영역 중 정치부분에 해당된다. 인간이 정치참여를 할 수 있는 capability이며, 이는 보다 포괄적으로 자신의 정치적 영향력을 소득이나 성별, 출신성분 등에 따라 차별받지 않고 효율적으로 행사할 수 있는 역량을 의미하기도 한다. 이는 정치적 자유의 보장, 선거권과 피선거권의 보장과 더불어 결사와 언론의 자유를 기본적으로 전제한다.

Ⅲ. 기회균등 지수개발 방법론

1. 국가 간 비교를 위한 기회균등지수

1) 지수 산출의 두 가지 접근

지수의 산출은 관찰하려고 하는 복잡한 사회현상을 고도로 단순화되고 객관화 된 하나의 수치에 담아내는 작업이다. 이를 위하여 일반적으로 관찰하려고 하는 사회 현상을 가장 잘 보여주는 지표들을 모아 통합하는 과정을 거치게 되는데 여기에는 크게 두 가지 방법이 사용될 수 있다. 첫째, 관찰하려고 하는 사회현상을 직접 관찰이 어려운 현상으로 가정하고 이를 간접적으로 관찰할 수 있도록 해주는 다수의 지표를 활용하여 지수를 도출하는 일종의 확인적 요인분석(confirmatory factor analysis) 방법을 들 수 있다. 둘째, 관찰하려고 하는 사회현상을 설명해 줄 수 있는 다양한 변수를 지표로 활용하여 지수를 도출하는 일종의 다중회귀분석 방법을 들 수 있다. 본 연구에서는 후자의 접근에 바탕을 두고 기회균등지수를 산출한다. 구체적인 방법론은 다음절에서 서술한다.

2) 기회균등지수 산출 방법

본 연구는 앞 장에서 도출된 8개의 기회균등 분야에 대한 평가를 위하여 다음과 같은 방법을 통해 분야별 및 종합 기회균등지수를 도출하였다. 각 단계별 주요 내용은 [그림 1]에 요약되어 있다. 우선 첫 번째 단계는 capability approach를 토대로 기회균등의 대상 영역을 결정하는 것이다. 본 연구에서는 앞에서 설명된 바와 같이 건강-안전-교육-관계-환경-여가-정치-경제로 구성된 8가지 영역을 선정하였다.

두 번째 단계는 영역별 모형을 설정하는 것이다. 이를 위하여 [그림 2]와 같이 결과지표와 투입지표를 구분하고 결과지표를 종속변수로 투입지표를 독립변수로 사용하여 회귀모형을 설정한다. 기존 기회균등 관련 지수들은 흔히 투입에 해당하는 지표와 결과에 해당하는 지표를 구분하지 않고 혼합하여 지수를 도출하는데, 이러한 접근은 최종지수가 정확히 무엇을 측정하고 있는지의 문제, 즉 지수의 개념적 타당성에 대한 문제를 야기한다. 따라서 본 연구에서는 [그림 2]와 같이 투입과 결과를 구분하고 이를 기초로 분야별 기회균등 지수를 도출한다. 특히 결과지표의 경우엔 기회균등이 성취되거나 결여된 상태, 즉 분야별 기회균등의 결과와 투입지표의 경우엔 기회균등 현상에 영향을 끼칠 수 있는 독립변수를 중심으로 지표를 구

성한다. 기회균등이라는 현상을 가장 잘 보여주는 지표는 결과지표라고 할 수 있으나 사용 가능한 결과지표는 매우 제한적이기 때문에 이와 같이 기회균등의 결과에 영향을 끼칠 수 있는 투입지표를 함께 고려함으로써 분야별 기회균등 현상을 보다 잘 반영할 수 있게 된다.

[그림 1] 기회균등지수 산출 방법



[그림 2] 국가 간 비교를 위한 기회균등지수의 구조



세 번째는 영역별 기회균등지수 계산이다. 투입지표와 결과지표가 결정이 되면 각 영역별로 회귀분석을 실시하고 이를 통해 영역별 기회균등지수를 계산하게 된다. 이 과정은 다음의 세 단계를 통해 이루어진다. 우선 첫째, 투입지표들 간의 상대적 가중치를 추출하기 위하여 투입지표를 독립변수로 결과지표를 종속변수로

회귀분석을 실시한다. 앞서서도 언급한 바와 같이 일반적으로 산출지표는 혼치 않으므로 한 가지만 선택하여 분석에 사용하게 된다. 이렇게 도출된 표준화된 회귀계수는 투입지표들을 통합하는 과정에서 가중치로 활용된다. 둘째, 이를 위하여 먼저 단위가 다른 투입지표들을 합산하는 것이 가능하도록 각 지표의 z 점수를 계산한 뒤 이를 다시 0부터 1까지로 표준화한 값으로 변환하고, 이렇게 해서 표준화 된 지표들에 표준화 회귀계수(standardized coefficient)를 가중치로 부여하여 합산한다. 다음으로 도출된 지표들의 합산값을 마지막으로 다시 0부터 1 사이의 값으로 다시 표준화한다. 마지막 단계의 표준화 작업은 분야별 기회균등 지수의 비교를 가능하게 만들기 위하여 적용된다. 분야별 회귀식에 활용되는 독립변수의 숫자가 다소 상이하기 때문에 마지막 단계의 표준화를 거치지 않으면 독립변수의 숫자가 많은 분야일수록 기회균등 지수의 값이 상대적으로 커지는 문제가 발생할 가능성이 있기 때문이다. 셋째, 이러한 과정을 통해 합산된 표준화된 투입지표의 합을 표준화된 산출지표와 통합한다. 본 연구에서 제시하는 지수는 이와 같이 다양한 측면을 반영하는 투입지표의 합을, 내용타당성은 높지만 제한적인 산출지표와 통합함으로써 우리나라 기회균등의 현실을 최대한 반영하는 방향으로 고안되었다. 단 투입지표의 합과 산출지표를 통합하는 과정에서 이상적으로는 산출지표가 반영하는 분야별 기회균등 정도를 제외한 부분을 투입지표의 합에 가중치로 부여하여야 하지만, 이러한 가중치는 정확히 파악하기도 어렵고 자칫 잘못된 가중치의 사용으로 왜곡이 발생할 가능성도 있어 단순하게 1:1의 비중으로 통합하였다.

이러한 과정은 식(1)을 통해 간단하게 표현할 수 있다. 식 (1)에서 O_i 는 분야 i 의 기회균등지수를, p_{ij} 는 분야 i 의 산출지수를, 그리고 w_{ij} 와 k_{ij} 는 분야 i 의 표준화된 투입지표 j 가 가지는 가중치와(회귀분석에서 도출) 정규화된 값을 의미한다. 만일 독립변수 중 결측값이 있어서 값의 산출이 가능하지 않은 일부 국가들은 종속변수의 표준화된 값만을 넣어서 기회균등 값으로 활용하였다.

$$O_i = Standardize(p_{ij}) + Standardize(\sum_j w_{ij}k_{ij}) \quad (1)$$

네 번째 단계는 영역별 지수를 통합하기 위한 가중치를 도출하는 것이다. 8개의 영역을 통합하여 국가별로 단일한 기회균등 지수를 구하기 위해서는 각 영역을 통합할 때 상대적 중요성을 어떻게 고려할지에 대한 결정이 필요하다. 다시 말해서 기회균등의 분야별 가중치의 고려가 필요하다. 기존 기회균등 지수들은 여러 가지 지표를 사용하고 또한 여러 분야를 포함한다 하더라도 지표별 분야별 가중치에 대한 고려가 거의 없었거나 자의적인 경우가 많았다. 본 연구에서는 국내 기회균등과 관련된 전문가들을 대상으로 한 설문을 기초로 AHP(analytic hierarchy process) 기법을 활용하여 분야별 가중치를 도출한다. 이 기법에서는 8가지 영역에 대한 쌍대비교를 통해서 각 영역이 다른 영역에 비해서 얼마나 더 중요성을 가지는

지를 평가하고 이를 통해서 영역별 중요성을 계산한다. 국가수준의 기회균등지수는 식 (2)를 통해 얻어지는데, Π 는 국가별로 도출된 최종 기회균등지수를 의미하고 r_i 와 O_i 는 각각 분야 i 의 가중치와 기회균등지수를 의미한다.

$$\Pi = \sum_i \gamma_i o_i \quad (2)$$

본 연구에서는 국내 기회균등 관련 사회과학 및 법학 전문가들 50명을 대상으로 설문을 실시하였고, 응답 중 일관성 수준의 유의도가 0.2를 넘지 않는 34명의 응답을 분석하여 가중치를 계산하였다. 앞서 계산된 각 영역별 기회균등지수를 (2)와 같이 가중치를 부여한 후 합산하여 최종 기회균등지수를 계산하였다. 이것이 마지막 다섯 번째 단계이다.

본 연구에서는 이들 지표를 활용하여 데이터가 활용 가능한 31개 OECD 국가들을 대상으로 국가별 기회균등 정도에 대한 비교 분석을 시행한다. 국가 간 비교대상을 OECD 국가로 한정된 데에는 두 가지 이유가 있다. 우선 첫째, capability의 분야를 논의하는데 있어 가급적 경제적 사회적 맥락의 차이를 줄이기 위하여 산업화된 나라들만을 대상으로 한다. Nussbaum의 리스트가 보편적 capability를 의미한다고 하지만 Sen이 강조한 바와 같이 경제수준이라는 맥락에 따라 각 분야가 가지는 상대적 중요성은 또 달라질 수도 있기 때문이다. 둘째, 분야별 지표 수집에 있어 데이터 수집의 용이성을 고려하지 않을 수 없는데, OECD 국가들은 상대적으로 다양한 자료의 수집이 가능하다.

3) 기회균등 분야별 측정 지표

본 연구에서 기회균등지수 산출을 위해서 8가지 영역에 사용된 투입지표와 산출지표 그리고 각 지표의 설명과 출처는 [표 1]과 같다. 각 영역별로 핵심적인 투입지표들과 함께 일반적으로 각 영역당 기회균등 결과지표에 공통적으로 중요한 영향을 미치는 변수는 경제수준(1인당 GDP)과 사회의 불평등 수준(GINI 계수)은 모든 영역에서 통제변수로 활용되었다. 경제수준은 절대적 기회균등에 중요한 영향력을 가지며, 불평등 수준은 상대적 기회균등에 영향력을 가진다고 가정된다. 따라서 이 두 변수는 단순히 통제변수로 사용된 것을 넘어서 실제 투입변수의 영향력을 합산할 때도 사용되었다. 각 변수는 2011년 혹은 2011년으로부터 가장 최근의 수치를 활용하였다.

건강에서는 공통적인 통제변수 이외에 건강정책, 전체 보건지출에서 민간지출이 차지하는 비중, 그리고 천명당 의사의 수를 독립변수로 활용하였으며, 결과변

수는 30세부터 70세까지의 사망률로 상정하였다. 건강에 대한 결과 혹은 성과변수로는 유아사망률이나 평균수명 등이 사용되어져 왔다. 하지만, OECD 국가에 유아사망률은 대체로 상당히 낮아져서 변별력이 떨어지는 변수가 되었으며, 평균수명 역시 건강의 기회균등을 보여주기에는 제한된 측면이 있다. 이에 반해서 OECD 국가의 평균수명이 일반적으로 70을 넘었기 때문에, 평균수명 이전의 사망률은 기회균등을 반영할 가능성이 더욱 높다. 그러한 의미에서 결과변수로 채택이 되었다.

안전에서는 십만명 당 고의적 살인의 수(intentional homicides)를 결과변수로 하였으며, 이에 영향을 미치는 비공식지지네트워크의 질(quality of support network), 경찰에 대한 신뢰, 사회통합정책, 공격을 받은 횟수가 투입지표로 활용되었다. 교육은 PISA 점수를 결과지표⁶⁾로 하였으며, 교육정책, 아동빈곤율, 공공교육비지출, 가족정책, 그리고 선생님 당 학생 수를 투입지표로 사용하였다. 관계는 개인 간의 안전과 신뢰에 대한 인지수준을 결과지표로 하며, 이에 대한 투입지표는 자원봉사 시간, 낯선 이에 대한 도움여부, 사회통합정책, 그리고 밤거리 안전하게 다닐 수 있는 수준으로 하였다.

환경은 물의 질(water quality)을 결과지표로 하고, 환경정책, 하수처리수준, 그리고 공중위생에 대한 접근성을 투입지표로 하였다. 물의 질 역시 환경의 기회균등을 보여주기에 한계가 있지만, 환경 관련 비교 가능한 지표가 제한적이어서 채택하였다. 여가의 경우 반대적 의미는 노동시간을 가지고 결과지표를 측정하였다. 여가의 경우 이를 대표할 수 있는 비교 가능한 지표를 찾기가 매우 어려웠으며, 노동시간이 길 경우 여가가 짧아질 수 있다는 가정을 가지고 모형을 설정하였다. 노동시간에 영향을 미치는 요인에서도 여가에 관련된 적절한 요인을 찾지 못하여 노동시간을 설명할 수 있는 시간제 근로 비중, 빈곤율, 사회복지지출을 영향요인을 설정하였다. 정치의 경우 프리덤하우스(Freedom House) 지수를 결과지표로 하였으며, 언론자유, 정부의 부패인식, 시민참여수준, 비차별적 태도 등을 투입지표로 하였다. 마지막으로 경제는 빈곤율 결과지표로 하였으며, 사회통합정책, 실업률, 사회복지지출, 그리고 시간제 근로를 투입지표로 하여 회귀분석 모형을 설정하였다.

6) 연구과정에서 교육의 기회균등 정도를 보여주는 결과지표가 무엇인가에 대한 설명은 가장 논란이 되는 부분이었다. 일반적으로 사용될 수 있는 국제비교 지표는 초등학교중퇴율(school drop rate)이 있다. 하지만, 건강에서 유아사망률과 유사하게 OECD 국가에서 초등학교중퇴율은 전반적으로 매우 낮아서 변별력이 낮다. 공교육에서 민간지출이 차지하는 비중이나 대학교육에서 공공지출의 비중 역시 고려 되었다. 그러나 이 변수들 역시 채택되지 못했는데, 그 이유는 첫째 이 변수들이 성과보다는 투입변수라는 점이다. 둘째, 이 변수들을 성과변수로 채택하게 되면 공공지출이 높으면 기회균등이 이루어질 것이라는 가정이 들어가기 때문이다. PISA 점수의 경우 수월성을 보여주는 지표이지만, 높은 PISA 점수는 학생들이 보편적으로 읽기, 수학, 과학에서 높은 수준을 보인다는 것을 가정하고 있다. 비록 높은 교육이 얼마나 사회적 성공으로 연결되는지를 보여줄 수는 없지만, 절대적인 교육수준을 보여준다는 측면에서 채택되었다.

8가지 영역의 결과지표는 정확히 ‘기회균등’ 을 보여주는 지표는 아니다. 기회균등은 각 사회에서 보이는 기회의 차이를 포착할 수 있어야 하는데, 이러한 지표는 총량적 지표이며 평균을 내포하고 있는 지표이다. 그러한 점에서 결과지표 자체에 문제가 있을 수 있다. 그럼에도 불구하고 국가 간 비교에서는 각 국 내의 기회차이를 직접적으로 보여줄 수 있는 결과지표를 찾기가 어려웠다는 점과 총량적인 평균지표이지만 사망률이나 고의적 살인 비중, 빈곤율 등 그 지표가 낮다는 것이 더 많은 사람들이 건강이나 안전 혹은 경제생활에서 기회가 더 박탈될 가능성이 높을 수 있다는 가정은 유효하기 때문에 이러한 결과지표를 사용하였다.

[표 1] 영역별 기회균등지수 계산에 활용된 측정지표

Capability	측정지표	자료출처
건강	Mortality rate(ages 30-70, per100,000)_2008	UN data
	Health policy_2011	Sustainable Governance Index
	Private expenditure on health(%) as total_2011	UN data
	Medical doctors per1,000_2011	OECD Health at a glance 2013
안전	Intentional homicides(per100,000)_2011	UN Office on Drugs and Crime
	Social inclusion policy_2011	Sustainable Governance Index
	Quality of support network_2013	OECD Better life index
	Confidence in police_2011	Sustainable Governance Index
	Assault rate_2010	OECD Better life index
교육	PISA score_2011	Sustainable Governance Index
	Education policy_2011	Sustainable Governance Index
	Age 0-17 poverty rate_2011	OECD Income Distribution DB
	Public education expenditure(%)_2011	OECD Social Expenditure DB
	Number of students per teacher_2012	OECD Education and Training DB
	Family policy_2011	Sustainable Governance Index
관계	Internal safety and trust_2010	Indices of Social Development
	Volunteered time(%)_2010	Gallup
	Helped a stranger(%)_2010	Gallup
	Social inclusion policy_2011	Sustainable Governance Index
	Differences in feeling of safety at night_2012	OECD Soc at a glance 2014
환경	Water Quality_2010	Environmental Performance Index
	Waste water treatment_2010	OECD Environment Statistics
	Environmental Policy_2011	Sustainable Governance Index
	Access to Sanitation_2011	Environmental Performance Index
여가	Average annual hours worked_2011	OECD Productivity DB
	Part-time employment rate_2011	OECD Employment and Labour Market Statistics
	Poverty rate after taxes and transfers, Poverty line 50%_2011	OECD Income Distribution DB
	Social expenditure_In percentage of GDP_2011	OECD Social Expenditure DB
정치	Freedom house index_2011	Freedom house
	Media freedom_2011	Sustainable Governance Index
	Corruption perception index_2011	Transparency international
	Civic activism_2010	Indices of Social Development

	Non-discrimination_2011	Sustainable Governance Index
경제	Poverty rate after taxes and transfers, Poverty line 50%_2011	OECD Income Distribution DB
	Social inclusion policy_2011	Sustainable Governance Index
	Unemployment rate_2011	OECD Labour Force Statistics
	Social expenditure_In percentage of GDP_2011	OECD Social Expenditure DB
	Part-time employment rate_2011	OECD Employment and Labour Market Statistics
통제변수	GINI coefficient_2011	OECD Income Distribution DB
	GDP per capita (current US\$)_2011	World Development Indicators

※각 영역별 첫 번째 변수(음영처리)가 종속변수로 사용된 산출지표임

※표 하단의 통제변수는 8개 분야의 분석에 모두 포함되었음

2. 국내 분석을 위한 기회균등지수

1) 국가 간 비교 지수와의 차별화

우리나라의 기회균등 현황에 대한 분석은 두 가지 측면에 초점을 맞추어 진행한다. 우선 기회균등의 국가 간 비교라는 거시분석과 동일한 이론적 틀을 사용하여 우리나라의 분야별 기회균등 현황에 대한 미시분석을 진행한다는 점이다. 이와 같이 거시분석과 미시분석을 동일한 이론적 틀에서 체계적으로 진행한다는 점은 기존 연구와는 뚜렷하게 구분되는 본 연구의 강점이라고 할 수 있다. 다만 우리나라의 분야별 기회균등 및 불평등 현황을 보다 정확하게 분석하기 위해서는 우리나라만의 맥락을 고려한 국가 간 비교의 경우와는 다소 다른 접근이 요구된다.

본 연구가 초점을 두고 있는 기회균등의 한 영역인 교육 분야를 예로 들어 보자. 국가 간 비교에서는 분석에서 가장 기초가 되는 산출지표로서 고등학교 졸업 비율을 사용하였다. 고등학교 졸업 비율은 OECD 국가를 대상으로 할 경우 최저 71.3%(이태리)에서 최고 100%(스위스)까지 상당한 차이가 존재하므로 국가 간 비교를 위한 지표로 사용하는데 큰 무리가 없다. 그러나 우리나라의 경우 그 비율이 98.0%로 거의 대부분 국민이 최소 고졸 이상의 학력을 가지고 있어, 이를 바탕으로 국내의 교육 기회균등 내지는 교육격차를 평가하는 데에는 한계가 있다. 즉 대학진학률이 세계 최고수준에 육박하는 우리나라의 경우, 교육 기회의 불평등 현상을 분석하기 위해선 주로 사교육을 통해 만들어지는 영어구사 능력이나 명문대학 진학률과 같은 보다 세밀하고 우리 사회의 맥락을 반영하는 차별화된 지표의 사용이 요구된다. 따라서 본 연구에서는 국가 간 비교 분석과 동일한 이론적 틀을 사용하되 좀더 정교한 산출 중심의 미시지표를 적용하여 우리나라의 분야별 기회균등 현황을

분석하고 분야별 및 종합 기회균등 지수 도출을 시도하고자 한다. 이와 같은 우리 사회의 맥락을 고려한 세부지표의 활용은 사회적 맥락의 중요성을 강조한 Sen의 주장과 일맥상통하는 부분이다.

2) 분야별 기회균등 분석

본 연구의 가장 중요한 차별성은 구조적 불평등에 대한 고려이다. Rawls의 논의를 통해 드러난 불평등 현상의 가장 큰 문제는 한 분야의 불평등이 다른 분야의 불평등으로 이어지고, 한 세대의 불평등이 다음 세대로 이어지는 구조화된 불평등이다. 따라서 기회균등을 논함에 있어 이러한 구조적 측면을 고려하지 않는다면, 이는 문제의 핵심을 비껴가는 것이라고 할 수 있다. 기존 기회균등 연구는 바로 구조적 측면의 불평등 문제를 제대로 고려하지 못했다는 측면에서 많은 한계를 가지고 있다. 본 연구에서는 이러한 기존 기회균등지수들의 한계를 극복하고자 분야별 세대별 불평등의 상호 연관성을 고려한 기회균등지수의 개발을 시도한다.

분야별로 연관된 구조적 불평등을 고려한 기회균등의 수준을 평가하기 위해선 8개 역량 영역 중 다른 영역에 가장 밀접하게 연관되어 영향을 끼칠만한 영역을 우선 선정해야 한다. 본 연구에서 제시된 기회균등지수는 선정된 기준 영역을 중심으로 형성된 불평등이 다른 영역에 어떤 영향을 끼치는지 평가할 수 있도록 해준다.

본 연구는 경제 분야의 불평등을 다른 분야의 기회균등에 영향을 끼칠 수 있는 가장 핵심적인 구조적 문제로 가정하고 분석을 진행하였다. 이를 위하여 한국 노동패널의 15차년도 자료(2012년)를 기준으로 가구총소득(임금소득 뿐 아니라 부동산소득, 금융소득, 기타소득 등의 모든 소득을 포함한 소득)을 계산하여 소득 1분위에서 10분위까지를 구분하였다. 다만 여기서 실제 경제활동을 하고 있는 가구주 이외에 가구원들의 소득을 어떻게 처리할 것인지를 문제가 발생하는데, 이 경우 모든 가구원이 동일한 가구총소득을 가지고 있는 것으로 가정하였다.

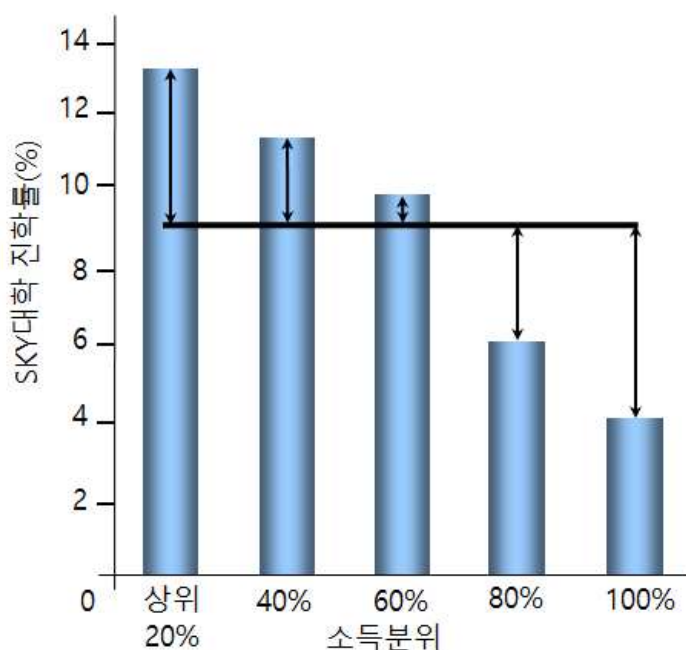
가. 분야별 기회균등 지수의 도출: D-Index

본 연구는 분야별 기회균등의 연관성을 평가하기 위하여 세계은행에서 국가별 기회의 불평등 정도를 측정하기 위해 사용하는 D-index를 활용한다. D-index는 특정 서비스에 대한 접근성의 불평등 정도를 그룹별로 평가하기 위하여 사회과학 분야에서 널리 사용되는 dissimilarity measure의 일종이다. 예를 들어 우리나라 국민을 소

득 수준에 따라 5분위로 나누고 소득에 따라 서울대, 고려대, 연세대 등 명문대학에 진학할 예상확률(predicted probability)을 계산한 후 소득 수준에 따라 명문대 진학률에 있어 어느 정도 차이가 있는지를 계산하면 우리사회의 소득에 따른 교육의 기회균등이 어느 정도 수준인지를 평가할 수 있다.

[그림 3]은 D-index의 개념을 도식화 한 것이다. 중앙의 수평선은 분석에 활용하는 자료의 전체 모집단을 대상으로 계산한 평균 명문대 진학률을 의미하고 다섯 개의 막대그래프는 가계소득 상위 20%에서 소득 하위 20%까지 각 그룹이 명문대학에 진학할 예상확률을 의미한다. 이러한 예상확률의 도출은 개인의 소득 이외에 나이, 성별, 부모학력 등의 개인 변수를 통제한 상태에서 로지스틱 회귀분석을 통해 이루어진다. 따라서 아래 식 (3)에서 전체 평균확률(P_{bar})과 그룹별 확률(P_i)의 차이는 나이, 성별 등의 개인적 요인을 통제했을 때 가계소득에 따른 명문대 진학 기회의 차이, 즉 교육 분야의 기회균등 정도의 일면을 잘 보여준다.

[그림 3] D-Index의 개념



좀 더 구체적으로 D-index의 도출과정을 설명하면 다음과 같다. 첫째, 종속 변수로는 평가 대상이 되는 capability 영역의 기회균등 정도를 잘 보여줄 수 있는 명문대 진학여부와 같은 범주변수(categorical variable)를 사용하고 독립변수로는 가계소득, 부모의 학력, 성별 등과 같은 환경변수를 사용하여 logistic regression을 수행한다. 둘째, 추정된 회귀식을 바탕으로 가계소득 계층별로 명문대 진학의 predicted probability를 계산한다(이 때 가계소득 규모만 변화시키고 다른 변수들

의 값은 그룹 전체의 평균값으로 통제함). 셋째, 계산된 그룹별 predicted probability를 바탕으로 식 (3)을 통해 교육분야 기회균등 정도를 보여주는 D-index를 계산한다(Barros et al., 2009).

$$D = \frac{1}{2P} \sum_i^n |P_i - \bar{P}| \quad (3)$$

만약 소득에 따른 교육기회가 완전히 평등하다면 가계소득의 수준에 따라 명문대 진학률이 달라지지 않을 것이다. 따라서 D-index는 0에 수렴하게 된다. 그러나 가계소득이 높을수록 명문대 진학 가능성이 높아지고 반대로 가계소득이 낮을수록 명문대 진학 가능성이 낮아진다면, 소득에 따른 교육 기회의 불평등이 높음을 의미하고 이는 상대적으로 큰 D-index값으로 나타나게 된다.

D-index가 가지는 가장 중요한 장점 중의 하나는 분야별 연관성을 고려한 기회균등의 평가가 가능하다는 점이다. 위의 예는 경제적 측면과 다른 분야 간의 연관성을 고려한 분야별 기회균등 정도를 보여주지만 유사한 분석을 교육이나 건강 분야에 대해서도 할 수 있다. 또한 여러 분야의 연관성이 복합적으로 고려된 기회균등의 분석도 가능하다. 예를 들어 소득수준과 부모의 교육정도를 고려했을 때 자녀의 명문대 진학 가능성을 추정할 수 있고(5등급의 소득 구분과 3등급의 부모 교육수준 구분을 가정하면 15개 그룹이 만들어지고 각 그룹의 명문대 진학에 대한 predicted probability를 계산함), 이를 통해 소득과 교육 그리고 세대 간 연관성을 고려한 기회균등 지수의 도출이 가능해진다.

나. 전체 기회균등 지수의 도출: 소득 기준 O-Index

본 연구에서는 우리나라에서 일반적으로 가장 많은 관심을 가지고 있는 소득수준을 기준으로 우리사회 전체의 기회균등 정도를 평가할 수 있는 지수를 도출하고자 한다. 즉 소득이 높을수록 명문대 진학률이나 영어구사수준, 건강수준, 사회적 친분관계, 여가만족도 등이 상대적으로 높은지 분석함으로써 우리 사회 전 부문에 걸친 소득 기준 기회균등의 정도를 평가해 볼 수 있다. 이를 위하여 소득 기준 기회균등 지수 O-index는 식 (4)와 같이 계산한다.

$$O = \sum_i w_i D_i \quad (4)$$

식 (4)에서 D_i 는 각 분야별 기회균등 정도를 보여주는 D-index이고 w_i 는 AHP분석을 통해 도출될 분야별 가중치이다. 따라서 이렇게 계산된 O-index는 기회

균등의 정도를 평가하는 8개 영역 중 연관성 기준으로 사용된 소득을 제외한 7개 영역의 종합적인 기회균등 정도를 보여준다.

3) 노동패널 소개

본 연구에서는 우리나라의 분야별 기회균등을 평가하기 위하여 한국노동패널 자료를 활용한다. 한국노동패널 자료는 비농촌지역에 거주하는 한국의 가구와 가구원을 대표하는 패널표본구성원 5,000가구에 거주하는 가구원 12,000여명을 대상으로 1년 1회 경제활동 및 노동시장이동, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업훈련, 사회생활 등에 관하여 추적조사로 작성되는 자료이다. 현재 1차년도(1998년)부터 15차년도(2012년)까지의 데이터가 한국노동패널 홈페이지(<http://www.kli.re.kr/klips/ko/main/main.jsp>)에 공개되어 있다.

구체적으로 노동패널 자료의 경우 소득, 건강, 교육, 사회관계 등 Nussbaum의 capability 영역과 연결될 수 있는 분야에 대한 다양한 설문결과를 담고 있다. 교육 분야를 예로 들자면 과목별로 사교육비를 얼마나 지출하는지, 어느 대학을 졸업했고 전공은 무엇인지, 영어 능력이 어느 정도인지 등과 같이 질문의 범위가 매우 넓은 뿐 아니라 매우 상세하다. 따라서 이를 통해 n개의 기회균등 영역이 개인 수준에서 얼마나 밀접하게 연관되었는지 파악하는 것이 가능하다. 특히 노동패널의 경우 1998년부터 자료가 축적되어 불평등 구조의 변화와 같은 중단분석도 어느 정도 가능하다.

3. 기존 기회균등 관련 지수들과의 차별성

1) 기존 지수들의 소개

기회균등은 사회과학과 공공정책에서 중요한 개념이자 목표로서 지속적으로 제기되지만 기회균등을 체계적으로 측정된 시도들은 많지 않다. 기회균등이 이론적으로 개념화되지 않은 채 사용되는 경우가 많았으며, 많은 연구에서 단선적으로 측정된 기회균등이 사용되었다. 국내외의 다양한 설문조사 연구에서 우리 교육이나 취업 혹은 우리 사회의 기회균등에 대해서 한 문항으로 직접 물어보는 질문들이 많았다. 특히 국제적으로는 International Social Survey Program에서 본인과 부모와의 직업비교나 개인의 경제적 환경에 대한 중요성 등에 대한 질문을 통해서 기회균등을 간접적으로 확인할 수 있었다. 이러한 질문들은 한 사회의 단면을 ‘기회’라는 차원에서 바라보기에 의미를 주지만, 기회균등이 포괄하고 있는 다양한 개념들을 보

여주기에는 한계가 명백하다. 또한, 이러한 질문들은 개인의 ‘인식(perception)’에 의존한 응답만을 보여준다는 한계를 가지고 있다. 현재 여러 분야에서 폭넓게 활용되고 있는 기회균등 관련 지수들의 내용과 특징을 간략히 소개하면 다음과 같다.

가. 세대 간 사회적 이동 (OECD, 2010)

세대 간 사회적 이동은 기회균등을 보여주는 중요한 척도이자 기회균등의 결과이기도 하며, 그러한 의미에서 OECD는 세대 간의 사회적 이동에 관심을 가지고 기회균등 관련 지표를 생산하고 있다. 사회적 이동을 보여주는 지표는 아들의 소득과 아버지의 소득 간의 상관관계를 나타내는 세대 간 소득 탄력성(intergenerational earnings elasticity)이다. 이를 통해서 OECD는 북유럽과 호주 그리고 캐나다가 상대적으로 사회적 이동성이 높고, 남부유럽과 영국이나 미국이 낮은 사회적 이동성을 보이는 것을 보여주었다. 세대 간 소득 간의 상관관계에 초점을 맞추고 있다는 점은 본 지표가 소득이라는 한 분야만을 다루고 있으나 다른 지수들과 차별화되는 가장 큰 특징이다. 다른 지수들과 달리 세대 간에 걸쳐 고착된 구조적 불평등에 대한 평가를 할 수 있기 때문이다. 하지만, 사회적 이동성 지표는 OECD(2010, p.186)가 밝힌 바와 같이 부모의 사회경제적 지위에 대한 효과와 개인의 능력을 구분할 수 없다는 단점이 있다. 또한 소득이라는 한 분야에 초점을 맞추어 기회균등을 평가한다는 측면에서도 한계를 가진다.

그러한 점에서 기회균등의 다차원을 포착하려는 연구들도 진행되어오고 있다. 다차원을 포착하기 위해서는 다양한 측면을 방법론적으로 어떻게 결합할 것인지에 대한 질문을 갖게 한다. 기회균등과 밀접하게 연관된 분야의 연구로 삶의 질을 들 수 있는데, 삶의 질과 사회지표 체계는 꾸준히 발달해오면서 다양한 지표와 지수를 생산해오고 있다. 석현호 외(2013)의 연구에서는 국내외의 삶의 질이나 사회지표 체계에 대한 소개와 검토를 제시하고 있다. 하지만, 삶의 질 등의 지수보다 보다 직접적으로 기회균등을 다루고 있는 대표적인 지수와 지표들에 대해서 비판적으로 검토하고자 한다.

나. 기회불평등지수 (Barros et al, 2009)

기회불평등지수는 성별이나 인종, 출생지역 혹은 가족배경 등 개인의 선택을 넘은 요인들이 개인의 삶의 기회에 영향을 미치지 않도록 출발선을 맞추는 것을 추구한다. 기회의 불평등을 측정하기 위해서 본 연구에서는 아동들의 기회 차이를 측정한다.

인간기회지수를 생산하고, 또한 소득이나 소비, 교육 등에서의 불평등 등 개인의 통제를 벗어난 환경에 의해서 설명되는 기회의 불평등을 제시한다. 인간기회지수를 위해 1)얼마나 많은 기회들이 아이들에게 제공되는지, (기초서비스의 적용범위) 그리고 2)얼마나 이러한 기회가 잘 배분되고 있는지를 평가한다. 여기서 기초서비스는 교육(6학년을 제 때 마치는 아이들 비중과 10-14세의 학교 등록률)과 주거상황(깨끗한 물, 전기, 위생에 대한 접근율)을 기준으로 한다.

기초서비스의 접근성에 대한 기회배분을 평가하기 위해서 인간기회지수는 상이지수(Index of Dissimilarity)를 계산한다. 상이지수는 어떤 특정 집단이 다른 집단들과 비교했을 때 얼마나 차이를 보이는지를 보여주는 것이다. 만일 모든 집단이 기초서비스에 대한 접근성이 동일하다면 상이지수는 0이 될 것이고, 일부 차이가 난다면, 예를 들어 27%가 된다는 것은 모든 기회가 평등하게 되기 위해서 27%의 기회가 재분배되어야 함을 나타내는 것이다. 인간기회지수(O)는 이렇게 상이지수(D)와 기초서비스에 대한 접근(P)을 결합하여 생성한다. 이를 간단히 표현하면, $O=P(1-D)$ 이 된다. 이러한 방법으로 본 연구는 19개 라틴 아메리카 국가들의 인간기회지수를 계산하였다(Barros et al, 2009).

기회불평등지수는 기회의 종류와 분배구조를 동시에 고려했다는 장점이 있지만, 기회의 범위가 교육이나 주거와 같은 일부 기초서비스에만 한정되면서 충분한 이론적 설명 없이 기회를 다소 협소하게 해석한 측면이 존재한다. 또한 기초서비스의 질이 균질하지 않기 때문에 단순한 접근성만을 가지고 기회평등이 보장될 것인지에 대한 의문도 존재한다.

다. 여성경제기회지수 (Economist Intelligent Unit, 2010)

여성경제기회지수(Women's Economic Opportunity Index)는 26개의 양적이고 질적인 지표를 사용하여, 113개국 여성의 사회경제적 기회를 측정하는 것이다. 이 지수는 크게 노동조건과 정책, 금융접근성, 교육과 훈련, 여성의 법적-사회적 지위, 일반 경영환경 등 5개 분야로 나누어 평가하였다. 각 분야는 4-7개 정도의 하위 지표로 구성되어 있고, 각 지표는 1에서 100으로 표현되어 각 지표의 평균을 각 분야의 값으로 하고, 각 분야의 값을 특별한 가중치 없이 평균으로 하여 최종 여성경제기회지수를 생산하였다.

여성경제기회지수는 여성경제활동과 관련된 사회정책적 측면부터 경제적, 법적 측면 그리고 이를 둘러싼 환경까지 포괄하여 '기회'를 평가한다는 장점이 있다. 다만 각 영역이 단순히 나열된 측면과 영역선정에 대한 구체적인 이론적 설명

이 결여되어 있는 것이 한계점이라고 할 수 있다. 또한 일반 경영환경이나 금융접근성 등이 여성의 법적지위, 노동시장의 환경이나 교육과 동등하게 중요한 것인지가 중치에 대한 고려가 필요하다는 측면도 지적될 수 있다.

라. 사회정의지수(Bertelsmann Stiftung, 2011)

사회정의지수(Social Justice Index)는 지속가능한 거버넌스 지표라는 이름으로 출판되었으며 OECD 국가 사회정의 평가를 목적으로 하고 있다. 이 보고서에서 밝히고 있는 바와 같이 사회정의는 시대와 공간에 따라서 상대적으로 정의되기도 하고, 변화하는 개념이다. 그러나 사회정의의 현대적 개념은 기회균등과 삶의 기회를 제공하고 실현하는 것을 포괄하고 있고, 이를 통해서 지속가능한 사회시장경제에 대한 합의를 이끌어낸다는 것이다. 본 지수는 사회정의를 여섯 가지 부문으로 나누고 각 부문에 가중치를 주어 지수를 도출한다. 여섯 가지 부문은 빈곤예방, 교육접근도, 노동시장포함, 사회적 응집과 무차별, 건강인데 각 부문 3개에서 8개까지 세부지표를 포함하고 있다. 예를 들어 빈곤은 빈곤율, 아동빈곤, 노인빈곤으로 구성되어 있고, 이들 변수들은 1-10의 스케일로 표준화되어 지수에 포함되었다.

본 지수의 또 다른 특징은 각 영역에 정책평가에 대한 질적지표를 포함시키고 분야별 가중치를 적용하였다는 점이다. 질적 평가는 70명 이상의 지속가능한 거버넌스 지표 설문(<http://www.sgi-network.org/>)에 참여한 전문가 의견을 바탕으로 작성되었으며, 빈곤, 교육, 그리고 노동시장 부문은 가중치를 두 배에서 세 배까지 주어 그 중요성을 부각시켰다. 이러한 기준에 대한 설명이 부족한 것이 한계이지만 가중치를 주지 않은 수치를 동시에 제공함으로써 독자들이 비교할 수 있게 하였다. 흥미롭게도 OECD 국가 사회정의지수는 가중치를 준 경우와 주지 않은 경우가 거의 동일하게 아이슬란드, 노르웨이, 덴마크, 스웨덴, 핀란드가 최상위권을 유지하였고, 한국은 20위권에서 머물렀다.

사회정의지수는 다양한 삶의 영역을 포괄했다는 장점이 존재한다. 그러나 다른 지수들과 마찬가지로 분야와 지표들의 선택이 어떻게 이루어졌는지에 대한 이론적 설명이 다소 부족하다는 한계를 가진다. 또한, 사회정의의 현황을 보여주는 지표와 사회정의의 원인이 되는 지표가 함께 동시에 지수 도출에 활용되어 원인과 결과가 혼재된 것도 하나의 단점으로 지적할 수 있다.

마. 사회배제지표 (Burchardt et al, 2002)

사회배제지표(Social exclusion indicators)는 기존 단순히 물질적 빈곤만을 초점으로 삶의 기회나 복지를 평가했던 것에서 벗어나 다차원적인 박탈을 이해하기 위한 시도로 제시되었다. 이 연구에서는 1991년에서 1998년까지 영국가구패널조사를 활용하여 네 가지 차원에서 어느 정도의 사회적 배제가 이루어지고 있는지에 대한 조사를 실시하였다. 지금까지의 지표들과 달리 본 지표는 일정 수준과 기준을 맞추지 못하고 있는 이들의 규모와 변화를 추적했다는 의미를 가지고 있다.

배제는 소비, 생산, 정치적 참여, 사회적 상호작용으로 나뉜다. 소비는 자료의 한계상 중위소득의 50% 미만으로 설정하였고, 생산은 노동시장에 참여하지 못하고 있는 이들, 정치적 참여는 선거의 참여, 사회적 상호작용은 청취, 위기시 도움, 지원 등 다섯 가지 차원에서의 사회적 상호작용 중 하나라도 결핍된 경우를 설정하여 측정하였다. 이를 지수로 도출하지는 않았으며, 시간에 따라서 이러한 배제 양상이 어떻게 진행되는지 그리고 중첩된 배제에 해당하는 이들의 규모가 어느 정도인지를 파악하였다.

사회배제지표는 '배제'라는 개념이 기회균등에서도 유용하게 사용될 수 있다는 점에서 함의를 가진다. 또한 다른 지표들과 비교했을 때 다차원적인 측면을 고려했다는 점도 높이 평가할 만하다. 하지만 다른 지표들과 마찬가지로 배제의 대상이 되는 분야들에 대한 이론적 설명이 다소 부족하다는 점, 사회의 구조적 불평등에 대한 고려가 어렵다는 점 등은 한계로 지적된다. 또한 배제는 기회균등이 결핍되었을 때의 결과이자 동시에 원인이 될 수 있으므로 하나의 지표 안에 원인과 결과가 혼재하고 있다는 점도 흔히 지적되는 한계이다.

2) 기존 지표들의 한계점

지금까지 논의한 기회균등 관련 기존 지표들은 몇 가지 공통적인 한계점을 가지고 있다. 첫째는 이론적 배경이 충분치 않다는 점이다. 대부분의 지표들이 기회균등을 평가하기 위해 제시한 여러 분야들을 어떤 이유로 선정하였는지에 대한 충분한 이론적인 설명을 결여하고 있는데, 이로 인해 흔히 지수가 자의적이라는 비판을 받는다.

둘째, 기회균등을 평가하기 위해 선정한 분야가 지나치게 협소하거나, 광범위한 분야를 사용하더라도 분야별 가중치에 대한 고려가 없는 경우가 많다. 이는 어떻게 보면 이론적 배경이 충분치 않다는 점과 맞닿아 있는 문제이기도 한데, 제시된 지수가 현실의 기회균등 문제를 적절히 반영하고 있는지에 관한 타당성 문제가 제기될 수 있다.

셋째, 여러 지표들이 기회균등 문제의 원인과 결과가 될 수 있는 투입과 결과지표들을 혼합하여 사용한다는 점인데, 이로 인해 제시된 지수가 정확히 무엇을 측정하고 있는 것인지 불명확하다는 지적을 받기도 한다. 예를 들면 사회정의지수의 건강부분 측정에 활용된 지표들 중엔 투입이라고 할 수 있는 보건정책과 결과라고 할 수 있는 영아사망률과 건강기대수명이 동시에 포함되어 있다.

마지막으로 OECD의 세대간 사회적 이동 지표를 제외하고는 대부분 기존 지수/지표들에서 구조적 기회불평등에 대한 고려가 결여되어 있다는 점을 지적할 수 있는데, 이는 기존 지표들이 가지는 가장 큰 문제점이라고 할 수 있는 부분이다. Rawls가 지적하였듯이 기회균등이 정의와 연결되는 중요한 이유 중의 하나는 여러 분야의 기회불평등 문제가 흔히 구조적으로 연결되어 있다는 점이다. 예를 들면 교육기회의 불평등이 소득기회의 불평등으로 연결되고, 이는 다시 건강기회의 불평등, 문화활동기회의 불평등으로 연결되기도 한다. 또한 부모 세대의 소득불평등이 흔히 자식 세대로까지 이어지는 현상도 이와 같은 구조적 문제의 일면이라고 볼 수 있다. 따라서 이러한 측면이 제대로 고려되지 않는다면 부문별로 드러나는 기회균등 문제의 현상만을 고려하는 피상적 접근이라는 비판을 피하기 어렵다.

따라서 본 연구를 통해 개발된 기회균등 지수는 다음과 같은 측면에서 기존 지표들과 차별성을 가진다. 첫째, 본 연구의 기회균등 지수는 Rawls와 Sen의 논의를 중심으로 이루어진다. 정의와 기회균등에 대한 이들의 이론적 논의는 왜 기회균등이 철학적, 윤리적으로 중요한 담론이고, 우리 사회가 왜 기회균등에 대한 고민을 해야 하는지에 대한 해답을 제시해 준다. 또한 이러한 논의를 통해 우리사회의 기회균등을 평가하기 위해 어느 분야에 대한 고려가 이루어져야 할 것인지에 대한 이론적 기반을 찾을 수 있다. 둘째, Rawls와 Sen의 논의를 이론적 기반으로 하여 도출된 기회균등 분야의 상대적 중요성을 체계적인 통계분석을 통해 고려하고, 이를 바탕으로 최종 기회균등지수를 도출한다. 셋째, 기회균등 문제에 영향을 끼치는 원인지표와 결과지표를 개념적으로 구분하고 이들 모두를 고려하되 통계분석을 통해 체계적으로 상대적인 중요성을 부여하여 최종 기회균등 지수를 도출한다. 넷째, 기존 지표들이 지나치게 거시적인 객관지표 위주이거나 미시적인 설문조사 위주였던 점을 고려하여, 객관지표를 근거로 국가 간 비교를 위한 거시지수와 설문조사를 근거로 국내 분석을 위한 미시지수를 동시에 개발한다. 다섯째, 특히 국내 분석의 경우 Rawls가 지적한 기회균등의 구조적 연관성을 고려한 기회균등지수의 도출을 시도한다.

IV. 기회균등의 국가 간 비교

1. 지표 및 영역별 가중치

1) 영역별 지표의 가중치

앞 절에서 설명한 바와 같이 본 연구에서는 투입지표와 산출지표를 회귀분석에 활용하여 영역별 기회균등지수를 도출하였다. 아래 [표 2]는 각 투입변수들의 가중치 값과 회귀식의 adjusted R²을 보여주고 있다. 투입변수들의 합과 결과를 나타내는 산출변수들을 합하는 방식은 두 가지가 있을 수 있다. adjusted R²의 값을 감안하여 산출변수와 합하는 방식과 감안하지 않는 방식이 있다. 감안할 경우 영역의 의미를 정확하게 대표하지 못하고 있는 산출변수 설명에 한정되어 지수가 생성되게 된다. 그렇기 때문에 adjusted R²의 값을 고려하지 않고 투입지표 합의 표준화 값과 산출변수의 표준화 값을 앞서 설명한 바와 같이 동등하게 가중치를 두어 계산하였다.

[표 2] 영역별 지표 가중치*

capability 분야	측 정 변 수		가중치
건강	산출	Mortality rate(ages 30-70, per100,000)_2008	
	투입 (0.621)	Health policy_2011	0.685
		Private expenditure on health(%) as total_2011	0.213
		Medical doctors per1,000_2011	0.383
		GINI coefficient_2011	0.460
	GDP per capita (current US\$)_2011	0.178	
안전	산출	Intentional homicides(per100,000)_2011	
	투입 (0.569)	Social inclusion policy_2011	0.162
		Quality of support network_2013	0.116
		Confidence in police_2011	0.220
		Assault rate_2010	0.577
		GINI coefficient_2011	0.197
	GDP per capita (current US\$)_2011	0.167	
교육	산출	PISA score_2011	
	투입 (0.660)	Education policy_2011	0.609
		Age 0-17 poverty rate_2011	0.315
		Public education expenditure(%)_2011	0.210
	Number of students per teacher_2012	0.243	

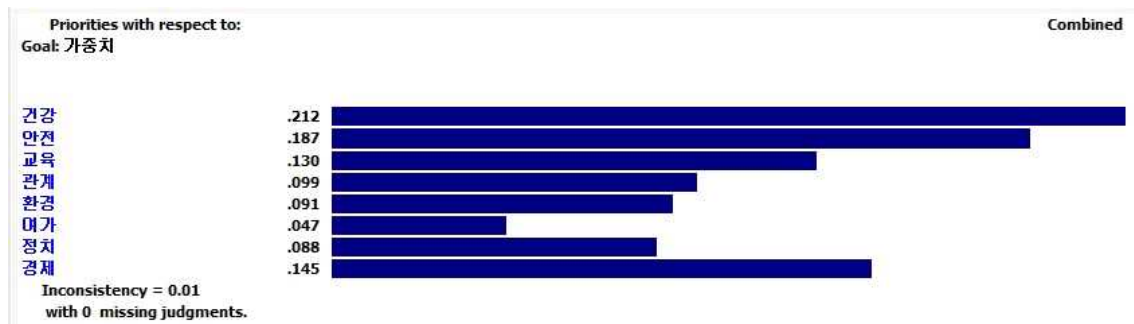
capability 분야	측 정 변 수		가중치
		Family policy_2011	0.359
		GINI coefficient_2011	0.140
		GDP per capita (current US\$)_2011	0.155
관계	산출	Internal safety and trust_2010	
	투입 (0.653)	Volunteered time(%)_2010	0.166
		Helped a stranger(%)_2010	0.182
		Social inclusion policy_2011	0.552
		differences in feeling of safety at night_2012	0.165
		GINI coefficient_2011	0.341
GDP per capita (current US\$)_2011	0.171		
환경	산출	Water Quality_2010	
	투입 (0.344)	Waste water treatment_2010	0.049
		Environmental Policy_2011	0.054
		Access to Sanitation_2011	0.171
		GINI coefficient_2011	0.602
GDP per capita (current US\$)_2011	0.030		
여가	산출	Average annual hours worked_2011	
	투입 (0.710)	Part-time employment rate_2011	0.404
		Poverty rate after taxes and transfers, Poverty line 50%_2011	0.771
		Social expenditure_In percentage of GDP_2011	0.305
		GINI coefficient_2011	0.415
GDP per capita (current US\$)_2011	0.193		
정치	산출	Freedom house index_2011	
	투입 (0.784)	Media freedom_2011	0.099
		Corruption perception index_2011	0.401
		Civic activism_2010	0.100
		Non-discrimination_2011	0.244
		GINI coefficient_2011	0.522
GDP per capita (current US\$)_2011	0.021		
경제	산출	Poverty rate after taxes and transfers, Poverty line 50%_2011	
	투입 (0.981)	Social inclusion policy_2011	0.313
		Unemployment rate_2011	0.041
		Social expenditure_In percentage of GDP_2011	0.153
		Part-time employment rate_2011	0.152
		GINI coefficient_2011	0.720
GDP per capita (current US\$)_2011	0.119		

* ‘투입’ 아래 괄호 안의 수는 회귀식의 adjusted R²를 나타냄.

2) 영역의 가중치

본 연구에서 영역별 가중치를 도출하기 위하여 시행한 AHP분석의 결과는 아래 [그림 4]와 같다. 전체 50명의 응답자 중 응답에 일관성이 있는 것으로 판단된 34명의 응답 결과에 따르면 가장 중요한 기회균등 영역으로는 건강을 꼽을 수 있다. 이와 함께 안전, 경제, 교육의 중요성도 상대적으로 높게 평가되었다. 건강, 경제, 교육 분야의 기회균등이 상대적으로 높게 평가되는 것은 예상했던 결과였으나, 안전 분야가 두 번째로 높게 평가된 것은 다소 의외였다. 이는 아마도 세월호 사고 등 최근 안전 문제가 사회적인 큰 이슈가 되었던 상황이 반영된 결과라고 해석된다.

[그림 4] 영역별 가중치



2. 국가 간 기회균등 비교

국가 간 기회균등 비교에서는 핀란드(0.88), 아이슬란드(0.88), 노르웨이(0.87) 그리고 덴마크/스웨덴(0.85)이 가장 높은 순위를 기록하였다. 북유럽이 기회균등에 있어서 가장 앞선 모습을 보였다. 반면에 멕시코(0.09)와 터키(0.37) 그리고 칠레(0.37)는 가장 낮은 기회균등지수를 보이고 있다. 한국은 전체 31개국 중 20위에 위치하였다. 헝가리, 슬로바키아 공화국, 폴란드 등의 동유럽 국가들 역시 한국보다 낮은 기회균등 상황을 보여주고 있으며, 포르투갈이나 그리스, 스페인 등의 남유럽 국가들도 한국보다 낮은 기회균등 상황을 보여주고 있다. 이외에 미국은 0.60로 동유럽이나 남유럽 국가들과 비슷한 기회균등 상황을 보여주고 있다. 북유럽 이외에 스위스, 오스트리아, 네덜란드, 독일 등의 대륙유럽 국가들과 기초적 사회보장이 잘 되어 있는 캐나다와 뉴질랜드 그리고 일본이 한국보다 높은 수준의 기회균등을 보여주고 있다. 국가별 기회균등지수와 영역점수는 [표 3]과 같다.

한국의 경우 다른 영역에 비해서 안전(0.95)과 교육(0.94)이 월등히 높은 점수를 기록하고 있으며, 관계(0.66), 건강(0.68) 그리고 환경(0.71)도 평균적인 수준을 보인다. 반면에 여가(0.22)는 매우 낮은 수준으로 평가될 수 있으며, 정치

(0.5)나 경제생활(0.5)의 기회균등 역시 열악한 상황을 보이고 있다. 여기에서 교육은 PISA 점수로 절대적 수준을 보여주는 것이며, 안전은 10만 명당 살인에 의한 사망자를 성과변수로 설정한 것이다.

[표 3] 국가별 기회균등지수 및 영역별 점수

순위	국가	종합 ¹	건강	안전	교육	관계	환경	여가	정치	경제	합계 ²
1	Finland	0.88	0.73	0.92	0.98	0.92	0.85	0.77	1	0.95	7.11
2	Iceland	0.88	0.87	0.93	0.67	0.94	1	0.70	0.94	0.93	6.98
3	Norway	0.87	0.83	0.88	0.61	0.99	0.95	0.92	1	0.92	7.11
4	Denmark	0.85	0.82	0.88	0.60	0.97	0.73	0.97	0.96	1	6.93
5	Sweden	0.85	0.98	0.83	0.59	0.86	0.92	0.74	0.98	0.85	6.75
6	Switzerland	0.85	0.91	0.88	0.73	0.99	0.80	0.69	0.92	0.77	6.69
7	New Zealand	0.83	0.85	0.95	0.79	0.68	0.98	0.65	0.88	0.73	6.50
8	Austria	0.82	0.88	0.91	0.61	0.84	0.88	0.73	0.75	0.84	6.44
9	Canada	0.81	0.80	0.97	0.83	0.76	0.85	0.61	0.84	0.64	6.31
10	Netherlands	0.80	0.76	0.84	0.69	0.81	0.64	1	0.95	0.83	6.52
11	Germany	0.78	0.74	0.89	0.74	0.72	0.70	0.90	0.84	0.80	6.32
12	Luxembourg	0.77	0.83	0.87	0.44	0.77	0.62	0.81	0.92	0.85	6.12
13	Japan	0.76	0.81	0.99	0.75	0.84	0.73	0.55	0.67	0.50	5.84
14	Czech Republic	0.76	0.55	0.94	0.73	0.72	0.73	0.58	0.70	0.98	5.94
15	Ireland	0.75	0.62	0.94	0.58	0.79	0.83	0.66	0.87	0.74	6.02
16	Belgium	0.75	0.81	0.75	0.63	0.89	0.29	0.80	0.92	0.85	5.95
17	United Kingdom	0.74	0.76	0.96	0.65	0.61	0.64	0.75	0.73	0.68	5.78
18	Australia	0.73	0.90	0.95	0.87	0.54	0.19	0.61	0.77	0.55	5.37
19	France	0.72	0.72	0.83	0.51	0.62	0.72	0.86	0.66	0.81	5.73
20	Korea	0.70	0.68	0.95	0.94	0.66	0.71	0.22	0.50	0.50	5.16
21	Spain	0.68	0.83	0.87	0.52	0.57	0.64	0.58	0.66	0.49	5.15
22	Italy	0.68	0.87	0.84	0.56	0.46	0.62	0.60	0.47	0.61	5.02
23	Portugal	0.64	0.72	0.80	0.52	0.41	0.53	0.59	0.71	0.59	4.87
24	Slovak Republic	0.61	0.22	0.90	0.50	0.53	0.86	0.53	0.61	0.83	5.00
25	United States	0.60	0.59	0.89	0.57	0.51	0.53	0.44	0.72	0.36	4.61
26	Poland	0.59	0.20	0.98	0.65	0.49	0.61	0.42	0.67	0.69	4.70
27	Greece	0.59	0.73	0.87	0.39	0.37	0.57	0.34	0.47	0.49	4.23
28	Hungary	0.51	0	0.89	0.52	0.48	0.67	0.42	0.50	0.74	4.23
29	Chile	0.37	0.68	0.67	0.19	0.06	0.05	0.20	0.45	0.12	2.42
30	Turkey	0.37	0.37	0.79	0.21	0.41	0.21	0.27	0.12	0.22	2.60
31	Mexico	0.09	0.37	0	0	0	0.09	0	0	0	0.47

1. ‘종합’ 점수는 각 영역의 기회균등 점수에 영역별 중요도 가중치를 넣어서 재계산한 것이다.
2. ‘합계’ 점수는 각 영역의 기회균등 점수를 가중치 없이 단순 합산한 것이다.

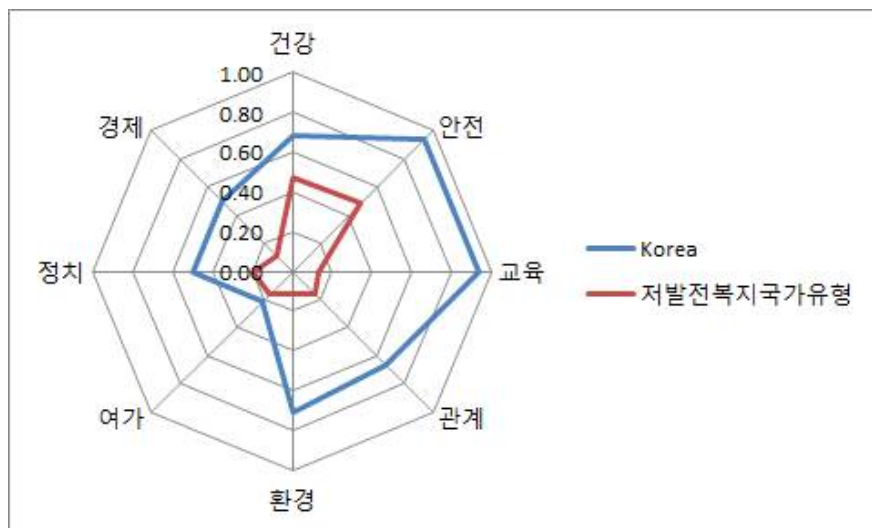
다음은 한국의 기회균등을 국가군 별로 나누어 비교를 해보고자 한다. [표 4]는 일반적으로 복지국가 문헌에서 분류하는 방식을 적용하여 OECD 복지국가를 7유형으로 구분하였다. 복지국가 유형론으로 가장 많이 인용이 되는 Esping-Andersen(1990)의 연구에서는 자유주의-보수주의-사회민주주의 복지국가에 초점을 두고 있지만, 이외에도 남유럽복지국가, 동유럽복지국가, 동아시아복지국가 그리고 저발전복지국가 유형으로 구분하여 살펴보았다. 이들과 비교하면서 한국의 기회균등의 수준을 상대적으로 가늠해보고자 한다. 좀 더 상세한 국가별 영역별 기회균등 그래프는 [첨부 1]에 담았다.

[표 4] 복지국가 유형별 소속국가

복지국가 유형	소 속 국 가
저발전복지국가유형	Chile, Mexico, Turkey
동유럽복지국가유형	Czech Republic, Hungary, Poland, Slovak Republic
남유럽복지국가유형	Greece, Italy, Portugal, Spain
자유주의복지국가유형	Australia, Canada, Ireland, New Zealand, Switzerland United Kingdom, United States
보수주의복지국가유형	Austria, Belgium, France, Germany, Luxembourg
사회민주주의복지국가유형	Denmark, Finland, Iceland, Netherlands, Norway, Sweden
동아시아복지국가유형	Japan, Korea

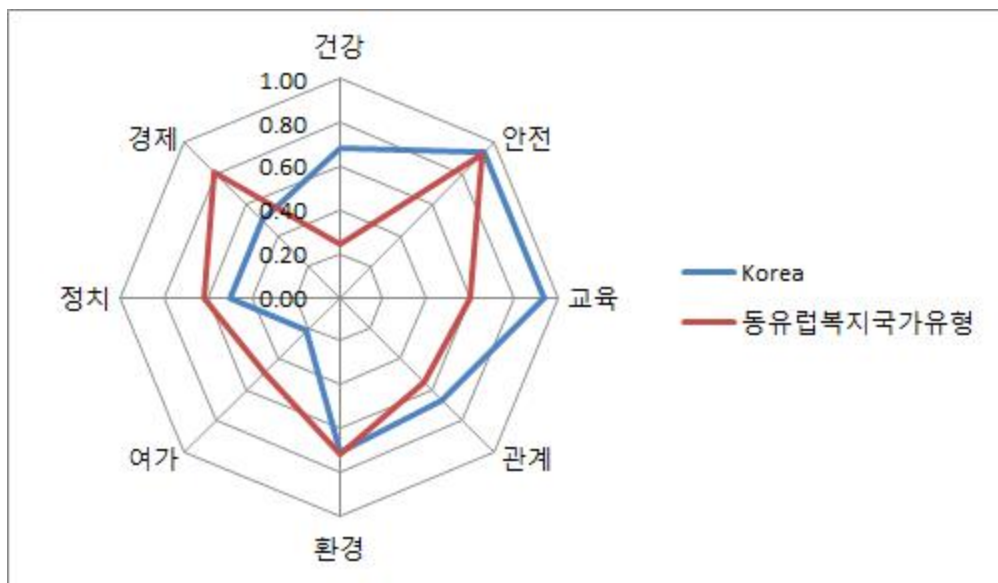
저발전복지국가인 멕시코나 터키 그리고 칠레와 비교하면 전반적으로 한국이 더 좋은 모습을 보이고 있다. 이들 국가들은 거의 전 기회균등 분야에서 낮은 수치를 보이고 있다. 여가의 기회균등 정도가 비슷하고, 일부 국가에 따라서 정치나 여가 그리고 경제는 상대적으로 유사하지만, 안전, 환경, 교육 그리고 관계는 현격한 차이를 나타내고 있다. OECD 국가 내에서 저발전복지국가 유형과 한국은 이제 확연한 차이를 보여주는 것으로 나타났다.

[그림 5] 저발전복지국가유형(type1)과의 비교



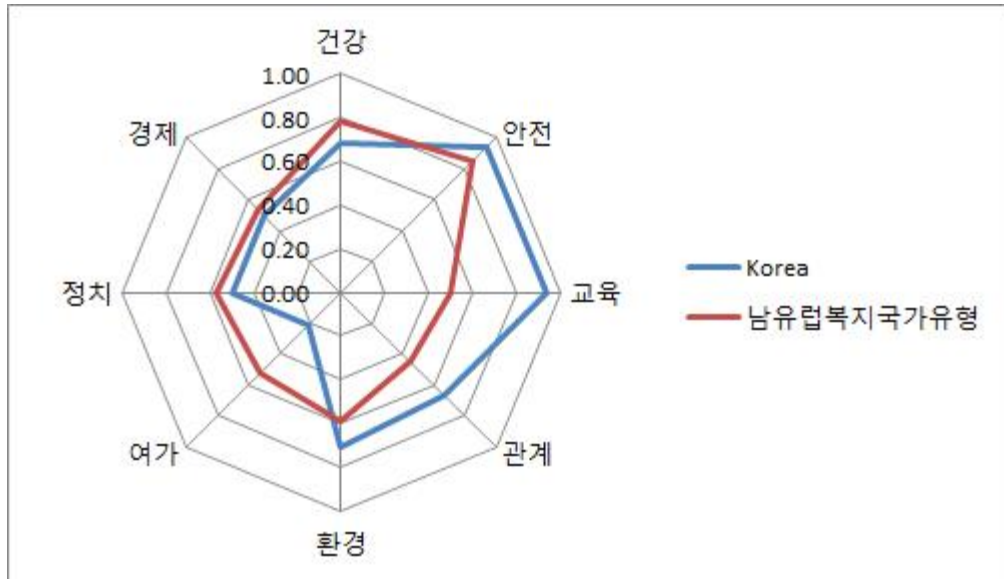
동유럽복지국가유형은 건강이나 교육에서의 기회균등은 한국에 비해서 현격히 떨어지는 것으로 나타났다. 동유럽 국가들은 특히 건강의 기회균등에서 심각한 문제를 보이는 것으로 나타났다. 반면에 동유럽은 경제적 기회균등 측면에서 확연히 앞서고 있으며, 정치차원이나 여가차원에서도 한국을 앞서는 것으로 나타났다. 안전이나 환경의 기회균등에서는 유사성을 보여주고 있다. 전반적으로는 한국과 유사한 수준을 보여주고 있지만, 구체적으로 보면 체코가 동유럽에서 월등히 앞선 모습을 보여주고, 다른 국가들은 한국에 상당히 미치지 못하는 모습을 보여주고 있다.

[그림 6] 동유럽복지국가유형(type2)과의 비교



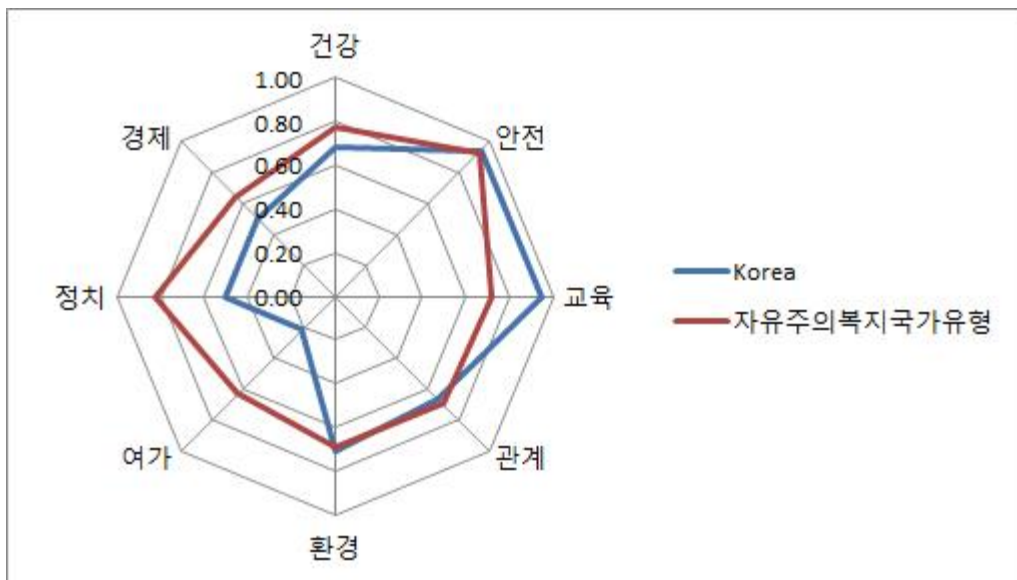
남유럽복지국가와 이 다음에 나오는 자유주의복지국가유형은 다른 유형에 비해서 상당히 한국과 유사한 모습을 보여주고 있다. 이들 국가와 한국의 유사성은 김연명(2013)이나 양재진&최영준(2014)의 연구에서도 나타난 바 있다. 여가는 남유럽이 높고, 교육은 한국이 좋은 모습을 보이고 있다. 하지만, 정치, 경제, 건강, 안전 환경 등에서 유사한 모습이 나타나고 있다.

[그림 7] 남유럽복지국가유형(type3)과의 비교



이 다음의 소위 Esping-Andersen의 세 가지 복지국가 유형들은 한국보다 대체로 좋은 기회균등 수준을 보여주고 있다. 한국이 PISA 점수로 대표되는 교육의 기회균등 차원에서 좋은 모습을 보이고 있지만, 다른 수치에서는 대체로 비슷하거나 월등히 부족한 모습을 나타내고 있다. 특히, 정치나 여가에서는 월등히 부족한 모습을 보여주고 있으며, 경제적 기회균등도 부족한 모습을 보여주고 있다.

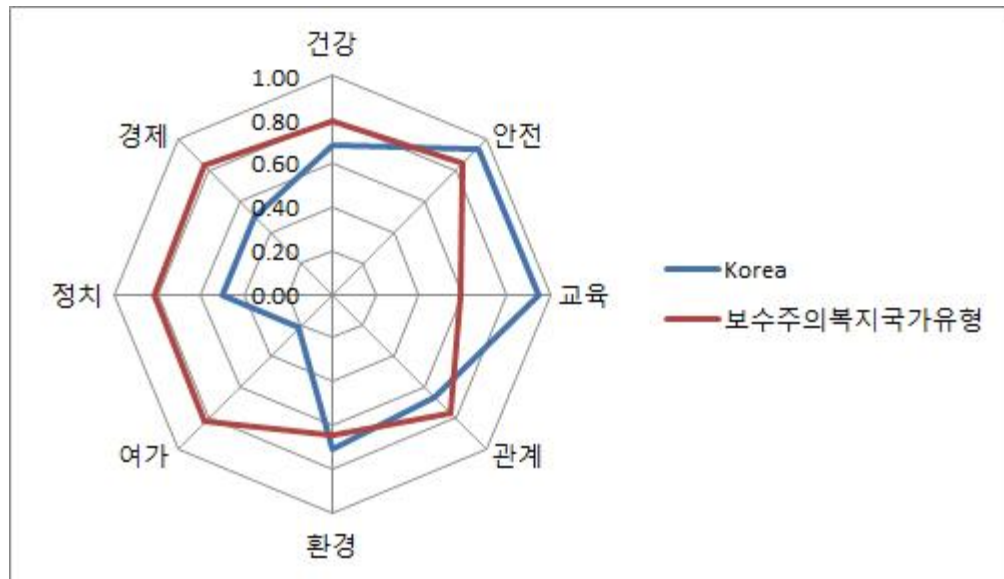
[그림 8] 자유주의복지국가유형(type4)과의 비교



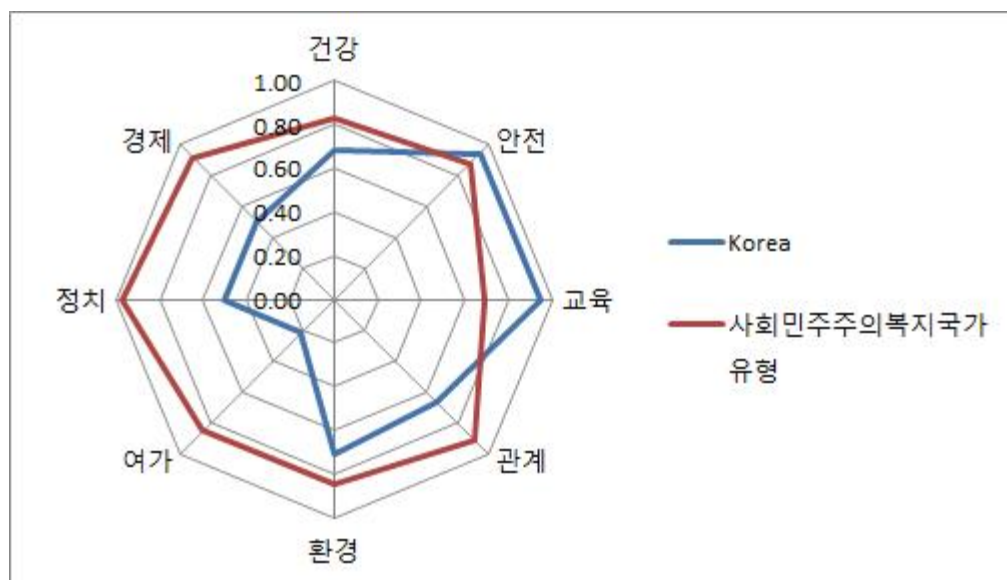
대체로 경제차원의 기회균등이나 여가 차원에서는 보수주의복지국가나 사회

민주주의국가유형이 자유주의복지국가유형에 비해서 월등히 우수한 모습을 보여주고 있다. 특히 사회민주주의복지국가유형은 교육부분이 다소 한국에 비해서 낮은 것을 제외하면 전 분야에서 우수한 모습을 보여주고 있다.

[그림 9] 보수주의복지국가유형(type5)과의 비교



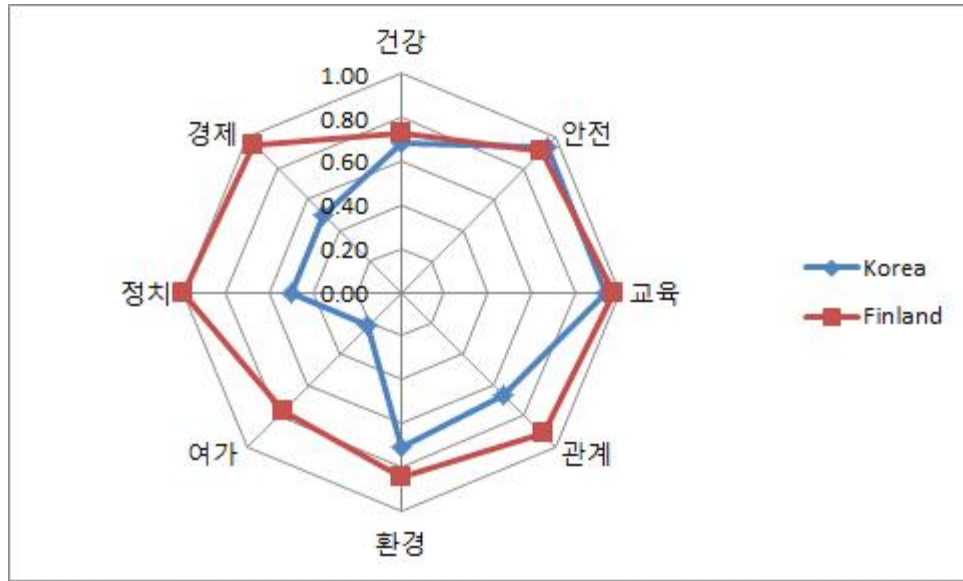
[그림 10] 사회민주주의복지국가유형(type6)과의 비교



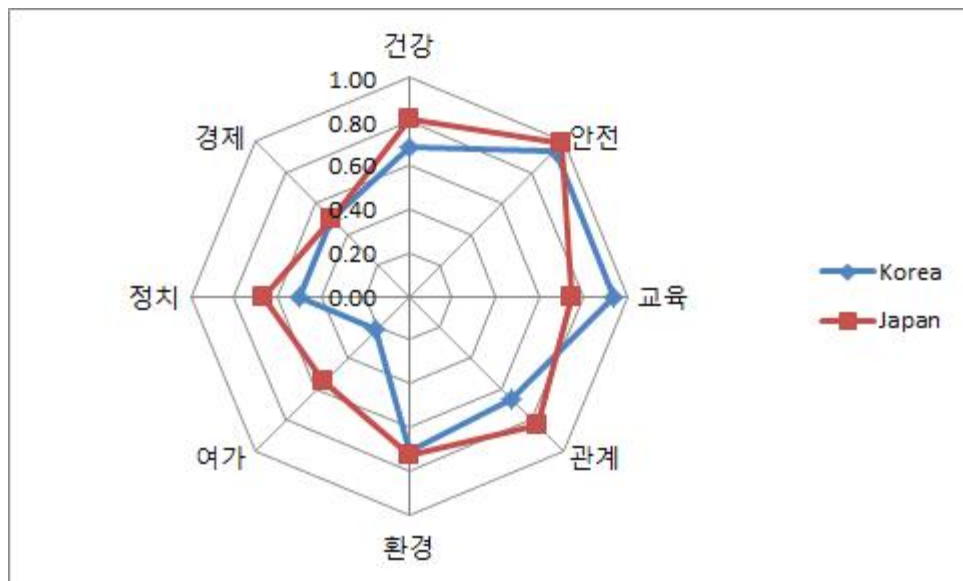
한편 기회균등지수가 가장 높은 핀란드와 우리나라를 영역별로 비교하면 [그림 11]과 같다. 핀란드는 거의 모든 분야에서 세계 최고 수준의 기회균등을 보여주고 있다. 교육이나 안전은 한국도 높은 수준을 보여주고 있고, 건강은 유사한 수준이다. 그러나 경제, 정치, 여가, 관계 분야의 기회균등의 수준은 핀란드와 많

은 차이를 보이고 있다. 특히 휴가와 여가를 가장 중요한 삶의 일부로 하나로 여기는 핀란드 사회의 문화와 개인보다는 집단, 특히 일과 직장을 중시하는 우리 사회의 문화는 여가 분야의 가장 큰 기회균등의 차이를 드러내고 있다. 이러한 차이는 기회균등 뿐 아니라 웰빙이나 행복에 미치는 차이를 함의하고 있다.

[그림 11] 핀란드와 우리나라의 기회균등 비교



[그림 12] 일본과 우리나라의 기회균등 비교



[그림 12]는 우리나라와 기회균등의 수준이 비슷한 일본과의 비교 결과를 보여준다. 우리나라의 교육 분야 기회균등 수준이 일본과 비교할 때 상대적으로 다소 높은 수준을 보이고 있다. 그러나 나머지 7개 분야에서는 일본에 비하여 상대적

으로 다소 미흡한 수준을 보이고 있다. 특히 노동시간이 긴 것으로 유명한 일본 노동자들과 비교할 때에도 우리나라의 여가 기회균등 수준은 낮은 편으로 드러났다. 하지만, 다른 국가에 비해서 역시 일본과 한국은 매우 유사한 모습을 보여주었다.

V. 우리사회의 기회균등

1. 분야별 기회균등 비교

1) 분석모델

본 절에서는 우리사회의 기회균등을 평가하기 위하여 위에서 제시한 8가지 capabilities영역 중에서 다른 영역에 영향을 끼칠 가능성이 가장 높은 경제 분야를 중심으로 나머지 7가지 영역의 기회균등 정도를 분석하였다. 즉 개인의 경제수준에 따라 교육이나 건강, 관계, 여가 등의 기회가 어느 정도 달라지는지 앞에서 소개한 D-index를 활용하여 평가하였다.

분석의 첫 번째 단계는 각 영역의 기회균등의 정도를 평가하는 기준이 되는 개인 소득(부)의 정도를 어떻게 측정할지 정의하는 것이다. 개인소득을 측정하는 가장 손쉽고 흔한 방법은 근로소득을 활용하는 것이지만 우리나라의 소득불평등 정도를 악화시키는 가장 큰 원인은 금융소득과 부동산소득과 같은 자산소득에 있으므로 근로소득 뿐 아니라 금융소득, 부동산소득, 이전소득, 기타소득을 포함한 포괄적인 소득을 평가기준으로 삼았다. 본 연구에서는 분석을 위하여 이와 같이 정의된 포괄적 소득을 기준으로 노동패널 15차년도에 포함된 개인을 소득 1분위에서 10분위까지 10개의 그룹으로 분류하였다.

다음으로 로지스틱 회귀분석을 실시하기 위해 분야별 기회균등의 정도를 가장 잘 대변해 줄 수 있는 종속변수를 아래 [표 5]와 같이 선정하고 각각의 변수들을 대상으로 한 D-index를 산출하였다. 다만 최종적인 기회균등 지수인 O-index를 계산하는 과정에서는 한 분야에 여러개의 종속변수가 사용된 경우 대표 변수 하나만을 지수 계산에 활용하였다. 한편 종속변수는 로지스틱 회귀분석을 적용하기 위하여 특정 사건의 발생 여부를만을 표시해주는 0과 1의 명목변수로 구성되는데, 여기에는 SKY 대학 진학 여부와 같은 객관적인 자료 뿐 아니라 개인 건강의 주관적인 평가와 같은 노동패널의 주관적 설문자료도 함께 사용하였다. 분석모형에 사용된 종속변수와 독립변수의 보다 구체적인 설명은 후술하는 바와 같다.

한편 분야별로 시간의 흐름에 따라 기회균등의 정도가 어떻게 변화하는지 살펴보기 위하여 노동패널 5차년도와의 비교를 시도하였다. 다만 자료의 한계로 인하여 10년 동안의 변화에 대한 분석은 교육, 관계, 여가의 세 가지 분야에 국한되게 이루어졌다.

가. 종속변수

첫째, 건강 분야의 종속변수로는 1) 현재의 건강상태, 2) 3대 중증질환과 만성질환의 유무, 3) 질환치료 여부의 세 가지를 활용하였다. 건강상태는 아주 건강하다와 건강한 편이다를 사건 발생으로 간주하여 1로 코딩하였다. 3대 중증질환은 암, 심장질환, 뇌혈관질환을 포함하고 만성질환은 고혈압과 당뇨를 포함하는 것으로 정의하고, 질환이 있는 경우(치료여부와 상관없이)를 1로 코딩하였다. 또한 치료여부의 경우 중증질환이나 만성질환이 있음에도 불구하고 치료 받지 않은 경우를 1로 코딩하였다.

둘째, 교육 분야의 기회균등 정도는 명문대 진학여부와 영어구사 능력을 중심으로 평가하였다. 이를 위한 종속변수로 활용된 명문대 진학여부는 명문대학을 다음의 세 가지 그룹으로 구분하여 이들 대학의 진학여부를 1로 코딩하였다. 명문대학을 이와 같이 세 그룹으로 나눈 것은 최상위권으로 갈수록 소득이 진학 기회에 미치는 영향이 커지는지 여부를 분석하기 위한 목적을 가지고 있다. 한편 영어구사 능력의 경우엔 통역이 가능할 정도의 능통한 실력을 가지고 있다는 응답을 사건 발생으로 간주하여 1로 코딩하였다.

- 1) 서울대, 고려대, 연세대
- 2) 서울대, 고려대, 연세대, 포항공대, 카이스트, 서강대, 성균관대, 한양대
- 3) 서울대, 고려대, 연세대, 포항공대, 카이스트, 서강대, 성균관대, 한양대, 중앙대, 경희대, 외국어대, 서울시립대

셋째, 안전과 환경 분야의 종속변수로는 경찰청에서 수집된 10만명당 범죄 건수(3대 강력범죄: 살인, 강도, 성폭행)와 한국도시통계에서 발췌한 1인당 생활폐수 발생량을 사용하였는데, 두 경우 모두 평가 대상이 되는 개인이 범죄율과 폐수 발생량 기준 상위 10% 지역에 거주하는지 여부를 사건으로 간주하여 1로 코딩하였다.

넷째, 관계와 여가 분야는 노동패널의 설문 문항 중 생활만족도와 관련된 것들을 활용하였는데 사회적 친분관계와 여가생활의 만족도에 대한 질문에 매우만족과 만족으로 대답한 경우를 1로 코딩하였다.

마지막으로 정치의 경우엔 새로운 직장에서 차별을 경험하였는지의 유무에 따라 차별을 경험한 경우를 사건 발생으로 간주하여 1로 코딩하였다.

[표 5] 기회균등 영역별 종속변수

구분	종 속 변 수	세 부 내 용
건강	현재 건강상태	1 : 아주건강하다, 건강한 편이다 0 : 보통이다. 건강하지 않은 편이다. 건강이 아주 안 좋다.
	중증질환+만성질환 유무	중증질환(암, 뇌혈관 질환, 심장 질환) 및 만성 질환(고혈압, 당뇨) 진단경험 1 : 있지만 완치되었다. 있어서 치료중이다, 있지만 치료받지 않았다. 0 : 없다
	질환 치료여부	중증질환(암, 뇌혈관 질환, 심장 질환) 및 만성 질환(고혈압, 당뇨) 진단경험 1 : 있지만 치료받지 않았다. 0 : 있지만 완치되었다. 있어서 치료중이다.
교육	SKY대학 진학	1 : 서울대, 고려대, 연세대 0 : 기타 학력
	+포항공대, 카이스트, 서강대, 성균관대, 한양대학교 진학	1 : 서울대, 고려대, 연세대, 포항공대, 카이스트, 서강대, 성균관대, 한양대 0 : 기타 학력
	+중앙대, 경희대, 외국어대, 서울시립대학교 진학	1 : 서울대, 고려대, 연세대, 포항공대, 카이스트, 서강대, 성균관대, 한양대, 중앙대, 경희대, 외국어대, 서울시립대 0 : 기타 학력
	영어 구사능력	1 : 외국인과 업무상 논의가 가능하다. 통역을 할 수 있을 정도로 능수능란 하다 0 : 거의 할 수 없다. 간단한 의사소통이 가능하다. 일상회화정도는 가능하다.
안전	10만 명당 강력 범죄건수 상위10%	동아일보(13/8/23) 전국 3대 강력범죄 지도 1 : 10만명당 강력범죄 발생건수 상위 10% 지역 0 : 기타 모든 지역
관계	사회적 친분관계	생활만족도-사회적 친분관계 1 : 매우만족, 만족 0 : 보통, 불만족, 매우 불만족
환경	1인당 폐수발생량 상위10%	한국도시통계 (09-12년 자료) 중 1일 1인당 총폐수발생량 1 : 상위 10% 지역 0 : 기타 모든 지역
여가	여가만족도	생활만족도-여가활동 1 : 매우만족, 만족 0 : 보통, 불만족, 매우 불만족
정치	차별경험 유무	새로운 일자리에 취업할 때 1: 차별을 겪고(은 적이) 있다 0 : 없다. 결측 : 해당사항 없음

나. 독립변수

로지스틱 회귀분석은 위에서 설명한 종속변수를 대상으로 성별, 나이, 교육수준과 같은 기본적인 개인 변수를 통제한 상태에서 아래 [표 6]과 같이 분야별로 적절한 추가변수를 포함하여 이루어졌다. 다만 교육 분야의 분석에선 분석 대상이 교육이므로 공통 설명변수 중 교육수준을 제외하였다. 가장 중요한 공통 설명변수는 소득분위인데 예측확률은 소득분위가 1분위에서 10분위로 변함에 따라 1로 코딩된 사건이 발생할 확률이 어떻게 변화하는지 보여준다.

[표 6] 분야별 로지스틱 회귀분석 모형

구분	건강	교육	안전	관계	환경	여가	정치
공통 설명 변수	성별	성별	성별	성별	성별	성별	성별
	나이	나이	나이	나이	나이	나이	나이
	교육수준		교육수준	교육수준	교육수준	교육수준	교육수준
	소득분위	소득분위	소득분위	소득분위	소득분위	소득분위	소득분위
추가 설명 변수		아버지 교육수준	건강 인식정도	직업 여부	건강 인식정도	근로시간 만족도	
종속 변수1	건강인식 정도	SKY대학 진학	10만명당 범죄건수 상위10%	사회적 친분관계	1인당 폐수발생량 상위10%	여가 만족도	차별경험 여부
종속 변수2	3대+만성 질환	+포카 서성한					
종속 변수3	질병 치료여부	+중경외시					
종속 변수4		영어 구사능력					
5차 비교		SKY대학 진학		사회적 친분관계		여가 만족도	

2) 분야별 D-index

앞에서 제시한 분석 모형을 통해 분야별 관심 사건이 발생할 예측확률과 D-index를 아래와 같이 계산할 수 있다. 예측확률과 D-index의 계산에는 노동패널 15차년도(2012년)와 5차년도(2002년) 자료가 활용되었다.

가. 건강

건강분야는 소득에 따라 기회균등의 정도가 달라질 수 있는 대표적인 분야이다. 우리나라의 경우 전 국민 건강보험이 적용되고 있지만 보장률이 2013년 기준 62%로 그리 높지 않은 편이다. 더군다나 최근 몇 년 간 정부의 지속적인 재정 투입에도 불구하고 보장률은 소폭 하락하는 추세다. 이러한 환경은 소득이 높을수록 보다 나은 건강 상태를 유지할 가능성을 높일 수 있으며, 따라서 건강의 기회균등 정도를 악화시킬 가능성이 높다.

건강분야에 활용된 종속변수는 1)현재의 건강상태, 2)3대 중증질환과 만성질환의 유무, 3)3대 중증질환과 만성질환이 있는 경우 치료여부의 세 가지이다. 따라서 건강분야의 기회균등은 소득 분위에 따른 1)현재 건강하다는 응답여부, 2)3대 중증질환 및 만성질환 유무, 3)질환 치료여부의 예측확률 변화를 중심으로 평가하였다. 아래 [표 7]은 소득분위에 따라 각각의 종속변수들의 예측확률이 어떻게 달라지는지 보여준다.

[표 7] 15차년도 건강분야 기회균등(2012년)

건강 소득분위	1) 현재건강상태		2) 중증+만성질환		3) 질환 치료여부	
	예측확률	표준화된 평균과의 거리	예측확률	표준화된 평균과의 거리	예측확률	표준화된 평균과의 거리
10분위	0.6456	0.1068	0.0527	0.0910	0.1330	0.0736
9분위	0.6180	0.0808	0.0555	0.0689	0.1369	0.0609
8분위	0.5897	0.0541	0.0585	0.0458	0.1410	0.0478
7분위	0.5607	0.0269	0.0616	0.0215	0.1452	0.0345
6분위	0.5312	0.0008	0.0649	0.0041	0.1494	0.0208
5분위	0.5016	0.0286	0.0684	0.0309	0.1538	0.0067
4분위	0.4720	0.0565	0.0720	0.0590	0.1583	0.0076
3분위	0.4425	0.0841	0.0758	0.0885	0.1628	0.0223
2분위	0.4135	0.1114	0.0798	0.1194	0.1675	0.0373
1분위	0.3850	0.1382	0.0839	0.1518	0.1723	0.0527
평균	0.5321		0.0644		0.1559	
D-index		0.6882		0.6808		0.3641

우선 현재의 건강상태에 대해서 ‘아주 건강하다’ 혹은 ‘건강한 편이다’와 같이 긍정적인 응답을 한 예측확률을 살펴보면 소득 10분위(상위 10%)에서는 64.6%에 달하는데 소득 1분위(하위 10%)에서는 38.5%에 그치고 있다. 자신의 건강상태를 긍정적으로 평가하는 최상위 그룹과 최하위 그룹의 차이가 1.7배에 달한다. 전체 응답자의 긍정평가 평균 비율인 52.3%와의 차이를 고려한 D-index는 0.69로 나타났다. 중증질환과 만성질환의 유무에 있어서도 비슷한 패턴이 관찰되었는데, 소득 10분위에서 이들 질환을 가지고 있을 예측확률은 5.3%인데 반하여 소득 1분위에서는 8.4%로 두 그룹 간에는 1.6배 정도의 차이를 보여주고 있다. 마지막으로 중증질환과 만성질환을 가지고 있는 응답자 중 치료받지 않았다고 응답한 예측확률은 소득 10분위가 13.3%, 1분위가 17.2%로 앞의 두 변수와 비교할 때 소득 그룹 간의 차이가 상당히 줄어들었다. D-index의 경우에도 0.36으로 앞의 두 경우보다 적게 나타났다.

나. 교육

교육은 우리사회의 기회균등 담론에서 가장 핵심적인 위치를 차지하는 분야라고 할 수 있다. 그 중에서도 대학입시가 모든 문제의 중심에 자리잡고 있다는 점은 대부분의 국민들이 동의하는 부분일 것이다. 2014년 기준 소득 10분위와 1분위 간의 사교육비 지출 격차가 16.6배까지 벌어진 상황에서(통계청, 2015), 실질적 의미의 교육 기회균등을 논하기는 이제 거의 불가능한 상황에 도달하였다. 교육 분야의 기회균등 분석은 바로 소득이 변함에 따라 서울대, 고려대, 연세대, 소위 SKY로 불리는 명문대학에 진학할 확률이 어떻게 달라지는지 보여줌으로 해서 현재 우리사회에서 소득에 따른 교육 기회의 불평등이 어느 정도인지 평가할 수 있게 해준다.

교육 분야의 기회균등은 명문대학의 범위를 달리하여 소득의 차이에 따른 이들 대학으로의 진학여부와 사교육 시장과 교육 분야의 기회균등 격차의 핵심이라고 할 수 있는 영어구사 능력을 중심으로 분석하였다. 예상했던 대로 교육은 우리사회에서 기회균등의 불평등 정도가 가장 심한 분야로 나타났다.

[표 8] 15차년도 교육분야 기회균등(2012년)

소득분위	1) SKY 대학 진학		2) +포항공대, 카이스트, 서강대, 성균관대, 한양대 진학	
	Predicted Probability	표준화된 평균과의거리	Predicted Probability	표준화된 평균과의거리
10분위	0.0125	0.5465	0.0232	0.3522
9분위	0.0105	0.3778	0.0204	0.2508

8분위	0.0088	0.2362	0.0180	0.1612
7분위	0.0074	0.1172	0.0158	0.0822
6분위	0.0062	0.0173	0.0139	0.0124
5분위	0.0052	0.0665	0.0123	0.0491
4분위	0.0043	0.1368	0.0108	0.1032
3분위	0.0036	0.1957	0.0095	0.1510
2분위	0.0030	0.2451	0.0084	0.1930
1분위	0.0026	0.2865	0.0073	0.2301
평균	0.0060		0.0136	
D-index		2.2256		1.5853

		3) +중앙대, 경희대, 외국어대, 서울시립대진학		4) 영어 구사능력	
소득분위	Predicted Probability	표준화된 평균과의거리	Predicted Probability	표준화된 평균과의거리	
10분위	0.0319	0.2558	0.0177	0.5097	
9분위	0.0289	0.1852	0.0147	0.3371	
8분위	0.0262	0.1210	0.0122	0.1936	
7분위	0.0237	0.0626	0.0101	0.0744	
6분위	0.0215	0.0096	0.0084	0.0244	
5분위	0.0195	0.0385	0.0069	0.1064	
4분위	0.0176	0.0821	0.0057	0.1743	
3분위	0.0160	0.1217	0.0047	0.2305	
2분위	0.0144	0.1576	0.0039	0.2771	
1분위	0.0131	0.1901	0.0032	0.3157	
평균	0.0211		0.0088		
D-index		1.2241		2.2431	

우선 명문대학 진학률을 통해서 우리사회의 기회균등 정도를 살펴보면 [표 8]과 같다. 서울대, 고려대, 연세대만을 명문대학의 범위에 포함시켜 소득분위별 진학가능성을 예측해 본 결과 소득 10분위의 경우 예측확률이 1.25%로 나타난 반면 소득 최하위인 1분위에서는 예측확률이 0.26%로 두 그룹 간의 차이가 무려 4.8배에 이르는 것으로 나타났다. 이에 따라 D-index도 기회균등을 평가하는 7개 분야 중에서 가장 높은 2.23으로 계산되었다. 우리사회에서 명문대 진학이 가지는 의미를 고려할 때 이러한 결과는 우리 사회의 기회불평등 현상이 교육 분야에서 심각하게 진행되고 있음을 암시해 준다고 볼 수 있다.

한편 명문대학의 범위를 다소 넓은 경우에는 기회불평등의 정도가 다소 완화되는 것으로 나타났다. 소위 SKY 대학과 함께 명문대학의 범주에 포항공대, 카이스트, 서강대, 성균관대, 한양대를 포함시켜 진학가능성을 예측한 결과, 예측확률이 소득 10분위에서는 2.32% 소득 1분위에서는 0.73%로 두 그룹간의 차이가 3.2배로 줄어들었다. 또한 명문대학의 범위에 중앙대, 경희대, 외대, 서울시립대까지 포함시키자 명문대 진학 예측확률의 차이는 2.4배까지 줄어들었다. 이에 따라

D-index도 두 번째 명문대 그룹에서는 1.59, 세 번째 명문대 그룹에서는 1.22로 점차 줄어드는 것으로 나타났다.

마지막으로 교육 분야의 기회균등 정도를 사교육시장의 가장 중요한 원인이 라고 할 수 있는 영어구사 능력을 중심으로 평가하였다. 통역이 가능할 정도의 유창한 영어구사 능력을 가지고 있다고 응답할 예측확률은 소득 10분위의 경우 1.77% 인데 반하여 소득 1분위는 0.32%로 두 그룹 간의 차이는 SKY대학 진학의 경우와 비슷한 5.5배에 달했다. 또한 그 결과 D-index도 명문대학의 범위를 넓혀서 계산한 경우 보다 높은 2.24로 나타났다.

이와 같은 결과는 우리사회의 교육 기회 불평등 현상이 상당히 심각한 수준에 이르고 있음을 보여준다. 특히 우리사회의 많은 전문가들이 지적하고 있듯이 기회불평등의 중심에는 서울대, 고려대, 연세대의 최상위권 대학과 사교육시장의 주요인인 영어구사능력이 위치하고 있음이 분석 결과를 통해 잘 드러나고 있다. 특히 OECD 국가들 중 우리나라의 초중고 사교육비 지출은 칠레, 멕시코와 함께 가장 높고 대학교육에 대한 정부지출은 칠레와 함께 세계 주요국들 중 최저 수준임을 고려할 때(OECD, 2014), 소득수준은 대학입학과 대학교육 기회의 뚜렷한 장벽으로 작용하고 있다고 할 수 있다.

한 가지 흥미로운 사실은 국가 간 비교를 위한 기회균등 지수에서는 우리나라 교육 분야의 기회균등 정도가 세계 최상위권인 것으로 나타났으나, 우리나라의 실정을 고려한 본 절의 분석에서는 교육 분야의 기회불평등이 가장 심각한 것으로 나타났다는 점이다. 이러한 결과는 다음과 같은 측면에서 해석이 가능하다. 우선 읽기, 쓰기, 셈하기 등 기본적인 학습 능력이라는 측면에서는 실제로 우리나라 국민들 사이에 큰 차이가 없으며 이는 다른 나라들과 비교했을 때 더욱 뚜렷하게 두드러지는 현상이다. 즉 국가 간 비교에서 흔히 사용되는 기본적인 학습 능력이라는 절대적인 기준에서(대표적인 예가 PISA 점수임) 평가했을 경우 우리나라의 교육기회는 상당히 고르게 제공되고 있다고 평가할 수 있다. 그러나 SKY 대학 진학과 같이 우리사회에서 중시하는 상대적인 엘리트 교육에 대한 기회의 측면에서는 상당한 불평등이 존재한다고 할 수 있다. 이러한 특징은 국가 간 비교에 주로 활용되는 자료만으로는 우리나라의 교육 분야 기회균등을 평가하는데 한계가 있음을 잘 보여준다고 할 수 있다.

다. 안전

세월호 사고와 같은 최근의 대형 안전사고는 안전 문제에 대한 대중의 인식을 환기

시키는 중요한 계기가 되었다. 우리나라에서는 아직 소득격차에 따른 주거안전이나 환경안전의 차이의(예를 들면 저소득층 주거지역의 범죄율이 더 높다던가 저소득층 일수록 발전소와 같은 환경오염 시설 근처에 거주할 확률이 더 높은 문제 등) 문제가 뚜렷한 사회문제로 대두되고 있지는 않지만 소득격차가 심화되면서 안전의 불평 등 가능성에 대한 관심도 점차 커지고 있다.

안전분야의 기회균등은 3대 강력범죄(살인, 강도, 성폭행)의 발생건수를 기준으로 인구 10만 명당 발생건수가 가장 높은 상위 10%에 해당하는 지역에(기초자치단체 기준) 거주할 예측확률을 소득 분위별로 계산하여 평가하였다.

[표 9]에 의하면 소득 10분위의 경우 범죄율 상위 10% 지역에 거주할 예측 확률이 9.1% 정도로 나타났으나, 소득 1분위에서는 12.9%로 다소 높아진 것을 알 수 있다. 소득 분위가 낮아짐에 따라(소득이 적을수록) 상대적으로 위험한 지역에 거주하게 될 가능성이 높아지는 것은 사실이지만 그 차이는 앞의 건강이나 특히 교육과 비교할 때 그리 크지 않다. 최상위 소득집단과 최하위 소득집단 간의 예측확률 차이는 약 40% 남짓인데, 이는 크다면 클 수 있지만 다른 분야에 비하여 상대적으로 적은 수준이다. 결과적으로 D-index도 건강이나 교육보다 상대적으로 적은 0.50으로 계산되었다.

[표 9] 15차년도 안전분야 기회균등(2012년)

소득분위	범죄건수 상위10%	
	Predicted Probability	표준화된 평균과의거리
10분위	0.0907	0.0732
9분위	0.0944	0.0558
8분위	0.0982	0.0377
7분위	0.1022	0.0189
6분위	0.1063	0.0005
5분위	0.1106	0.0207
4분위	0.1150	0.0415
3분위	0.1196	0.0630
2분위	0.1244	0.0853
1분위	0.1292	0.1083
평균	0.1062	
D-index		0.5049

이러한 결과는 국가 간 비교의 결과와 크게 다르지 않다. 국가 간 비교에서도 우리나라의 안전 분야 기회균등의 정도는 OECD 국가 중 최상위 수준에 속하였다. 국내 평가에서도 안전 분야의 기회균등은 상대적으로 상당히 양호한 수준인 것

으로 나타났다.

라. 관계

우리나라는 전통적으로 집단주의적인 성향이 강한 국가임에도 불구하고 사람들 간의 관계에 대한 국제기구의 평가에 의하면 관계의 양과 질이 그다지 높지 않은 편이다. 예를 들어 OECD에서 발간한 2014년 Better Life Index에 의하면 우리나라의 “quality of support network” 은 77점으로 조사 대상인 34개 OECD 회원국 중 최하위를 차지하였다. 다른 사람들과의 관계는 삶의 만족도에 많은 영향을 끼치는 중요한 요인이고 소득이 높을수록 여가시간과 금전적 여유가 생기므로 관계의 양과 질이 높아질 수 있다.

관계 분야의 기회균등 평가를 위해서 종속변수로는 사회적 친분관계의 만족도에 대한 노동패널의 설문조사 문항을 활용하였다. 좀 더 구체적으로 5점 척도로 이루어진 사회적 친분관계의 만족도에 대한 자기평가에서 매우만족 혹은 만족이라고 답할 예측확률을 소득분위별로 나누어 평가하였다.

[표 10]에 의하면 소득 10분위 응답자의 경우 사회적 친분관계에 만족하거나 매우 만족한다고 응답할 확률이 64.4%에 달했다. 소득 수준이 가장 높은 그룹의 경우 응답자의 거의 3분의 2가 사회적 친분관계에 어느 정도 만족하고 있다고 할 수 있다. 이에 비하여 소득 1분위 응답자가 사회적 친분관계에 만족하거나 매우 만족한다고 응답할 확률은 34.5%로 낮아졌다. 소득이 가장 높은 그룹과 가장 낮은 그룹에서 사회적 친분관계에 만족한다고 응답할 확률의 차이가 거의 두 배 가까이 나고 있는 것이다.

예측확률을 기준으로 도출한 D-index값도 0.81로 교육 분야에는 미치지 못하지만 건강분야 보다는 크게 나타났다. 이는 우리나라가 상대적으로 저조한 평가를 받았던 Better Life Index의 “quality of support network” 에 대한 조사와 상당 부분 맥을 같이 하는 결과라고 할 수 있다.

[표 10] 15차년도 관계분야 기회균등(2012년)

소득분위	사회적 친분관계 만족도	
	Predicted Probability	표준화된 평균과의거리
10분위	0.6346	0.1270
9분위	0.6033	0.0960
8분위	0.5711	0.0643

7분위	0.5383	0.0319
6분위	0.5052	0.0009
5분위	0.4720	0.0337
4분위	0.4391	0.0662
3분위	0.4067	0.0982
2분위	0.3751	0.1294
1분위	0.3445	0.1596
평균	0.5061	
D-index		0.8072

마. 환경

깨끗한 물과 맑은 공기와 같은 좋은 환경에 둘러 싸여 살고 싶은 것은 인간의 기본적인 욕구라고 할 수 있다. 그러나 현실에서는 좋은 환경을 접하는 기회가 모든 사람에게 동일하게 주어지지 않는 경우도 많다. 예를 들어 공장이나 발전소 인근지역 처럼 공해 발생 가능성으로 사람들이 선호하지 않는 지역의 경우엔 주택가격이 상대적으로 저렴해지므로 저소득층이 거주할 가능성이 높다. 소득에 따라 향유하는 환경의 질이 달라지는 것이다.

환경 분야의 기회균등을 평가하기 위해서 한국도시통계 자료 중 주민 1인당 폐수배출량이 상위 10%인 지역에 거주하는지 여부를 종속변수로 사용하였다. 전반적인 환경의 질을 폐수배출량으로 대리 측정하였고, 상대적으로 오염된 환경을 가진 지역에 거주하게 될 예측확률이 소득수준에 따라 어느 정도 달라지는지 살펴보았다.

[표 11]은 소득분위에 따라 상위 10%의 오염된 지역에 거주하게 될 예측확률을 보여준다. 소득 10분위의 개인이 오염도 상위 10% 지역에 거주할 예측확률은 9.8%인데 소득 1분위의 개인이 오염도 상위 10% 지역에 거주할 예측확률은 8.9%로 거의 차이가 나지 않았다. 예상과는 반대로 오염도 상위지역에 거주할 예측확률이 고소득층의 경우 조금 더 높게 나타났으나 이는 오염도가 상대적으로 높은 대도시 지역이 소득도 상대적으로 높음으로 나타나는 현상이라고 볼 수 있다. 종속변수를 1인당 폐수배출량이 아닌 공기오염정도를 가지고 측정했을 경우에도 비슷한 패턴을 보였는데, 이는 같은 이유로 설명할 수 있다. 다만 소득분위에 따른 예측확률의 차이가 거의 없다는 점은 아직까지는 우리나라에서 소득의 차이에 따라 거주환경의 오염도가 크게 달라지는 환경의 기회불균등 문제가 심각하지 않음을 의미한다.

다만 환경의 기회불평등 문제가 크지 않다는 점이 환경의 질이 높다는 것을 의미하지는 않는다. 대기의 질이나 수질을 중심으로 평가한 전반적인 환경의 질은

다른 나라들과 비교할 때 그리 높지 않다. OECD Environmental Statistics (2011)에 보고된 우리나라의 환경의 질은 OECD 국가들 중 중간 수준에 머무르고 있다.

[표 11] 15차년도 환경분야 기회균등(2012년)

소득분위	1인당 폐수배출량 상위10%	
	Predicted Probability	표준화된 평균과의거리
10분위	0.1000	0.0292
9분위	0.0986	0.0217
8분위	0.0972	0.0143
7분위	0.0958	0.0070
6분위	0.0944	0.0002
5분위	0.0931	0.0073
4분위	0.0918	0.0143
3분위	0.0905	0.0213
2분위	0.0892	0.0281
1분위	0.0879	0.0349
평균	0.0945	
D-index		0.1782

마. 여가

여가는 삶의 질을 결정짓는 가장 핵심적인 구성요소 중 하나이다. 많은 연구들이 개인의 행복에 영향을 끼치는 요인으로 얼마나 양질의 여가시간을 가지는지를 들고 있다. 실제로 행복 수준이 세계에서 가장 높은 노르웨이, 스웨덴, 핀란드 등 북유럽 국가들은 세계에서 가장 긴 휴가기간을 보내고 있다. 따라서 소득에 관계없이 일정 수준의 여가의 기회를 가질 수 있는 환경은 삶의 질이라는 측면에서 매우 중요한 의미를 가진다.

본 연구에서는 여가의 기회균등을 평가하기 위하여 노동패널의 여가활동 만족도에 대한 질문 문항을 종속변수로 활용하였다. 좀 더 구체적으로 여가활동에 얼마나 만족하느냐에 대한 질문에 ‘만족’ 혹은 ‘매우만족’ 이라고 응답할 예측확률을 소득에 따라 계산하여 여가에 대한 기회균등의 정도를 평가하였다.

아래 [표 12]에 의하면 소득 상위 10%에 속하는 소득 10분위 그룹의 응답자들이 질문에 만족 혹은 매우만족이라고 응답할 예측확률은 42%에 달하는데 반하여 소득 하위 10%에 속하는 소득 1분위 그룹의 응답자들이 질문에 만족 혹은 매우만족이라고 응답할 예측확률을 15.9%에 머물렀다. 두 그룹 간의 예측확률 차이는 2.6배에 달했으며, 이에 따라 D-index도 1.28로 교육 분야를 제외하고는 7개 기회균등

평가 분야 중 가장 높았다.

이와 같은 여가 기회의 양극화 현상은 우리나라의 왜곡된 고용시장의 영향도 많이 받고 있는 것으로 판단된다. 최근 통계청에 따르면 우리나라의 임금근로자 중 비정규직은 35%에 달하고 이들의 시간 당 임금수준은 정규직의 55.8% 수준이다 (통계청, 2014). 저임금 고용불안정의 상황에서 생계를 위하여 2-3가지의 일을 동시에 하는 경우도 체계적으로 조사된 바는 없지만 상당히 높을 것으로 예상할 수 있다. 이와 같은 상황 하에서 소득 수준에 따른 상당한 수준의 여가활동 만족도 격차는 충분히 예상된 결과이다.

[표 12] 15차년도 여가분야 기회균등(2012년)

소득분위	여가 만족도	
	Predicted Probability	표준화된 평균과의거리
10분위	0.4199	0.2348
9분위	0.3840	0.1720
8분위	0.3494	0.1114
7분위	0.3162	0.0534
6분위	0.2849	0.0014
5분위	0.2555	0.0529
4분위	0.2281	0.1008
3분위	0.2029	0.1449
2분위	0.1798	0.1853
1분위	0.1589	0.2220
평균	0.2857	
D-index		1.2789

바. 정치

정치 분야는 기회균등의 여러 가지 영역 중 아마도 가장 생소한 영역에 해당될 것이다. 조직이나 사회의 구성원으로서 개인이 가지는 정치적 영향력이 차별 없이 행사되어야 한다는 정치의 기회균등은 지금까지 많이 논의되지 않은 개념이기 때문이다.

본 연구에서는 정치 분야의 기회균등을 평가하기 위하여 노동패널자료에서 새로운 일자리에서의 차별 여부를 묻는 설문문항을 활용하였다. 좀 더 구체적으로 소득수준에 따라 새로운 일자리에서 차별 받은 경험이 있는지의 예측확률을 구해 정치 분야의 기회균등을 평가하였다.

아래 [표 13]은 소득 분위에 따른 차별 경험의 예측확률을 보여준다. 최상위 소득 10분위의 경우 새로운 직장에서 차별을 경험할 예측확률이 12.3%인데 비하여, 최하위 소득 1분위의 경우엔 그 비율이 25.1%로 상승한다. 최상위 소득계층과 최하위 소득계층 간의 차별 경험 가능성이 2배 이상 차이가 나는 것이다. 그 결과 D-index도 1.09로 교육, 관계에 이어 세 번째로 높은 수준을 나타냈다.

이러한 현상은 최근 서울시민들을 대상으로 한 조사에서도 잘 드러났는데, 2014년 서울 서베이 도시정책지표조사에 의하면 서울 시민들이 느끼는 우리사회의 가장 큰 차별 요인은 소득인 것으로 나타났다(전체 응답자의 51.4%).

[표 13] 15차년도 정치분야 기회균등(2012년)

소득분위	차별경험 유무	
	Predicted Probability	표준화된 평균과의거리
10분위	0.1227	0.1323
9분위	0.1335	0.0998
8분위	0.1452	0.0648
7분위	0.1577	0.0273
6분위	0.1711	0.0128
5분위	0.1853	0.0555
4분위	0.2005	0.1010
3분위	0.2166	0.1491
2분위	0.2335	0.2000
1분위	0.2514	0.2536
평균	0.1668	
D-index		1.0962

사. 교육, 관계, 여가분야의 기회균등 변화

본 절의 분석에서는 앞에서 제시한 기회균등의 7개 분야 중 교육, 관계, 여가 분야의 기회균등이 지난 10년 간 얼마나 변화하였는지 살펴보았다. 분석의 대상을 교육, 관계, 여가의 세 분야로 한정지은 것은 노동패널이 가지는 한계로 인해 모든 분야의 시계열 변화를 관찰할 수 없기 때문이다.

[표 14]는 노동패널 5차년도 자료를 활용하여 계산한 교육, 관계, 여가 분야의 예측확률과 D-index이다. 교육분야는 앞에서 제시한 네가지 종속변수 중 SKY 대학 진학여부를 5차년도 기회균등 계산에 활용하였다.

우선 5차년도 교육분야를 살펴보면 소득 10분위와 소득 1분위에 속한 개인

이 SKY대학에 진학할 예측확률은 각각 1.7%와 0.4%로 소득 최상위층과 최하위층 간의 예측확률 차이가 약 4배 나는 것으로 나타났다. 이는 15차년도 자료에서 나타난 두 집단 간의 차이가 4.8배였던 것과 비교하면 다소 적은 수준으로 지난 10년 간 교육 분야의 기회균등 수준이 악화되어 왔음을 잘 보여준다. D-index를 기준으로 살펴보아도 5차년도의 D-index가 1.87인데 비하여 15차년도의 D-index는 2.23으로 뚜렷한 증가 추세에 있음을 잘 알 수 있다.

이에 비하여 관계와 여가 분야의 기회균등의 정도는 지난 10년 간 소폭 향상된 것으로 나타났다. 우선 5차년도의 관계분야 소득 최상위권과 최하위권의 예측확률 차이는 1.94배로 15차년도의 1.84배에 비하여 차이가 다소 크다는 것을 알 수 있다. 관계분야의 D-index도 15차년도의 0.81에 비해서 5차년도에는 0.86으로 지난 10년간 소폭 하락하였다. 여가의 경우에도 D-index를 기준으로 5차년도에 1.42였던 것이 15차년도에는 1.28로 다소 하락하였다.

한편 관계와 여가 부문의 D-index 차이는 그다지 크지 않고 시계열 자료가 아닌 두 시점 간의 비교이다 보니 실제 지난 10년 간의 추세가 하향추세였다는 결론을 쉽게 내리기는 어렵다. 다만 두 시점간의 차이로 미루어보아 교육과 비교할 때 관계와 여가 부문의 기회균등 정도가 지난 10년 간 다소 향상되거나 거의 변화가 없었다는 정도의 논의는 가능할 것으로 판단된다.

[표 14] 5차년도 교육, 관계, 여가분야 기회균등(2002년)

소득분위	교육(SKY 진학)		관계		여가	
	Predicted Probability	표준화된 평균과의 거리	Predicted Probability	표준화된 평균과의 거리	Predicted Probability	표준화된 평균과의 거리
10분위	0.0175	0.4282	0.5067	0.1482	0.2047	0.2496
9분위	0.0150	0.2972	0.4770	0.1102	0.1831	0.1707
8분위	0.0129	0.1845	0.4475	0.0724	0.1634	0.0985
7분위	0.0111	0.0875	0.4183	0.0351	0.1454	0.0326
6분위	0.0095	0.0041	0.3897	0.0015	0.1291	0.0272
5분위	0.0081	0.0676	0.3618	0.0372	0.1144	0.0811
4분위	0.0070	0.1291	0.3348	0.0717	0.1011	0.1296
3분위	0.0060	0.1819	0.3089	0.1049	0.0893	0.1731
2분위	0.0051	0.2273	0.2841	0.1366	0.0787	0.2119
1분위	0.0044	0.2662	0.2605	0.1668	0.0692	0.2464
평균	0.0094		0.3909		0.1365	
D-index		1.8735		0.8847		1.4207

지금까지의 논의를 바탕으로 7개 기회균등 분야의 D-index를 정리하면 아래 [표 15]와 같다. 앞서서도 언급했듯이 가장 심각한 기회의 불평등을 보이는 분야는 교육 분야이다. 특히 SKY 대학 진학여부나 영어구사능력을 기준으로 평가한 우리사

회의 교육 기회균등 정도는 다른 분야들 비교할 때 훨씬 열악한 수준인데, 이는 다른 분야의 기회불평등과 비교할 때 상대적으로 더 심각한 문제를 야기할 가능성이 크다. 본 절의 분석은 삶의 질을 결정하는 다양한 분야의 역량이 소득에 따라 달라질 수 있음을 보여주는데 교육은 바로 그 소득을 결정짓는 가장 중요한 요인이기 때문이다. 즉 교육의 기회불평등은 소득불평등으로 이어지고 이는 다시 여러 역량 분야의 기회불평등으로 이어져 우리사회 전반의 불평등 현상을 악화시키는 악순환 고리가 형성되는 것이다. 게다가 더욱 심각한 문제는 우리사회의 교육불평등 현상이 지난 10년간 꾸준히 악화되어 온 정황이 보인다는 점이다. 물론 완전한 시계열 자료가 아니라 2002년과 2012년 두 해의 자료만을 비교하여 단정적으로 결론짓기 어려운 부분은 있으나 10년 사이에 소득 최상위권과 최하위권에 속한 가계의 개인이 SKY대학에 진학할 확률의 격차가 확연히 벌어진 것은 교육 기회균등의 격차가 심화되고 있음을 암시하는 중요한 단서라고 할 수 있다.

교육 이외의 분야에선 여가와 정치 분야의 기회균등 정도가 다른 분야에 비하여 상대적으로 나쁜 것으로 드러났다. 특히 여가가 부족하다는 점은 우리나라가 OECD 국가 중 최장 노동시간 국가라는 점을 고려하면 당연한 결과라고 할 수 있으나, 그 정도가 소득에 따라 심한 격차를 보인다는 점은 별개의 문제로 다루어져야 할 것이다.

[표 15] 7개 기회균등 분야 D-index 요약

구분		15차(2012)	5차(2002)
건강	1	현재 건강상태	0.689
	2	중증질환+만성질환	0.681
	3	질환 치료여부	0.364
교육	1	SKY 진학	2.226
	2	+포, 카, 서, 성, 한 진학	1.585
	3	+중.경, 외, 시 진학	1.224
	4	영어구사 능력	2.243
안전	10만명당 강력범죄건수 상위10%		0.505
관계	사회적 친분관계 만족도		0.808
환경	1인당 폐수방출량 상위10%		0.178
여가	여가 만족도		1.279
정치	차별경험 유무		1.421
			1.096

2. 종합 기회균등 지수

본 절에서는 지금까지의 논의를 바탕으로 소득수준에 따른 우리사회의 전반적인 기회균등 정도를 보여줄 수 있는 0-index를 아래 [표 16]과 같이 계산하였다. 0-index는 건강, 교육, 안전 등 앞에서 제시한 8개 기회균등 분야 중 평가의 기준이 되는 경제 분야를 제외한 7개 분야의 기회균등 정도가 3장의 식 (4)와 같이 종합되어 산출된다. 각 분야의 상대적 중요성은 전문가를 대상으로 한 AHP설문을 바탕으로 도출되고 분야별 중요성을 반영한 D-index의 합으로 0-index를 도출한다. 아쉽게도 2012년 한 해의 0-index만을 가지고는 우리사회의 기회균등에 관한 의미 있는 결론을 도출하기 어렵다. 그러나 관련 자료를 매년 축적하고 그에 따라 동일한 분석을 진행한다면 우리사회의 기회균등 정도가 어떻게 변화하는지에 대한 전반적인 조망이 가능할 것이다.

[표 16] 2012년 우리사회의 기회균등과 0-index

기회균등 분야	Weight	D-index	Weighted D-index
건 강	0.212	0.688	0.146
교 육	0.130	2.226	0.289
안 전	0.187	0.505	0.094
관 계	0.099	0.807	0.080
환 경	0.091	0.178	0.016
여 가	0.047	1.279	0.060
정 치	0.088	1.096	0.096
0-index			1.281

VI. 결론

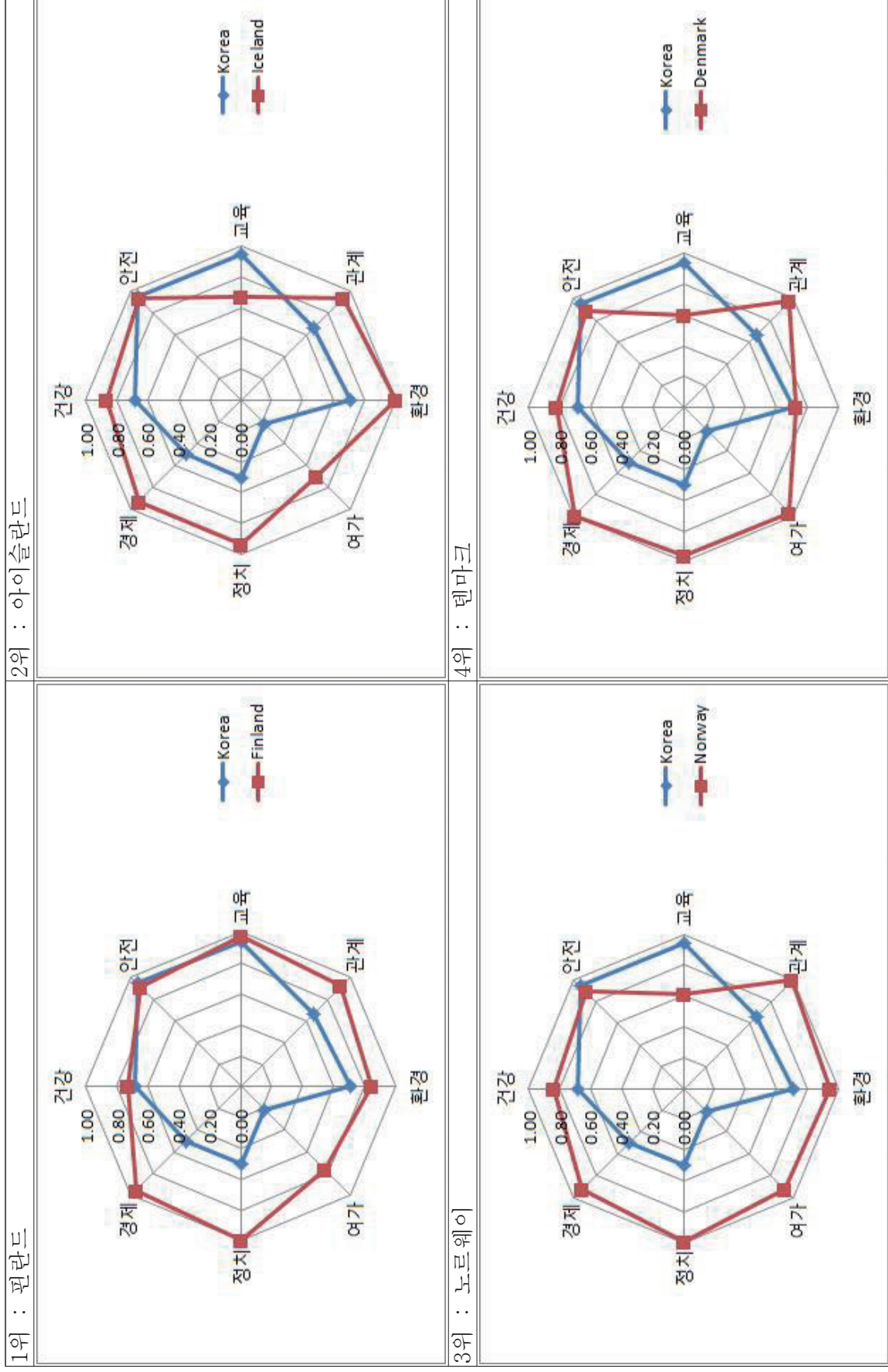
본 연구는 세 가지 목적을 염두해 두고 진행되었다. 우선 첫째는 기회균등을 어떻게 이해할 것인가에 대한 이론화 작업이다. 많은 기존 연구들이 기회균등 문제를 소득과 교육이라는 두 가지 측면에 초점을 맞추고 있는데, Sen이 잘 알려진 에세이 “Equality of what?” 에서도 강조하듯이 소득과 같은 수단적 측면에만 초점이 맞추어질 경우 기회균등의 논의에 왜곡이 발생할 수 있으며, 따라서 capability와 같이 보다 폭넓은 차원에서의 논의가 필요하다. 이러한 문제의식을 배경으로 본 연구에서는 Sen과 Nussbaum의 capability에 대한 논의를 중심으로 capability가 기회균등 개념의 핵심적 내용과 맞닿아 있음을 이론적으로 논증하고, 우리사회의 기회균등에 대한 평가를 위한 플랫폼으로 건강, 안전, 교육, 관계, 환경, 여가, 정치, 경제의 8가지 영역을 제시하였다.

둘째, 이론적으로 도출된 기회균등 8개 영역에 대한 국가 간 비교 분석을 진행하였다. 국가 간 비교를 위해서는 국가별로 각 영역과 국가 전체의 기회균등 정도를 판단할 수 있는 지수의 개발이 요구되는데, 이를 위하여 기존의 방법과는 차별화되는 다음과 같은 접근을 시도하였다. 우선 영역별로 투입지표와 산출지표를 구분하여 산출지표를 종속변수로 회귀분석을 실시하였다. 그리고 회귀분석 결과의 계수값을 투입지표의 가중치로 활용하여 분야별 기회균등 지수를 계산하였다. 국가 수준의 기회균등 지수를 산출하기 위하여 전문가들을 대상으로 기회균등 영역의 상대적 중요성을 평가하였고 그 결과를 바탕으로 영역별로 도출된 기회균등 지수를 통합하였다. 기회균등의 국가 간 비교를 통해 드러난 우리나라의 기회균등 정도는 OECD 31개 회원국 중 20위로 중하위권에 속하는 것으로 나타났다. 우리나라는 교육과 안전의 기회균등 정도는 전반적으로 상당히 양호한데 비하여 다른 영역, 특히 여가, 정치, 경제 분야의 기회균등 정도는 상대적으로 열악하였다.

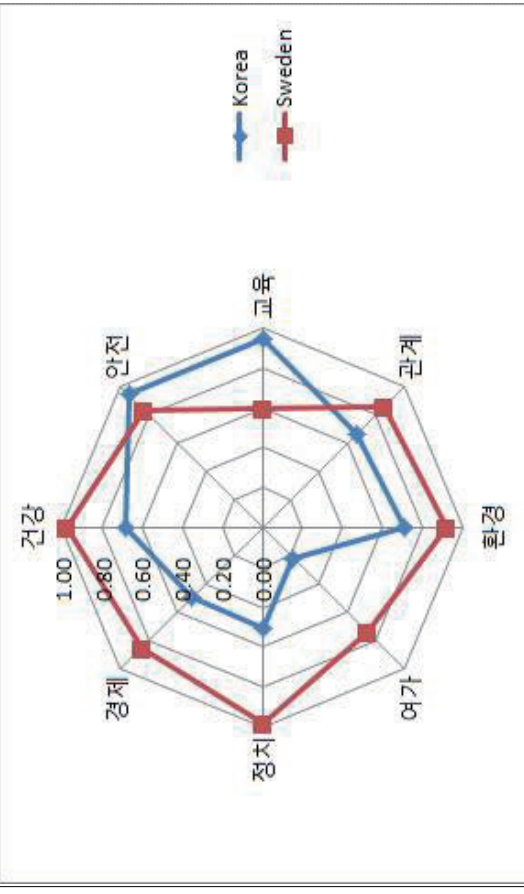
셋째, 기회균등의 국가 간 비교분석만으로는 우리 사회의 고유한 상황을 고려한 기회균등의 평가가 어려워 우리사회의 영역별 기회균등 정도를 노동패널 자료를 활용하여 분석하였다. 특히 우리사회의 기회균등 정도에 대한 분석에서는 소득 수준에 따라 영역별 기회균등의 정도가 어떻게 달라지는지의 문제를 중심으로 연구를 진행하였다. 이러한 접근은 경제 부문의 기회균등과 다른 부문의 기회균등이 어떻게 연관되고 있는지 보여줌으로써 해서 기회균등의 구조적 성격을 파악하는데 도움을 준다는 장점을 가지고 있다. 분석 결과에 의하면 분석의 기준이 되는 경제 분야를 제외한 7개 영역 중 교육 분야의 기회불평등 문제가 가장 심각한 것으로 나타났다. 특히 교육 분야의 기회불평등은 지난 10년간 악화되어 온 것으로 보인다. 교육 분야 이외에도 여가와 정치 분야의 기회균등이 다른 분야에 비하여 상대적으로 열

악한 것으로 나타났다. 우리나라에서 여가와 정치 분야의 기회균등 정도가 열악한 것은 국가 간 비교 분석의 결과에서도 나타났다. 그러나 교육 분야의 기회균등 문제는 국가 간 비교에서는 크게 부각되지 않은 것으로서 독립적인 국내 기회균등 분석이 가지는 가치를 잘 보여준다.

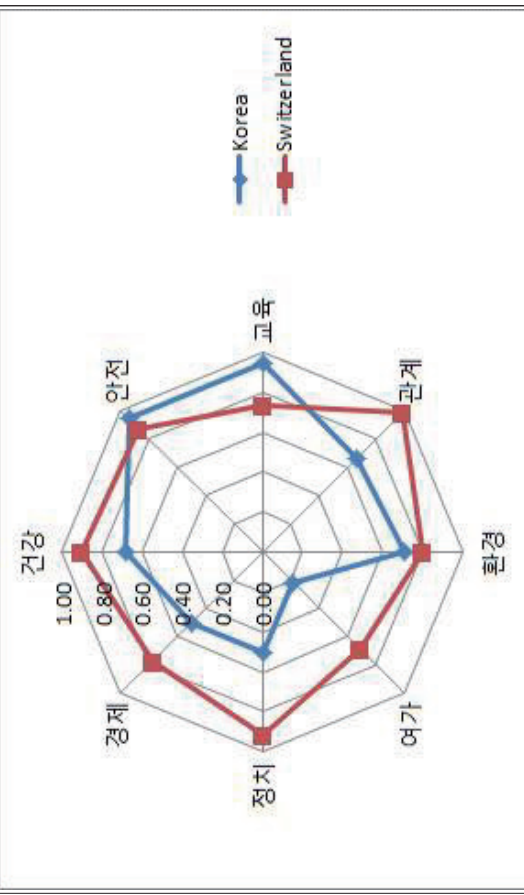
[첨부 1] 국가별 기회균등 영역 점수 분포 - 우리나라와의 비교



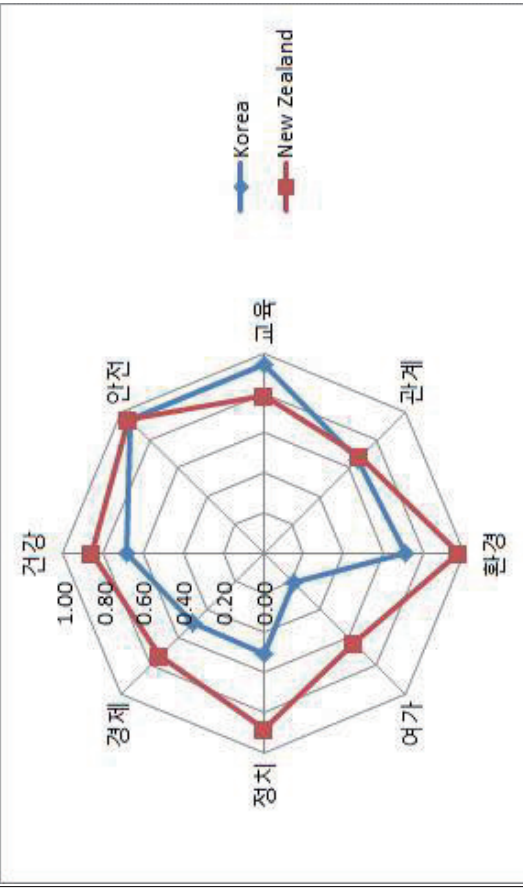
5위 : 스웨덴



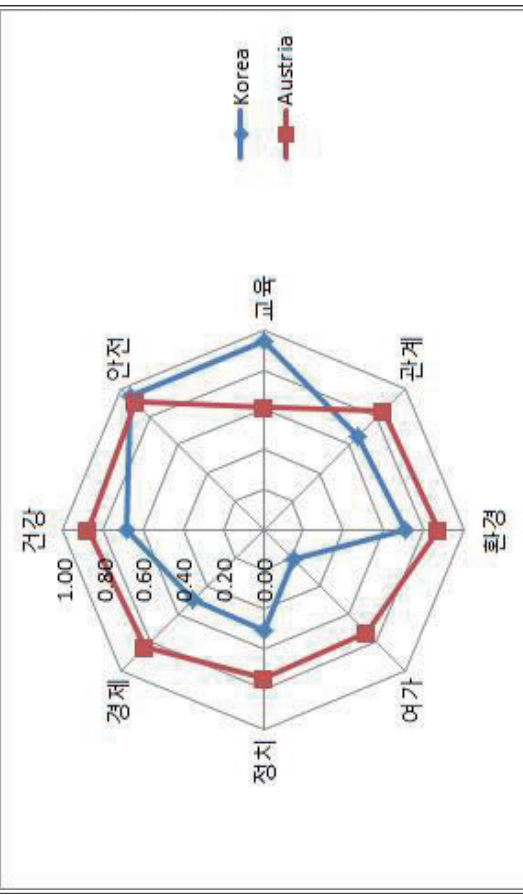
6위 : 스위스



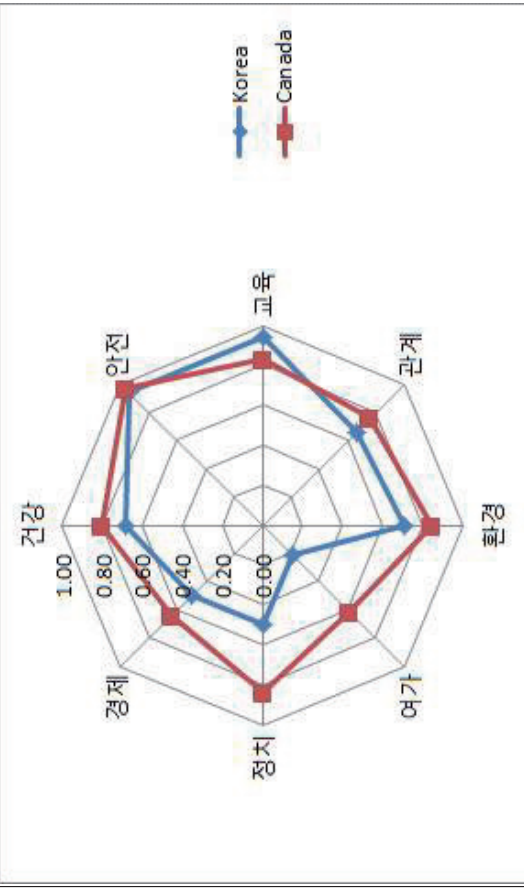
7위 : 뉴질랜드



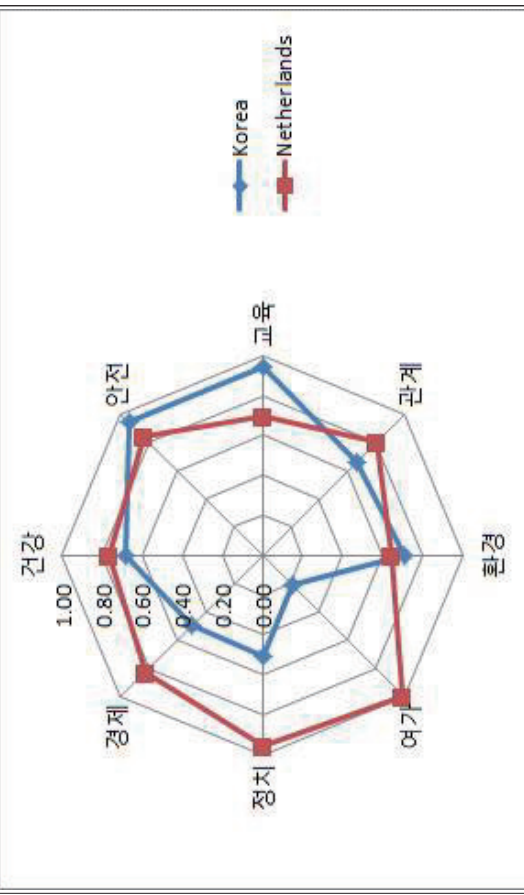
8위 : 오스트리아



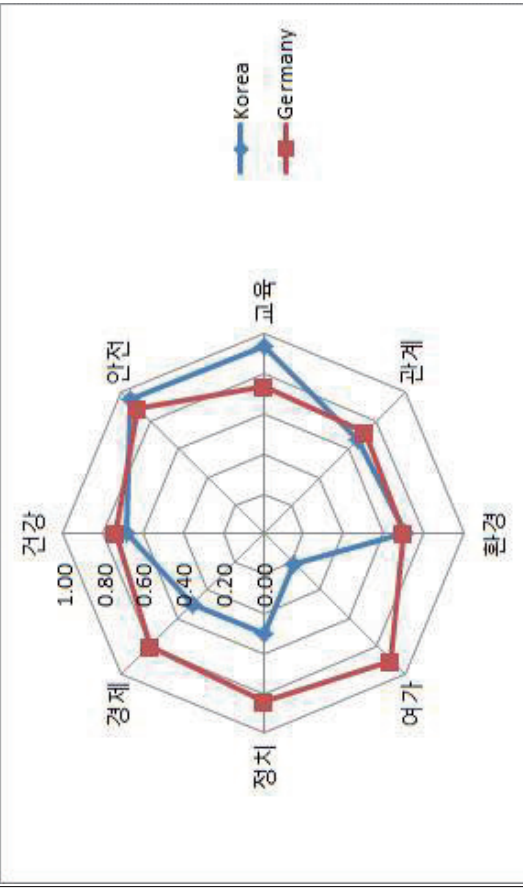
9위 : 캐나다



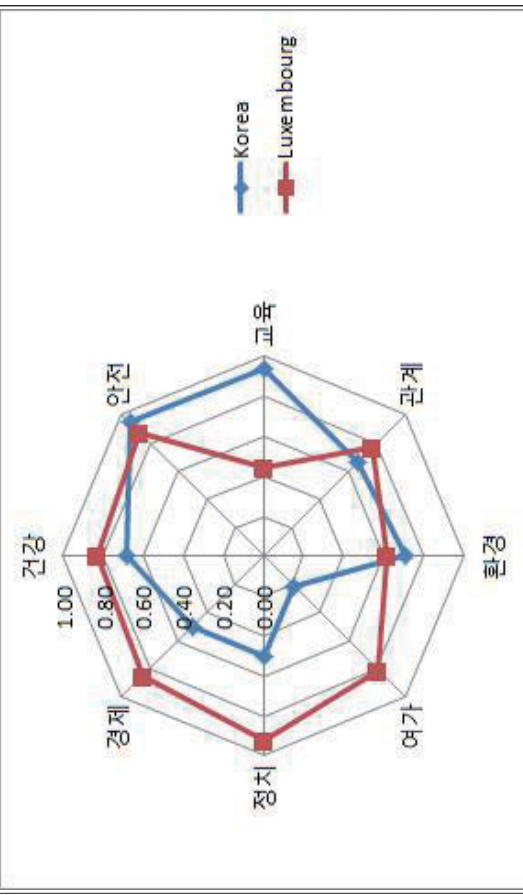
10위 : 네덜란드



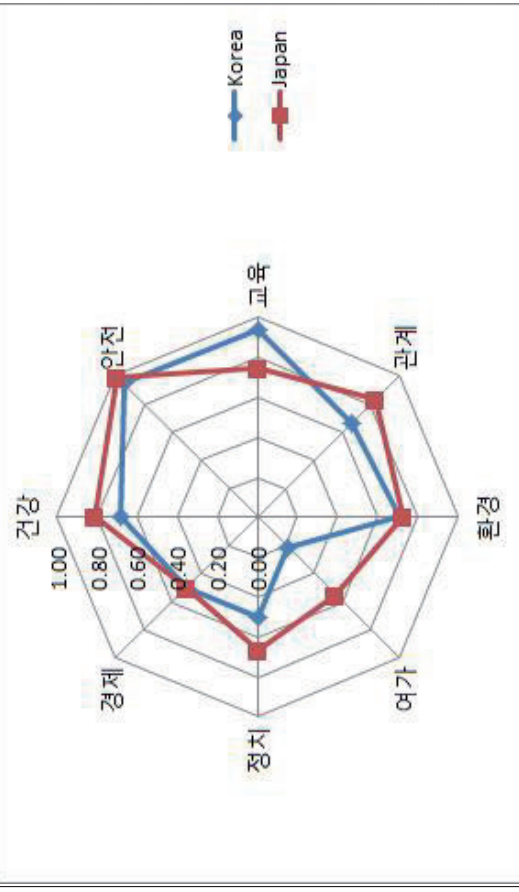
11위 : 독일



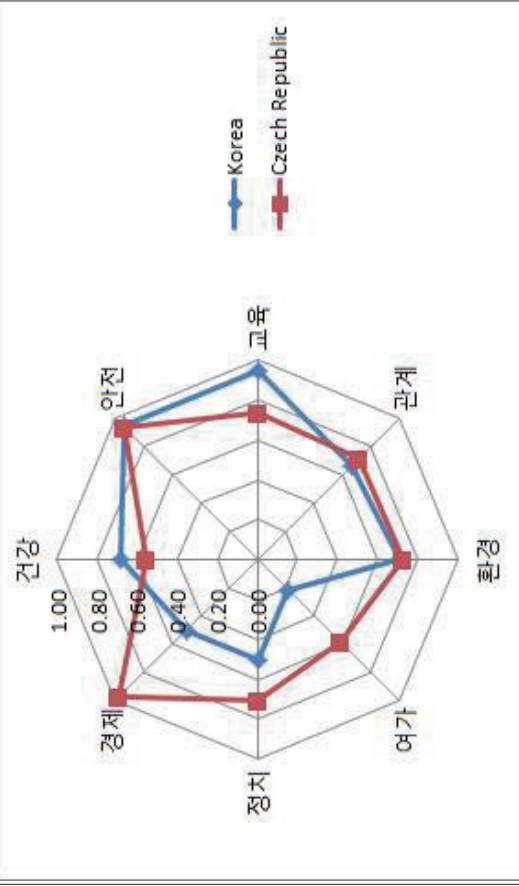
12위 : 룩셈부르크



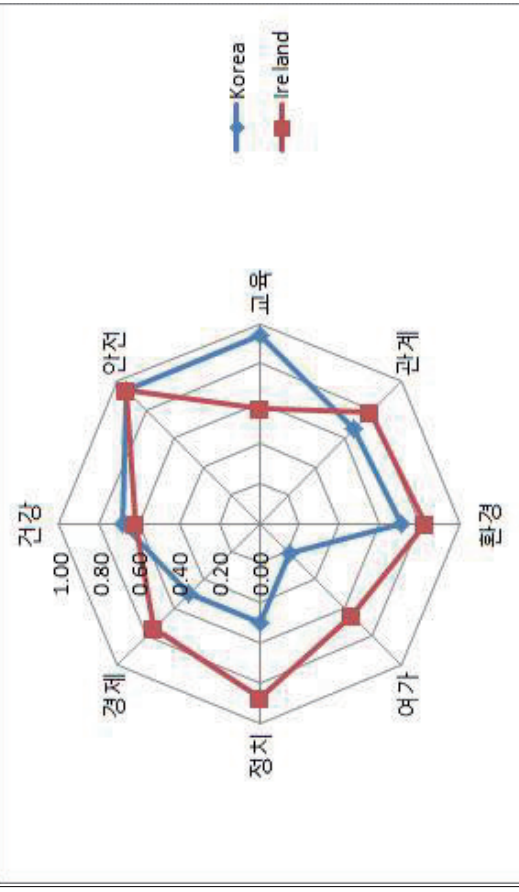
13위 : 일본



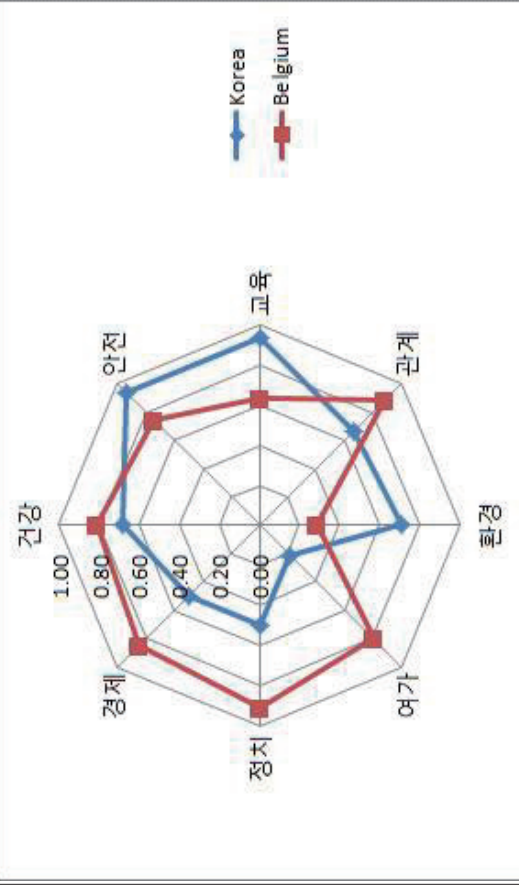
14위 : 체코



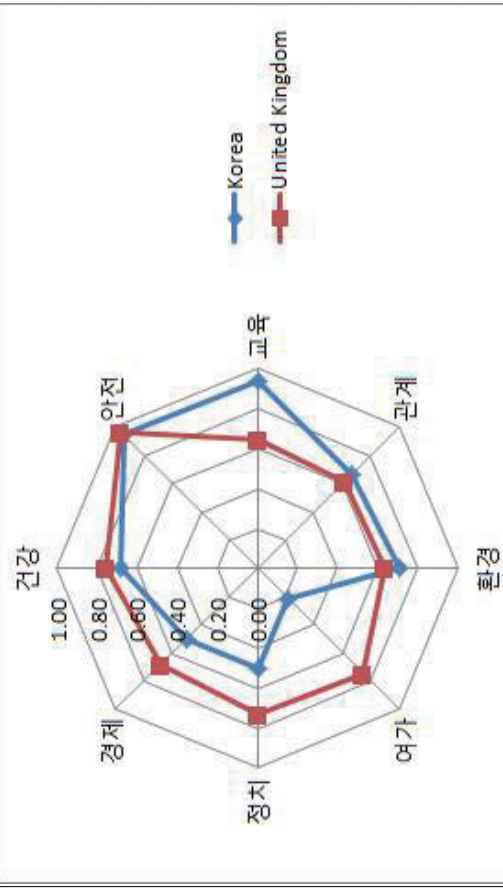
15위 : 아일랜드



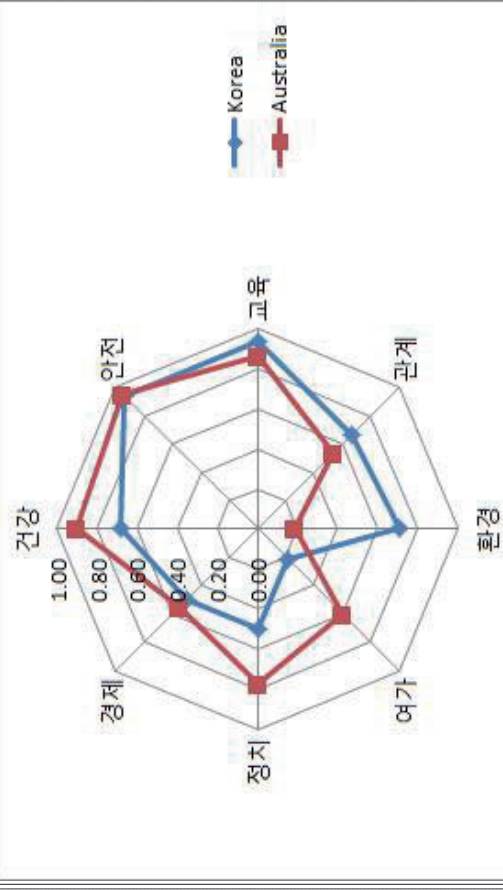
16위 : 벨기에



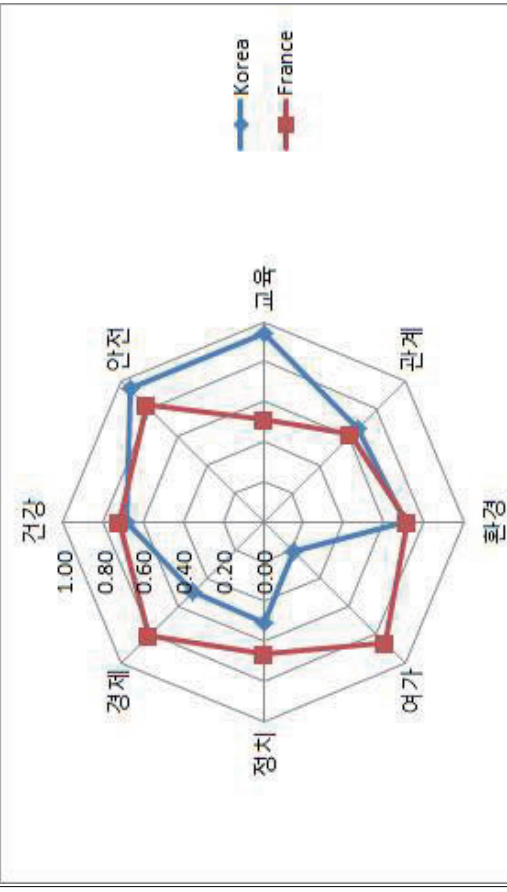
17위 : 영국



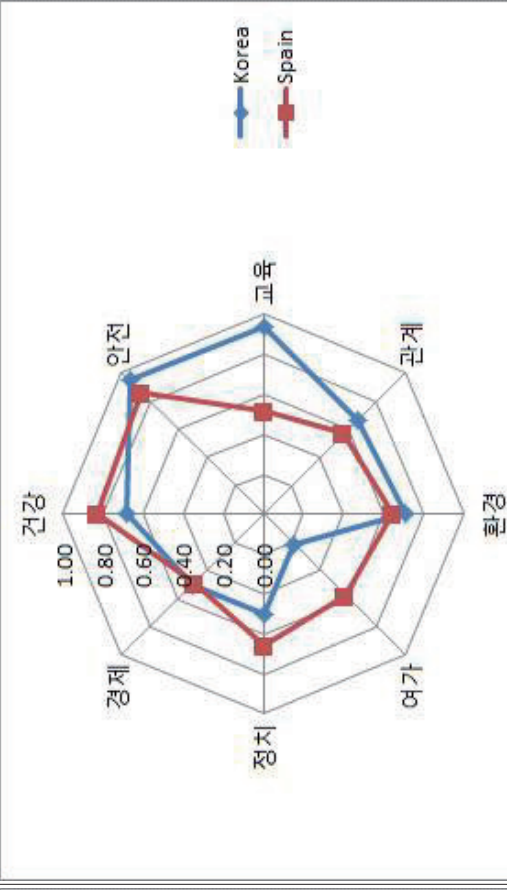
18위 : 호주



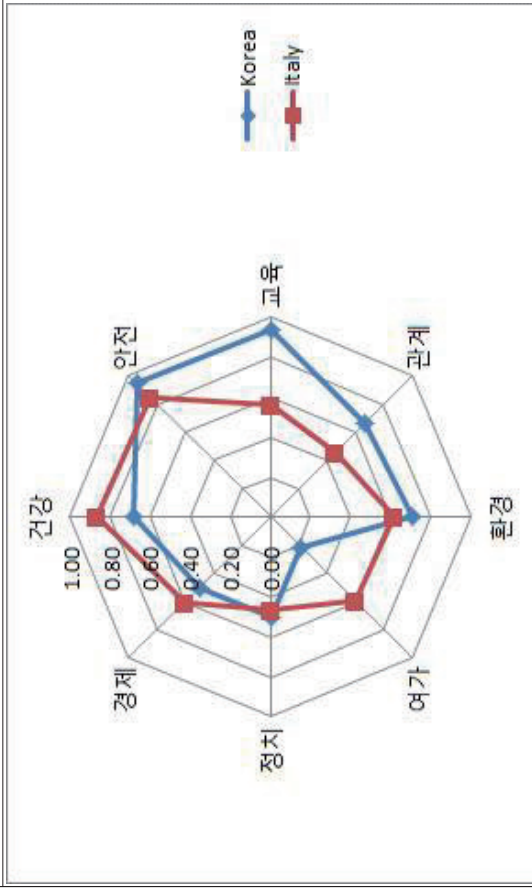
19위 : 프랑스



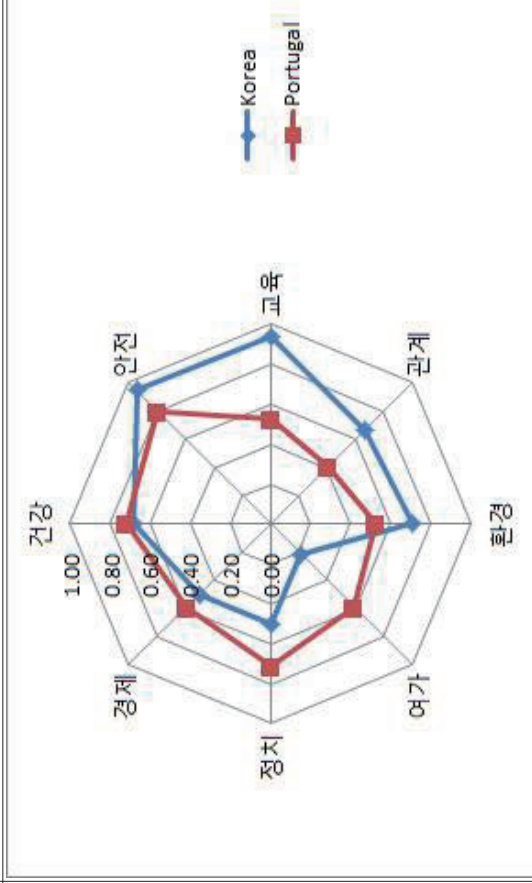
21위 : 스페인



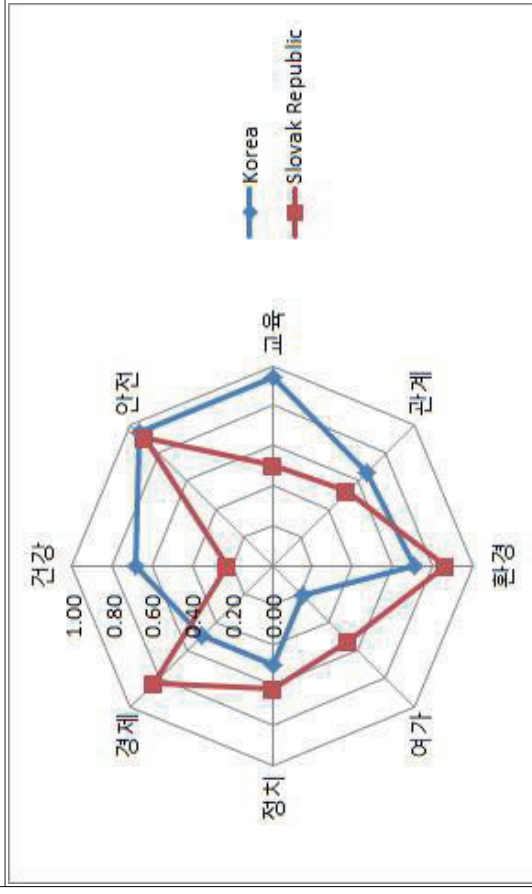
22위 : 이탈리아



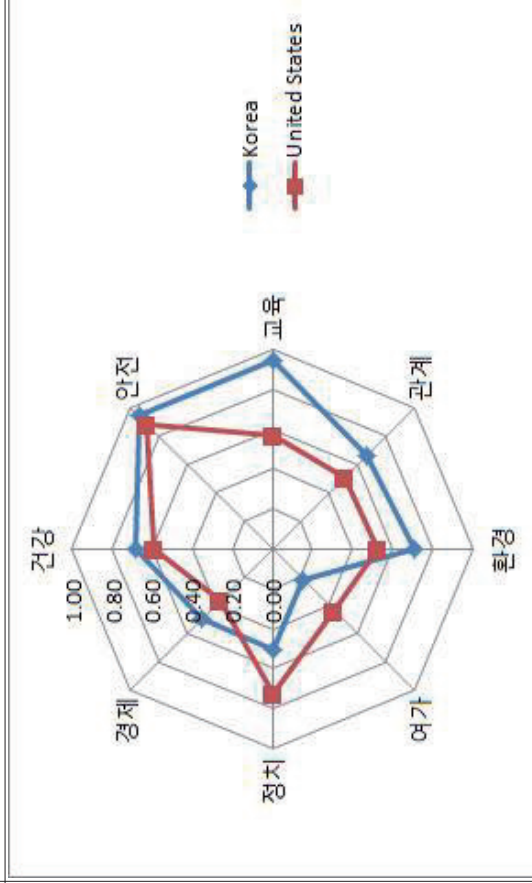
23위 : 포르투갈



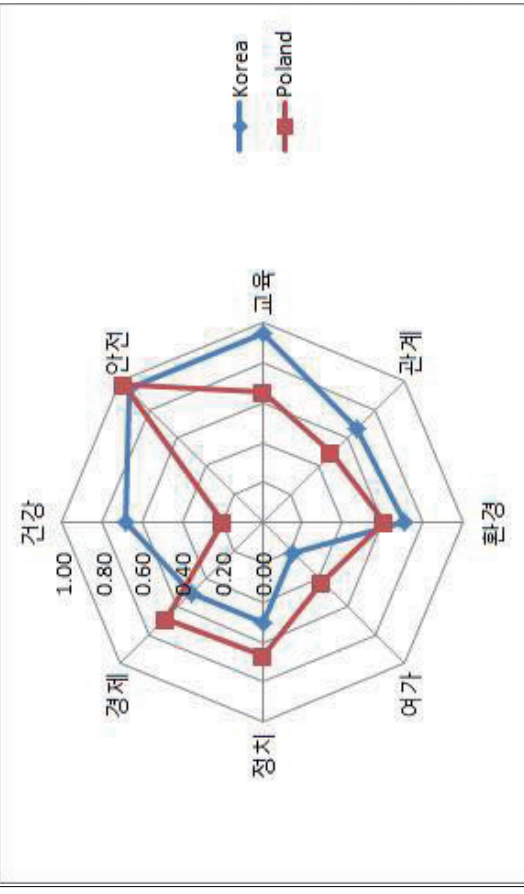
24위 : 슬로바키아



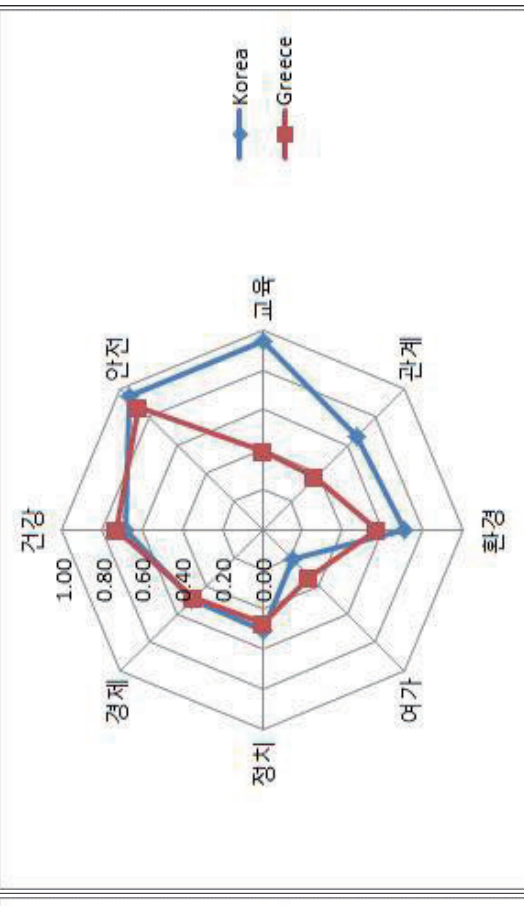
25위 : 미국



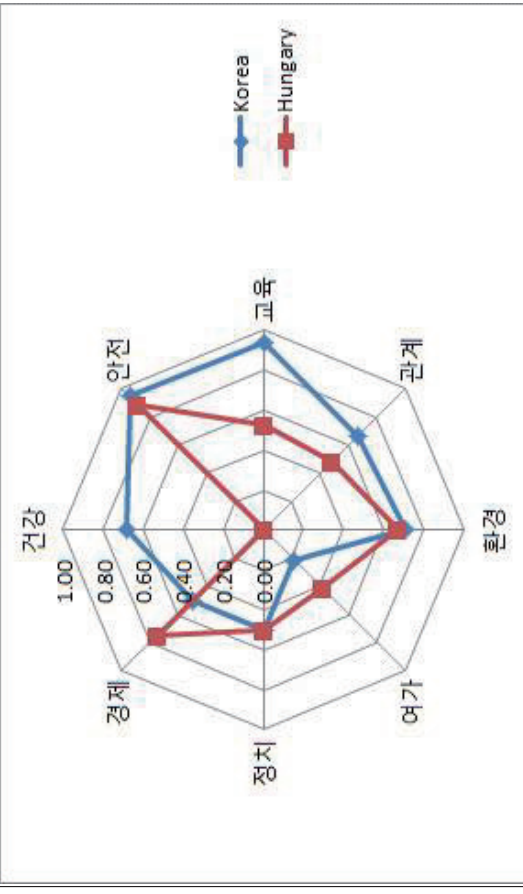
26위 : 폴란드



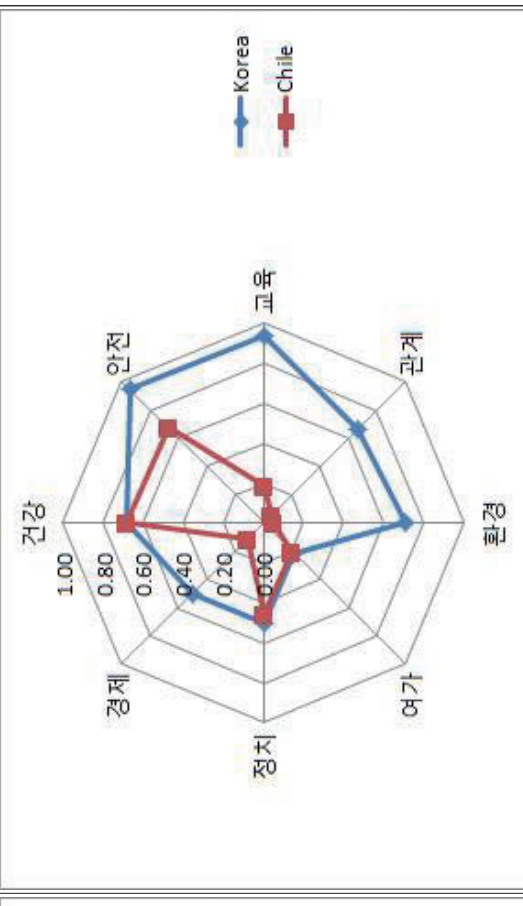
27위 : 그리스



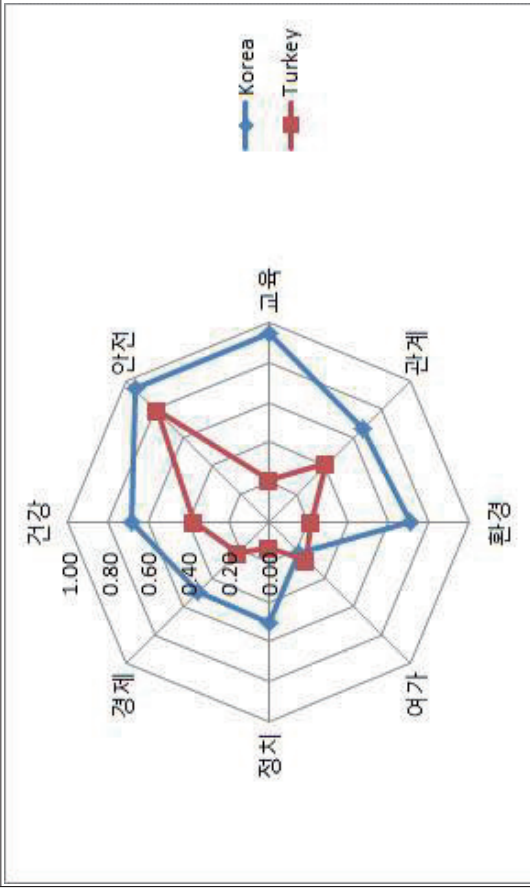
28위 : 헝가리



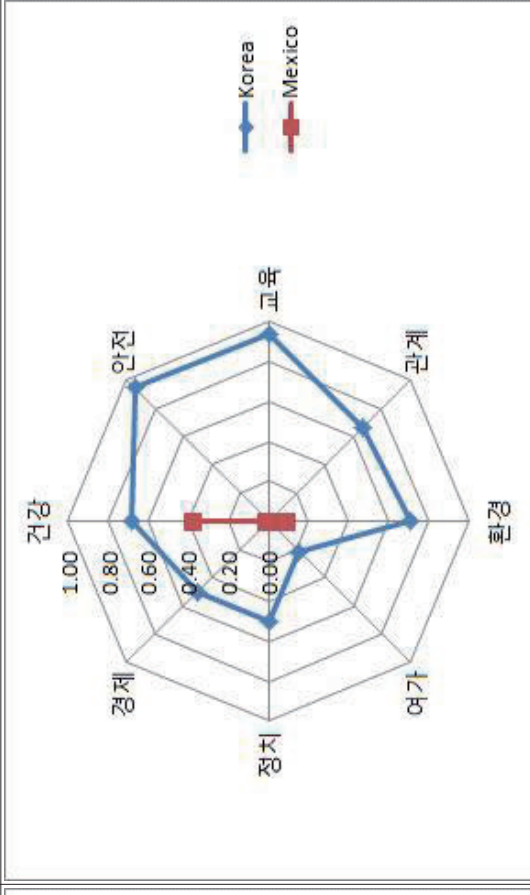
29위 : 칠레



30위 : 터키



31위 : 멕시코



[참고문헌]

- Barros, R. P., Ferreira, F. H., Molinas Vega, J., and Saavedra Chanduvi, J. 2009. Measuring Inequality of Opportunities in Latin America and the Caribbean. World Bank.
- Esping-Andersen, G. 2013. The three worlds of welfare capitalism. John Wiley & Sons.
- Rawls, J. 1971. *A Theory of Justice*. MA: Harvard University Press.
- Rawls, J. 1993. *Political Liberalism*. MA: Harvard University Press.
- Rawls, J. 2001. *Justice as Fairness: A Restatement*. MA: Harvard University Press.
- Sen, A. 1980. Equality of What. In S. McMurrin (ed.). *The Tanner Lectures of Human Values*. Salt Lake City: Univ of Utah Press
- Nussbaum, M. C. 2000. *Women and Human Development: The Capabilities Approach*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Nussbaum, M. C. 2011. *Creating Capabilities: The Human Development Approach*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- OECD. 2014. Better Life Index
- OECD. 2014. Education at a Glance
- OECD. 2011. Environmental Statistics
- 김연명. 2013. 한국 복지국가의 성격과 전망: 남부유럽복지체제와의 비교를 중심으로. 한국사회복지조사연구, 36(단일호), 27-59.
- 석현호 외. 2013. 국가주요지표 연구 I: 지표체계. 한국사회과학자료원.
- 양재진·최영준. 2014. 한국 복지국가의 진단과 개혁과제. 동향과전망, 9-50.
- 서울시. 2014. 서울서베이 도시정책지표조사
- 통계청. 2014. 경제활동인구조사
- 통계청. 2015. 2014 3/4분기 가계동향지수 중 사교육비 분석 보도자료

동그라미재단 기회균등지수연구

한국의 기회균등 : 객관적 지표와 주관적 인식의 차이, 그리고 진단

연구책임	권혁용 고려대학교 정치외교학과 교수 (hkwon@korea.ac.kr)
공동연구	강우진 경북대학교 정치외교학과 조교수 (nomadwj@gmail.com)
공동연구	은민수 경기대학교 교양학부 조교수 (ems1230@hanmail.net)
공동연구	최종호 서울대학교 아시아연구소 선임연구원 (choipd11@gmail.com)
연구보조	양서은 고려대학교 통계학과 (smyang623@gmail.com)

[연구 요약문]

I. 연구 목적 및 세부 연구 주제

○ 본 연구는 한국의 불평등과 분배정의 연구에서 상대적으로 소홀히 다루어진 기회균등(equality of opportunity)의 객관적 지표와 주관적 인식 그리고 지표와 인식 간 차이에 대한 기초적 분석을 통해 1) 한국사회의 기회균등 정도를 다층적으로 진단해보고, 2) 한국의 기회균등과 서구 민주주의 국가들의 기회균등 정도와의 국제비교 분석을 통해 한국이 처한 현실을 객관적으로 살펴보며, 3) 이를 바탕으로 한국의 기회(불)균등 문제가 어떠한 정치적, 사회적, 경제적 결과를 초래하는지에 대한 사회과학적 분석을 하는 것을 목적으로 함.

○ 본 연구는 한국사회의 기회균등이라는 문제의식을 갖고 다음의 네 가지 세부 연구주제를 설정하여 연구를 진행함. 1) 기회균등의 이론틀 2) 기회균등의 객관적 지표 3) 기회균등의 주관적 인식 4) 기회균등의 객관적 지표와 주관적 인식의 차이.

II. 기회균등의 이론틀

1. 분배 정의에 관한 철학적 논의

○ 공리주의(utilitarianism) : 바람직한 분배란 그 사회의 총체적 후생을 극대화할 수 있는 분배(Bentham, 2005). 공리주의의 핵심 개념인 후생주의는 어떤 상태의 좋고 나쁨은 그 상태와 관련된 개인들의 주관적 만족도, 즉 효용에 의해서만 설명된다는 입장. 공리주의 철학의 핵심은 구성원 전체의 효용을 중시하지만 효용은 측정이 어려울뿐만 아니라 민주사회에서 시민들이 수궁할 수 공정성(fairness)이 고려되지 않음.

○ 존 롤스(Rawls)의 정의론 : 순수한 가정상태인 무지의 장막(veil of ignorance)에서 도달한 원리가 ‘공정성으로서의 정의(justice as fairness)’. 공리주의의 후생 대신 기초재를, 집계적 효용의 극대화 대신 최소극대화원리(maximin principle)를 대상으로 설정. 제 1 원칙인 ‘평등한 자유의 원칙’은 모든 구성원의 동등한 기본적 자유를 보장하는 것이지만 부의 불평등에 의해 영향을 받을 수 있기 때문에 이를 해결하기 위해 제2의 원칙이 필요. 즉, 차등적인 사회경제적 불평등을 인정하지만 그 불평등은 거기에서 발생한 이익이 그 사회의 최대 약자인 최소 수혜자에게

최대한의 이익을 보장하는 조건에서 정당화(차등의 원칙). 또한 사회적 지위, 부의 획득 수단 등 불평등의 기회가 모든 사람에게 균등하게 개방될 때 비로소 정당화됨 (기회균등의 원칙).

○ 드워킨(Dworkin)의 기회균등론 : 드워킨에 따르면 사람의 특성(타고난 자질, 선호, 행위)은 두 가지로 구분할 수 있는데 첫 번째는 책임 요인(responsible factors)으로서 본인이 책임지는 것이 옳은 것들이고, 두 번째는 임의적 요인(arbitrary factors)으로서 본인이 책임지는 것이 옳지 않은 것들로 구분. 본인이 책임질 이유가 없는 재능(talent)이나 장애(handicap)은 당연히 균등하게 분배되어야 마땅하며, 이 때 재능이나 장애도 균등하게 배분되어야 한다는 의미는 각기 다른 상황에 처해있는 사람들이 같은 정도의 욕구를 충족시키기 위해서는 다른 양의 재화를 필요로 할 수 있음을 의미함. 롤스와 드워킨의 자원중심 접근의 장점은 공리주의가 주장하는 심리적 만족도는 측정하기 어렵지만, 제공되는 자원의 크기는 객관적으로 정확하게 측정할 수 있다는 점임

□ 센(sen) : 센(Sen)은 사람마다 소유한 자원을 인생의 목표나 복지를 실현하기 위해 활용하는 능력이 다를 수밖에 없다는 현실에 주목하여 능력강화를 강조함. 센은 인간을 동질적인 존재가 아니라 개인이 보유한 자원(소득, 장점 등)을 이용해서 복지를 성취할 수 있는 자유 혹은 능력이 서로 다를 수 있다고 인식함. 따라서 인간의 삶의 질은 기능수행능력의 수준에 의해 크게 결정되므로 정의로운 분배 대상은 롤스의 기초재와 같은 재화가 아니라 다양한 기능들의 집합인 기본적 역량(basic capability)을 분배해야 한다는 것임. 센의 주장에서 한계는 첫째, 중증장애인과 같이 능력 개선의 가능성이 현저히 낮은 사람에게 약간의 능력 증진을 위하여 막대한 자원을 투입하는 것이 과연 옳은가 하는 점이다. 둘째, 능력의 정도를 측정하는 것이 현실적으로 매우 어렵다는 점이다. 셋째, 능력달성이라는 목표 자체가 매우 모호하고 불분명하다는 점임.

2. 자원균등주의와 후생균등주의 논의들

○ 과연 ‘무엇을 평등하게 나눌 것인가’ : 이 문제는 분배정의에서 가장 중요한 대상. ‘자원’인가 ‘후생’인가, 혹은 ‘기회’인가 ‘결과’인가? 이러한 ‘평등의 측정단위’를 두고 오랫동안 많은 정치철학자들이 논쟁.

○ 자원의 평등한 분배를 이상적인 분배로 인식하는 순수 자원균등주의(naive resources egalitarianism)의 한계는 첫째, 사람들마다 저마다 ‘필요’(needs)와 ‘선호’가 상이한데 어떻게 동일한 자원을 배분하는가라는 비판. 둘째, 센의 주장처럼 사람들마다 능력에 차이가 있는데 역시 동일하게 배분하는 것은 문제가 있다

는 지적. 셋째, 개인의 책임문제에 대한 고려가 부족하다는 비판. 담배의 해악을 알면서도 계속 흡연을 고집한 사람과 태어나면서부터 선천적으로 폐암에 걸린 사람에게 동일한 의료혜택을 주어야 하는가라는 문제제기.

○ 후생균등주의자들(welfare egalitarianism)은 분배적 정의에 있어서 중요한 핵심은 자원이 아니라 구성원들이 실제 느끼는 '후생'이며, 개인들 간의 '후생'을 균등화시키는 것이 올바른 자원배분이라고 주장. 후생균등주의는 '필요'에 따른 분배라는 점에서, 그리고 개인의 '선호'와 '취향'을 반영한 평등이라는 점에서 장점이 있음. 그러나 후생균등주의의 한계는 첫째, 개인의 무지와 오판에서 비롯된 선호와 취향을 인정할 것인가의 문제. 둘째, 사람들의 선호체계 자체가 환경의 산물인 측면이 있다는 것. 셋째, '값비싼 선호'를 가진 사람들에게 더 많은 자원을 할당해야 하는데 이것이 바람직한 것인가 등임.

○ 자원균등주의와 후생균등주의 논의의 기여 : 자원균등주의와 후생균등주의자들 간 논의들은 기회균등의 공정성 원칙을 정립하는데 중요한 이론적 시사점들을 제공. 그것은 공정성 원칙을 확립함에 있어서 '개인이 책임져야 하는 부분'과 '개인이 책임질 수 없는 부분'의 구분이 얼마나 중요한 것인가에 대한 인식.

○ 우리가 고민해야 하는 것은 '자원'이나 '후생'이나 라는 형이상학적 문제들이 아니라 결과의 불평등에 있어 어느 정도가 '개인 책임'이고 어느 부분이 '환경의 책임'인지를 구분하는 것. 즉 개인의 선택과 환경의 책임, 개인적 책임과 사회적 책임을 어떻게 정립할 것인가의 문제라고 할 수 있겠음.

3. 기회균등에 대한 이론화

○ 로머(Roemer)의 기회균등은 노력의 차이가 아닌 환경의 차이로 인하여 결과에 차이가 발생한다면 이를 균등화시키는 것. 그의 기회균등 원칙은, 하나는 모든 사람들이 차별받지 않고, 동등하게 후보자격을 얻을 수 있어야 한다는 비차별(nondiscrimination)의 원칙과, 다른 하나는 개인의 전 생애주기에 걸쳐 경쟁의 조건이 동일해야 한다는 동등조건임.

○ 선진사회에서 정의(justice)에 대하여 가장 보편적으로 지지되는 개념은 바로 기회균등의 정의임. 그리고 기회균등 정책의 구체적인 방식은 경쟁조건을 균등하게 제공하는 것임. 경쟁조건이 균등화된 상태에서 각 개인들이 자신의 의지대로 최선의 노력을 실행하고, 최종 성과가 개인 노력의 차이에 기인할 경우 성과의 차이는 윤리적으로 수용 가능한 것.

○ 따라서 본 연구는 기회균등을 “개인의 노력(effort)에 의해 형성된 공과(desert)를 존중해주고, 그렇지 않은 것에 대해 책임을 묻는 것” 이라고 개념을 정의함. 개인의 의지와 상관없이 개인의 공과에 영향을 미치는 인종, 성, 부모의 사회경제적 지위, 가정환경, 유전요인, 장애 등의 환경은 개인에게 책임을 물을 수 없는 요소들이므로 제외하고, 개인적 노력여부와 정도만을 개인의 성취에 영향을 미치는, ‘개인에게 책임을 물을 수 있는 요소들’ 로 수용.

III. 기회균등의 객관적 지표

○ 앞에서 살펴본 기회균등의 이론틀을 바탕으로, 실제로 한국사회의 기회균등을 측정하고, 다른 나라와의 종적, 횡적 비교가 가능한 지표를 분석하였음.

○ 한국사회의 기회균등을 측정할 수 있는 객관적 지표로서 1) 경제적 기회의 불평등(inequality of economic opportunity) 이며, 2) 세대 간 계층이동성 혹은 임금 탄력성(intergenerational mobility or elasticity)이고, 3)) 교육 불평등(educational inequality)를 설정하였음.

1. 경제적 기회의 불평등(Inequality of economic opportunity)

○ 전세계에서 소득불평등이 증가함에 따라 많은 연구들이 개인들 간에 발생하는 경제적인 성취(achievement)에 대한 차이에 관심을 두게 됨. 2000년대에 들어서는 사회에서 개인들 사이의 경제적인 기회가 얼마나 불평등한지를 측정하는 실증적 연구들이 진행되었고, 질적으로 높은 성과를 거둠.

○ 경제적 기회불평등을 측정하는 연구중 브루노리 외(Brunori et al. 2013)는 기존 연구들에서 제시된 기회 불평등의 측정치를 종합하여 사전접근법을 통해 경제적 기회불평등(The Inequality of Economic Oppotunity; IEO) 지수를 계산함.

○ 이와 함께 경제적 기회의 불평등과 경제성장과의 관계를 조명한 페레이라 외(Ferreira et al. 2014)의 연구도 주목받음. 이 연구는 세계 각국에서 이루어진 118개 가구조사와 134개 인구, 건강조사 자료를 통해 메타데이터셋을 구성하여 42 개국을 대상으로 조사함.

2. 세대 간 계층이동성/소득탄력성

○ 본 연구팀은 두 번째 지표로 세대 간 계층이동성(intergenerational mobility)과 소득탄력성(income elasticity)을 탐색함.

○ 세대 간 계층이동성은 부모의 사회경제적 지위와 그 아이들이 어른이 되었을 때 획득하는 지위 사이의 관계를 의미함. 또한 세대 간 소득탄력성은 아버지의 소득이 1% 높아질 때, 자식의 기대소득은 몇 % 높아지는가를 측정하는 것임.

○ 계층이동성이 제한된 사회, 즉 소득탄력성이 큰 사회는 개인의 임금과 교육 그리고 직업이 그들의 부모와 강력히 연관되어 있다는 것을 의미하고 따라서 기회가 균등하게 배분되지 못한 사회임.

○ Corak(2006, 2013a 2013b)는 세대간 소득탄력성의 회귀식을 구성하고 22개국의 대상으로 세대간 소득탄력성을 계산함.

○ Corak의 연구에는 한국의 세대 간 소득탄력성이 측정되지 않음. 이에 김희삼(2009, 2015), 김민성 외(2009), 최지은 외(2011)는 KLIPS(한국노동패널조사) 데이터를 이용해 한국의 세대 간 소득탄력성을 추정함. 그러나 한국의 실정과는 다르게 매우 낮은 수준으로 계산됨.

○ 양정승(2012)은 기존 연구들이 표본 선택과 하향편의 등이 내재하고 있어 임시소득의 분산과 항상소득의 분산을 추정하여, 한국의 세대 간 소득탄력성의 추정치를 새롭게 계산하였고, 그 결과 0.37이라는 추정치를 얻음. 이를 적용하였을 때 한국은 중간 수준에 위치함.

3. 교육기회의 불평등(Inequality of educational opportunity)

○ 교육수준이 높을수록 향후 기대소득이 높아질 가능성이 높고, 부모의 교육수준이 높을수록 자식의 교육수준이 높을 가능성이 높음. 따라서 교육불평등의 정도는 기회균등을 측정하기 위한 핵심적 요소로 오래전부터 정책적 관심의 대상이 되어 왔음.

○ Ferreira and Gignoux(2011)는 시험성적에 따른 학생들의 성취에 기초한 교육 기회 불평등을 측정함. OECD PISA(OECD Programme of International Student Assessment) 시험점수의 표준편차를 교육성취로 보고, 사전 접근법을 통해 교육의 기회불평등(The Inequality of Educational Opportunity; IEO) 지수를 계산하는 방식. 2012년 한국은 일본과 비슷한 수준인 것으로 나타남.

○ 한국은 성취도가 높은 학생 집단의 비율이 OECD 평균 이상이였으며 성취도가 낮은 집단의 비율은 OECD 국가들 중에서 가장 낮은 집단에 속함. 비교적 관점에서 볼 때 높은 교육 성취를 유지하고 있음에도 불구하고 한국의 당면한 가장 중요한 도전 중의 하나는 높은 성취도 집단과 낮은 성취도 집단 간 차이가 증가하고 있다는 점임.

IV. 기회균등의 주관적 인식

1. 기회균등 주관적 인식의 국제비교

○ 국제비교는 ISSP가 2009년 실시한 Social inequality IV 조사결과를 바탕으로 분석하였음. 이를 통해 기회균등에 대한 우리 국민들의 인식을 39개국 국민들의 인식과 비교할 수 있음.

○ ‘현재 우리나라의 소득 불평등이 너무 크다(Q1)’에 대한 동의 응답률을 비교한결과 한국의 90.2%는 우리나라의 소득불평등이 크다고 생각하고 있었음. 많은 국가들이 대부분 90% 이상으로 응답하고 있음

○ ‘부유한 가족 출신이 중요하다(Q2-A)’에 대한 동의 응답률에서는 여기서 중국(85.7%)과 한국(80.8%)이 가장 높은 수준의 동의 응답률을 보인 국가였음.

○ ‘부모의 높은 학력이 중요하다(Q2-B)’에 대한 동의 응답률에서는 이 문항에서는 한국(77.4%)과 중국(95.1%) 그리고 일본(61.2%)의 인식이 아주 다르게 나타남.

○ 세대 간 계층이동성에 대한 주관적 인식을 측정할 수 있는 문항은 현재 사회적 계층 인식(Q3), 성장기 사회적 계층 인식(Q4), 아버지와 본인의 직업지위 비교(Q5) a문항임.

○ Q3(현재 사회적 계층인식)에서 한국인이 하위 5분위에 속해 있다고 응답한 비율은 74.8%여서 40개국 중 9위에 위치함. Q4(성장기 사회적 계층 인식)는 76.0%로 대만, 칠레, 사이프러스에 이어 네 번째의 순위.

○ Q5(아버지 직업과 본인의 직업지위 비교)에서 일본은 응답자 중 53%가 아버지의 지위보다 자신의 직업의 지위가 낮다고 응답하여 가장 높은 수준임. 한국은 29%를 차지하여 칠레, 터키, 이스라엘과 2위권을 형성하고 있음.

○ 교육기회 불평등에 대한 주관적 인식은 Q6-A(좋은 중고교 출신이 대학교육 기회가 많음), Q6-B(부자들만이 대학교육비용 부담), Q6-C(사회적 배경과 무관하게 대학교육의 동등한 기회)으로 그 내용을 파악할 수 있음.

○ Q6의 A 문항의 경우 한국은 52.8%의 시민이 좋은 중고교 출신만이 대학교육기회가 많다고 응답함, 이는 터키(60.8%), 중국(55.0%) 다음으로 높은 순위였음. B 문항의 경우 한국국민의 57.2%가 부자들만이 대학교육비용을 감당할 수 있다고 생각하고 있어 네 번째로 높은 수준임. Q6의 C 문항에서는 한국 국민의 57.4%가 ‘성별, 인종 혹은 사회적 배경과는 관계없이 대학에 들어갈 수 있는 기회가 동등하다’ 라고 생각하고 있었음.

2. 한국사회의 기회균등의 주관적 인식

○ 1990년부터 매 5년마다 4차에 걸쳐 진행된 <불평등과 공정성 조사>와 2009년 <한국종합사회조사>의 결과를 살펴본 결과 지난 25년동안 한국의 시민들은 대체적으로 소득과 재산에서 불평등하다고 생각하고 있음.

○ 한편, 2015년 동그라미 재단의 <기회불평등에 대한 국민인식 조사> 중 5개의 문항(사회경제적 배경 중요도, 부모의 경제수준, 부모의 학력수준, 한국사회의 기회균등 보장, 교육기회의 불평등)을 선택해 연령별, 소득수준별, 교육수준별, 취업형태별로 분석하였음.

○ 연령별로 구분하여 분석한 결과는 다음과 같음. △ 40대와 50대가 다른 연령층보다 사회경제적 배경이 개인의 노력보다 중요하다고 생각함. △ 또한 이 연령층에서 부모의 경제수준과 학력수준을 중요하게 생각하는 응답률이 높음. △ 반면, 20대 연령층에서 한국사회가 기회가 공평하게 보장되어 있지 않다고 응답한 비율이 다른 연령층보다 매우 높았음. △ 한편, 40대와 50대에서 교육기회가 불평등하다고 인식하는 비율이 높게 나타남.

○ 교육수준 별로 분석한 결과는 다음과 같음. △ 사회경제적 배경이 개인의 노력보다 중요하다 응답함. 학력이 높아질수록 사회경제적 배경이 개인의 노력보다 중요하고, 부모의 경제수준과 부모의 학력수준이 중요하다는 응답률이 높았음. △ 고등학교 이상의 학력을 가진 사람들은 비슷하게 한국사회의 기회가 공평하게 보장되어 있지 않다고 인식하고 있었음. △ 또한 학력이 높아질수록 교육 기회가 불평등하게 주어지고 있다고 인식하고 있는 것으로 나타남.

○ 소득수준 별로 분석한 결과는 다음과 같음. △ 소득수준이 높아질수록 사회경제적 배경이 성공에 더 중요하다고 응답한 비율이 높고 부모의 경제수준과 학력수준이 개인의 성공에 중요한 요인임을 인식하고 있음. △ 또한 소득하층을 제외하고는 모두 한국사회는 기회를 공평하게 보장하지 않는 것으로 인식하고 있음. △ 소득중층(중산층)부터 교육 기회가 불평등하게 주어지고 있다고 인식하는 응답률이 높아짐.

○ 취업형태별로 분석한 결과는 다음과 같음. △ 우리나라의 비정규직은 개인의 노력이 사회경제적 배경보다 더 중요하다고 응답하는 비율이 높았고, 이는 통계적으로 유의했음. 또한 부모의 경제수준과 학력수준도 중요하지 않다고 응답한 비율이 높았음. △ 그리고, 비정규직 그리고 비경제활동 인구는 다른 집단들보다 한국사회의 기회가 공평하지 않다고 응답하는 비율이 다른 집단들보다 낮음. △ 교육기회의 불평등에 대해서도 비정규직은 상대적으로 다른 집단들보다 긍정적인 태도를 보이고 있음.

IV. 객관적 지표와 주관적 인식의 차이

○ 이 절에서는 한국의 객관적 지표와 주관적 인식의 차이에 대해서 분석함.

○ **경제적 기회균등의 객관적 지표와 주관적 인식의 차이:** 세대간 세대 간 소득탄력성으로 측정된 객관적 지표와 ‘부유한 가정에서 태어나는 것이 얼마나 중요한가’에 대한 주관적 인식 간의 차이가 가장 큰 나라는 한국이었음

○ 왜 한국의 객관적 지표와 주관적 인식의 차이가 큰가를 추론해보면, 한국 사회가 기회의 균등에 있어서 비동시적인 경험들이 공존하는 사회라는 것임(비동시성의 동시성, the contemporaneity of the unctemporary). 한국사회의 기회균등 구조가 매우 빠른 속도로 불평등한 구조로 바뀌었다는 것을 의미함.

○ 이 사회의 중추인 베이비 부머(baby boomer) 세대는 빠른 경제성장을 일구어 내면서 계층상승을 경험한 세대이지만 동시에 IMF 경제 위기를 거치면서 급속하게 악화된 경제적 불평등을 순차적으로 경험했던 세대임. 이들이 자신들의 과거 성공 경험에 비추어 자식들에게 가지는 기대에 비해서 현재의 기회구조는 매우 불평등한 현실일 것임.

○ 한편 이들의 자식세대인 에코세대는 누구보다도 불평등한 기회구조를 온몸으로 경험하고 있는 세대라고 할 수 있음. 또한 한국 현대사를 관통해왔던 노령세대 또한 부족한 사회적 안전망으로 인해서 많은 수가 빈곤에 허덕이는 세대임.

○ 이러한 기회균등 구조의 비동시성의 동시성은 다른 세대의 경험이 비추어, 자신 세대의 과거 경험에 비추어 악화된 현재의 기회 균등 구조를 실제보다 훨씬 불평등하게 인식하게 만드는 거시적인 요인으로 작용하고 있다고 할 수 있음.

○ 보다 구체적인 요인은 다음과 같이 추론해볼 수 있음 △ 노동시장의 이중적 구조와 구조화된 불평등 △ 제도적 요인과 시민들의 신뢰수준 △ 강한 평등주의적 문화등이 영향을 주고 있음.

○ 첫째, 노동 시장이 열악할수록 (자신의) 노동을 통한 사회적 계층 상승이 어려워지고 해당 국가의 시민들은 객관적인 지표(세대 간 소득 탄력성)가 나타내는 것보다 경제적 배경이 중요하다고 인식할 가능성이 높음

○ 둘째, 세대 간 소득 탄력성에 영향을 줄 수 있는 제도적인 요인과 이에 대한 시민들의 신뢰 수준임. 노동시장의 불평등한 이중구조가 고착화되고 일자리의 질이 나빠지더라도 이러한 불평등을 보완할 수 있는 제도적인 장치에 대한 신뢰가 유지된다면 객관적인 지표와 주관적인 인식의 차이가 크지 않을 것임. 하지만 불평등을 완화할 수 있는 제도적 장치를 마련해야 할 정치권과 관련제도에 대한 불신이 클수록 성공을 위해서는 개인적 노력보다 가정의 경제적 배경이 더 중요하다고 인식할 가능성이 큼

○ 셋째, 한국의 강한 평등주의적 문화를 들 수 있음. 평등주의가 강할 경우 다른 사람 혹은 집단의 성공을 그들의 업적의 결과로 인정하기 보다는 연줄이나 배경이 작용한 결과로 폄하할 가능성이 큼. 평등주의가 강할 경우 한 사회의 기회 균등의 구조를 실제보다 훨씬 불평등하게 느낄 가능성이 큼

○ **교육의 기회균등의 객관적 지표와 주관적 인식의 차이:** 한국은 중등학교의 수준이 대학교육 성취에 미치는 영향에 대한 인식으로 측정된 주관적 인식과 교육적 성취로 측정된 객관적 지표와의 차이가 가장 큰 두 나라 중의 한 나라임 또한 경제적 지위와 대학교육 비용과의 관계에 대한 인식으로 측정된 주관적 인식과 객관적 지표와의 차이가 가장 큰 나라로 분석됨,

○ 한국에서 교육의 기회균등의 객관적 지표와 주관적인 인식간의 차이가 큰 이유를 추론해보면, 우선 높은 교육적 열망에 대비되는 교육의 수확체감(diminishing returns)이 크게 작용하였다고 판단됨.

○ 한국은 OECD 최고 수준의 높은 교육적 성취를 이루었고, 고등교육 이수율은

OECD 최고 수준임. 졸업정원제 이후 대학 입학 정원이 크게 늘었고, 대학설립 자율화가 이루어지면서 대학의 수가 증가한 덕분에 한국은 OECD 국가 중에서 가장 높은 수준의 대학 진학률을 기록하고 있음

○ 또한 한국의 대학들은 수직적으로 서열화되어 있음. 대학의 서열화는 단지 신입생들의 성적뿐만 아니라 대학 교육의 질과도 관련이 깊음. 상위권 대학과 하위권 대학은 대학 교육의 질을 측정하는 거의 모든 지표에서 큰 차이를 나타내고 있음.

○ 경제위기 이후 이중화된 노동시장구조와 악화된 임금 불평 속에서 대학 졸업자의 대졸자 임금 프리미엄은 과거에 비해서 대폭 약화됨. 대졸자가 일반화된 상황에서 대졸자의 임금 프리미엄의 증가는 상위 10% 대학 졸업자에서만 나타나고 있음. 더 불어 하위 20%의 대학졸업자의 경우 성별과 경력 등 다른 변수를 통제하고서도 고졸자의 평균 임금보다도 낮은 임금을 받는 것으로 나타남. 결국 대졸자의 임금 프리미엄 구조 또한 양극화 되고 있으며 대학 졸업자의 전반적인 경제적 수확은 과거에 비해서 급속히 감소하고 있음.

○ 구체적으로는 △ 높은 대학 등록금 △ 높은 대학 등록금 상승률 △ 교육에 대한 낮은 공적 지원 △ 사교육 과열과 사교육 시장의 불평등 △ 교육적 성취에 대비되는 취업률등을 들 수 있음.

VI. 정책적 함의

○ 본 연구의 가장 중요한 발견중의 하나는 한국 사회는 한국사회의 기회균등 구조의 객관적 위치에 비해서 (부정적인) 주관적 인식이 매우 높은 나라라는 사실임. 특히 한국 사회의 기회 균등 구조의 공정성 인식에 대한 세대 간 격차가 두드러졌음. 특히 한국 사회의 균등 구조에 대한 부정적인 인식은 20대에서 가장 높았음 (72.2%가 공평하지 않다고 인식).

○ 이러한 결과를 통해서 추론할 수 있는 것은 우선 청년층의 미래에 대한 희망을 복원할 수 있는 구체적인 정책적 지원과 노력이 지속되어야 한다는 점임.

○ 이러한 지원은 두 가지 방향으로 초점을 맞추어야 할 것임. 첫째, 교육에 대한 공적지원의 확충이 우선되어야 함. 예를 들어 고등학교 의무교육과 대학의 완전 무상 교육이 실시되는 것이 바람직 할 것으로 생각됨.

○ 둘째, 청년층에 초점을 맞춘 양질의 일자리 창출 정책이 시행되어야 함. 이를 위해서는 노동시장의 이중적 구조를 개선하는 노력이 먼저 이루어져야 할 것임.

○ 본 연구를 통해서 발견된 흥미로운 사실 중의 하나는 한국은 OECD 국가중에서 가장 높은 고등교육 이수율을 보이는 나라이지만 한국 국민들은 중등교육의 수준이 대학 교육 이수에 미치는 영향이 대단히 크다고 인식하고 있다는 사실임.

○ 이러한 발견의 함의는 한국인들이 낮은 보상(취업률)에도 불구하고 서열화된 대학 구조속에서 보다 높은 순위의 대학을 가기 위해서 지나친 과열경쟁과 필요이상의 지출을 감내하고 있다는 사실임.

○ 서열화된 교육구조의 개혁을 위해서는 먼저 대학의 서열을 평준화하는 노력이 필요함. 예를 들어 국립대학교 공동학위제와 같은 제도를 진지하게 모색해 볼 필요가 있음. 또한 대학교육의 공공성을 강화하기 위해서 국립교양대학 같은 제도를 시행하는 것이 필요함.

○ 한편, 동그라미 재단에서 수행한 <기회불평등에 대한 국민인식조사>에서 한국 사회에서 개인의 성취에 사회경제적 배경이 개인의 노력보다 성공에 중요하다는 인식에 가장 높은 응답률을 보인 집단은 40대(73.5%)와 50대였음.

○ 이 결과는 상당히 중요한 정책적 함의를 내포하고 있음. 한국사회의 중심축을 이루고 있는 베이비 붐 세대는 벼랑 끝에 서 있다고 해도 과언이 아님. 70-80년대 한국사회의 성장을 이끌어왔던 이 세대는 조기퇴직, 퇴직 후 준비가 안된 노후 등 열악한 조건속에서 이혼과 자살로 내몰리고 있음.

○ 베이비 붐 세대가 성공에 개인의 노력보다는 가정 배경이 압도적으로 중요하게 느끼고 있다면 이는 지난 한 세대 동안의 삶의 흔적일 가능성이 크다. 또한 이러한 인식은 연령 집단인 3~40대, 나아가 베이비 붐 세대의 자녀인 에코세대(1979-1992)에 전승될 가능성이 큼.

○ 이러한 현상의 개선을 위해서는 먼저 베이비붐 세대의 정년연장, 일자리 공유, 부분별한 해고 억제, 재취업 교육 등 다양한 일자리 정책이 시행되어야 할 것임.

○ 또한 다양한 사회안전망 확충을 통해서 베이비부머 세대와 자식세대인 에코 세대의 부담을 경감하는 노력을 기울여야 함. 더불어 또한 청년세대의 미래에 대한 부정적인 인식을 개선하기 위해서 교육격차와 노동 시장에서의 불평등한 구조를 개선하기 위한 다양한 정책적 처방들이 실행되어야 할 것임.

[목차]

I. 연구 목적 및 세부 연구 주제	1
II. 기회균등의 이론틀	2
1. 분배정의에 관한 철학적 논의	2
2. 자원균등주의와 후생균등주의 논의들	6
3. 기회균등에 관한 이론화	7
III. 기회균등의 객관적 지표	9
1. 경제적 기회의 불평등(inequality of economic opportunity)	9
2. 세대 간 계층이동성/소득탄력성(intergenerational mobility or income elasticity)	10
3. 교육기회의 불평등(inequality of educational opportunity)	13
IV. 기회균등의 주관적 인식	15
1. 기회균등 주관적 인식의 국제비교	15
2. 한국사회의 기회균등의 주관적 인식	26
V. 객관적 지표와 주관적 인식의 차이	49
1. 긍정/부정 답변 비율로 본 기회균등의 주관적 인식	49
2. 경제적 기회균등에 대한 객관적 지표와 주관적 인식의 차이	51
3. 교육의 기회균등에 대한 객관적 지표와 주관적 인식의 차이	60
VI. 정책적 함의	72
VII. 참고문헌	76

1. 연구 목적 및 세부 연구 주제

본 연구는 한국의 불평등과 분배정의 연구에서 상대적으로 소홀히 다루어진 기회균등(equality of opportunity)의 객관적 지표와 주관적 인식 그리고 지표와 인식 간 차이에 대한 기초적 분석을 통해 1) 한국사회의 기회균등 정도를 다층적으로 진단해보고, 2) 한국의 기회균등과 서구 민주주의 국가들의 기회균등 정도와의 국제비교 분석을 통해 한국이 처한 현실을 객관적으로 살펴보고, 3) 이를 바탕으로 한국의 기회(불)균등 문제가 어떠한 정치적, 사회적, 경제적 결과를 초래하는지에 대한 사회과학적 분석을 하는 것을 목적으로 한다.

본 연구는 한국사회의 기회균등이라는 문제의식을 갖고 다음의 네 가지 세부 연구주제를 설정하여 연구를 진행하였다.

1) **기회균등의 이론틀:** 기회균등과 분배정의 측면에서 기회균등의 이론적, 철학적 논의들을 살펴보고 이로부터 기회균등의 개념(concept)을 구체화하여 분석의 이론적 기반을 수립하였다.

2) **기회균등의 객관적 지표:** 본 연구는 한국사회의 기회균등을 측정할 수 있는 객관적 지표로서 다음의 세 가지를 탐색하였다.(1) 경제적 기회균등 지표(equality of economic opportunity index), (2) 세대 간 계층이동성 지표(intergenerational mobility index), (3) 교육 기회의 균등 지표(equality of educational opportunity).

3) **기회균등의 주관적 인식:** 본 연구는 국제사회조사프로그램(ISSP)의 2009년 사회불평등 IV(social inequality IV) 조사와 동그라미 재단의 기회불평등 인식조사의 분석을 통해 한국사회의 기회균등의 주관적 인식 정도를 다층적으로 진단해보았다. 이는 객관적 지표 못지않게 시민이 기회 균등 정도에 대해 어떻게 인지하고 어떤 인식을 갖느냐가 현실적으로 중요하기 때문이다.

4) **기회균등의 객관적 지표와 주관적 인식의 차이:** 세대 간 계층이동성 지표와 교육 기회의 균등의 지표를 추출하고, 주관적 인식과 비교하여 분석하였다. 한국사회에서 기회균등의 객관적 지표와 주관적 인식이 다른 나라들보다 꽤 크게 차이가 나는 상황에서 이러한 현상이 어떠한 원인에 의하여 초래되는지, 이러한 결과는 향후 어떠한 결과를 초래할 것인지에 대해 전망하였다.

본 연구를 통해 결과의 (불)평등과 기회의 (불)평등이 한국사회에 초래하는 다층적인 정치적, 사회적, 경제적 효과를 밝힐 수 있고, 궁극적으로 우리 사회에 필요한 기회균등, 사회적 및 정치적 신뢰, 정부역량, 그리고 민주주의의 질적 발전에 이바지 할 수 있을 것이다.

II. 기회균등의 이론들

1. 분배 정의에 관한 철학적 논의

평등이란 개념은 공리주의(utilitarianism)에 대한 비판을 통해 분배정의론의 중심에 놓이게 되었다. 공리주의적 정의관은 벤담의 유명한 경구, ‘최대다수의 최대행복’이란 말에 집약적으로 나타나 있다. 즉, 바람직한 분배란 그 사회의 총체적 후생을 극대화할 수 있는 분배여야 한다는 말이다(Bentham, 2005). 벤담에 의해서 체계적으로 정리되고 J.S. Mill과 F. Edgeworth를 거쳐 현대의 J. Smart나 R. Hare로 이어지는 공리주의 철학은 법질서, 정치제도 혹은 사회제도의 개혁에 많은 영향을 미쳐왔다. 예를 들자면 후생경제학이란 분야는 그 기본성격이 공리주의 철학의 경제학적 적용이라고 불려도 좋을 만큼 강한 영향을 받고 있다(이준구, 1994). 공리주의의 핵심 개념인 후생주의는 어떤 상태의 좋고 나쁨은 그 상태와 관련된 개인들의 주관적 만족도, 즉 효용에 의해서만 설명된다는 입장이다. 그러나 ‘행복’이란 쾌락을 의미하는가 아니면 욕구의 충족을 의미하는가? ‘행복감’과 ‘후생’을 어떻게 측정하고 비교할 것인가? 그리고 ‘최대다수의 최대행복을 가져오는 분배상태’란 물질적 가치가 모든 사람에게 상당히 골고루 나누어진 상태일까 아니면 소수의 수중에 독점된 상태일까? 등의 지적과 비판을 받았다(Rawls, 1971).

그럼에도 공리주의 입장에 있는 사람들이 대체로 평등한 분배에 호의적인 태도를 가지고 있다는 점은 인정해야 할 것이다. 벤담은 “모든 사람이 한 몫으로서 포함되어야 하며, 그 어느 누구도 한 몫 이상으로 썬해져서는 안된다”고 말한다. 이는 국왕, 귀족, 승려 그리고 평민은 물론 거지와 도둑까지도 모두 똑같은 한 사람으로 취급되어야 한다는 지극히 평등주의적인 생각을 함축하고 있는 말이다. 하지만 공리주의적 정의관은 매우 불균등한 분배의 상태를 정당화시켜 줄 수도 있다. 벤담 류의 단순한 공리주의는 각 개인의 효용의 합을 사회적 후생의 수준으로 보고 이를 극대화시켜 주는 분배의 상태를 지지하기 때문이다. 그럼에도 우리가 공리주의에 매력을 느끼게 되는 것은 그것이 갖는 실용성과 현실적 호소력 때문일 것이다. 분배정책의 기본지침의 평등성이나 개인의 권리 혹은 자유 같은 추상적 구호에서 찾느니보다는 사회의 후생을 증진시킨다는 좀 더 구체적이고 실질적인 목표에서 찾는 쪽이 더 큰 설득력을 가질 것이기 때문이다. 또한 공리주의자들은 사회전체의 후생을 현저히 개선시킬 수 있음에도 어느 개인의 권리가 약간 침해된다고 해서 꼭 반대해야만 하는가에 대해 이의를 제기하고 있다. 예컨대 부유층에 대한 누진적 과세를 통하여 가장 가난한 계층에게 먹을 것과 입을 것을 제공할 수 있다면 개인 권리의 침해로만 볼 것이 아니라는 주장이다. 따라서 정부의 개입을 통해서 실보다

득이 많을 경우 정부는 얼마든지 자유방임에서 벗어나 개입할 수 있다고 보는 것이다.

이와 같은 장점에도 불구하고 공리주의 철학의 핵심은 구성원 전체의 효용을 중시한다는 점에서 총계주의(aggregationism)라고 할 수 있다. 하지만 민주사회에서 시민들이 수긍할 수 있는 분배원칙은 단순한 총계개념이 아니라 공정성(fairness)일 것이다. 이러한 공정성의 차원에서 존 롤스(Rawls, 1971)는 벤담 등의 후생주의를 비판하면서 다른 평등주의관을 제시한다. 그는 자연상태와 유사한 가상의인 ‘원초적 입장’을 상정한 다음 자유와 평등을 보장하는 공정한 협동체가 유지될 수 있는 원리를 찾아내고자 하였다. 어떠한 원리가 자기에게 유리한 것인지 전혀 모르는 순수한 가정상태로서의 무지의 장막(veil of ignorance)인 원초적 입장에서 도달한 원리에 대한 합의는 공정하며 정의롭다는 주장이다. 이른바 ‘공정성으로서의 정의(justice as fairness)’를 강조한 것이다. 따라서 정의로운 사회질서란 자유롭고 평등하며 합리적으로 자기이익을 추구하는 개인들이 이성적인 논의 조건에서 만장일치로 합의할 수 있는 질서이다. 그리고 유명한 자유의 원칙, 차등의 원칙, 공정한 기회균등의 원칙을 ‘무지의 장막’에서 합의될 수 있는 정의의 원칙으로 제시한 바 있다. 그에 따르면 서로 다른 사람들이 지닌 가치관념(conception of the good)은 동일한 기준으로 비교되기에는 너무 다양하여 비교하기 어렵지만, 필수적인 사회적 기초재(social primary goods)의 양을 지수화한다면 그것은 비교 가능하다며 ‘자원주의’를 주장하였다.

롤스는 공리주의의 후생 대신 기초재를, 집계적 효용의 극대화 대신 최소극대화 원리(maximin principle)를 대상으로 설정하였다. 그 결과 원초적 입장에서 합의되는 정의의 두 원칙을 제시하는데, 제1원칙은 ‘평등한 자유의 원칙’이며, 제2원칙은 ‘차등의 원칙’과 ‘기회균등의 원칙’이다. 평등한 자유의 원칙은 모든 구성원의 동등한 기본적 자유(인간의 존엄성, 신체, 사상, 언론 및 출판의 자유 등)를 보장하고 기본적 자유는 정치사회적으로 계산이나 교환의 대상이 될 수 없다고 하였다. 그러나 제1의 원칙은 부의 불평등에 의해 영향을 받을 수 있기 때문에 이를 해결하기 위해 제2의 원칙이 필요하다. 즉 개인의 능력과 권리에 따른 차등적인 사회경제적 불평등을 인정하지만 그 불평등은 거기에서 발생한 이익이 그 사회의 최대 약자인 최소 수혜자에게 최대한의 이익을 보장하는 조건에서 정당화된다(차등의 원칙). 또한 사회적 지위, 부의 획득 수단 등 불평등의 기회가 모든 사람에게 균등하게 개방될 때 비로소 정당화될 수 있다(기회균등의 원칙). 여기서 제1원칙은 제2원칙에 우선하고 제2원칙 중 기회균등의 원칙이 차등의 원칙에 우선한다. 이는 평등한 기본적 자유가 사회경제적 이득에 의해 배제될 수 없고 차등에 앞서 기회가 균등하게 보장되어야 함을 강조한 것이다. 롤스가 전망하는 정의로운 사회는 동등한 기본적 자유를 확보한 상태에서 구성원들이 공정하고 균등한 기회를 통해 이익을 추구할 수 있어야 하며 동시에 그 결과로서 발생하는 불평등을 개선하기 위하여 반드시 분배가 실현되는 사회이다. 또한 롤스는 천부적 재능과 그 산물도 개인의

소유물이 아닌 사회의 공동자산으로 파악하였다. 천부적 재능을 보유했느냐 여부는 개인의 선택이나 노력과 무관한 운(luck)의 문제이므로 이것이 개인들의 삶의 처지를 좌우해서는 안된다는 것이다(Rawls 1971).

드워킨(Dworkin)도 롤스와 같이 후생이 아닌 자원(resource)이 평등한 분배의 대상이 되어야 한다고 주장하였다. 평등이 정치공동체의 최고의 덕목이라 간주하면서 분배적 평등을 강조한다. 드워킨은 분배적 평등을 자원과 복지의 측면으로 구분하고 복지의 평등은 정부가 사람들을 평등하게 대우하기 위해서 한 공동체의 구성원들의 복지가 가능한 동일하도록 자원을 분배하는 결과적 평등인데 비해, 자원의 평등은 구성원이 갖는 자원의 몫이 가능한 동일하도록 자원을 배분하는 수단적 혹은 과정적 평등이라고 정의한다. 그는 자원의 평등을 통해 복지의 평등을 비판하는데 핵심적 요지는 복지의 평등은 복지의 차이가 선호와 기호의 차이에서 비롯된 것인지, 육체적 혹은 정신적 능력의 차이에서 비롯된 것인지 명확히 구분하기 힘들다는 것이다. 따라서 사람들은 그들의 선호의 결과에 책임을 져야 하지만 그들의 자원에 대해서는 책임질 필요가 없다고 주장한다. 따라서 사람들에게 선택의 자유를 충분히 보장하되 자신의 선호에 대해서는 책임을 지게 하는 것을 정의의 기본원칙으로 삼고, 그러한 원칙에 기초해서 이루어지는 분배가 진정한 평등이라고 규정한다. 이러한 점에서 드워킨은 자유주의적 평등주의자라 할 수 있을 것이다(Dworkin 1981a, 1981b).

보다 구체적으로 드워킨에 따르면 사람의 특성(타고난 자질, 선호, 행위)은 두 가지로 구분할 수 있는데 첫 번째는 책임 요인(responsible factors)으로서 본인이 책임지는 것이 옳은 것들이고, 두 번째는 임의적 요인(arbitrary factors)으로서 본인이 책임지는 것이 옳지 않은 것들이다. 퇴머가 인정하듯 드워킨의 ‘책임성’과 ‘임의성’ 개념이야말로 기회균등을 정의하는데 있어 매우 중요한 열쇠가 아닐 수 없다(Dworkin 1981a, 1981b; Roemer 2002:455-456). ‘책임성’과 ‘임의성’ 관점에서 보았을 때, 본인이 책임질 이유가 없는 재능(talent)이나 장애(handicap)은 당연히 균등하게 분배되어야 마땅하며, 이 때 재능이나 장애도 균등하게 배분되어야 한다는 의미는 각기 다른 상황에 처해있는 사람들이 같은 정도의 욕구를 충족시키기 위해서는 다른 양의 재화를 필요로 할 수 있음을 의미한다(Dworkin 1981a, b). 다만 드워킨의 자원분배는 선택의 결과에 대해 전적으로 본인이 모든 책임을 스스로 부담해야 한다는 점에서 그 불충분성을 제기할 수는 있을 것이다. 어쨌든 롤스와 드워킨의 자원중심 접근의 장점은 공리주의가 주장하는 심리적 만족도는 측정하기 어렵지만, 제공되는 자원의 크기는 객관적으로 정확하게 측정할 수 있다는 점이다.

이렇게 기초재의 양을 공정한 분배의 기준으로 삼는 롤스와 드워킨의 정의론을 센(Sen)은 개인 간의 편차를 고려하지 않는 물질주의라고 비판한다. 센은 롤스의 정의론의 기여를 인정하면서도 자유와 평등의 조화 문제를 다른 각도에서 시도하는데 그 핵심 개념은 능력(capability)이다. 센은 사람마다 소유한 자원을 인생의 목

표나 복지를 실현하기 위해 활용하는 능력이 다를 수밖에 없다는 현실에 주목하였다. 따라서 자원 그 자체도 중요하겠지만 과연 자원이 사람들에게 무엇을 줄 수 있는가(what goods can do for people)를 고려하여 자원을 본인의 복지를 위해 전환시킬 수 있는 능력이 충분히 검토되어야 한다는 것이다(Sen 1984). 센은 인간을 동질적인 존재가 아니라 가치판단과 행위동기의 다양성, 개인적 사회적 특성에서도 다양성을 보이기 때문에 개인이 보유한 자원(소득, 장점 등)을 이용해서 복지를 성취할 수 있는 자유 혹은 능력이 서로 다를 수 있다고 보았다. 따라서 이러한 능력의 차이(다양성)는 기회가 균등하게 보장되었음에도 불평등한 소득을 초래하거나 균등하게 소득이 제공되었음에도 불균등한 부로 연결될 수 있다는 주장이다. 센의 입장에서 스스로 가치 있는 것을 자유롭게 선택할 수 있는 인간에게 자유와 평등의 조화를 가능하게 하는 것은 기회균등이 아니라 능력평등의 공간이다. 능력이론의 기본적 개념은 성취수단, 기능(functioning), 역량 등으로 구성된다. 먼저 성취수단은 목표성취에 필요한 자원으로 재화와 서비스의 형태를 띤다. 기능은 개인이 원하는 행동을 하거나 원하는 상태로 있는 것을 의미한다. 구체적으로 질병으로부터의 해방, 적절한 영양의 공급, 자존심의 성취, 사회일원으로서의 생활 영위 등이며 이러한 기능집합으로 구성된 것이 복지(well-being)이다. 역량은 개인들이 가치 있다고 판단하는 기능집합을 성취할 수 있는 가능성으로서 결국 자신이 가치를 부여하는 삶을 선택할 수 있는 실질적인 기회를 의미한다. 따라서 인간의 삶의 질은 기능수행능력의 수준에 의해 크게 결정되므로 정의로운 분배 대상은 롤스의 기초재와 같은 재화가 아니라 다양한 기능들의 집합인 기본적 역량(basic capability)을 분배해야 한다는 것이다(Sen 1982, 1987).

이와 같은 센의 주장은 물질(자원)이 제공하는 사용가치에 대해 ‘인간이 정신적으로 어떻게 반작용하는가’와는 무관하게 물질의 기능 그 자체가 고려의 대상이 되어야 한다는 것이다. 예컨대 사람들에게 자신이 원하는 장소로 자유롭게 이동할 수 있는 것은 중요한 기능이 이루어지기 위해서 정상인은 음식을 먹고 다리에 적절한 근력을 기르면 되지만 장애인은 다른 재화(휠체어)가 지급되어야 하기 때문에 장애인에게 더 많은 자원을 제공해야 한다는 주장이다. 이런 점에서 기능(자유로운 이동)이란 자원(음식 혹은 휠체어)과 효용의 중간단계에 위치하는 개념이라고 할 수 있을 것이다(Sen 1984, 1992). 센의 능력이론은 사람들이 보유하고 있는 자원을 넘어 개인이 가치 있다고 평가하는 목표를 추구할 수 있는 실질적인 기회를 확보한다는 점에서 보다 확장된 평등이라고 할 수 있을 것이다.

그러나 센의 주장 역시 몇 가지 점에서 한계를 갖는다. 그것은 첫째, 중증장애인과 같이 능력 개선의 가능성이 현저히 낮은 사람에게 약간의 능력 증진을 위하여 막대한 자원을 투입하는 것이 과연 옳은가 하는 점이다. 둘째, 능력의 정도를 측정하는 것이 현실적으로 매우 어렵다는 점이다. 셋째, 자원이 능력으로 전환되는 데는 개인의 의지와 태도도 매우 중요하다는 점이다. 넷째, 능력달성이라는 목표 자체가 매우 모호하고 불분명하다는 점이다. 공리주의에 대한 롤스의 비판 이후 40년

간 분배철학의 역사는 공리주의에 대한 비판과 반박의 과정이라고 해도 과언이 아닐 것이다(Cohen, 1989; Dworkin, 1981 a,b).

2. 자원균등주의와 후생균등주의 논의들

과연 ‘무엇을 평등하게 나눌 것인가’ 의 문제는 분배정의에서 가장 중요한 대상이 아닐 수 없다. ‘자원’ 인가 ‘후생’ 인가, 혹은 ‘기회’ 인가 ‘결과’ 인가? 이러한 ‘평등의 측정단위’ (the currency of equality)를 두고 오랫동안 많은 정치철학자들이 논쟁을 벌여왔다. 19세기 평등주의적 철학자들은 대체로 토지나 화폐와 같은 양도가 가능한 자원의 평등한 분배를 이상적인 분배로 인식하였다. 하지만 이와 같은 순수 자원균등주의(naive resources egalitarianism)는 몇 가지 문제점이 지적되어 왔다. 첫째, 사람들마다 저마다 ‘필요’ (needs)와 ‘선호’ 가 상이한데 어떻게 동일한 자원을 배분하는가라는 비판이다. 따라서 일정한 자원 동일하게 정상인과 장애인에 배분하는 식의 단순 자원평등적 분배는 바람직하지 않다는 주장이다. 둘째, 셴의 주장처럼 사람들마다 능력에 차이가 있는데 역시 동일하게 배분하는 것은 문제가 있다는 지적이다. 능력이 불평등하게 분포되어 있는 조건에서 아무리 자원을 평등하게 분배해도 결과는 크게 달라지지 않는다는 것이다. 셋째, 개인의 책임문제에 대한 고려가 부족하다는 비판이다. 담배의 해악을 알면서도 계속 흡연을 고집한 사람과 태어나면서부터 선천적으로 폐암에 걸린 사람에게 동일한 의료혜택을 주어야 하는가라는 문제제기이다(이우진 2012).

이러한 순수 자원균등주의에 대한 비판은 후생균등주의자들(welfare egalitarianism)에 의해 제기되었다. 이들은 분배적 정의에 있어서 중요한 핵심은 자원이 아니라 구성원들이 실제 느끼는 ‘후생’이며, 개인들 간의 ‘후생’을 균등화시키는 것이 올바른 자원배분이라고 주장한다. 후생균등주의는 ‘필요’에 따른 분배라는 점에서, 그리고 개인의 ‘선호’와 ‘취향’을 반영한 평등이라는 점에서 장점이 있다. 그러나 후생균등주의 역시 많은 문제점을 안고 있다. 첫째, 개인의 무지와 오관에서 비롯된 선호와 취향을 인정할 것인가의 문제가 있다. 대표적으로 거론되는 개념이 ‘중독적 선호’ (addictive preference)로서 지나친 흡연이나 음주, 잦은 성형수술 등은 소비하는 사람의 만족(후생)을 증대시킬지 모르지만 그 사람의 삶에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 그럼에도 담배, 술, 성형수술에 중독된 사람에게 그들이 원하는 것을 제공하는 것이 과연 옳은 것인가 하는 비판이다. 둘째, 사람들의 선호체계 자체가 환경의 산물인 측면이 있다는 것이다. 대표적인 예로 지목되는 것이 ‘값싼 취향’ (cheap taste)으로서 궁핍한 삶을 살아가는 사람들은 낮은 수준의 재화와 서비스에도 크게 만족하는 경향이 있는데, 그렇다고 이러한 값싼 취향을 근거로 적은 혜택을 주는데 그치는 것이 과연 올바른 것이냐는 비판이 제기된다. 이숍 우화에 등장하는 여우처럼 자신의 선호를 주어진 환경에 맞춰 변형시키거나

적응시킬 수 있기 때문이다. 엘스터는 이를 선호 형성의 적응성(adaptive preference formation)이라 지칭했다. 셋째, 단순 자원균등주의와 마찬가지로 후생균등주의 역시 개인의 책임 문제를 간과할 수 있다. 명품 백, 비싼 와인, 캐비어 등의 값비싼 선호(expensive taste)를 가진 사람들에게 평균적 선호를 가진 사람들의 후생수준과 동일한 후생을 기대하기 위해서는 더 많은 자원을 할당해야 하는데 이것이 바람직한 것인가 지적할 수 있다. 드워킨에 따르면 값비싼 취향을 충족시키기 위해 사회가 그를 지원해줄 필요는 없다. 왜냐하면 사회는 그 구성원에게 적절한 수준의 자원을 제공하면 소임을 다하는 것이므로 제공된 자원을 활용하여 본인의 복지를 증진시키는 일은 순전히 개인의 몫이기 때문이다(신정완 2014; Dworkin 2005: 114-128).

지금까지 검토한 자원균등주의와 후생균등주의자들 간 논의들은 기회균등의 공정성 원칙을 정립하는데 한 가지 중요한 이론적 시사점들을 제공한다. 그것은 공정성 원칙을 확립함에 있어서 ‘개인이 책임져야 하는 부분’ 과 ‘개인이 책임질 수 없는 부분’ 의 구분이 얼마나 중요한 것인가에 대한 인식이다. 즉 ‘결과’를 후생으로 측정할 것인가, ‘자원’으로 측정할 것인가 라는 논의와 상관없이 그 결과의 불평등에 있어 어느 정도가 ‘개인 책임’ 이고 어느 부분이 ‘환경의 책임’ 인지를 구분하는 것이 매우 중요하다는 점이다(이우진, 2012; Roemer, 2002:455-456). 따라서 선천적으로 장애를 갖고 있는 사람에게 장애도구를 제공하는 것은 환경 요인에 의한 불운을 보상하는 것이므로 불공정한 분배가 아니지만, 독특한 취향이나 선호를 갖고 있는 사람에게 원하는 것을 제공하지 않는 것은 결코 불공정한 분배가 아니다. 결국 자원균등주의자와 후생균등주의자들 간 논쟁에서 우리가 취할 것은 사실 ‘자원’ 이나 ‘후생’ 이나 하는 형이상학적 문제들이 아니라 개인의 선택과 환경, 개인적 책임과 사회적 책임을 어떻게 정립할 것인가의 문제라고 할 수 있겠다. 그리고 양자 간 논쟁은 이론적 논의의 중심을 ‘기회의 균등’ 으로 이동시키는 가교역할을 하는 것이기도 하다. 본 연구에서 전제하는 기회균등에 대한 이론화를 시도하기 전에 먼저 기회균등에 대한 개념을 명확히 정의할 필요가 있다.

3. 기회균등에 대한 이론화

자원균등주의와 후생균등주의의 논쟁은 기회균등의 이론화를 시도하는 밑거름이 되었다. 대표적인 학자는 로머(Roemer 1998)와 코헨(Cohen 1989) 그리고 루카스(Lucas 1995)등이다. 특히 로머(Roemer 1998)는 기회균등을 목표달성의 기회를 평등하게 제공하는 것으로 정의하였다. 여기서 목표(objectives)는 일생동안 벌어들이는 소득가치의 기대(expected present value of lifetime income)이며, 개인들의 목표달성은 크게 환경, 노력, 정책이라는 3가지의 영향을 받는 것으로 파악하였다. 즉 개인들의 성과는 결국 환경, 노력, 정책의 결과라는 것이다. 여기서 환경은 개인의 목표달성에 영향을 미치지만 정작 그 개인이 통제할 수 없는, 따라서 그 책임

도 물을 수 없는 사회적, 유전적, 생물학적 조건들이다. 노력은 개인에게 책임을 물을 수 있는 행위들의 총합으로서 환경과 함께 그가 달성하고자 하는 목표의 가치를 결정한다. 정책은 환경의 차이로 인한 개인들 간 사회경제적 성과의 차이를 보정하기 위한 수단이다. 퇴머의 기회균등(equal-opportunity)은 노력의 차이가 아닌 환경의 차이로 인하여 결과에 차이가 발생한다면 이를 균등화시키는 것이다(Roemer 1998, 2002: 455-456; Roemer et al. 2003: 540-542).

퇴머에 따르면 기회 균등은 두 가지 의미를 지닌다. 하나는 비차별(nondiscrimination)의 원칙으로, 사회적 지위를 향한 경쟁에서 해당 지위가 요구하는 특성을 갖고 있는 모든 사람들은 차별받지 않고, 동등하게 후보자격을 얻을 수 있어야 한다는 것이다. 다른 하나는 동등한 조건에서 경쟁(level the playing field)해야 한다는 것이다. 이는 개인의 전 생애주기에 걸쳐 경쟁의 조건이 동일해야 한다는 것을 의미한다. 실제로 첫번째 원칙만으로 실질적인 평등을 보장하지 못하는 경우가 많기 때문에, 현실적으로 추가적인 보상 방법이 모색되어 왔다.

이와 관련하여 루카스(Lucas 1995)는 기회균등이란 개념에는 두 개의 중요한 의미가 존재한다고 하면서 개인이 가진 자질(merit)과 행동에 의한 공과(desert)를 구분하고자 하였다. 루카스에 따르면 첫 번째 기회균등은 일이나 직무 할당에 있어 개인의 자질이 기준이 되어야 한다는 자질주의(meritocracy) 입장이고, 두 번째 기회균등은 행동의 공과(노력 정도)에 기반하여 적절한 보상과 불이익을 주어야 한다는 입장이다. 문제는 개인이 보여주는 현재화된 능력에는 개인의 노력에 의해 형성된 것도 있지만 그렇지 않고 태어날 때부터 타고난 자질 덕분에 형성되는 경우도 있다는 점이다. 이 두 요소의 차이를 무시하는 것이 기회의 평등은 아니다. 이와 반대로 결과의 평등이란 개인의 노력과 선택이 결과에 미친 영향을 감안하지 않고 최종적으로 향유하는 자원(또는 후생)의 크기를 균등하게 분배해야 한다는 주장이다(Lucas 1995; 이우진 2012).

선진사회에서 정의(justice)에 대하여 가장 보편적으로 지지되는 개념은 바로 기회균등의 정의일 것이다. 그리고 기회균등정책의 구체적인 방식은 경쟁조건을 균등하게 제공하는 것이다. 경쟁조건이 균등화된 상태에서 각 개인들이 자신의 의지대로 최선의 노력을 실행하고, 최종 성과가 개인 노력의 차이에 기인할 경우 성과의 차이는 윤리적으로 수용가능한 것이다. 따라서 본 연구는 기회균등을 “개인의 노력(effort)에 의해 형성된 공과(desert)를 존중해주고, 그렇지 않은 것에 대해 책임을 묻는 것” 이라고 개념 정의한다. 개인의 의지와 상관없이 개인의 공과에 영향을 미치는 인종, 성, 부모의 사회경제적 지위, 가정환경, 유전요인, 장애 등의 환경은 개인에게 책임을 물을 수 없는 요소들이므로 제외하고, 개인적 노력여부와 정도만을 개인의 성취에 영향을 미치는, ‘개인에게 책임을 물을 수 있는 요소들’로 수용한다.

Ⅲ. 기회균등의 객관적 지표

본 연구진은 앞서 살펴본 기회균등의 이론틀을 바탕으로, 실제로 한국사회의 기회균등을 측정하고, 다른 나라와의 종적, 횡적 비교가 가능한 지표를 분석하였다. 본 연구진은 한국사회의 기회균등을 측정할 수 있는 객관적 지표로서 다음의 세 가지에 주목하였다. 첫째는 경제적 기회의 불평등(inequality of economic opportunity)이며, 둘째는 세대 간 계층이동성 혹은 임금 탄력성(intergenerational mobility or elasticity)이고, 셋째는 교육 불평등(educational inequality)이다.

1. 경제적 기회의 불평등(Inequality of economic opportunity)

소득불평등이 증가함에 따라 많은 연구들이 개인들 간에 발생하는 경제적인 성취(achievement)에 대한 차이에 관심을 두게 되었고, 소득불평등과 함께 기회균등에 대한 논의 역시 1990년대 후반에서부터 활발해졌다. 2000년대에 들어서는 사회에서 개인들 사이의 경제적인 기회가 얼마나 불평등한지를 측정하는 실증적 연구들이 진행되었고, 질적으로 높은 성과를 거두기도 했다(Checchi and Peragine 2010; Ferreira and Gignoux 2011; Fleurbaey and Peragine 2009).

기회균등을 측정하기 위한 많은 연구들은 사회구성원들의 결과(outcomes)를 야기하는 것은 개인이 책임을 질 수 있는 노력(efforts)과 개인이 책임을 질 수 없는 환경(circumstances)으로 구성된다는 것을 기본 아이디어로 하고 있다(Roemer, 1998). 이 중 환경은 개인의 의지와 상관없이 개인의 외부에서 주어져서 개인의 사회경제적 성취에 중요한 영향을 미치는 제반요소들이기 때문에 기회균등 이론은 환경에 의해 만들어지는 불평등은 원칙적으로 불공정(unfair)하고, 따라서 제거되어야 할 것으로 본다.

최근 경제적 기회불평등을 측정하는 데 있어서 가장 주목을 받는 연구는 브루노리 외(Brunori et al. 2013)의 연구이다. 이 연구는 기존 연구들에서 제시된 기회불평등의 측정치를 종합하여 사전접근법을 통해 경제적 기회불평등(The Inequality of Economic Opportunity; IEO) 지수를 계산하였다. 특히 경제적 기회불평등 지수를 수준지수(IEO-L)와 비율지수(IEO-R)로 구분하고, 41개국을 조사한 국가 간 데이터에서 얻어진 메타 데이터셋(meta dataset)을 통해 횡적 국가 간 비교분석을 수행하였다. 또한 도출된 지수와 1인당 생산, 소득불평등(Gini coefficient), 세대 간 계층이동성(intergenerational mobility)과의 상관관계를 밝혔다. 이 연구가 주목받는 이유는 기회의 불평등을 사전접근법을 통해 측정한 기존연구 8개의 데이터를 종합해 가구당 소득차이 등 경제적 결과변수에 대해 부모의 교육수준, 부모의 직업, 성(gender), 인종, 종족(ethnicity), 국적, 도시/농촌 거주여부, 출생지 등의 환경변수가 미치는 영향을 살펴보았기 때문이다. 사전접근법을 간략히 설명하면 다음과

같다. 개인의 환경이 제시되면, 개인의 환경을 구성하는 변수들의 벡터에 의해 개인들이 속하는 유형(types)을 분류할 수 있다. 이 유형들은 유한(finite)하고, 각각의 유형에 충분히 많은 수의 개인이 포함될 수 있도록 환경벡터들이 정의된다. 각 유형은 동일한 환경을 가진 그룹 혹은 집단(set)으로 구분된다. 사전접근은 개인의 환경적 요인이 경제적 성취에 미치는 영향을 고려하기 때문에, 집단들의 경제적 성취의 분포에서 나타난 차이가 바로 기회의 불평등을 나타내게 되는 것이다.

경제적 기회의 불평등과 경제성장과의 관계를 조명한 페레이라 외(Ferreira et al. 2014)의 연구 역시 주목받았다. 특히 이 연구는 세계 각국에서 이루어진 118개 가구조사와 134개 인구, 건강조사 자료를 통해 메타데이터셋을 구성하여 분석한다. 이 연구에서는 42개국을 대상으로 조사하였는데, 개인의 경제적인 결과를 나타내는 지표로 일인당 순가계소득(net household income per capita)과 일인당 가계지출(household expenditure per capita)을 사용하였고, 5년마다의 1인당 GNI 증가율 등 경제성장 관련 변수와 Gini 계수와 같은 불평등 지수와 관계성을 밝혔다. 이 같은 사전접근법을 통한 경제적 기회불평등 지표는 적어도 개인의 ‘경제적’ 결과에 개인의 책임이 뒤따르지 않는 환경변수의 영향을 살펴보았다는 점이다.

2. 세대 간 계층이동성/소득탄력성(Intergenerational mobility or income elasticity)

본 연구팀은 우리 사회의 기회균등을 측정하는 두 번째 지표로 세대 간 계층이동성(intergenerational mobility)과 소득탄력성(income elasticity)을 탐색하였다. 세대 간 계층이동성은 부모의 사회경제적 지위와 그 아이들이 어른이 되었을 때 획득하는 지위 사이의 관계를 의미한다(OECD 2010; Corak 2006; 2013, Krueger 2012). 또한 세대 간 소득탄력성(intergenerational income elasticity)은 아버지의 소득이 1% 높아질 때, 자식의 기대소득은 몇 % 높아지는가를 측정하는 것이라 할 수 있다. 계층이동성이 제한된 사회, 즉 소득탄력성이 큰 사회는 개인의 임금과 교육 그리고 직업이 그들의 부모와 강력히 연관되어 있다는 것을 의미하고 따라서 기회가 균등하게 배분되지 못한 사회이다. 최근 OECD 보고서에 제시되어 있듯이, 이동성이 제한된 사회는 인간의 기술을 잘못 배분하거나 낭비하게 되고, 이러한 기회균등의 부재는 동기, 노력, 그리고 궁극적으로 시민들의 생산성에 부정적 영향을 주며, 경제의 성장잠재력과 효율성에 부정적 영향을 줄 수 있다(OECD 2010). <표 3-1>은 세대간 소득탄력성의 회귀식이다.

<표 3-1> 세대 간 소득탄력성의 추정식

$$\ln Y_{k,i} = \alpha + \beta \ln Y_{p,i} + \gamma_m \sum_{m=1}^M Controls_{k,p,i} + \epsilon_{k,i}$$

$Y_{k,i}$ = 자녀 i의 경제적 성취(임금, 소득) $Y_{p,i}$ = 자녀 i의 부모의 이전 시기의 경제적 성취

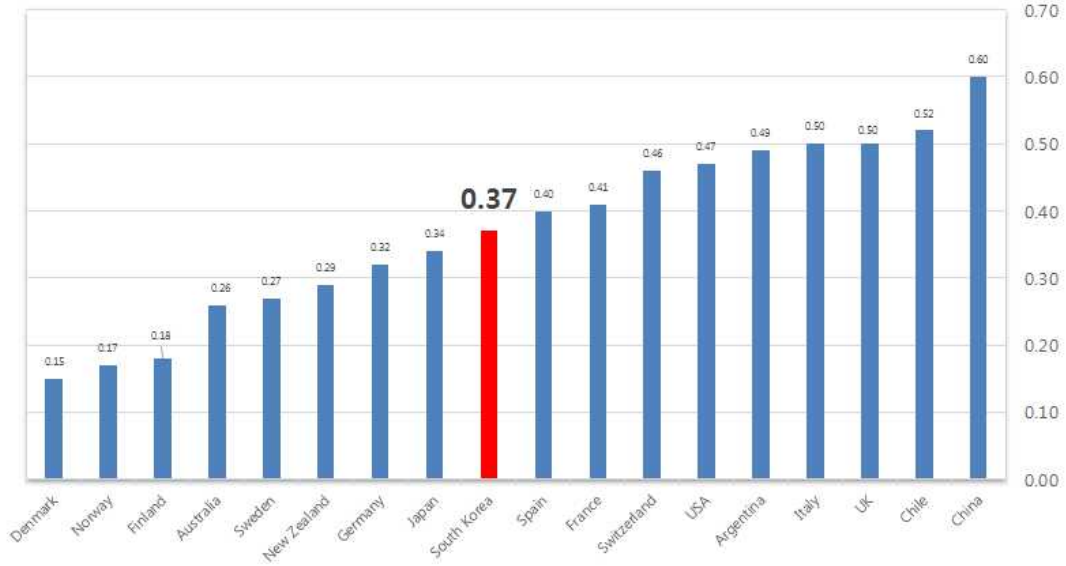
출처: Corak (2006, 2013a)

여기에서 $Y_{k,i}$ 는 자녀 i의 경제적 성취(임금, 소득) 변수, $Y_{p,i}$ 는 자녀 i의 부모의 이전 시기의 경제적 성취 변수이다. 개인의 경제적 성취에 영향을 미칠 수 있는 변수들을 통제변수로 포함시킨다. 회귀계수 β 의 추정치가 세대간 소득탄력성을 나타낸다. 이에 대한 해석은 부모의 경제적 성취가 한 단위 높은 것이 자녀의 경제적 성취의 증감에 미치는 효과를 나타내는 것으로 본다. β 추정치의 값이 높을수록 부모의 경제적 성취가 자녀의 그것에 더 많은 효과를 갖는 것이고, 세대 간 소득탄력성이 높은 것이며, 이는 세대간 계층이동성이 낮다는 것을 의미한다.

Corak(2006, 2013a, 2013b)은 서구 선진민주주의 국가(미국, 영국, 프랑스, 독일 등)와 남미(브라질, 아르헨티나 등), 아시아(파키스탄, 싱가포르 등) 22개국을 대상으로 조사하였다(그림 <3-1> 참조). 그러나 Corak의 연구에는 데이터의 부족으로 한국의 세대 간 이동성이 측정되지 않았기 때문에 몇몇 학자들을 중심으로 한국의 세대 간 이동성을 측정하려는 시도가 있었다. 김희삼(2009, 2015)은 한국노동패널조사(KLIPS)의 1차년도(1998년)부터 10차년도(2007년) 자료를 통해 세대 간 소득탄력성을 추정하였다. 그가 추정한 한국의 세대 간 소득탄력성은 0.195이다.¹⁾ 김민성 외(2009) 역시 KLIPS 데이터를 통해 추정하였는데, 1998년 이후 5개년의 임금을 평균한 값을 사용하였을 때 0.213으로 추정하였다. 최지은 외(2011)는 KLIPS 데이터 1차부터 11차까지 사용하였을 때 월평균 근로소득에 대하여 0.13의 추정치를 얻었다. 이 연구들이 측정한 한국의 세대 간 소득탄력성의 추정치는 한국의 실정과는 다르게 매우 낮은 수준이라고 할 수 있다. 즉, Corak의 추정치와 비교하였을 때 북유럽 국가들인 덴마크(0.13), 노르웨이(0.18), 핀란드(0.19)와 비슷한 수준이다. 이에 양정승(2012)은 기존 연구들의 측정치가 표본 선택의 문제와 하향편의(attenuation bias)등이 내재하고 있음을 인식하고, 임시소득의 분산과 항상소득의 분산을 추정하여, 한국의 세대 간 소득탄력성의 추정치를 새롭게 계산하였다, 그 결과 0.37이라는 추정치를 얻을 수 있었다. <그림 3-1>은 Corak(2013b)과 양정승(2012)이 추정한 세대 간 계층이동성의 국제비교를 보여준다(18개국). 한국은 여기서 중간 수준에 위치해 있다.

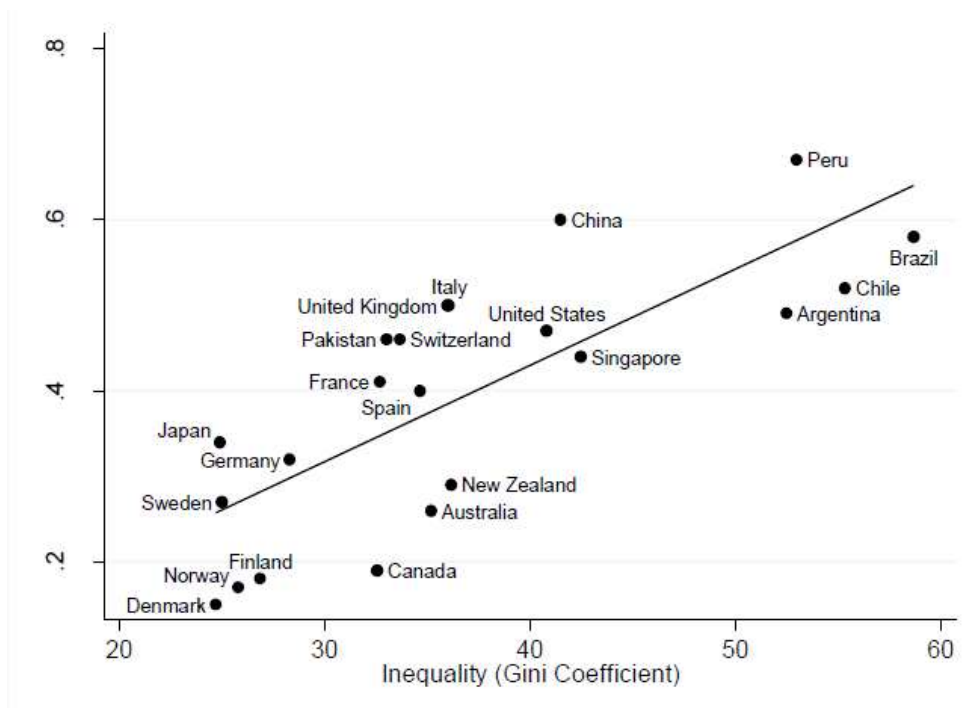
1) 김희삼(2009)은 세대 간 소득탄력성을 월평균 임금, 월평균 소득, 연간 가구소득, 순 가구자산을 경제적 변수로 사용하였다.

<그림 3-1> 세대 간 계층이동성의 국제비교



출처: Corak(2013b), 양정승(2012).

<그림 3-2> 위대한 개츠비 곡선: 소득불평등(GINI)과 세대 간 계층이동성



출처: Corak(2013b).

세대 간 이동성과 빈부격차와의 관계는 ‘위대한 개츠비’ 커브(great Gatsby curve)라고 정의된다(Corak 2006, 2013a, 2013b). 위대한 개츠비 커브는 횡축에 불평등을 나타내는 Gini 계수와, 종축에 세대간 탄력성지수를 놓았을 때 양(+)의 상관관계를 나타내는 곡선이다. <그림 3-2>가 보여주듯이, 소득불평등과 세대 간 계층이동성의 상관관계는 매우 뚜렷하게 나타난다. 소득불평등이 낮은 노르딕 국가들에 비해 영국과 미국, 일본 등 소득불평등이 높은 나라들에서 계층이동성의 정도는 훨씬 낮은 것으로 나타난다. 경제적 불평등 정도가 심하면 심할수록 부모의 부가 자식에게 그대로 이어질 가능성(세대 간 수입탄력성)이 높다. 즉, 경제적 불평등이 심할수록 사회경제적인 세대 간 계층이동(intergenerational mobility)을 어렵게 만든다는 것이다. 본 연구는 V장에서 양정승(2012)이 추정한 한국의 세대간 한국의 세대간 소득탄력성 추정치를 한국의 세대 간 소득탄력성으로 판단하고 이를 한국의 주관적 인식과 비교해보고자 한다.

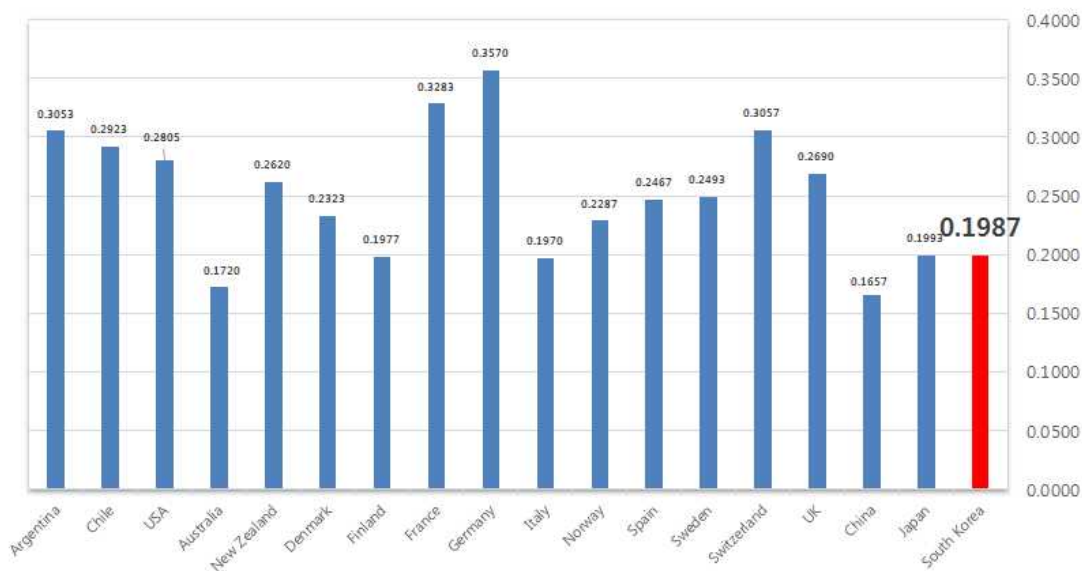
3. 교육기회의 불평등(Inequality of educational opportunity)

교육은 소득의 강력한 예측변수(predictor)라고 할 수 있다(Ferreira and Gignoux 2011). 즉, 교육수준이 높을수록 향후 기대소득이 높아질 가능성이 높고, 부모의 교육수준이 높을수록 자식의 교육수준이 높을 가능성이 높다. 따라서 교육 불평등의 정도는 기회균등을 측정하기 위한 핵심적 요소로 선진국이나 개발도상국들 모두에게 오래전부터 정책적 관심의 대상이 되어 왔다. 구체적으로 교육의 성취(achievement)는 최소한 개인의 기능과 능력을 활발하게 할 수 있는 기본적인 투입(input)으로 간주되기도 하였고(Sen 1984), 교육의 성취와 소득불평등이 시간과 공간을 넘어 상관관계가 있다는 연구도 발표되었으며(Blau and Kahn 2005; Bedard and Ferrall 2003), 나아가 교육성취가 건강불평등과 정치참여의 불평등 등 다양한 층위와 차원에서 불평등을 야기한다는 주장도 제기되었다.

공정성과 사회정의의 차원에서도 교육의 공정한 분배, 즉 양질의 교육을 받을 기회의 분배는 꾸준히 관심의 대상이 되어 왔다. 그리고 공정한 교육기회에 대한 관심은 어떤 가족 배경과 어떠한 개인적 특성이 각 개인의 교육의 결과를 결정하는지에 대한 관심으로 이어졌다. 이와 관련하여 최근 Ferreira and Gignoux(2011)는 시험 성적에 따른 학생들의 성취에 기초한 교육기회 불평등을 측정하는 방법을 연구하였다. 이들은 교육불평등과 관련되는 교육성취(educational achievement)와 교육 기회(educational opportunity)의 불평등을 측정하였는데, 측정방식은 2006년에 OECD 국가들을 대상으로 실시된 PISA(OECD Programme of International Student Assessment) 시험점수의 표준편차를 교육성취로 보고, 사전 접근법을 통해 교육의 기회불평등(The Inequality of Educational Opportunity; IEo) 지수를 계산하는 방식이었다. 교육기회 불평등의 영향을 미치는 환경변수는 아버지와 어머니의 교육, 아버지의 직업, 언어, 이민자 지위, 가정 내 책에 대한 접근성, 문화아이템, 학교

의 위치 등이다. 이를 통해 두 측정치는 57개국 연구가 진행되었고, 한국의 사례도 포함되었다. 그동안 한국의 교육 성취는 OECD 국가 중에서 가장 높은 집단으로 분류되어 왔다. <그림 3-3>은 18개국의 PISA 시험점수 표준편차의 그래프이다. 한국은 일본과 비슷한 수준에서 형성되어 있는 것으로 나타났다.

<그림 3-3> 교육기회의 불평등의 객관적 지표 (PISA 시험점수의 표준편차)



출처: OECD(2012b).

표준편차의 비교만 가지고는 정확한 한국의 교육기회 불평등을 포착하기 어렵다. 좀 더 자세히 살펴보면, 2009년 조사에서 시험점수의 성취도가 높은 집단과 낮은 집단들의 성취도를 비교해보면, 한국은 성취도가 높은 학생 집단의 비율이 OECD 평균 이상이었으며 성취도가 낮은 집단의 비율은 OECD 국가들 중에서 가장 낮은 집단에 속했다. 비교적 관점에서 볼 때 높은 교육 성취를 유지하고 있음에도 불구하고 한국의 당면한 가장 중요한 도전중의 하나는 높은 성취도 집단과 낮은 성취도 집단 간 차이가 증가하고 있다는 점을 알 수 있다(OECD 2012).

IV. 기회균등의 주관적 인식

이 절에서는 객관적 지표 탐색에 더하여 미시적 수준에서 주관적인 인식을 함께 분석한다. 이를 통하여 한국 사회의 거시적 지표가 나타내는 기회균등의 수준과 국민들이 “인식하는”(perceived) 기회균등의 수준의 차이를 분석할 수 있다. 또한 한국 사회의 객관적 지표와 주관적 인식의 차이를 다른 나라에 존재하고 있는 차이와 비교함으로써 한국 사회의 기회 균등 현황에 대해 자세히 살펴볼 수 있을 것이다.

1. 기회균등 주관적 인식의 국제비교

1) 경제적 기회균등의 주관적 인식의 국제비교

앞서 서술했듯이 본 연구가 중심으로 관찰하고자 하는 영역은 첫째는 경제적 기회의 불평등이며, 둘째는 세대 간 계층 이동성 혹은 소득탄력성(intergenerational mobility or elasticity)이고, 셋째는 교육 불평등(educational inequality)이다. 우선 ISSP의 데이터(1999년과 2009년)에 기반을 두어 기회균등의 세 가지 중심 영역에 대한 개인적 수준의 인식을 측정할 수 있다. 이를 통하여 한국 사회의 기회균등에 대한 우리 국민들의 인식을 다양한 국가(39개국) 국민들의 인식과 비교 분석할 수 있다. 아쉽게도 1999년 조사에는 한국이 포함되지 않았지만 다른 나라들의 종단적 흐름을 분석함으로써 한국 사례의 분석에 대한 준거 자료로 삼을 수 있다. 우선 첫 번째로 ISSP 2009년 조사에서 경제적 기회의 균등에 대한 주관적 인식은 <표 3-1>의 문항들에 근거하여 측정될 수 있다.

<표 4-1> 경제적 기회균등에 대한 주관적 인식 문항(ISSP 2009)

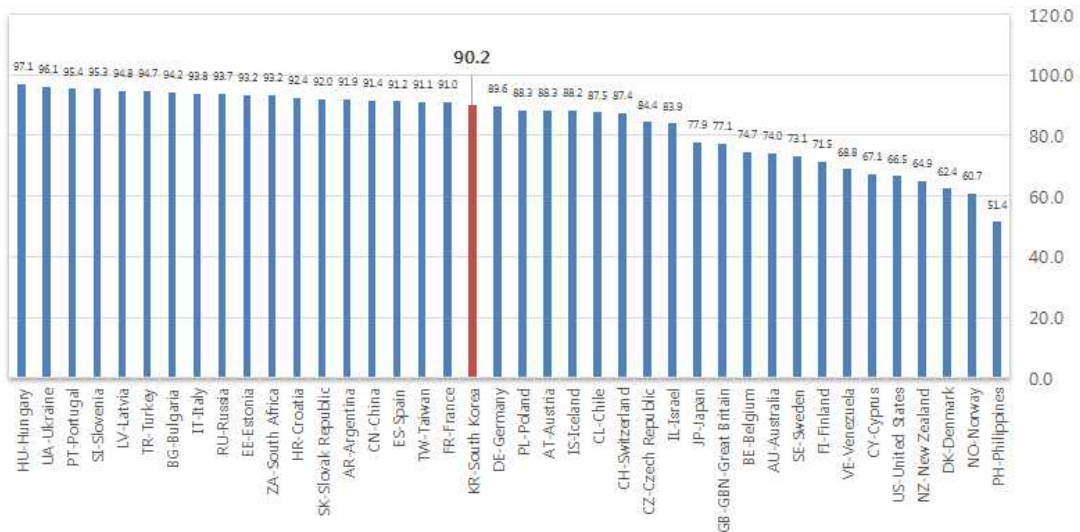
문항구분	문항내용	조사년도
경제적 기회균등 Q1	Q1. To what extent do you agree or disagree with the following statements? A. Differences in income in <country> are too large. 현재 우리나라의 소득 불평등이 너무 크다. 1) Strongly agree(매우 동의) 2) Agree (동의) 3) Neither agree nor disagree(동의하지도 않고 반대하지도 않음) 4) Disagree(반대) 5) Strongly Disagree (매우 반대) 6) Can' t Choose	ISSP 2009
경제적	Q2. Please tick one box for each of these to show	ISSP

<p>기회의 불평등 Q2.</p>	<p>how important you think it is for getting ahead in life...</p> <p>삶에서 앞서 나가기 위해서...</p> <p>A. ... how important is coming from a wealthy family? 부유한 가족 출신이라는 것이 얼마나 중요한가?</p> <p>B. ... how important is having well-educated parents? 부모의 높은 학력이 얼마나 중요한가?</p> <p>1) Essential(핵심적) 2) Very Important (매우 중요) 3) Fairly Important(중요) 4) Not Very Important (별로 중요하지 않음) 5) Not Important at all (전혀 중요하지 않음) 6) Can't Choose</p>	<p>2009</p>
--------------------	--	-------------

출처: ISSP Social Inequality IV(2009).

<그림 4-1>은 문항 Q1의 국제비교를 보여주고 있다. 우선 문항 Q1의 경우 한국의 90.2%는 우리나라의 소득불평등이 높다고 생각하는 것으로 나타났다. 노르웨이와 덴마크가 60%대로 낮은 수준을 보였지만, 많은 국가들이 대부분 90% 이상으로 응답하고 있어 실제로 전 세계 대부분의 국가에서 소득불평등이 만연해 있다고 인식하는 것으로 나타났다.

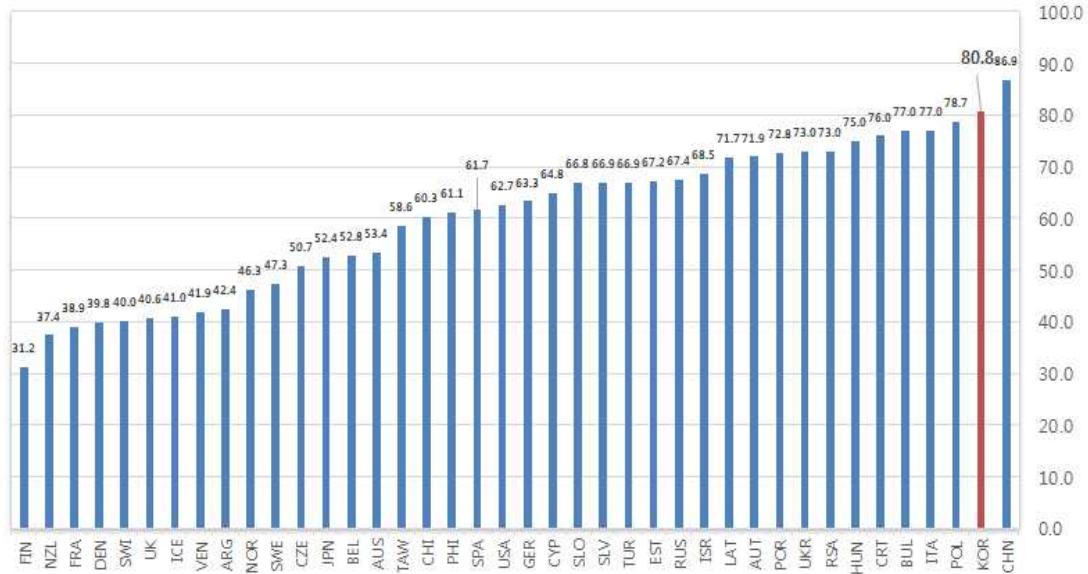
<그림 4-1> ‘현재 우리나라의 소득 불평등이 너무 크다’에 대한 동의 응답의 국제비교



출처: ISSP, Social Inequality IV(2009).

그림 <4-2>는 ‘부유한 가족 출신이 중요하다’에 대한 동의 응답률의 국제비교를 보여준다(Q2 A문항). 여기서 중국(85.7%)과 한국(80.8%)은 열 명 중 여덟 명이상이 인생에 성공하는데 있어 부유한 집안에서 출생하는 것이 매우 중요하다고 생각하고 있어 가장 높은 수준의 동의응답률을 보인 국가군이었다.

<그림 4-2> ‘부유한 가족 출신이 중요하다’에 대한 동의 응답의 국제 비교

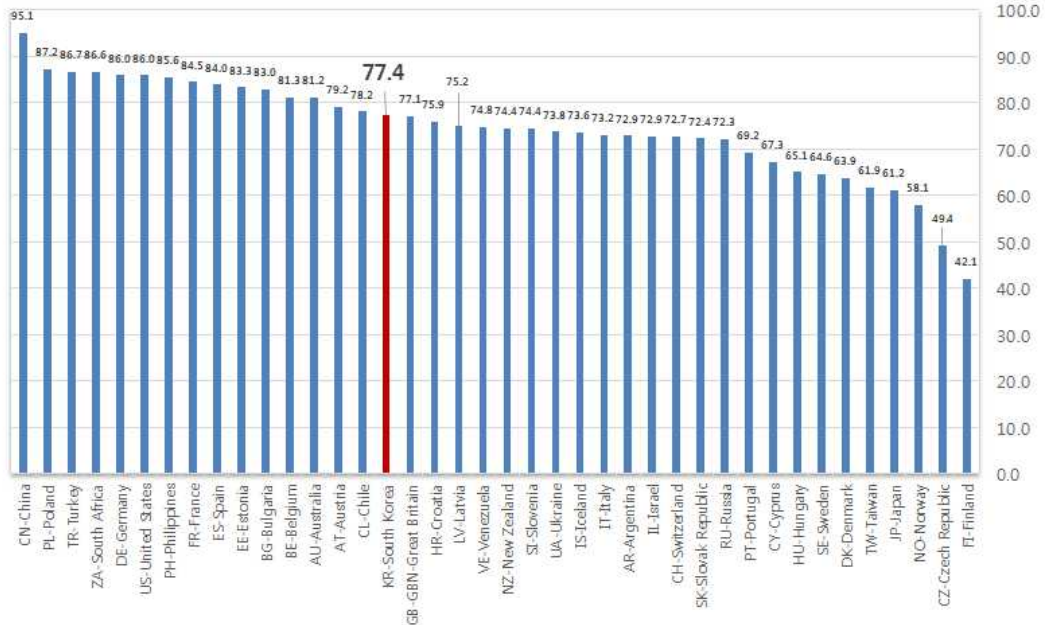


출처: ISSP. Social Inequality IV(2009).

이에 반해 미국(60.7%), 일본(52.4%)등은 비슷한 수준을 형성하고 있으며 스위스(38.0%), 프랑스(36.1%), 핀란드(31.0%) 등 유럽 국가들의 시민들은 부유한 집안 출신과 인생의 성공과는 서로 상관관계가 없다고 생각하는 국민들의 비율이 높았다.

<그림 4-3>은 ‘부모의 높은 학력이 중요하다’에 대한 동의 응답률의 국제비교를 보여준다(Q2-B문항). 이 문항에서는 한국과 중국 그리고 일본의 인식이 아주 다르게 나타났다. 한국은 77.4%가 이에 동의해서 중간정도의 순위를 보여주고 있다. 반면, 중국은 무려 95.1%가 부모의 높은 학력이 중요하다고 평가했다. 그러나 일본은 61.2%가 부모의 높은 학력이 중요하다고 평가하여 낮은 수준의 국가군으로 묶여 있었다.

<그림 4-3> '부모의 높은 학력이 중요하다'에 대한 동의 응답의 국제 비교



2) 세대 간 계층이동성/소득탄력성 주관적 인식의 국제비교

세대 간 계층이동성에 대한 주관적 인식은 ISSP 중 표 <4-2>의 문항들에 근거하여 측정될 수 있다.

<표 4-2> 세대간 계층이동성에 대한 주관적 인식

문항구분	문항내용	조사년도
세대간 계층이동성	<p>Q3. In our society there are groups which tend to be towards the top and groups which tend to be towards the bottom. Below is a scale that runs from top to bottom. Where would you put yourself now on this scale? 한 사회는 최하층에 속하는 집단으로부터 최상층에 속하는 집단으로 구성되어 있습니다. 1-10까지 비율 중에서 당신은 어디에 속한다고 생각하십니까?”</p> <p>Q4. And if you think about the family that you grew up in, where did they fit in then? (Please tick one box) 성장기의 당신의 가족은 1-10까지 비율 중에서 당신은 어디에 속한다고 생각하십니까?</p>	ISSP 2009

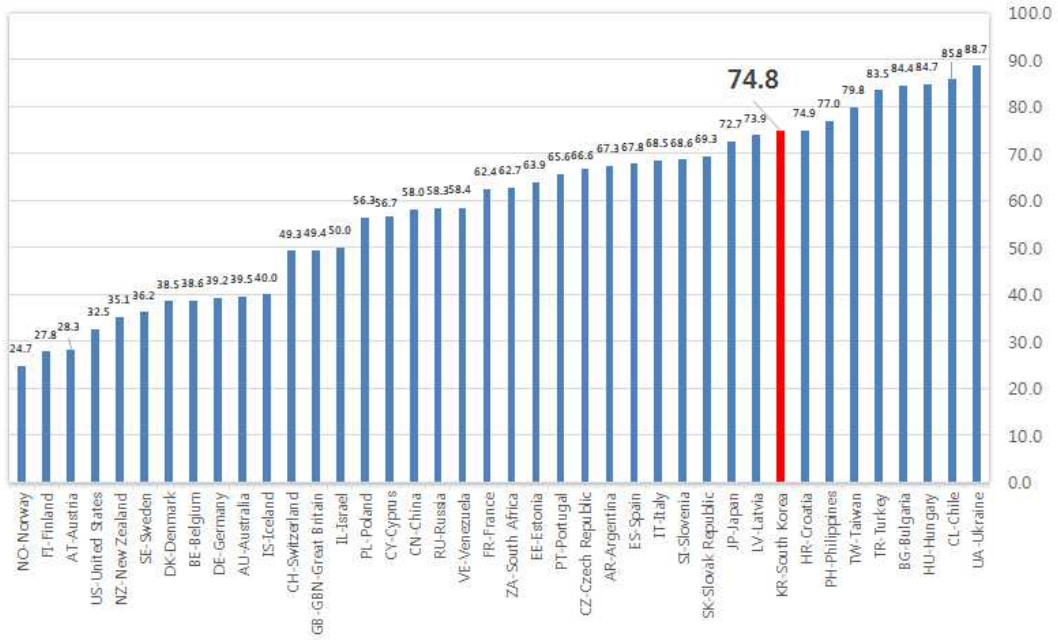
<p style="text-align: center;">세대간 계층이동성</p>	<p>Q5. Please think about your present job (or your last one if you don't have one now). If you compare this job to the job your father had when you were <14/15/16>, would you say that the level of status of your job is (or was)...</p> <p>“현재의 직업(직업을 가지고 있지 않다면 가장 최근 직업)에 대해서 생각해 보십시오. 현재의 직업을 당신의 아버지의 직업과 비교해 볼 때, 현재 당신이 가지고 있는 직업의 수준이 당신의 아버지의 직업 보다 어떻다고 생각하십니까?”</p> <p>1) Much higher than your father's 아버지보다 매우 높다 2) Higher 아버지보다 높다 3) About equal 비슷하다 4) Lower 아버지보다 낮다 5) Much lower than your father's 아버지보다 매우 낮다 6) I never had a job/I don't know what my father did/ father never had a job/never knew father/father deceased</p>	<p style="text-align: center;">ISSP 2009</p>
--	--	--

출처: ISSP, Social Inequality IV(2009).

위 두 문항의 비교는 응답자가 느끼는 세대 간 계층 이동성에 대한 주관적인 인식을 직접적으로 제공해 준다. <그림 4-4>와 <그림 4-5>는 Q3과 Q4에서 하위 5분위라고 응답한 비율을 보여준다. 한국의 경우 현재 하위 5분위에 속해 있다고 대답한 비율은 74.8%였으며, 성장기에 하위 5분위에 속해 있다고 생각한 비율은 76.0%로 과거에 하위계층이라고 인식한 비율이 근소하게 높았다. 현재 상황의 주관적인 사회적 계층 인식은 40개국 중 9위였으며, 성장기의 사회적 계층이 낮았다고 응답한 비율은 대만, 칠레, 사이프러스에 이어 네 번째의 순위였다. <그림 4-6>은 현재와 성장기의 주관적 사회적 계층 인식의 비교표이다. 불가리아, 헝가리는 성장기의 사회적 계층보다 현재의 사회적 계층을 매우 낮은 수준으로 인식하고 있지만, 한국의 경우 성장기의 사회적 계층보다 현재의 사회적 계층의 주관적 인식비율이 약간 높은 수준이다.²⁾ 한편 <그림 4-7>은 한국의 현재와 성장기의 사회적 계층의 분포도를 보여준다.

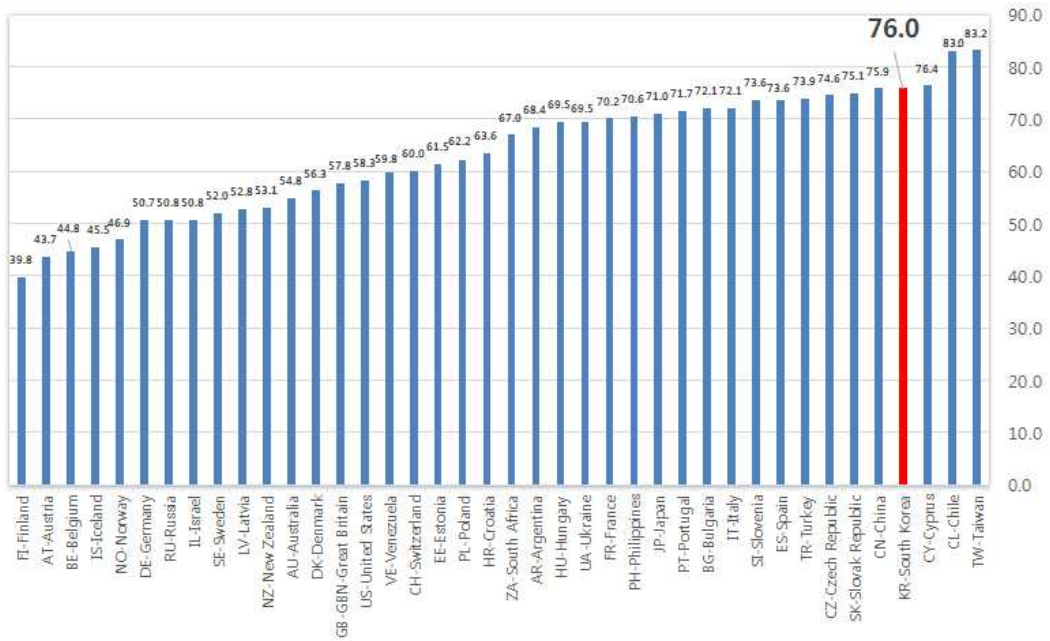
2) 본 보고서에서는 자세히 분석하지 않았지만, 과거 공산권 국가들에서 과거의 사회적 계층이 훨씬 더 좋았다고 인식하는 경향이 높다는 것은 매우 흥미로운 사실이며, 후속 연구가 필요한 것으로 보인다.

<그림 4-4> 현재의 사회적 계층 인식에 대한 국제비교(하위 5분위 응답비율)



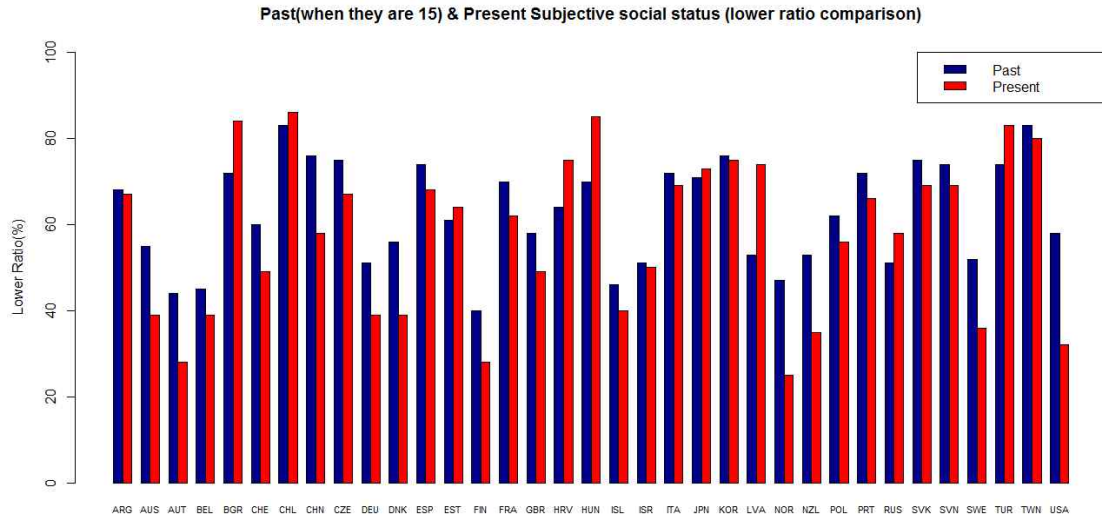
출처: ISSP, Social Inequality IV(2009).

<그림 4-5> 성장기 사회적 계층 인식에 대한 국제비교(하위 5분위 응답비율)



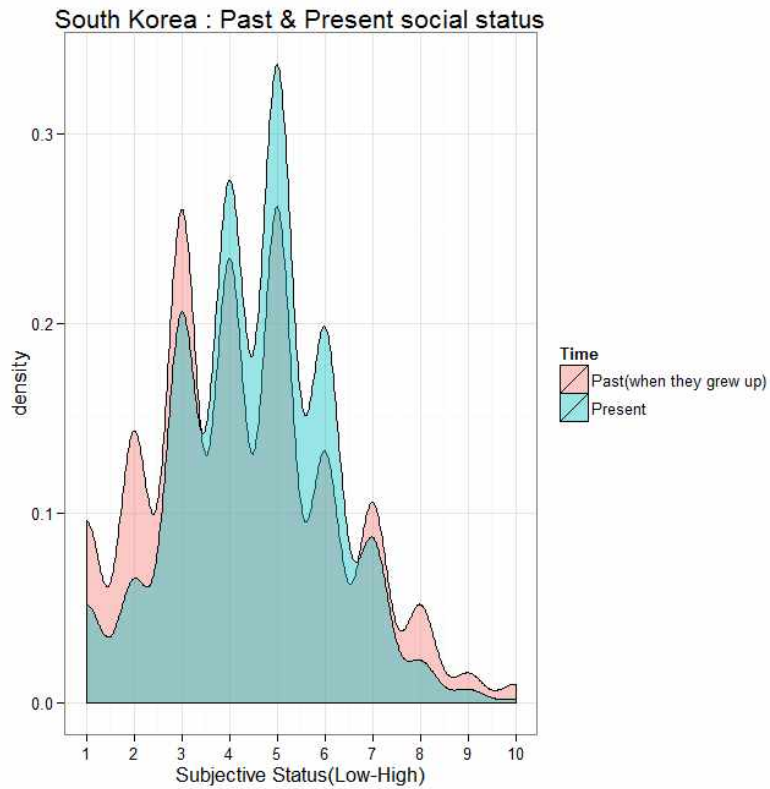
출처: ISSP, Social Inequality IV(2009).

<그림 4-6> 성장기와 현재의 사회적 계층의 국제비교



출처: ISSP, Social Inequality IV(2009).

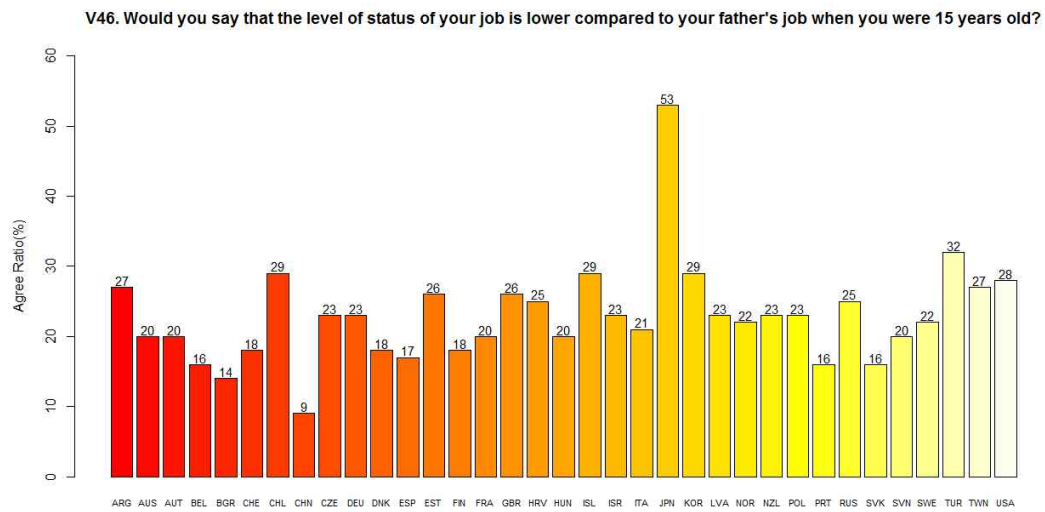
<그림 4-7> 성장기와 현재의 사회적 계층 분포: 한국



출처: ISSP, Social Inequality IV(2009).

<그림 4-8>은 아버지 직업과 본인의 현재 직업의 지위를 비교했을 때 아버지의 지위보다 낮다고 응답한 비율의 국제비교를 보여주고 있다(Q5). 일본은 응답자 중 53%가 아버지의 지위보다 자신의 직업의 지위가 낮다고 응답하여 가장 높은 수준이었다. 한국은 29%를 차지하여 칠레, 터키, 이스라엘과 2위권을 형성하고 있다. 이를 통해 상대적으로 과거보다 현재의 사회적 계층을 더 낮게 보는 경향이 높다는 것을 알 수 있다.

<그림 4-8> 아버지 직업과 본인의 현재 직업의 지위차이에 대한 국제비교



출처: ISSP, Social Inequality IV(2009).

3) 교육 기회 불평등의 주관적 인식의 국제비교

이 절에서는 교육기회 불평등에 대한 주관적 인식을 분석한다. 교육기회 불평등에 대한 주관적 인식은 <표4-3>의 문항에 근거하여 측정될 수 있다.

<표 4-3> 교육기회 불평등에 대한 주관적 인식

문항구분	문항내용	조사년도
교육 기회의 불평등	<p>Q6. To what extent do you agree or disagree with the following statements?</p> <p>A. In <country> only students from the best secondary schools have a good chance to obtain a university education. 좋은 중·고교출신만이 대학교육을 받을 수 있는 기회가 많다</p> <p>B. In <country>, only the rich can afford the costs of attending university. 단지 부자들만이 대학 교육에 필요한 비용을 감당할 수 있다.</p> <p>C. In <country> people have the same chances to enter university, regardless of their gender, ethnicity or social background. 사람들은 성별이나, 인종 혹은 사회적 배경과는 무관하게 대학에 들어 갈수 있는 동등한 기회를 가지고 있다.</p> <p>1) Strongly agree(매우 동의) 2) Agree (동의) 3) Neither agree nor disagree(동의하지도 않고 반대하지도 않음) 4) Disagree(반대) 5) Strongly Disagree (매우 반대) 6) Can' t Choose</p>	ISSP 2009

출처: ISSP, Social Inequality IV(2009).

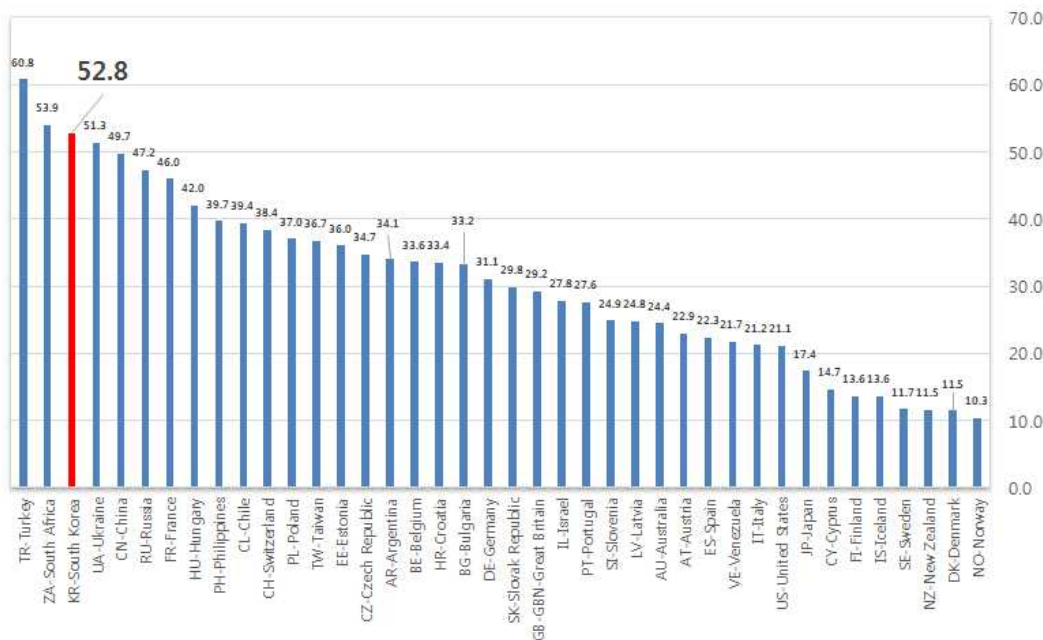
Q6의 A 문항의 경우 한국은 52.8%의 시민이 좋은 중고교 출신만이 대학교육기회가 많다고 응답했는데, 이는 터키(60.8%), 중국(55.0%) 다음으로 높은 순위였다. 반면 노르웨이와 덴마크는 10% 내외의 시민들이 이 같이 응답하고 있어 대조적이다(<그림 4-9>) 또한 Q6의 B 문항의 경우 한국국민의 57.2%가 부자들만이 대학교육비용을 감당할 수 있다고 생각하고 있어 우크라이나(65.8%), 러시아(61.8%), 라트비아(58.9%)에 이어 네 번째로 높은 수준을 보였다(<그림 4-10>). 따라서 주관적 인

식으로 한국의 교육기회의 불평등의 수준을 가늠해 본다면 매우 심화된 수준임을 알 수 있다. 또한 Q6의 C 문항에서는 한국 국민의 57.4%가 ‘성별, 인종 혹은 사회적 배경과는 관계없이 대학에 들어갈 수 있는 기회가 동등하다’ 라고 생각하는 것으로 나타났다(<그림 4-11>). 가장 높은 비율인 대만은 85.9%의 국민이 기회가 동등하다고 생각한 반면, 가장 낮은 러시아의 경우 단지 40.6%만이 이같이 생각하는 것으로 나타났다.

C 문항과 B 문항의 응답결과를 종합했을 때 일관적인 경향을 찾기 어려워 보인다. 한국사람들은 대학교육에 필요한 비용감당의 문제와 성별, 종족, 인종 등의 사회적 배경에 따른 교육기회의 문제는 다르게 바라본다는 것을 알 수 있다. 이는 대학입학은 비용의 문제이지 입학 자체에 대해서는 과거부터 성별과 사회적 배경, 재산과 상관없이 모두에게 기회가 주어져 있었기 때문인 것으로 보인다.

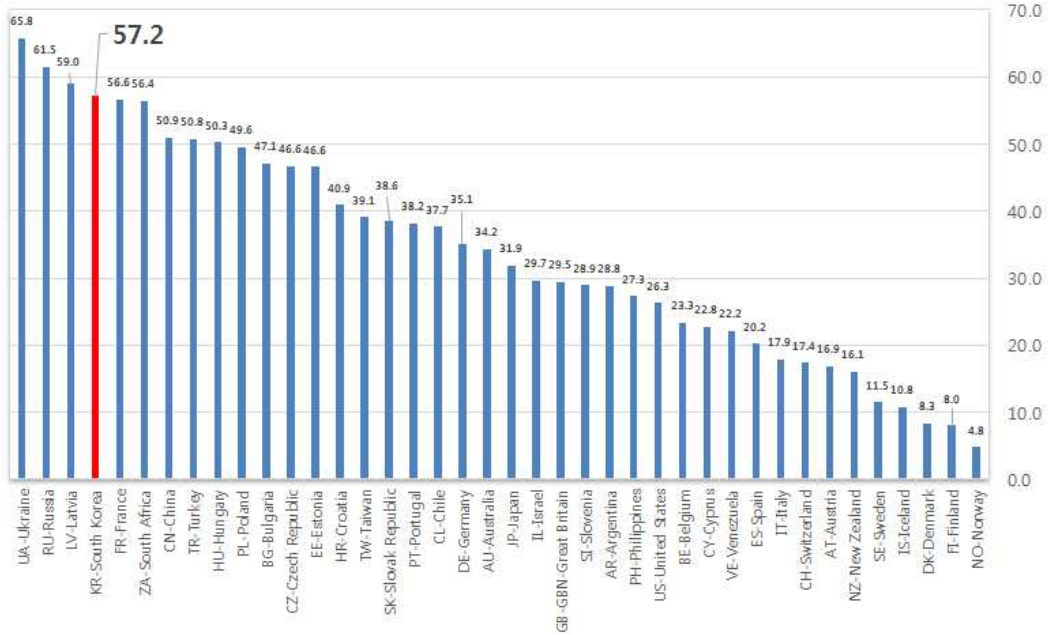
ISSP 2009년 조사의 문항의 응답결과를 종합해보면 현재 한국에서는 다른 나라들 보다 경제 격차와 교육 격차의 차이가 크다는 것을 인식하고 있고, 이 같은 불평등을 대체적으로 ISSP 2009년 조사의 몇몇 문항의 응답결과를 종합해보면 현재 한국에서는 다른 나라들보다 경제 격차와 교육 격차의 차이가 크다는 것을 인식하고 있고, 이 같은 불평등을 당연하게 받아들이는 경향이 있는 것으로 보인다.

<그림 4-9> ‘좋은 중고교 출신만이 대학교육을 받을 수 있는 기회가 많다’ 에 대한 동의 응답의 국제비교



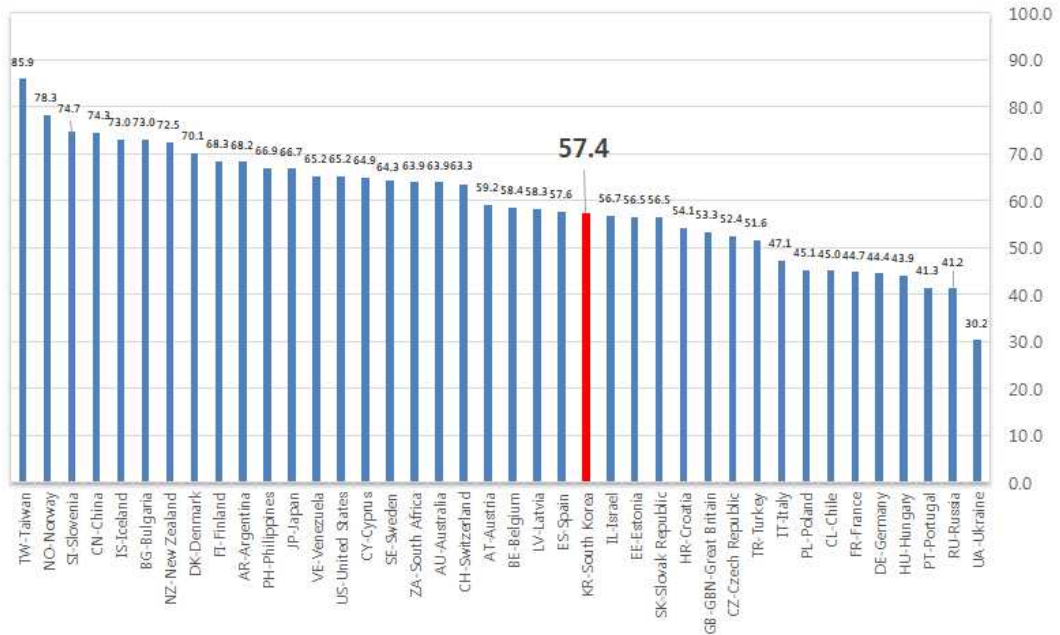
출처: ISSP, Social Inequality IV(2009).

<그림 4-10> ‘부자만이 대학교육에 필요한 비용을 감당할 수 있다’에 대한 동의 응답의 국제비교



출처: ISSP, Social Inequality IV(2009).

<그림 4-11> ‘인종, 종족 등 사회적 배경과 무관하게 동등한 교육기회가 있다’에 대한 동의 응답의 국제비교



출처: ISSP, Social Inequality IV(2009).

2. 한국사회의 기회균등의 주관적 인식

이 절에서는 한국사회에서 기회균등의 주관적 인식의 변화의 추이를 살펴보며 이러한 차이가 어떻게 설명될 수 있는 것인지 논의한다. 이와 함께, 동그라미 재단이 2015년 4월 실시한 ‘한국사회 기회불평등에 대한 국민 인식 조사’의 결과를 바탕으로 2015년 현재 우리사회의 기회 불평등 인식을 세대별, 소득별, 교육수준별, 취업형태별로 구분하여, 누가 더 기회불평등을 크게 인식하고 있는지에 대해 분석한다.

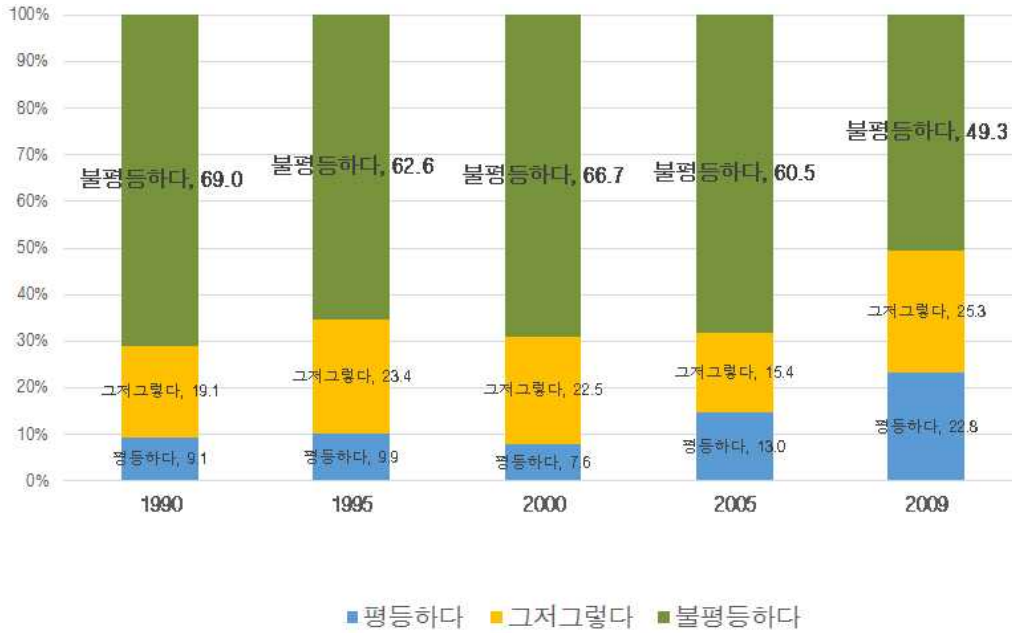
1) 기회균등의 주관적 인식의 변화 (불평등과 공정성 조사와 한국종합사회조사)

우선 우리사회에서 기회균등을 어떻게 인식해왔는지를 살펴보자. 우선 1990년부터 매 5년마다 4차에 걸쳐 진행된 <불평등과 공정성 조사>와 2009년 <한국종합사회조사>에서는 경제적 불평등과 교육 불평등 인식을 조사하기 위한 문항이 들어가 있다. 특히 <불평등과 공정성 조사>는 1990년, 1995년, 2000년, 2005년 네 차례에 걸쳐 매 5년마다 수행된 조사로서 우리 사회에서 기회균등의 인식이 시기에 따라 어떠한 패턴을 보이는지를 파악할 수 있다는 장점이 있다.

<불평등과 공정성 조사> 1차부터 4차까지의 조사(1990,1995,2000,2005)와 2009년 한국종합사회조사에서는 동일하게 “우리사회에서 다음 사항에 대해 어느정도 평등 또는 불평등하다고 생각하는지 말씀해 주십시오. 1)교육기회 2)소득과 재산”이라는 문항이 들어가 있어 시계열적 변화를 볼 수 있다.

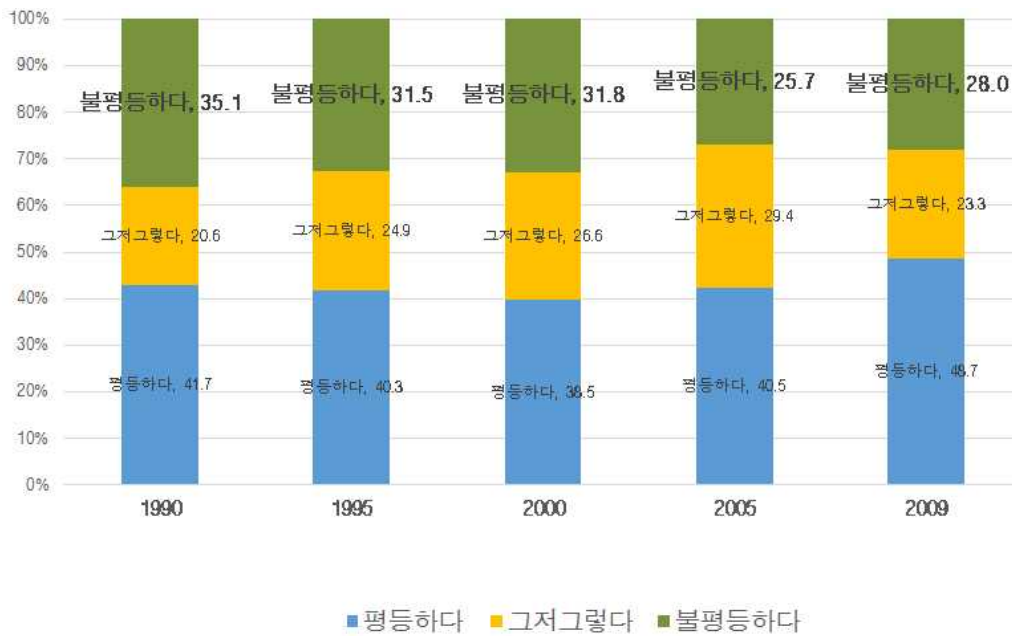
<그림 4-12>과 <그림 4-13>은 1990년 이후 소득과 재산의 불평등과 교육기회 불평등 질문에 대한 응답비율을 보여준다. 이를 통해 볼 때 지난 25년동안 한국의 시민들은 대체적으로 소득과 재산에서 불평등하다고 생각하고 있는 것으로 나타났다. 그러나 소폭이지만 이 같은 인식은 20년의 시간을 통해 줄어들고 있는 것으로 보인다. 특히 교육 기회에 대해서는 평등하다고 생각하는 비율이 지난 20년간 40%대를 유지하고 있고, 불평등하다고 생각하는 비율은 대체적으로 30% 초반 대를 유지하고 있다.

<그림 4-12> 소득과 재산에 대한 불평등 인식 변화



출처: 불평등과 공정성 조사(1990, 1995, 2000, 2005), 한국종합사회조사(2009)

<그림 4-13> 교육 기회에 대한 불평등 인식 변화



출처: 불평등과 공정성 조사(1990, 1995, 2000, 2005), 한국종합사회조사(2009)

2) 동그라미재단 <기회불평등에 대한 국민인식조사> 분석

2015년 동그라미 재단은 <기회불평등에 대한 국민인식 조사>를 수행했다. 이 조사를 통해 현재 우리사회의 전반적인 기회불평등 인식 수준을 파악할 수 있다. 이 조사는 2015년 5월 20일부터 26일까지 총 1,000명을 대상으로 온라인을 통해 실시되었다. 주요 조사항목은 △ 개인의 노력과 성취에 대한 인식 △ 개인 성공의 중요조건 △ 한국 사회의 기회균등 수준 △ 개인 노력과 기회 불평등 수용 인식 △ 한국사회의 기회불평등 수준 △ 분야별 기회불평등 해소 필요도 등이었다. 이 조사를 통해 연령, 교육수준, 소득수준, 취업형태, 지역별로 기회균등에 대한 인식의 차이를 파악할 수 있었다.

<표 4-4>는 이 조사에서 현재 한국사회의 기회균등의 주관적 인식을 직접적으로 보여줄 수 있는 5 가지 문항을 보여준다.

<표 4-4> ‘기회균등’의 주관적 인식 문항

번호	문항	응답보기	문항요약
A1-4)	귀하께서는 우리사회의 사회경제적 성취에 대한 다음의 의견에 얼마나 동의하십니까? 4) 한국사회는 집안 등 사회경제적 배경이 개인의 노력보다 성공에 더 중요하다. .	① 매우그렇다 ~ ⑤ 전혀 그렇지 않다	사회경제 적 배경 중요도
A2-1)	우리사회에서 다음의 각 항목이 개인의 성공에 얼마나 중요하다고 생각하십니까? 1) 부모의 경제 수준	① 매우 중요하다 ~ ⑤ 전혀 중요하지 않다	부모 경제수준 중요도
A2-2)	우리사회에서 다음의 각 항목이 개인의 성공에 얼마나 중요하다고 생각하십니까? 2) 부모의 학력 수준	① 매우 중요하다 ~ ⑤ 전혀 중요하지 않다	부모의 학력수준 중요도
A3	귀하께서는 우리사회에서 개인이 사회적 성취를 이루는데 기회가 얼마나 보장되어 있다고 생각하십니까?	① 매우 공평하다 ~ ⑤ 전혀 공평하지 않다	한국사회 기회 보장
C1	귀하께서는 우리사회에서 성별, 소득, 집안 등 사회적 배경에 따라 다음 각각에 대한 기회가 얼마나 차별적이라고 생각하십니까? 1) 성별, 소득 집안 등 사회적 배경에 따라 교육(공교육, 사교육 등 포함)을 받을 수 있는 기회가 차별적이다.	① 전혀 그렇지 않다~ ⑦ 매우 그렇다	교육기회 의불평등

출처 : 동그라미재단, 기회불평등에 대한 국민인식조사(2015).

<표 4-5> ‘기회균등’의 주관적 인식의 조사결과

	긍정응답	중간	부정	비고
A1)-4 사회경제적 배경 중요도	65.7% (중요하다)	19.2%	15.1%	역문항
A2)-1 부모의 경제수준	84.3%	11.4%	4.3%	
A2)-2 부모의 학력수준	62.9%	25.8%	11.3%	
A3. 한국사회의 기회균등 보장	9.8% (공평하다)	27.6%	62.6%	역문항
C1. 교육기회의 불평등	73.4% (차별적이다)	15.0%	11.6%	

출처 : 동그라미재단, 기회불평등에 대한 국민인식조사(2015).

<표 4-5>는 조사결과를 보여준다. 조사의 결과로만 보았을 때 한국국민들은 대다수가 사회경제적 배경(A1)-4과 부모의 경제수준(A2)-1과 학력수준(A2)-2이 중요하며, 한국사회가 기회보장에 있어서 불공평한 수준(A3)이라고 생각하고 있었고, 교육기회의 불평등(C1)이 매우 높다고 생각하고 있었다. 앞서 서술한 객관적 지표와의 차이가 크다는 것을 알 수 있다.

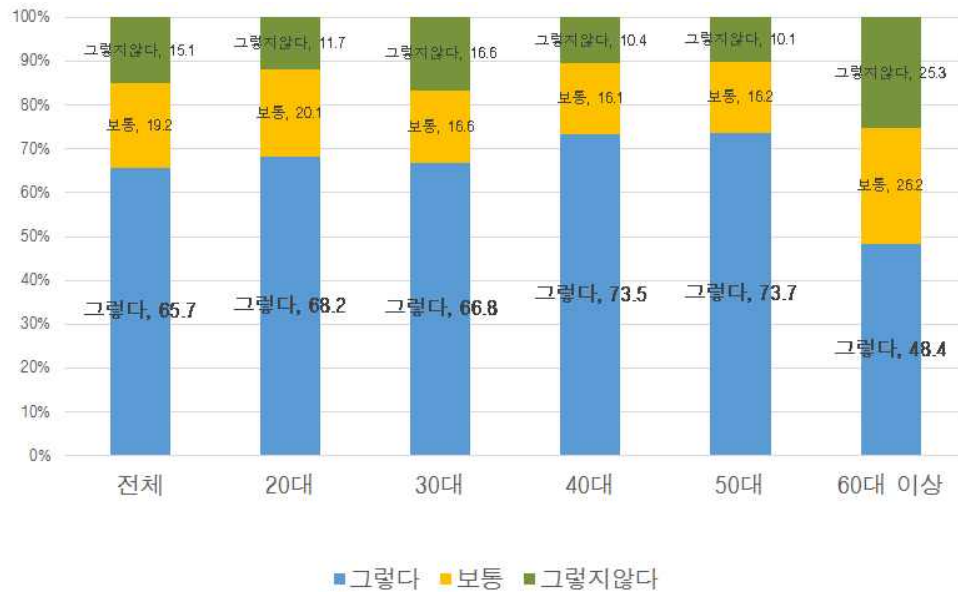
문항을 자세히 살펴보면 다음과 같다. 우선 A1)-4 문항에 대해 국민의 65.7%는 집안 등 사회경제적 배경이 개인의 노력보다 성공에 더 중요하다고 인식하고 있었다. 반면 개인의 노력이 성공에 더 중요하다는 비율은 단지 15.1%였다.

A2-1) 문항인 ‘부모의 경제수준이 개인의 성공에 중요하다’에 동의한 비율은 84.3%여서 국민 중 대다수가 부모의 경제수준을 중요시하는 것으로 나타났다. 반면 불과 4.3%만이 부모의 경제수준이 중요하지 않다고 응답하여 대조를 이룬다. A2-2) 문항인 부모의 학력수준의 중요도에 대한 긍정응답률은 62.9%였으며 이는 부모의 경제수준 중요도의 긍정 응답률보다는 낮았다. 한국사회가 개인의 사회적 성취를 위한 기회보장 정도를 묻는 A3 문항에는 62.8%가 부정적으로 응답(공평하지 않다)하였다. 또한 C1 문항의 경우 73.4%가 우리사회에서 사회적 배경에 따라 교육을 받을 수 있는 기회가 차별적이라고 생각하고 있었다.

3) <기회불평등에 대한 국민인식조사> 연령별 응답분포

이 절에서는 <표 4-5>에서 제시한 다섯 가지 문항의 연령별 응답분포를 분석한다. <그림 4-12>는 A1-4) 사회경제적 배경의 중요도를 묻는 문항의 연령분포도를 보여 준다.

<그림 4-14> 사회경제적 배경 중요도에 대한 연령별 응답분포



출처 : 동그라미재단, 기회불평등에 대한 국민인식조사(2015).

60대 이상의 연령층을 제외하고 모두 전체평균(65.7%)을 상회한다 (pearson χ^2 =80.12, Pr=0.000). 연령별 응답분포를 보았을 때, 다른 연령층보다 40대(73.5%)와 50대(73.7%)가 사회경제적 배경이 개인의 노력보다 중요하다고 생각했다. 이 연령층이 다른 연령층보다 사회경제적 배경이 중요하다고 생각하는 이유는 다음과 같이 추론해 볼 수 있다. 40대는 1965년-1974년생, 50대는 1955년-64년생의 세대들이다. 특히 50대 연령층은 이른바 베이비붐 세대(55-63년생)와 거의 정확히 일치한다. 이 세대는 우리사회에서 전 세대를 통틀어 평균소득은 가장 높고 평균소비도 가장 높은 세대를 형성하고 있다. 그러나 이 세대는 고용불안정에 가장 많이 시달리고 있는 세대이기도 하고, 자녀의 교육비 부담에 시달리고 있는 세대이기도 하다. 1997년 외환위기의 충격에 가장 많이 노출되어 노동시장 유연성이 커지면서, 빈번한 취업과 이직 및 실직, 재취업을 겪은 세대이며, 현재는 조기은퇴의 위험을 겪고 있는 세대인 것이다(신광영 2012). 외환위기 이후의 삶이 불안정한 가운데 개인의 노력만으로는 성공하기 어려운 사례라는 것이다. 한편, 60대 이상에서 개인의 성공에 사회적 배경이 중요하다는 응답이 상대적으로 낮게 나온 이유는 그들이 고도성장과 급속

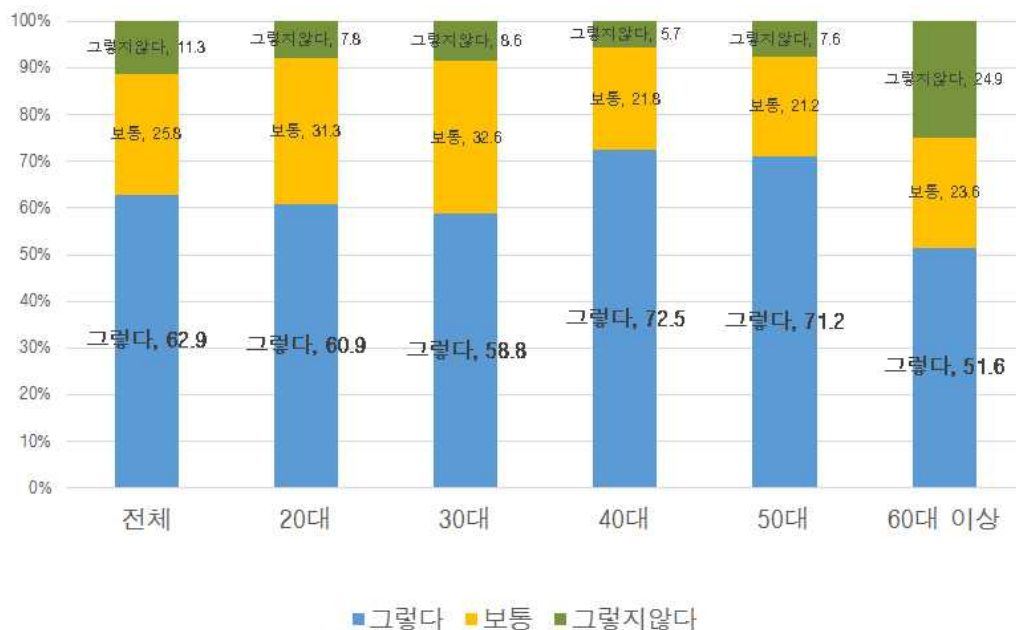
한 사회변화 속에서 자수성가한 사람이 많아 본인의 노력 여부를 사회적 배경보다 중요하게 생각하기 때문으로 보인다.

<그림 4-15> 부모의 경제수준 중요도에 대한 연령별 응답분포



출처 : 동그라미재단, 기회불평등에 대한 국민인식조사(2015).

<그림 4-16> 부모의 학력수준 중요도에 대한 연령별 응답분포



출처 : 동그라미재단, 기회불평등에 대한 국민인식조사(2015).

<그림 4-15>와 <그림 4-16>은 부모의 경제수준(A2-1))과 학력수준(A2-2))이 개인의 성공에 중요한가를 묻는 질문에 대한 연령별 응답분포를 보여준다(부모의 경제수준 pearson $\chi^2=58.19$ Pr=0.000, 부모의 학력수준 pearson $\chi^2=73.63$, Pr=0.000). 사회경제적 배경의 중요도를 묻는 A1-4)문항과 비슷하게 40대와 50대 연령층에서 부모의 경제수준과 학력수준을 중요하게 생각하는 응답률이 높았다. 부모의 경제수준과 학력수준이 사회경제적 배경에 포함된다고 보았을 때, <그림 4-14>의 결과와 비슷하다.

우선 부모 경제력을 중요하게 생각하는 응답이 40대와 50대에서 높게 나온 이유를 추론해보자. 이는 대학진학이나 해외유학이 붐을 이루기 시작한 시기와 무관하지 않다. 1980년의 대학진학률은 27.2%, 지금의 40대(1965~74년생)가 대학을 진학하던 1990년에도 대학진학률은 33.2%에 불과했다. 베이비부머 세대가 대학이나 대학원을 졸업하던 때인 1980년대 초반 무렵부터 해외유학의 붐도 시작되었다. 1970년대 말과 1980년대 초반 해도 경제수준이 전반적으로 높지 않았기 때문에 부모의 경제력이 뒷받침 되지 않고서는 대학진학이나 해외유학을 결정하기가 쉽지 않았다. 그리고 그들은 직간접적으로 대학졸업과 해외유학 여부가 취업과 승진 등 본인의 성공에 적지 않은 영향을 미치는 것을 경험하였다. 또한 오랜 사회생활을 통해 한국 사회에서 부모의 재력이 얼마나 자녀의 삶의 질에 영향을 주는지 체험했을 것이다.

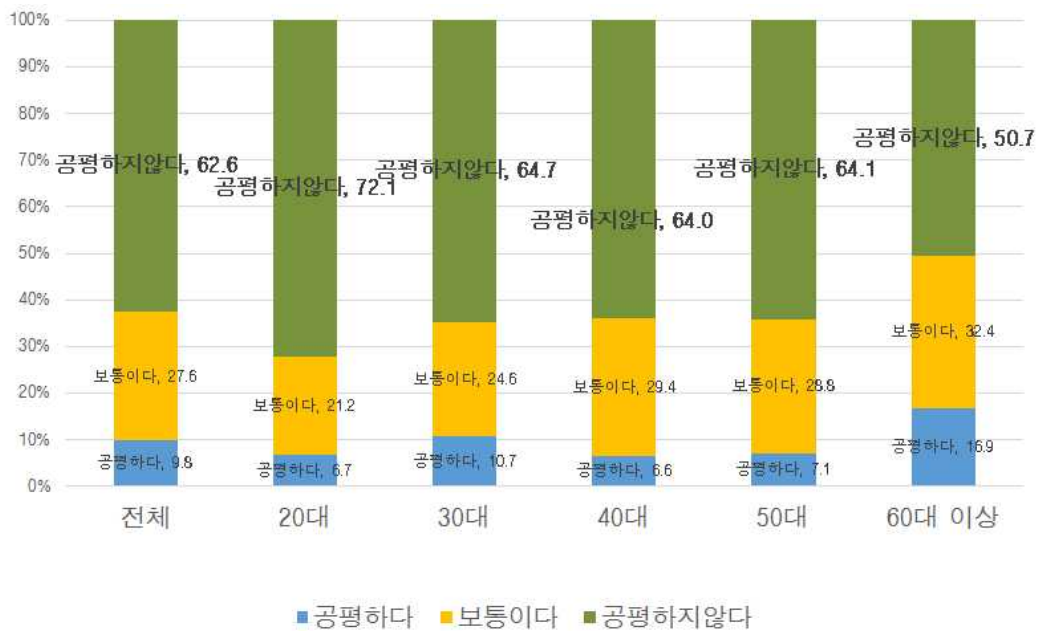
이에 반해 지금의 30대와 20대가 대학이나 유학을 결정한 90년대 중반 이후에는 경제수준이 높아짐에 따라 대학 진학률이 2000년 68%, 2008년 83.8%까지 상승하였다. 회소성이 적어진 대학학력은 이전 세대만큼 영향을 미치지 못하고 있으며, 학자금 대출 등 본인이 학비를 마련할 수 있는 제도가 증가함에 따라 부모의 경제력이 40대와 50대에 비하여 크게 영향을 주지 않는 것으로 해석할 수 있다. 또한 현재 학업중이거나 사회생활 경험이 많지 않은 20, 30대의 경우 본인의 삶에 미치는 부모 경제력의 영향을 아직 경험하지 못했을 가능성이 높다.

부모의 학력수준을 중요하게 생각하는 응답도 40대와 50대에서 각각 72.5%와 71.2%로 높게 나왔다. 이에 반해 20대와 30대에서는 각각 60.9%와 58.8%가 부모의 학력을 본인 성공의 요인으로 지목하여 40대, 50대와 큰 차이를 보였다. 이러한 결과는 한국에서 다양한 자료를 통해 증명된 부모의 학력과 부모의 소득 간 밀접한 상관관계를 고려하면 당연한 것이다.

<그림 4-17>은 한국사회의 기회 보장을 묻는 문항(A3)에 대한 연령별 응답분포도를 보여준다(pearson $\chi^2=39.53$ pr=0.001) 이 문항을 통해 한국사회의 전반적인 기회 균등 수준을 측정할 수 있다. 전체 응답자 중 공평하다(매우 공평하다+다소 공평하다)라는 (매우 그렇다+다소 그렇다)라고 응답한 비율은 62.9%이다. <그림 4-17>에서 두드러지는 특징은 20대 연령층에서 한국사회가 기회가 공평하게 보장되어 있지 않다고 응답한 비율(72.1%)이 다른 연령층보다 매우 높다는 사실이다. 이는 앞의 부모의 경제력 및 학력의 영향에 대한 응답과 다소 모순되어 보이지만 청

년세대가 얼마나 취업, 결혼, 출산, 승진 등에 불안과 불확실성에 노출되어 있는지를 보여주는 것으로 판단된다. 즉, 앞에서 보여주었던 부모의 경제력과 학력에 대한 영향력을 40대, 50대에 비해 직접적으로 경험하지는 못했지만, 치열한 경쟁과 소수의 선택이라는 조건 속에서 보이지 않는 어떤 운(luck)과 같은 환경에 의해 본인의 성공여부가 결정될 것이란 불안감을 가지고 있는 것이 한국 청년세대의 현실인 것이다.

<그림 4-17> 한국사회의 기회 보장에 대한 연령별 응답 분포



출처 : 동그라미재단, 기회불평등에 대한 국민인식조사(2015).

<그림 4-18>는 교육기회의 불평등, 즉 ‘성별, 소득, 집안 등 사회적 배경에 따라 교육(공교육, 사교육 등 포함)을 받을 수 있는 기회가 차별적이다’ 라는 질문에 대한 연령별 응답분포를 보여준다(pearson $\chi^2=76.14$ pr=0.000). 전체 응답자 중 공평하다 (매우 그렇다 + 상당히 그렇다 + 약간 그렇다)라고 응답한 비율은 73.4% 였다. 여기서 연령별 20대 연령층과 60대 이상층에서는 각각 65.9%와 63.1%로 전체평균보다는 낮은 수준을 보여준다. 40대는 84.4%가 교육기회가 차별적이라고 인식하는 것으로 나타났고, 50대 연령층도 80%에 육박한다. 40대와 50대에서 교육기회가 불평등하다고 인식하는 비중이 높게 나타난 이유는 높은 수준의 공교육비와 세계에서 가장 높은 수준의 사교육비에 대한 부담을 짊어진 세대이기 때문인 것으로 추론할 수 있다. 50대의 자녀는 대략 20대로 대학이나 대학원에 재학 중일 확률이 높아 등록금 부담 때문에 상대적 박탈감을 느꼈을 것이고, 40대의 자녀는 대략 10대로 고등학교에 재학 중일 것이므로 사교육비 부담 때문에 교육기회의 불평등을 많이 느꼈을 것일 것이다. 최근 한 연구는 흥미로운 조사결과를 제시하였다. 2014년 중산층 수준의 삶을 누리는데 가장 큰 걸림돌이 교

육비라고 응답한 40대 연령층 비율은 36.5%였으며, 50대 연령층에서는 33.6%로 응답하였고, 이는 전체 평균인 29.2%보다 높았다(현대경제연구원, 2015).

<그림 4-18> 교육기회의 불평등에 대한 연령별 응답 분포

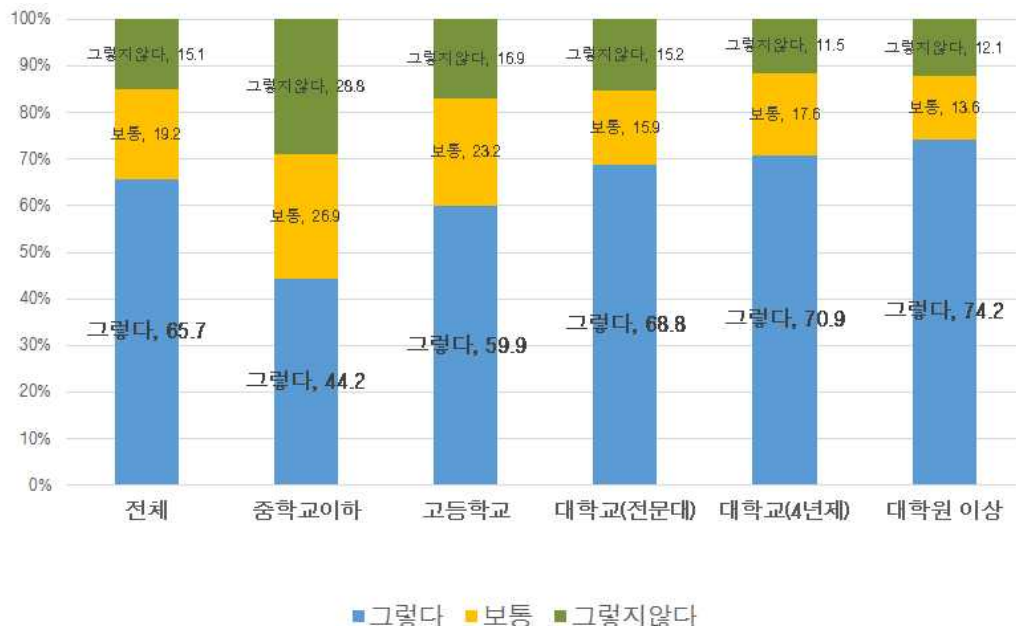


출처 : 동그라미재단, 기회불평등에 대한 국민인식조사(2015).

4) <기회불평등에 대한 국민인식조사> 교육수준별 응답분포

이 절에서는 교육수준별 응답분포를 분석한다. <그림 4-19>은 A1-4) 사회경제적 배경의 중요도를 묻는 문항의 응답분포도이다. 응답자 중 65.7%가 사회경제적 배경이 개인의 노력보다 중요하다 응답하였는데(pearson $\chi^2=39.53$, $pr=0.000$), 학력이 높아질수록 이러한 경향이 뚜렷하게 드러난다. 특히 대학교 이상의 교육을 받은 계층에서는 평균을 상회하였다. 이와 같은 이유는 다음과 같이 추론할 수 있다. 한국은 이른바 ‘학벌사회’라고 불리우며, 학벌이 사회관계를 형성하는데 중요한 영향을 미쳐왔다. 더불어 대학진학률은 급격히 증가했다. 1980년 대학진학률은 11.4%에 머물렀으나 1990년 23.6%, 수준에서 2000년 52.5%로 50%대를 넘었으며, 2014년에는 68.2%로 70%에 육박하였다(통계청 2015). 대학교 이상의 교육을 받은 계층은 교육에 소요된 비용을 고려하여 그에 합당한 기회를 기대하거나 경험했을 것이므로 사회경제적 배경의 중요성을 강조할 수밖에 없다. 전문대 졸업자는 68.8%, 4년제 대학교 졸업자는 70.9%, 대학원 이상 졸업자는 74.2% 등 정확히 학력에 비례하여 사회경제적 배경을 강조하고 있다. 반대로 고등교육을 받지 못한 계층은 교육에 특별히 소요된 비용이 적으므로 낮은 기대수준을 갖게 되어 사회경제적 배경의 중요성을 덜 강조한다. 고등학교 졸업자와 중학교 이하에서는 각각 59.9%, 44.2%가 사회경제적 배경을 중요하다고 응답하였다.

<그림 4-19> 사회경제적 배경 중요도에 대한 교육수준별 응답분포

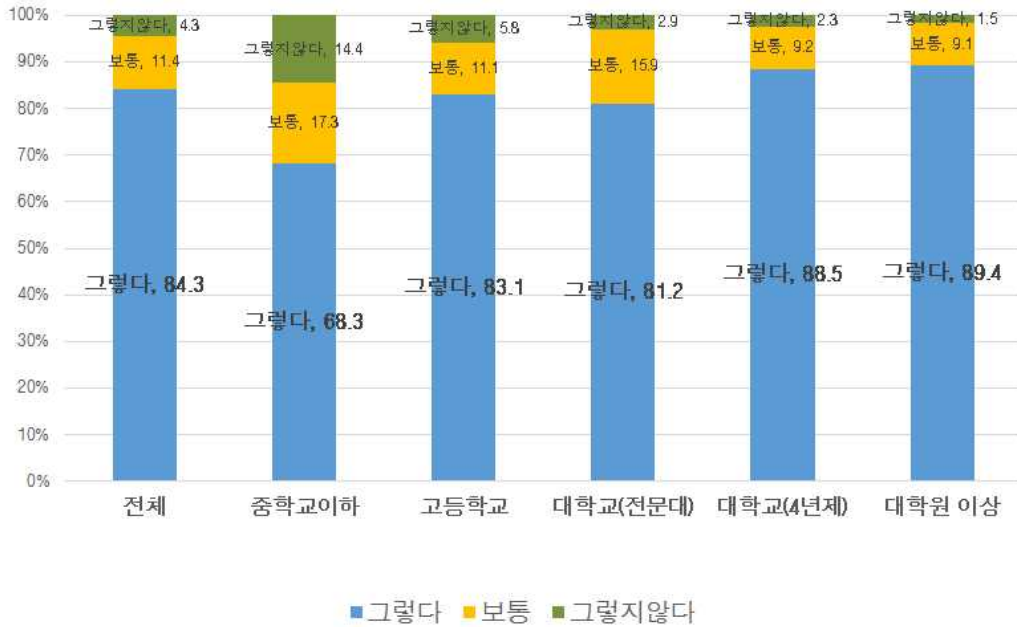


출처 : 동그라미재단, 기회불평등에 대한 국민인식조사(2015).

<그림 4-20>과 <그림 4-21>은 부모의 경제수준(A2-1))과 학력수준(A2-2))이 개

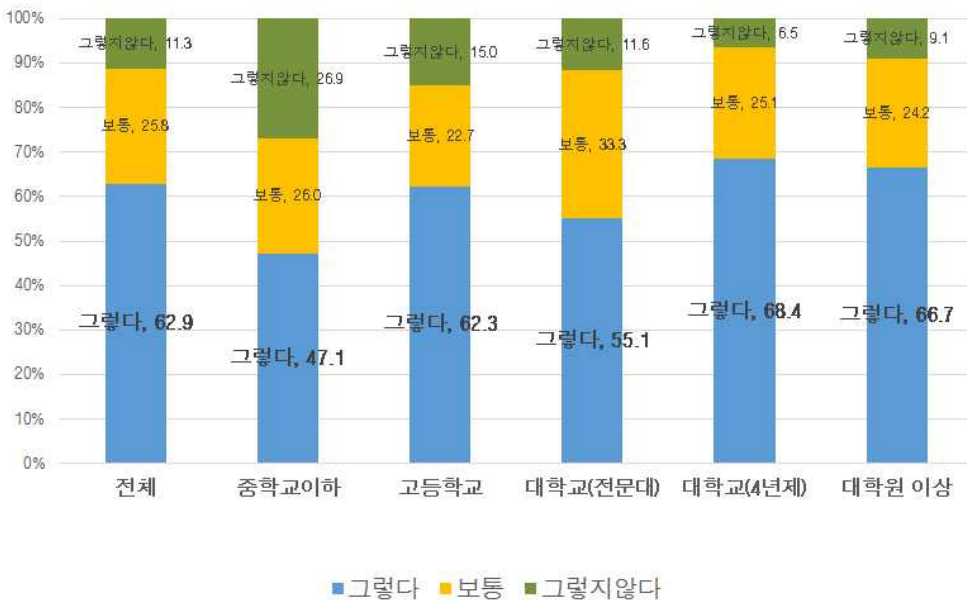
인의 성공에 중요한가를 묻는 질문에 대한 학력수준별 응답분포를 보여준다(부모의 경제수준 pearson $\chi^2=53.59$ Pr=0.000, 부모의 학력수준 pearson $\chi^2=56.26$ Pr=0.000). 학력이 높아질수록 부모의 경제수준과 부모의 학력수준이 우리사회에서 중요하다는 응답률이 높았다.

<그림 4-20> 부모의 경제수준 중요도에 대한 교육수준별 응답분포



출처 : 동그라미재단, 기회불평등에 대한 국민인식조사(2015).

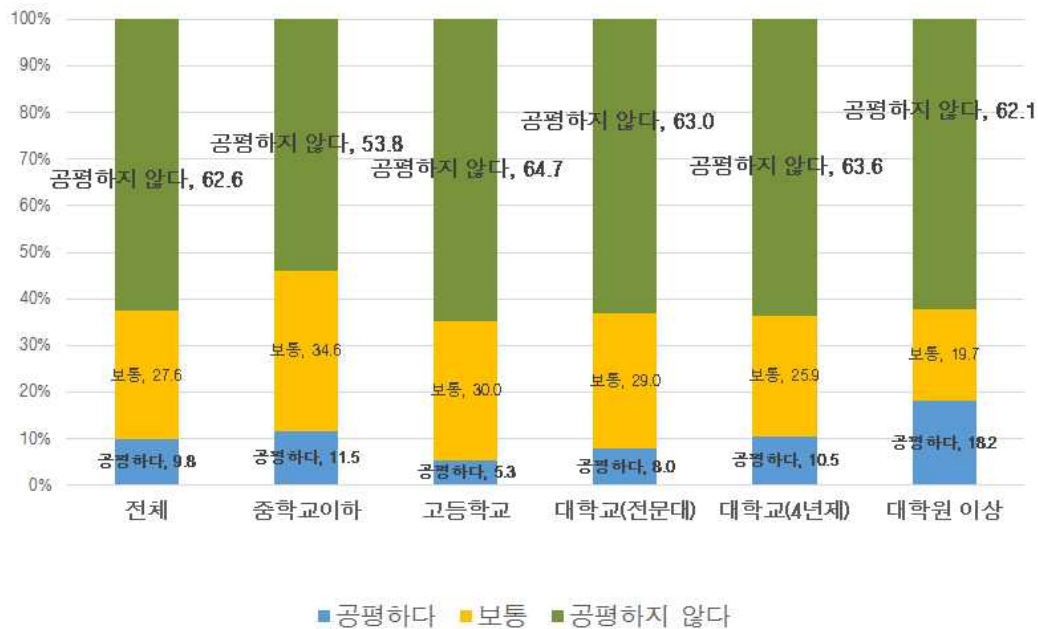
<그림 4-21> 부모의 학력수준 중요도에 대한 교육수준별 응답분포



출처 : 동그라미재단, 기회불평등에 대한 국민인식조사(2015).

<그림 4-22>는 한국사회의 기회 보장을 묻는 문항(A3)에 대한 교육수준별 응답 분포도이다(pearson $\chi^2=23.96$ pr=0.090). <그림 4-20>에서 두드러지는 특징은 고등학교 이상의 학력을 가진 사람들은 비슷하게 한국사회의 기회가 공평하게 보장되어 있지 않다고 인식하고 있었다. 특이한 사항은 4년제 대학교 졸업자의 10.5%, 대학원 이상 졸업자는 18.2%가 한국사회에서 기회가 공평하게 주어지고 있다고 응답하는 것과 비슷하게 중학교 이하 졸업자의 11.5%가 공평하다고 응답했다는 점이다. 또한 중학교 이하 졸업자 중 한국사회에서 기회가 공평하게 보장되지 않는다는 응답도 53.8%에 불과했다. 이는 앞서 설명한 바와 같이 한국과 같은 학력 인플레이션 사회에서 중학교 이하의 학력으로 기회를 보장받고 싶은 기대수준 자체가 낮기 때문인 것으로 해석된다. 보건사회연구원의 보고서에서도 중졸이하 보다 고졸이, 고졸보다 대졸 이상에서 기회균등이 잘 보장되지 않는다는 응답비중이 높은 것으로 나타났다(보건사회연구원, 2013). 이러한 응답결과는 교육비 지출과 깊은 관련이 있는 것으로 판단된다. 즉 중졸이하 가구는 사교육비 지출이 경상소득 대비 3.44%, 고졸 가구는 4.97%, 전문대졸 이상 가구는 6.21%를 사용하고 있는데, 이는 가구주의 학력이 높을수록 소득대비 사교육비 지출 비중이 높음을 의미하며, 예산 스트레스로 인한 불만이 증가될 수밖에 없음을 말해준다.

<그림 4-22> 한국사회의 기회 보장에 대한 교육수준별 응답 분포

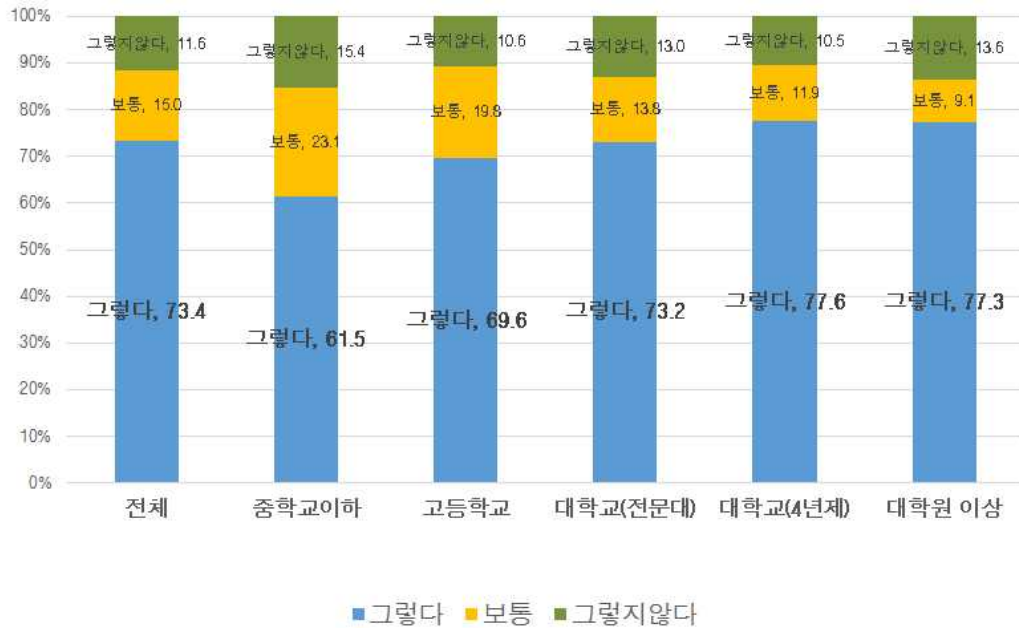


출처 : 동그라미재단, 기회불평등에 대한 국민인식조사(2015).

<그림 4-23>은 ‘성별, 소득, 집안 등 사회적 배경에 따라 교육(공교육, 사교육 등 포함)을 받을 수 있는 기회가 차별적이다’ 라는 질문에 대한 교육수준별 응답분포를 보여준다(pearson $\chi^2=41.88$ pr=0.013). 응답분포를 보면, 학력이 높아질수록

교육 기회가 불평등하게 주어지고 있다고 인식하고 있는 것으로 나타났다. 고학력으로 갈수록 공교육과 사교육의 경험이 많을 것이며, 그만큼 교육과정에 사회적 배경이 개입하여 불평등이 확대되고 있음을 인식할 수 있었을 것으로 추론할 수 있다. 학력이 높아질수록 한국 교육시스템상 특목고, 대학, 대학원 진학, 해외 유학 등의 교육기회를 선택하는 과정과 이를 위한 사교육 과정에서 부모의 경제력에 의해 영향 받는 요소들의 영향력이 확대됨에 따라 공정한 경쟁이 저해되는 모습을 목격했을 것이다. 2012년 현재 자녀가 있는 가구의 자녀 1인당 평균 사교육비는 월 254,575원으로 2003년 이후 계속 증가추세이다. 소득계층별로 보면, 1분위는 114,275원, 2분위는 182,854원, 3분위는 246,280원, 4분위는 287,443원, 5분위는 415,370원을 지출하고 있다(보건사회연구원, 2013).

<그림 4-23> 교육 기회의 불평등에 대한 교육수준별 응답 분포



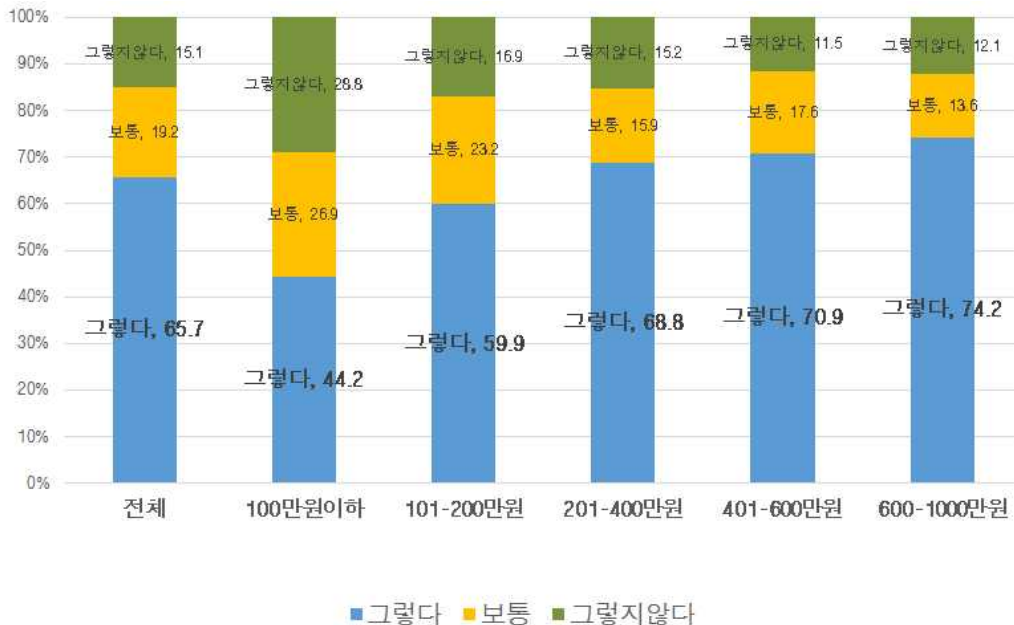
출처 : 동그라미재단, 기회불평등에 대한 국민인식조사(2015).

5) <기회불평등에 대한 국민인식조사> 소득수준별 응답분포

이 절에서는 소득수준별 기회균등의 주관적 인식을 분석한다. 소득은 가구의 월평균 소득을 물었고, 이를 총 5분위로 나누었다. 소득하층은 월 100만원 이하, 소득중하층은 101만원-200만원, 소득 중층은 201-400만원, 소득중상층은 401-601만원, 소득 상층은 600-1000만원으로 구분하였다.

<그림-4-24>는 사회경제적 배경의 중요도를 묻는 문항의 소득수준별 응답분포를 보여준다(pearson $\chi^2=49.92$ Pr=0.000). 정확하게 소득수준이 높아질수록 사회경제적 배경이 성공에 더 중요하다고 응답한 비율이 높아졌다. 100만원 이하에서 성공에 사회경제적 배경이 중요하다고 응답한 사람은 44.2%에 불과했으나 101-200만원 소득계층은 59.9%, 201-400만원 소득계층은 68.8%, 401-600만원 소득계층은 70.9%, 600-1,000만원 소득계층은 74.2%가 사회경제적 배경의 중요성을 강조하였다. 이는 상위소득계층의 사회로 갈수록 경쟁이 치열하고 그만큼 부모의 경제력과 집안배경 등의 도움 없이 자력으로 “개천에서 용이 나오 듯” 성공하기 어렵다는 점을 경험적으로 이해하고 있는 것으로 보인다. 현대경제연구원이 전국 20대 이상 성인 남녀를 대상으로 시행한 ‘계층상승 사다리에 대한 국민 인식 설문조사’ 결과에서도 본인의 노력만으로 계층상승하기란 매우 어렵다는 응답자가 많았으며, 그 중 대다수(90.7%)는 부와 가난의 대물림이 심각한 수준으로 인식하고 있었다.³⁾

<그림 4-24> 사회경제적 배경 중요도에 대한 소득수준별 응답분포도



출처 : 동그라미재단, 기회불평등에 대한 국민인식조사(2015).

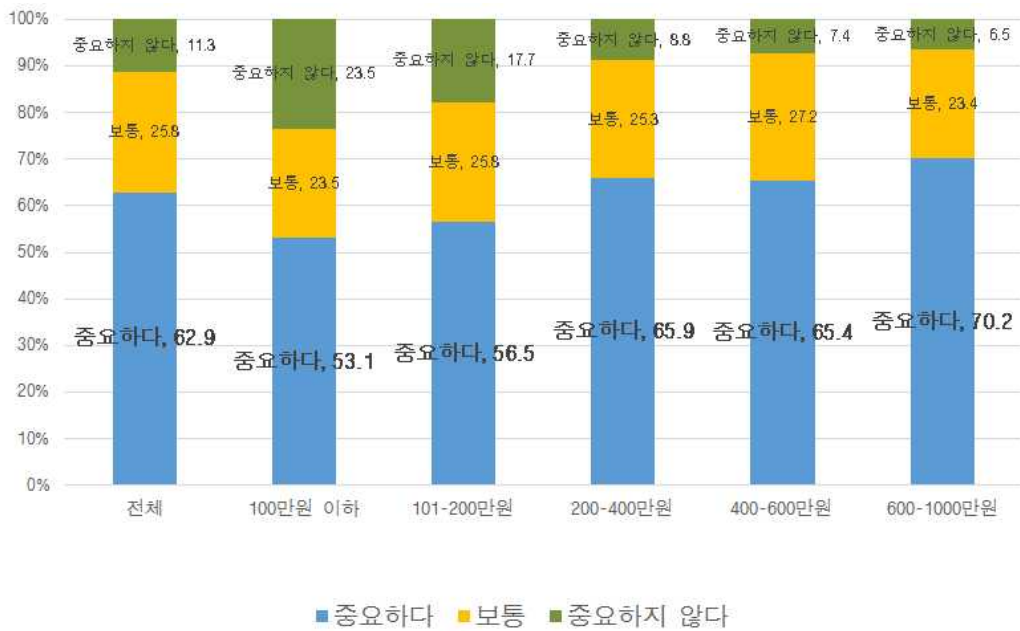
3) 경향신문 2015/08/28.

<그림 4-25> 부모의 경제수준 중요도에 대한 소득수준별 응답분포



출처 : 동그라미재단, '기회불평등에 대한 국민인식조사' (2015)

<그림 4-26> 부모의 학력수준 중요도에 대한 소득수준별 응답분포



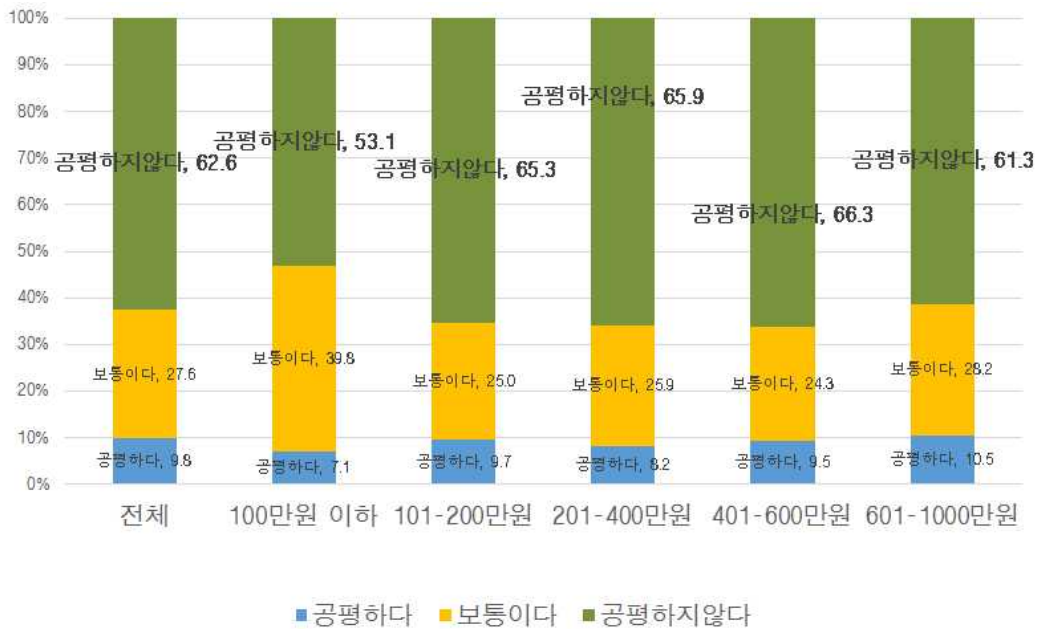
출처 : 동그라미재단, 기회불평등에 대한 국민인식조사(2015).

<그림 4-25>와 <그림 4-26>은 부모의 경제수준과 학력수준 응답에 대한 소득수준별 분포를 보여준다(부모의 경제수준 $\text{pearson } \chi^2=58.19$ $\text{Pr}=0.000$, 부모의 학력수준 $\text{pearson } \chi^2=37.25$, $\text{Pr}=0.011$). 부모의 경제수준과 학력수준이 사회경제적 배경의 일부임을 감안할 때, <표 4-24>의 결과와 다르지 않게 나왔다. 소득수준이 높아질수록 부모의 경제수준과 학력수준이 개인의 성공에 중요한 요인임을 인식하고

있다.

<그림 4-27>은 한국사회의 기회 보장에 대한 소득수준별 응답분포이다(pearson $\chi^2=21.25$. pr=0.396). 소득하층을 제외하고는 모두 한국사회는 기회를 공평하게 보장하지 않는 것으로 인식하고 있다. 그림을 통해 알 수 있는 것은 첫째, 소득이 높을수록 한국사회에 기회를 공평하게 보장하지 않는다고 응답한 비율이 높아진다는 점과 둘째, 100만원 이하 계층은 오히려 가장 낮은 비율인 53.1%만이 공평하지 않다고 응답했다는 점이다. 그만큼 위로 올라갈수록 본인의 노력 외적인 힘(학벌, 인맥, 집안 등)이 작동하고 있으며, 소득하위계층은 아예 그러한 패턴에 익숙해져서 약 40%가 보통이라고 응답할 정도로 기회보장을 기대하지 않았다고 볼 수 있다. 하지만 다른 해석도 가능하다. 즉 100만원 이하 계층은 기초생활보장제도, 기초연금 등 기본적인 복지혜택의 범주에 들어갈 확률이 높다. 체념 때문이든 복지 때문이든 일부 저소득층의 기회보장에 대한 불공정 응답이 낮아졌을 수는 있지만, 분명한 점은 전반적으로 소득수준의 높고 낮음에 상관없이 한국사회의 구성원들이 기회가 공평하게 보장되지 않는 것으로 인식하고 있다는 점이다.

<그림 4-27> 한국사회의 기회보장에 대한 소득수준별 응답분포

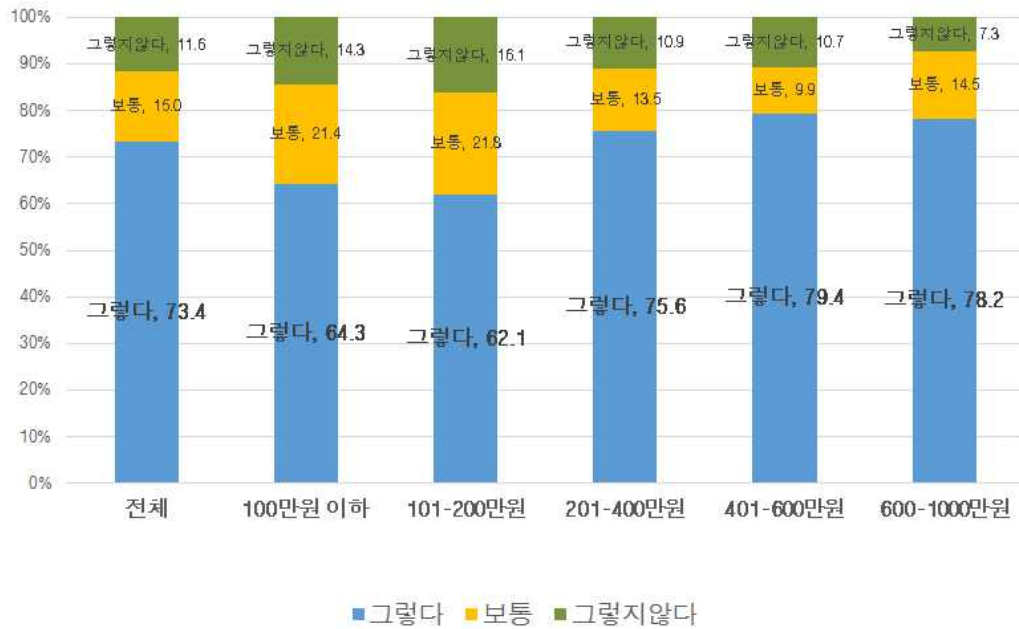


출처 : 동그라미재단, 기회불평등에 대한 국민인식조사(2015).

<그림 4-28>은 교육기회의 불평등에 대한 소득수준별 응답분포이다(pearson $\chi^2=43.64$ pr=0.008). 소득중층(중산층)부터 교육 기회가 불평등하게 주어지고 있다고 인식하고 있다. 이에 대한 원인은 중산층 이상에서부터 과도한 사교육비 부담때문인 것으로 보인다. 즉, 저소득층은 사교육을 포기하는 확률이 높은 반면 중산층 이

후부터는 거의 모든 세대가 사교육을 하는 것으로 나타나고 있기 때문이다. 사교육비 지출수준을 가구의 소비지출 수준에 비추어 살펴보면, 2012년 현재 전체 평균은 8.29%인데, 소득계층별로 1분위는 6.2%, 2분위는 7.7%, 3분위는 8.6%, 4분위는 8.5%, 5분위는 9.2%로 나타났다. 소득이 높을수록 전체 소비지출에서 교육비가 차지하는 비중이 높고 그만큼 교육비 압박을 받을 것이다. 저소득층의 낮은 사교육비는 의식주 등 필수 소비지출로 인한 예산지출의 결과일 것이며, 따라서 교육기회에 대한 기대가 크지 않기 때문에 오히려 교육기회 불평등에 덜 민감한 것으로 보인다.

<그림 4-28> 교육기회 불평등에 대한 소득수준별 응답분포



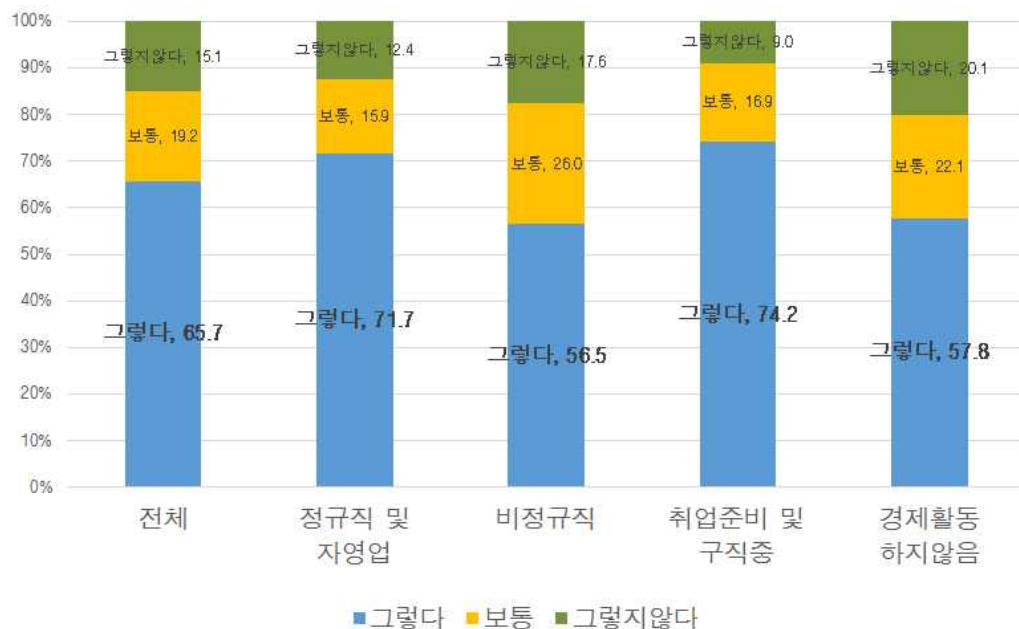
출처 : 동그라미재단, 기회불평등에 대한 국민인식조사(2015).

6) <기회불평등에 대한 국민인식조사> 취업형태별 응답분포

이 절에서는 취업형태별 주관적 인식을 탐색한다. 취업형태는 ①정규직 및 자영업 ② 비정규직 ③ 취업준비 및 구직 중 ④ 경제활동 하지 않음 중 하나를 선택하게 하였다.

<그림 4-29>는 사회경제적 배경의 중요도를 묻는 문항의 취업형태별 응답분포를 보여준다(pearson $\chi^2=41.90$ Pr=0.000). 비경제활동 인구와 현재 경제활동을 하지 않고 있는 사람들이 개인의 노력이 사회경제적 배경보다 중요하게 인식하고 있었다. 특히 우리나라의 비정규직은 개인의 노력이 사회경제적 배경보다 더 중요하다고 응답하는 비율이 높았고 이는 통계적으로 유의했다. 이는 어떻게 해석할 수 있을까? 우리는 다음과 같이 추론할 수 있다. 비정규직은 개인의 능력에 따라 승진과 임금인상이 가능한 환경이기 때문이다. 그러나 우리나라는 외환위기 이후 이중 노동시장이 심화되어 왔다. 이러한 이중 노동시장에서의 직업이동은 각 시장에서는 비교적 자유롭지만 이질적인 시장 간에는 경직되는 특성이 있다. 실제 비정규직 노동시장에 한번 빠지면 헤어내기 어려운 함정이며, 가교로서의 기능은 무시할 수 있을 정도로 미약하다(남재량.김태기 2000).

<그림 4-29> 사회경제적 배경 중요도에 대한 취업형태별 응답분포

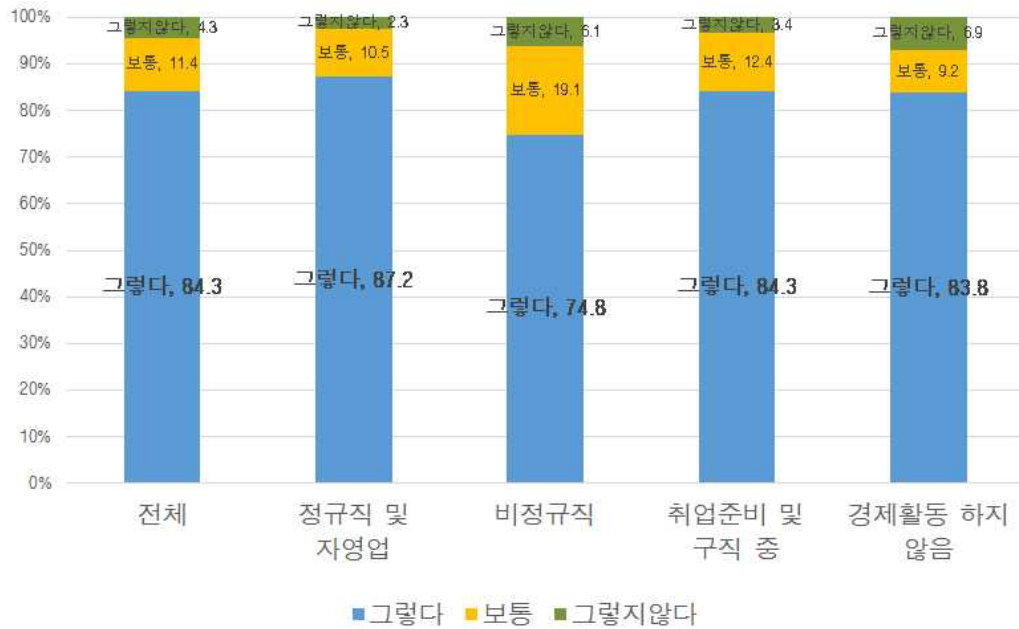


출처 : 동그라미재단, 기회불평등에 대한 국민인식조사(2015).

<그림 4-30>과 <그림 4-31>은 부모의 경제수준과 학력수준에 대한 취업형태별 분포를 보여준다(부모의 경제수준 pearson $\chi^2=36.42$ Pr=0.000, 부모의 학력수준 pearson $\chi^2=17.12$, Pr=0.143). 부모의 경제수준과 학력수준이 사회경제적 배경의

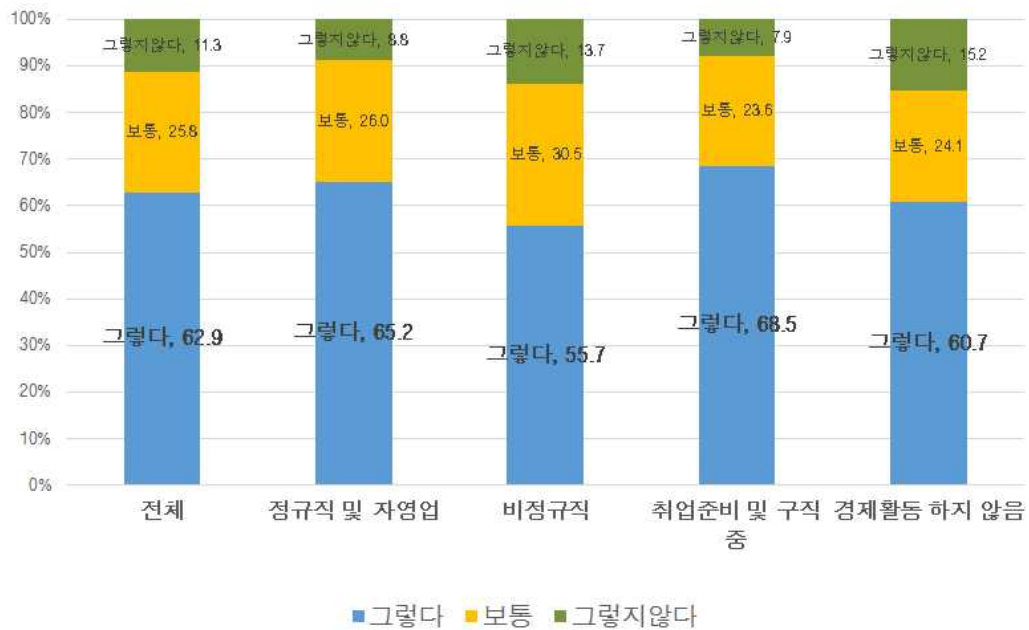
일부임을 감안할 때, <그림 4-29> 의 결과와 다르지 않다.

<그림 4-30> 부모의 경제수준 중요도에 대한 취업형태별 응답분포



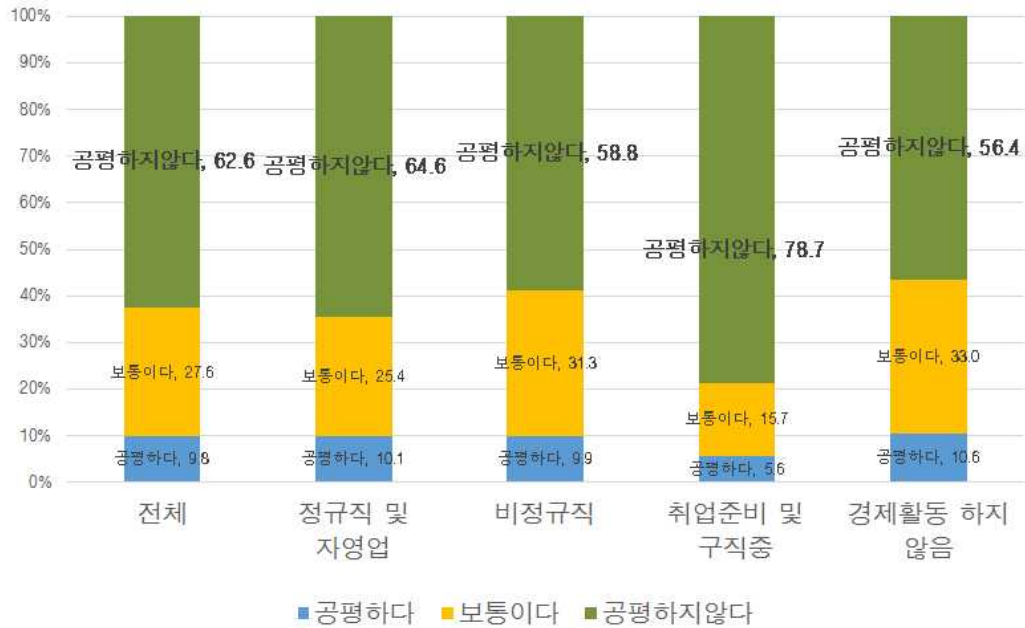
출처 : 동그라미재단, 기회불평등에 대한 국민인식조사(2015).

<그림 4-31> 부모의 학력수준 중요도에 대한 취업형태별 응답분포



출처 : 동그라미재단, 기회불평등에 대한 국민인식조사(2015).

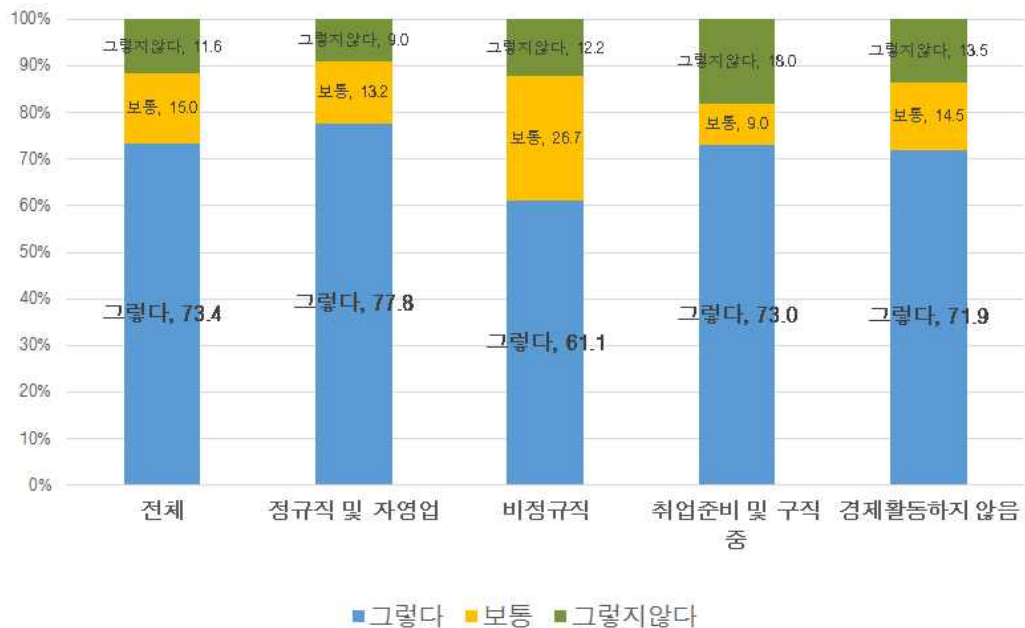
<그림 4-32> 한국사회의 기회보장에 대한 소득수준별 응답분포



출처 : 동그라미재단, 기회불평등에 대한 국민인식조사(2015).

<그림 4-32>는 한국사회의 기회보장에 대한 소득수준별 응답분포이다(pearson $\chi^2=31.24$, $pr=0.002$). 여기서도 비정규직 그리고 비경제활동 인구는 다른 집단들보다 한국사회의 기회가 공평하지 않다고 응답하는 비율이 다른 집단들보다 낮았다.

<그림 4-31> 교육기회의 불평등에 대한 취업형태별 응답분포



출처 : 동그라미재단, 기회불평등에 대한 국민인식조사(2015).

<그림 4-32>는 교육기회의 불평등에 대한 취업형태별 응답분포이다(pearson χ^2 =37.36 pr=0.005). 여기서도 비정규직은 상대적으로 다른 집단들보다 긍정적인 태도를 보이고 있다.

종합해보면, 모든 질문에서 비정규직의 응답태도가 다른 집단들보다 두드러지게 차이가 나는 것을 알 수 있다. 이러한 비정규직의 응답태도의 맥락을 분석하기 위해서는 추가적으로 비정규직 응답자의 소득분포, 연령분포 등을 종합적으로 분석해야 할 필요성이 제기된다.

7) 종합분석 : <기회불평등에 대한 국민인식조사> 순서로짓 회귀분석 결과

<표 4-6> 기회균등 인식의 결정요인

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	사회경제적 배경 중요도	부모 경제수준	부모 학력수준	한국사회의 기회균등 보장	교육기회의 불평등
성별	0.027 (0.125)	0.056 (0.130)	0.233 (0.128)	-0.009 (0.129)	-0.299* (0.123)
연령	0.037 (0.047)	-0.014 (0.049)	-0.016 (0.049)	-0.198*** (0.0502)	0.043 (0.047)
교육수준	-0.262** (0.100)	-0.350** (0.106)	-0.233* (0.105)	-0.066 (0.106)	-0.002 (0.100)
소득수준	-0.054 (0.053)	-0.055 (0.056)	-0.083 (0.055)	-0.027 (0.056)	0.059 (0.053)
경상권	-0.048 (0.194)	0.179 (0.202)	-0.042 (0.198)	-0.133 (0.198)	-0.078 (0.190)
전라권	0.256 (0.239)	0.102 (0.248)	-0.002 (0.244)	0.115 (0.247)	0.210 (0.233)
수도권	0.291 (0.180)	0.112 (0.188)	-0.082 (0.183)	-0.301 (0.185)	-0.073 (0.174)
취업여부 (취업 =1)	-0.264 (0.145)	-0.151 (0.150)	-0.056 (0.148)	0.118 (0.150)	0.309* (0.143)
취업형태 (비정규직 =1)	0.394* (0.192)	0.394 (0.202)	0.244 (0.197)	-0.185 (0.200)	-0.583** (0.189)
절단값1	-1.637*** (0.394)	-1.503*** (0.412)	-2.449*** (0.413)	-6.133*** (0.562)	-3.786*** (0.454)
절단값2	0.0643 (0.391)	0.671 (0.410)	-0.287 (0.404)	-3.504*** (0.427)	-2.903*** (0.416)
절단값3	1.201** (0.393)	2.142*** (0.430)	1.276** (0.408)	-1.727*** (0.413)	-1.816*** (0.396)
절단값4	2.968*** (0.428)	3.799*** (0.533)	3.087*** (0.457)	0.716 (0.411)	-0.785* (0.391)
절단값5					0.128 (0.391)
절단값6					1.684*** (0.395)
N	961	961	961	961	961
pseudo R^2	0.014	0.014	0.008	0.010	0.006
χ^2	36.89	30.66	20.35	23.98	19.57

주: *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001 수준에서 유의함.

이 절에서는 성별, 연령, 교육수준, 소득수준, 지역과 취업형태가 기회균등의 인식에 어느 정도 영향을 미치는지 알아보기 위해 앞에서 제시한 다섯 가지 문항에 대해 종합적인 경험적 분석(empirical analysis)을 시행하였다. 이 분석에서 종속변

수는 동그라미 재단에서 시행한 5 개의 조사문항의 응답 결과이다. 교육기회의 불평등 문항은 7점 척도로 측정된 변수이며, 사회경제적 배경 중요도, 부모 경제수준, 부모 학력수준, 한국사회의 기회균등 보장은 5점 척도로 측정된 범주형 변수이기 때문에 순서로짓(ordered logit) 회귀분석을 통해 계수를 추정하고 로버스트 표준오차(Robust standard error)를 추정하였다.

<표4-6>는 기회균등 인식의 결정요인 분석표이다. 우리는 이를 통해 다음과 같은 통계적으로 유의한 분석결과를 얻을 수 있다. 첫째, 여성은 남성보다 현재 한국사회에서 사회적 배경에 따라 교육을 받을 수 있는 기회가 차별적이라고 생각하는 것으로 나타났다. 둘째, 연령이 낮을수록 개인이 사회 경제적 성취를 이루는 데 기회가 공평하게 보장되어 있다고 생각하지 않는 경향을 보였다. 셋째, 교육수준(학력)은 사회경제적 배경과 부모의 경제수준, 그리고 학력수준에 영향을 미치고 있었다. 즉, 본인의 학력수준이 높을수록 개인의 성공에 있어 사회경제적 배경이 중요하고, 부모의 경제수준, 부모의 학력수준이 중요하다고 생각하는 것으로 나타났다. 넷째, 취업한 사람일수록 교육기회가 불평등하다고 나타났다. 비정규직은 다른 집단들보다 사회경제적 배경이 중요하지 않다고 생각하고 있었고, 교육기회가 사회적 배경에 따라 차별적이지 않다고 생각하고 있었다.

그러나 <표4-6>에서 통계적으로 유의한 결과가 나오지 않은 다른 독립변수들(성별, 연령, 소득수준, 지역)이 우리사회의 기회균등의 주관적 인식에 영향을 미치고 있다는 것을 부인할 수 없다. 따라서 향후 추가적인 여론조사 및 심층적 연구를 통해 우리사회의 기회균등의 주관적 인식을 정확히 포착하고 어느 정도의 수준에 있는지를 분석할 필요성이 제기된다. 현재까지는 자료의 한계상 큰 흐름을 포착해 내기는 어렵지만, 이후 한국사회의 현황과 국제비교 연구가 좀 더 정확한 데이터를 기반으로 하여 심층적으로 분석된다면, 우리사회의 기회균등에 대한 다양한 함의를 도출해 낼 수 있을 것이다.

IV. 객관적 지표와 주관적 인식의 차이

이 절에서는 한국사회의 객관적 지표와 주관적 인식의 차이의 현황을 판단해보고 이 차이가 왜 큰 폭으로 나타나는지 추론할 것이다.

1. 긍정/부정 답변 비율로 본 기회균등의 주관적 인식

<표 5-1> 경제적 기회균등에 대한 주관적 인식⁴⁾

	부유한가정 에서 태어나는 것이 얼마나 중요한가?	부모의 높은 학력이 얼마나 중요한가	본인의 학력이 얼마나 중요한가?	아버지의 사회적계층 과 본인의 사회적 계층의 비교
아르헨티나	0.745763	2.693227	19.15217	1.734513
칠레	1.537736	3.719298	23.45455	1.947945
미국	1.645333	6.458647	81.66667	1.229214
호주	1.093333	4.57868	53.95	0.98018
뉴질랜드	0.583643	2.962791	36.04348	1.302703
덴마크	0.631293	1.788372	18.33871	1.16036
핀란드	0.424719	0.746557	11.93878	1.092409
프랑스	0.624625	5.537764	25.07229	0.886661
독일	1.743662	6.268657	96.4	1.798851
이탈리아	3.352941	2.7	19.8718	1.366279
노르웨이	0.850379	1.511568	14.75807	1.230594
스페인	1.588997	5.4	16.3913	1.234637
스웨덴	0.893709	1.959322	27.16129	1.267533
스위스	0.682099	2.645485	35.33333	1.229039
영국	0.692615	3.486773	28.24138	1.355556
중국	6.514535	20.01626	57.75	0.452247
일본	1.16156	1.685121	6.054545	3.287293
한국	4.196911	3.578231	8.282759	1.644401

출처: ISSP Social Inequality IV(2009).

이 절에서는 객관적 지표와 주관적 인식의 차이를 좀 더 정확히 분석하기 위해

4) 각 변수의 수치는 긍정적인 답변/부정적인 답변을 의미한다. 이 수치가 클수록 불평등 정도가 높다고 추론할 수 있다.

ISSP 2009년 문항 중 네 가지를 추려 긍정/부정 답변 비율을 도출한 결과를 살펴본다. 표 <5-1>은 개인의 성공에 미치는 가정 배경(부유한 가정에서 태어나는 것이 얼마나 중요한가?, 부모의 높은 학력이 얼마나 중요한가?)과 개인의 노력(본인의 학력이 얼마나 중요한가?)에 대한 영향 그리고 직업의 세대 간 이동성(아버지의 사회적 계층과 본인의 사회적 계층의 비교)에 대한 긍정적인 답변과 부정적인 답변의 비율이다(IV장 1. 주관적 인식의 국제비교 참조).

먼저, 경제적 기회균등을 측정하는 변수로서 가정의 배경과 본인노력에 대한 인식을 비교해 보자. 개인의 성공에 미치는 가정 배경은 가정의 경제적 수준과 부모의 교육수준 두 가지로 나누어 측정되었다. 첫째, 가정의 경제적 수준을 살펴보자. <표 5-1>의 ‘부유한 가정에서 태어나는 것이 얼마나 중요한가?’에 대한 질문에 대해 한 18개국의 긍정/부정 응답비율을 보여준다. 한국은 18개국 평균(1.609)을 훨씬 상회하는 수치(4.1969)를 기록하여 중국에 이어 두 번째에 위치하고 있다. 한국과 중국에서 부유한 가정 배경이 미치는 영향에 대한 인식이 높은 이유는 이 두 나라에서 불평등이 가파르게 상승했기 때문이라는 추론이 가능하다. 주지하다시피 동아시아의 국가들은 다른 개발도상국과 비교해 볼 때 예외적인 급속한 성장과 상대적으로 낮은 불평등의 결합(growth with equity)으로 칭송받았다(World Bank 1993). 하지만 1990년대 이후 이러한 축복은 더 이상 가능하지 않게 되었다(Feng 2011). 실제로 한국은 1997년 경제위기 이후에 불평등이 급격히 심화되었으며, 중국 또한 개혁개방의 가속화와 함께 불평등이 심화되었다.

두 번째, ‘부모의 높은 학력이 얼마나 중요한가?’에 대한 긍정/부정 응답비율은 사뭇 다른 결과를 나타내고 있다. 한국은 3.578로 나타나 18개국 평균(4.31)과 크게 차이가 나지 않았다. 즉, 한국인들은 자신의 성공에 부모의 교육수준이 중요하다고 인식하고 있지만, 이 수준은 다른 나라들과 비교해 볼 때 그다지 높은 수준은 아니다.

다음으로 자신의 교육적 성취의 중요성을 살펴보자. ‘본인의 높은 학력이 얼마나 중요한가?’라는 질문은 성공하기 위해 교육이 얼마나 중요한가에 대한 응답자의 인식을 나타내고 있다. 한국인들은 전체 18개국 중 긍정/부정 인식의 평균(32.214)에 비해서 4분의 1 수준인 8.282에 지나지 않았다. 이 수치는 일본(6.054)에 이어서 두 번째로 낮은 수치이다. 한국의 높은 교육열과 교육적 성취를 감안할 때 이 결과는 상당히 흥미로운 결과라고 평가할 수 있다. 이러한 결과는 아래에서 좀 더 자세히 논하겠지만 한국사회에서 교육이 더 이상 계층 상승의 통로로서 긍정적인 기능을 하지 못하고 있다는 현실을 반영한 결과라는 추론이 가능하다.

마지막으로, 세대 간 직업이동성으로 측정된 계층 상승에 대한 인식을 살펴보자. ISSP 조사 중 ‘현재 직업은 귀하가 15세(중학교 시절)이었을 때 부친이 가졌던 직업과 비교해서 사회적 지위가 어느 정도 높거나 낮다고 생각하십니까?’라는 질문이 있다. 이 질문은 세대 간 직업의 이동성에 대한 인식을 통해서 나타난 계층상승에 대한 평가를 추측할 수 있다는 점에서 중요하다. 한국인들의 부정적인 평가에

대한 긍정적인 평가의 비율은 1.644로 나타나 18개국 평균(1.400)과 차이가 거의 없다. 한국은 전통적으로 높은 사회적 이동성으로 가진 사회로 인식되어 왔지만, 그럼에도 불구하고 세대간 직업이동성에 대한 인식이 다른 나라들에 비해서 그다지 높지 않다는 사실은 앞서 가정배경의 중요성에서도 나타났듯이 한국사회에서 경제 위기 이후 악화된 경제적 불평등이 작용한 결과라는 추론이 가능하다.

2. 경제적 기회균등에 대한 객관적 지표와 주관적 인식의 차이

1) 한국의 경제적 기회균등의 객관적 지표와 주관적 인식의 차이는 어느 정도 인가?

<표 5-2> 경제적 기회균등에 대한 객관적 지표와 주관적 인식의 차이

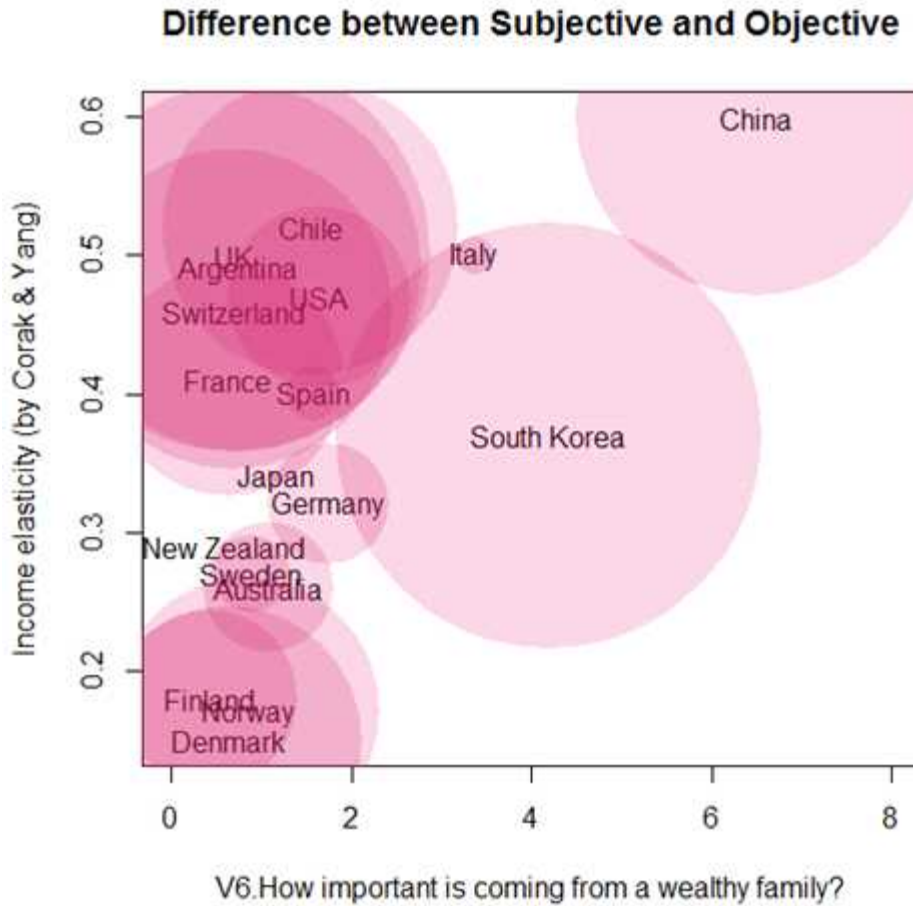
	부유한 가정에서 태어나는 것이 얼마나 중요한가? (주관적 인식)	소득탄력성 (객관적 지표)	주관적 인식 - 조정	객관적 지표 - 조정	주관적 인식과 객관적 지표의 차이
뉴질랜드	0.5836431	0.29	-0.6508284	-0.6184198	0.03240862
일본	1.1615599	0.34	-0.2840421	-0.2423537	0.04168836
이탈리아	3.3529412	0.5	1.10676165	0.96105784	0.14570381
스페인	1.5889968	0.4	-0.0127608	0.20892562	0.22168637
스웨덴	0.8937093	0.27	-0.4540388	-0.7688463	0.31480751
독일	1.743662	0.32	0.08540059	-0.3927802	0.47818075
호주	1.0933333	0.26	-0.3273434	-0.8440595	0.51671608
핀란드	0.4247191	0.18	-0.7516927	-1.4457653	0.69407253
미국	1.6453333	0.47	0.02299437	0.73541817	0.7124238
프랑스	0.6246246	0.41	-0.6248187	0.28413884	0.90895756
노르웨이	0.8503788	0.17	-0.4815394	-1.5209785	1.03943914
덴마크	0.6312925	0.15	-0.6205868	-1.6714049	1.05081813
칠레	1.5377358	0.52	-0.0452945	1.11148428	1.1567788
스위스	0.6820988	0.46	-0.5883416	0.66020495	1.24854656
중국	6.5145349	0.6	3.11332998	1.71319006	1.40013993
아르헨티나	0.7457627	0.49	-0.547936	0.88584461	1.43378063
영국	0.6926148	0.5	-0.5816674	0.96105784	1.54272526
한국	4.1969112	0.37	1.64240401	-0.0167141	1.65911806

출처: 주관적 인식 : ISSP, Social Inequality IV(2009). 'How important is coming from a wealthy family?'

객관적 지표 : Income elasticity (Corak 2013b, 양정승, 2012).

참고: 주관적 인식-조정, 객관적 지표-조정 변수는 주관적 인식과 객관적 지표를 0을 기준으로 -4~4의 범위를 갖는 변수로 조정.⁵⁾

<그림 5-1> 경제적 기회균등에 대한 객관적 지표와 주관적 인식의 차이(그래프)



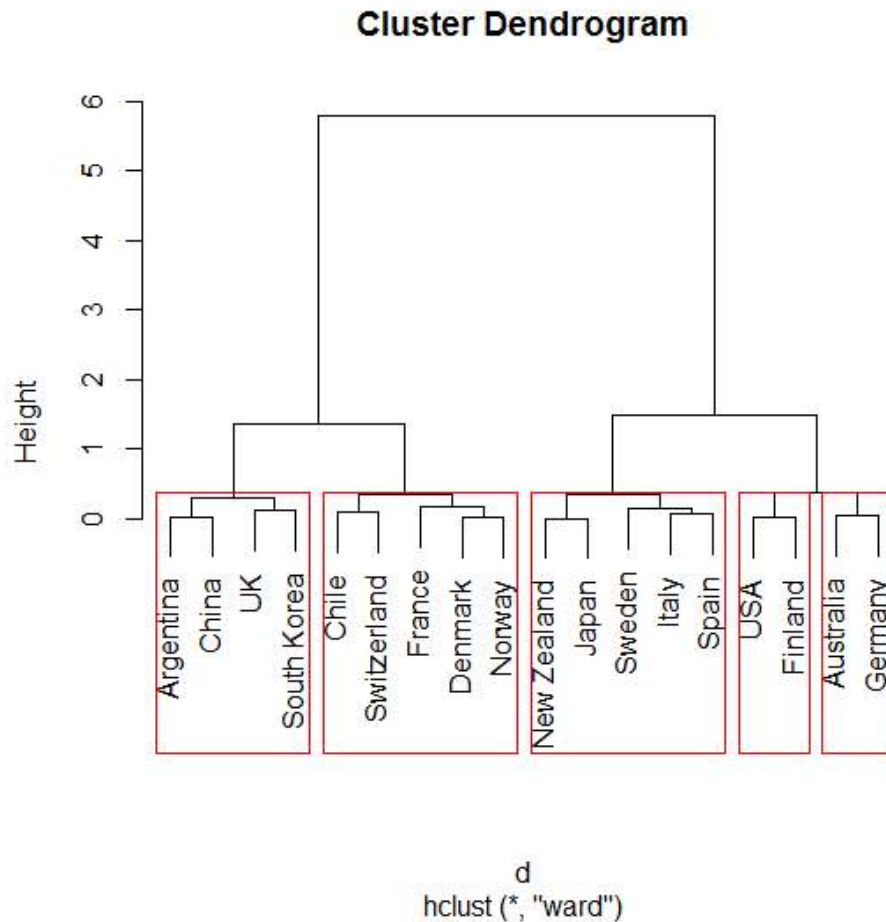
<표 5-2> 는 세대 간 소득탄력성으로 측정된 객관적 지표(Corak 2013b; 양정승 2012)와 ‘부유한 가정에서 태어나는 것이 얼마나 중요한가’에 대한 주관적 인식 간의 차이를 제시하고 있다. 그림 <5-1>은 Y축에 객관적 지표, X축에 주관적 인식을 그래프로 시각화 한 것이다. 각 국가를 둘러싼 원이 클수록 객관적 지표와 주관적 인식의 차이가 크다는 의미이다. 그림에서 잘 드러나듯이 객관적 지표와 주관적 인식간의 차이가 가장 큰 나라는 한국이다. 한국에서 나타난 격차(1.6591)는 전체 18개국의 격차(0.8109)보다 두 배가 넘는 수치였다.

5) 수치가 -4에서 4로 결정된 것은 R 프로그램의 스케일(scale) 함수를 이용하여 출력된 결과이다. scale 함수는 t값을 구하는 공식과 비슷한데, x-mean/sd의 값으로 구해지는 scale 함수는 절대값의 영향을 받지 않고 퍼져있는 정도를 수치화하여 나타낸다. 모든 수치를 표준화 시켜서 퍼져있는 정도를 객관적으로 비교할 수 있다. 본 연구에서 -4와 4로 조정되었다는 의미는 0을 중심으로 데이터가 많이 퍼져있다는 것을 의미한다.

2) 군집분석: 지표와 인식과의 차이는 어떤 국가와 비슷한가?

여기에서는 한국의 객관적 지표와 주관적 인식과의 차이가 국제적으로 어느국가들과 유사점을 가지고 있는지에 대해 제시한다. 한국과 유사한 국가군을 판별함으로써 한국 기회균등 수준의 지표와 인식간의 차이가 어느 정도임을 판별할 수 있다. 본 분석을 위해서 위계적 군집분석 방법을 사용하였다. <그림 5-3> 은 세대 간 소득탄력성으로 측정된 객관적 지표(Corak 2012; 양정승 2012)와 ‘부유한 가정에서 태어나는 것이 얼마나 중요한가’에 대한 주관적 인식간의 차이가 비슷한 수준의 국가로 묶은 군집분석의 결과이다.

<그림 5-2> 클러스터 덴드로그램
(경제적 기회균등에 대한 객관적 인식과 주관적 지표의 차이)



여기에서 한국은 객관적 지표와 주관적 인식의 차이가 아르헨티나, 중국 그리고 영국과 같은 수준으로 묶여있다. 왜 한국, 중국, 아르헨티나, 영국이 한 국가군으로 묶였는지에 대한 더 자세한 후속연구가 필요하겠지만, 한국과 나머지 3개국은

실제 세대간 소득탄력성과 가정의 경제수준에 대한 중요성 인식간의 차이가 매우 큰 나라들이다.

3) 왜 한국에서 경제적 기회균등의 객관적 지표와 주관적 인식의 차이가 큰가?

위에서 살펴본 바와 같이 세대 간 소득 탄력성으로 측정된 경제적 기회균등의 객관적 지표와 개인의 성공에 미친 가정의 경제적 배경의 중요성에 대한 인식으로 측정된 주관적 인식의 격차가 가장 큰 나라는 한국이다. 그렇다면 이러한 차이를 만들어 내는 원인은 무엇인가? 자료의 미비로 엄밀한 경험분석은 진행하기 어렵지만 가능한 원인 변수를 탐색해 보자.

본 연구는 객관적 지표와 주관적 인식간의 차이가 한국에서 가장 크게 나타나는 이유로는 다음과 같은 요인에 주목하고자 한다. 먼저, 가장 중요한 요인으로는 한국 사회가 기회의 균등에 있어서 비동시적인 경험들이 공존하는 사회라는 것이다 (비동시성의 동시성, the contemporaneity of the uncontemporary). 이와 관련하여 한국사회의 기회균등 구조가 매우 빠른 속도로 불평등한 구조로 바뀌었다는 사실이 중요하다. 1997년 경제위기 이후 악화되기 시작한 한국의 경제적 불평등은 사반세기가 지났지만 여전히 개선되지 않고 있다. 두루 알듯이 경제위기 이전까지 한국은 상대적으로 완만한 경제적 불평등 구조를 가지고 계층상승의 사다리가 열려있는 사회였다. 2015년 현재 한국 사회의 중심계층인 베이비 붐 세대(1955-63년 출생자 또는 1955-1974년 출생자)는 이와 같은 계층상승을 몸소 경험한 세대였다. 아버지 세대들에 비해서 괄목할 만한 성취를 이룬 베이비 부머(baby boomer)들은 자식들의 미래에 대해서 높은 기대를 가질 가능성이 크다. 하지만 이러한 기대에 비해서 현실은 급속히 악화되었다. 베이비 부머들은 급속한 산업화로 인한 풍요로움을 경험하였으나 경제위기로 인해서 구조조정과 정리해고의 주요 대상이 되었던 세대이다. 이로 인해서 계층상승과 악화된 경제적 불평등을 순차적으로 경험하고 있는 세대이다. 즉 베이비 부머의 시각에서 볼 때 경제 위기 이후 급속히 악화된 경제적 불평등으로 인해서 자신들이 경험했던 계층 상승의 경험을 자식들에게 전수하기가 어려워진 것이다.

자식 세대인 에코세대(1979년-92년 출생) 또한 할아버지 세대에 대비되는 아버지 세대의 성취를 경험하고 성장하였다. 하지만 자신들이 노동 시장에 진입하거나 진입을 준비하는 현 시점에서 이 세대야말로 기회구조의 불평등을 온몸으로 체험하고 있는 세대이다. 한국 현대사를 관통해왔던 노령세대 또한 부족한 사회적 안전망으로 인해서 많은 수가 빈곤에 허덕이는 세대이다. 또한 베이비 붐 세대의 성취에 대비되는 에코세대의 어려움을 잘 인식하고 있는 세대이며 자신들이 이러한 어려움에 도움을 줄 수 없다는 것에 대해서 좌절할 가능성이 큰 세대이다.⁶⁾

6) 최근 한 조사(사회통합 위원회, 2012)는 흥미로운 분석을 제시한바 있다. 세대 간 갈등이 클 거라는 일반적인 인식에도 불구하고 전 연령대가 등록금, 집값, 청년 실업 등 시급한 현안에 대한 인

실제로 1997년 경제위기 이후 한국사회의 기회균등 구조는 불평등한 구조로 빠르게 변모하였다. 이로 인해서 한국사회는 기회 균등 구조에 대한 비동시적인 경험들이 동시에 공존하는 사회가 되었다. 이러한 기회 균등 구조의 비동시성의 동시성은 다른 세대의 경험이 비추어, 자신 세대의 과거 경험에 비추어 악화된 현재의 기회 균등 구조를 실제보다 훨씬 불평등하게 인식하게 만드는 거시적인 요인으로 작용하고 있다고 할 수 있다. 아래에서는 보다 구체적인 요인들에 대해서 살펴보자. 이 연구는 보다 직접적인 요인으로서 노동시장의 이중적인 구조와 불평등, 제도적인 요인과 시민들의 신뢰, 그리고 평등주의적인 문화에 주목하고자 한다.

① 노동시장의 이중적 구조와 구조화된 불평등

일차적인 원인은 노동시장의 이중적 구조와 구조화된 불평등을 들 수 있다. 노동시장이 열악할수록 (자신의) 노동을 통한 사회적 계층 상승이 어려워지고 해당 국가의 시민들은 객관적인 지표(세대 간 소득 탄력성)가 나타내는 것보다 경제적 배경이 중요하다고 인식할 가능성이 높다. 더구나, 이러한 차이를 더욱 악화시키는 것이 경제적 불평등의 새로운 현상으로 등장한 자산 불평등(특히 아파트를 중심으로 한 주택)이다. 전통적으로 한국사회에서 주택소유는 부와 계층상승의 상징이었다. 경제위기 이후 급격히 상승한 주택가격은 경제적 불평등과 맞물리면서 주택소유의 계층 간 불평등으로 이어지고 있다. 자산에 대한 문화가 근본적으로 바뀌지 않는 한 주택을 중심으로 한 자산 불평등이 심해질수록 객관적인 조건(세대 간 소득 탄력성)보다 개인의 성공에 가정의 경제적 배경이 중요하다고 인식할 가능성이 높다.

새로운 계급으로서 비정규직

1997년 경제위기 이후 확산된 비정규직은 정규직과의 직종 간 차이를 넘어서 새로운 사회경제적 계급으로 부상하였다. 1997년 경제위기 이후 비정규직이 가파르게 증가하면서 한국은 임금 불평등이 매우 높고 최저임금 또는 이하를 받는 노동자의 비율이 가장 높은 나라가 되었다. 경제위기의 극복과정에서 확대된 비정규직은 2014년 현재 정부의 통계로 보더라도 6백만이 넘어서 전체 18백만여 임금 노동자의 32.4%를 차지하고 있다(통계청 2014).⁷⁾

비정규직 규모 자체보다 더 중요한 점은 정규직과 비정규직 간의 임금격차가 점점 증가하고 있으며 직종 간 이동성도 하락하고 있다는 점이다. 2004년부터 2014년까지 10년 동안 비정규직과 정규직간의 임금격차는 지속적으로 확대되었다. 이 결과

식에는 큰 차이가 존재하지 않았다. 보고서에 따르면 이러한 수렴적 현상을 매개하는 단위는 가족이다. 예를 들어, 대학등록금은 문제는 20대와 같은 청년 세대의 문제이지만 30-40대에서도 중요한 관심사이다. 이들은 여전히 등록금 상환의 이슈를 가지고 있을 수 있다. 또한 40대는 대학생 자녀를 두고 있을 가능성이 높다. 50-60대의 경우도 결혼 못한 자녀, 취직 못한 자녀, 혹은 안정적인 주거를 마련하지 못한 자녀를 두고 있을 가능성이 크다(사회통합위원회 2012, 52).

7) 김유선(2014)의 조사에 의하면 2014년 3월 현재 비정규직은 전체 임금 노동자의 44.7%에 달하는 823만명으로 집계되었다.

2014년 대기업 정규직이 100원을 벌 때 중소기업 비정규직은 40.7원을 버는데 그쳤다.⁸⁾ OECD의 비정규직 이동성에 대한 국가별 비교(2013) 자료를 보면 비정규직 가운데 11.1%만이 1년 뒤 정규직으로 전환되었으며 3년 뒤에도 단지 22.4%만이 정규직으로 전환되었다. 과반수가 넘는 50.9%는 여전히 비정규직으로 일하고 있었다. 일하고 있지 않은 비율도 26.7%에 달했다. 이러한 수치는 16개 국가의 평균 1년 후 35.7% 정규직 전환률과 3년 후 전환률 53.8%에 비해서 매우 낮은 수치로 OECD 국가 중에서 최하위권에 해당하는 수치이다. 즉 한국은 비정규직 탈출이 가장 어려운 나라가 된 것이다.⁹⁾

높은 임금불평등과 가장 높은 최저임금 이하 노동자 비율

노동시장의 양극화가 구조화되면서 노동자의 근로조건 또한 악화되고 있다. 이 결과 한국의 임금불평등(임금 10분위 배율 d9/d1)은 OECD 국가 중 최고 수준이다. OECD 노동통계(2013)에 따르면 한국의 임금불평등(2011년)은 4.85로서 OECD 평균 3.37을 훨씬 웃돌았다. 한국의 임금불평등은 미국(5.03)과 이스라엘(4.91)에 이어서 3위를 차지했다. 또한 OECD 고용전망 보고서(2015)에 따르면 조사대상 20개국 중에서 최저임금 또는 그 이하의 소득을 받는 노동자의 비율은 5.5%였다. 한국은 그 비율이 14.7%로서 (2013년 기준) 조사 대상 국가 중에서 저임금 노동자 비율이 가장 높게 나타났다. 이러한 수치는 시간제 노동자가 발달한 일본의 비율인 2%보다 훨씬 높은 수준이었다. 즉 한국은 노동 시장의 소득 불평등이 가장 높은 나라 중의 하나가 된 것이다.

새로운 형태의 불평등-자산 불평등

한국 사회에서 불평등이 심화되면서 불평등의 양상은 이전과 전혀 다른 양상으로 발전했다. 불평등의 핵심적인 요소로서 자산 불평등이 부상한 것이다. 자산 불평등의 정도를 측정하면, 단순한 소득을 넘어서 주택, 부동산, 금융을 포함한 포괄적인 차원의 불평등을 측정할 수 있다. 최근 조사에 따르면 한국의 경제적 불평등은 소득 불평등보다 자산 불평등이 급격히 악화되고 있는 양상을 나타내고 있다. 또한 소득 불평등이 자산 불평등과 결합되어 자산 불평등이 소득 불평등을 악화시키는 형태를 보이고 있다. 남상호(2015)에 따르면 2014년 통계청 가계금융조사에 바탕을 둔 가처분소득 지니계수는 0.4259인데 반하여 순자산 지니계수는 0.6514로서 자산 불평등이 소득 불평등보다 훨씬 심각한 상황임을 보여준다. 특히 전통적으로 부의 상징으로 인식되었던 주택(아파트)을 둘러싼 경쟁과 주거의 불평등은 한국 사회를 특징짓는 현상이 되었다. 최근 한 연구는 연간 흑자액 기준의 주택구매력 지수(주택가격/연간 흑자액, 가계의 저축 가능한 돈으로 주택구입까지 걸리는 시간)를 제시하였다. 2012년을 기준으로 볼 때 소득 3분위에 속하는 계층이 주택가격 3분위에

8) 연합뉴스 2015/08/08.

9) 한겨레 2014/10/06.

속하는 주택을 사는데 걸리는 시간은 27.1년이였다. 이를 수도권으로 좁혀 보면 상황은 더욱 심각하다. 수도권에서 소득 3분위에 속하는 계층이 같은 종류의 주택을 구입하는데 걸리는 시간은 40년이고 서울의 경우 54년이다.¹⁰⁾

모든 노력을 다해서 내 집 마련에 성공한 기성세대에 비해서 청년 세대는 노동 시장의 불평등한 구조를 감안할 때 부모의 도움 없이 집을 마련한다는 것은 불가능한 일에 가깝다. 하지만 적지 않은 기성세대들이 하우스 푸어(House poor)에 속하고 있다.¹¹⁾ 자산 불평등에 의해서 나타난 주거 불평등의 심화는 한국사회의 기회 균등의 구조와 인식의 차이를 확대하는데 영향을 미칠 가능성이 크다.

캐거루족과 니트족의 증가

한국의 노동시장이 양극화되면서 구직자가 양질의 일자리를 찾기가 점점 어려워지고 있다. 더구나 소득 불평등과 자산의 불평등이 심화되면서 대졸 후에도 부모에 의지하는 캐거루족과 구직을 단념한 니트족(NEET, Not in Education, Employment or Training)이 빠르게 증가하고 있다. 이 현상은 객관적 지표와 주관적 인식의 차이의 결과로서 나타난 현상이라고도 볼 수 있지만 이러한 현상을 강화시키는 원인이 될 수 있다. 또한 캐거루족이나 니트족이 되는데에도 경제적 불평등이 작용할 가능성이 크다. 따라서 부모와 함께 사는 캐거루족과 구직을 포기한 니트족이 늘어날수록 성공을 위해서는 개인의 노력보다는 가정의 경제적 배경이 중요하다는 인식이 증가할 가능성이 크다.

최근의 연구(한국직업능력개발원 2015)에 따르면 대졸자 51.1%가 캐거루족으로 나타났다. 캐거루족의 구성을 보면 47.6%가 정규직 취업자, 34.6%는 비취업자, 14.7%는 임시직 취업자, 3.1%는 자영업자로 나타났다. 캐거루족 중에서 자신이 바라는 직장에 정규직으로 취업한 비율은 19.5%에 지나지 않았다. 이러한 수치는 심각한 취업난과 일자리 질의 악화가 캐거루족 증가의 중요한 원인임을 암시한다.

또한 OECD의 조사에 따르면 2013년 기준 한국의 청년층(15-29세)중에서 일할 의지가 없고 교육이나 훈련을 받지 않은 니트족의 비중은 OECD 평균인 8.2%보다 훨씬 높은 15.6%로 나타나 조사 대상 국가 중에서 3위를 기록했다. 한국보다 니트족 비중이 높은 나라는 터키(24.9%)와 멕시코(18.5%) 뿐이었다.¹²⁾ 최근 한 연구(현대경제연구원 2015)에 따르면 한국의 니트족의 특성은 매우 우려할 만한 상황으로 42%가 취업경험이 부재한 상태였다. 또한 1년 이상 장기 니트족이 42.9%를 차지하였다. 미취업 기간 동안 니트족의 56.2%는 적극적인 구직활동을 하지 않았다.

② 제도적 요인과 시민들의 신뢰수준

또 다른 중요한 요인으로는 세대 간 소득 탄력성에 영향을 줄 수 있는 제도적인 요

10) 새사연, 오마이뉴스 2013/08/29.

11) 주택산업연구원(2012)의 조사에 따르면, 2012년 하우스 푸어는 약 248만가구로 추정되며 2012년에 비해서 약 17만 가구가 증가하였다(주택산업연구원 2012).

12) 연합뉴스 2015/08/05.

인과 이에 대한 시민들의 신뢰 수준을 들 수 있다. 노동시장의 불평등한 이중구조가 고착화되고 일자리의 질이 나빠지더라도 이러한 불평등을 보완할 수 있는 제도적인 장치에 대한 신뢰가 유지된다면 객관적인 지표와 주관적인 인식의 차이가 크지 않을 것이다. 하지만 불평등을 완화 할 수 있는 제도적 장치를 마련해야 할 정치권과 관련제도에 대한 불신이 클수록 성공을 위해서는 개인적 노력보다 가정의 경제적 배경이 더 중요하다고 인식할 가능성이 크다.

높은 사회적 갈등 수준

한국사회에서 경제적 불평등은 가장 중요한 사회 갈등으로 부상하였다. 한국은 인종적 갈등의 수준이 매우 낮은 동질적인 사회임에도 불구하고 한국의 사회갈등의 수준은 OECD 국가의 최상위권에 속하고 있다. 이에 반해서 정부의 갈등관리의 능력은 하위권에 머무르고 있다. 또한 노동시장의 불평등한 구조를 보완할 수 있는 한국의 복지제도는 여전히 미비하다. 경제위기 이후 확장된 복지지출의 정책적 효능은 여전히 OECD 국가의 최하위 수준이다. 이러한 관련제도의 정책적 능력의 취약성은 정부와 정치에 대한 불신으로 이어지고 있다. 한국의 정부 신뢰와 투표참여는 OECD국가에서 최하위권 수준이다.

사회적 갈등의 수준과 정부의 갈등 해결 능력

최근 발표된 한 연구(보건사회연구원 2015)에 따르면 민족 문화 갈등을 제외한 한국의 사회갈등지수는 0.396(2011년 기준)로서 OECD 국가 중에서 4위에 달했다. 단지 칠레, 이스라엘, 터키만이 한국보다 사회 갈등 지수가 높은 나라로 나타났다. 중요한 사실은 한국의 사회적 갈등 관리 지수(0.380)가 조사 대상 34개국 중에서 27위로 나타나 하위권으로 조사되었다는 점이다. 사회적 갈등관리지수는 정부 정책의 효과성, 규제 질, 부패통제 능력, 정부소비 지출 비중 등의 요소로 구성되어 있다. 이중 정부 정책의 효과성을 살펴보면 한국은 2011년 기준 21위(표준화 지표 0.535)를 차지하는데 그쳤다. 사회적 갈등이 잘 관리되고 있는 나라는 덴마크(0.923), 스웨덴(0.866), 핀란드(0.859)등으로 나타났다. 일본(0.569)과 미국(0.546)도 순위가 각각 18위와 20위로 나타나 한국보다 높은 순위를 나타냈다.

낮은 복지지출과 미미한 복지제도의 빈곤개선 효과

1997년 금융위기 이후 복지지출이 지속적으로 늘었지만 여전히 비교적 관점에서 볼 때 한국의 복지 지출은 낮은 수준을 벗어나지 못하고 있다. 2012년을 기준으로 볼 때 한국의 사회복지지출은 GDP 대비 10.51%에 지나지 않는다. 이 수치는 OECD 평균인 22.1%의 절반에도 미치지 못하는 수치이다. 더 중요한 문제는 복지제도의 불평등 개선 효과이다. 한국의 복지제도의 불평등 개선 효과는 OECD 국가 중에서 최하위 수준이다. 2012년 기준 한국의 세전 빈곤율은 0.173%로 OECD 국가중 가장 낮은 수준이다(OECD 평균은 0.284). 하지만 세후 빈곤율은 0.149로 OECD 평균 세후 빈곤

율(0.108) 보다 높았다. 즉 한국은 세금이 빈곤을 개선하는 효과가 상대적으로 매우 낮은 나라인 것이다. 같은 맥락에서 지니 계수의 변화를 통해서 살펴본 조세의 소득 재분배 기능(2010년 기준)도 0.03에 그쳐서 칠레에 이어서 최하위권을 차지하였다 (OECD 2013, 한겨레 2014/08/07). 즉 한국은 노동 시장의 불평등한 구조를 보완할 수 있는 정부의 제도적인 장치가 매우 미비한 나라인 것이다.

낮은 투표율과 낮은 정부신뢰

한국의 낮은 투표율과 낮은 정부 신뢰는 OECD 국가들 중에서 최하위권이다. 한국의 정치참여의 특징적인 현상은 민주화 이후 급속하게 낮아진 투표율이다. 민주화의 진전과 함께 투표율이 낮아지는 현상은 그다지 예외적인 현상은 아니지만 한국의 경우 투표율 하락의 속도에 있어서 OECD 국가 중에서 가장 두드러진다. 한국의 평균 투표율은 50%이하로 OECD 국가 중에서 가장 낮은 수준에 머물러 있다. 관련하여 OECD 자료(2012)에 따르면 한국의 정부신뢰는 25%로 나타나 조사대상 41개국 중에서 하위권인 29위에 머물렀다. 즉 한국 국민 10명중 단지 2.5명만이 한국 정부를 신뢰하고 있는 것이다. 이 수치는 OECD 평균인 43%보다 낮을 뿐만 아니라 개발도상국인 터키(56%), 멕시코 (37%), 칠레(33%)보다도 낮은 수치였다.

③ 강한 평등주의적 문화

객관적 지표와 주관적 인식의 차이에 영향일 미칠 수 있는 또 다른 변수는 한국의 강한 평등주의적 문화라고 할 수 있다.

한국의 평등주의적 문화

아직 비교 가능한 지표가 개발되어 있지 않아 객관적인 비교분석에는 어려움이 있지만 한국의 대표적인 문화 중 하나로 평등주의를 들 수 있다(김문조 외 2013; 복거일 2008; 송호근 2006). 한국의 평등주의는 한국인의 문화적인 특성중의 하나인 집단주의와 현세주의와 밀접한 관련이 있다. 즉 개인적 차이보다는 일치를 강조하는 집단주의적 특성과 현세의 성공을 인생의 가장 중요한 목표로 삼는 경향이 평등주의를 강화했다. 역사적으로 해방과 분단, 한국전쟁과 권위주의 그리고 민주화와 같은 급격한 사회변동을 경험한 한국사회에서 자유주의의 기반이 매우 취약했다. 민주주의의 핵심 가치 중의 하나인 자유의 기반이 취약한 한국사회에서 권위주의 통치는 평등주의를 종종 정치적으로 동원했다.

급격한 산업화를 통해서 상대적으로 높은 사회적 이동성을 유지했던 한국에서 한국인의 평등주의적 문화는 준거집단과 자신의 속한 집단과의 거리를 좁히려는 계층상승의 욕구로 나타난다. 한국 사회의 평등주의 문화는 권위주의와의 유착 속에서 성장해온 한국사회의 지배집단에 대한 인정거부나 존경의 철회로 나타난다 (송호근 2006). 평등주의가 강할 경우 다른 사람 혹은 집단의 성공을 그들의 업적의 결과로 인정하기 보다는 연줄이나 배경이 작용한 결과로 폄하할 가능성이 크다. 이러한 면

에서 평등주의는 한국사회의 기회구조를 확대해석 할 수 있는 문화적 기반이 될 수 있다.

3. 교육의 기회균등에 대한 객관적 지표와 주관적 인식의 차이

이 절에서는 한국사회의 교육의 기회균등에 대한 객관적 지표와 주관적 인식의 차이를 분석한다.

1) 한국의 교육의 기회균등 지표와 인식의 차이는 어느 정도인가?

<표 5-3> 교육기회 격차에 대한 주관적인 인식-18개국 비교

	좋은 중고교 출신이 대학교육을 받을 기회가 있다. (주관적 인식)	부자만이 대학입학에 필요한 비용을 감당할 수 있다. (주관적 인식)	PISA 점수 (객관적 지표)
아르헨티나	0.646729	0.498282	0.305333
칠레	0.987805	0.953737	0.292333
미국	0.312088	0.407745	0.2805
호주	0.371555	0.657343	0.172
뉴질랜드	0.150456	0.22877	0.262
덴마크	0.135885	0.094545	0.232333
핀란드	0.180328	0.096	0.197667
프랑스	1.302661	2.130117	0.328333
독일	0.582677	0.705584	0.357
이탈리아	0.33274	0.292639	0.197
노르웨이	0.120968	0.052632	0.228667
스페인	0.382353	0.300932	0.246667
스웨덴	0.162295	0.142857	0.249333
스위스	0.866667	0.277778	0.305667
영국	0.587963	0.602837	0.269
중국	1.591837	1.6974	0.165667
일본	0.277372	0.687375	0.199333
한국	1.761194	2.100703	0.198667

출처: 주관적 인식 : ISSP social inequality IV(2009),

-In <country> only students from the best secondary schools have a good chance to obtain a university education'

-In <country>, only the rich can afford the costs of attending university.

객관적 지표 : OECD PISA(2012) 언어, 수학, 과학 평균의 standard deviation

표 <5-3>은 중등교육의 수준(좋은 중고교 출신이 대학교육을 받을 기회가 있다)와 경제적 지위(부자만이 대학입학에 필요한 비용을 감당할 수 있다)가 대학교육의 성취에 대해서 미치는 영향에 대한 시민들의 인식의 18개국 비교를 제시하고 있다. 먼저 대학교육 이수에 미치는 중등학교 수준의 중요성에 대한 인식과 교육적 성취간의 차이에 대해서 살펴보자. ‘좋은 중고교 출신이 대학교육을 받을 기회가 있다’는 대학 교육의 성취에 미치는 중, 고등학교 수준의 중요성에 대한 인식을 나타내고 있다. 한국의 수치(부정적인 대답에 비해서 긍정적인 대답을 한 비율)를 다른 나라들과 비교해 볼 때 한국이 긍정적인 인식을 한 비율이 가장 높은 나라로 나타났다(1.7611). 이 수치를 전체 18개국 평균(0.5974)과 비교해 볼 때 한국에서 긍정적인 인식의 비율이 세 배 정도 높게 나타났다. 이 수치는 한국의 대학 진학률(2014년 기준 70.09%, 통계청)이 OECD 최고 수준을 기록하고 있다는 점을 감안할 때 흥미로운 결과이다.

다음으로 경제적 지위에 따른 교육격차에 대한 인식을 살펴보자. ‘단지 부자만이 대학 교육 비용을 감당할 수 있다’는 대학 교육비와 경제적 지위와의 관계에 대한 시민들의 인식의 18개국 비교를 제시하고 있다. 한국(2.100)은 프랑스(2.130)와 함께 가장 긍정적인 인식의 비율이 가장 높은 두 나라 중의 하나이다. 이 같은 긍정적인 인식의 비율은 18개국 평균(0.6626)에 비해서 3배가 넘었다. 이 결과는 비교 대상 국가들 중에서 한국인들이 경제적 지위가 교육의 성취에 미치는 효과가 가장 크다고 인식하고 있다는 것을 나타낸다. 경제적 격차에 대한 위의 분석을 고려할 때 한국인들은 다른 나라 사람들에 비해서 교육의 격차에 경제적 격차가 미치는 영향이 크다고 인식하고 있다는 추론이 가능하다.

표 <5-4>는 중고등학교의 수준이 대학교육의 완수에 미치는 영향에 대한 인식과 실제 교육적 성취간의 차이에 대한 18개국 비교분석을 제시하고 있다. 한국인들이 느끼는 중등학교 수준의 중요성과 실제 교육적 성취에 대한 차이(1.7611)는 18개국 평균(0.5974)보다 세 배정도 큰 수치로 중국(1.5918)과 함께 최상위권(1위)을 형성하였다. 그림<5-2>는 Y축에 객관적 지표, X축에 주관적 인식을 그래프로 시각화한 것이다. 각 국가를 둘러싼 원이 클수록 객관적 지표와 주관적 인식의 차이가 크다는 의미이다. 이 수치는 한국이 과열입시경쟁과 과중한 사교육 방지를 목적으로 1974년 시작된 고교 평준화 정책을 유지하고 있다는 점을 감안할 때 매우 흥미로운 결과라고 할 수 있다. 이러한 결과는 비록 전체적으로 평준화가 유지되고 있다고 하지만 최근 대학입시에서 나타난 대학진학 격차의 확대와 밀접한 관련이 있을 수 있다고 추론할 수 있다. 2000년대 이후 수도권과 지방, 대도시와 중소도시, 대도시 내 거주지간 대학 진학의 격차가 확대되고 있다(김영철 2012). 이와 관련하여 최근에 부상한 특수 목적고(외국어 고등학교, 국제고등학교, 과학고등학교)와 자율형 사립고등학교 열풍이 중요하다. 최근 한 조사에 따르면 2012~14년 서울 시내 12개 주요 대학에 입학한 일반고 졸업생 비율은 72.9%에서 58.8%로 감소하였다. 반면에 자사고 졸업생 비율은 14.1%를 기록하였다. 서울대의 경우도 2014년 입시에서 일반

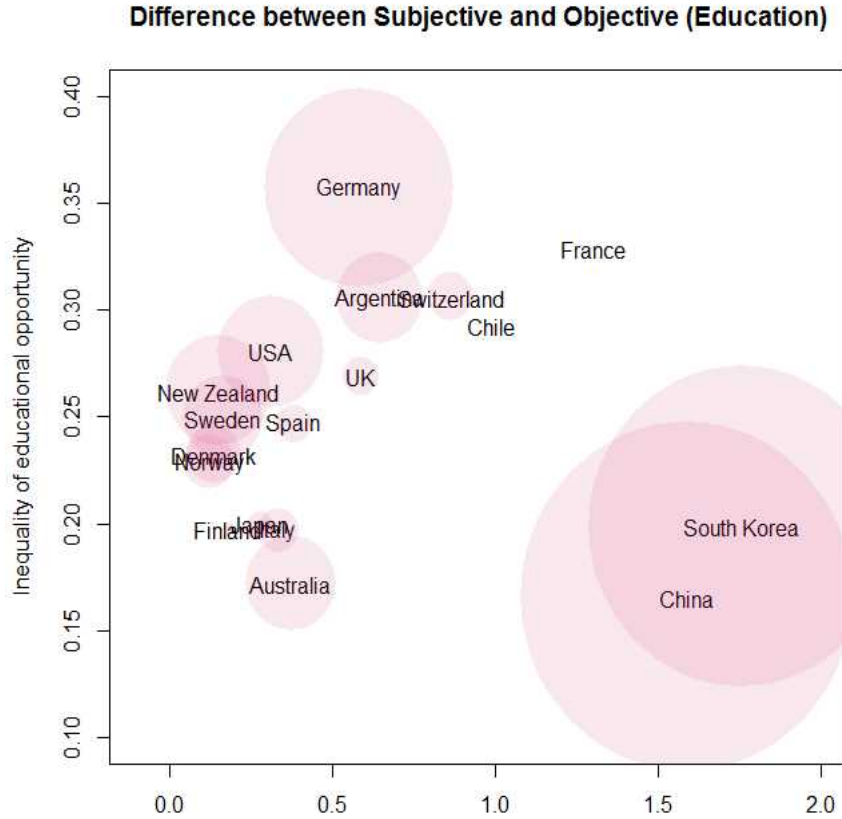
고 출신 비율은 절반에 못미친 46.7%에 머물렀고 자사고 비율은 20.3%에 달했다(연합뉴스, 2014/10/13). 즉 지역에 따른 고등학교의 학력격차와 서열화가 확대되면서 중등학교의 수준이 대학진학을 결정한다는 인식이 (실제보다)확산되었다고 평가할 수 있다.

<표 5-4> 주관적 인식과 교육적 성취(PISA)간의 차이 - 18개국 비교
(좋은 중고등학교 출신만이 대학에 입학할 기회가 있다)

	좋은 중고교 출신이 대학교육을 받을 기회가 있다. (주관적 인식)	PISA 점수 (객관적 지표)	주관적 인식 - 조정	객관적 지표 -조정	주관적 인식과 객관적 지표의 차이
칠레	0.9878049	0.2923333	0.76539016	0.78032104	0.01493089
프랑스	1.3026608	0.3283333	1.38269889	1.43319133	0.05049244
핀란드	0.1803279	0.1976667	-0.81775518	-0.936486	0.11873083
일본	0.2773723	0.1993333	-0.62748923	-0.90626054	0.27877131
스페인	0.3823529	0.2466667	-0.42166334	-0.047857	0.37380634
영국	0.587963	0.269	-0.01854283	0.35716438	0.37570721
이탈리아	0.3327402	0.197	-0.51893442	-0.9485762	0.42964178
스위스	0.8666667	0.3056667	0.52788569	1.02212486	0.49423917
노르웨이	0.1209677	0.2286667	-0.93413707	-0.37429214	0.55984493
덴마크	0.1358852	0.2323333	-0.90488986	-0.30779611	0.59709375
스웨덴	0.1622951	0.2493333	-0.85311039	0.00050375	0.85361414
아르헨티나	0.646729	0.3053333	0.09667424	1.01607976	0.91940552
호주	0.3715546	0.172	-0.4428347	-1.40195834	0.95912365
뉴질랜드	0.1504559	0.262	-0.87632232	0.23021738	1.1065397
USA	0.3120879	0.2805	-0.55942547	0.56572017	1.12514564
미국	0.5826772	0.357	-0.0289062	1.95306953	1.98197573
한국	1.761194	0.1986667	2.28170259	-0.91835072	3.2000533
중국	1.5918367	0.1656667	1.94965943	-1.51681515	3.46647458

출처: 주관적 인식 : ISSP social inequality IV(2009),
-In <country> only students from the best secondary schools have a good chance to obtain a university education.
객관적 지표 : OECD PISA(2012) 언어, 수학, 과학 평균의 standard deviation

<그림 5-3> 교육의 기회균등에 대한 객관적 지표와 주관적 인식의 차이
(좋은 중고등학교 출신만이 대학에 입학할 기회가 있다)



V18. only students from the best secondary schools have a good chance to obtain a university

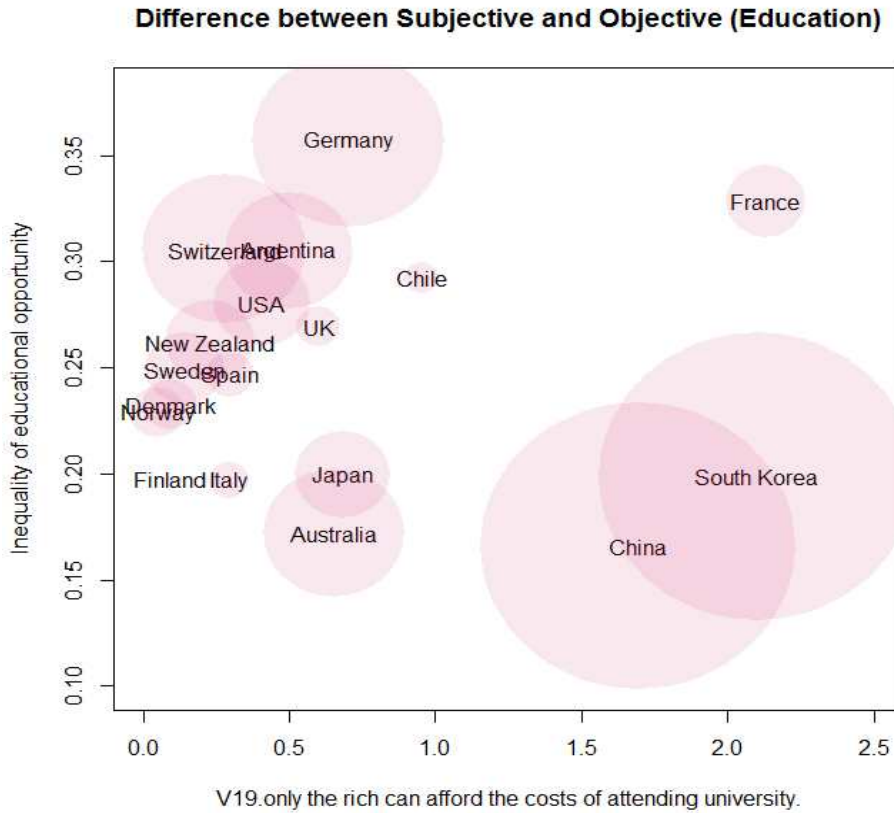
<표 5-5>는 경제적 격차가 (등록금을 중심으로 한) 대학교육의 성취에 미치는 영향과 실제 교육적 성취에 대한 차이의 18개 국가 간 비교를 제시하고 있다. 이와 관련하여 객관적 성취와 주관적 인식 사이에 가장 차이가 큰 나라는 한국이었다. 한국의 객관적 성취와 주관적 인식 사이의 갭(3.1031)은 18개국 평균(1.087)보다 세배 정도 컸다. 이러한 결과를 통해서 18개 국가의 다른 나라들과 비교할 때 한국 인들은 (교육적인 성취의 표준편차로 측정된) 실제 교육격차 보다 경제적 격차가 교육의 격차에 미치는 영향이 훨씬 크다고 인식하고 있다는 평가가 가능하다. 한국에 이어서 중국도 비슷한 격차를 나타냈다(3.088).

<표 5-5> 주관적 인식과 교육적 성취와의 차이-18개국 비교
(부자만이 대학비용을 감당할 수 있다.)

	부자만이 대학교육에 필요한비용을 감당할 수 있다 (주관적 인식)	PISA 점수 (객관적 지표)	주관적 인식 - 조정	객관적 지표 -조정	주관적 인식과 객관적 지표의 차이
핀란드	0.096	0.1976667	-0.86085192	-0.936486	0.07563408
칠레	0.95373665	0.2923333	0.442271969	0.780321042	0.33804907
이탈리아	0.29263914	0.197	-0.5621062	-0.9485762	0.38647
영국	0.60283688	0.269	-0.09083557	0.357164379	0.44799995
스페인	0.30093209	0.2466667	-0.54950706	-0.047857	0.50165006
노르웨이	0.05263158	0.2286667	-0.92673977	-0.37429214	0.55244763
덴마크	0.09454545	0.2323333	-0.86306175	-0.30779611	0.55526564
스웨덴	0.14285714	0.2493333	-0.7896638	0.000503752	0.79016755
프랑스	2.13011696	0.3283333	2.229498001	1.433191331	0.79630667
뉴질랜드	0.2287695	0.262	-0.6591407	0.230217378	0.88935808
일본	0.68737475	0.1993333	0.037599323	-0.90626054	0.94385986
미국	0.40774487	0.2805	-0.3872308	0.565720166	0.95295097
아르헨티나	0.49828179	0.3053333	-0.24968181	1.016079757	1.26576157
호주	0.65734266	0.172	-0.0080272	-1.40195834	1.39393115
스위스	0.27777778	0.3056667	-0.58468445	1.022124865	1.60680931
독일	0.70558376	0.357	0.065263515	1.95306953	1.88780602
중국	1.69739953	0.1656667	1.57208827	-1.51681515	3.08890342
한국	2.10070258	0.1986667	2.184809943	-0.91835072	3.10316066

출처: 주관적 인식 : ISSP social inequality IV(2009),
-In <country>, only the rich can afford the costs of attending university.
객관적 지표 : OECD PISA(2012) 언어, 수학, 과학 평균의 standard deviation

<그림 5-4> 교육의 기회균등에 대한 객관적 지표와 주관적 인식의 차이
(부자만이 대학비용을 감당할 수 있다)

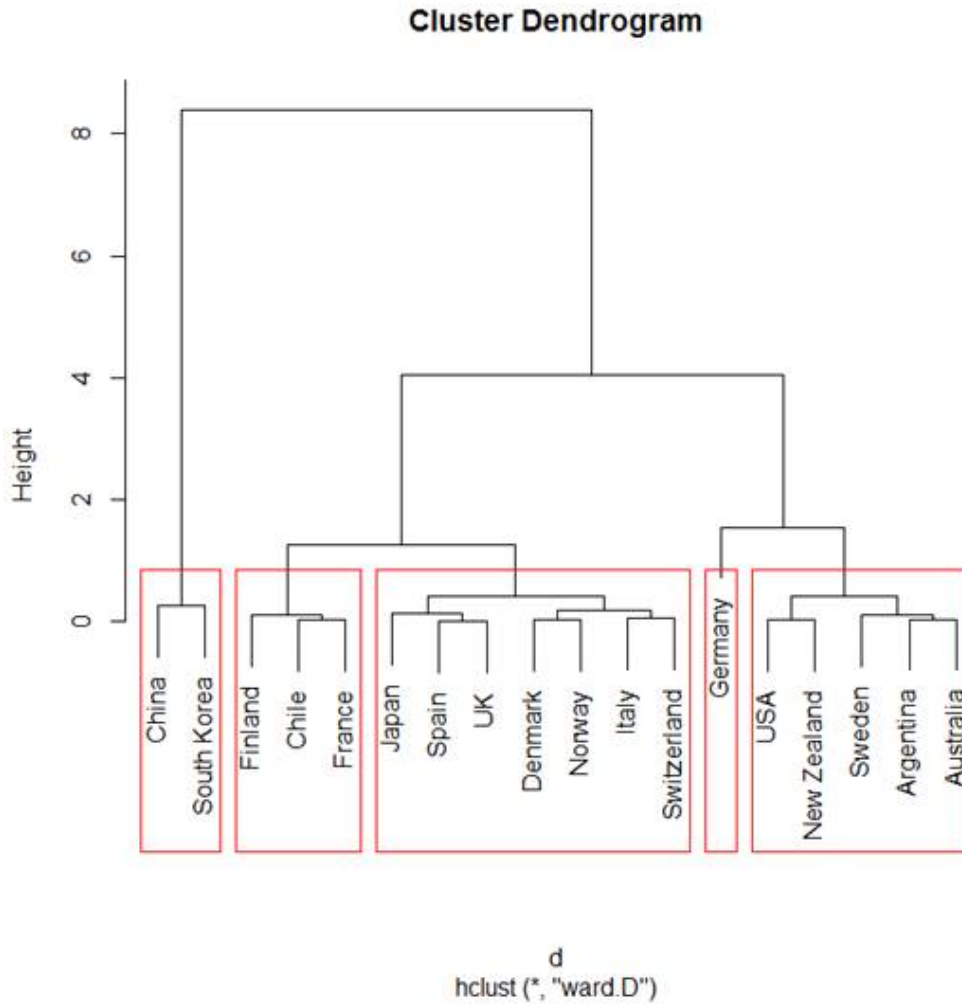


2) 군집분석 : 지표와 인식과의 차이는 어떤 국가와 비슷한가?

여기서는 교육의 기회균등에 대한 객관적 지표(PISA 점수의 평균의 표준편차)와 주관적 인식(좋은 중고교 출신이 대학교육을 받을 기회가 있다)과의 차이가 국제적으로 어느 국가들과 유사점을 가지고 있는지에 대해 제시한다. <그림 5-5> 는 객관적 지표와 주관적 인식과의 차이가 비슷한 수준의 국가로 묶은 군집분석의 결과이다. 여기에서 한국은 객관적 지표와 주관적 인식의 차이가 중국과 매우 유사한 것으로 나타났다. 특히 여기서 중요한 점은 한국과 중국의 지표와 주관적 인식의 차이가 다른 16개국과는 확연한 차이가 있다는 것을 알 수 있다.¹³⁾ 여기서 우리는 한국과 중국은 교육의 기회균등 문제에 있어서 다른 국가들과는 확연히 다르게 인식하고 있다는 결과를 도출할 수 있다.

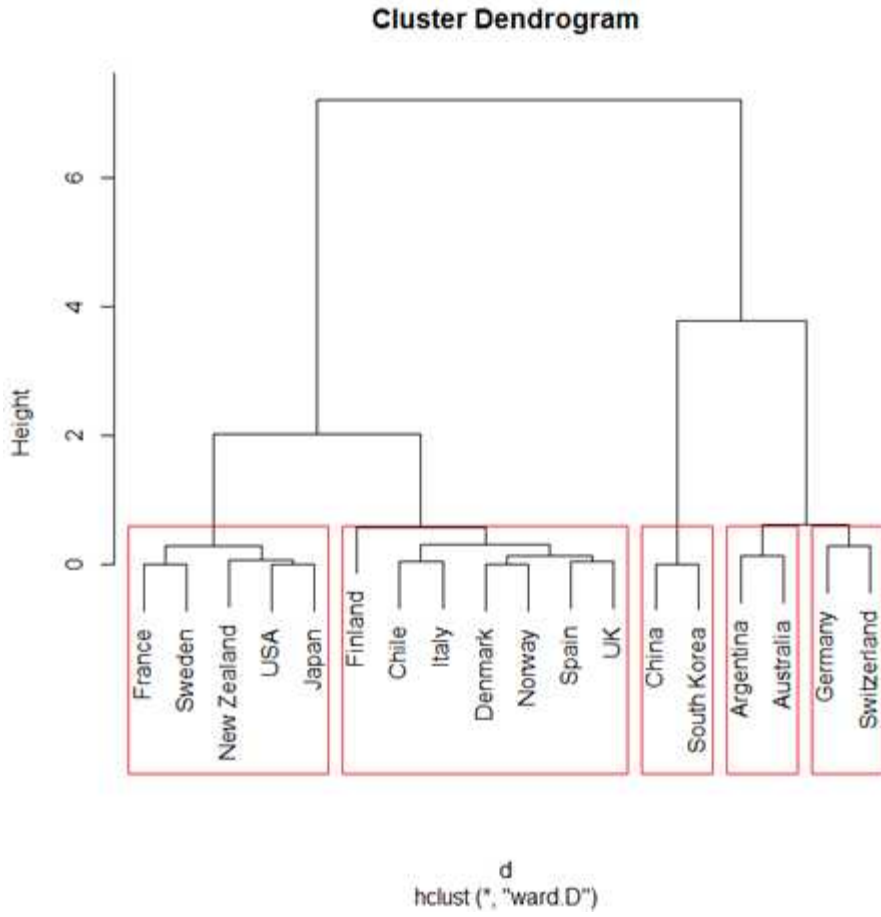
13) 세로축의 Height가 클 수록 다른 국가군과 차이가 크다는 것을 의미한다.

<그림 5-5> 클러스터 덴드로그램
 (좋은 중고등학교 출신만이 대학에 입학할 기회가 있다)



<그림 5-6>은 ‘부자만이 대학비용을 감당할 수 있다’를 주관적 인식의 변수로 설정한 결과(<그림 5-4>)의 클러스터 덴드로그램을 보여준다. 여기에서도 한국은 객관적 지표와 주관적 인식의 차이가 중국과 매우 유사한 것으로 나타났다. 한국과 중국으로 묶여진 국가군과 다른 국가군과의 차이는 <그림5-5>의 덴드로그램보다는 크지 않지만(Height 4), 한국과 중국이 교육의 기회균등 문제에 있어서 다른 국가들과는 확연히 다르게 인식하고 있음을 알 수 있다.

<그림 5-6> 클러스터 덴드로그램
 (부자만이 대학비용을 감당할 수 있다)



3) 왜 교육의 기회균등에 대한 지표와 인식간의 차이가 한국에서 제일 큰가?

위에서 살펴본 것 같이 한국은 조사 대상 18개국 중에서 교육성취로 측정된 객관적인 지표와 주관적인 인식 사이에 차이가 가장 큰 나라로 나타났다. 그렇다면 한국은 교육적 성취의 편차가 상대적으로 크지 않은 나라임에도 불구하고 한국인들이 교육 격차에 대해서 크게 인식하는 이유는 무엇인가?

본 연구는 한국에서 교육격차에서 객관적 지표와 주관적인 인식간의 차이가 큰 데에는 높은 교육적 열망에 대비되는 교육의 수확체감(diminishing returns)이 크게 작용하였다고 판단한다. 먼저, 한국은 OECD 최고 수준의 높은 교육적 성취를 이루었다. 특히 아래에서 제시한 것처럼 고등교육 이수율은 OECD 최고 수준이다. 이러한 성취에는 몇 가지 계기가 존재하였다. 1980년 국가보위위원회에 의해서 실시된 ‘졸업정원제’ 이후 대학 입학 정원이 크게 늘었다. 또한 1995년 김영삼 정부의 5.31 대학 개혁 조치와 함께 도입된 ‘대학 설립 준칙주의’ (1996)로 인해서 대학설립 자율화가 이루어지면서 대학의 수가 늘었고 이에 따라서 대학 진학이 훨씬 용이해졌다. 이 결과 현재 한국은 OECD 국가 중에서 가장 높은 수준의 대학 진학률을 기록하고 있다. 1990년 33.2%에 지나지 않았던 대학 진학률은 2008년 83.8%에 달했다(시사인 386호, 2015/02/02). 둘째, 잘 알려져 있듯이 한국 대학들은 신입생들의 입학성적에 의해서 수직적으로 서열화되어 있다. 대학의 서열화는 단지 신입생들의 성적뿐만 아니라 대학 교육의 질과도 관련이 깊다. 상위권 대학과 하위권 대학은 대학 교육의 질을 측정하는 거의 모든 지표에서 큰 차이를 나타내고 있다(이주호·정혁·홍성창 2014). 셋째, 경제위기 이후 이중화된 노동시장구조와 악화된 임금 불평 속에서 대학 졸업자의 대졸자 임금 프리미엄은 과거에 비해서 대폭 약화되었다. 한 연구에 따르면(이주호·정혁·홍성창 2014) 대졸자가 일반화된 상황에서 대졸자의 임금 프리미엄의 증가는 상위 10% 대학 졸업자에서만 나타났다. 특히 하위 20%의 대학졸업자의 경우 성별과 경력 등 다른 변수를 통제하고서도 고졸자의 평균 임금보다도 낮은 임금을 받는 것으로 나타났다. 즉, 이 집단의 교육 투자는 노동시장에서 경제적 수확을 얻지 못하고 있는 것이다. 또한 아래서 제시한 바와 같이 대졸자 대비 취업률의 비중은 OECD 국가 중에서 가장 낮은 수준에 머무르고 있다. 요컨대, 대졸자의 임금 프리미엄 구조 또한 양극화 되고 있으며 대학 졸업자의 전반적인 경제적 수확은 과거에 비해서 급속히 감소하고 있다.

앞서 논의한 바대로 경제 위기 이후 한국의 노동 시장의 이중적인 구조가 고착되고 임금 불평등이 심화되고 있다. 한국 시민들은 더 이상 기대만큼 가능하지 않은 교육의 계층상승 역할에 기대어 서열화된 구조 속에서 보다 좋은 대학을 가기 위한(사교육을 중심으로 한) 교육적 투자에 몰입하고 있는 것이다. 이러한 몰입을 가중시키는 중요한 요인 중의 하나는 한국 사회가 승자독식의 구조로서 패자 부활이 대단히 어려운 사회라는 점이다. 하지만 더 좋은 대학의 입학에 대한 사교육의 몰입은 더 이상 기대했던 보상을 가져다주지 못하고 있다.

이러한 불일치가 한국에서 교육 격차에 대한 객관적인 지표와 주관적인 인식의 차이를 크게 만드는 중요한 요인으로 작용하고 있다. 아래에서는 이러한 불일치에 기여할 수 있는 좀 더 구체적인 요인에 대해서 살펴볼 것이다.

① 높은 대학 등록금

한국의 대학 등록금은 OECD 국가의 최상위권을 차지하고 있다. OECD 자료(2009)에 의하면 한국의 국공립대학과 사립대학의 등록금은 OECD 국가 중에서 미국에 이어서 두 번째로 높은 것으로 나타났다. 하지만 GDP 수준을 고려할 때 한국의 대학 등록금은 사실상 OECD 국가 중에서 가장 높은 수준이다(윤관호 채지윤 김동관 2012). 한국의 일인당 국민소득(GNI)이 2007년에 처음 2만 불대에 진입한 2014년까지 2만 불대에 머물러 있는 상황에서 OECD 국가 중 사실상 가장 높은 대학 등록금은 경제적 격차가 대학교육을 성취하는데 미치는 영향에 대해서 더 크게 인식하는데 영향을 미쳤을 가능성이 크다.

② 높은 대학 등록금 상승률

2005-2009년 사이 전국 4년제 40개 국공립대학과 156개 사립대학의 등록금 인상 현황을 살펴보면 국공립대학의 등록금 인상률은 46.3%, 사립대학은 30.5%를 기록했다. 이는 같은 기간의 소비자 물가 상승률(15.8%)의 2.9배와 1.9배에 달하는 높은 수치이다. 또한 가계소득(2인 이상 가구 명목 소득)의 21.7% 증가율에 비해서 국립대는 2.1배 사립대는 1.4배나 빠른 증가속도를 나타냈다.¹⁴⁾ 객관적인 지표보다 큰 주관적인 인식에는 대학 등록금의 수준과 함께 가계소득을 뛰어넘어 가파르게 상승한 등록금의 상승률이 중요한 영향을 미쳤을 가능성이 크다. 물가상승률과 가계소득을 넘어서 빠르게 상승한 등록금으로 인해서 대학 교육 감당하는데 경제적 격차가 미치는 영향을 실제보다 크게 인식할 가능성이 높다.

③ 교육에 대한 낮은 공적 지원

한국의 공교육에 대한 정부지원은 OECD 국가 중에서 가장 낮은 수준이며 따라서 민감 부담은 가장 높은 수준이다. 2014년 발표된 OECD 자료에 따르면 한국의 GDP 대비 공교육비 구성비는 7.6%로서 OECD 평균인 6.1%보다 높았다. 즉, 한국은 OECD 국가들의 평균에 비해서 더 많은 비용을 교육에 지출하고 있는 것이다. 하지만 중요한 질문은 교육의 비용을 누가 더 많이 부담하고 있는가 하는 것이다. 한국의 GDP 대비 정부부담 공교육비는 4.9%로 OECD 평균(5.3%)보다 낮다. 이에 반해서 민간이 교육비를 부담하는 비율은 2.8%로 나타나 OECD 평균(0.9%)에 비해 세배 가량 높은 것으로 나타났다. 이를 초등교육과 고등 교육으로 나누어 보면 의미 있는 차이가 나타난다. 초 중등교육의 민간 부담율(0.8%)은 OECD 평균(0.3%)의 두 배 정도이지만 고등교육에서 민간 부담율(1.9%)은 OECD 평균(0.5%)의 두 배가 높은 네 배에 달

14) 세계일보 2009/12/10.

했다(OECD 2014).¹⁵⁾ 학생 일인당 공교육비(미국 달러의 구매력 지수 기준)는 OECD 국가 평균은 13,958였지만 한국은 9,927에 지나지 않았다. 같은 맥락에서 국민 1인당 GDP 대비 학생 1인당 공 교육비 비율은 OECD 국가 평균은 41에 달했지만 한국은 34에 지나지 않았다. 교육에 대한 낮은 공적인 지원은 결국 교육에 대한 사적인 부담으로 이어진다. 교육에 대한 사적인 부담이 커질수록 경제적 격차가 대학 교육 성취에 미치는 영향이 크다고 인식할 가능성이 크다.

④ 사교육 과열과 사교육 시장의 불평등

앞서 논의한 바와 같이 좁은 취업문에 대비되는 높은 학력은 한국이 과잉학력의 사회라는 것을 나타낸다. 더구나 한국사회는 학력, 지역, 기업 규모 간 임금 격차가 큰 사회이다. 이러한 구조는 좀 더 나은 학벌을 획득하기 위한 교육 경쟁의 과속으로 나타나고 있다. 초등학교부터 시작되는 사교육 열풍이 이를 잘 나타내고 있다. 문제는 사교육의 경쟁구조가 악화된 불평등 구조에 의해서 영향을 받는다는 사실이다. 선진국의 경우 사교육은 주로 뒤처지는 학생들을 대상으로 한 보충학습으로 기능하지만 한국은 높은 점수를 얻어 치열한 경쟁의 구조 속에서 보다 좋은 대학을 가기 위한 수단으로서 기능한다. 1995년과 2003년 TIMSS (수학과학 성취도 국제비교연구)에 따르면 한국에서 기초수준 미달학생의 사교육 참여율은 1995년에서 2003년 사이 17.8%에서 29.2%로 증가한 반면에 수월수준 이상의 참여율은 59%에서 83.7%로 급증했다. 이러한 현상은 미국이 기초수준 미달자의 참여율(69.9%, 2003년)이 수월 수준¹⁶⁾이상자의 참여율(17.9%)를 압도하는 현상과는 정반대이다.

소득 수준에 따른 1인당 사교육 참여율과 사교육비 지출을 보면 소득 수준의 최하층(100만 원 이하)은 3분의 1에 못 미치는 32.1%만이 사교육에 참여하고 있고 지출액도 한 달에 6.6만원에 그치고 있다. 반면에 최상층 (700만 원 이상)은 최하층의 2.5배에 해당하는 83.5%가 사교육에 참여하고 있고 지출액도 최하층에 7배에 가까운 42.8만원을 지출하고 있다(통계청 2015). 이는 공식적인 자료로 사교육 시장에서 실제 계층 간 격차는 이보다 훨씬 크다고 추정할 수 있다. 대학입학을 위해서 과열된 사교육 시장과 사교육 시장의 불평등은 대학교육에 미치는 경제적 격차에 대해서 더 크게 인식하는 데 기여하는 요인으로 작용할 가능성이 크다.

⑤ 교육적 성취에 대비되는 취업률

잘 알려져 있듯이 한국은 다른 나라와 비교해 볼 때 매우 높은 교육열을 가진 사회이다. 이러한 교육열은 높은 교육적 성취로 나타났다. 2014년 기준 청년층(25~34세)의 고등학교 이수율(98%)과 고등교육 이수율(66%)은 OECD 국가중에서 가장 높았다. 고등학교 이수율은 2001부터 고등교육 이수율은 2007년부터 줄곧 1위를 차지했

15) 연합뉴스 2014/09/09.

16) 새사연 2013/09/30, <http://sisun.tistory.com/1327>

다(OECD 2014, 교육부 2014). 높은 교육열과 교육적 성취에 반하여 고등교육을 이수한 청년들의 취업률은 OECD의 평균에 못 미쳤다. 구체적으로 2009년~12년 사이 OECD 국가에서 고등교육 이수자의 취업률은 83%대를 유지하였다. 하지만 같은 시기 한국의 고등교육 이수자의 취업률은 77%내외였다 (OECD, 통계청). 특히 2011년 통계에 따르면 한국의 취업률은 OECD 국가에서 가장 낮은 수준으로서 가장 높은 취업률을 기록한 네덜란드(92%)는 물론이고 멕시코(78%)나 터키(77%) 칠레(76%)보다도 낮은 수준을 기록했다(OECD 2011).¹⁷⁾ 한국 사회의 교육 구조의 중요한 특징 중의 하나는 서열화된 대학 구조이다. 상대적으로 높은 대학 진학률에 대비되는 낮은 취업률은 서열화된 대학 구조 속에서 더 좋은 (사립)대학을 가기 위한 경쟁을 가속화하는 요인이 되고 있다. 이중화된 노동 시장 구조 속에서 더 안정적인 직장을 갖기 위해서 더 좋은 대학을 가야하고 이를 위해서는 더 많은 비용을 사교육에 투자해야 한다. 이러한 연결고리 속에서 전통적으로 계층상승의 통로로 작용했던 교육은 더 이상 희망의 사다리 역할을 하지 못한다. 오히려 경제적 불평등을 확대 재생산하는 역할을 하고 있는 것이다.

17) 중앙일보, 2014/03/05.

VI. 정책적 함의

본 연구는 한국사회의 기회의 균등 구조의 객관적인 위치와 기회의 균등에 대한 주관적 인식, 그리고 객관적 위치와 주관적 인식의 차이를 통해서 나타난 한국의 특성을 분석하였다. 그렇다면 이러한 분석을 통해서 도출할 수 있는 정책적 함의는 무엇인가? 이 장은 본 보고서의 발견의 정책적 함의를 논하는 장이다. 본 연구의 가장 중요한 발견중의 하나는 한국 사회는 한국사회의 기회균등 구조의 객관적 위치에 비해서 (부정적인) 주관적 인식이 매우 높은 나라라는 사실이다. 즉 객관적인 위치와 주관적인 인식 간에 차이가 매우 큰 나라라는 점이다.

본 연구의 분석결과 한국 사회의 기회 균등 구조의 공정성 인식에 대한 세대 간 격차가 두드러졌다. 특별히 한국 사회의 균등 구조에 대한 부정적인 인식은 20대에서 가장 높았다(72.2%가 공평하지 않다고 인식). 청년층의 미래에 대한 부정적인 인식은 최근 몇몇 조사에서 확인 된 바 있다. 퓨리서치 조사(2014)¹⁸⁾에 따르면 한국이 미래에 대한 낙관의 세대 간 격차가 가장 큰 나라로 나타났다. 이와 관련하여 청년들이 한국 사회가 패자 부활 가능성이 없는 사회로 인식하고 있다는 점이 중요하다. 가장 최근에 실시된 한 여론 조사에 따르면 청년 열 명 중의 일곱은 한국사회가 한번 실패하면 일어설 수 없는 사회로 인식했다(77.3%가 다시 올라 설수 없다고 답변).¹⁹⁾ 보다 더 중요한 사실은 청년들이 느끼는 기회 균등 구조의 공정성이 가정의 경제적 배경에 중요한 영향을 주고 있다는 점이다. 같은 조사에 따르면 100점 만점으로 지수화한 패자 부활 지수는 부모가 중상층 이상인 청년의 경우 37.7점인데 반해서 하층은 그 절반이하인 17.2점에 지나지 않았다. 공정성 지수도 중상층 이상의 경우 26.4점인데 반해서 하층은 18.6점으로 나타났다.

이러한 결과를 통해서 다음과 같은 정책적 함의를 도출할 수 있다. 우선 청년층의 미래에 대한 희망을 복원할 수 있는 구체적인 정책적 지원과 노력이 지속되어야 한다. 제 5 장에서 제시된 교육 기회불평등의 원인에 대한 분석을 토대로 볼 때 이러한 지원은 두 가지 방향으로 초점을 맞추어야 할 것이다. 먼저 교육에 대한 공적 지원의 확충이 우선되어야 한다. 예를 들어 고등학교 의무교육과 대학의 완전 무상교육이 실시되는 것이 바람직 할 것으로 생각된다. 대학 완전 무상교육이 불가능하다면 정치권의 공약이었던 반값등록금 또는 전문대학 무상교육이 우선 실시되는 것이 바람직하다고 판단된다. 특히 사회적 약자에 대한 무상교육의 확대가 절실하다고 판단된다.

둘째, 청년층에 초점을 맞춘 양질의 일자리 창출 정책이 시행되어야 한다. 이를 위해서는 노동시장의 이중적 구조를 개선하는 노력이 먼저 이루어져야 할 것이다. 동일직종 동일 임금의 원칙에 따라서 같은 직종에서 고용의 형태에 따른 임금격차

18) <http://www.pewresearch.org/fact-tank/2015/02/25/south-koreas-millennials-downbeat-about-payoff-of-education-future/>

19) 한겨레 2015/08/18.

를 줄이는 정책적 노력이 필요하다. 또한 청년층의 취업의지와 가능성을 높일 수 있는 계층별로 분화된 직업교육을 강화하는 정책적 노력도 같이 이루어져야 할 것이다.

본 연구를 통해서 발견된 흥미로운 사실 중의 하나는 한국은 OECD 국가중에서 가장 높은 고등교육 이수율을 보이는 나라이지만 한국 국민들은 중등교육의 수준이 대학 교육 이수에 미치는 영향이 대단히 크다고 인식하고 있다는 사실이다. 이러한 결과를 통해서 한국인들이 학교의 서열화가 (중)고등학교로부터 이미 시작되고 있다고 인식하고 있으며 이러한 서열화의 영향을 (실제보다)크게 인식하고 있다고 추론할 수 있다. 제 5 장에서 이러한 격차의 가능한 원인으로 불평등한 구조속의 높은 사교육비, 교육에 대한 낮은 공적 지원, 그리고 높은 교육적 성취에 대비되는 낮은 취업률 등이 제시되었다.

이러한 발견의 정책적 함의는 먼저 한국인들이 낮은 보상(취업률)에도 불구하고 서열화된 대학 구조속에서 보다 높은 순위의 대학을 가기 위해서 지나친 과열경쟁과 필요이상의 지출을 감내하고 있다는 사실이다. 실제로 대학을 가기 위해서 많은 사교육비를 지출하고 있는 한국인들은 취업을 위해서 추가적인 사교육을 하는 상황에 까지 이르렀다. 아르바이트 전문 포털 알바천국의 조사에 따르면 2012년 여름방학 때 취업을 위해서 사교육을 받겠다고 대답한 사람은 10명중에 8명에 달했고 이들이 예상하는 사교육비용은 32만원에 달했다²⁰⁾.

이러한 현상은 기본적으로 서열화 된 교육구조에서 기인한다. 서열화된 교육구조의 개혁을 위해서는 먼저 대학의 서열을 평준화하는 노력이 필요하다. 예를 들어 국립대학교 공동학위제와 같은 제도를 진지하게 모색해 볼 필요가 있다. 또한 대학교육의 공공성을 강화하기 위해서 국립교양대학 같은 제도를 시행하는 것이 필요하다. 이 경우 대학입시는 자격시험으로 대체되고 수험생들은 대학 자격고사와 내신만으로 대학에 들어간다. 이후에 교양대학에서 필수과정을 이수한 후 전공을 선택할 수 있게 된다(민교협 2015). 현재 고교평준화의 보완을 명목으로 등장한 특목고와 자사고가 대학 입시를 위한 명문고로 전략하여 고등학교 교육의 서열화를 강화하고 있는 것이 사실이다. 현재의 경쟁 구조속에서 대학입시를 위한 특별한 경로를 유지하면서 고교 평준화를 달성하기는 어렵다. 특목고과 자사고를 폐지하고 교육과정 개편과 교육 여건의 개선을 통해서 특성화된 교육을 일반고에서 포괄할 수 있는 중장기적인 정책적 방안을 마련하는 것이 바람직하다.

본 연구의 제 4 장은 동그라미 재단에서 수행한 <기회불평등에 대한 국민인식조사>(2015)에 기반을 두어 주관적 인식에 대한 다차원적인 분석을 진행하였다. 분석결과 다수의 흥미로운 중요한 발견들이 제시되었다. 한국 사회의 기회 보장에 대해서 가장 부정적인 인식을 가지고 있는 계층은 청년세대(20대)였다. 전 세대 평균(62.6%)을 훨씬 상회하는 72.1%의 청년세대가 한국 사회의 기회보장이 공평하지 않다고 답했다. 이러한 청년세대의 기회균등에 대한 부정적인 인식은 종합분석에서

20) 조선일보, 2012/07/01

행해진 순서로짓 분석을 통해서도 통계적인 유의미성이 확인되었다.

한편, 기회구조가 불공평한 구체적인 요인을 묻는 답변에서는 다소 다른 양상이 나타났다. 한국사회에서 개인의 성취에 사회경제적 배경이 개인의 노력보다 성공에 중요하다는 인식(문항 A1)-4) 가장 높은 긍정적인 답변을 한 연령집단은 40대(73.5%)와 50대였다. 구체적으로 부모의 경제적 수준과 부모의 학력수준이 개인의 성공에 중요하다고 대답한 비율이 가장 높은 집단도 40대(경제수준, 88.6%, 교육수준 72.5%)와 50대(경제수준 89.4%, 교육 수준 71.2%)였다.

이러한 결과는 상당히 중요한 정책적 함의를 내포하고 있다. 한국사회의 중심축을 이루고 있는 베이비 붐 세대(1955-63)는 벼랑 끝에 서 있다고 해도 과언이 아니다. 70-80년대 한국사회의 성장을 이끌어왔던 베이비 붐 세대는 조기퇴직, 퇴직 후 준비가 안된 노후 등 열악한 조건속에서 이혼과 자살로 내몰리고 있다.²¹⁾ 베이비 붐 세대가 성공에 개인의 노력보다는 가정 배경이 압도적으로 중요하게 느끼고 있다면 이는 지난 한 세대 동안의 삶의 흔적일 가능성이 크다. 또한 이러한 인식은 연령 집단인 3~40대, 나아가 베이비 붐 세대의 자녀인 에코세대(1979-1992)에 전승될 가능성이 크다.

이러한 현상의 개선을 위해서는 먼저 베이비붐 세대의 정년연장, 일자리 공유, 부분별한 해고 억제, 재취업 교육 등 다양한 일자리 정책이 시행되어야 한다. 또한 다양한 사회안전망 확충을 통해서 베이비부머 세대와 자식세대인 에코 세대의 부담을 경감하는 노력을 기울여야 한다. 또한 청년세대의 미래에 대한 부정적인 인식을 개선하기 위해서는 앞서 논의한 교육격차와 노동 시장에서의 불평등한 구조를 개선하기 위한 다양한 정책적 처방들이 실행되어야 한다.

또 다른 흥미로운 발견은 소득 수준에 따른 기회균등 구조와 부모의 경제적 수준과 학력이 성공에 미치는 중요성에 대한 인식이다. 개인의 성공에 부모의 경제적 수준과 부모의 학력이 미치는 영향의 중요성에 대해서 가장 낮게 인식한 계층은 가구의 월 소득이 100만 원 이하인 경제적 하층이었다(제 4 장 참고). 하지만 이러한 수치가 자체가 지나치게 강조될 필요는 없다. 본 연구는 이러한 결과를 경제적 하층이 한국사회의 기회 균등 구조를 상대적으로 평등하게 인식하고 있다고 분석하지 않는다.²²⁾ 빈곤의 대물림 현상을 감안할 때 오히려 이러한 결과는 많은 경제적 하층이 부모의 경제적 배경과 부모의 높은 교육이 성공에 미치는 영향을 경험하지 못한 결과일 가능성이 크다고 본다.

관련하여 제 4 장의 분석은 학력이 낮은 계층에 비해서 학력이 높을수록 부모의

21) 보건사회연구원(2013)에 따르면 한국의 자살률은 10만명당 33.5명으로 OECD 평균(12.8명)을 훨씬 상회하여 회원국 중에서 가장 높게 나타났다. 특히 자살(11.8%)이 베이비붐 세대의 사망원인 중 두 번째로 나타났다. 또한 베이비붐 세대의 7.1%는 지난 일년동안 적어도 한번은 ‘자살하고 싶다’ 라는 생각을 해본 적이 있는 것으로 나타났다. 자살을 생각한 첫 번째 원인은 경제적 어려움(52.8%)이었다(통계청 2010).

22) 실제로 최하층의 3분의 2 이상(69.4%)가 부모의 경제수준이 중요하다고 답했으며 부모의 교육수준이 중요하다고 답한 응답자도 과반수가 넘었다(53.1%). 또한 최하층 중에서 한국의 교육기회가 불평등하다고 인식한 비율은 3분의 2에 가까운 64.3%였으며 한국사회의 기회 구조가 불공평하다고 인식하고 있는 응답자도 과반수가 넘었다(53.1%)

경제수준, 부모의 학력이 개인의 성공에 중요하다고 인식하고 있었다. 또한 중학교 이하 학력을 가진 집단에 비해서 고등학교 이상의 학력을 가진 집단이 한국 사회의 기회보장이 공평하지 않다고 인식하는 수준은 비슷했다(62%~64.7%). 이 두 흥미로운 결과를 종합하면 소득과 교육 수준이 일정한 상관관계를 가지고 있다는 추론이 가능하다.²³⁾ 요컨대, 경제적으로 하층은 교육적 성취가 낮은 계층일 가능성이 크고, 이러한 이중적인 격차를 가지고 있는 계층은 한국사회의 불균등한 기회 구조에 대한 인식이 상대적으로 비판적이지 않을 수 있다. 이러한 인식에는 상대적으로 낮은 교육수준이 작용하였을 가능성이 있다. 경제적 하층이 교육의 중요성에 대해서 상대적으로 저평가하고 있다면 하층의 열악한 교육적 투자여건을 감안할 때 그리고 불평등한 사·공교육 시장을 감안할 때, 하층은 교육에 대한 투자의욕을 상실할 가능성이 크다. 나아가 이러한 상황이 심해지면 경제적 하층은 막다른 골목으로 내몰리게 되고 일탈로 이어진다.²⁴⁾

이러한 추론을 통해서 도출할 수 있는 것은 경제적인 하층에 맞는 맞춤형 정책 지원이 절실하다는 사실이다. 앞서 제시한 바대로 노동과 교육을 통해서 사회적 이동이 가능할 수 있도록 노동 시장의 불평등 구조와 개선과 교육의 공공지원일 확대가 일차적인 과제라고 할 수 있다.

23) 실제로 여론조사 자료를 분석해보면 소득과 교육 수준간에는 일정한 관계가 존재한다 (correlation 0.295, pr=0.000).

24) 대검찰청의 이른바 물지마 범죄 분석(대검찰청 보도자료 2013/06/21)에 따르면 범행자의 대부분(87%)이 무직(63%) 또는 일용노동(24%)에 종사하는 사람등 일정한 직업이 없는 경제적 빈곤층이었으며, 이러한 경제적 빈곤으로 인한 현실 불만 및 자포자기가 범죄의 중요한 원인으로 나타났다.

Ⅶ. 참고문헌

<국내

문헌>

- 강성진·이우진. 2009. 『성장, 빈곤, 불평등과 사회지출의 상호관계 분석』. 한국보건사회연구원 연구보고서.
- 강신욱·임완섭. 2006. 『사회보장정책에서 기회의 균등원칙 적용방안』. 한국보건사회연구원 연구보고서.
- 김문희. 2015. “금융위기 이후 청년 니트족의 도전 과제와 관련 정책.” 『THE HRD REVIEW』 18(3)
- 김민성, 김봉근, 하태욱. 2009. “한국의 세대간 소득탄력성(所得彈力性)” . 『국제경제연구』, 15(2): 87-102.
- 김영철. 2012. 『대학 진학 격차의 확대와 기회형평성 제고방안』 KDI 포커스. 통권 23호.
- 김우철·이우진. 2008. 『한국 조세재정정책의 기회 평등화 효과에 대한 연구: 소득 획득에 대한 기회를 중심으로』. 한국조세연구원 연구보고서.
- 김우철·이우진. 2009. “Roemer의 기회평등개념과 한국의 소득세 정책” . 『경제분석』. 15(3): 129-168.
- 김유경. 2012. “중산층의 주관적 귀속의식 및 복지인식” 『보건복지 Issue and Focus』 제152호. 한국 보건사회연구원.
- 김유선. 2012. 『비정규직 규모와 실태』 한국노동사회연구소.
- 김진욱. 2002. “한국의 소득불평등 변화와 요인분석”, 서울사회경제연구소(편). 『소득분배와 사회복지』. 여강출판사.
- 김희삼. 2009. 『한국의 세대 간 경제적 이동성 분석』. 서울: 한국개발연구원.
- 김희삼. 2015. “사회이동성 복원을 위한 교육정책의 방향”, 『KDI FOCUS』 54:1-8.
- 남상호. 2015. “우리나라 가계 소득 및 자산 분포의 특징.” 『보건복지 Issue and Focus』 제277호. 한국보건사회연구원.
- 남재량, 김태기. 2000. “비정규직, 가교 (bridge) 인가 함정 (trap) 인가?” 『노동경제논집』 23(2), 81-106.
- 민주화를 위한 전국교수협의회. 2015. 『입시 사교육 없는 대학체제』 서울: 한울.
- 한국보건사회연구원. 2013. 『기회의 불평등 측정에 관한 연구』. 2013-16
- 복거일. 2008. “평등과 한국의 평등주의.” 『시대정신』 여름호
- 새로운 사회를 위한 연구원. 2013. “저축만으로 집사는 데 27년”
- 새로운 사회를 위한 연구원. 2013. “사교육비 세계1위”

- 송호근. 2006. 『한국의 평등주의-그 마음의 습관』, 삼성경제연구소.
- 신광영. 2012. 『불안사회 대한민국 복지가 해답인가』, 서울: 살림.
- 신정완. 2014. 『복지국가의 철학』. 인간과 복지.
- 양정승. 2012. “한국의 세대 간 소득 이동성 추정”, 『노동경제논집』, 35(2):79-115.
- 윤관호. 채지윤 김동관. 2012. “한국의 대학 등록금 수준과 미국 및 OECD국가와의 비교.” 『경영교육 저널』 통권 23권.
- 이양호, 지은주, 권혁용. 2013. “불평등과 행복: 한국의 사례.” 『한국정치학회보』 47(2): 25-43.
- 이우진, 고제이. 2011. “아버지의 학력과 아들의 성취”. 『재정학연구』. 4(2):47-87.
- 이우진. 2012. “경제민주화와 기회의 평등”. 『한국경제포럼』. 5(3): 5-25.
- 이정우, 이성립. 2001. “한국의 부의 불평등 추계”. 『경제발전연구』.7(1).
- 이정우. 2010. 『불평등의 경제학』. 서울: 후마니타스.
- 이주호·정혁·홍성창. 2014. “한국은 인적자본 일등국가인가”, KDI Focus. 통권 제46호.
- 정영호. 고숙자. 2014. 『사회갈등 지수 국제비교 및 경제성장에 미치는 영향』, 한국보건사회연구원.
- 정진호. 2001. “최근의 소득불평등도 변화와 소득원천별 분해”, 『노동정책연구』. 창간호.
- 주택산업연구원, 2012. 『하우스푸어 체감가구 분석』.
- 이준구. 1994. 『소득분배의 이론과 현실』.서울:다산출판사.
- 최지은, 홍기석. 2011. “우리나라의 세대 간 소득 이동성 분석-아버지와 아들을 중심으로.” 『사회보장연구』 27(3): 143-163.
- 최홍석. 2013. “국민의 공공적 삶 만족도 측정 연구” 『지방행정연구』. 27(2): 189-212.
- 한국개발연구원. 2014. 『KDI 경제전망』, 31권 1호.
- 현대경제연구원. 2015. 『현안과 과제: 계층상승 사다리에 대한 국민인식 설문조사』, 15-29호.

<신문기사>

- 경향신문
- 세계일보
- 연합뉴스
- 오마이뉴스
- 조선일보
- 중앙일보

한겨레

<영문문헌>

- Arneron, R. J. 1989. "Equality of Opportunity for Welfare," *Philosophical Studies*. 56.
- Bedard, K., and C. Ferrall. 2003. "Wage and Test Score Dispersion: Some International Evidence." *Economics of Education Review*. 22(1): 31-43.
- Bentham, J. 1996. *An Introduction to the Principles of Morals and Legislation*. Burns, J. H. & Hart, H. L. A(ed). Oxford : Clarendon Press.
- Blau, F. D., and L. M. Kahn. 2005. "Do Cognitive Test Scores Explain Higher US Wage Inequality?." *Review of Economics and Statistics*. 87(1):184-193.
- Bowles, S. and H. Gintis. 1996. "Efficient Redistribution: New Rules for Market, States and Communities," *Politics and Society*. 24.
- Brown-Iannuzzi et al. 2015. "Subjective Status Shapes Political Preferences" *Psychological Science* 26:15-26.
- Brunori, P., F. H. G. Ferreira, and V. Peragine. 2013. "Inequality of Opportunity, Income Inequality and Economic Mobility: Some International Comparisons" IZA Discussion Paper No. 7155.
- Chatty, R., N. Hendren, P. Kline, and E. Saez, 2014. "Where is the Land of Opportunity? The Geography of International Mobility in the United States." Equality of Opportunity Project, Havard University.
- Cecchi, D., and V. Peragine. 2010. "Inequality of Opportunity in Italy." *The Journal of Economic Inequality* 8(4): 429-450.
- Cecchi, D., V. Peragine, and L. Serlenga. 2010. "Fair and Unfair Income Inequalities in Europe" . ECINEQ Working Paper 174.
- Cohen, G. A. 1986. "Self-Ownership, World-Ownership and Equality," G. A. Cohen ed.(1995) *Self-Ownership, Freedom and Equality*. Cambridge Univ. Press,
- Cohen, G. A. 1989. "On the Currency of Egalitarian Justice," *Ethics*. 99.
- Cohen, G. A. 1990. "*Equality of What? On Welfare, Goods and Capabilities*," Recherches de Louvain. 56.
- Corak, M. 2006. "Do Poor Children Become Poor Adults?: Lessons from a Cross-country Comparison of Generational Earnings Mobility" IZA Discussion Paper No. 1993.
- Corak, M. 2013a "Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility." *The Journal of Economic Perspectives*

- 27(3): 79-102.
- Corak, M. 2013b "Inequality From Generation to Generation : the United States in Comparison" in R. Rycroft ed, *The Economics of Inequality, Poverty and Discrimination in the 21st Century*. 107-125, Santa Barbara: ABC-CLIO
- Dworkin, R. 1981a. "What is Equality? Part 1: Equality of Welfare," *Philosophy and Public Affairs*. 10:185-246.
- Dworkin, R. 1981b. "What is Equality? Part 2: Equality of Resources," *Philosophy and Public Affairs*. 10: 283-345.
- Dworkin, R. 2000. *Sovereign Virtue*. 염수균 옮김. 『자유주의적 평등』. 한길사.
- Easterlin, Richard A., 1973, Does Money Buy Happiness? *The Public Interest*, 30 (Winter), 3-10.
- Feng Wang. 2011. "The End of 'Growth with Equity' ? Economic Growth and Income Inequality in East Asia" *Asian Pacific Issue* No. 101, East-West Center. University of Hawaii.
- Ferreira, F. H. G. 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 J. Gignoux. 2014. "The Measurement of Educational Inequality: Achievement and Opportunity." *The World Bank Economic Review*. 28(2): 210-246.
- Ferreira, F. H. G., C. Lakner, M. A. Lugo, and B. Özler, 2013, "Inequality of Opportunity and Economic Growth: A Cross-Country Analysis" IZA Discussion Paper. No. 8243.
- Fleurbaey, M., and V. Peragine. 2013. "Ex-ante Versus Ex-post Equality of Opportunity." *Economica*. 80(317): 118-130
- Gerhard, G. and B. Ravikumar. 1992. "Publics vs. Private Investment in Human Capital: Endogenous Growth and Income Inequality," *Journal of Political Economy*. 100(4).
- Kelley Nathan and Peter Enns. 2010. "Inequality and the Dynamics of Public Opinion: The Self-Reinforcing Link Between Economic Inequality and Mass Preferences." *American Journal of Political Science*, Vol. 54(4):855-870.
- Kenworthy Lane and Macall Leslie. 2008. "Inequality, Public Opinion and Redistribution" *Socio-economic Review* 6(1)
- Krueger, A. 2012. "The Rise and Consequences of Inequality." Presentation made to the Center for American Progress, January 12th. 2012.

- Lefranc, A., C. Pistoiesi and A. Trannoy. 2008. "Inequality of Opportunities vs. Inequality of Outcomes: Are Western Societies All Alike?" *Review of Income and Wealth* 54(4): 513-546.
- Lilla, Mark, R. Dworkin, R. Silvers (eds). 2001. *The legacy of Isaiah Berlin*. 서유경 옮김. 2006 『이사야 벌린의 지적유산』. 동아시아.
- Lucas, R., Jr. 1988. "On the mechanics of economic development," *Journal of Monetary Economics*. 22: 3-42.
- Lucas, R., Jr. 1995. *Responsibility*. Oxford, UK: Clarendon Press.
- Nozick, R. 1974. *Anarchy, State, and Utopia*, Basic Books.
- OECD, 2010. *Economic Policy Reform. Going for Growth*.
- OECD. 2012a. 2014a. *Society at a Glance*.
- OECD. 2012b, *PISA 2012 Results and Focus, What 15-year-olds know and what they can do with what they know*.
- OECD. 2014b. *Education at a Glance*.
- OECD. 2015. *Government at a Glance*.
- Rawls, J., *A Theory of Justice*, 1971(1999). 황경식 역. 2002. 『정의론』. 이학사.
- Roemer, J. 1985. "Equality of Talents," *Economics and Philosophy*. 1.
- Roemer, J. 1993. "A Pragmatic Theory of Responsibility for the Egalitarian Planner," *Philosophy and Public Affairs*. 22.
- Roemer, J. 1996. *Theories of Distributive Justice*, Harvard Univ. Press.
- Roemer, J. 1998. *Equality of Opportunity*, Harvard Univ. Press.
- Roemer, J. 2002. "Equality of Opportunity: A Progress Report." *Social Choice Welfare*. 19: 455-471.
- Roemer, J. et al. 2003. "To What Extent Do Fiscal Regimes Equalize Opportunities for Income Acquisition among Citizens?," *Journal of Public Economics* 87: 539-565.
- Sen, A. K., 1979. "Utilitarianism and Welfarism," *Journal of Philosophy*. 76.
- Sen, A. K., 1982. *Choice, Welfare and Measurement*, Blackwell.
- Sen, A. K., 1987. *On Ethics and Economics*. 박순성, 강신욱(역). 1999. 『윤리학과 경제학』, 한울.
- Sen, A. K., 1992. *Inequality Reexamined*. 이상호, 이덕재(역). 1999. 『불평등의 재검토』. 한울.
- 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.
- Thomas, V., Y. Wang, and X. Fan. 2001. "Measuring Education Inequality: Gini

- Coefficients of Education." Policy Research Working Paper 2525. The World Bank. .
- Van de Gaer, D. 1993. *Equality of Opportunity and investment in Human Capital*. Katholieke University Press.
- Veenhoven Rutt. 2002. "Why social policy needs subjective indicators." *Social Indicators Research* 58(1-3):33-46.
- World Bank, 1993, *East Asian Miracle—Economic Growth and Public Policy*, Oxford University Press, New York.
- World Bank. 2006. *World Development Report 2006: Equity and development*, Washington, DC: World Bank.
- World Bank. 2008. *Measuring Inequality of Opportunity in Latin America and Caribbean. Volume 1: Main Report*, Washington, DC: World Bank.

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 정도인지를 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 β 를 구하는 것이다. β 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(β)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 정식화¹⁾

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 Ω 에 속하며, 노력은 연속 혹은 불연속 변수로 집합 θ 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 μ_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. 이때 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(μ_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	μ_1	μ_1	μ_1
c_2	μ_2	μ_2	μ_2
c_3	μ_3	μ_3	μ_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}/ν_1	x_{12}/ν_2	x_{13}/ν_3
c_2	x_{21}/ν_1	x_{22}/ν_2	x_{23}/ν_3
c_3	x_{31}/ν_1	x_{32}/ν_2	x_{33}/ν_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

(Pistolessi, 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 설명²⁾

식 (1)에서 보았듯이 개인의 소득은 환경요인과 개인노력의 결합물이라고 가정한다³⁾.

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

↓
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.

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

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.

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

여기에서 μ_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.⁴⁾ 예를 들어 분포 $Z = (z_1, \dots, z_N)$ 가 존재하고 이들의 평균이 μ_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.⁵⁾

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.⁶⁾ 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.⁷⁾ 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.⁸⁾ 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 트랑쉬와 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.⁹⁾ 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.¹⁰⁾ 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(α) 값이 커질수록 상위 소득분포에 큰 가중치를 부여하게 된다. 파라미터(α) 값이 0인 경우는 하위 소득집단에 큰 가중치를 부여해주는 방법으로, 하위 소득집단변화에 민감하게 반응하여 불평등도가 측정되며 대수편차평균(Mean Logarithmic Deviation: MLD)을 의미한다. 파라미터(α) 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 ¹⁾ (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) ²⁾	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.¹¹⁾ 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.

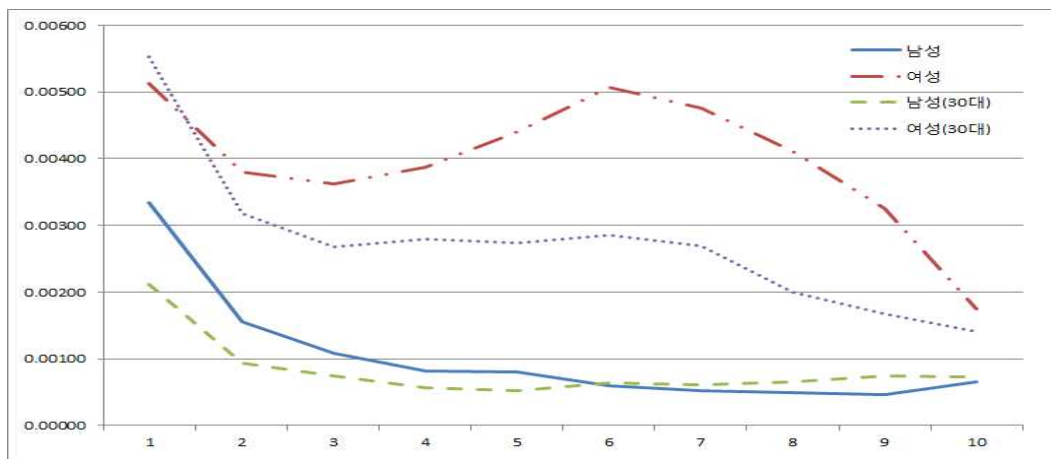
전 기간 평균을 사용하여 추정한 결과에 따르면 우리나라의 기회불평등이 소득불평등에서 차지하는 비중은 6%에서 18%까지 존재하는 것으로 볼 수 있으며, 30대 연령 근로자만을 대상으로 측정할 경우에는 약 7%-16%가 기회불평등에 의한 것으로 계산되었다. <그림 1>은 각 그룹(성별-30대)별 소득분위에 따라 기회의 불평등의

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 남성에 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.¹²⁾ 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.

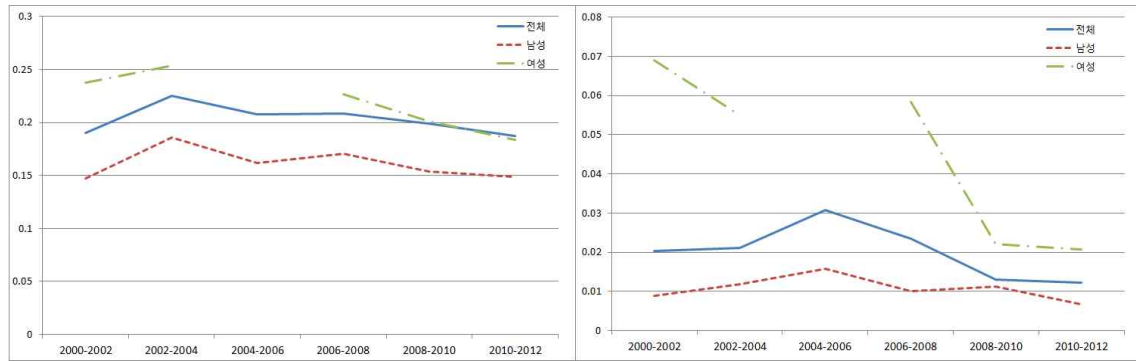
그러나 <표 11>과 <그림 1>의 결과는 13개년 동안의 근로소득을 평균한 결과이며 기간평균의 값을 장기로 설정하여 나타난 결과로 편이(bias)의 가능성이 존재할 수 있다. 따라서 3개년의 기간평균을 사용하여 기회불평등을 추가적으로 측정하였다. 뿐만 아니라 이를 통해 시기별 기회불평등의 변화를 살펴보았다.

<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
전체				
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
남성				
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
여성				
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

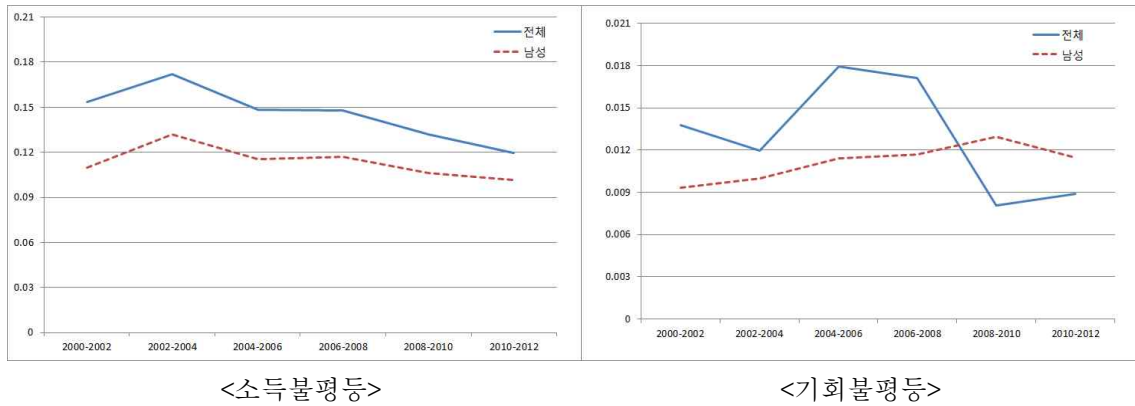
기회불평등의 크기는 전체근로자 기준으로 볼 때 2004-2006년 기간에 절대적 크기는 0.03067, 기여도는 약 15%로 가장 높게 측정되었고, 2010-2012년 기간에 절대적 크기는 0.01217, 기여도는 6.5%로 가장 낮다. 이와 같은 결과는 기회불평등의 측정에 따른 오차 및 외부요인들을 감안하더라도 우리나라의 소득불평등에서 기회불평등이 차지하는 비중이 6%-15% 가량이 존재하고 있음을 보여주고 있다. 기간별 추이를 살펴보면 전체근로자 집단으로 분석한 결과뿐 만 아니라 성별을 구분하여 분석한 결과 모두에서 2002-2004년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

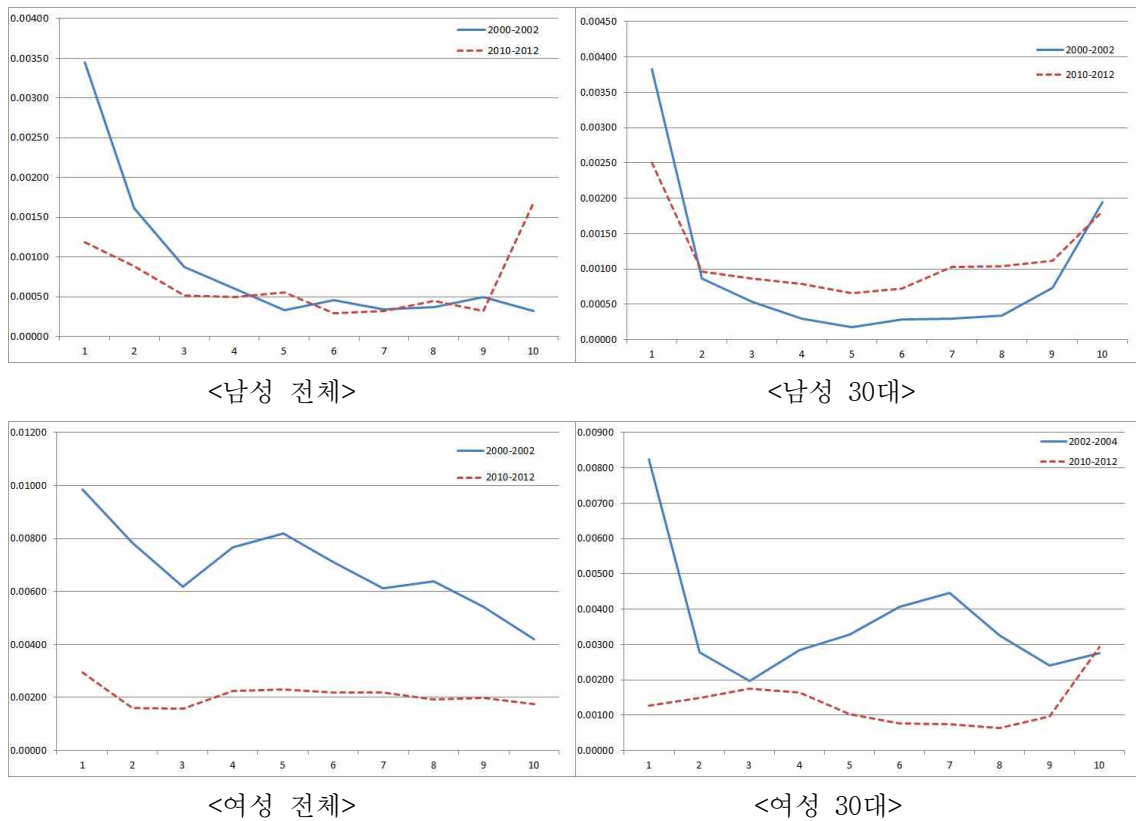
주 : 여성의 경우 30대 근로자로 하위집단을 구분하여 분석할 경우에 10분위로 구분이 불가능하여 계산 가능한 기간만 제시하였다.

<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 설명¹³⁾

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 θ_I 는 환경이 소득에 영향을 미치는 직접효과와 노력을 통하여 소득에 영향을 미치는 간접효과 모두를 고려했을 때의 기회불평등의 소득불평등에 대한 기여정도를 나타낸다. ϕ 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.¹⁴⁾

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 평균연령은 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(Age²)¹⁵의 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.¹⁶⁾ 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.

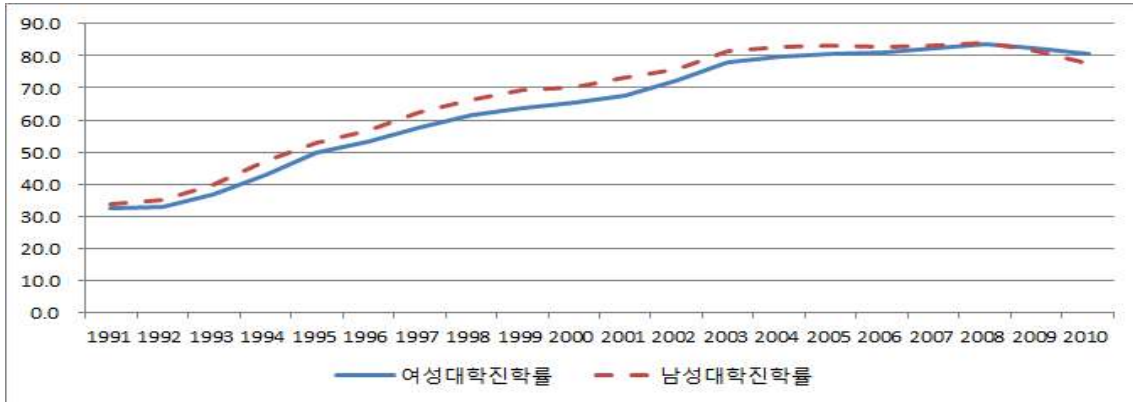
그런데 환경을 균등하게 만드는 것은 여러 방법이 있을 수 있다. 환경변수의 평균값 혹은 최고값을 사용하거나 몇 개의 그룹으로 나누어 하위그룹의 값을 상위그룹의 최저값으로 조정하는 방법 등이 있는데(고제이, 이우진, 2011) 본 연구에서는 Bourguignon, et. al.,(2007a)과 같이 대상 자료의 평균값(예를 들어 아버지의 교육년수의 경우)으로 환경변수들을 조정하였다. 다만 아버지직업과 같은 더미변수는 평균값의 개념이 무의미하므로 어느 하나의 범주, 예를 들어 전문관리직(*FjobD1*)으로 통일하는 방식이 사용되었다.

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

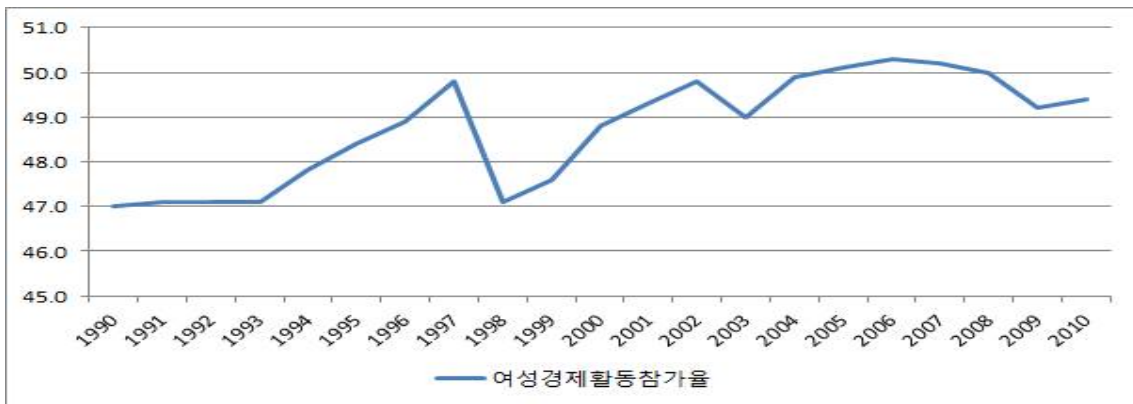
(단위: %)



자료: 교육과학기술부·한국교육개발원, 「교육통계연보」 각년도

<그림 6> 여성의 경제활동참가율

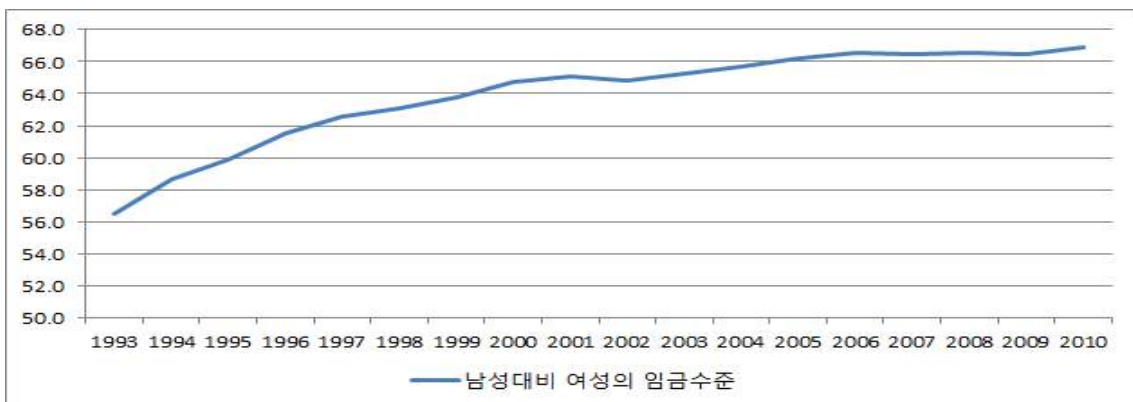
(단위: %)



자료: 통계청, 「경제활동인구연보」 각년도

<그림 7> 남성대비 여성의 임금수준

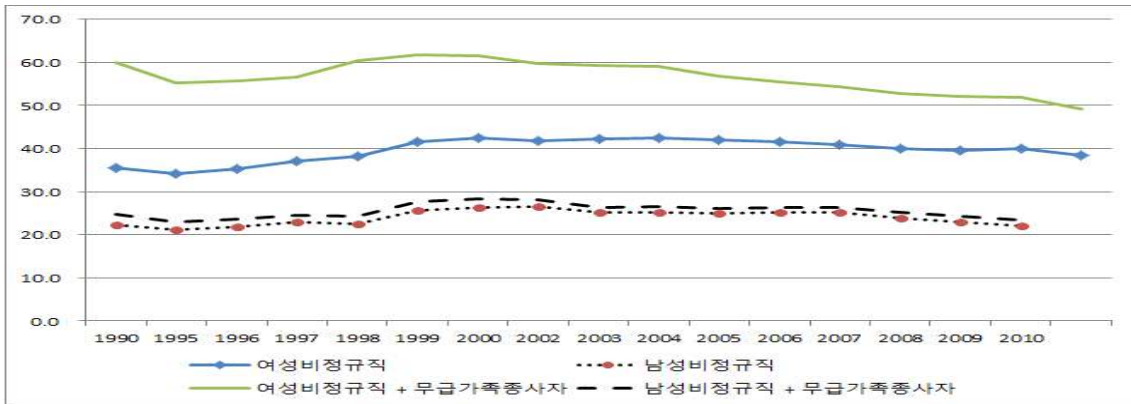
(남성 = 100)



주: 취업자기준

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

<그림 8> 성별 비정규직 비율

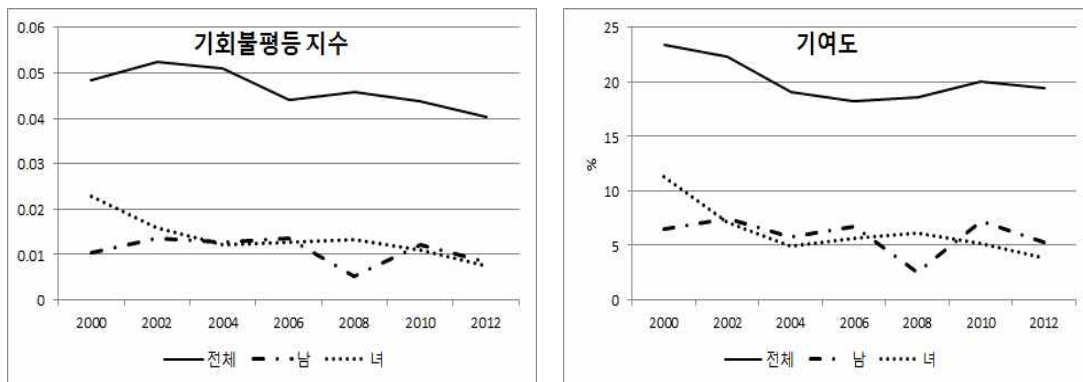


주: 비정규직은 임시직 + 일용직
 자료: 통계청, 「경제활동인구연보」 각년도

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 α 와 β 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 불평등정도와 실제소득의 불평등정도를 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.¹⁷⁾

<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 있다¹⁸⁾. 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 해커와 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 있다¹⁹⁾. 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.

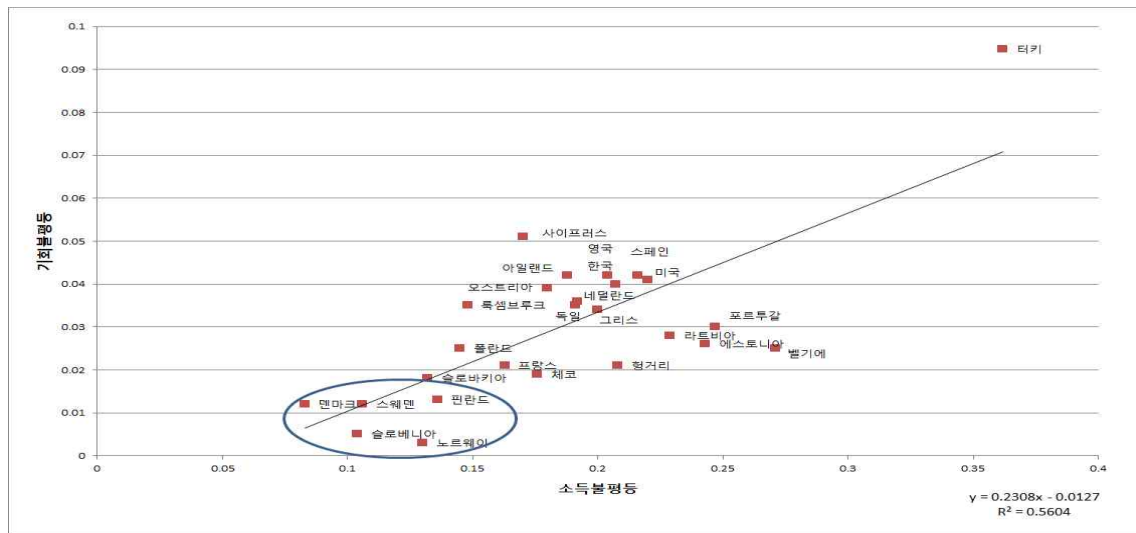
<그림 10> ~ <그림 12>는 소득불평등, 정치적 불평등 그리고 기회불평등간의 상

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. 톨리(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.

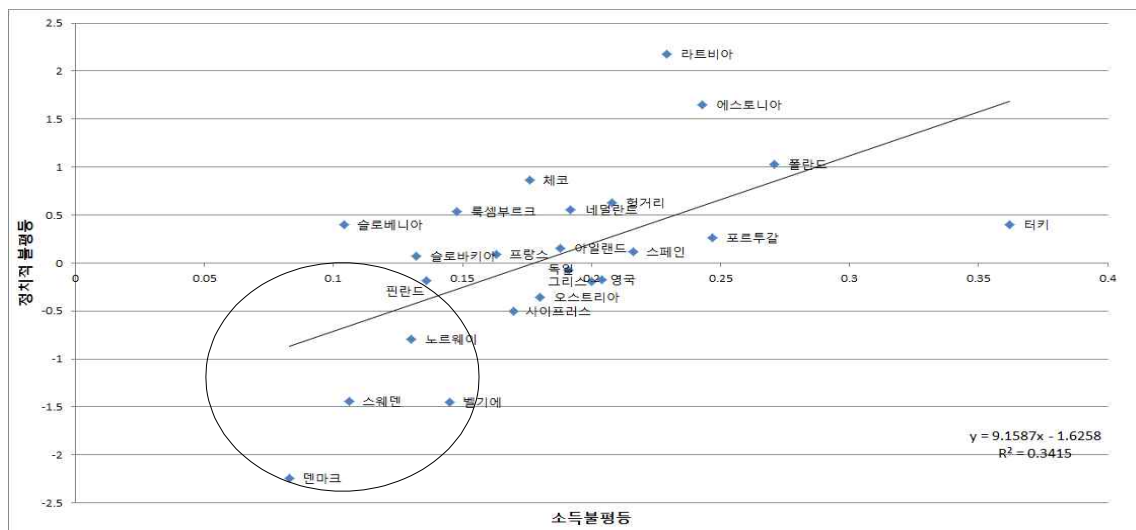
관관계를 국가자료를 이용하여 나타낸 것인데 세 그림 모두 소득불평등, 정치적 불평등 그리고 기회불평등이 높은 상관관계를 가지면서 같이 움직이고 있음을 확인할 수 있었다. 소득불평등이 높은 나라는 기회의 불평등과 정치적 불평등도 높고 정치적 불평등이 높은 나라는 기회의 불평등도 높다는 것을 확인할 수 있다. 북구국가들은 여타 국가들에 비하여 소득불평등, 정치적 불평등 그리고 기회불평등이 모두 낮은 것으로 나타났다²⁰⁾.

<그림 10> 소득불평등과 기회불평등



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

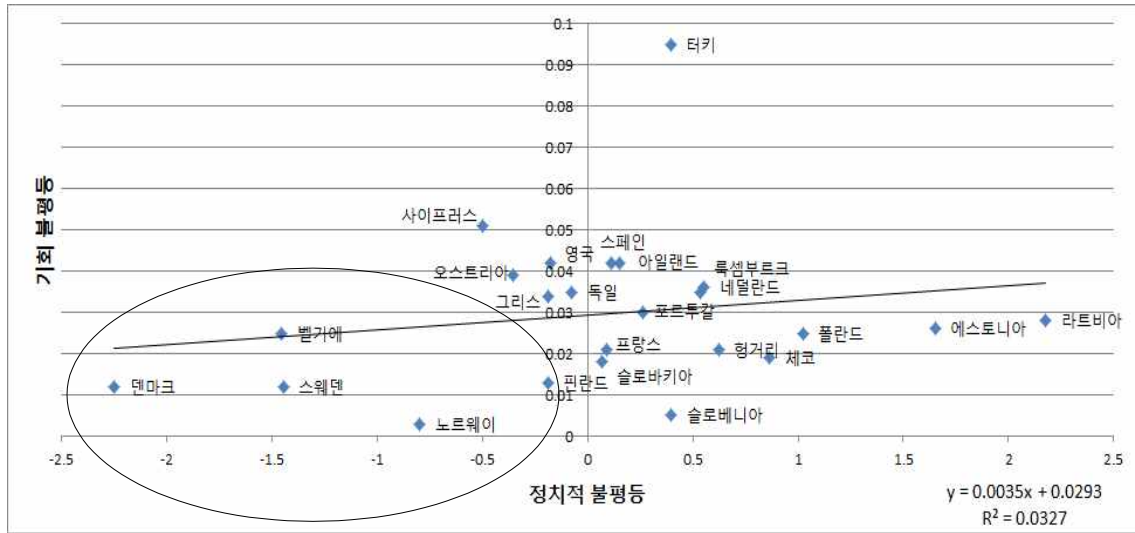
<그림 11> 소득불평등과 정치적 불평등



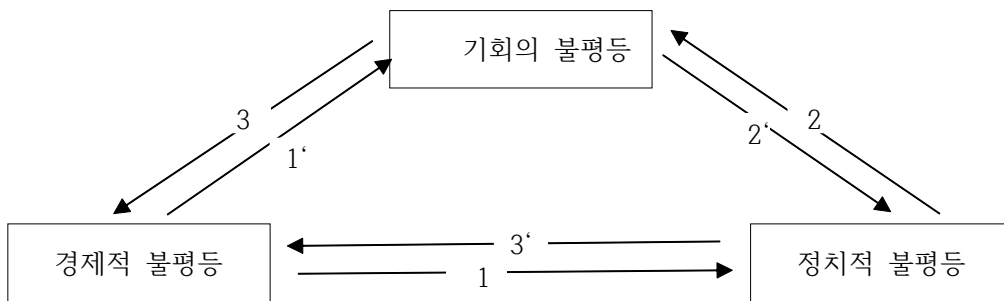
주: 정치적 불평등은 Dubrow(2010), p. 109.

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')²¹⁾. 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. 모형²²⁾

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 ϕ 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. α 는 부모의 이타주의 정도를 나타내는 파라미터로 0과 1사이의 값을 갖는다. α 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 τ 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 Π 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(ϕ)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(β_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 γ 는 한 사회의 민주화정도 혹은 정치적 평등(political equality)의 정도를 나타낸다. γ 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(α)와 교육에 대한 투자수익률(κ)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. κ 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(κ)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. γ 는 정치적 평등의 정도를 나타낸다. 법에 의해 모든 사회구성원들에게 동등하게 보장된 정치적 권리 행사가 소득불평등에 영향을 덜 받도록 민주주의 사회는 다양한 보정수단(예를 들어 국선변호인제나 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:

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

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

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

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

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

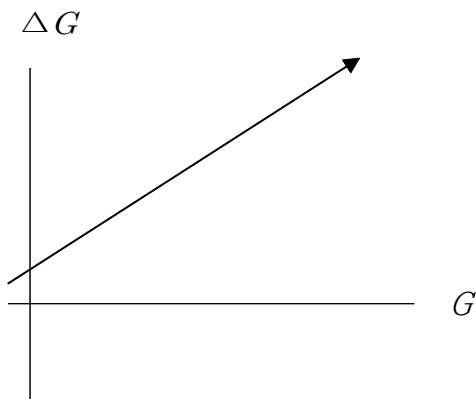
식 (45)은 다음과 같이 표현된다:

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

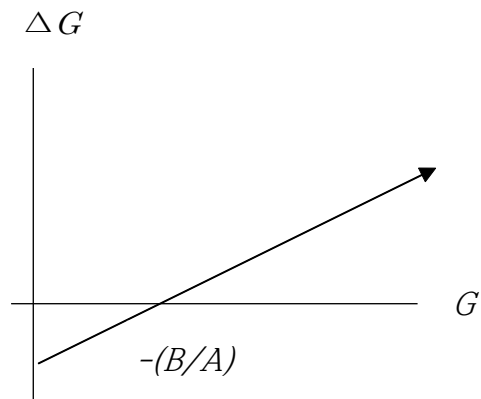
식 (46)이 의미하는 바는 자녀세대가 부모세대에 비하여 엘리트계급과 일반시민 계급사이의 소득격차를 얼마만큼 줄일 수 있느냐 여부($\Delta G > < 0$)는 부모들 세대의 소득격차(G_t)수준과 A와 B의 값에 의하여 결정된다.

<그림 14> 다양한 경우

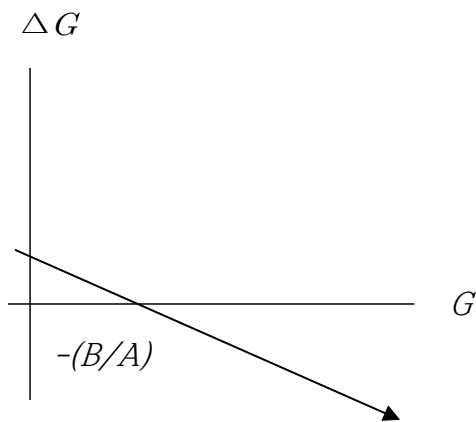
경우 1) $A > 0$ and $B > 0$



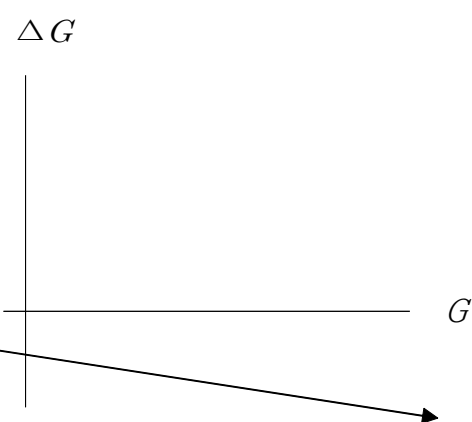
경우 2) $A > 0$ and $B < 0$



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 선행조건이기도 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

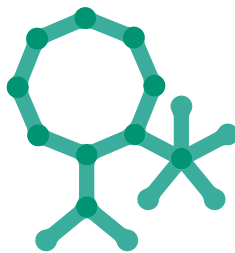
<부표 2> 사고실험: 노력변수도 환경변수로 추정

		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

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



9 772465 777001
ISSN 2465-7778