

한국 조세재정정책의 기회 평등화
효과에 대한 연구: 소득획득에 대한
기회를 중심으로

2008. 12.

김우철 · 이우진

서 언

외환위기 이후 소득분배구조가 급격하게 악화되면서 많은 국민들이 우려와 걱정을 하고 있다. 이러한 국민들의 우려와 걱정을 반영하여 그간 많은 연구들이 불평등도나 양극화의 정도, 빈곤율의 수준 등을 추계하였고, 또 이러한 분석들에 기초하여 이를 개선하기 위한 여러 가지 정책대안들도 많이 제시되었다.

그러나 기존의 연구들에는 불평등의 원천이나 그것이 발생한 과정에 대한 고려가 미흡했던 점도 사실이다. 예컨대 동일한 환경을 가진 사람들이 노력이나 각오를 달리함으로써 발생한 불평등은 사회나 국가가 보정할 책임이 없지만 개인이 자신의 의지로 어찌 할 수 없는 환경의 차이로 인한 불평등은 정당화되기 어렵다. 따라서 결과에 있어서의 불평등을 환경의 차이로 인한 불평등과 개인의 노력이나 의지의 차이로 인한 불평등으로 분해하고, 각각의 영향을 분리 추정하는 노력이 필요한데 기존의 많은 연구들에서는 이러한 부분이 결여되어 있었던 것이 아쉬운 점이었다 하겠다.

이러한 점에서 볼 때 본 연구에서 제시하고 있는 연구내용은 매우 참신하고 값진 성과라고 평가된다. 저자들은 우리나라의 노동패널 자료를 이용하여 국내에서는 최초로 한국 조세재정정책의 기회 평등화 효과에 대하여 추정을 시도하였다. 본 연구가 시사하는 다음의 두 가지 정책적 함의도 매우 시의적절해 보인다. 첫째, 한 사회의 재분배의 정도에 대한 평가나 한 나라의 조세재정정책의 공평성에 대한 평가는 그 사회의 기회가 얼마나 평등한가에 따라 다르게 고려되어야 한다는 것이다. 둘째, 바람직한 재정정책은 환경적 요인들의 차이로 인한 불평등은 완화하면서 동시에 개인들의

성취동기를 진작할 수 있는 방향으로 설계되어야 한다는 점이다.

본 연구는 본 연구원의 김우철 박사와 미국 매사추세츠대학교 경제학과의 이우진 교수의 공동노력의 결실이다. 본 연구가 진행됨에 있어 두 연구자는 많은 분들에게 도움을 받았다. 연구가 진행되는 동안 본원의 여러 박사들과 외부의 전문가들로부터 많은 제언과 논평을 받았는데, 그 중에서도 성균관대학교의 이철인 교수와 한양대학교의 이영 교수는 연구가 진행되는 전 단계에 걸쳐 예리한 논평과 비판을 아끼지 않으면서 동시에 많은 격려를 하여 주었다. 고려대학교의 주병기 교수는 초고의 발표과정에서 귀중한 논평을 하여 주었다. 이 분들의 논평과 비판은 본 연구를 가다듬고 두 연구자가 더 깊은 성찰을 하도록 하는 데 많은 도움이 되었다. 또 본 연구원의 박기백 박사와 성명재 박사는 두 분들이 오랜 시간에 걸쳐 추계한 소중한 자료들을 두 연구자가 본 연구에 이용할 수 있도록 허용하여 주었고 두 연구자의 잦은 질문에 흔쾌히 답변을 하여 주었다. 마지막으로 본원의 이성호 연구원은 지루하고 단순 반복적인 자료의 수집과 정리, 그리고 계산에 있어 많은 도움을 주었다.

마지막으로 본 보고서에 제시된 연구내용의 결론이나 정책시사점은 저자들의 개인적인 견해를 담은 것이며 본원의 공식적인 견해가 아님을 밝혀둔다.

2008년 12월

한국조세연구원

원장 원 윤 희

요약 및 정책적 시사점

한 사회나 한 국가에 있어 개인들 간에 발생하는 사회경제적 불평등은 그 사회나 그 나라의 조세재정정책을 평가하는 중요한 기준 중의 하나이다. 그런데 한 사회의 사회경제적 불평등은 개인들의 배경을 형성하는 환경들, 개인들의 노력, 정부의 정책, 그리고 우연적 운(運) 등 다양한 요인이 작용한 결과라고 볼 수 있다. 따라서 결과에 있어서의 불평등을 (i) 환경의 차이로 인한 불평등과 (ii) 개인의 노력이나 의지의 차이로 인한 불평등으로 분해하고, 각각의 영향을 분리 추정하는 노력이 필요한데 기존의 연구들은 전체적 결과의 불평등만을 논의하는 경우가 많았다.

본 연구는 우리나라에서 소득획득을 위한 기회가 얼마나 불평등한지, 그리고 우리나라의 조세재정정책은 이러한 기회의 불평등을 얼마나 완화하는지를 검토하는 데 있다. 이를 위해 한국사회에서의 소득 불평등의 전체 수준 중 개인들간 환경적 요인들의 차이로 인한 부분이 얼마나 큰지를 실제 자료를 통해 검토하고, 환경의 차이로 인한 소득획득에 있어서의 불평등을 제거하기 위한 최적조세율을 계산한 후, 이를 우리나라의 관측된 재분배적 조세율과 비교한다.

전체 결과의 불평등을 이러한 식으로 분해하여 분석하는 것이 중요한 이유는 다음과 같다.

첫째, 동일한 환경을 가진 사람들이 노력이나 각오를 달리함으로써 발생한 불평등은 사회나 국가가 보정할 윤리적 책임이

없지만, 개인이 자신의 의지로 통제할 수 없는 환경의 차이로 인한 불평등은 사회적·윤리적으로 정당화될 수 없다. 개인이 책임져야 하는 부분과 개인에게 책임을 물을 수 없는 부분을 구분해야 하는 것이다.

둘째, 한 사회의 재분배의 정도에 대한 평가나 한 나라의 조세재정정책의 공평성에 대한 평가 역시 그 사회의 기회가 얼마나 평등한가에 따라 다르게 고려되어야 한다. 재분배 정도가 비록 낮더라도 환경적 요인들이 개인들의 성취에 미치는 영향이 미미하여 기회가 상당한 정도로 평등한 사회라면, 그러한 사회에서의 추가적인 재분배는 기회평등화의 효과는 크지 않으면서 효율성을 저하시킬 가능성이 크기 때문에 바람직하다고 볼 수 없다. 반면, 환경적 요인들이 개인들의 성취에 미치는 영향이 지대하여 기회가 상당히 불평등한 사회라면 이미 재분배 정도가 다른 사회들보다 높더라도 기회의 평등화를 위해서는 더 많은 재분배정책이 필요할 수도 있다.

셋째, 바람직한 조세재정정책의 설계 역시 전체적인 결과의 평등이나 불평등에 근거할 것이 아니라 환경의 차이로 인해 발생한 불평등을 얼마나 완화시키는가에 중점을 둘 필요가 있다. 실제로 많은 나라의 국민들이 정부의 재분배 노력에 대해 갖고 있는 태도는 결과의 불평등이 어떤 요인에 의한 것이냐에 따라 크게 다르게 나타나고 있다. 그 사회의 결과의 불평등에 환경적 요인이 작다고 믿을 만한 충분한 이유가 있는 경우에는 정부의 재분배 노력에 많은 국민들이 비판적인 태도를 갖지만 환경적 요인이 매우 크다고 믿는 경우에는 정부의 재분배 노력을 적극 지지한다는 것을 많은 연구들은 보이고 있다.

기회의 평등이나 불평등이라는 개념은 약간은 애매모호한 개

념이고 사람마다 그 정의가 다르다. 본 보고서는 최근 학계에서 주목받고 있는 로머의 기회의 평등이라는 개념을 이용한다. 로머의 이론이 갖는 장점 중의 하나는 기회의 평등이라는 애매 모호한 개념을 정량화할 수 있는 분석의 틀을 제공한 데 있다.

우리가 일반적으로 기회의 평등이라는 말을 통해 의미하고자 하는 바는 사회경제적 성취를 달성하기 위한 경쟁에 있어 어느 누구도 불공정한 우위를 점하지 말아야 한다는 것이다. 그런데 이러한 의미에서의 기회의 평등이란 말에는 최소한 두 가지의 의미가 존재할 수 있다.

하나의 의미는 일의 할당이나 채용에 있어 평가에 무관한 요인들로 개인들 간 차별을 하지 않고 개인의 직무 수행에 대한 자질만을 보고 평가한다는 의미에서의 기회의 평등이다. 다시 말하면 직무 수행에 적합한 자질 이외의 요소로 어느 누구도 불공정한 우위를 점하지 말아야 한다는 원칙이다.

또 다른 하나의 의미는 잠재능력이 있는 모든 사람들이 그들의 형성기에 미래의 직무 수행에 대한 적절한 자질을 확보할 수 있도록 만들어 줌으로써 모든 개인들이 같은 출발선에서 경쟁을 시작할 수 있도록 한다는 의미에서의 기회의 평등이다. 다시 말해 출발선에 있어 어느 누구도 불공정한 우위를 점하지 말아야 한다는 원칙이다.

로머의 이론에서의 기회의 평등이라는 개념은 주로 두 번째 의미에서의 기회의 평등이다. 첫 번째 의미에서의 기회의 평등이 이루어진다고 해서 두 번째 의미에서의 기회의 평등이 이루어지는 것은 아니다. 예를 들어 채용공고에 지원한 사람들을 인종과 상관없이 직무 수행에 대한 자질만을 보고 선발하였다면 이는 첫 번째 의미에서 기회의 평등이 달성된 것으로 볼 수

있다. 그런데 흑인들이 백인들보다 더 불우한 환경 속에서 교육받았을 확률이 높고 이에 따라 직무 수행에 대한 자질도 양 그룹이 다르게 형성했을 가능성이 높다고 한다면 대다수의 흑인들은 직무 수행에 ‘부적당한’ 자질을 가진 상태에서 채용경쟁을 할 것이다. 따라서 인종과 상관없이 직무 수행능력에 대한 자질만 보고 사람을 채용한다는 기준은 첫 번째의 의미에서 기회의 평등을 실현할지는 모르지만 두 번째의 의미에서 기회의 평등을 달성하는 것은 아니다.

우리는 이러한 로머의 이론을 연구의 지침으로 삼아 개인의 환경을 구성하는 요소로 부모의 학력과 부모의 직업이라는 두 가지 변수를 고려하였다. 실증분석을 위한 자료로는 노동패널을 이용하였고 분석기간은 2001년에서 2005년의 5개년, 분석의 대상은 35세에서 55세 사이의 남성가구주를 대상으로 하였다. 소득개념으로는 근로소득과 자본소득을 동시에 포괄할 수 있는 가구주 총 표준소득과 가구 동등화소득 두 가지를 이용하였다.

먼저 부모의 학력과 관련하여 우리가 발견한 사실은 다음과 같다.

첫째, 부모의 학력이 높을수록 본인 역시 고학력자일 확률이 증가하였다. 예를 들어, 부모의 교육연수가 5년 이하일 때 본인 학력이 전문대졸 이상일 가능성은 14.0%였으나 부모의 교육연수가 6~9년으로 증가하게 되면 그 가능성은 2배가 넘는 32.5%로 커지고 부모의 교육연수가 10년 이상인 경우에는 그 가능성은 다시 2배 증가하여 63.1%가 된다. 반면, 부모의 교육연수가 10년 이상일 때 3.8%에 불과한 중졸 이하의 자녀비중은 부모의 교육연수가 6~9년으로 감소하게 되면 17.1%로 커지고, 부모의 교육연수가 5년 이하가 되면 동 비율은 44.7%로

크게 증가하였다. 이러한 상관관계는 본인의 나이를 제어하더라도 큰 변화가 없었다.

둘째, 부모의 학력이 높을수록 본인의 소득이 높을 확률이 증가하였다. 예를 들어 최고학력 부모를 가진 사람들의 평균소득에 대한 각 유형별 평균소득의 비율을 보면 최저학력 부모를 가진 사람들의 평균소득은 최고학력 부모를 가진 사람들의 평균소득의 약 66.8~75.5%(표준소득의 경우)이거나 70.7~77.9%(동등화소득의 경우)이었다. 다시 말해 교육수준이 낮은 부모에게서 태어난 사람들은 교육수준이 높은 부모에게서 태어난 사람들에 비해 동일한 노력을 기울이더라도 평균적으로 30% 정도의 낮은 소득을 얻을 수밖에 없다는 것이다. 이를 금액으로 표시하면 2001/2002년의 경우 부모의 학력이 제일 낮은 가구주에 비해 부모의 학력이 제일 높은 가구주의 연 표준소득은 평균적으로 554만~997만원이 된다. 부모의 학력에 따른 본인소득의 격차는 나이를 제어하면 더 커지고 해를 거듭할수록 격차가 벌어지고 있다.

다음 부모의 직업과 관련하여 우리가 발견한 사실은 다음과 같다.

첫째, 부모의 직업이 사회적으로 숙련직 혹은 전문직일수록 본인 역시 고학력자일 확률이 증가하였다. 예를 들어, 부모의 직업이 단순노무직일 때 본인 학력이 전문대졸 이상일 가능성은 32.4%였으나 부모의 직업이 숙련 및 전문직이라면 그 가능성은 2배 이상에 해당하는 66.1%로 커진다. 반면, 부모의 직업이 숙련 및 전문직일 때 3.8%에 불과한 중졸 이하의 자녀비중은 부모의 직업이 단순노무직이나 비숙련직일 경우 23%와 25.4%로 크게 증가한다.

둘째, 부모의 직업을 환경변수로 설정하였을 때에도 유형 간 소득격차가 상당한 정도로 존재하였다. 여기서도 가구주 본인의 평균연령은 유형별로 유사함을 확인할 수 있었다. 따라서 숙련 및 전문직 부모를 둔 사람들의 평균소득이 단순노무직 및 비숙련직 부모를 둔 사람들의 평균소득보다 높은 것은 연령 차이에 따른 노동시장 경력의 차이 때문이 전혀 아니다.

셋째, 부모의 학력과 부모의 직업 간에는 강한 상관관계가 존재하였다.

이상의 예비분석을 기초로 우리는 기회의 평등을 달성하기 위한 최적조세율을 계산하고 이를 선형조세함수하의 관측된 세율과 비교하여 보았는데 주요 결과들은 다음과 같다.

먼저, 우리나라의 경우 기회 평등화를 위한 세율과 관측된 세율 간의 격차가 매우 컸다. 예컨대 환경을 부모의 학력으로 놓고 소득으로 표준소득을 사용할 경우, 노동공급의 탄력성을 0.06으로 가정하고 계산해 보면, 관측된 한계세율은 17~20.6%임에 비해 기회를 평등화하기 위해 필요한 세율은 63~73%로 매우 높게 나타났다. 동등화소득으로 계산했을 때에도 전반적인 패턴은 표준소득으로 계산할 때와 유사하게 나타난다. 부모의 직업을 환경변수로 놓고 계산할 경우에도 결과는 크게 다르지 않았다.

둘째, 이러한 최적조세율은 스페인, 이탈리아, 미국, 영국 등과 유사한 수준으로 우리나라의 기회의 불평등은 이들 나라만큼 심하다고 할 수 있다. 반면 우리나라의 관측재분배세율은 이들 나라의 관측세율에 비해 현저하게 낮았다. 이는 우리나라의 조세재정정책이 기회의 평등을 달성하는 데 거의 역할을 하지 못한다는 것을 의미한다.

셋째, 우리나라의 기회 평등화를 위한 세율은 2001년에서 2005년의 기간 동안 시간이 지남에 따라 점점 높아짐이 관찰되었다. 이는 동 기간중 우리 사회에서 기회의 불평등이 심화되었음을 의미한다.

본 연구로부터 몇 가지 정책적 시사점을 도출하면 다음과 같다.

첫째, 많은 기존의 연구들이 보인 바와 같이, 우리나라의 전체적인 소득 불평등도(즉, 최종 결과에 있어서의 불평등도)는 국제적으로 비교해 볼 때 상대적으로 높은 수준이라 할 수는 없다. 그러나 이러한 기존의 연구들은 조심스럽게 해석될 필요가 있다. 무엇보다 결과에 있어서의 불평등도가 높고 낮음은 기회에 있어서의 불평등도와는 많은 차이가 날 수 있기 때문이다. 본 연구 결과에 따르면 한국의 경우 결과의 불평등도와는 달리 기회의 불평등도는 결코 낮지 않은 수준에 있다는 것이다.

특히 기회의 불평등이 결코 낮지 않음에도 불구하고 우리의 압축된 조세율은 국제적 수준에서 매우 낮다는 점에 비추어, 앞으로 우리의 조세재정정책의 바람직한 설계는 기회를 좀 더 평등하게 할 수 있는 방향으로 개선할 필요가 있다는 점이다.

둘째, 전체적 불평등을 환경에 의한 불평등 부분과 개인의 노력의 차이에 따른 불평등으로 나누어 볼 때, 환경에 의한 불평등 부분은 상대적으로 크에도 전체적 불평등이 상대적으로 높지 않다는 것은 우리 사회에서 개인의 노력 차이에 따른 불평등이 작았음을 의미한다. 여기에 대한 이유는 여러 가지가 있을 수 있지만 우리나라의 압축된 임금구조가 하나의 가능한 이유일 수도 있다는 것이다. 그동안 우리 사회의 임금이나 기타 경제적 보수구조는 개인의 노력에 따라 차등을 두는 구조라기보다는, 동일 직종·동일 직급이고 나이가 비슷하면 노력 여

하에 상관없이 비슷한 임금을 받는 구조였다.

물론 이러한 보수구조가 일정 정도 긍정적 측면을 가졌던 것도 사실이지만, 그 부정적 측면도 동시에 지적하지 않을 수 없다. 보다 자세한 추가 분석이 요구되지만, 만일 우리의 잠정적 해석이 옳다면 우리 사회의 보수구조와 정책방향은 그동안 환경에 의한 보수의 차이는 키우면서 (혹은 그것을 방관하면서) 노력에 따른 보수의 차이는 억압하는 식으로 되어 왔을지도 모른다는 점이다. 노력에 따른 차이를 억압하면서 환경에 의한 차이를 방관하거나 혹은 키우는 사회가 바람직하다고 할 수는 없을 것이다.

물론 우리의 분석도 몇 가지 점에서 조심스럽게 해석될 필요가 있다.

첫째, 본문에서도 여러 차례 강조했지만 기회의 평등을 위한 세율은 어떤 장기적 정책목표로서의 최적조세율이다. 단 한 번의 추정결과를 놓고 현실에 그대로 적용해야 한다고 주장하는 것은 경솔한 주장일 것이다.

둘째, 우리는 매우 단순한 모형하에서 분석을 진행하였다. 특히 우리는 소비세가 갖는 효과를 모형에서 고려하지 않았다. 우리의 단순한 모형이 복잡한 현실을 그대로 반영한다고 주장하는 것도 경솔한 일일 것이다.

그러나 이러한 몇 가지 한계들에도 불구하고 우리의 분석이 기회의 불평등에 대한 과대추정은 결코 아니라는 점도 지적하고 싶다.

셋째, 우리의 추정은 단순한 모형을 전제로 했지만 매우 보수적인 가정하에서 이루어진 것이고, 이 때문에 우리의 추계에서 관측세율은 과대평가되고 기회 평등화세율은 과소평가되었

을 가능성이 많다고 생각한다.

둘째, 우리는 소득획득을 위한 기회의 평등만을 분석하였다. 그러나 교육기회의 불평등이나 부의 불평등에 비하면 소득의 불평등은 그리 크지 않다고도 할 수 있다. 우리가 만일 자산획득의 기회 평등화를 위한 세율을 계산하였다면 그 세율은 소득 획득을 위한 세율보다 훨씬 높았을 것이다.

목 차

I. 서론	21
II. 기회의 평등에 대한 기존의 연구들	32
1. 정치철학적 논의들	32
가. 단순한 자원평등주의	32
나. 단순한 후생평등주의	34
다. 현대적 평등주의 이론들	36
2. 로머의 기회의 평등에 대한 이론	43
가. 로머 이론의 기본 데이터	48
나. 기회의 평등을 위한 최적 정책규칙	55
다. 기회의 평등에 대한 이론과 최적 조세이론	60
라. 기회의 평등원칙의 적용범위	63
마. 기회의 평등에 대한 반론들	67
3. 기회의 평등에 대한 최근의 실증 연구들	71
III. 한국사회의 기회의 불평등에 관한 기초 분석	76
1. 부모 학력의 영향	79
가. 부모 학력과 본인 학력의 관계	81
나. 부모 학력과 본인 소득의 관계	86
2. 부모 직업의 영향	103
가. 부모 직업과 본인 학력의 관계	107
나. 부모 직업과 본인 소득의 관계	109
3. 부모 학력과 부모 직업의 상관관계	123

IV. 우리나라 조세재정정책의 소득획득에 대한 기회 평등화 효과	125
1. 실증분석을 위한 모형	126
2. 모형의 추계를 위한 과정	138
3. 우리나라의 한계소득세율 추정	143
4. 부모의 학력을 환경변수로 정의할 경우의 기회 평등화 효과	153
가. 표준소득을 이용하였을 때의 기회 평등화세율	153
나. 동등화소득을 이용하였을 때의 기회 평등화세율	159
5. 부모의 직업을 환경변수로 정의할 경우의 기회 평등화 효과	163
가. 표준소득을 이용하였을 때의 기회 평등화세율	164
나. 동등화소득을 이용하였을 때의 기회 평등화세율	168
V. 결론: 정책적 시사점	172
참고문헌	177
부록 I. 세액 산정에 대한 설명	183
부록 II. 노동패널에서 단계별 소득세액 계산 과정	195

표 목 차

<표 II-1> 기회의 평등에 대한 실증연구	72
<표 III-1> 분류기준의 비교	80
<표 III-2> 부모학력 대 본인학력	82
<표 III-3> 부모학력이 주어진 경우 본인학력의 조건부 분포	83
<표 III-4> 부모학력 대 본인학력: OLS 회귀분석	85
<표 III-5> 부모의 학력자료에 의한 기초통계량	87
<표 III-6> 부모학력별 본인소득 평균	88
<표 III-7> 부모학력 대 근로소득: OLS 회귀분석	97
<표 III-8> 부모학력 대 표준소득: OLS 회귀분석	97
<표 III-9> 부모학력 대 동등화소득: OLS 회귀분석	98
<표 III-10> 부모학력 대 근로소득(나이 제어): OLS 회귀분석 ..	98
<표 III-11> 부모학력 대 표준소득(나이 제어): OLS 회귀분석 ..	98
<표 III-12> 부모학력 대 동등화소득(나이 제어): OLS 회귀분석 ..	99
<표 III-13> 부모학력 대 근로소득: 분위 회귀분석	101
<표 III-14> 부모학력 대 표준소득: 분위 회귀분석	101
<표 III-15> 부모학력 대 동등화 소득: 분위 회귀분석	101
<표 III-16> 부모학력 대 근로소득(나이 제어): 분위 회귀분석 ...	102
<표 III-17> 부모학력 대 표준소득(나이 제어): 분위 회귀분석 ...	102
<표 III-18> 부모학력 대 동등화소득(나이 제어): 분위 회귀분석 ...	102
<표 III-19> 노동패널 부모 직업별 대분류	104
<표 III-20> 노동패널 부모 직업별 대분류에 따른 기초 통계량 (2006년 기준)	105
<표 III-21> 부모직업 대 본인학력	107
<표 III-22> 부모직업이 주어진 경우 본인학력의 조건부 분포 ·	108
<표 III-23> 부모직업 대 본인학력: OLS 회귀분석	109

<표 III-24> 부모의 직업자료에 의한 기초통계량	110
<표 III-25> 부모직업별 본인소득 평균	111
<표 III-26> 부모직업 대 근로소득: OLS 회귀분석	119
<표 III-27> 부모직업 대 표준소득: OLS 회귀분석	119
<표 III-28> 부모직업 대 동등화소득: OLS 회귀분석	119
<표 III-29> 부모직업 대 근로소득(나이 제어): OLS 회귀분석	120
<표 III-30> 부모직업 대 표준소득(나이 제어): OLS 회귀분석	120
<표 III-31> 부모직업 대 동등화소득(나이 제어): OLS 회귀분석	120
<표 III-32> 부모직업 대 근로소득: 분위 회귀분석	121
<표 III-33> 부모직업 대 표준소득: 분위 회귀분석	121
<표 III-34> 부모직업 대 동등화소득: 분위 회귀분석	121
<표 III-35> 부모직업 대 근로소득(나이 제어): 분위 회귀분석	122
<표 III-36> 부모직업 대 표준소득(나이 제어): 분위 회귀분석	122
<표 III-37> 부모직업 대 동등화소득(나이 제어): 분위 회귀분석	122
<표 III-38> 부모학력과 부모직업의 결합분포	123
<표 IV-1> 연도별 S값의 추계치	142
<표 IV-2> 전체 추정결과(연금 제외)	148
<표 IV-3> 임금근로자 추정결과(연금 제외)	148
<표 IV-4> 비임금근로자 추정결과(연금 제외)	149
<표 IV-5> 전체 추정결과(연금 포함)	149
<표 IV-6> 임금근로자 추정결과(연금 포함)	150
<표 IV-7> 비임금근로자 추정결과(연금 포함)	150
<표 IV-8> 통계청 가계조사 자료에 의한 추정결과: 근로자 가구	152
<표 IV-9> 추정된 모수들: 환경=부모학력, 소득=표준소득	154
<표 IV-10> 한국의 기회 평등화 세율: 환경=부모학력, 소득=표준소득	155

<표 IV-11> 선진국들과의 비교: 환경=부모학력, 소득=표준소득	158
<표 IV-12> 추정된 모수들: 환경=부모학력, 소득=동등화소득	160
<표 IV-13> 한국의 기회평등화 세율: 환경=부모학력, 소득=동등화소득	161
<표 IV-14> 선진국들과의 비교: 환경=부모학력, 소득=동등화 소득	162
<표 IV-15> 추정된 모수들: 환경=부모직업, 소득=표준소득	164
<표 IV-16> 한국의 기회 평등화세율: 환경=부모직업, 소득=표준소득	165
<표 IV-17> 선진국들과의 비교: 환경=부모직업, 소득=표준소득	166
<표 IV-18> 추정된 모수들: 환경=부모직업, 소득=동등화소득	168
<표 IV-19> 한국의 기회 평등화세율: 환경=부모직업, 소득=동등화소득	169
<표 IV-20> 선진국들과의 비교: 환경=부모직업, 소득=동등화 소득	170
<부표 I-1> 인적 공제	186
<부표 I-2> 보험료 공제	187
<부표 I-3> 연금저축 공제	188
<부표 I-4> 이자 및 배당소득에 대한 원천징수세율	190
<부표 I-5> 금융소득에 대한 과세방법	191
<부표 I-6> 연도별 배당 및 이자소득 (일반) 원천징수세율	192
<부표 I-7> 2006년 이후 연금소득공제 계산법	193

그림목차

[그림 I-1] 가상적인 두 사회의 소득분포	22
[그림 I-2] 가상적인 두 사회의 유형별 소득분포	23
[그림 II-1] 개인의 경제적 성취를 결정하는 요인들	54
[그림 II-2] 성취가능곡선의 형태와 최적화	57
[그림 II-3] 유형별 성취함수들의 포락선	60
[그림 III-1] 부모학력별 근로소득의 분포	91
[그림 III-2] 부모학력별 표준소득의 분포	92
[그림 III-3] 부모학력별 동등화소득의 분포	93
[그림 III-4] 부모학력별 표준소득의 누적 분포	94
[그림 III-5] 부모학력별 동등화소득의 누적 분포	95
[그림 III-6] 부모직업별 근로소득의 분포	113
[그림 III-7] 부모직업별 표준소득의 분포	114
[그림 III-8] 부모직업별 동등화소득의 분포	115
[그림 III-9] 부모직업별 표준소득의 누적분포	116
[그림 III-10] 부모직업별 동등화소득의 누적분포	117
[그림 IV-1] 2004/2005년 산점도(연금보험료를 제외했을 때)	146
[그림 IV-2] 2004/2005년 산점도(연금보험료를 포함했을 때)	147
[그림 IV-3] 모델의 적합성: 환경=부모학력, 소득=표준소득	157
[그림 IV-4] 모델의 적합성: 환경=부모학력, 소득=동등화 소득	163
[그림 IV-5] 모델의 적합성: 환경=부모직업, 소득=표준 소득	167
[그림 IV-6] 모델의 적합성: 환경=부모직업, 소득=동등화 소득	171

I. 서론

한 사회나 한 국가에 있어 개인들 간에 발생하는 사회경제적 성취(socio-economic achievement)에 있어서의 차이, 즉 사회경제적 불평등은 그 사회나 그 나라의 조세재정정책을 평가하는 기준의 하나로서 오랫동안 공공경제학의 중요한 연구 대상이었다.

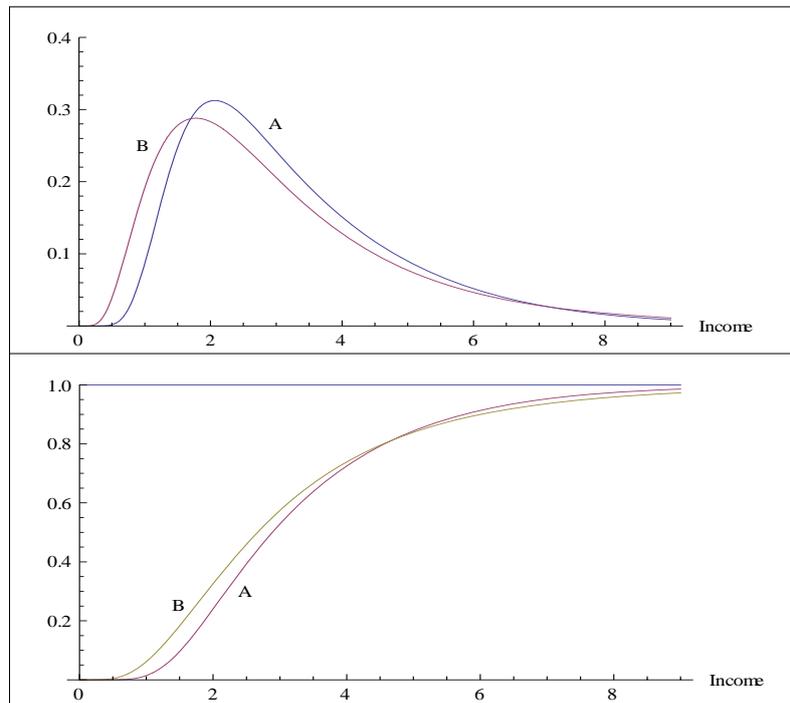
그런데 기존의 많은 연구들은 개인의 사회경제적 성취도를 나타내는 제 변수들(예: 소득, 부, 최종소비, 지위, 권력 등)로 측정된 '결과'(outcome)의 평등이나 불평등에만 분석을 한정하는 경우가 많았다. 다시 말해 결과에 대한 각종 불평등도 지수들이나 빈곤율 지수들, 양극화 지수들 등의 국가들 간의 격차나 한 국가 내에서의 시기별 추이를 분석한다든지, 조세재정정책으로 인해 이러한 각종 지수들이 얼마만큼 변화하는지를 검토하는 데 그친 경우가 많았다고 하겠다.

이러한 기존 연구들이 많은 성과를 낳았음은 부인할 수 없다. 이러한 분석들의 결과에 입각하여 각종 조세재정정책들에 대한 재평가나 개혁도 시행되었고 새로운 조세재정정책들이 도입되기도 하였다. 그러나 기존의 많은 연구들은 그 긍정적 성과에도 불구하고 몇 가지 한계도 가지고 있다.

첫 번째 한계로 지적할 수 있는 것은 개인들이 달성한 사회경제적 성취의 불평등의 '원천'이나 불평등이 발생한 '과정'에 대한 고려가 매우 미흡하다는 것이다. 이러한 원천이나 과정에 대한 연구가 중요한 이유는 개인들의 사회경제적 성취에 있어서의 차이는 개인들의 배경을 형성하는 환경(circumstances), 개인들의 노력(individual effort), 정부의 정책(government policy), 그리고 우연적 운(random luck) 등 다양한 요인이 작용한 결과이기 때문이다.¹⁾ 동일

한 환경을 가진 사람들이 노력(effort)이나 성취욕(ambition) 혹은 각오(will)를 달리함으로써 발생한 불평등은 사회나 국가가 보정할(compensate) 윤리적 책임이 없지만, 개인이 자신의 의지(volition)로 통제할 수 없는 ‘환경의 차이’로 인한 불평등은 사회적·윤리적으로 정당화될 수 없다. 따라서 결과의 불평등을 (i) ‘환경의 차이로 인한 불평등’과 (ii) ‘개인의 노력이나 의지의 차이로 인한 불평등’으로 분해하고, 각각의 영향을 분리 추정하는 노력이 필요한데 기존의 연구들에서는 이러한 차별적 분석이 미흡하다는 것이다.

[그림 1-1] 가상적인 두 사회의 소득분포

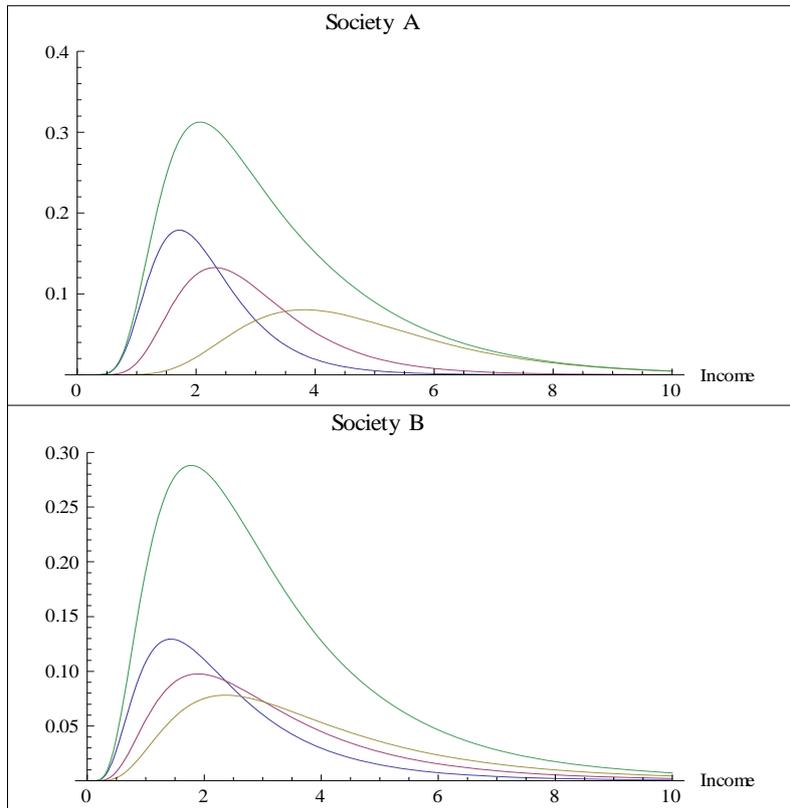


- 1) 이러한 요인들 중 우연적 운(運)은 개인의 사회경제적 성취에 영향을 미치는 요소이지만 사회 전체의 불평등 정도를 계산하는 데 있어서는 대수의 법칙(law of large numbers)에 의해 서로 상쇄되기 때문에 무시해도 좋다고 가정한다. 따라서 본 보고서에서는 나머지 세 가지 요인에만 논의를 한정한다.

그런데 각 개인을 부모의 사회경제적 지위에 따라 세 개의 유형 (예컨대 고학력 부모를 가진 개인들, 중간 학력 부모를 가진 개인들, 저학력 부모를 가진 개인들)으로 구분한 후 유형별 분포함수를 함께 그려본 다음의 [그림 I-2]를 보자.

다음의 [그림 I-1]에 나타난 가상의 두 사회의 소득분포를 비교해 보자. [그림 I-1]에서 첫 번째 그림은 두 사회의 확률밀도함수(density functions)를 나타낸 것이고 두 번째 그림은 누적 분포함수(distribution functions)를 나타낸 것이다.

[그림 I-2] 가상의 두 사회의 유형별 소득분포



소득 전체의 분포로만 판단하면 사회 A가 사회 B에 비해 더 평등하다고 할 수 있다. 실제로 두개의 분포함수는 평균은 동일하게 유지한 채 분산(dispersion)만 다르게 하여 그린 것이기 때문에 피구-달튼의 이전 원칙(Pigou-Dalton principle of transfer)을 충족하는 어떤 불평등도 지수를 사용하더라도 사회 A가 사회 B에 비해 더 평등한 것으로 나타난다.

이 그림에 의하면 사회 A는 유형 내 개인들의 소득 간 분산은 작은 반면 유형 간 소득분포함수들의 격차는 매우 크고, 반대로 사회 B는 유형 내 개인들의 소득 간 분산은 크지만 유형 간 소득 분포함수들의 격차는 작음을 알 수 있다. 다시 말해 사회 A에서는 다른 유형의 부모를 둔 개인들 간의 소득의 격차가 크고 동일한 유형 내에서의 개인들 간의 소득격차는 작은 반면 사회 B에서는 부모의 유형에 따른 개인들 간의 소득의 격차는 작고 동일한 유형 내의 개인들 간의 소득격차는 크다. 이런 경우 결과의 평등 자체에 어떤 내재적 가치(intrinsic value)를 두지 않는 한 전체적 소득분배에 있어 사회 A가 사회 B에 비해 덜 불평등하다고 해서 사회 A가 사회 B에 비해 더 바람직하다고 할 수 있을까?

둘째, 기존의 많은 연구들은 국가들 간의 재분배의 '전체 수준'만을 비교하는 경우가 많은데, 국가들 간의 재분배정책을 비교함에 있어서 단순히 재분배의 전체 수준만을 비교하는 것에는 여러 가지 문제가 있을 수 있다. 재분배 정도가 비록 낮더라도 환경적 요인들이 개인들의 성취에 미치는 영향이 미미하여 기회가 상당한 정도로 평등한 사회라면, 그러한 사회에서의 추가적인 재분배는 기회 평등화의 효과는 크지 않으면서 효율성을 저하시킬 가능성이 크기 때문에 바람직하다고 볼 수 없다. 반면 환경적 요인들이 개인들의 성취에 미치는 영향이 지대하여 기회가 상당히 불평등한 사회라면 이미 재분배 정도가 다른 사회들보다 높더라도 기회의

평등화를 위해서는 더 많은 재분배정책이 필요할 수도 있다. 다시 말해 한 사회의 재분배의 정도에 대한 평가나 한 나라의 조세재정정책의 공정성에 대한 평가는 그 사회의 기회가 얼마나 평등한가에 따라 다르게 고려되어야 한다는 것이다.

셋째, 바람직한 조세재정정책의 설계 역시 전체적인 결과의 평등이나 불평등에 근거할 것이 아니라 환경의 차이로 인해 발생하는 불평등을 얼마나 완화시키는가에 중점을 둘 필요가 있는데 기존의 연구들은 조세재정정책이 불평등도 지수에 미치는 ‘전체적 영향’에 대해서만 분석을 한정하는 경향이 강했다. 개인들의 노력 차이에 의해 발생한 경제적 격차를 줄이려는 조세재정정책은 윤리적으로 정당화될 수 없을 뿐 아니라 개인의 노력에 대한 유인동기(incentive)를 줄인다는 의미에서 효율성의 차원에서도 바람직하지 않다. 따라서 바람직한 재정정책은 환경적 요인들의 차이로 인한 불평등을 완화하면서 동시에 개인들의 성취동기를 진작할 수 있는 방향으로 설계되어야 한다. 실제로 많은 나라의 국민들이 정부의 재분배 노력에 대해 갖고 있는 태도는 결과의 불평등이 어떤 요인에 의한 것이냐에 따라 크게 다르게 나타나고 있다. 그 사회의 결과의 불평등에 환경적 요인이 작다고 믿을 만한 충분한 이유가 있는 경우에는 정부의 재분배 노력에 많은 국민들이 비판적인 태도를 갖지만 환경적 요인이 매우 크다고 믿는 경우에는 정부의 재분배 노력을 적극 지지한다는 것을 많은 연구들은 보이고 있다.²⁾

2) 예컨대 Alesina and Glaeser(2004), Corneo and Gruner(2002), Marshall et al.(2002)를 보라. 필자들의 견해에 의하면 사람들은 단순히 부자들이 돈이 많다는 사실을 시기하여 분노하는 것이 아니다. 우리는 종종 열심히 노력하여 부와 재산을 축적한 사람들에게 많은 시민들이 박수와 존경을 보낼을 관찰한다. 시민들이 분노하는 것은 30대 중반의 젊은이가 아버지로부터 상속받은 주식을 불법으로 주가 조작을 하여, 정당한 상속세는 피하면서 엄청난 이윤을 챙기는 그러한 현실에 분노하는 것이다. 많은 학생들은 일본일조를 아껴가며 열심히 공부하고 있을 때, 공부에는 관심이 없다가 부모의 막대한 기부금으로 대학에 입학하는

본 연구의 목적은 기존의 연구들이 갖는 이러한 한계들에 주목하면서 우리나라에서 소득획득을 위한 기회(opportunity for income acquisition)가 얼마나 불평등한지, 그리고 우리나라의 조세재정정책은 이러한 기회의 불평등을 얼마나 완화하는지를 검토하는 데 있다. 이를 위해 한국사회에서의 소득 불평등의 전체 수준 중 개인들 간 환경적 요인들의 차이로 인한 부분이 얼마나 큰지를 실제 자료를 통해 검토하고, 환경의 차이로 인한 소득획득에 있어서의 불평등을 제거하기 위한 최적조세율(optimal tax rate)을 계산한 후, 이를 우리나라의 관측된 재분배적 조세율(observed tax rate)과 비교한다.

소득재분배정책이나 교육재정의 배분정책 등 한 나라의 조세재정정책의 궁극적 목적은 단순한 결과의 평등(equality of outcome)을 추구하는 데 있는 것이 아니라 모든 시민들이 '평등한 기회'를 갖고 선의의 경쟁을 도모하도록 돕는 데 있다는 의미에서 본 연구의 정책적 시사점은 매우 클 것으로 생각된다. 나아가 본 연구에서 시도하는 평등한 기회에 대한 논의는 공정하면서도 효율적인(fair and efficient) 자원배분을 달성하고 많은 사람들에게 평등한 기회를 제공하면서도 동시에 유인합치적인(incentive compatible) 바람직한 조세재정정책의 설계를 위한 노력의 일환이라고 볼 수도 있다.

본 연구의 지침이 된 것은 로머(John Roemer, 1993, 1998)의 기회의 평등에 대한 이론이다. 로머의 이론은 '기회의 평등'이라는 철학적 개념을 현실 경제에 적용 가능한 형태로 이론화한 것인데, 본 연구의 실증분석은 그의 이론에 기초하여 수행된 것이다. 사실 기회의 평등에 대한 사회과학적 혹은 철학적 논의들은 그동안 많았지만 기존의 많은 논의들은 이를 정량화할 수 있는 방법을 갖지

그런 현실에 국민들은 분노하는 것이다.

못함으로써 추상적 논의에 그치는 경우가 많았다. 로머의 이론이 갖는 장점 중의 하나는 기회의 평등이라는 ‘애매모호한’ 개념을 명확히 정의하고 한 국가의 재정정책이 그 나라의 국민들에게 기회의 평등을 얼마나 잘 보장하는지를 이론적 및 실증적으로 검토할 수 있는 분석의 틀을 제시한 데 있다.

기회의 평등이라는 관점에서 한국의 소득자료를 이용하여 불평등의 요인을 분해하여 분석하고 ‘소득획득에 있어 기회의 평등’(equal opportunity for income acquisition)을 달성하기 위한 최적 조세재정정책이 어떠해야 하는지를 연구한 것은 국내에서는 본 연구가 최초라고 할 수 있다.³⁾ 본 보고서는 한국의 자료에 기초한 연구이지만 필자들은 앞으로 일본이나 대만, 싱가포르 등 동아시아의 다른 나라로 연구를 확장하여 동아시아국가들의 조세재정정책들의 보편성과 특수성을 밝혀보고자 한다. 동아시아국가들의 경제발전 과정의 보편성과 특수성에 대한 연구들은 많았지만 이 국가들의 소득분배의 동학(income distribution dynamics)과 조세재정정책에 대한 연구는 미흡하였다는 점에 비추어볼 때 이러한 연구들은 앞으로 더 많이 이루어져야 한다고 생각한다.

본 연구의 또 하나의 기여는 다음과 같다. 우리는 국내 최초로 각종 조세에 대한 법령을 이용하여 노동패널자료에 나타난 개인에 대한 세금과 보조금을 귀속계산(impute)하였고 이를 이용하여 한계유효소득세율과 1인당 이전지출을 계산하였다. 노동패널자료에 조세를 귀속계산하여 결합하는 작업은 시간이 매우 많이 소모되는 지루한 작업이었지만, 앞으로 다른 연구들에게도 그 유용성이 크리

3) 본 보고서가 사회경제적 성취의 여러 가지 측정단위들 중 소득에 초점을 맞춰 ‘소득획득을 위한 기회’의 평등이라는 주제에 분석을 한정할 이유는 다음 세 가지 때문이다. 우선 자료의 가용성이라는 면에서 소득이 가장 얻기 쉬운 정보인데다 소득은 매우 중요한 사회경제적 성취의 측정단위이다. 둘째, 소득과 다른 사회경제적 성취의 측정단위들 간에는 강한 상관관계가 존재한다. 셋째, 다른 국가들과의 비교가 용이하다.

라는 점에서 우리의 작업이 한국의 조세재정정책에 대한 이후의 실증연구들에 많은 도움이 될 것이라고 자부할 수 있다. 다만 최초의 추계이기 때문에 보다 정밀한 추계를 위해서는 아직은 개선해야 할 점이 많을 것으로 생각한다.

우리는 종종 학자들이나 정책입안자들, 그리고 시민들 간에 분배문제에 대한 의견이나 입장이 있어서 다양한 차이를 관찰하곤 한다. 이러한 차이의 원인에는 여러 가지가 있겠지만 많은 경우 한 사회에 존재하는 결과의 불평등 중 얼마만큼이 환경적 요인에 의한 것이고 얼마만큼이 자신의 노력에 의한 것이냐에 대한 해석과 평가의 차이에 기인한다고 볼 수 있다. 정부의 재분배 노력을 비판적으로 보는 사람들은 개인들 간 경제적 성취 차이의 대부분은 개인들의 노력 차이에 의한 것이라고 보고 환경적 요소들에 의한 차이는 작다고 보는 경향이 강하다. 반면 정부의 재분배 노력을 긍정적으로 보는 사람들은 개인들 간 경제적 성취 차이의 많은 부분은 개인들의 노력 차이에 의한 것이라기보다는 환경적 요소들에 의한 차이라고 보는 경향이 강하다.

본 연구에서처럼 현실의 자료를 이용하여 환경의 중요성이 얼마나 큰가를 밝혀내는 작업은 민주시민들 간에 의견들의 불필요한 이념적 대립을 해소하고 롤즈(John Rawls, 1993)가 말한 ‘중첩된 동의’(overlapping consensus)를 도출함으로써 경제정책의 올바른 방향을 원만하게 확립하는 데에도 도움이 될 것으로 사료된다.⁴⁾

혹자는 ‘평등’이라는 주제는, 그것이 결과의 평등이든 기회의 평등이든 상관없이, 윤리철학의 영역에 속하는 것으로 과학으로서의 경제학에는 합당한 주제가 아니라고 불지도 모른다. 예컨대 효율성이라는 개념을 넘어서면 경제학이 과학의 영역을 벗어나 주관적

4) 중첩된 동의는 민주시민들 간에 존재하는 합리적 의견의 다양한 차이를 관용(tolerate)하면서 이루어진 차이 속의 동의(consensus in differences)라고 할 수 있다.

가치판단의 영역으로 진입하는 것이라고 보는 입장이 그것이다. 평등이나 사회정의와 같은 개념들이 과학적 연구의 대상이 될 수 없다고 보는 이러한 입장에는 크게 보아 두 가지 이유를 생각해 볼 수 있다.

첫째, 평등이라는 개념은 연구자의 철학적 입장에 따라서 너무나 다양하여 어떤 합의가 이루어지기 어려운 반면 효율성이라는 개념은 파레토 효율성(Pareto optimality)이라는 일반적으로 합의된 정의가 존재한다는 점이다.

둘째, 평등이라는 개념은 무언가를 동일하게 만들어준다는 개념이기 때문에 평등을 이루고자 하는 대상(equalisandum)이 잘 계측(measurable)되고 개인들 간에 그 수준에 대한 비교(interpersonal comparison)가 가능하다는 것을 전제로 하여야 하는 반면 파레토 효율성이라는 개념은 서수적 개념(ordinal concept)에 근거한 것이고 개인들 간에 수준에 대한 비교가 불가능하다는 전제하에서도 잘 정의된다는 점이다.⁵⁾

우리는 이러한 입장에는 몇 가지 문제점들이 있다고 생각한다.

무엇보다 이러한 입장은 경제학이 현재 실천되고 있는 양상과 일치하지 않는다. 왈라스 균형의 존재정리나 후생경제학의 제1정리와 같이 약한 전제하에서 성립하는 명제들도 있지만 경제학의 많은 결론들은 더 강한 가정들이 없이는 성립하지 않는다. 예컨대 정보경제학, 기구설계론, 최적조세론 등에서 얻어진 많은 결론들은 이런 약한 전제들만으로는 성립하지 않는다. 또 이런 약한 전제들만으로는 유의미한 경험적 연구들을 수행할 수도 없다. 예컨대 정책의 효율성에 대한 경험적 분석을 수행하는 데 자주 이용되는 비

5) 개인들 간 비교가능성을 전제하지 않고 또 서수적 개념만을 사용하여 정의로운 분배의 원칙을 확립하려는 시도가 없는 것은 아니다. 예컨대 남의 것을 시기하지 않는 (envy-free) 상태를 정의로운 상태로 보는 이론들을 예로 들 수 있다. 그러나 이러한 이론들로는 평등이라는 주제에 대한 분석을 많이 밀고 나갈 수 없다는 것이 필자들의 생각이다.

용편익분석(cost-benefit analysis)은 비용과 편익의 기수적 계측 가능성(cardinal measurability)과 개인들 간 비교가능성이라는 가정들을 전제하지 않으면 성립하지 않는다. 철학적 입장에서 보더라도 비용편익분석은 공리주의(utilitarianism)라는 하나의 철학적 입장을 전제로 하는 것인데 공리주의라는 철학적 입장이 논쟁의 여지없이 모든 사람들에게 보편적으로 받아들여져야 한다고 볼 이유도 없다.

결국 이론적이든 경험적이든 혹은 철학적이든 경제학이 현재 분석을 수행하고 있는 양상을 보면 매우 강한 조건들이나 특정한 철학적 입장을 분석에 수시로 원용하고 있는데 그 이유는 서수적 개념과 개인간 비교 불가능성이라는 약한 전제들에만 기초하여서는 분석을 많이 밀고 나갈 수가 없기 때문이다. 평등이라는 개념이 파레토효율성을 정의하는 데 필요한 것보다 강한 조건들 속에서만 논의될 수 있기 때문에 과학적으로 거부되어야 한다면, 마찬가지로 파레토 효율성을 정의하는 데 필요한 것보다 강한 전제하에서 성립하는 경제학의 다른 많은 분석들도 과학적으로 거부되어야 할 텐데 대다수의 경제학자들은 이런 주장에 동의하지 않을 것이다.⁶⁾

효율성을 논의한다고 평등을 무시한다고 보는 것이 오류인 것처럼, 평등을 논의한다고 효율성을 무시한다고 보는 것도 오류이다. 평등과 효율은 경제분석의 양 날개를 이루는 개념들이다. 평등이나 효율이라는 개념들은 그 자체로는 매우 약한 개념들(weak concepts)이고 따라서 한 가지 조건만을 충족하는 자원배분이나 정책은 매

6) 후생경제학의 제1정리와 같이 경제학의 중요한 명제를 증명하는 데 기수적 효용개념이나 개인들 간 효용의 비교가능성이라는 전제가 필요 없다는 주장과 그 때문에 경제학의 모든 이론은 개인들 간의 의미 있는 비교를 전제하지 않고 전개되어야 한다는 주장은 완전히 다른 이야기이다. 이는 열을 가했을 때 구리와 철 중에 어떤 것이 빨리 뜨거워지는가를 아는 데에 구리와 철의 색깔을 알 필요가 없다는 주장과 구리와 철의 색깔을 비교하는 것이 불가능하다는 전제하에 화학이나 물리학의 모든 이론을 구성해야 한다는 주장은 완전히 다른 이야기인 것과 마찬가지로이다.

우 많다. 예컨대 경제적 성취공간의 파레토 경계(Pareto frontier)에 대응하는 자원배분이나 정책은 모두 파레토 효율적이다. 마찬가지로 경제적 성취공간의 45도선상에 대응하는 자원배분이나 정책은 모두 평등의 조건을 충족한다. 다른 조건이 동일할 때 비효율적인 자원배분보다는 효율적인 자원배분이 더 우월하다는 것이 이론의 여지가 없는 것과 마찬가지로 다른 조건이 동일할 때 평등한 분배가 불평등한 분배보다 우월하다는 점에도 이론의 여지가 있을 수 없다. 민주사회의 대다수 시민들은 효율적이면서도 평등하고 공정한 자원배분을 선호할 것이다.

본 보고서의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 기회의 평등에 대한 기존이 정치철학적 논의들을 검토하고 본 연구의 지침이 되는 로머의 기회의 평등에 대한 이론을 일반적 형태로 설명한다. 제III장에서는 노동패널자료를 이용하여 한국사회의 기회의 불평등에 대한 기초분석을 수행한다. 여기서 우리는 개인의 경제적 성취에 영향을 미치는 환경변수로 부모의 학력과 부모의 직업 두 가지를 고려한다. 제IV장은 본격적인 실증분석이다. 이를 위해 먼저 제II장에서 소개한 로머의 기회의 평등에 대한 일반이론을 실증분석에 적합한 형태로 모형화하는 작업을 수행한다. 그리고 이 모형에 근거하여 모형의 각종 모수들을 추정함으로써 기회평등화를 위한 최적조세를 계산한다. 제V장은 결론으로 우리의 분석결과가 줄 수 있는 정책적 시사점들을 토론한다.

II. 기회의 평등에 대한 기존의 연구들

1. 정치철학적 논의들

평등이나 불평등을 논의하는 데 있어서는 ‘무엇을 평등하게 할 것인가’(equality of what)에 대한 문제가 항상 제기되게 된다.⁷⁾ 자원(resources)인가 아니면 후생(welfare)인가? 결과(outcome)인가 아니면 결과를 얻기 위한 기회(opportunity for outcome)인가? 이는 철학자인 코헨(Gerald Cohen, 1989)의 표현을 빌리면 ‘평등주의의 단위’(the currency of egalitarianism)에 대한 문제라고 할 수 있는데 이를 둘러싸고 사회과학자들과 정치철학자들은 오랜 논쟁을 벌여 왔다. 이 절에서는 다음 절에서 살펴볼 로머의 기회의 평등에 대한 이론적 배경으로서 기존의 논의들을 간략하게 살펴보고자 한다.

가. 단순한 자원평등주의

19세기의 평등주의적 정치철학자들은 토지나 생산수단 등과 같은 ‘양도가 가능한 자원’의 평등한 분배(equality of alienable resources)를 이상적인 상태로 보았다. 이러한 자원평등주의는 단순함이 하나의 장점이라 할 수 있겠다. 그러나 단순한 자원평등주의(naïve resource egalitarianism)는 그 단순함으로 인해 여러 가지 문제를 동시에 안고 있다.

7) 비슷한 맥락에서 효율성을 논하는 경우에도 ‘무엇을 효율적으로 할 것인가’(efficiency of what)에 대한 질문을 던질 수 있다.

II. 기회의 평등에 대한 기존의 연구들 33

첫째, 단순한 자원평등주의는 사람들마다 필요(needs)가 서로 다름으로 인해 생기는 문제를 해결하지 못한다. 예컨대 주어진 자원 500만원을 장애인과 정상인이라는 두 사람에게 250만원씩 평등하게 분배하는 문제를 생각해 보자. 만일 모든 사람들의 최저 소비에 80만원이 들고 장애인에게 반드시 필요한 보행기(wheel chair)가 340만원이라면 두 사람에게 똑같이 250만원씩 나누어주는 단순한 평등분배는 전혀 의미가 없는 평등분배일 수 있다. 왜냐하면 보행기가 없으면 장애인의 삶은 아무런 의미가 없을 수 있기 때문이다. 이런 경우에는 장애인에게 420(=340+80)만원을 주고 정상인에게 80만원을 주는 자원의 불평등한 분배가 두 사람에게 똑같이 250만원씩 나누어 주는 단순평등분배보다 훨씬 더 바람직한 분배일 수 있다.

둘째, 재능(talent)처럼 ‘양도 불가능한 자원’(inalienable resources)으로 인해 발생하는 불평등은 어떻게 시정할 것인가 하는 문제가 있다. 돈이나 물건처럼 양도가 가능한 자원을 평등하게 만들더라도 재능은 여전히 불평등한 상태로 분포되어 있다면 재능이 많은 사람들은 조만간 다른 사람들보다 더 많은 부를 축적할 것이고 이렇게 되면 애초에 시도한 양도 가능한 자원의 평등은 큰 의미가 없어지기 때문이다. 사람이 가진 재능은 이전(transfer)이나 분할(division)이 불가능한데 만일 개인의 재능이 노력보다 환경(예: 부모의 사회경제적 지위)에 더 많이 의존한다면 문제는 더 커지게 된다.

셋째, 불평등의 원인에 사회적이고 환경적인 요인도 있지만 개인의 행위에 대한 책임(individual accountability for acts)의 문제도 무시할 수 없는데 단순평등주의에서는 개인의 행위책임이라는 문제에 대한 고려가 전혀 없다는 점이다.⁸⁾ 담배의 해악을 잘

8) 나중에 자세히 검토하겠지만 본 보고서에서는 강한 의미에서의 개인의 행위에 대한 책임(accountability)과 약한 의미에서의 개인의 행위에 대

알면서도 스스로 담배를 피워서 폐암에 걸린 사람과 태어나면서부터 폐암에 걸린 사람에게 동일한 의료혜택을 주어야 하는가 하는 문제에는 개인의 책임에 대한 문제가 깔려 있다고 하겠다. 개인의 행위책임의 문제는 현대경제학에서 말하는 유인(incentive)의 문제와도 밀접한 관련이 있지만 도덕성(morality)의 문제에서 볼 때에도 무시할 수 없는 중요한 문제이다.

나. 단순한 후생평등주의

후생평등주의(welfare egalitarianism)란 분배적 정의의 원리를 확립하는 데 있어 기본이 되는 요소는 자원이 아니라 사회구성원들이 누리는 후생이며 참된 평등주의는 개인들 간의 후생을 평등화하는 자원의 배분이라고 보는 관점이다.

후생평등주의가 갖는 매력 중 하나는 자원평등주의가 간과한 개인의 ‘필요’라는 문제를 일정 부분 해결할 수 있다는 점이다. 예컨대 앞에서 예를 든 420만원과 80만원이라는 자원의 불평등한 분배는 후생의 입장에서는 평등한 분배일 수 있다. 또 후생평등주의는 개인의 선호(individual preference)의 차이를 반영하면서 평등을 실현할 수 있는 장점도 있다.

후생평등주의에는 ‘후생’의 개념을 어떻게 정의하느냐에 따라 여러 가지 다양한 형태가 존재할 수 있는데 가장 단순한 후생평등주의는 후생의 가장 중요한 요소는 개인의 만족이며 이러한 의미에서의 후생을 평등화하는 것이 바람직하다는 입장이다.

단순한 후생평등주의에 대한 비판은 여러 가지가 있지만 그 중 대표적인 것들만 몇 가지 열거해 보면 다음과 같다.

첫째, 만족이라는 개념이 잘 ‘정의’(define)되고 ‘계측가능’(measurable)하며 만족수준이 사람들 간에 ‘비교가능’(interpersonally

한 책임(responsibility)을 구분한다.

comparable)하더라도 만족이라는 개념은 분배적 정의의 원리를 도출하는 데 충분한 정보(information)를 담지 못할 수 있다. 예컨대 만족이라는 개념에는 ‘권리’(rights)라는 개념을 담을 수 없다. 타인 학대를 통해 만족을 증가시키는 사람(즉 롤즈가 말한 공격적 선호(offensive taste)를 갖는 사람)의 행위가 타인의 권리를 침해한다면 그러한 행위는 제재되어야 마땅한데 만족만을 근거로 정의의 원리를 도출하려는 단순한 후생평등주의에는 이러한 행위를 제재할 수 있는 근거가 없다는 것이다.

둘째, 만족과 후생은 서로 다른 개념이라는 지적이 있을 수 있다. 만족이 증가한다는 것과 참된 의미에서의 후생(예컨대 삶의 질)이 증가한다는 것이 동일한 것은 아닐 수 있기 때문이다. 이러한 예로서는 중독성 선호(addictive taste)나 싼 선호(cheap taste)를 거론할 수 있다. 중독성 선호의 예로서 담배나 술의 소비를 생각해보자. 담배나 술의 소비는 그것을 소비하는 사람의 만족을 증가시킬지는 모르지만 그것이 진정한 의미에서 그 사람의 삶의 질을 증가시키는 행위라고 보는 사람은 거의 없을 것이다. 싼 선호의 예로서 가부장적 사회 속에서 성간 노동 분업(sexual division of labor)에 길들여진 주부들(tamed wives)이나 노예제도하에서 주인에게 매맞는 노예들(battered slaves)을 생각해보자. 이들은 조그마한 것에도 쉽게 만족하며(easily pleased) 어지간하면 현실 순응적인 경향을 보이는 경우가 많은데 이들의 이러한 ‘싼 선호’는 가혹한 환경에 직면하여 일종의 생존전략(survival strategy)으로 발전된 것일 수 있다. 따라서 이들의 싼 선호를 근거로 이들에게 더 많은 희생을 요구하거나 더 적은 혜택을 주는 것이 윤리적으로 올바른 것이냐는 지적이 있을 수 있다.

셋째, 단순한 자원평등주의와 마찬가지로 단순한 후생평등주의 역시 개인의 책임이라는 문제를 도외시할 수 있다. 명품이 아니면

만족하지 못하는 ‘비싼 선호’(expensive taste)를 가진 사람들을 생각해보자. 이들의 후생수준을 평범한 선호를 가진 사람들의 후생수준과 동일하게 하려면 이들에게 더 많은 자원을 나누어 주어야 하는데 이를 윤리적으로 바람직하다고 보는 사람은 없을 것이다. 왜냐하면 명품에 대한 선호를 발전시킨 것은 어디까지나 자기 통제(self-discipline)를 하지 못한 개인의 책임 문제이기 때문이다. (명품에 대한 선호를 처음부터 가지고 태어난다는 주장에 동의할 사람은 거의 없을 것이다.) 나아가 이들에게 더 많은 자원을 나누어주는 것은 자기통제를 잘하는 사람들에게 더 많은 비용부담을 요구하는 것이기도 하다.

다. 현대적 평등주의 이론들

이상의 논의들을 통해 우리는 분배적 정의의 원칙을 확립하는데 있어 몇 가지 중요한 이론적 시사점들을 도출할 수 있다.

첫째, 분배적 정의의 원칙을 확립함에 있어 개인이 책임져야 하는 부분(개인이 자신의 책임하에 자발적으로 선택한 것)과 개인의 책임이 아닌 부분(개인이 자발적으로 선택하지 않은 환경)의 구분의 중요성이 제기된다는 것이다. 어떤 사람이 태어나면서부터 육체적 장애를 갖고 있다면 그에게 보행기를 제공하는 것은 그 사람의 환경적 요인에 의한 불운을 보정하는 것으로 보아야지 이를 불평등한 분배로 보아서는 안 된다는 것이다. 반면 명품에 대한 선호는 자신의 책임으로 이러한 선호를 가진 사람을 만족시키기 위해 그 사람에게 더 많은 자원을 배분해서도 안 된다는 것이다.

둘째, 개인의 선택의 문제에 있어서는 어떤 선택이나 어떤 선호에 개인적 책임을 물을 것인가의 문제가 중요해진다는 점이다. 예컨대 참된 선호(true preference)와 시현된 선호(revealed preference)의 관계를 어떻게 설정할 것인가? 선호가 내생적으로 형성될 경우

의 정의의 원칙들은 선호가 외생적일 때의 정의의 원칙들에 비해 어떻게 달라져야 하는가? 진실된 선택(sincere choice)과 전략적 선택(strategic choice)의 문제를 어떻게 구분할 것인가? 등의 문제가 제기된 것이다.

셋째, 결과적 정의나 평등과 함께 절차적 공정 혹은 과정에서의 평등이 매우 중요하다는 점이다.

결국 후생평등주의자들과 자원평등주의자들의 논쟁에서 우리가 배워야 할 것은 ‘자원’이나 ‘후생’ 중 어느 것이 평등의 측정 단위로 더 중요한가 하는 형이상학적인(metaphysical) 문제가 아니라 개인의 선택과 환경, 개인적 책임과 사회적 책임, 결과적 평등과 과정에서의 공정 등의 문제를 어떻게 위치시킬 것인가 하는 문제라고 할 수 있겠다.

현대적 평등주의 이론들은 단순한 자원평등주의나 단순한 후생평등주의가 갖는 여러 가지 문제점들 극복하면서 동시에 자원평등주의와 후생평등주의가 갖는 장점들은 살리려는 시도들이라고 하겠다.⁹⁾

현대적 평등주의 이론들에는 여러 가지가 있지만 가장 잘 알려진 것들로서는 (i)근본재(primary social goods)에 의해 분배적 정의의 원리들을 도출하려는 롤즈(John Rawls, 1971)의 평등주의 이론 (ii)후생과 근본재의 중간쯤에 위치한 개념인 ‘기본능력’

9) 현대적 평등주의 이론들에 대한 철학적 입장에서의 개괄로는 Barry (1985, 1999)와 Kymlicka(1990) 등을, 경제학적 입장에서의 개괄로는 Roemer(1996)와 Young(1993) 등을 참조하라. 분배적 정의론을 공준적 협상이론(axiomtaic bargaining theory)이나 사회적 선택이론(social choice)을 통해 개괄하고 있는 탁월한 입문서로는 Thomson and Lensberg (1989)와 Moulin(1988) 등을 참조할 수 있다. 마지막으로 영어권에는 많이 알려져 있지 않지만 독특한 입장에서 분배적 정의론을 기술하고 있는 Kolm(1997[1972], 1996) 등도 거론하고 싶다. Elster(1992)는 현실에서 발생하는 구체적이고 작은 문제들과 관련된 분배적 정의론들을 논하고 있다.

(capability)이라는 개념에 기초한 센(Amartya Sen, 1985)의 평등주의이론 (iii) 사회보험(social insurance)에 의해 재능의 불평등을 보정하려는 드워킨(Ronald Dworkin, 1981ab)의 평등주의 이론을 들 수 있겠다.

로머의 기회의 평등에 관한 이론은 이러한 이전의 연구들의 성과를 비판적으로 흡수함으로써 이루어진 것이다.

먼저 롤즈의 이론은 잘 알려져 있으므로 자세히 검토하지 않고 우리의 논의에 필요한 몇 가지 점만 지적하고자 한다.

첫째, 롤즈가 근본재들을 통해 정의의 원리들을 도출하려고 한 이유는 사람들 간의 선(善)에 대한 관념은 너무도 다양하여 개인들 간 비교가 불가능하다고 보았기 때문이다. 경제학적으로 이야기하면 후생은 개인들 간 비교가 불가능하다는 것이다. 반면 근본재들은 선에 대한 관념이 무엇이든 모든 사람들이 요구하는 것으로, 객관적(objective)이고 비교가 가능하다(comparable)고 본 것이다. 그의 차등원칙(difference principle)은 근본재들을 평등화하려는 원칙이다. 따라서 롤즈의 이론은 비후생주의적 평등주의라고 할 수 있다.

둘째, 롤즈는 사람들이 무지의 베일(veil of ignorance)하에서 의사결정을 할 경우 근본재를 평등화하는 것을 선택하리라고 주장한다. 이 경우 무지의 베일이란 사람들이 자신의 선호(preference)나 재능(talent) 등을 전혀 모르는 상태를 말한다.

셋째, 근본재들은 동시에 개인들이 자신의 의지를 통해 사회경제적 성취를 이룰 수 있도록 돕는 투입물들이지 사람들이 바로 소비하는 최종소비재들이 아니다. 이런 의미에서 롤즈의 이론에는 개인의 책임이라는 문제가 명시적이지는 않지만 암묵적으로 고려되어 있다.¹⁰⁾

10) “도덕적 인간들로서 시민들은 자신들의 최종목적들이나 선호들을 형성하고 개발하는 데 일정부분을 담당한다...근본재를 사용하자는 것은 우

II. 기회의 평등에 대한 기존의 연구들 39

개인의 책임문제를 좀 더 적극적으로 고려한 것은 센(Amartya Sen, 1985, 1992)이다. 센은 롤즈가 근본재들을 중시함으로써 물질신성(fetishism)에서 벗어나지 못하고 있다고 비판한다. 정의의 이론이나 선이라는 개념을 결정하는 데 있어 중요한 것은 어떤 재화들을 어떻게 배분하느냐가 아니라 재화들이 사람들에게 어떤 기능을 하는가(what goods can do for people)라고 하는 점이다. 여기서 센은 재화들이 사람들에게 제공하며 인간이 가치 있다고 평가하는 가치기능들(functionings)의 벡터들의 집합으로 기본능력(capability)이라는 개념을 정의하고 평등주의가 지향해야 하는 바는 재화의 평등이나 후생의 평등이 아니라 기본능력의 평등이라고 주장한다.

가치기능들에는 적절한 영양섭취, 건강을 유지하고 질병이나 기아에서 벗어나는 것, 행복한 생활, 자존심의 확보, 공동체 생활에 참여하는 것 등이 있을 수 있다. 예를 들어 돈이라는 재화가 하는 가치기능들을 생각해 보자. 돈은 사람들에게 의식주를 제공하고, 여가를 활용할 수 있게 하고, 자녀교육을 할 수 있으며, 자존심(self-respect)을 갖게 하고, 행복하게(happy) 해줄 수 있다. 그런데 여기서 중요한 것은 돈의 액수가 많고 적음뿐 아니라 개인이 돈을 어떻게 사용하느냐에 따라서도 돈의 가치기능들의 벡터는 개인들 간에 다를 수 있다는 점이다. 개인은 자신의 판단에 의해 돈을 여러 가지 용도로 사용함으로써 다양한 봉사적 기능들의 벡터들을 창출할 수 있는데, 한 개인에게 가능한 이런 모든 가치기능들의 벡터들의 집합이 그 개인의 기본능력이다.

따라서 센의 기본능력이라는 개념은 재화도 아니고 그렇다고 후생도 아닌 중간의 개념이다.¹¹⁾ 센의 기본능력이라는 개념은 롤즈에게는 암묵적으로만 존재하던 개인의 선택의 자유(freedom of

리의 목적들에 대한 책임을 담당할 수 있는 능력을 전제하기 때문이다.”
11) 그래서 코헨은 센의 기본능력이라는 개념을 midfare라고 부른다.

choice)의 문제를 명시적으로 고려하여 개발된 개념이라 할 수 있다.

롤즈의 근본재와 마찬가지로 센의 가치기능들은 개인이 자신의 의지로 사회경제적 성취를 이룰 수 있게 하는 데 들어가는 투입요소들이다. 그런 점에서 센의 이론에는 개인의 책임의 문제가 본격적으로 들어오게 된다.

그런데 이러한 센의 이론에 대해서는 두 가지 문제점을 지적할 수 있다.

첫째, 센은 가치기능들을 어떻게 지수화하고 어떻게 비교할 것인가에 대한 아무런 이론을 제시하지 않고 있다. 이는 롤즈가 근본재들에 대한 지수화의 이론을 제시하지 않은 것과 마찬가지로이다.

둘째, 센은 후생주의를 비판하지만 행복이라는 개념을 가치기능들 중의 하나로 포함시킴으로써 가치기능들의 총체적 지수가 후생이라는 개념과 독립적이지 않게 되어버리는 자기모순에 빠져버리게 되었다. 예컨대 공격적인 선호나 비싼 선호를 만족시키는 행위도 개인의 행복을 증진시킬 수 있다.

개인의 책임의 문제를 가장 전면에 제기한 사람은 드워킨(Ronald Dworkin, 1981a, 1981b)이다.

첫째, 드워킨은 비선택 운(brute luck)과 선택 운(option luck)을 구별하는데 비선택 운은 자신의 의지와 상관없이 외부로부터 주어진 운(즉 환경에 의한 운)이고 선택 운은 자신의 의지로 결정한 선택의 결과 발생한 운이다.

둘째, 드워킨은 후생평등주의를 비판하면서 자원평등주의를 옹호하는데 그 이유는 개인들이 자신의 선호를 자신의 것으로 인식하는 한(as long as individuals identify with their preferences) 개인들은 자신의 선호에 책임을 져야 하고 나아가 개인의 선호에 대해 (그것이 어떻게 형성되었다 하더라도) 사회는 존중해야 한다는 자유주의의 원칙 때문이다.¹²⁾ 반면 자원의 최초의 불공평한 분

배는 개인의 책임이 아니라는 것이다.

셋째, 드워킨이 고려하는 자원에는 양도 가능한 자원뿐 아니라 재능(talent)과 같은 양도 불가능한 자원이 포함되어 있다. 여기서 양도 불가능한 자원을 어떻게 평등하게 만들 것인가 하는 문제가 제기되는데 드워킨은 이를 조세재정정책을 통해 해결하려 한다. 드워킨에 있어 조세재정정책은 사람들이 일종의 무지의 베일하에서 합의하리라고 생각되는 일종의 사회보험이다. 그런데 드워킨의 무지의 베일은 롤즈의 무지의 베일과는 약간 차이가 있다. 롤즈의 베일이 사람들이 자신의 선호나 재능을 모르게 만드는 두꺼운 베일(thick veil)이라면 드워킨의 무지의 베일은 사람들이 자신의 선호는 알지만 재능은 모르게 만드는 얇은 베일(thin veil)이라고 할 수 있다.

드워킨의 주장처럼 자유주의 사회에서 개인의 선호 중 많은 부분은 당연히 존중되어야 한다. 개인들의 선호나 믿음을 단순히 허위의식(false consciousness)라고 치부해버리는 태도에는 문제가 많다. 그러나 개인들이 자신의 선호를 자신의 것으로 인식하는 한 그 선호의 '모든' 결과에 책임을 지워야 한다는 드워킨의 생각은 지나친 것이고 이에 따라 드워킨의 이론은 많은 비판을 받았다. 단적으로 코헨(Gerald Cohen, 1989, 1993)과 아네슨(Richard Arneson, 1989, 1990)은 드워킨이 개인의 책임이라는 문제를 제기한 것은 옳았지만 어디부터 개인에게 책임을 지울 것인가라는 문제에 있어 선을 잘못 그었다고 비판한다.

하나의 예로서 엘스터(Jon Elster, 1993)가 제기한 실폐도(sour grape)현상에 의한 적응적 선호(adaptive preference)의 형성을 생각해 보자. 실폐도 현상이란 이솝우화에 나오는 여우가 나무에 매달린 포도를 도저히 따먹을 수 없게 되자 '저 포도는 맛이 없는

12) 드워킨에게 있어서 개인에게 책임을 물을 수 없는 선호는 탐닉(craving)과 중독(addiction)에 의한 선호뿐이다.

신포도일 것'이라는 식으로 자신을 정당화해버리는 경우를 지칭한다. 즉 사람은 자신이 도저히 성취할 수 없는(unattainable) 일이나 대상에 대해서는 일종의 심리적 갈등(psychological discomfort)을 피하기 위해 그 일을 자신이 싫어하도록 선호를 바꾸어버려 '싫어해서 하지 않았다'는 식으로 정당화할 수 있다는 말이다.¹³⁾

마찬가지로 자신의 불우한 가정환경 때문에 대학입학이란 도저히 불가능한 청소년이 '대학 진학하면 뭘해. 재미없는 게 공부인걸 뭐'라고 하면서 공부를 싫어하는 쪽으로 선호가 변화하면 이 학생의 선호의 변화는 일종의 신포도 현상에 의한 선호의 변화라 할 수 있다. 이 경우 그 학생이 공부를 게을리하는 것은 당연할 텐데 드워킨에 의하면 그 학생에게 공부를 게을리한 개인적 책임을 물어야 한다. 그리고 그렇게 하는 것이 그 학생의 개인적 결정에 대한 존중이 될 것이다. 그러나 많은 사람들은 그것보다는 국가가 그 학생에게 학자금 지원을 하여 신포도 현상에 의한 적응적 선호가 형성이 되지 않도록, 다시 말해 그 학생이 공부에 대한 올바른 선호를 형성하도록 도와주는 것이 더 바람직하다고 생각할 것이다. 비록 그렇게 하는 것이 그 학생의 표면적으로는 자유주의적 선호를 존중하지 않는 것이라 할지라도.

이러한 현대 정치철학적 논의들은 그 주장의 다양성에도 불구하고 전반적으로 공유하는 생각들은 다음과 같다.

첫째, 정의의 원칙을 확립하는 데 있어서는 결과에서의 정의뿐 아니라 절차나 과정에서의 정의가 매우 중요하다. 효율이든 평등이든 그 자체에 대한 물신숭배(fetishism)를 하는 사람들은 매우 적을 것이다. 효율을 강조하든 평등을 강조하든 결국에는 개인들이

13) 앞에서 예를 든 성간 노동 분업에 길들여진 주부들(tamed wives)이나 노예제도하에서 주인에게 채찍질당하는 노예들(battered slaves), 그리고 절망한 빈민들(hopeless destitutes)의 경우처럼 암울한 환경 속에서 생존전략으로 특정선호를 발전시킨 경우도 신포도 현상의 특수한 경우라고 할 수 있다.

‘좋은 삶’(good life)을 영위하도록 돕고 자아실현(self-realization)을 진작하도록 하는 데 있을 것이다. 소수의 부자들에게 돈을 몰아줘서 경제를 발전시키면 국익을 증진시킬 뿐 아니라 결과적으로 국민들에게도 더 나은 삶이 보장된다는 생각은 과정이 어떠한 결과만 좋으면 된다는 결과주의의 극단적 표현이라 하겠다.

둘째, ‘결과’를 후생으로 측정하든 자원으로 측정하든 상관없이 그 결과의 불평등에 있어 어느 만큼이 개인적 책임에 의한 것이고 어느 만큼이 환경의 영향에 의한 것인가가 매우 중요하다. 결과의 불평등 중 자신이 책임져야 하는 부분에 대해서는 사회가 보정할 필요가 없고 사회가 제공하는 것은 기회의 평등이라는 것이다.

셋째, 개인의 선택의 결과는 그것이 숙고된 판단(deliberate judgment)에 근거한 선택일 경우에만 개인에게 책임을 물을 수 있다는 것이다. 다만 숙고된 판단은 책임에 대한 필요조건일 뿐 충분조건은 아니다. 왜냐하면 숙고된 판단에 의한 선택에는 환경의 영향이 존재하기 때문이다.

넷째, 후생(welfare)과 만족이 동일한 개념은 아니라는 것이다. 후생은 자아실현과 성취의 정도에 비례하며 정의로운 사회는 개인이 자아실현을 하는 데 도움을 주는 정책을 펴야 한다는 것이다.

2. 로머의 기회의 평등에 대한 이론

앞 절에서 간단히 보았듯이 현대 정치철학의 많은 논의들은 윤리적으로 의미 있는 평등은 결과의 평등이 아니라 기회의 평등이라는 점에 동의하고 있다. 그런데 기존의 정치철학적 논의들은 그 유용성에도 불구하고, 평등한 기회라는 개념을 어떻게 정량화할 수 있는가 하는 문제와 그 논의들을 현실정책에 구체적으로 어떻게 적용할 것인가 하는 문제에 있어서는 명확한 지침을 주지 못하고 있다. 로머의 기회의 평등에 대한 이론은 기존의 현대 정치철

학적 논의들의 긍정적 성과들을 흡수하면서 동시에 기존의 철학적 논의들이 갖는 이러한 한계들을 극복하려는 시도라 할 수 있다.¹⁴⁾

그런데 로머의 기회의 평등에 대한 이론을 소개하기에 앞서 몇 가지 개념적 명확성을 먼저 확보할 필요가 있다.

첫째, 우리가 일반적으로 기회의 평등(equal opportunity)이라는 말을 통해 의미하고자 하는 바는 사회경제적 성취를 달성하기 위한 경쟁(혹은 사회경제적 성취를 달성하는 데 있어 중요한 자리들(positions)을 확보하기 위한 경쟁)에 있어 어느 누구도 ‘불공정한 우위’(unfair advantage)를 접하지 말아야 한다는 것이다. 그런데 이러한 의미에서의 기회의 평등이란 말에는 최소한 두 가지 의미가 존재할 수 있다.

하나의 의미는 일의 할당이나 채용에 있어 평가에 무관한(irrelevant) 요인들로 개인들 간 차별을 하지 않고(non-discrimination) 개인의 직무 수행에 대한 자질(merit)만을 보고 평가한다는 의미에서의 기회의 평등이다. 다시 말하면 직무 수행에 적합한 자질 이외의 요소로 어느 누구도 불공정한 우위를 접하지 말아야 한다는 원칙이다.

또 다른 하나의 의미는 잠재능력(relevant potential)이 있는 모든 사람들이 그들의 형성기(formativ period)에 미래의 직무 수행에 대한 적절한 자질을 확보할 수 있도록 만들어 줌으로써 모든 개인들이 같은 출발선에서 경쟁을 시작할 수 있도록 한다는(leveling-the-playing-field) 의미에서의 기회의 평등이다. 다시 말해 출발선에 있어 어느 누구도 불공정한 우위를 접하지 말아야 한다는 원칙이다.

14) 기회의 평등에 대한 로머의 생각의 체계적인 정리로는 Roemer(1998)를 참조하라. 이 절의 논의는 이 책의 내용에 크게 의존하고 있다. 기회의 평등과 관련된 다른 분배적 정의문들에 대한 로머의 생각에 대해서는 Roemer(1994)와 Roemer(1996)를 참조하기 바란다.

II. 기회의 평등에 대한 기존의 연구들 45

첫 번째 의미에서의 기회의 평등이 이루어진다고 두 번째 의미에서의 기회의 평등이 이루어지는 것은 아니다. 예를 들어 채용공고에 지원한 사람들을 인종과 상관없이 직무 수행에 대한 자질만을 보고 선발하였다면 이는 첫 번째 의미에서 기회의 평등이 달성된 것으로 볼 수 있다. 그런데 흑인들이 백인들보다 더 불우한 환경 속에서 교육받았을 확률이 높고 이에 따라 직무 수행에 대한 '자질'도 양 그룹이 다르게 형성했을 가능성이 높다고 한다면 대다수의 흑인들은 직무 수행에 '부적당한' 자질을 가진 상태에서 채용 경쟁을 할 것이다. 따라서 인종과 상관없이 직무 수행능력에 대한 자질만 보고 사람을 채용한다는 기준은 첫 번째의 의미에서 기회의 평등을 실현할지는 모르지만 두 번째의 의미에서 기회의 평등을 달성하는 것은 아니다. 두 번째의 의미에서 기회의 평등을 달성한다는 것은 흑인들도 백인들과 동등한 자격요건을 갖출 수 있도록 '경쟁이 시작되기 전에' 사회적으로 교육에 대한 보상지원을 해야 한다는 것을 의미한다.

로머의 이론에서 기회의 평등이라는 개념은 주로 두 번째 의미에서의 기회의 평등이다. 그러나 그렇다고 로머가 두 번째 의미에서의 기회의 평등이라는 원칙을 모든 경우에 무조건적으로 적용해야 한다고는 생각하지 않는다. 경우에 따라서는 첫 번째의 원칙을 적용하는 것이 더 적합할 수도 있기 때문이다. 이 문제는 기회의 평등이라는 원칙의 적용범위(scope)에 대한 문제로 자세한 논의는 뒤로 미룬다.

둘째, 기회의 평등/불평등을 이야기 할 때 '무엇에 대한 기회'(opportunity for what)의 평등/불평등을 말하는지를 분명히 할 필요가 있다. 즉 '어떤' 사회경제적 성취에 대한 기회를 평등하게 하려는 것인지가 분명해지지 않으면 기회의 평등이라는 개념은 애매 모호하게 될 위험이 있게 된다. 교육성취에 대한 기회(opportunity

for educational achievement)인가, 소득획득에 대한 기회 (opportunity for income acquisition)인가, 아니면 좋은 삶에 대한 기회(opportunity for good life) 인가 등, 기회를 평등하게 하려는 정책을 펴기 전에 먼저 평등화하고자 하는 기회의 대상을 분명히 정해야 한다. 교육성취에 대한 기회를 평등하게 하기 위한 정책과 소득획득에 대한 기회를 평등하게 하기 위한 정책은 다를 수 있기 때문이다.

셋째, 우리가 결과의 평등이 아니라 기회의 평등을 중요시 여기는 이유 중의 하나는 환경적 요인들로 인한 차이는 보정하면서 개인의 근면함이나 노력의 차이(보다 일반적으로 개인의 행동이나 선택의 차이)로 인한 부분에 개인적 책임을 지우고자 하기 때문이다. 그런데 개인의 행동이나 선택에 책임을 지운다고 할 때 몇 가지 주의 할 점이 있다.

첫째, 개인의 책임을 강조한다고 해서 개인의 ‘모든’ 행동이나 선택에 책임을 지우자고 하는 것이 아니다. 우선 개인의 행동이나 선택에 책임을 지울 수 있으려면 그 사람의 행동이나 선택이 일종의 온전한 정신상태(sound mind)에서 숙고된 판단(deliberate judgment)의 결과로 얻어진 것이어야 한다. 예컨대 몽유병환자가 의식이 없는 상태에서 살인을 한 경우 우리는 그 사람의 살인이라는 행위에 대해 도덕적이든 법적이든 어떤 책임도 물을 수 없다.¹⁵⁾

15) 1843년 영국에서 보수당이 자신을 죽이려는 음모를 꾸미고 있다는 피해망상증에 걸려있던 맥노튼(McNaughten)이라는 사람이 당시 보수당의 지도자였던 로버트 필(Robert Peel)을 암살하려다 실패하고 그의 비서만을 살해한 사건이 발생하였다. 당시 영국의 재판부는 이 사람은 제정신이 아니기 때문에 살인죄를 적용할 수 없다고 판결하고 대신 정신병원에 수용할 것을 판결하였다(Hope (2004, p. 79)에서 인용). 물론 음주운전에 의한 교통사고에 대해서는 음주자에게 책임을 물을 수 있다. 교통사고를 일으킬 당시에는 술에 취한 상태이기 때문에 온전한 정신상태가 아니었다고 할지 모르지만 술을 마시기 전에는 온전한 정신상

II. 기회의 평등에 대한 기존의 연구들 47

둘째, 온전한 정신상태에서 숙고된 판단의 결과로 얻어진 행동이나 선택이라 할지라도 그 행동이나 선택이 개인의 환경적 요인들 때문에 발생한 부분에 대해서는 개인에게 책임을 물을 수 없다는 점이다.

여기서 우리는 행동이 결과를 초래했다는 의미에서 약한 의미에서의 책임(responsibility)과 행동의 결과에 대해 상벌을 줄 수 있는 근거가 되는 강한 의미의 책임(accountability)을 구분할 필요가 있다. 로머는 자신의 이론에서 개인에게 책임을 묻는다는 것은 후자의 의미로서의 책임을 말하는 것이지 전자의 의미로서의 책임이 아니라는 점을 분명히 하고 있다.

예를 들어 결석을 자주 하고 그 때문에 학업성적이 저조한 두 학생을 생각해 보자. 두 학생 중 한 학생은 소녀가장으로 어려운 집안일을 돌보거나 생계비를 벌어야 하기 때문에 결석을 자주 할 수밖에 없는 반면 다른 학생은 그저 오락실에서 노는 것이 더 즐거워 결석을 자주 한다고 할 때 두 경우 모두 결석이라는 행동이 저조한 학업성적에 책임(responsibility)이 있다는 점에서는 동일하다. 또 담임교사는 두 학생 모두에게 결석을 자주 하는 것은 좋지 않다고 충고할 수 있다. 그러나 이러한 충고에도 불구하고 결석을 계속할 경우, 후자의 학생은 자신의 행동에 대한 책임을 스스로 져야 하고(accountable) 사회도 이 학생의 낮은 교육성취에 대해 보상할 의무가 전혀 없지만, 전자의 학생에 대해 개인적 책임을 지우는 것은 타당하지 않다. 전자의 학생의 결석은 그것이 그 학생의 숙고된 판단에 의한 최선의 선택이었지만 그 선택은 그 학생의 불우한 환경의 제약 속에서 이루어진 것이기 때문에 그 학

태였고 운전을 해야 한다는 것을 알면서도 술을 마셨다는 행동 자체는 숙고된 판단의 결과가 아니기 때문이다(반면 몽유병 환자가 사고를 예방하기 위해 할 수 있는 유일한 방법은 평생동안 잠을 자지 않는 것인데 이것은 그 사람에게 죽으라는 것과 마찬가지로이다).

생에게 결석을 했다고 공부에 대한 의지가 없다는 식으로 무조건적인 책임을 물을 수 없다는 것이다. 오히려 정의로운 국가나 사회라면 그 학생의 낮은 교육성취에 대해 생계 지원이나 교육비 지원 등을 통해 그 학생의 불리함(disadvantage)을 보상함으로써 그 학생이 어쩔 수 없는 결석을 하지 않도록 할 의무가 있다.

이상의 점들을 염두에 두면서 이제 로머의 기회의 평등에 대한 일반이론을 간략하게 제시하고자 한다.

가. 로머 이론의 기본 데이터

로머의 기회의 평등에 대한 이론을 구성하는 세 가지 기본개념은 환경, 정책규칙, 그리고 개인의 책임이라고 볼 수 있다.

로머 이론의 첫번째 기본개념은 ‘환경’(circumstance)이다. 여기서 개인의 환경이란 개인의 의지와 상관없이 개인에게 밖으로부터 주어지면서 (즉 개인이 선택한 것이 아니면서) 동시에 개인의 사회경제적 성취에 중요한 영향을 미치는 제반 요소들을 말하는데 개인에게 책임을 물을 수 없는 요소들을 말한다. 환경을 구성하는 변수들은 일반적으로 아주 많기 때문에 경험적 실증 분석을 하는데 있어 그 모든 것들을 다 고려하는 것은 불가능하다. 더구나 어떤 환경적 요인이 중요한가는 무엇에 대한 기회를 평등화할 것인가 하는 점에도 의존한다. 따라서 사소한 모든 환경요소들까지 다 고려하는 것은 실용적(pragmatic) 차원에서 볼 때 별로 큰 의미가 없다. 실증분석에서는 개인의 사회경제적 성취에 지대한 영향을 미치는 중요한 변수들(salient variables) 중 관찰가능하며(observable) 개인이 조작할 수 없는(nonmanipulable) 변수들만을 고려하는 것이 타당하다.¹⁶⁾

16) 예를 들어 교육성취에 대한 기회를 평등화하는 정책을 펴려고 할때 고려할 수 있는 환경적 요소들로는 인종(race), 성(gender), 부모의 사회

다만 이 절에서는 기회의 평등에 대한 ‘이론’을 검토하므로 일단 환경을 구성하는 요소들을 완벽하게 파악하고 구비할 수 있다고 가정한다. 개인의 환경이 완비되고 나면 개인의 환경을 구성하는 변수들의 벡터에 의해 개인들이 속하는 ‘유형들’(types)을 구분할 수 있다. 환경을 구성하는 변수들이 무엇들인가 하는 것과 각 변수들의 분류방식이 어떠한가에 따라 각 개인들은 다양한 방식으로 유형화될 수 있다, 예를 들어 개인의 환경을 구성하는 변수가 ‘부모의 학력’과 ‘본인이 속한 인종’ 두 가지이고 부모의 학력은 저학력과 고학력으로 인종은 백인과 흑인으로 구분된다면 사회 전체의 개인들은 총 네 가지 유형들(저학력 부모를 둔 백인들, 고학력 부모를 둔 백인들, 저학력 부모를 둔 흑인들, 고학력 부모를 둔 흑인들)로 구분되게 된다.

이제 환경변수 벡터들의 총수(즉 유형들의 총수)는 T 로 유한(finite)하고 각각의 유형에 충분히 많은 수의 개인들이 포함될 수 있도록 환경벡터들이 정의된다고 가정하자. 그리고 p^θ 는 전체 사회에서 유형 $\theta \in \{1, \dots, T\}$ 에 속하는 개인들의 비율이라 하자.¹⁷⁾ 그러면 한 사회의 경제적 성취의 전체 분포는 각 유형별 경제적 성취의 분포들의 가중평균이라고 할 수 있다. 다시 말해 경제적 성취를 y 라는 변수로 나타내고 $g^\theta(\cdot)$ 를 유형 θ 에 속하는 사람들의

경제적 지위(socio-economic status of parents), 부모의 자식에 대한 관심과 애정, 가정환경(family type), 개인이 속한 집단의 문화(culture), 유전적 요인(genes) 등을 들 수 있다. 통상 지능으로 일컬어지는 IQ를 환경에 포함시켜야 하는가에 대해서는 논란의 여지가 있다. 첫째, IQ는 일정부분 후천적으로 형성되기 때문에 개인의 과거 노력을 이미 반영하고 있다. 둘째, IQ시험은 개인이 조작할 수 있다(예를 들어 국가가 IQ가 낮은 사람에게 더 많은 교육자원을 할당한다고 할 경우 더 많은 교육자원을 할당받기 위해 일부러 시험을 망칠 가능성이 존재한다).

17) 환경 변수벡터들의 총수가 유한하다는 가정은 실증분석을 할 때 편리한 가정일 뿐 이론적으로 필요한 가정은 아니다. 이론의 전개에는 환경변수들의 벡터가 연속(continuum)이어도 전혀 상관없다. 환경변수가 연속인 경우에 대한 분석은 Roemer(1998)의 제7장을 참조하라.

경제적 성취에 대한 확률밀도함수(density function)라고 할 때 사회구성원 전체의 경제적 성취에 대한 확률밀도함수는 $g(y) = \sum_{\theta=1}^T p^{\theta} g^{\theta}(y)$ 이 된다. (서론의 [그림 I-2]를 참조하라.)

로머 이론의 두 번째 기본개념은 환경의 차이로 인한 개인들 간 경제적 성취의 차이를 보정하기 위한 ‘정부의 정책규칙’(policy rule)이다. 정책규칙은 다양한 방식으로 규정될 수 있는데 예를 들어 ‘교육 성취’(educational achievement)에서 기회의 평등을 달성하기 위한 것이 목적인 경우에는 유형별로 다르게 제공되는 교사의 양과 질이나 교육기자재의 양과 질, 유형별로 눈높이에 맞추어 제공되는 교육내용 등을 결정하는 규칙 등이 된다. 또 소득획득을 위한 기회의 평등을 달성하기 위한 경우에는 유형별로 다르게 적용되는 소득세율과 정부의 이전지출 등을 결정하는 규칙이 예가 되겠다.

정책규칙의 선택은 어떤 선형적 원칙에 의존하는 것이 아니라 현재 직면한 문제의 성격, 그 사회의 역사적 제도적 특징, 그리고 사회구성원들의 동의(consensus)등을 반영하여 유연하게(flexible)하게 정해질 수 있다.

또 정책규칙은 다양한 방식으로 설계될 수 있는데 가장 단순한 형태는 모든 유형과 유형 내의 모든 사람들에게 동일하게 적용되는 정책규칙이다. 이러한 예로서는 소득획득을 위한 기회의 평등을 달성하기 위한 소득세정책을 예로 들 수 있는데 소득세정책하에서 모든 사람들은 (유형과 상관없이) 동일한 조세함수(tax function)를 적용받는다.¹⁸⁾

반면 같은 유형에 속하는 사람들은 같은 정책규칙을 적용받지만

18) 물론 모든 사람들이 동일한 조세함수를 적용받더라도 조세함수가 누진적이면 서로 다른 소득을 가진 사람들은 서로 다른 한계세율이나 평균세율을 적용받을 수 있다.

다른 유형에 속하는 사람들은 다른 정책규칙을 적용받는 경우도 생각해 볼 수 있다. 예를 들어 ‘교육 성취’(educational achievement)에서의 기회의 평등을 달성하기 위해 유형별로 다르게 제공되는 교사의 양과 질이나 교육기자재의 양과 질, 유형별로 눈높이에 맞추어 제공되는 교육내용 등이 그 예가 되겠다.

이론적 차원에서 보아 가장 바람직한 정책규칙은 다른 유형에 속하는 사람들에게는 서로 다른 규칙을 적용하고 동일 유형에 속하는 사람들에게는 동일한 규칙을 적용하면서 동시에 각각의 규칙들은 사람들의 서로 다른 노력 수준을 반영하도록 설계된 것이라 할 수 있다. 그러나 이러한 정책규칙은 유인 합치성(incentive compatibility)을 위배할 뿐 아니라 정치적 현실성(political feasibility)도 떨어질 수 있다. 따라서 로머는 이론을 현실에 적용하는 데 있어서는 많은 경우 노력 수준과 독립적인 정책규칙의 형태를 고려한다.

이제 정책규칙(policy rule)의 벡터를 $\varphi = (\varphi^1, \dots, \varphi^T)$ 로 표시하자(모든 유형과 유형 내의 모든 사람들에게 동일하게 적용되는 가장 단순한 정책규칙의 경우에는 $\varphi^1 = \dots = \varphi^T$ 이다).

로머 이론의 세 번째 기본개념은 개인의 책임을 구성하는 ‘의지’이다. 로머는 이를 ‘개인의 노력’(individual effort)이라고 일반적으로 부르고 있는데, 한 가지 주의해야 할 점은 로머의 이론에서 개인의 노력이라는 개념은 개인이 ‘실제 지출한 노력의 양’(예컨대 노동시간, 학습시간 등)과는 차이가 있음에 주의할 필요가 있다. 로머의 이론에서 개인의 노력이란 ‘개인에게 책임을 물을 수 있는 요소들’로서 환경에 의해 결정되지 않으면서 개인의 경제적 성취에 영향을 주는 요소들이다.

실제 지출한 노력의 양으로 개인의 책임부분을 규정하는 것은 다음과 같은 두 가지 문제에 직면하게 된다.

첫째, 개인의 노력의 실제 지출량을 정책입안자가 직접 관측하

는 것은 불가능하다.

둘째, 설령 개인의 노력의 양을 관측할 수 있다고 하더라도 동일한 노력의 양을 동일하게 평가하는 것이 기회의 평등이라고 할 수는 없다는 점이다. 이는 개인들은 자신이 직면한 개인적 제약(개인적 환경)과 정책적 제약(정책규칙)하에서 자신의 의지와 선호 체계를 갖고 노력의 절대적 지출량을 결정하기 때문인데, 이로 인해 개인이 실제 지출한 노력의 양에는 통상 환경이 영향을 주게 되고 따라서 개인이 실제 지출한 노력의 양 전체에 개인의 책임을 규정할 수 없다는 점이다.

이 점을 자세히 보기 위해 θ 를 개인의 재능(talent)이라 하고 재능은 환경에 의해서만(예컨대 선천적으로) 결정된다고 가정해 보자. 반면 동일한 선천적 재능을 가진 사람 중에도 ‘근면함’의 정도(β)가 사람마다 서로 다르며 근면함은 자신의 의지로 통제가 가능하다고 가정한다. 이제 e 를 노동시간의 지출량(노력의 양)이라 하고, $y = we$ 를 노력의 지출량에 의해 얻어진 세전소득, $\varphi(y) = ty - T$ 를 정부의 정책규칙(선형소득세), $c = (1-t)\theta e + T$ 를 개인의 세후소득이라 하고 각 개인들이 $u(c, e) = c - \frac{1}{2}e^2$ 라는 효용함수를 최적화하는 방식으로 노력의 지출량을 결정한다고 가정해 보자. 마지막으로 노력에 대한 기대수익 w 는 개인의 재능(θ)과 근면함(β)의 증가함수라 하자: $w(\theta, \beta)$.

그러면 최적 노력의 양은 $\hat{e} = (1-t)w(\theta, \beta)$ 가 되어 재능이 동일할 때 근면한 사람일수록 노력의 양이 많지만, 이와 동시에 동일한 근면함을 가진 사람일지라도 재능이 뛰어난 사람(즉 환경이 좋은 사람)이 더 많은 노력의 양을 지출하게 된다.

이는 직관적으로 볼 때 같은 양의 노력을 지출하더라도 재능이 뛰어난 사람일수록 더 많은 소득을 얻을 수 있으니 ($y = w(\theta, \beta)e$) 재능이 많은 사람이 노력의 양을 더 많이 지출하는 것은 당연하다

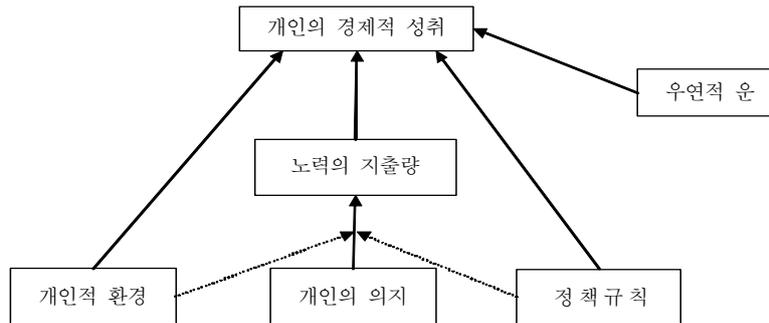
고 하겠다. 이 때문에 최적세전소득은 $\hat{y} = (1-t)w(\theta, \beta)^2$ 이 되어 환경이 좋아 재능이 좋게 태어난 사람은 다음의 두 가지 경로를 통해 재능이 덜 뛰어난 사람보다 소득이 높게 된다. 첫째, 환경이 좋은 사람일수록 ‘동일한 노력의 양에 대해’ 더 많은 세전소득을 얻을 수 있다(환경의 직접효과). 둘째, 근면도가 동일하더라도 환경이 좋은 사람일수록 더 많은 노력의 양을 지출한다(환경의 간접효과). 따라서 개인에게 책임을 물어야 하는 부분은 (환경에 영향 받지 않는) 개인의 근면함이지 (환경에 영향 받는) 개인의 노력의 절대지출량이 아니다.

[그림 II-1]은 이상의 논의를 토대로 환경과 정책규칙, 그리고 개인의 의지가 개인의 경제적 성취에 어떻게 상호작용하면서 영향을 주는지를 도식적으로 표시하고 있다. 그림에서 개인적 환경과 정책규칙이 개인의 노력의 실제 지출량에 주는 영향을 점선으로 표시한 것은 이 두 가지가 제약조건으로 작용함을 나타낸다.

결론적으로 말해 기회의 평등의 정도를 노력의 실제지출량으로 측정하거나 비교하는 것은 쉽지도 않을 뿐더러 설령 가능하다고 해도 환경이 노력의 실제지출량에 미치는 영향으로 인해 문제가 있게 된다는 것이다.¹⁹⁾

19) 환경이 노력의 절대지출량에 영향을 미친다는 사실은 왜 서로 다른 환경을 가진 두 유형의 개인들이 노력량의 분포가 다른지를 설명한다. 예를 들어 유형1은 부잣집 아이들로 구성되어 있고 유형2는 가난한집 아이들로 구성되어 있다고 하자. 또 노력의 양을 공부시간으로 측정할 수 있다고 가정하고 1시간 더 공부할수록 입학시험점수가 10점씩 차이가 난다고 해보자. 두 유형의 아동들의 입학시험점수의 분포를 보면 예컨대 유형1의 아동들의 점수는 50점에서 100점 사이에 분포되어 있고 (중위값 80점) 유형2의 아동들의 점수는 30점에서 85점 (중위값 50점) 사이에 분포되어 있을 것이다. 왜 유형2의 아동들 중에는 10시간 공부하여 100점의 성적을 올리는 아동들이 관찰되지 않을까? 이 아동들은 게으른 것인가? 이유는 유형2의 아동들이 처한 열악한 환경하에서 10시간에 상당하는 노력이라는 것은 일종의 정신 나간 일(crazy thing to do)이기 때문이다(반면 유형2의 아동 중 85점을 올린 학생에게 유형1의 환경을 부여한 후 노력의 양을 관찰해 보면 그 학생은 10시간 근방

[그림 II-1] 개인의 경제적 성취를 결정하는 요인들



그러면 서로 다른 환경유형에 속하는 두 사람이 동일한 노력을 기울였는지 아니면 다른 노력을 기울였는지를 판단할 수 있는 방법은 없는 것인가?

우선 다음과 같은 사실들에 주목할 필요가 있다. 환경을 구성하는 벡터들을 ‘완전히 구비하고’ 같은 유형의 개인들에게는 동일한 정책규칙을 적용하게 되면 동일유형 내의 개인들 간에 다르게 나타나는 경제적 성취의 차이는 정의상(by definition) 유형 내 개인들의 노력의 차이에만 기인한 것이라는 점이다. 반면 다른 유형에 속하는 개인들의 경제적 성취의 평균적 차이는 환경의 상이함에 기인한 것으로 볼 수 있다.

그렇다면 우리는 이제 유형 1에 속하는 사람들의 경제적 성취의 분포에서 π 번째 백분율에 해당하는 경제적 성취를 이룬 유형 1의 사람과 유형 2에 속하는 사람들의 경제적 성취의 분포에서 동일한 π 번째 백분율에 해당하는 경제적 성취를 이룬 유형 2의 사람은

의 노력을 경주할 것이다. 마찬가지로 유형1의 아동 중 100점을 올린 학생에게 유형2의 환경을 부여한 후 노력의 양을 관찰해 보면 그 학생은 8.5시간 근방의 노력을 경주할 것이다).

비교 가능한(comparable) 노력을 기울인 것으로 평가할 수 있다 (물론 이 두 사람의 경제적 성취나 노력의 지출량은 당연히 다른 데 이는 앞에서 설명한 것처럼 두 사람의 서로 다른 환경이 직접 효과나 간접효과를 통해 서로 다른 영향을 미쳤기 때문이다). 마찬가지로 논리로 동일한 유형에 속하는 두 사람이 자신들이 속한 유형의 경제적 성취의 분포에서 서로 다른 백분율에 해당하는 경제적 성취를 이루었다면 서로 다른 수준의 노력을 기울인 것으로 평가할 수 있다.

이러한 관찰에 근거하여 로머는 실제 지출된 노력의 양(the amount of effort)이 아니라 유형별 경제적 성취의 분포에서 개인이 차지하는 백분율을 개인 간의 노력의 수준(the degree of effort)을 비교 판단할 수 있는 변수로 간주한다.

일부 구조주의자들(structuralists)은 환경이 개인의 경제적 성취를 전적으로 결정한다고 주장할지 모르지만 이러한 입장이 극단적인 입장임은 부연할 필요가 없다(예를 들어 일관성 쌍둥이 형제라도 그 사회경제적 성취에 있어서는 서로 다르다). 그런데 로머의 이론은 이러한 극단적 경우조차도 포함할 수 있다. 이것은 유형별 분포포함수가 단 한 점에 집중되어 있어 유형 내의 차이는 전혀 없고 유형 간 차이만 존재하는 경우이다.

나. 기회의 평등을 위한 최적 정책규칙

로머의 이론에 의하면 기회의 평등을 달성하기 위한 정부정책의 목적은 개인의 경제적 성취의 분포가 환경의 차이로 인해 유형들 간에 다르게 나타나는 것을 상쇄하는 것이다. 다시 말해 개인의 경제적 성취의 차이가 개인 노력의 차이만을 반영하고 환경의 차이로 인한 부분은 반영되지 않도록 만드는 것이 기회의 평등을 달성하기 위한 정부정책의 목적이다.

이를 수식으로 나타내기 위해 유형 $\theta \in \{1, \dots, T\}$ 에 속하는 개인들이 정책규칙 φ^θ 에 직면하여 얻게 된 경제적 성취의 다양성을 반영하는 분포함수(distribution function)를 $G^\theta(\cdot|\varphi^\theta)$ 라 하자. 그러면 기회의 평등을 달성하는 정부정책은

$$G^1(\cdot|\varphi^1) = \dots = G^T(\cdot|\varphi^T) \quad \text{식 (II-1)}$$

를 달성하는 정책규칙들의 벡터 $\varphi = (\varphi^1, \dots, \varphi^T)$ 가 된다.

다시 말해 (모든 사람의 경제적 성취를 평준화 시키는 것이 아니라) 각 유형별 경제 성취의 분포함수를 같게 만드는 정책규칙들의 벡터가 기회의 평등을 달성하는 정책이라 할 수 있다.

따라서 기회의 평등을 달성하는 정책을 실시한다는 것은 동일 유형 내에서는 자신의 노력에 따라 경제적 성취의 차이가 있을 수 있음을 인정하면서 환경의 차이로 인해 생기는 유형별 차이는 제거하는 것을 의미한다.

기회의 평등을 달성하는 최적정책규칙은 다음과 같은 방식으로 약간 달리 설명될 수도 있다.

유형 θ 에 속하는 사람들이 정책규칙 φ^θ 를 직면하여 달성한 경제적 성취의 분포 $G^\theta(\cdot|\varphi^\theta)$ 의 π 번째 백분율에 속하는 사람의 경제적 성취의 정도를 $v^\theta(\pi, \varphi^\theta)$ 로 표시하자. 다시 말해 $v^\theta(\pi, \varphi^\theta)$ 는 $\pi = G^\theta(y|\varphi^\theta)$ 를 만족하는 경제적 성취도 y 의 값이다.

그러면 $G^1(\cdot|\varphi^1) = \dots = G^T(\cdot|\varphi^T)$ 를 달성하는 정책규칙벡터는 ‘각각의 π 에 대해’

$$v^1(\pi, \varphi^1) = \dots = v^T(\pi, \varphi^T) \quad \text{식 (II-2)}$$

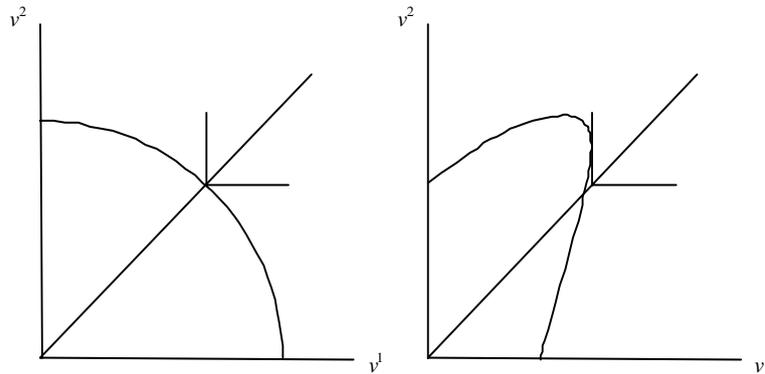
를 달성하는 정책규칙의 벡터와 동일하게 된다.

그런데 주어진 π 에 대해 $v^1(\pi, \varphi^1) = \dots = v^T(\pi, \varphi^T)$ 를 달성하는 정책규칙들의 벡터 $\varphi = (\varphi^1, \dots, \varphi^T)$ 를 찾는 문제는 성취가능곡선 (achievement possibility curve)이 원점에 대해 오목(concave)할 경우, 주어진 π 에 대해

$$\text{Min}(v^1(\pi, \varphi^1), \dots, v^T(\pi, \varphi^T)) \quad \text{식 (II-3)}$$

을 최적화하는 정책규칙들의 벡터 $\varphi = (\varphi^1, \dots, \varphi^T)$ 를 구하는 문제와 동일하다고 할 수 있다([그림 II-2]의 왼쪽 그림 참조).

[그림 II-2] 성취가능곡선의 형태와 최적화



다시 말해 성취가능곡선이 원점에 대해 오목할 경우 기회의 평등을 달성하는 정책조합은 위의 최적화문제를 풀어 구할 수 있다는 것이다.

물론 성취가능곡선이 원점에 대해 오목하지 않으면 주어진 π 에 대해 $\text{Min}(v^1(\pi, \varphi^1), \dots, v^T(\pi, \varphi^T))$ 를 최대화하는 정책조합과 주어진 π 에 대해 $v^1(\pi, \varphi^1) = \dots = v^T(\pi, \varphi^T)$ 를 달성하는 정책조합은

일반적으로 다르다([그림 II-2]의 오른쪽 그림 참조). 후자는 평등을 달성하는 대신 비효율적인 정책을 선택할 가능성이 있는 반면 전자는 평등을 약간 희생하지만 효율적인 정책을 선택하게 된다. 극단적인 경우이긴 하지만 모든 θ 에 대해 $v^\theta(\pi, \varphi^\theta)$ 를 0으로 만들어 버리면 식 (II-2)는 달성된다. 그러나 이러한 정책을 평등하다는 이유로 바람직하다고 볼 사람은 없을 것이다. 이 때문에 롤즈와 마찬가지로 로머도 전자가 후자보다는 더 바람직하다고 본다. 따라서 로머의 이론에서 기회의 평등을 달성하는 정책은 일반적으로 식 (II-3)의 최적화 문제를 풀어서 구한 정책을 말한다. 바꿔서 말하면 로머의 기회 평등화를 위한 정책은 모든 유형들의 경제적 성취의 분포함수들을 정확히 동일하게 만드는 것이 아니라 가능한 가깝게 만드는 정책이라 하겠다.

그런데 최적화문제를 풀어 정책규칙을 찾으려고 할 때 우리는 다음과 같은 현실적 어려움에 직면하게 된다. 즉 각각의 정책규칙 φ^θ 가 π 의 함수로 설계되지 않는 한 (예컨대 각각의 정책규칙 φ^θ 이 상수함수인 경우) ‘각각의 π 에 대해’ $Min(v^1(\pi, \varphi^1), \dots, v^T(\pi, \varphi^T))$ 를 최적화하는 단일의 정책규칙은 일반적으로 존재할 수 없다는 것이다. 다시 말해 π 를 백분율이라 하면 각각의 π 에 대해 최적화문제를 따로따로 푸는 100가지의 서로 다른 정책규칙들이 존재하는 것이 일반적이지, 100가지의 최적화문제를 ‘동시에 푸는’ 단일의 정책이 존재하는 것은 오히려 예외적이라는 것이다.

정책규칙을 π 의 함수로 설정한다는 것은 유형 내 개인들의 노력의 차이에 따라 상이한 정책을 편다는 것을 의미하는 것으로 앞 절에서 논의한 바 있듯이 이론적으로는 바람직하다. 그러나 이러한 정책은 (정치적 이유나 유인합치성의 문제 등으로) 현실적으로는 시행이 어렵다.

이 때문에 로머는 모든 π 에 대해 $Min(v^1(\pi, \varphi^1), \dots, v^T(\pi, \varphi^T))$ 를

최적화하는 대신

$$\int_0^1 \text{Min}(v^1(\pi, \varphi^1), \dots, v^T(\pi, \varphi^T)) d\pi \quad \text{식 (II-4)}$$

를 최적화하는 정책규칙을 ‘현실적 제약을 고려하면서’ 기회를 평등화하는 정책으로 정의한다.²⁰⁾

위의 식 (II-4)는 복잡해 보이지만 그림을 이용하여 쉽게 이해할 수 있다. [그림 II-3]을 통해 3개의 유형이 존재할 경우를 예로 들어 이를 직관적으로 설명해 보자. 설명의 단순화를 위해 그림에서는 $v^\theta(\pi, \varphi^\theta)$ 가 π 에 대해 선형인 경우를 가정하고 있다.²¹⁾

먼저 적분기호안의 항인 $\text{Min}(v^1(\pi, \varphi^1), \dots, v^T(\pi, \varphi^T))$ 는 유형별 경제적 성취함수인 $v^\theta(\pi, \varphi^\theta)$ 중 가장 아래를 연결한 포락선(lower envelope: [그림 II-3]의 굵은 선들의 집합)이다. 따라서

$$\int_0^1 \text{Min}(v^1(\pi, \varphi^1), \dots, v^T(\pi, \varphi^T)) d\pi$$

는 그 포락선 아래의 면적을 의미하게 된다. 이렇게 보면 결국 로머의 이론에서 기회를 평등화하는 정책은 포락선 아래의 면적을 최적화하는 정책규칙의 벡터라고 볼 수 있게 된다.

적분기호와 Min 함수를 서로 바꿀 수 있는 특수한 경우에는 (예컨대 경제적 성취함수 $v^\theta(\pi, \varphi^\theta)$ 가 연속함수인 경우) 로머가 제시한 기회를 평등화하는 정책은 유형별 경제적 ‘평균적 성취’를 평등화하는 정책으로 해석할 수도 있다. 즉 유형 θ 에 속하는 개인들

20) $v^\theta(\cdot, \varphi^\theta)$ 의 그림을 90도 회전시켜 y 를 수평축으로 하고 π 를 수직축으로 하면 우리는 $G^\theta(\cdot, \varphi^\theta)$ 의 그림을 얻게 된다. 따라서 식 (II-4)는

$$\int_0^\infty (1 - \text{Max}(G^1(y/t), \dots, G^T(y/t))) dy$$

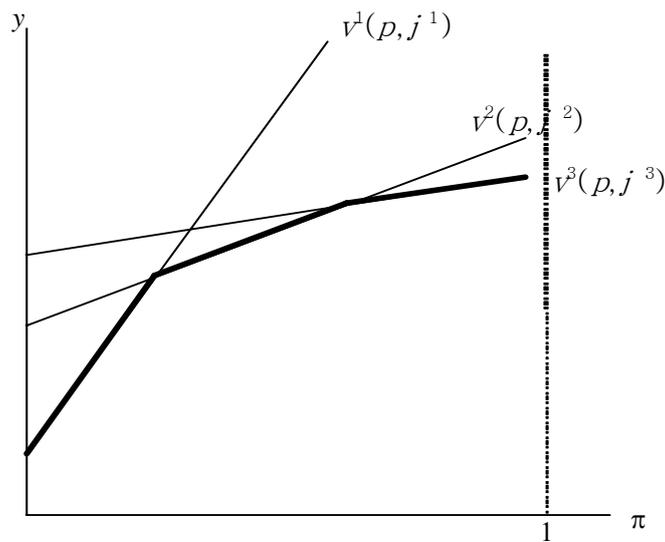
와 동일하다.
21) 이는 경제적 성취의 분포함수가 단순분포(uniform distribution)의 형태를 취하는 경우에 해당한다.

이 달성한 평균적 경제적 성취 $V^\theta(\varphi^\theta) = \int_0^1 v^\theta(\pi, \varphi^\theta) d\pi$ 를 계산한 후

$$\text{Min}(V^1(\varphi^1), \dots, V^T(\varphi^T)) \quad \text{식 (II-5)}$$

을 최적화하는 정책규칙의 벡터를 찾는 문제로 해석될 수도 있고 이는 $V^1(\varphi^1) = \dots = V^T(\varphi^T)$ 를 달성하는 정책규칙들의 벡터 $\varphi = (\varphi^1, \dots, \varphi^T)$ 를 구하는 것을 의미한다.

[그림 II-3] 유형별 성취함수들의 포락선



다. 기회의 평등에 대한 이론과 최적 조세이론

앞에서 다양한 방식으로 설명한 기회의 평등을 달성하는 정책은 최적조세이론에서 말하는 최적조세(optimal taxation)와도 관련지어볼 수 있다.²²⁾

II. 기회의 평등에 대한 기존의 연구들 61

공공경제학의 한 분야인 최적조세이론에서 통상 말하는 최적조세는 사회후생함수(social welfare function)를 최적화하는 조세정책이므로 로머의 기회 평등화를 달성하는 조세정책과는 일견 다르게 보인다. 사실 로머는 미얼리즈(James Mirrlees, 1971, 1976) 등에 의해 개발된 최적조세이론을 염두에 두고 기회의 평등에 대한 이론을 개발한 것은 아니었다. 그러나 로머의 이론에 있어 기회의 평등을 달성하는 조세정책은 최적조세이론에서 말하는 최적조세의 하나로 ‘해석될 수도’ 있다.

우선 최적조세이론과 관련하여 다음의 두 가지 점을 염두에 둘 필요가 있다.

첫째, 단일의 최적조세가 존재하는 것이 아니라 ‘어떤’ 사회후생함수에 대해 최적인가에 따라 최적조세는 매우 다양한 형태를 취한다는 것이다. 최적조세이론에서 일반적으로 많이 사용하는 사회후생함수는 공리주의적 사회후생함수(utilitarian social welfare function)이지만 이것은 경제학자들의 관행에 따른 것일 뿐 최적조세이론에서 반드시 공리주의적 사회후생함수만을 선택해야 하는 이론적 혹은 선형적 이유가 있는 것은 아니다.

둘째, 사회후생함수를 한 가지로 특정화하는 경우에도 다양한 제약식들(예: 사회적 예산제약식, 유인합치성의 제약식, 참여제약식 등)을 어떤 방식으로 포함시키는가에 따라 여러 가지 다양한 분석이 가능하다는 것이다.

이상의 두 가지 점들을 염두에 두면서 로머의 이론을 최적조세이론과 관련지어 본다면 우선 로머의 이론은 공리주의적 사회후생함수나 롤즈적 사회후생함수가 아닌

22) 최적조세론에 대한 소개로는 Mirrlees(1986)과 Salanie(2003)을 참조하라.

$$\int_0^1 \text{Min}(v^1(\pi, \varphi^1), \dots, v^T(\pi, \varphi^T)) d\pi \quad \text{식 (II-6)}$$

를 사회후생함수로 선택한 경우의 최적조세로 해석할 수 있다.

둘째, 통상의 최적조세이론과 마찬가지로 로머의 기회의 평등 이론도 다양한 제약식들을 어떤 방식으로 포함시키는가에 따라 여러 가지로 다르게 분석할 수 있다.

그런데 식 (II-6)을 사회후생함수로 해석할 경우에는 이를 공리주의적 사회후생함수나 롤즈적 사회후생함수와 비교해 볼 수 있다.²³⁾

우선 순수하게 공리주의적인 최적조세는

$$\int_0^1 \sum_{\theta=1}^T p^\theta v^\theta(\pi, \varphi^\theta) d\pi \quad \text{식 (II-7)}$$

를 최대화하는 정책규칙 $\varphi = (\varphi^1, \dots, \varphi^T)$ 이고 순수하게 롤즈적인 최적조세는

$$\text{Min}_{\pi, \theta} v^\theta(\pi, \varphi^\theta) \quad \text{식 (II-8)}$$

를 최대화하는 정책규칙 $\varphi = (\varphi^1, \dots, \varphi^T)$ 이다.

반면 로머의 최적조세는 식 (II-6)을 최대화하는 정책규칙 $\varphi = (\varphi^1, \dots, \varphi^T)$ 이다. 따라서 로머의 기회를 평등화하는 최적조세

23) 앞에서 언급한 것처럼 롤즈는 후생이라는 개념을 배척하고 근본제라는 개념을 옹호하였다. 따라서 사회후생함수라는 개념을 ‘롤즈적’이라고 할 수 있느냐는 의문을 제기할 수 있지만 여기서는 두 가지 이유로 ‘롤즈적’이라는 표현을 사용한다. 첫째, 근본제에 대한 적절한 지수화의 문제가 해결되면 $v^\theta(\pi, \varphi^\theta)$ 를 근본제라고 해석할 수 있다. 둘째, 식 (II-8)을 롤즈적 사회후생함수라고 부르는 것은 경제학의 관행이다.

는 각각의 ‘유형’에 대해서는 롤즈적이지만 개인의 ‘노력’에 대해서는 공리주의적인 접근을 취하는 중간적 형태의 사회후생함수라고 해석할 수 있다. 이 때문에 기회의 평등을 달성하는 로머적 최적조세는 일반적으로 순수하게 롤즈적인 최적조세보다는 덜 누진적이지만 순수하게 공리주의적 최적조세보다는 더 누진적인 형태를 띠게 된다.

이상에서 우리는 로머의 이론에서 기회의 평등을 달성하는 조세정책이 최적조세정책의 하나로 해석될 수 있음을 보았다. 그러나 이것은 수리적으로 그렇게도 해석되거나 표현될 수 있다는 것이지, 로머의 이론이 최적조세이론의 하나의 특수한 경우라는 것을 의미하는 것은 아니다. 앞서도 언급하였지만 로머의 기회의 평등 이론은 최적조세이론을 염두에 두고 개발된 것이 아니다. 무엇보다 우리는 최적조세이론과 로머의 조세이론 사이에 놓인 중요한 철학적 차이점을 간과해서는 안 될 것이다. 일반적 최적조세이론은 철학적 입장에서 보아 결과주의적(consequentialist)이다. 왜냐하면 ‘최종 결과’를 반영한 사회후생함수만이 정의의 원칙에 잣대가 되기 때문이다. 반면 로머의 이론은 최적조세이론과 관련지어 수리적으로 해석될 수 있음에도 불구하고 철학적 입장에서 볼 때 비결과주의적(non-consequentialist)이다. 로머의 이론에서는 ‘환경’과 ‘개인의 선택’, 그리고 ‘결과의 공정’과 ‘절차의 공정’ 등이 중요한 고려사항들이기 때문이다.

라. 기회의 평등원칙의 적용범위

이상에서 우리는 로머의 기회의 평등에 대한 이론을 간단히 살펴보았다. 이 절에서는 기회의 평등원칙의 적용범위(scope)에 대한 논의를 간단히 살펴보고자 한다.

우리는 앞에서 기회의 평등이라는 개념에는 최소한 두 개의 의

미가 존재할 수 있음을 보았다. 철학자인 루카스(J. R. Lucas, 1995)는 개인이 가진 자질(merit)과 행동에 의한 공과(desert)를 구분할 필요가 있음을 제기한 바 있는데, 루카스의 구분을 이용하면 자질주의(meritocracy)는 일이나 직무에 대한 역할을 할당함에 있어 개인의 자질이 기준이 되어야 한다는 입장이고 따라서 첫 번째 의미에서의 기회의 평등은 자질주의(meritocracy)라고도 부를 수 있다. 반면 두 번째 의미에서의 기회의 평등(equal opportunity)은 행동의 공과(노력의 정도)에 기반하여 시민들에게 적절한 보상과 불이익을 주어야 한다는 생각에 기초한 것이다.²⁴⁾

로머의 기회의 평등이라는 개념은 주로 두 번째 의미이지만 로머는 모든 경우에 무조건적으로 두 번째 원칙(즉 공과의 원칙)을 적용해야 한다고 주장하지는 않는다. 경우에 따라서는 기회의 평등이라는 원칙보다 자질주의라는 원칙을 적용하는 것이 더 타당한 경우가 있다는 것이다. 다음의 두 가지 예를 검토해 보자.

하나의 예로 의사 자격을 주는 문제를 생각해 보자. 로머의 기회의 평등이론을 엄격히 적용하면 불우한 환경 때문에 의사 자격이 미달인 의대생들 중 동일한 유형 내에서의 상위 몇 퍼센트는 의사 자격을 부여해야 한다. 왜냐하면 이 학생들의 자격 미달은 그들의 불우한 환경 때문이고 그들이 동일한 유형의 학생들 중 상위 몇 퍼센트라는 것은 노력을 많이 했다는 증거이기 때문이다. 그러나 이런 의사 선발방식을 합당하다고 여길 사람들은 많지 않을 것이다. 당장 자격 미달인 사람들에게 의사 자격을 주면 의료

24) meritocracy는 통상 우리말로 ‘능력주의’ 혹은 ‘업적주의’라고 번역되는 경우가 많은데 본 보고서에서는 ‘자질주의’로 번역한다. 영어에서 merit이라는 말이 사용될 때에는 ‘He has a merit of frankness.’ (그는 솔직함이 하나의 장점이다)라는 문장에서처럼 사람이 가진 속성이나 자질(attribute)을 지칭하는 경우가 많고 반면 desert라는 말이 사용될 때에는 ‘He got his just deserts.’ (그는 응분의 대가를 받았다)의 경우처럼 사람의 행동에 대한 상벌을 의미하는 경우가 일반적이다.

II. 기회의 평등에 대한 기존의 연구들 65

서비스를 받는 소비자나 환자들이 가장 큰 피해를 보게 된다(어떤 경우에는 생명을 위협받는 경우까지도 발생할 수 있다). 로머도 이러한 경우에는 기회의 평등이라는 원칙보다 자질주의가 더 합당한 기준이라고 본다.

이제 다른 예로 시골의 가난한 가정에서 열심히 공부하여 좋은 성적을 낸 학생과 서울 강남의 부자집에서 태어나 대충 공부하여 좋은 성적을 낸 두 학생이 있다고 하자. 후자가 전자보다 입학시험성적의 총점은 높지만 전자는 불우한 환경을 가진 학생들 중 상위 1%인 반면 후자는 좋은 환경을 가진 학생들 중 상위 30%라고 한다면 대학은 어떤 학생을 선발하여야 하는가? 로머는 이러한 경우에는 기회의 평등이라는 원칙을 적용하는 것이 더 적절하다고 본다. 만일 기회의 평등원칙만으로 입학생을 선발하는 것이 정치적 이유 혹은 효율성의 이유 등으로 불가능할 경우에는 자질주의와 기회의 평등원칙을 절충할 수 있지만 순수하게 자질주의에 의해서만 선발하는 것은 옳지 않다고 본다.²⁵⁾

25) 대다수의 미국 대학들은 전자의 학생을 선발하거나 아니면 최소한 전자의 학생들에게 불이익을 주지 않는 것처럼 보인다. 즉 기회의 평등을 중시한다는 것이다. 반면 한국의 대다수 대학들은 후자의 학생을 선발하거나 아니면 최소한 전자의 학생에게 불이익을 주지 않는 것처럼 보인다. 다시 말해 자질주의를 더 중시한다는 말이다. 왜 이런 인식의 차이가 생기는 것일까? 아마도 미국과 한국의 대학들은 최소한 다음의 두 가지 질문에 대해 다른 대답을 가지고 있을지 모른다. 첫째, 입학시험의 성적이 그 학생의 대학교육에 대한 자질을 얼마나 정확히 반영하는가? 둘째, 대학은 자질을 이미 갖춘 학생을 교육하는 곳인가 아니면 잠재적 자질을 가진 학생을 계발하여 훌륭한 자질을 가진 사회인으로 배출하는 곳인가? 미국의 많은 대학들이 입학시험의 성적은 교육의 자질에 대해 매우 불충분한 척도라는 것, 그리고 대학은 잠재적 자질을 갖춘 학생이 자신의 잠재력을 계발할 수 있도록 도와주는 곳이라는 인식을 갖고 있다고 한다면, 한국의 대학들은 입학시험의 성적은 자질에 대한 척도로서 완벽하지는 않지만 충분히 만족스러운 척도이고 대학은 이미 자질을 갖춘 학생들에게 전문지식을 교육하는 곳이라는 인식을 갖고 있는 것처럼 보인다. 이러한 인식의 차이는 어쩌면 역사적 조건의 차이와 경제발전단계의 차이를 반영하는 것인지도 모른다.

그러면 로머는 일견 비슷하게 보이는 이 두 경우에 왜 다른 원칙을 적용할 것을 제안하는가? 첫 번째 이유는 평등의 원칙도 중요하지만 효율성의 원칙도 무시할 수 없기 때문이다. 두 번째 이유는 기회의 평등의 이론은 잠재적 생산자로서의 지원자(candidate)의 후생을 높이기 위한 것인데 생산자가 생산하는 제품이나 서비스를 소비하는 소비자(consumer)의 후생도 무시할 수 없기 때문이다. 모든 시민은 생산자인 동시에 소비자라는 점에서 이 문제는 평등의 관점에서 중요한 문제라 하지 않을 수 없다.

여기서 우리는 기회의 평등의 적용범위에 대한 문제에 직면하게 된다. 즉 어떤 분야에 기회의 평등이라는 원칙을 적용하고 어떤 분야에 다른 원칙을 적용할 것인가라는 문제라는 것이다.

로머는 적용범위의 문제는 분배적 정의론에 대한 특정한 관점을 설정하지 않는 한 해결될 수 없다고 본다. 즉 분배적 정의론이 다름에 따라 적용범위에 대한 이론이 다를 수밖에 없다는 것이다. 단적으로 지원자의 후생과 지원자의 질에 영향을 받는 소비자의 후생에 대한 비중을 어떻게 설정할 것인가에 대한 이론이 없으면 적용범위를 정하기 어렵다.²⁶⁾

로머는 적용범위에 대한 분배적 정의론을 정확히 제시하는 대신 많은 시민들이 동의하리라고 생각되는 다음과 같은 대강의 원칙(a rule of thumb)만을 제시하고 있다. 대학입학 전형의 경우처럼 졸업 후 공정한 취업경쟁을 하는 데 필요한 자질을 획득하기 위한

26) “나는 문제가 되고 있는 공동체를 위한 어떤 분배적 정의론을 채택하지 않고서는 기회의 평등원칙에 대한 적절한 적용범위를 확정할 수 있다고 생각하지 않는다. 여태까지의 나의 목적은 다음과 같은 세 가지 결정이 내려졌다고 전제할 때 기회의 평등의 원칙이란 어떤 것인가를 기술하는 것이었다. 첫째, 기회의 평등원칙을 주어진 상황에 적용하기로 결정했고(적용범위의 확정), 둘째, 유형을 결정하는 환경들의 집합이 결정되었으며, 마지막으로 주어진 상황에서 기회의 평등을 위해 얼마만큼의 자원을 사용할 것인가(정도의 문제)가 확정되었다는 세 가지 전제들 말이다.”(Roemer(1998: p. 85)에서 인용).

II. 기회의 평등에 대한 기존의 연구들 67

경쟁인 경우에는 기회의 평등이라는 원칙을 적용하고, 의사 선발의 경우처럼 이미 필요한 자질 형성이 끝난 후 직업을 선택하는데 있어서의 경쟁인 경우에는 (사회가 의대생들의 자질 형성기에 이미 기회의 평등을 제공하였다면) 기회의 평등의 원칙을 또 다시 적용하는 것보다는 자질주의의 원칙을 적용하는 것이 바람직하다는 것이다.²⁷⁾

마. 기회의 평등에 대한 반론들

이 절에서는 기회의 평등이라는 원칙에 대한 중요한 몇 가지 반론들을 살펴보고자 한다.

첫 번째 중요한 반론은 기회의 평등을 위한 정책은 불우한 환경에 놓인 사람들에게 관대한 정책을 펴으로써 그 사람들로 하여금 현재보다 더 노력을 하지 않도록 만들 수 있다는 것이다. 즉 기회 평등화를 위한 정책은 부정적인 유인효과(negative incentive effect)를 갖는다는 것이다. 부정적인 유인효과는 모든 형태의 재정정책에 존재할 수 있다는 의미에서 이 반론은 일정 정도 타당할 수 있다. 그러나 그 반론의 타당성은 몇 가지 다른 효과를 고려할 때만 적절하다.

27) 그러나 로머는 어떤 유형의 빈곤에 빈곤의 덫(poverty trap)이 중요할 경우에는 기회의 평등의 원칙을 적용하는 것이 역할모델(role model)을 통해 불우한 유형의 사람들의 경제적 성취를 진작시킴으로써 자질주의를 적용하는 것보다 더 바람직할 수 있음을 언급하고 있다. 예를 들어 현역으로 활동하는 흑인의사의 숫자가 아주 작을 경우 흑인아동들은 의사와 같은 고급직업은 흑인들에게는 불가능한 일이라는 비관적 전망(pessimistic belief)을 가질 수 있게 되어 의대 지망 자체를 포기할 수 있게 된다. 이런 경우 비록 지금은 자격 미달이더라도 흑인의사의 수를 늘리게 되면 그 사람들이 흑인아동들에게 역할모델이 되어 흑인아동들의 비관적 기대가 낙관적 기대로 바뀔 수 있다. 그렇게 되면 중국에는 흑인들에게 평균보다 더 낮은 기준을 적용하지 않더라도 많은 흑인의사들이 배출될 수 있게 된다.

(1) 이 반론은 기회의 평등을 위한 정책이 대체효과를 수반하는 경우에만 타당하고 대체효과 없이 소득효과만을 수반하는 경우에는 타당성이 없다. 예컨대 기회의 평등을 위한 정책이 정액(lump-sum)보조금 형식으로 주어지면 대체효과가 없다.

(2) 대체효과가 존재하는 경우에도 노력 제공의 탄력성에 따라 그 부정적인 유인효과의 크기는 다를 것이다. 따라서 탄력성의 크기에 대한 실증적인 정보가 뒷받침되지 않는다면 이 반론은 '가능성'에 대한 제기에 그칠 수가 있다.

(3) 한 시기에 부정적인 유인효과를 갖는다 하더라도 여러 시기에 걸친 유인효과는 불명확할 수 있다. 예컨대 흑인들의 처우를 개선하는 보조금 정책을 펴는 경우 아버지 세대의 경제적 성취가 자식세대들의 성취동기를 자극하여 그들로 하여금 더 많은 노력을 하도록 유발하는 효과가 있을 수 있다는 것이다. 물론 정확한 크기를 계산하기 위해서는 정교한 동태모형에 대한 연구가 필요하다.

(4) 마지막으로 로머의 기회의 평등에 대한 이론은 유인합치 제약식을 포함한 형태로 제시될 수 있다. 이 경우에는 부정적 유인효과는 논란거리가 되지 않을 것이다.

결국 기회의 평등을 위한 정책이 노력에 대한 부정적인 유인효과를 가질 수 있다는 점은 타당할 수 있지만 그 타당성의 정도는 그 적용에 있어서의 이론적·경험적 구체성에 따라 달라진다는 점이다.

두 번째 반론은, 불우한 환경을 가진 사람들이 자원을 미래의 생산성으로 전환하는 데 있어 상대적으로 비생산적인 경우 기회의 평등을 위한 정책은 비생산적인 쪽에 자원을 지나치게 많이 몰아줌으로써 많은 효율성의 손실을 가져올 수 있다는 것이다.

예컨대 재능의 결정에 선천적 요인이 많이 작용한다면 기회의 평등을 달성하기 위해서는 재능이 낮은 사람들에게 더 많은 교육

II. 기회의 평등에 대한 기존의 연구들 69

자원을 할당해야 한다. 그런데 재능이 낮은 사람들은 교육자원을 기술 진보나 생산성으로 전환시키는 데 상대적으로 비효율적이기 때문에 기회의 평등을 위한 정책은 밑 빠진 독(leaky bucket)에 물 붓는 격이 될 수 있다는 것이다.

그런데 이 반론은 기회의 평등이라는 원칙 자체에 대한 반론이 라기보다는 기회의 평등이라는 원칙을 어느 정도로(to what extent) 적용할 것인가의 문제라고 보아야 한다. 즉 한 사회의 자원 총량 중 얼마만큼을 기회의 평등을 위한 정책에 할당할 것인가의 문제라는 점이다. 로머는 사회적 자원의 총량을 기회의 평등을 위한 정책에 할당해야 한다고 주장하지 않는다. 로머의 이론은 사회적 자원의 총량 중 기회의 평등을 위한 정책에 할당될 부분이 일단 결정되고 나면 기회의 평등을 달성하기 위한 정책들은 어떤 것이어야 하는가를 기술하는 것이다. 당연하지만 사회적 자원의 총량 중 얼마만큼을 기회의 평등을 위한 정책에 할당할 것인가 하는 질문에 대한 대답은 사회후생함수나 자원배분에 대한 정치적 과정이 구체화되지 않으면 대답할 수 없다.

세 번째 반론은, 미국의 적극적 약자보호정책(affirmative action)의 역사적 경험을 통해 배운 것처럼 기회의 평등을 위한 정책이 시행된다고 하여 불우한 환경에 놓인 사람들의 후생이 증가하는 것도 아니고 오히려 그 사람들에게 대한 우파의 정치적 공격(political backlash)의 빌미만을 초래하게 된다는 비판이 있을 수 있다. 예컨대 기회의 평등을 위한 정책이 시행되어 시험성적이 낮은데도 명문대학에 입학이 허용된 학생의 경우 주변 학생들의 손가락질을 받게 되어 자존심(self-esteem)에 손상을 받기 때문에 그 학생의 참된 후생이 증가하는 것도 아니고 이러한 정책은 원래의 의도와는 달리 불우한 환경에 놓인 사람들이나 그 사람들을 돕기 위한 정책을 옹호하는 사람들을 정치적으로 공격할 수 있는 빌

미만 제공하게 된다는 것이다.

그런데 이러한 반론에는 재반론이 가능하다.

첫째, 불우한 학생들에 대한 손가락질은 정치적 공격의 결과이지 정치적 공격의 원인이 아니라는 점이다. 우리는 종종 신체적 장애를 가진 사람이 남들보다 생산성이 떨어짐에도 불구하고 열심히 노력하는 모습에 격려를 보내고 따뜻한 온정을 보낸다. 마찬가지로 학우들이 기회의 평등이라는 원칙에 신뢰를 갖고 그 학생의 어려운 처지를 따뜻하게 감싸준다면 비록 그 학생이 낮은 성적으로 입학하였다 하여 그 학생이 자존심에 상처를 입을 이유는 전혀 없다. 결국 불우한 환경의 학생들의 자존심에 대한 효과는 기회의 평등이라는 원칙에 대해 사회가 얼마나 공감대를 형성하고 있는가에 달려 있는 것이지 기회의 평등원칙 그 자체의 결과가 아니라는 것이다. 기회의 평등이라는 원칙에 대한 충분한 공감대가 형성되어 있다면 오히려 사회적으로 비난의 대상이 되어야 할 학생들은 환경이 좋음에도 공부를 열심히 하지 않다가 나중에 부모의 기부금으로 입학한 학생들일 것이다.

둘째, 정치적 공격은 기회의 평등에 대한 정책을 갑자기 도입하지 않고 서서히 도입하면 상당히 완화될 수도 있다. 미국에서 적극적 약자보호정책이 정치적 공격의 대상이 된 데에는 몇 가지 이유들이 있지만 무엇보다 그 정책이 줄속으로 시행되었다는 점도 하나의 원인이 될 수 있다.

셋째, 환경을 주의 깊게 정의함으로써 기회의 평등에 대한 정치적 공격을 완화할 수 있다. 미국의 적극적 약자보호정책은 불우 유형을 흑인이나 여성으로 결정함으로써 주류를 이루는 백인 남성들 특히 백인 노동자들로부터 공격을 받았다. 1960년대의 민권운동을 반영한 것이긴 하였지만 만일 처음부터 불우 유형을 인종이나 성과와 상관없이 부모의 경제적 지위에 따라 정하였다면 불필

요한 정치적 공격은 피할 수 있었을 것이다. 사실 적극적 약자보호정책을 반대하거나 비판하는 사람들이 모두 보수적인 사람들은 아니다. 일례로 미국의 캘리포니아 대학의 코넨리(Ward Connerly) 총장은 이 정책에 따른 캘리포니아 대학의 입학정책을 앞장서서 비난하였지만 그가 약자를 보호하여야 한다는 정책의 취지를 비난하였던 것이 아니다. 그는 인종이 아닌 경제적 여건에 기반한 약자보호정책을 지지하였던 것이다.²⁸⁾

3. 기회의 평등에 대한 최근의 실증 연구들

기회의 평등에 대한 로머의 분석들은 외국의 여러 나라의 데이터를 이용하여 소득획득, 교육정책, 건강보험, 실업보험, 외국인조의 배분 등과 같은 다양한 주제에 대해 이론적·실증적으로 적용되어 왔고 2000년 이후에는 그 양이 점점 증가하는 추세에 있다. 특히 최근에는 기회의 평등에 대한 학계와 정책입안자들의 관심이 증가하는 추세를 반영하여 로머의 조언하에 세계은행(World Bank)에서 남미의 여러 국가들을 비교분석한 단행본 보고서(Measuring Inequality of Opportunity in Latin America and the Caribbean, 2008)를 간행하기도 하였다. 기회의 평등에 대한 연구의 관심은 앞으로도 더 증가할 것으로 생각된다.

이 절에서는 로머의 기회의 평등에 관한 이론에 기초한 기존의 여러 연구들을 간단히 요약하고자 한다. <표 II-1>은 기존연구들을 (출간연도가 아니라) 연구연도별로 간략하게 요약하여 정리하고 있다.

28) “캘리포니아 대학은 특별입학에 대한 결정을 함에 있어서 인종이 아니라 경제적 여건이나 여타의 진정한 어려움을 고려해야 한다.” Roemer(1998: p. 90)에서 인용.

<표 II-1> 기회의 평등에 대한 실증연구

연구	내용 요약
Betts and Roemer(2000)	미국의 자료를 이용하여 인종과 부모의 경제적 지위로 유형을 구분한 후 교육의 기회의 평등을 달성하기 위한 정책을 계산
Page and Roemer(2001)	미국의 자료를 이용하여 소득을 경제적 성취로 측정할 경우 기회의 평등을 달성하기 위한 조세재정 정책을 계산
Roemer et al.(2003)	선진 11개국의 자료를 이용하여 소득을 경제적 성취로 측정할 경우 기회의 평등을 달성하기 위한 조세재정정책을 계산
Aaberge, Colombino and Roemer(2001)	이탈리아의 자료를 이용하여 그 사회에서 기회의 평등과 결과의 평등을 추정한 후 비교
Dardanoni, Fields, Roemer, and Puerta(2006)	영국과 미국의 자료를 이용하여 환경과 개인의 노력을 다양한 방식으로 정의한 후 두 사회에서 기회의 평등이 얼마나 이루어져 있는지를 분석
Lefranc, Pistoiesi, and Trannoy(2006)	프랑스의 자료를 이용하여 기회의 평등을 분석
Bourguignon, Ferreira, and Menendez(2007)	브라질의 자료를 이용하여 기회의 평등을 분석

먼저 Betts and Roemer(2000)는 미국의 자료를 이용하여 인종과 부모의 학력 두 가지로 환경을 설정한 후 교육성취에 있어서의 기회의 평등을 달성하기 위한 교육재정의 배분을 연구하고 있다. 흥미롭게도 그들은 미국의 경우 부모의 학력보다 인종이 교육기회의 불평등을 설명하는 데 더 유의한 변수임을 보이고 있다.

Page and Roemer(2001)는 미국의 자료를 사용하여 미국의 재정조세정책이 기회의 평등을 얼마나 달성하는가를 추정하고 있는

II. 기회의 평등에 대한 기존의 연구들 73

데, 환경변수로 Betts and Roemer(2000)에서처럼 인종과 부모의 학력 두 가지를 고려한다. 그들의 연구에 의하면 미국의 조세재정 정책은 (부모의 학력으로 측정된) 사회계층 간의 기회의 불평등은 약간 완화하지만 인종 간 기회의 불평등을 줄이는 데에는 거의 효과가 없음을 보이고 있다.

Roemer et al.(2003)의 연구는 본 보고서의 지침이 된 연구로 선진 11개국에 대한 조세재정정책의 기회평등화 효과를 검토하고 있다. 이 모형에서는 선형조세함수를 가정하고 환경변수로 부모의 학력과 부모의 직업 두 가지를 고려하는데 최초의 국제비교라는 점에서 그 의의가 크다 하겠다. 본보고서에서 사용된 방법론도 이 연구에 따른 것으로 보다 자세한 내용은 제IV장에서 따로 검토하기로 한다.

Aaberge, Colombino and Roemer(2001)는 이탈리아의 자료를 이용하여 Roemer et al.(2003)의 연구를 세 가지 점에서 확장하고 있다. 첫째, 불평등기피도(inequality aversion)를 고려한 일반적 사회후생함수를 고려하여 불평등기피도가 다름에 따라 기회평등화 세율이 어떻게 다른지를 검토하고 있다. 둘째, 두 개의 모수를 갖는 선형조세함수뿐 아니라 세 개의 모수를 갖는 구간선형(piecewise linear)조세함수도 고려하고 있다. 셋째, 부부의 경우 배우자의 결정을 동시에 고려한 보다 복잡한 노동공급에 대한 행태모형을 기초로 계산하고 있다. 그런데 이들의 모델에 의하면 노동공급의 탄력성이 지나치게 높게 추계되어 기회평등화세율은 0으로 계산되었다.

Dardanoni, Fields, Roemer, and Puerta(2006)은 부모가 자식의 소득획득능력에 미칠 수 있는 다음의 네 가지 채널을 검토한다. (i) C1: 부모가 제공하는 사회적 연결망(social connections), (ii) C2: 부모가 제공하는 교육의 중요성에 대한 믿음(belief)이나 숙련

(skill)의 형성, (iii) C3: 선천적 재능(native ability)의 유전적 제공, 그리고 (iv) C4: 선호와 포부(preferences and aspirations). 그런데 이 네 가지 채널들 중 어떤 요소들을 환경적 요소로 고려하는가는 정책입안자들에 따라 다를 수 있다. 따라서 P를 자신의 책임으로 간주할 수 있는 선호부분이라 할 때 일반적으로 다음과 같은 네 가지 방식의 환경과 노력의 배합을 생각해 볼 수 있다.

EOP1: 환경으로 C1만 고려하고 C2-C4는 P와 함께 개인적 책임의 영역으로 간주하는 경우;

EOP2: 환경으로 C1-C2 두 가지를 고려하고 C3-C4와 P를 개인적 책임의 영역으로 간주하는 경우;

EOP3: 환경으로, C1-C3의 세 가지를 고려하고 C4와 P를 개인적 책임의 영역으로 간주하는 경우;

EOP4: 환경으로 C1-C4 네 가지를 고려하고 P만을 개인적 책임의 영역으로 간주하는 경우이다.

이들은 미국과 영국의 세대 간 소득자료(intergenerational income data)을 이용하여 EOP2-EOP4에 대한 경험적 분석을 수행한다(사회적 연결망에 대한 자료의 확보 불가능으로 EOP1에 대한 별도의 경험적 분석은 수행하지 못한다). 이들은 C2에 대한 대리변수로 부모의 교육수준, C3에 대한 대리변수로 인지능력검사의 점수, C4에 대한 대리변수로 본인의 교육을 사용하여 경험적 연구를 수행하는데 EOP4와 EOP3의 관점에서의 기회의 평등이라는 귀무가설은 미국과 영국 모두에서 강하게 기각되지만 EOP2의 관점에서의 기회의 평등이라는 귀무가설은 영국에서는 강하게 기각되고 미국에서는 약하게 기각되거나 결론을 확정짓기 어렵다고 보고하고 있다.

Lefranc, Pistolesi, and Trannoy(2006)은 1979~2000년의 프랑스의 자료를 이용하여 소득획득 기회의 평등에 대한 다양한 가설

II. 기회의 평등에 대한 기존의 연구들 75

들을 검토하고 있다. 이들은 로머의 이론에서 노력의 일부분으로 취급되는 운(luck)을 명시적으로 고려할 수 있는 다양한 검증방법을 소개한 후 실증분석을 수행하고 있는데, 그들의 연구에 의하면 프랑스의 경우 기간중 기회의 불평등도는 줄어드는 것으로 나타나고 있다. 이들이 환경변수로 설정한 것은 부모의 직업이고 소득변수로 설정한 것은 동등화소득이다.

Bourguignon, Ferreira, and Menendez(2007)은 브라질의 자료를 이용하여 전체 불평등 수준을 기회의 불평등에 의한 부분과 노력의 차이에 의한 부분으로 분해추정하고 있는데 이들이 브라질의 경우 환경변수로 고려하는 것은 (i)인종, (ii)부모의 교육수준, (iii) 본인의 출생지역, 그리고 (iv)부모의 직업의 네 가지다. 그리고 본인이 선택할 수 있는 변수로 학령(years of schooling), 이민여부(migration), 그리고 노동시장에서의 취업상태(labor market status)이다. 이 연구의 저자들 중 일부는 앞에서 언급한 세계은행의 보고서를 작성하는 데에도 참여하였으며 세계은행의 보고서는 기본적으로 이 연구의 방법론을 중심으로 기술되어 있다. 이들의 연구에 의하면 브라질에서 전체 불평등 중 기회의 불평등으로 인한 부분이 차지하는 비중은 20~30% 정도로 추계된다.

Ⅲ. 한국사회의 기회의 불평등에 관한 기초 분석

본장에서는 제Ⅳ장에서 구체적으로 수행할 실증분석에 대한 예비 작업으로 우리나라에서 환경의 불평등이 개인들의 경제적 성취에 있어서의 불평등에 미치는 영향이 얼마나 큰지를 검토하고자 한다.

개인이 스스로 통제할 수 없는 환경적 요인의 구체적인 예는 매우 다양하지만, 여기서는 ‘부모의 학력’과 ‘부모의 직업’ 두 가지를 고려한다. 노동경제학과 사회학의 많은 연구들은, 이 두 가지 변수가 개인의 경제적 성취의 차이에 큰 영향을 미치는 매우 중요한 환경변수임을 밝히고 있다. 당연하지만 학력뿐 아니라 학벌, 그리고 직업뿐 아니라 직급이나 근무회사도 중요한 환경변수이지만 이에 대한 내용은 입수가 거의 불가능하다.

이상적으로는 부모의 소득이나 부에 대한 자료를 환경변수로 사용하는 것이 좋겠지만 이는 다음과 같은 문제들로 인해 사용이 불가능하다.

첫째, 부모의 소득이나 부에 대한 자료는 매우 구하기 어려울 뿐만 아니라 설령 구한다 할지라도 피응답자가 몇 세일 때의 소득이나 부인가에 따라서 결과에 많은 차이를 가져올 것이다. 이러한 점을 극복하려면 부모의 평생소득이나 부를 환경변수로 설정하면 되겠지만 이에 대한 정보는 입수가 거의 불가능하다.

둘째, 부모의 소득이나 부를 기준으로 유형들을 구분하려면 소득이나 부를 몇 개의 구간으로 구분해야 하는데 그러한 구분은 학

III. 한국사회의 기회의 불평등에 관한 기초 분석 77

력이나 직업의 구분에 비해 매우 자의적일 뿐 아니라 그 구분의 상태에 따라 결과가 많이 다르게 될 것이다.

개인의 경제적 성취에 대한 변수들로는 ‘본인의 학력’과 ‘본인의 소득’ 두 가지를 고려한다. 본 연구의 주 목적은 개인이 ‘소득’을 획득하는 데 있어 기회가 얼마나 평등한가를 분석하는 것이다. 그러나 일반적으로 개인의 교육성취 정도가 소득획득에 미치는 커다란 영향력을 감안하여 환경이 개인의 교육성취에 미치는 영향도 예비적으로 함께 검토해 보는 것도 유용하리라 생각한다. 다만 앞에서 언급한 것처럼 개인의 노력의 양은 환경에도 의존하므로, 개인의 교육성취 정도(개인의 노력 정도)를 전적으로 개인의 의지의 결과로만 해석하는 데에는 주의가 필요하다.

우리나라의 경우 개인의 학력과 소득에 관한 정보를 포함하는 가구조사자료는 다수가 존재하나, 피조사자 부모의 사회경제적 지위나 상태까지를 조사 내용에 포함시키는 경우는 많지 않다. 노동연구원에서 발표하는 노동패널자료는 본인의 소득과 학력은 물론 부모의 학력과 직업 등이 함께 조사되어 있어, 본 연구의 목적에 부합하는 거의 유일한 자료라 할 수 있다. 이하에서는 노동패널자료에 나타나 있는 실제 자료를 통해 부모의 학력과 부모의 직업과 같은 환경적 요인에 의해 본인의 학력과 본인의 소득이 어떠한 차이를 보이는지를 검토한다.

다음의 두 가지 이유로 본 연구는 분석 기간을 2001년부터 2005년까지로 한정하였다.

첫째, 노동패널자료는 1998년 처음 발표되어 여러 차례의 수정 보완을 거쳤는데 그런대로 일관된 기준이 확립된 것은 2001년 이후부터라고 생각된다. 예컨대 노동패널은 1차 조사(1998)에서부터 아버지의 최종학력 정보를 제공하고 있지만, 어머니의 최종학력에 대한 정보까지 제공하고 있는 것은 4차 조사(2001)에서부터이다.

둘째, 1998년 외환위기 이후 최소한 3년간 우리 경제가 큰 충격을 겪었다는 점을 감안할 때 이러한 충격에 대한 단기적인 조정이 충분히 이루어졌다고 여겨지는 시기가 2001년 이후라고 생각된다.

기간을 2001년 이후로 한정하더라도 유의하지 않은 연도별 변화(annual variation)나 조사상의 측정오류(measurement error)의 문제는 여전히 남는다. 이 때문에 본 연구에서는 이러한 유의하지 않은 연도별 변화나 조사상의 측정오류를 최소화하고 좀 더 안정적인 추세적 변화를 파악하기 위해, 두 인접 연도의 자료를 결합하여 4개 기간(예: 2001/2002, ..., 2004/2005)의 자료를 구성하는 방법을 취하기로 하였다. 이러한 방식은 특히 저소득층이나 고소득층에서 상대적으로 많이 나타나는 소득자료의 보고에 대한 부정확성이나 심한 연도별 변화를 완화하기 위한 것이라 할 수 있다.

한편 주요 분석 대상은 '2005년 현재 35세 이상 55세 이하의 남성 가구주'로 제한하였는데 이는 환경적 요인과 개인적 노력이나 특성에 의한 요인을 어느 정도 분리하여 파악하기 위해서는 '안정된' 소득과 직업을 가지고 있는 경제주체들을 분석의 대상으로 삼아야 할 필요가 있었기 때문이다. 우리나라의 경우 1970년대 이후 급속한 사회경제적 변화를 체험하였기에, 35세 이하(1980년 이후 출생)의 세대에 있어 노동시장의 조건이나 부모의 사회경제적 여건은 그 이후 세대와는 뚜렷이 구분되는 특징이 있다고 할 수 있다. 또 외환위기 이후 주된 일자리에서의 은퇴가 조기화되는 경향을 고려하여, 안정적인 취업의 최대 연령을 55세로 설정하여 55세 이상의 가구주도 분석대상에 제외하였다.

이러한 과정을 통해 우리는 각 기간별로 대략 3,000개(매년 약 1,500개) 정도의 관측 자료를 얻게 되었다.

본장의 제1절에서는 부모의 학력이 본인의 학력과 본인의 소득에 미치는 관계를 검토하고, 제2절에서는 부모의 직업이 본인의

학력과 본인의 소득에 미치는 관계를 검토한다.

1. 부모 학력의 영향

우리나라에서 학력이나 학벌이 경제적 성취에 있어 중요한 요인이라는 점은 많이 이야기되고 있으나 부모의 학력이 본인의 사회 경제적 성취에 어떠한 차이를 주는지에 대한 구체적인 근거는 우리들이 아는 한 제시된 바 없다.

2005년 현재 35세에서 55세의 남성가구주는 1950년생부터 1970년생까지의 남성가구주를 포함한다. 따라서 그들의 부모는 일제시대나 해방전후기에 공식교육을 받은 사람들인데, 일제시대나 해방전후기라면 당시 국민들의 교육수준이 매우 낮았다고 보아야 한다. 따라서 우리는 부모의 학력에 따라 전체 자료를 다음과 같이 3개의 그룹으로 나누었다.

(i) 먼저 어머니와 아버지 중 최고 학력자의 교육연수가 0~5년인 남성가구주 그룹을 Edu_Pa1로 나타낸다. 노동패널자료에서 이는 부모 중 최고 학력자가 무학이거나, 초등학교를 중퇴 또는 수료한 경우를 포함하게 된다.²⁹⁾

(ii) 다음 부모 중 최고 학력자의 교육연수가 6년~9년인 남성가구주 그룹은 Edu_Pa2로 나타내며, 이는 노동패널자료 중에서는 부모 중 최고 학력자가 초등학교를 졸업했거나 중학교를 졸업한 가구주에 해당된다.

(iii) 끝으로 부모 중 최고 학력자의 교육연수가 10년 이상인 남성가구주 그룹은 Edu_Pa3로 표현하기로 한다. 이는 부모 중 최고 학력자가 적어도 1년 이상의 고등학교 교육을 받았거나 대학교육 이상

29) 초등학교라는 명칭은 최근의 명칭이고 당시의 명칭은 소학교나 국민학교이다. 본 연구에서는 시기와 상관없이 일관되게 초등학교라는 명칭을 사용한다.

을 받은 가구주에 해당한다. 일제시대나 해방전후기에 고등학교 수준의 교육을 받은 사람들은 당시 사회에서 상위 지식엘리트에 속하는 사람들이었다. 중학교를 졸업만 해도 면서기를 하던 시절이었다.

부모 및 본인의 학력에 대한 계산을 함에 있어 우리는 초등졸 6년, 중졸 9년 등의 방법을 취하였으며 중퇴자의 경우 절반만 인정하여 계산하였다.³⁰⁾

<표 III-1> 분류기준의 비교

국가	Edu_Pa1	Edu_Pa2	Edu_Pa3	Edu_Pa1의 본인학력	Edu_Pa2의 본인학력	Edu_Pa3의 본인학력
스페인(1991)	0-3	4-8	9-	8.1	10.1	13.0
이탈리아(1993)	0-4	5-7	8-	8.0	9.8	12.7
미국(1991)	0-11	12	13-	12.6	13.4	14.7
영국(1991)	NA	NA	NA	NA	NA	NA
벨기에(1992)	0-9	10-12	13-	10.4	12.4	13.9
네덜란드(1995)	0-5	6-9	10-	10.3	11.5	13.6
서독(1994)	0-9	10-13	14	11.6	13.2	15.1
스웨덴(1991)	0-7	8-11	12-	11.5	12.5	14.4
덴마크(1993)	0-7	8-13	14-	11.6	12.4	13.7
노르웨이(1995)	0-8	9-11	12-	11.2	12.0	13.1
한국(2005)	0-5	6-9	10-	10.4	12.5	14.4

주: 나라이름 옆 괄호 안의 숫자는 추계자료의 연도를 나타낸다.

출처: Roemer et al.(2003) Table 2, p. 552.

30) 노동패널에 의하면 중퇴와 수료를 구별하여 기록하고 있는데 그 구별의 기준이 무엇인지는 명확하지 않다. 우리는 한국노동연구원에 이의 구별과 관련하여 전화로 문의한 바 있는데 전화답변에 의하면 '피조사자가 대답한 그대로' 기록한 것이라 한다. 보통 수료는 교육과정을 다 마쳤지만 졸업을 하지 않은 경우를 지칭하는데 (예컨대 대학원 과정을 마쳤지만 논문을 쓰지 않은 경우) 노동패널자료에 초·중·고에 대한 수료자의 숫자가 너무 많을 뿐 아니라 대학교육 이하에서 교육과정을 다 마치고 졸업만 하지 않은 경우를 상상하기가 어려웠다. 우리의 판단에 의하면 아마도 중퇴보다는 수료라는 말을 피조사자가 덜 수치스럽게 생각하여, 실제로는 중퇴하였음에도 수료하였다고 대답하였을 가능성이 높다고 판단하여 중퇴와 수료를 동일하게 취급하였다.

Ⅲ. 한국사회의 기회의 불평등에 관한 기초 분석 81

<표 III-1>은 우리의 부모학력 분류기준과 본 연구의 지침이 된 Roemer et al.(2003)의 부모학력 분류기준과 우리의 기준을 비교하여 요약하고 있다.

이 표에서 보면 우리의 분류기준이 미국과 서독을 제외하면 비교대상이 되는 나라들의 분류기준과 크게 다르지 않음을 쉽게 알 수 있다.³¹⁾

미국과 서독에서는 고등학교까지의 무상의무교육이 오래 전부터 시행되어 왔기에, 이 기준을 우리나라에 적용할 수 없음을 주의하여야 한다. 우리의 분류기준은 Roemer et al.(2003)에서 연구된 선진국들 중 우리나라와 경제발전 수준이 상대적으로 비슷한 이탈리아나 스페인 등과 매우 유사하다고 할 수 있다. 참고로 우리나라보다 발전수준이 높은 네덜란드의 경우도 Edu_Pa1은 부모의 학령이 0~5년인 사람들로 구성되어 있음에 주목할 필요도 있다.

한 가지 흥미로운 점은 조사대상인 된 가구주들의 부모세대는 교육수준이 매우 낮았음에도 불구하고 우리나라의 높은 교육열을 반영하여 조사대상자들의 평균학령은 선진국들 대부분의 평균학령과 매우 비슷하다는 것이다. 예컨대 부모세대의 학령은 벨기에에 비해 매우 낮았음에도 자식세대의 학령은 벨기에와 매우 유사한 수준에 도달하고 있다.

가. 부모 학력과 본인 학력의 관계

본절에서는 소득에 직접적인 영향을 미치는 요인인 개인의 학력이 부모의 학력에 어떻게 의존하는지를 검토함으로써, 환경적 요인의 불평등과 경제적 불평등과의 관계를 먼저 학력 변수를 중심으로 살펴보자.

31) Roemer et al. (2003)은 동독의 경우도 포함하여 계산하였는데 동독은 사회주의국가였기 때문에 우리의 비교대상에서는 제외하였다.

아래의 <표 III-2>는 노동패널자료에 나타난 35세 이상 55세 이하 남성가구의 본인 학력과 부모의 학력의 결합분포를 한 해의 자료를 대상으로 요약한 것이다(우리의 자료는 패널자료이므로 본인 학력과 부모의 학력은 모든 해에 걸쳐 동일하다).

부모의 학력 분포를 보면, 가구주 부모의 교육연수가 6~9년인 Edu_Pa2가 총 관측치 1,540개의 52.9%를 차지하여 가장 높은 비중을 보이고 있다. 반면 Edu_Pa1(교육연수 5년 이하)과 Edu_Pa2(교육연수 10년 이상)는 그 비율이 각각 24.5%와 22.5%를 차지하고 있다.

가구주 본인의 학력분포를 보면, 고졸이 총 관측치의 43.9%를 차지하여 가장 높은 비중을 보이고 있다. 비중이 있어 다음 순위를 차지하는 것은 4년제 대학 졸업자와 중학교 졸업자로서 그 비율이 각각 21.6%와 14.2%에 이르고 있다.

<표 III-2> 부모학력 대 본인학력

부모학력 본인학력	Edu_Pa1	Edu_Pa2	Edu_Pa3
무학	4	0	0
초졸	64	33	1
중졸	101	106	12
고졸	156	411	109
전문대졸	10	83	42
대졸	36	148	148
석사졸	7	27	29
박사졸	0	7	6
합계	378	815	347

Ⅲ. 한국사회의 기회의 불평등에 관한 기초 분석 83

위의 <표 Ⅲ-2>로부터 부모의 학력이 주어진 경우 본인 학력의 조건부 분포를 계산하면 다음 <표 Ⅲ-3>과 같다.

<표 Ⅲ-3> 부모학력이 주어진 경우 본인학력의 조건부 분포

본인학력 \ 부모학력	Edu_Pa1	Edu_Pa2	Edu_Pa3
중졸 이하(0-9)	0.447	0.171	0.038
고졸 이하(10-12)	0.413	0.504	0.314
전문대 이상(13-)	0.140	0.325	0.631

<표 Ⅲ-3>에 따르면 부모의 학력이 높을수록 본인 역시 고학력자일 확률이 증가함을 알 수 있다. 예를 들어, 부모의 교육연수가 5년 이하(Edu_Pa1)일 때 본인 학력이 전문대졸 이상일 가능성은 14.0%였으나 부모의 교육연수가 6~9년(Edu_Pa2)으로 증가하게 되면 그 가능성은 2배가 넘는 32.5%로 커지고 부모의 교육연수가 10년 이상인 경우(Edu_Pa3)에는 그 가능성은 다시 2배 증가하여 63.1%로 커짐을 알 수 있다. 반면, 부모의 교육연수가 10년 이상일 때 3.8%에 불과한 중졸 이하의 자녀비중은 부모의 교육연수가 6~9년으로 감소하게 되면 17.1%로 커지고, 부모의 교육연수가 5년 이하가 되면 동 비율은 44.7%로 크게 증가함을 알 수 있다.

참고로 우리의 계산에 의하면 부모의 학령과 자식의 학령 간의 단순상관계수는 0.456으로 매우 높게 나타났다.

이상의 분석을 통해 우리는 한국사회에서 부모가 고학력일수록 자녀 또한 고학력자일 확률이 높다는 것을 알 수 있다. 이는 너무도 당연해 보이지만 당연하기 때문에 종종 잊어버리는 중요한 사실이다. 교육수준은 개인의 소득취득능력(earnings potential)에

중요한 영향을 주는 변수라는 점에서 이는 부모의 학력이라는 환경변수가 본인의 경제적 성취에 큰 영향을 줄 수 있음을 시사하고 있는 것이다.

부모의 학력이 자식의 학력에 많은 영향을 미친다는 것은 서구나 여타 다른 나라들에서는 잘 알려진 사실이다. 그런데 한국사회는 다른 나라와 달리 교육열이 높기 때문에 못 배운 부모라도 논밭을 팔아서까지 자식교육을 시켰다고 하는 이야기를 우리는 종종 듣는다. 우리의 분석결과가 보여주는 것은 논밭을 팔더라도 자그마한 규모의 논밭밖에 팔 수 없는 가난하고 저학력의 부모를 둔 사람들과 많은 논밭을 팔고도 남을 만큼의 여유분이 충분한 부유하고 고학력의 부모를 둔 사람들의 교육격차는 현저하다는 것이다. 다시 말하면 교육열 자체가 문제가 아니라는 것이다. 결국 한국사회의 높은 교육열에도 불구하고 교육의 세대간 동학은 다른 나라들에서 관찰되는 것과 비슷하게 보편적 양상을 나타내고 있다는 것이다.

부모의 학력과 본인의 학력과의 관계를 좀더 자세히 알아보기 위하여 우리는 아래의 식 (III-1)을 최소자승 평균회귀법(OLS regression)을 이용하여 추정하였다. 그리고 우리는 본인의 나이를 제어변수로 사용했을 때와 사용하지 않을 경우의 두 가지로 나누어 계산하여 보았다. 우리가 본인의 나이를 고려한 이유는 다음과 같다. 2005년 현재 35세에서 55세의 남성가구주들은 1960년대 중반에서 1980년대 중반경에 15세 정도(중등교육을 받는 나이)가 된 사람들이다. 그런데 이 20년간의 시기는 한국사회가 급격한 변화를 겪은 시기이다. 국민소득이 빠르게 증가함에 따라 학령도 이전 시기에 비해 빠른 속도로 증가하였다. 따라서 이런 시대의 급격한 변화로 인한 부분을 제어하기 위해 우리는 나이를 제어변수로 사용한 것이다.

III. 한국사회의 기회의 불평등에 관한 기초 분석 85

$$\text{본인 학령} = \text{상수} + b_2 * \text{Edu_Pa2} + b_3 * \text{Edu_Pa3} \quad \text{식 (III-1)}$$

여기에서 Edu_Pa1 = 1 if 부모학력 ≤ 5 (아니면, 0)

Edu_Pa2 = 1 if 6 ≤ 부모학력 ≤ 9

Edu_Pa3 = 1 if 부모학력 ≥ 10

식 (III-1)에서 상수항의 추정치는 Edu_Pa1 그룹의 학령평균을 나타내고, Edu_Pa2의 추정치는 Edu_Pa1 그룹과 Edu_Pa2 그룹 간의 평균적인 학령격차를, 그리고 Edu_Pa3의 추정치는 Edu_Pa1 그룹과 Edu_Pa3 그룹 간의 평균적인 학령격차를 의미한다.

<표 III-4>는 최소자승 평균회귀법에 의한 추정결과를 보여주고 있다.

<표 III-4> 부모학력 대 본인학령: OLS 회귀분석

본인학령	계수추정치	
상수항	10.434*** (101.35)	16.122*** (37.53)
Edu_Pa2	2.054*** (16.49)	1.718*** (13.92)
Edu_Pa3	4.003*** (26.90)	3.501*** (23.47)
본인의 나이		-0.120*** (-13.61)
관측수	1540	

주: ***는 99% 유의수준을 나타냄. () 안은 t-값

최소자승 평균회귀법에 의한 추정결과에 따르면, 나이를 제어하지 않았을 경우 부모의 교육연수가 5년 이하일 때 본인의 평균적인 학령은 약 10.4년이며, 이 값은 부모의 교육연수가 6년에서 9

년 사이 그리고 10년 이상으로 증가하면 각각 2.1년, 4.0년 정도 평균적으로 증가함을 알 수 있다.

반면 나이를 제어하면 상수항의 계수추정치는 상향 조정되고 Edu_Pa2와 Edu_Pa3의 계수추정치는 약간씩 하향 조정되지만, 큰 차이는 없다. 예컨대 부모의 교육연수가 5년 이하일 때 나이를 제어한 후의 본인의 평균적인 학령은 약 16.1년이며, 이 값은 부모의 교육연수가 6년에서 9년 사이 그리고 10년 이상으로 증가하면 각각 1.7년, 3.5년 정도 평균적으로 증가함을 알 수 있다. 나이를 제어했을 때 상수항이 상향 조정되는 것은 가구주의 나이가 많을수록 학령이 작다는 사실을 반영한 것으로 이는 나이에 대한 계수 추정치가 음의 부호를 갖는다는 사실에서 확인할 수 있다.

나. 부모 학력과 본인 소득의 관계

앞 절에서는 부모의 학력과 본인의 학력 사이의 상관관계를 살펴봐왔는데 이 절에서는 부모의 학력과 본인소득의 관계를 살펴보기로 한다. 이를 위하여 이후 사용되는 남성가구주의 소득을 분석의 편의상 가구주의 개인 근로소득(labor Income), 가구주의 총 표준소득(standard income), 가구 동등화소득(equivalent income)과 같이 세 가지로 구분한다. 여기서 총 표준소득은 가구주의 근로소득과 가구주의 자산소득의 합으로 정의한다. 또한 가구 동등화소득은 전체 가구원의 근로소득과 가구 전체의 자산소득의 합을 전체 가구원수의 제곱근(square root)으로 나눈 값으로 정의한다.

다음의 <표 III-5>는 각종 소득에 대한 기초 통계량을 4개의 기간에 대해 요약하고 있다. 우리는 평균소득뿐 아니라 중위소득, 지니계수, 그리고 양극화 지수도 함께 계산하였다.

가구주의 총 표준소득의 평균값이 가구주의 근로소득의 평균값보다 높은 이유는 전자가 자본소득을 포함하기 때문이다. 반면 동

Ⅲ. 한국사회의 기회의 불평등에 관한 기초 분석 87

등화소득은 가구소득을 가구원 전체로 나눈 것이므로 가구원 중 비근로자가 있음을 반영하여, 가구주 개인의 근로소득보다 낮다.

자본소득은 그 파악이 쉽지 않다는 점에서 그리고 고소득자가 고의로 보고하지 않았을 가능성이 크다는 이유 등으로 우리의 판단으로는 총 표준소득은 실제보다 과소 추계되었을 가능성이 크다.

그러나 어떤 소득 개념으로 파악하든 상관없이 지니계수로 추정한 불평등도 지수와 Wolfson(1994)의 방식에 따른 양극화지수는 기간중 전반적으로 증가추세에 있음을 확인할 수 있다.

<표 III-5> 부모의 학력자료에 의한 기초통계량

소득의 종류	연도	2001/2002	2002/2003	2003/2004	2004/2005
가구주의 근로소득	관측수	3080	3080	3080	3080
	중위값	1800	1800	2088	2340
	평균	1902	2063	2233	2452
	지니계수	0.3873	0.4005	0.4046	0.3923
	양극화지수	0.2877	0.3400	0.3248	0.3059
가구주의 총 표준소득	관측수	3080	3080	3080	3080
	중위값	1800	1920	2160	2376
	평균	1958	2148	2312	2530
	지니계수	0.3925	0.4093	0.4107	0.3950
	양극화지수	0.2904	0.3262	0.3192	0.3035
가구 동등화소득	관측수	3080	3080	3080	3080
	중위값	1127	1200	1320	1455
	평균	1250	1388	1505	1660
	지니계수	0.3750	0.3983	0.3937	0.3724
	양극화지수	0.2835	0.3123	0.3092	0.2920

주: 1. 소득은 만원단위이며 연소득
2. 양극화지수는 Wolfson(1994)의 양극화 지수.

다음의 <표 III-6>은 부모의 교육수준별로 본인의 소득, 연령, 학령 등의 평균값이 어떻게 다른지를 요약한 것이다. 우리는 또 Edu_Pa3에 속한 사람들의 평균소득에 대한 각 유형별 평균소득의 비율을 ρ 로 표기한 후 계산하였다.

<표 III-6>에서 볼 수 있듯이 부모 학력별 가구주의 평균연령에는 큰 차이가 없다. 따라서 표에 나타난 유형별 평균소득의 차이는 유형별 평균나이가 다름에 따라 평균소득이 다를 수 있는 가능성을 거의 반영하지 않고 있다. 오히려 Edu_Pa3의 평균연령은 Edu_Pa2의 연령보다 작고 그것은 다시 Edu_Pa1의 평균연령보다 작다. 따라서 Edu_Pa3에 속하는 사람들의 평균소득이 Edu_Pa2나 Edu_Pa1에 속한 사람들의 평균소득보다 큰 것은 결코 전자의 사람들의 노동시장 경력이 후자의 사람들의 노동시장 경력보다 더 많아서라고 할 수 없다.

<표 III-6> 부모학력별 본인소득 평균

연도	부모 교육수준 별 유형	가구주 총 표준 소득	표준소득 으로 측정한 ρ	가구 동등화 소득	동등화 소득으로 측정한 ρ	가구주 연령	가구주 학령
2001/ 2002	Edu_Pa1	1662	0.750	1120	0.779	44.5	10.4
	Edu_Pa2	1985	0.896	1229	0.855	41.7	12.5
	Edu_Pa3	2216	1	1438	1	40.3	14.4
2002/ 2003	Edu_Pa1	1820	0.755	1234	0.787	45.5	10.4
	Edu_Pa2	2187	0.907	1382	0.881	42.7	12.5
	Edu_Pa3	2411	1	1568	1	41.3	14.4
2003/ 2004	Edu_Pa1	1860	0.704	1280	0.740	46.5	10.4
	Edu_Pa2	2381	0.901	1514	0.876	43.7	12.5
	Edu_Pa3	2642	1	1729	1	42.3	14.4
2004/ 2005	Edu_Pa1	2003	0.668	1403	0.707	47.5	10.4
	Edu_Pa2	2574	0.858	1641	0.827	44.7	12.5
	Edu_Pa3	3000	1	1984	1	43.3	14.4

주: 소득은 만원단위이며 연소득.

III. 한국사회의 기회의 불평등에 관한 기초 분석 89

앞에서 우리는 부모의 학력이 개인의 학력에 큰 영향을 미침을 관찰하였는데 <표 III-6>에 의하면 부모의 학력은 개인의 소득에도 큰 영향을 미침을 알 수 있다.

예를 들어 Edu_Pa3에 속한 사람들의 평균소득에 대한 각 유형별 평균소득의 비율을 나타내는 ρ 값들을 보면 Edu_Pa1에 속한 사람들의 평균소득은 Edu_Pa3에 속한 사람들의 평균소득의 약 66.8~75.5%(표준소득의 경우)이거나 70.7~77.9%(동등화소득의 경우)이다. 다시 말해 교육수준이 낮은 부모에게서 태어난 사람들은 교육수준이 높은 부모에게서 태어난 사람들에 비해 동일한 노력을 기울이더라도 평균적으로 30% 정도의 낮은 소득을 얻을 수밖에 없다는 것이다. 더구나 Edu_Pa1의 ρ 값은 해를 거듭할수록 하락함을 알 수 있다.

이를 금액으로 표시하면 2001/2002년의 경우 부모의 학력이 Edu_Pa1인 가구주에 비해 부모의 학력이 Edu_Pa3인 가구주의 연 표준소득은 평균적으로 554만원이 더 많다. 이러한 차이는 해를 거듭할수록 커져서 2004/2005년이 되면 부모의 학력이 Edu_Pa1인 가구주와 부모의 학력이 Edu_Pa3인 가구주의 연 표준소득 격차는 997만원이 된다. 동등화소득의 경우에는 그 상대적 격차가 표준소득에 비해 약간 작지만 유형별 격차는 여전히 존재하고 그 격차는 해를 거듭할수록 커짐을 알 수 있다.

이 표의 해석과 관련하여 두 가지 점을 지적하고자 한다.

첫째, 노동패널자료의 평균소득은 실제 우리 국민의 평균소득보다 낮을 가능성이 현저하다는 점이다. 예컨대 통계청 가계조사자료의 소득과 비교하여 보면 노동패널자료의 소득이 낮음을 쉽게 확인할 수 있다. 따라서 실제액수의 유형별 격차는 이보다 더 클 것으로 판단된다.

둘째, 표의 자료는 공식적으로 계산되는 유형별 소득의 차이를

나타낼 뿐인데 비공식소득을 포함하면 이 ρ 값의 비율들은 더 낮을 것으로 추측된다. 부모의 학력이 높을수록 고소득자일 확률이 높고 고소득자일수록 비공식소득이 더 많을 것이기 때문이다.

평균소득이 아닌 소득의 ‘전체분포’를 알아보기 위하여 우리는 부모 학력별 본인소득의 확률밀도함수(probability density functions)와 부모 학력별 본인소득의 누적분포함수(distribution function)를 비모수적 방법(nonparametric method)을 사용하여 그려보았다. 2001/2002과 2004/2005의 두 기간에 대한 결과가 [그림 III-1]~[그림 III-5]에 나타나 있다. 확률밀도함수를 그릴 경우에는 꼬리가 길어지는 것을 방지하기 위해 소득을 로그변환한 후 양의 소득에 대해서만 도식하였다. 누적분포함수는 총 표준소득과 가구 동등화소득에 대해서만 그렸다.

이 그림들로부터 우리는 다음과 같은 두 가지 사실을 확인할 수 있었다.

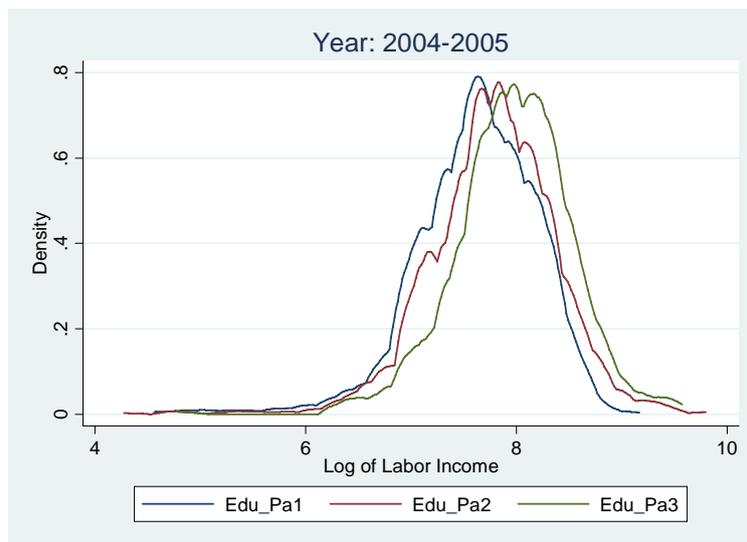
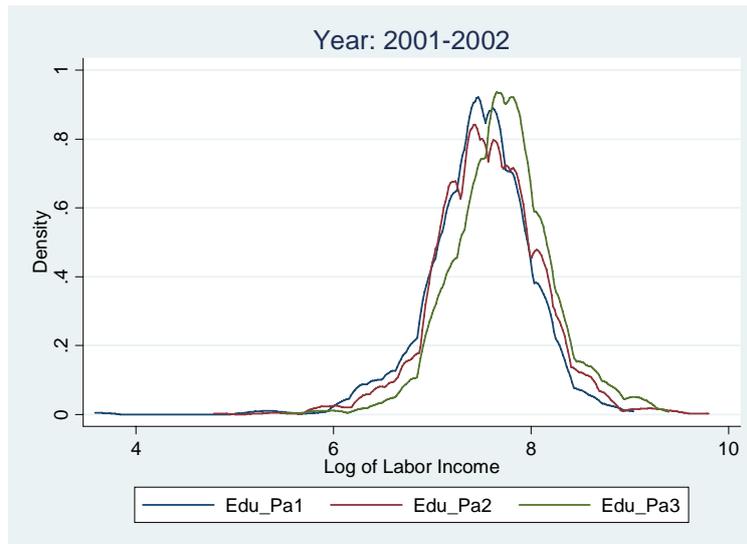
첫째, 소득의 확률밀도함수들을 살펴보면 부모의 교육수준에 의해 구분한 세 유형 간의 확률밀도함수가 확연히 구분됨을 관찰할 수 있다. 부모의 학력이 높은 가구주 그룹의 확률밀도함수가 부모의 학력이 낮은 가구주 그룹의 확률밀도함수보다 더 오른쪽으로 치우쳐 있다. 또한 Edu_Pa1과 Edu_Pa2 그룹 간의 차이보다는 Edu_Pa2과 Edu_Pa3 그룹 간의 차이가 더 크다는 것을 알 수 있다. 이러한 사실은 누적확률분포함수를 통해서도 확인할 수 있는데 Edu_Pa2와 Edu_Pa3의 분포함수가 유형 Edu_Pa1의 분포함수를 1계적 의미에서 확률적으로 지배함(first order stochastic dominance)을 알 수 있다.

둘째, 세 유형 간의 소득분포의 격차가 시간이 지남에 따라 더 확대되는 경향을 보이고 있다. 즉 시간이 경과함에 따라 개인의 경제적 성취에서 환경의 중요성이 점점 커지고 있는데 이는 기회

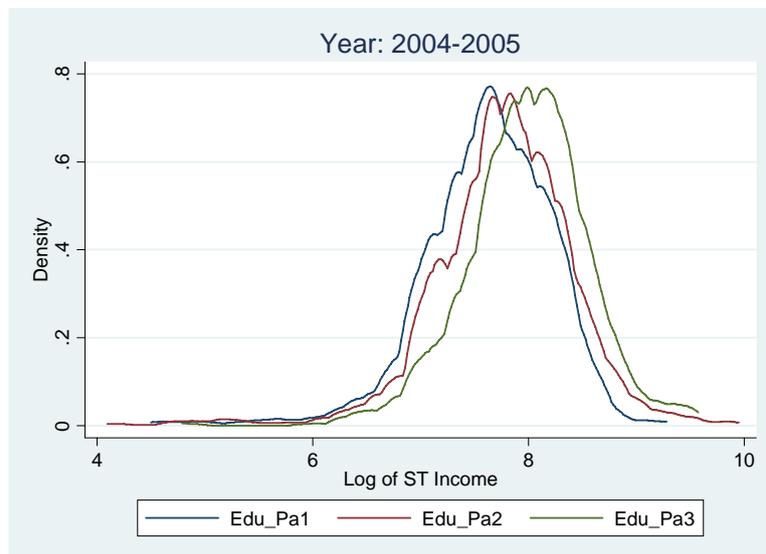
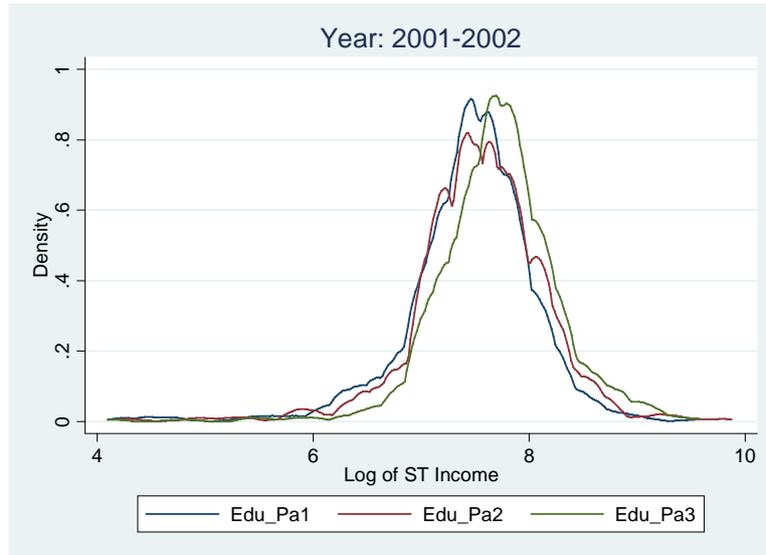
Ⅲ. 한국사회의 기회의 불평등에 관한 기초 분석 91

의 불평등으로 인한 영향이 확대되고 있음을 시사하고 있다.

[그림 III-1] 부모학력별 근로소득의 분포

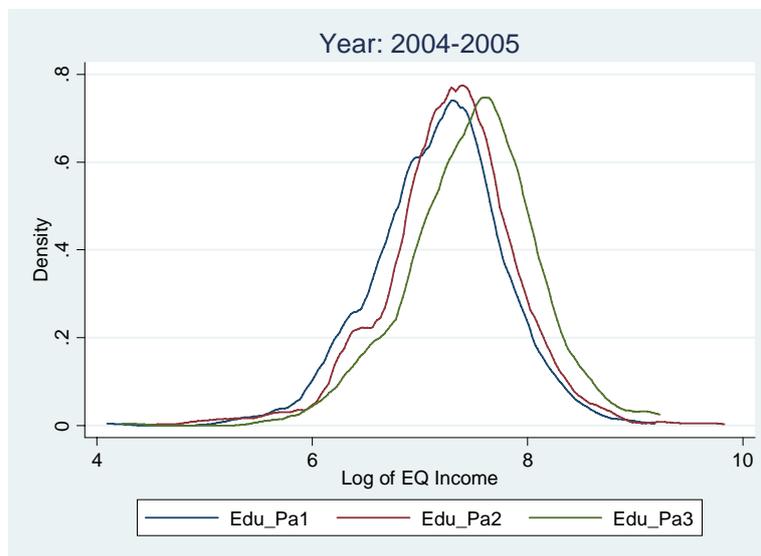
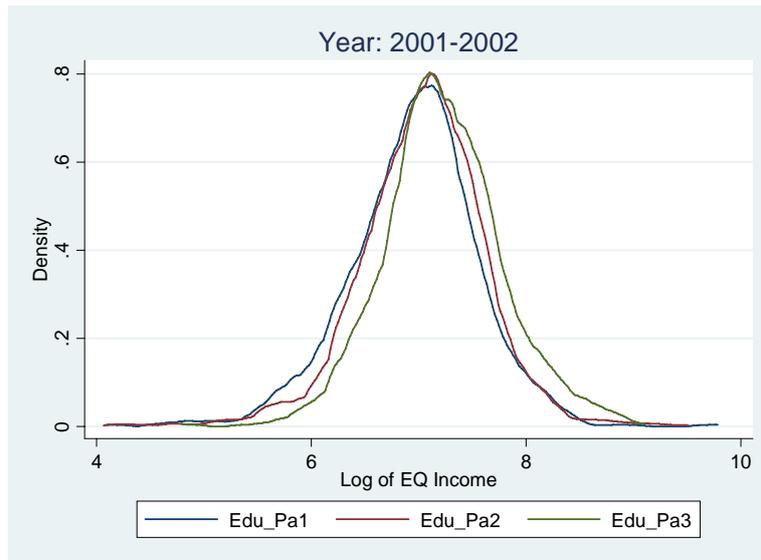


[그림 III-2] 부모학력별 표준소득의 분포

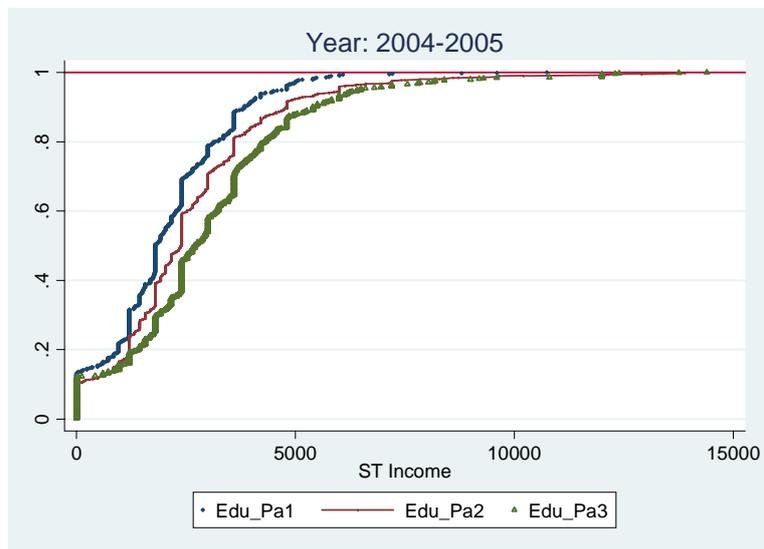
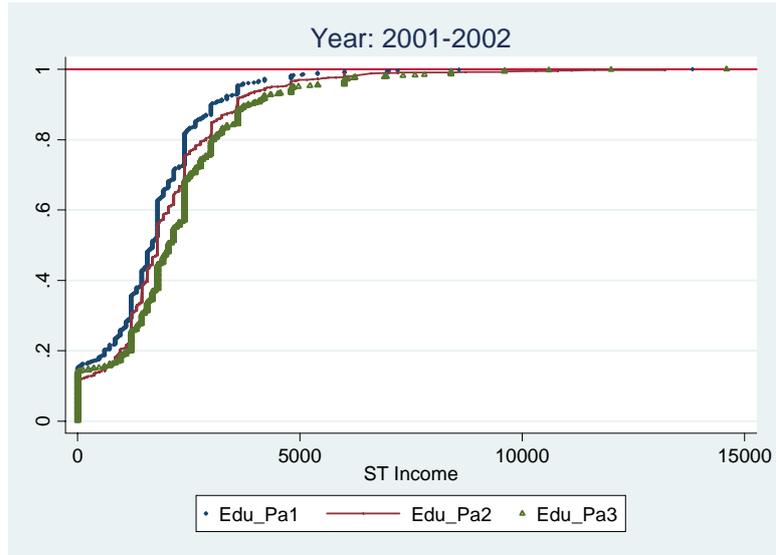


Ⅲ. 한국사회의 기회의 불평등에 관한 기초 분석 93

[그림 III-3] 부모학력별 동등화소득의 분포

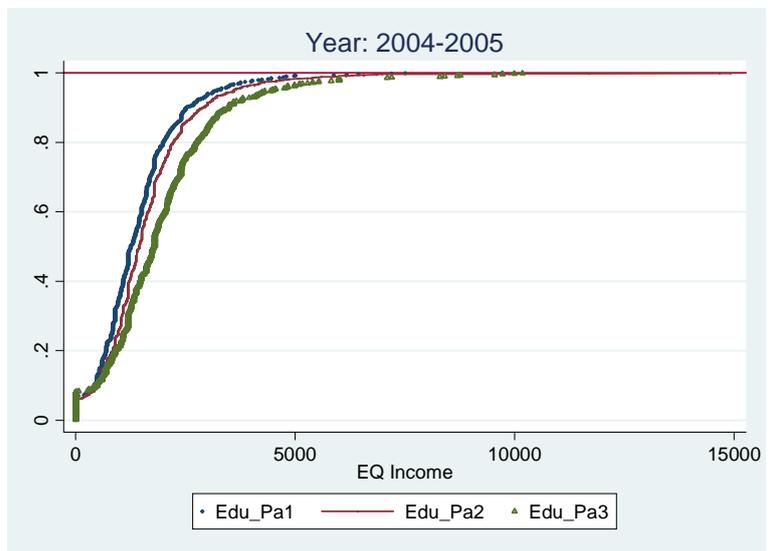
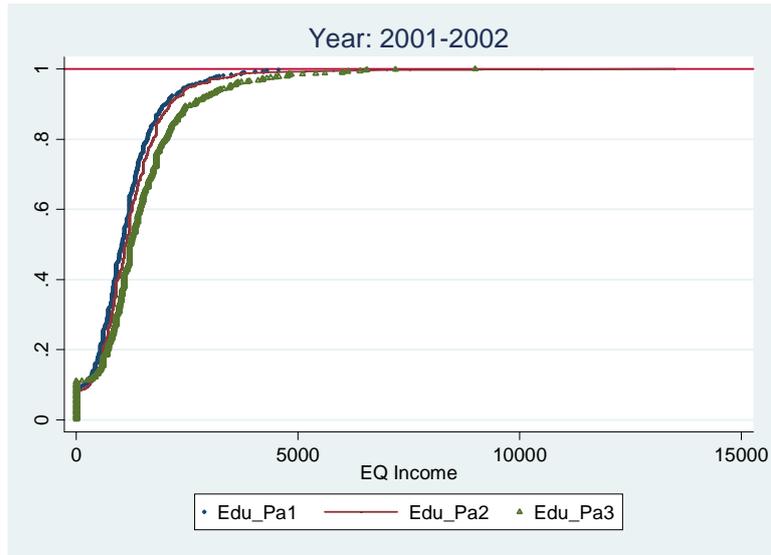


[그림 III-4] 부모학력별 표준소득의 누적 분포



III. 한국사회의 기회의 불평등에 관한 기초 분석 95

[그림 III-5] 부모학력별 동등화소득의 누적 분포



부모학력별 본인 소득의 격차를 좀 더 자세히 알아보기 위하여 우리는 다음의 식 (III-2)를 세 가지 소득개념에 대해 최소자승평균회귀법과 분위회귀법을 이용하여 추정하여 보았다. 아래의 식 (III-2)의 상수항은 Edu_Pa1 그룹의 소득평균을 나타내고 Edu_Pa2와 Edu_Pa3의 계수 추정치는 각각 Edu_Pa1 그룹과 Edu_Pa2 그룹 그리고 Edu_Pa1 그룹과 Edu_Pa3 그룹 간의 평균적인 소득격차를 의미한다.

$$\text{본인소득} = \text{상수} + b_2 * \text{Edu_Pa2} + b_3 * \text{Edu_Pa3} \quad \text{식 (III-2)}$$

최소자승 평균회귀법은 부모 학력의 차이가 본인의 소득에 미치는 영향을 단순히 각 그룹 간의 산술적 소득평균이 어떻게 변화하는가를 통해서만 확인하는 방법이다. 반면 분위회귀법은 각 그룹의 특정 소득분위에 초점을 두어 그룹 간 소득격차를 확인할 수 있기 때문에 비교 대상이 되는 소득계층을 달리함으로써 그룹 간 소득격차에 대한 전체적인 이해가 가능하다는 장점이 있다. 특히, 부모 학력의 영향이 어떤 소득계층에서 더 큰지를 평가할 수 있다.

나이를 제어하지 않았을 때의 최소자승 평균회귀법에 의한 추정 결과는 <표 III-7>~<표 III-9>에, 나이를 제어했을 때의 최소자승 평균회귀법에 의한 추정 결과는 <표 III-10>~<표 III-12>에 요약되어 있다.³²⁾

이 표들에 의하면 세 그룹 간의 상대적인 소득격차는 시간에 따라 더욱 확대됨을 알 수 있으며 이러한 격차는 평균적인 소득 증가율을 상회하고 있다. 또 나이를 제어했을 경우 나이에 대한 추

32) 일반적으로 소득을 설명하는 변수로 나이를 넣을때 나이에 대한 2차함수를 가정하고 추정하는 것이 일반적이다. 우리가 나이에 대한 2차함수를 가정하지 않은 이유는 우리의 자료가 35~55세의 남성가구주로 되어 있어 소득이 나이에 대한 역 U자형의 모습을 통계적으로 유의하게 보이지 않기 때문이다.

Ⅲ. 한국사회의 기회의 불평등에 관한 기초 분석 97

정치는 (2004/2005의 표준소득에 대한 경우만 제외하면) 일반적으로 양의 부호를 갖고 유형간 소득격차를 확대시킴을 알 수 있다. 다시 말해 <표 Ⅲ-6>과 [그림 Ⅲ-1]~[그림 Ⅲ-5]에 표시된 유형간의 단순한 소득격차는 실제의 소득격차를 과소추정하고 있다는 것이다.

<표 Ⅲ-7> 부모학력 대 근로소득: OLS 회귀분석

근로소득	2001/2002	2002/2003	2003/2004	2004/2005
상수항	1609.333*** (30.75)	1731.889*** (30.05)	1796.381*** (28.44)	1947.064*** (29.38)
Edu_Pa2	317.329*** (5.01)	370.025*** (5.31)	502.532*** (6.58)	544.129*** (6.79)
Edu_Pa3	552.361*** (7.30)	601.955*** (7.23)	758.668*** (8.31)	961.864*** (10.04)
관측수	3080	3080	3080	3080

주: ***, **는 각각 99%, 95% 유의수준을 나타냄. () 안은 t-값

<표 Ⅲ-8> 부모학력 대 표준소득: OLS 회귀분석

표준소득	2001/2002	2002/2003	2003/2004	2004/2005
상수항	1662.431*** (29.22)	1820.146*** (28.31)	1860.223*** (27.11)	2002.698*** (28.13)
Edu_Pa2	322.032*** (4.68)	367.159*** (4.72)	521.072*** (6.28)	571.093*** (6.63)
Edu_Pa3	553.089*** (6.73)	590.367*** (6.35)	782.206*** (7.89)	996.806*** (9.69)
관측수	3080	3080	3080	3080

주: ***, **는 각각 99%, 95% 유의수준을 나타냄. () 안은 t-값

<표 III-9> 부모학력 대 동등화소득: OLS 회귀분석

동등화소득	2001/2002	2002/2003	2003/2004	2004/2005
상수항	1120.097*** (30.91)	1233.916*** (28.84)	1279.929*** (28.60)	1402.661*** (28.93)
Edu_Pa2	109.292** (2.49)	148.291*** (2.86)	233.702*** (4.32)	238.730*** (4.07)
Edu_Pa3	318.340*** (6.08)	333.960*** (5.40)	448.655*** (6.94)	581.581*** (8.30)
관측수	3080	3080	3080	3080

주: ***, **는 각각 99%, 95% 유의수준을 나타냄. () 안은 t-값

<표 III-10> 부모학력 대 근로소득(나이 제어): OLS 회귀분석

근로소득	2001/2002	2002/2003	2003/2004	2004/2005
상수항	868.005*** (3.87)	1184.511*** (4.79)	1748.714*** (6.44)	2558.340*** (8.99)
Edu_Pa2	361.150*** (5.60)	402.381*** (5.66)	505.350*** (6.48)	507.996*** (6.21)
Edu_Pa3	617.824*** (7.93)	650.291*** (7.57)	762.877*** (8.09)	907.886*** (9.19)
나이	15.612*** (3.40)	11.528** (2.28)	1.004 (0.18)	-12.873** (2.21)
관측수	3080	3080	3080	3080

주: ***, **는 각각 99%, 95% 유의수준을 나타냄. () 안은 t-값

<표 III-11> 부모학력 대 표준소득(나이 제어): OLS 회귀분석

표준소득	2001/2002	2002/2003	2003/2004	2004/2005
상수항	737.703*** (3.03)**	1010.275*** (3.66)**	1692.890*** (5.74)**	2516.368*** (8.23)**
Edu_Pa2	376.693*** (5.37)**	415.031*** (5.23)**	530.963*** (6.27)**	540.730*** (6.15)**
Edu_Pa3	634.747*** (7.50)**	661.882*** (6.91)**	796.982*** (7.79)**	951.447*** (8.96)**
나이	19.474*** (3.90)**	17.056*** (3.02)**	3.524 (0.58)	-10.818 (1.73)

주: ***, **는 각각 99%, 95% 유의수준을 나타냄. () 안은 t-값

Ⅲ. 한국사회의 기회의 불평등에 관한 기초 분석 99

<표 III-12> 부모학력 대 동등화소득(나이 제어): OLS 회귀분석

동등화소득	2001/2002	2002/2003	2003/2004	2004/2005
상수항	115.383 (0.75)	168.354 (0.92)	596.480*** (3.11)	1031.729*** (4.96)
Edu_Pa2	168.682*** (3.80)	211.278*** (4.02)	274.101*** (4.97)	260.656*** (4.36)
Edu_Pa3	407.061*** (7.58)	428.054*** (6.74)	509.006*** (7.64)	614.336*** (8.50)
나이	21.159*** (6.68)	22.440*** (5.99)	14.393*** (3.66)	7.812 (1.83)
관측수	3080	3080	3080	3080

주: ***, **는 각각 99%, 95% 유의수준을 나타냄. () 안은 t-값

앞에서는 최소자승 평균회귀법에 의한 결과들을 살펴보았는데 이번에는 분위회귀법을 이용한 추정결과를 살펴보자. 분위회귀법을 이용한 추정결과는 나이를 제어하지 않았을 때의 결과가 <표 III-13>~<표 III-15>에, 나이를 제어했을 때의 결과가 <표 III-16>~<표 III-18>에 요약되어 있다. 최소자승 평균회귀법을 이용했을 때와 마찬가지로 분위회귀법을 이용한 추정결과에서도 시간이 지날수록 부모 학력의 차이에 따른 본인소득의 격차가 확대되고 있음을 알 수 있다. 그러나 분위회귀법에 의한 계산은 최소자승 평균회귀법으로는 파악할 수 없었던 몇 가지 새로운 사실들을 보여주고 있다.

우선 분위회귀법을 사용하여 세 가지 소득에 대해 추정한 결과에 따르면 전체적으로 부모 학력의 상승에 따른 본인소득의 증가 규모는 최소자승 평균회귀법에 의한 결과에 비해 50분위 회귀방정식의 경우에 더 작게 나타나고 있다. 이는 부모 학력이 상대적으로 높은 그룹의 경우 고소득자가 더 많아 산술평균한 소득의 그룹

간 차이가 각 그룹의 중위소득자가 보이는 실제 소득수준 차이보다 더 커졌음을 의미한다.

또한 부모 학력의 차이에 따른 본인소득의 차이는 상대적으로 높은 소득계층에서 절대적으로나 상대적으로 더 크게 나타나고 있다. 모든 기간에서 Edu_Pa2나 Edu_Pa3의 25분위 추정계수가 50분위 추정계수보다 작게 나타났다. 그리고 세 종류의 소득에 있어서 Edu_Pa2와 Edu_Pa3의 75분위 추정계수가 가장 크다.

이 절의 분석을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 외국의 경우와 유사하게 우리나라에서도 부모의 학력이라는 환경변수가 개인의 경제적 성취를 결정하는 데 매우 중요한 요인이라는 점이다. 고학력자의 부모를 둔 사람일수록 본인의 학력도 높고 또 소득도 높다. 그리고 이러한 경향은 고소득자일수록 그 영향이 더욱 크다는 사실이다.

둘째, 환경변수의 영향력이 시간이 지남에 따라 증대하고 있다. 이러한 사실은 매우 중요한 시사점을 갖는다. 한국인의 높은 교육열은 그간의 높은 고도성장의 동력이었을 뿐 아니라 사회계급 간 사회 이동성(social mobility)을 원활히 하고 사회적 갈등을 최소화하면서 성장동력을 확보하는 긍정적 측면을 많이 가지고 있다. 이에 반해 최근의 기회 불평등의 심화는 이러한 과거의 패턴과 다른 형태의 소득동학(income dynamic)이 앞으로 우리나라 사회에서 발생할 수 있다는 가능성을 보이고 있는 것으로 보인다.

III. 한국사회의 기회의 불평등에 관한 기초 분석 101

<표 III-13> 부모학력 대 근로소득: 분위 회귀분석

근로 소득	2001/2002			2002/2003			2003/2004			2004/2005		
	25%	50%	75%	25%	50%	75%	25%	50%	75%	25%	50%	75%
상수항	960*** (37.7)	1644*** (34.7)	2400*** (77.8)	960*** (31.8)	1800 (63.7)	2400*** (100)	960*** (31.9)	1800*** (158)	2400*** (24.9)	1200*** (23.9)	1800*** (106)	2880*** (18.9)
Edu_Pa2	240*** (7.7)	156*** (2.70)	0 (-0.0)	240*** (6.5)	0 (-0.0)	564*** (18.6)	240*** (6.6)	312*** (21.8)	600*** (19.4)	108 (1.72)	576*** (26.9)	504*** (2.65)
Edu_Pa3	240*** (6.6)	396*** (5.68)	360*** (7.2)	240*** (5.5)	540 (12.6)	600*** (16.5)	480*** (10.7)	600*** (35.9)	1200*** (33.9)	564*** (7.5)	840*** (32.7)	960*** (4.2)
관측수	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080

주: ***, **는 각각 99%, 95% 유의수준을 나타냄. () 안은 t-값

<표 III-14> 부모학력 대 표준소득: 분위 회귀분석

표준 소득	2001/2002			2002/2003			2003/2004			2004/2005		
	25%	50%	75%	25%	50%	75%	25%	50%	75%	25%	50%	75%
상수항	960*** (51.8)	1680*** (114)	2400*** (218)	960*** (24.1)	1800*** (31.4)	2400*** (127)	960*** (24.3)	1800*** (190)	2520*** (70.8)	1200*** (23.6)	1800*** (190)	2916*** (113)
Edu_Pa2	240*** (10.6)	120*** (6.7)	0 (-0.0)	240*** (4.9)	120 (1.6)	600*** (25.8)	240*** (4.9)	360*** (30.3)	495*** (11.2)	120 (1.89)	600*** (51.3)	564*** (4.0)
Edu_Pa3	240*** (9.1)	360*** (16.6)	480*** (27.6)	240*** (4.1)	600*** (7.1)	720*** (25.3)	540*** (9.0)	600*** (43.0)	1080*** (21.1)	576*** (7.5)	912*** (63.5)	1044*** (6.2)
관측수	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080

주: ***, **는 각각 99%, 95% 유의수준을 나타냄. () 안은 t-값

<표 III-15> 부모학력 대 동등화 소득: 분위 회귀분석

동등화 소득	2001/2002			2002/2003			2003/2004			2004/2005		
	25%	50%	75%	25%	50%	75%	25%	50%	75%	25%	50%	75%
상수항	600*** (24.9)	1029*** (31.5)	1443*** (33.0)	690*** (19.6)	1114*** (67.3)	1620*** (42.6)	693*** (17.4)	1200*** (32.6)	1771*** (39.2)	831*** (19.0)	1256*** (30.2)	1800*** (35.5)
Edu_Pa2	120*** (3.9)	74 (1.8)	118** (2.2)	60 (1.4)	86*** (4.3)	180*** (3.9)	147*** (2.9)	120*** (2.6)	100 (1.6)	129** (2.3)	184*** (3.6)	240*** (3.8)
Edu_Pa3	240*** (6.6)	201*** (4.2)	358*** (5.6)	159*** (3.1)	272*** (11.1)	430*** (7.6)	207*** (3.5)	312*** (5.7)	423*** (5.8)	249*** (3.9)	534*** (8.6)	690*** (9.1)
관측수	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080

주: ***, **는 각각 99%, 95% 유의수준을 나타냄. () 안은 t-값

<표 III-16> 부모학력 대 근로소득(나이 제어): 분위 회귀분석

근로 소득	2001/2002			2002/2003			2003/2004			2004/2005		
	25%	50%	75%	25%	50%	75%	25%	50%	75%	25%	50%	75%
상수항	1757*** (8.85)	1644*** (7.96)	1459*** (6.97)	1800*** (7.02)	2112*** (17.2)	1344*** (4.85)	2606*** (9.88)	2826*** (12.4)	2400*** (.)	3276*** (12.7)	3454*** (13.1)	2328*** (4.59)
Edu_Pa2	163*** (2.94)	156*** (2.64)	203*** (3.41)	171*** (2.34)	96*** (2.75)	456*** (5.85)	189** (2.48)	186*** (2.87)	600*** (.)	175** (2.36)	290*** (3.87)	588*** (4.11)
Edu_Pa3	231*** (3.49)	396*** (5.49)	600*** (8.26)	206*** (2.34)	568*** (13.4)	744*** (7.76)	360*** (3.93)	500*** (6.37)	1200 (.)	323*** (3.63)	626*** (6.90)	1044 (5.98)
나이	-17*** (-4.12)	0 (0.0)	19*** (4.28)	-17*** (-3.18)	-8*** (-3.15)	24*** (4.24)	-34*** (-6.16)	-22 (-4.61)	0 (0.0)	-46 (-8.51)	-34*** (-6.14)	12*** (4.59)
관측수	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080

주 : ***, **는 각각 99%, 95% 유의수준을 나타냄. () 안은 t-값

<표 III-17> 부모학력 대 표준소득(나이 제어): 분위 회귀분석

표준 소득	2001/2002			2002/2003			2003/2004			2004/2005		
	25%	50%	75%	25%	50%	75%	25%	50%	75%	25%	50%	75%
상수항	1639*** (8.83)	1680*** (78.1)	1400*** (5.97)	1817** (7.52)	2058*** (15.6)	1253*** (4.43)	2619*** (10.2)	2623*** (11.6)	2146*** (9.75)	3171*** (13.2)	3450*** (17.4)	2364*** (5.67)
Edu_Pa2	157*** (3.02)	120*** (19.6)	260*** (3.88)	171** (2.48)	78** (2.08)	467*** (5.84)	138* (1.87)	240*** (3.74)	587*** (9.39)	146** (2.11)	285*** (5.08)	576*** (4.88)
Edu_Pa3	226*** (3.62)	360*** (48.1)	600*** (7.32)	210** (2.52)	552*** (12.2)	787*** (8.04)	306*** (3.46)	549*** (7.05)	1130*** (14.8)	343*** (4.13)	699*** (10.3)	1058*** (7.31)
나이	-14 (-3.56)	0 (0.0)	20*** (4.14)	-17 (-3.38)	-6** (-2.20)	27*** (4.61)	-33*** (-6.16)	-17*** (-3.65)	7 (1.59)	-43*** (-8.51)	-33*** (-8.05)	12 (1.40)
관측수	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080

주 : ***, **는 각각 99%, 95% 유의수준을 나타냄. () 안은 t-값

<표 III-18> 부모학력 대 동등화소득(나이 제어): 분위 회귀분석

동등화 소득	2001/2002			2002/2003			2003/2004			2004/2005		
	25%	50%	75%	25%	50%	75%	25%	50%	75%	25%	50%	75%
상수항	600*** (5.48)	523*** (4.41)	434** (2.59)	716*** (4.56)	664*** (5.58)	720*** (3.89)	1201*** (6.03)	925*** (6.44)	1060*** (5.02)	1424*** (10.6)	1435*** (8.37)	1489*** (6.92)
Edu_Pa2	120*** (3.90)	110*** (3.27)	167*** (3.53)	57 (1.26)	121*** (3.58)	160*** (3.05)	102* (1.78)	145*** (3.55)	218*** (3.68)	146*** (3.75)	159*** (3.26)	227*** (3.81)
Edu_Pa3	240*** (6.45)	256*** (6.29)	426*** (7.39)	154*** (2.86)	310*** (7.59)	420*** (6.55)	197*** (2.85)	368*** (7.45)	577*** (7.99)	270*** (5.75)	493*** (8.35)	688*** (9.44)
나이	0 (0.0)	11*** (4.39)	22*** (6.28)	-0.6 (-0.17)	10*** (4.01)	20*** (5.21)	-11*** (-2.54)	6* (1.83)	14*** (3.23)	-14*** (-4.89)	-3.5 (-1)	7 (1.57)
관측수	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080

주 : ***, **는 각각 99%, 95% 유의수준을 나타냄. () 안은 t-값

2. 부모 직업의 영향

제1절에서는 부모의 학력이 본인의 학력과 본인의 소득에 미치는 영향을 검토하였다. 본절에서는 부모세대의 직업에 개인의 학력과 개인의 소득이 어떻게 의존하는지를 검토한다.

본 연구의 기초가 된 Roemer et al.(2003)은 부모의 직업을 (i) 농어업 종사자, (ii)비숙련노동자, (iii)숙련노동자, (iv)전문가와 자영업자의 네 가지 그룹으로 구분하고 있는데 우리는 우리나라의 현실을 반영하여 다음과 같은 두 가지 수정을 하였다.

첫째, 우리나라에서 남성가구주가 압도적이라는 현실을 반영하여 아버지의 직업을 중심으로 분류하였다. 노동패널자료에서 부모의 직업은 14세 당시 부모의 직업에 대한 것이며 주로 응답자의 아버지의 직업을 기준으로 작성되었으며 그 당시 아버지가 부재한 경우에만 제한적으로 어머니의 직업으로 제공하고 있다.

둘째, Roemer et al.(2003)의 네 가지 분류를 (i)단순노무직, (ii)비숙련노동자, (iii)숙련노동자 및 전문가의 세 그룹으로 수정하여 분류하였다.

셋째, 농어업의 경우는 유형 (ii)로 분류하였다. 사실 농어업종사자는 단순한 농어업노동자나 빈농부터 부유한 지주나 선주까지를 포괄하고 있어 그 분류가 매우 애매모호하다. 우리의 결론은 농어업을 어떤 유형으로 분류하느냐에 따라 결과가 많이 달라지기 때문에 본절에서의 분석은 예비적인 분석으로만 그리고 앞절의 분석에 대한 보완작업으로서만 이해되어야 할 필요가 있다.

부모의 직업을 중심으로 자료를 정리하면 연도별 관측 수는 총 1,396개로 제1절의 관측치에 비해 약 140개 정도 줄어든다.

<표 III-19>는 본 연구에서 사용한 노동패널자료의 부모 직업별 대분류를 나타내고, 다음의 <표 III-20>은 이러한 직업대분류를 기준으로 하였을 때의 2005년 노동패널자료에 대한 기초통계

량을 나타낸다.

<표 III-19> 노동패널 부모 직업별 대분류

대분류(코드)	내용
10	입법공무원, 고위임직원 및 관리
100	전문가
200	기술공 및 준전문가
300	사무 종사자
400	서비스 종사자
500	판매 종사자
600	농업 및 어업숙련 종사자
700	기능원 및 관련 기능 종사자
800	장치, 기계조작 및 조립 종사자
900	단순노무 종사자
950	군인
995	무직

앞에서 언급한 것처럼 2005년 현재 35세에서 55세의 남성가구주는 1950년생부터 1970년생까지의 남성가구주를 포함한다. 따라서 그들이 14세 당시라면 1964년부터 1984년의 시기이다. <표 III-20>에 나타난 것처럼 당시의 산업구조를 반영하여 부모의 직업이 농어업(1차 산업)인 경우가 압도적으로 많음을 알 수 있다.

1964년부터 1984년 사이의 산업구조를 고려한 후 <표 III-19>에 근거하여 우리는 남성가구주의 아버지 직업을 다음과 같이 분류하였다.

(i) 먼저 남성가구주의 아버지 직업이 단순노무직(900)인 경우에 Occ_Pa1로 분류하였다.

III. 한국사회의 기회의 불평등에 관한 기초 분석 105

<표 III-20> 노동패널 부모 직업별 대분류에 따른 기초 통계량
(2006년 기준)

직업(대)	통계량	연령	아버지 학력	가구주 학력	근로소득	가구주 총 표준화소득	가구 동등화소득	샘플비율
10	관측수	12	12	12	12	12	12	0.85%
	평균	44.33333	4.666667	14.41667	3261	3267.667	2424.296	
	중위값	45.5	4.5	16	4038	4063	2310	
	최저	35	3	9	0.0001	0.0001	295.161	
	최대	52	6	16	4800	4800	4547.211	
100	관측수	39	39	39	39	39	39	2.77%
	평균	42.66667	5.358974	15.07692	2858.154	3067.385	2194.168	
	중위값	40	6	16	2952	3072	1800	
	최저	35	1	6	0.0001	0.0001	0.0001	
	최대	55	7	23	8040	8040	8300	
200	관측수	46	46	46	46	46	46	3.26%
	평균	42.73913	4.413043	14.34783	3260.348	3334.804	2101.242	
	중위값	42	4	14	3000	3000	1837.807	
	최저	35	2	9	0.0001	0.0001	0.0001	
	최대	54	7	23	8400	8400	5161.879	
300	관측수	99	99	99	99	99	99	7.03%
	평균	44.08081	3.808081	15.0202	3020.848	3334.084	2191.913	
	중위값	44	4	16	3000	3060	1849.83	
	최저	35	1	9	0.0001	0.0001	0.0001	
	최대	55	7	23	12000	21000	18600	
400	관측수	37	37	37	37	37	37	2.63%
	평균	44.97297	3.135135	13	3008.757	3014.838	1771.659	
	중위값	45	3	12	2400	2400	1620	
	최저	35	1	0	0.0001	0.0001	0.0001	
	최대	55	6	18	6600	6607	5593	

<표 III-20>의 계속

직업(대)	통계량	연령	아버지 학력	가구주 학력	근로소득	가구주 총 표준화소득	가구 동등화소득	샘플비율
500	관측수	138	138	138	138	138	138	9.79%
	평균	44.92754	2.768116	12.99275	2785.565	2855.835	1809.962	
	중위값	45	2	12	2400	2400	1566	
	최저	35	1	6	0.0001	0.0001	0.0001	
	최대	55	6	23	18000	20700	11700	
600	관측수	826	826	826	826	826	826	58.62%
	평균	45.87651	1.949153	11.60169	2344.969	2428.104	1651.092	
	중위값	46	2	12	2160	2215	1454.923	
	최저	35	1	0	0.0001	0.0001	0.0001	
	최대	55	7	18	12000	13900	25200	
700	관측수	85	85	85	85	85	85	6.03%
	평균	43.6	2.564706	12.90588	2537.224	2581.959	1591.71	
	중위값	43	2	12	2400	2400	1385.641	
	최저	35	1	6	0.0001	0.0001	0.0001	
	최대	55	6	23	11400	12900	5926	
800	관측수	40	40	40	40	40	40	2.84%
	평균	43.275	3.025	13.475	2898.6	3001.029	1900.829	
	중위값	43	3	13	2328	2388	1470	
	최저	35	1	6	0.0001	0.0001	0.0001	
	최대	54	4	23	12000	12000	9545.941	
900	관측수	74	74	74	74	74	74	5.25%
	평균	43.44595	2.256757	12.45946	2207.027	2235.378	1489.165	
	중위값	43	2	12	2040	2040	1320	
	최저	35	1	6	0.0001	0.0001	0.0001	
	최대	55	6	18	6000	6250	5010	
950	관측수	13	13	13	13	13	13	0.92%
	평균	44.30769	3.769231	16.61538	4093.846	4196.154	2672.541	
	중위값	45	4	16	3600	3600	2286.307	
	최저	36	1	12	0.0001	0.0001	1341.641	
	최대	52	6	23	10800	10800	4829.907	

III. 한국사회의 기회의 불평등에 관한 기초 분석 107

(ii) 다음으로 남성가구주의 아버지 직업이 서비스 종사자(400), 판매 종사자(500), 농어업 종사자(600), 기능원 및 관련 기능 종사자(700)인 경우 비숙련노동자로 간주하여 Occ_Pa2로 구분하였다.

(iii) 마지막으로 남성가구주 아버지의 직업이 입법공무원, 고위 임직원 및 관리자(10), 전문가(100), 기술공 및 준전문가(200), 사무종사자(300), 장치, 기계조작 및 조립 종사자(800)인 경우 Occ_Pa3로 분류하였다. 군인과 무직은 제외하였다.

제1절에서와 마찬가지로 우리는 종종 Occ_Pa1 등을 더미변수에 대한 변수이름으로도 사용할 것인바, 그 경우에는 주어진 가구주가 해당 그룹에 속하는 경우에만 1의 값을 갖고, 이외의 경우에는 0인 변수를 의미하는 것으로 정의한다.

가. 부모 직업과 본인 학력의 관계

<표 III-21>은 노동패널자료에 나타난 35세 이상 55세 이하 남성가구주의 본인 학력과 부모의 직업의 결합분포를 한 연도에 대해 요약한 것이다.

<표 III-21> 부모 직업 대 본인 학력

부모 직업 본인 학력	Occ_Pa1	Occ_Pa2	Occ_Pa3
무학	0	4	0
초졸	3	89	3
중졸	14	187	6
고졸	33	521	71
전문대졸	5	79	30
대졸	15	172	100
석사졸	4	31	19
박사졸	0	3	7
합계	74	1,086	236

가구주 부모의 직업 분포를 보면, Occ_Pa2가 총 관측치 1,396개의 77.8%를 차지하여 가장 높은 비중을 보이고 있는데 이는 농업이 이 유형에 포함되기 때문이다. 반면 Occ_Pa3과 Occ_Pa1는 그 비율이 각각 5.3%와 16.9%를 차지하고 있다.

<표 III-21>로부터 부모의 직업이 주어진 경우의 본인 학력의 조건부 분포를 계산하면 다음 <표 III-22>와 같다.

<표 III-22> 부모 직업이 주어진 경우 본인 학력의 조건부 분포

부모 직업 \ 본인 학력	Occ_Pa1	Occ_Pa2	Occ_Pa3
중졸이하(0-9)	0.230	0.254	0.038
고졸이하(10-12)	0.446	0.480	0.301
전문대졸 이상(13-)	0.324	0.262	0.661

이 표에 따르면 부모의 직업이 사회적으로 숙련직 혹은 전문직일수록 본인 역시 고학력자일 확률이 증가함을 알 수 있다. 예를 들어, 부모의 직업이 단순노무직(Occ_Pa1)일 때 본인 학력이 전문대졸 이상일 가능성은 32.4%였으나 부모의 직업이 숙련 및 전문직(Occ_Pa3)이라면 그 가능성은 2배 이상에 해당하는 66.1%로 커짐을 알 수 있다. 반면, 부모의 직업이 숙련 및 전문직(Occ_Pa3)일 때 3.8%에 불과한 중졸 이하의 자녀비중은 부모의 직업이 단순노무직(Occ_Pa1)이나 비숙련직(Occ_Pa2)일 경우 23%와 25.4%로 크게 증가함을 알 수 있다.

그러나 본인의 학력 차이가 세 유형 간에 확연하게 구분되는 것은 아니다. 예컨대 Occ_Pa1과 Occ_Pa2, 그리고 Occ_Pa2와 Occ_Pa3 사이에는 학력에 있어서의 차이가 분명하게 구분되는 것은 아니다.

III. 한국사회의 기회의 불평등에 관한 기초 분석 109

부모의 직업과 본인의 학령과의 관계를 좀더 자세히 알아보기 위하여 우리는 아래의 식 (III-3)을 최소자승 평균회귀법을 이용하여 추정하였다.

$$\text{본인 학령} = \text{상수} + b_2 * \text{Occ_Pa2} + b_3 * \text{Occ_Pa3} \quad \text{식 (III-3)}$$

식 (III-3)을 최소자승 평균회귀법으로 추정한 결과가 <표 III-23>에 요약되어 있다. 표에서 보면 부모의 교육수준을 환경변수로 설정하였을 때에 비하여 본인의 학령 차이가 유형별로 약간 작게 나오고 있다. 특히 Occ_Pa1과 Occ_Pa2 사이의 본인의 학령차이에 대한 부호는 음으로 나오고 있다.

<표 III-23> 부모 직업 대 본인 학령: OLS 회귀분석

본인 학령	계수추정치	
상수항	13.326*** (65.72)	20.017*** (33.73)
Occ_Pa2	-1.397*** (-6.29)	-1.212*** (-5.69)
Occ_Pa3	1.280*** (4.55)	1.151*** (4.27)
나 이		-0.151*** (-11.93)
관측수	1396	

주: ***는 99% 유의수준을 나타냄. () 안은 t-값

나. 부모 직업과 본인 소득의 관계

이번에는 부모의 직업과 본인소득의 관계를 살펴보자.

먼저 <표 III-24>는 부모의 직업자료에 기초한 기초통계량을 요약하고 있다.

<표 III-24> 부모의 직업자료에 의한 기초통계량

노동패널	연도	2001/2002	2002/2003	2003/2004	2004/2005
가구주의 근로소득	관측수	2792	2792	2792	2792
	중위값	1800	1800	2040	2328
	평균	1881	2042	2212	2422
	지니계수	0.3869	0.4003	0.4049	0.3925
	양극화지수	0.2842	0.3344	0.3295	0.3069
가구주의 총 표준소득	관측수	2792	2792	2792	2792
	중위값	1800	1860	2100	2364
	평균	1937	2125	2286	2498
	지니계수	0.3921	0.4087	0.4098	0.3948
	양극화지수	0.2857	0.3319	0.3252	0.3038
가구 동등화 소득	관측수	2792	2792	2792	2792
	중위값	1103	1200	1289	1441
	평균	1235	1368	1482	1639
	지니계수	0.3735	0.3940	0.3891	0.3708
	양극화지수	0.2830	0.3061	0.3114	0.2914

- 주: 1. 소득은 만원단위이며 연소득
2. 양극화지수는 Wolfson (1994)의 양극화 지수.

부모의 학력자료와 부모의 직업자료 관측 수에 약간의 차이가 나기 때문에 기초통계량들의 값들도 부모의 학력자료에 의한 기초통계량을 요약한 <표 III-6>와 약간의 차이는 나지만 전반적인 패턴은 동일함을 쉽게 확인할 수 있다. 예컨대 소득 불평도의 지수나 양극화지수는 시간이 지남에 따라 증가하고 있다.

다음 <표 III-25>는 부모의 직업에 따른 유형별 소득의 평균값들을 요약하고 있다. 부모의 학력을 중심으로 평균소득의 격차를 살펴보았던 <표 III-7>과 유사하게 부모의 직업을 환경변수로 설정하였을 때에도 유형 간 격차가 심함을 쉽게 알 수 있다. 본인의

학령에는 유형 간 차이가 확연하지 않지만 본인의 소득에는 유형 간 차이가 분명하게 나타나고 있는 것이다.

<표 III-25> 부모직업별 본인소득 평균

연도	부모 직업별 유형	가구주 총 표준 소득	표준소득으로 측정한 ρ	가구 동등화 소득	동등화소득으로 측정한 ρ	가구주 연령	가구주 학령
2001/ 2002	Occ_Pa1	1712	0.813	1142	0.851	43.5	12.5
	Occ_Pa2	1915	0.909	1218	0.908	45.5	11.9
	Occ_Pa3	2106	1	1341	1	43.5	14.6
2002/ 2003	Occ_Pa1	1904	0.804	1263	0.835	44.5	12.5
	Occ_Pa2	2087	0.881	1344	0.888	46.5	11.9
	Occ_Pa3	2369	1	1514	1	44.5	14.6
2003/ 2004	Occ_Pa1	1952	0.729	1311	0.762	45.5	12.5
	Occ_Pa2	2224	0.831	1441	0.837	47.5	11.9
	Occ_Pa3	2676	1	1721	1	45.5	14.6
2004/ 2005	Occ_Pa1	2086	0.693	1393	0.706	46.5	12.5
	Occ_Pa2	2415	0.802	1583	0.803	48.5	11.9
	Occ_Pa3	3010	1	1972	1	46.5	14.6

주: 소득은 만원단위이며 연소득.

여기서도 가구주 본인의 평균연령은 유형별로 유사함을 확인할 수 있다. 따라서 Occ_Pa3에 속하는 사람들의 소득이 Occ_Pa1이나 Occ_Pa2에 속하는 사람들보다 소득이 높은 것은 연령 차이에 따른 노동시장 경력의 차이 때문이 전혀 아니다. 다만 Occ_Pa2의 평균연령이 Occ_Pa1의 평균연령보다 2살이 높아 Occ_Pa2와 Occ_Pa1 사이의 소득 격차 중에는 노동시장 경력의 차이에 의한 격차가 약간 반영되었을 가능성을 배제할 수는 없지만 그 경우에

도 그 효과는 지극히 미미해 보인다.

부모의 직업에 따른 본인소득의 전체 분포를 알아보기 위하여 부모 학력별 본인소득의 확률밀도함수들과 누적분포함수들을 비모수적 방법을 사용하여 그려본 것이 [그림 III-6]~[그림 III-10]이다. 제1절에서와 마찬가지로 누적분포함수는 표준소득과 동등화소득에 대해서만 그렸다.

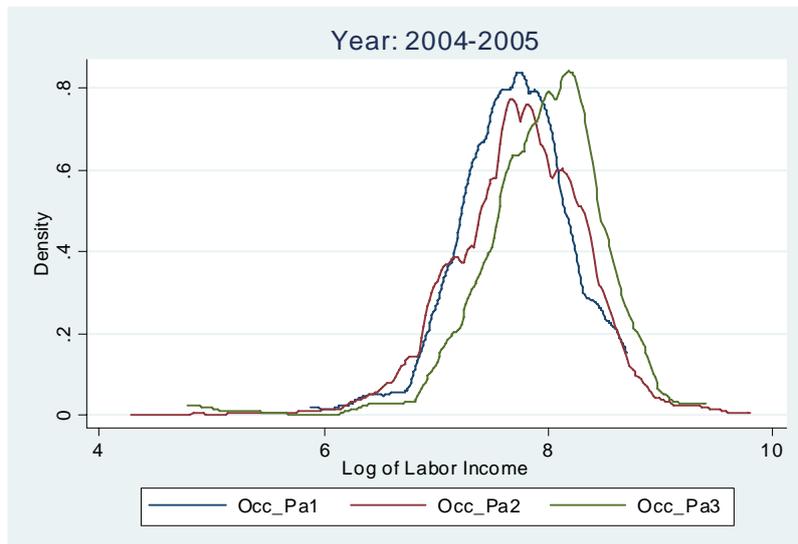
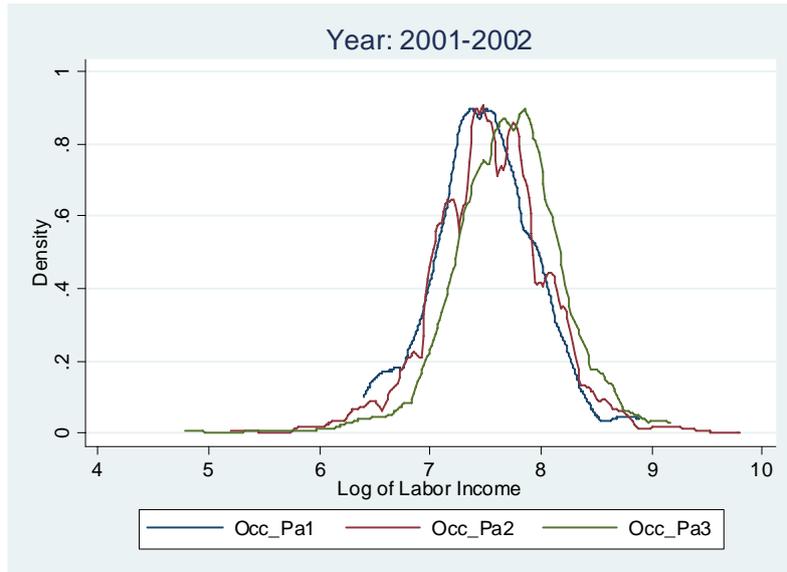
이 그림들을 살펴보면 부모 직업에 따라 구분한 세 유형 간의 분포함수들이 부모의 학력에 따른 분포함수들과 유사한 패턴을 보이고 있음을 알 수 있다.

첫째, 부모의 직업이 보다 숙련되고 전문적인 가구주 그룹이 더 높은 소득수준을 보이고 있다. 특히 Occ_Pa1에 속한 가구주들과 Occ_Pa3에 속한 사람들의 확률밀도함수는 분명한 차이를 보이고 있다.

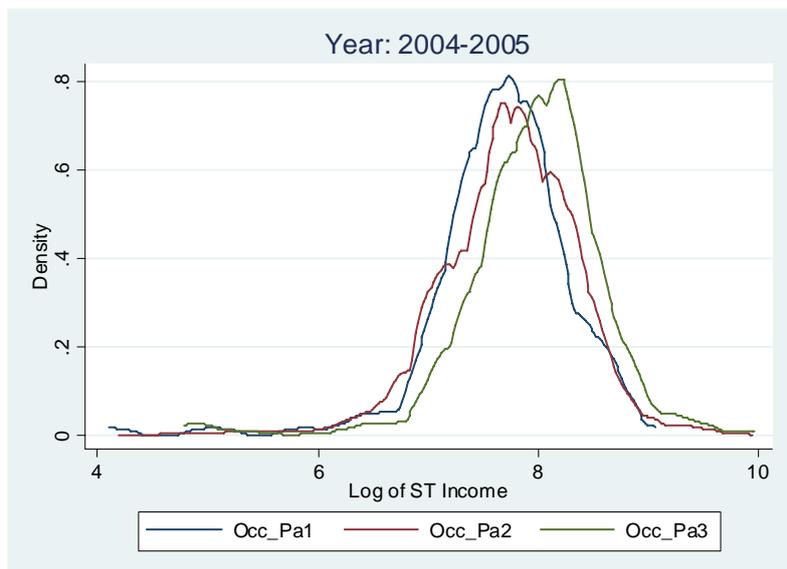
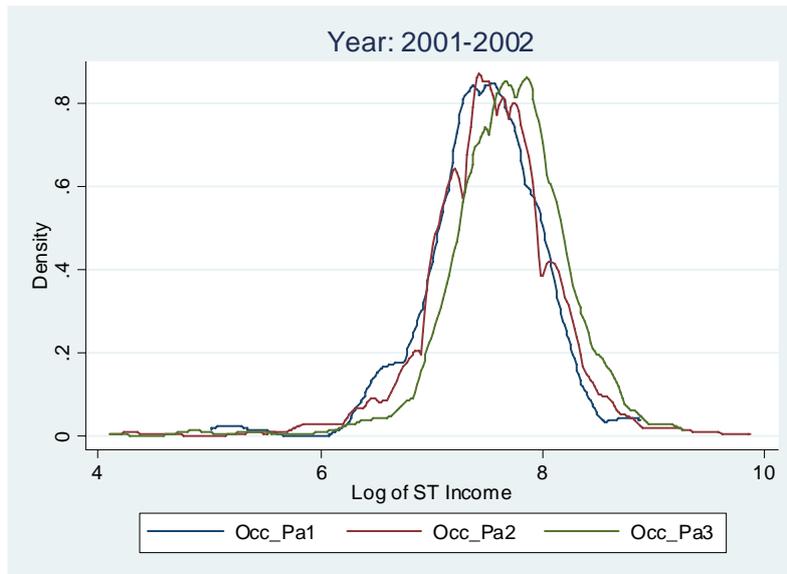
둘째, Occ_Pa2와 Occ_Pa3의 분포함수가 유형 Occ_Pa1의 분포함수를 1계적 의미에서 확률적으로 지배하고 있으며 Occ_Pa1과 Occ_Pa2 간의 소득 차이보다는 Occ_Pa2과 Occ_Pa3 간의 소득 차이가 더 크다. 우리는 누적분포함수들이 서로 통계적으로 유의미하게 다른지를 확인하기 위하여 콜모고로프와 스미르노프의 통계량(Kolmogorov-Smirnov statistic)을 이용하여 검정하여 보았다. 이에 의하면 Occ_Pa1과 Occ_Pa2 사이에는 2001/2002의 경우에는 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않지만 다른 모든 기간의 경우에는 99%의 유의수준으로 확인한 차이를 보이고 있다. 또 Occ_Pa2와 Occ_Pa3, 그리고 Occ_Pa1과 Occ_Pa3의 경우에는 전 기간에 걸쳐 통계적으로 유의미한 차이를 보이고 있다.

셋째, 세 그룹 간의 소득분포의 격차가 시간이 지남에 따라 더 확대되는 경향을 보이고 있다. 이 역시 앞에서 부모의 학력을 환경변수로 설정하였을 경우와 동일한 패턴이다.

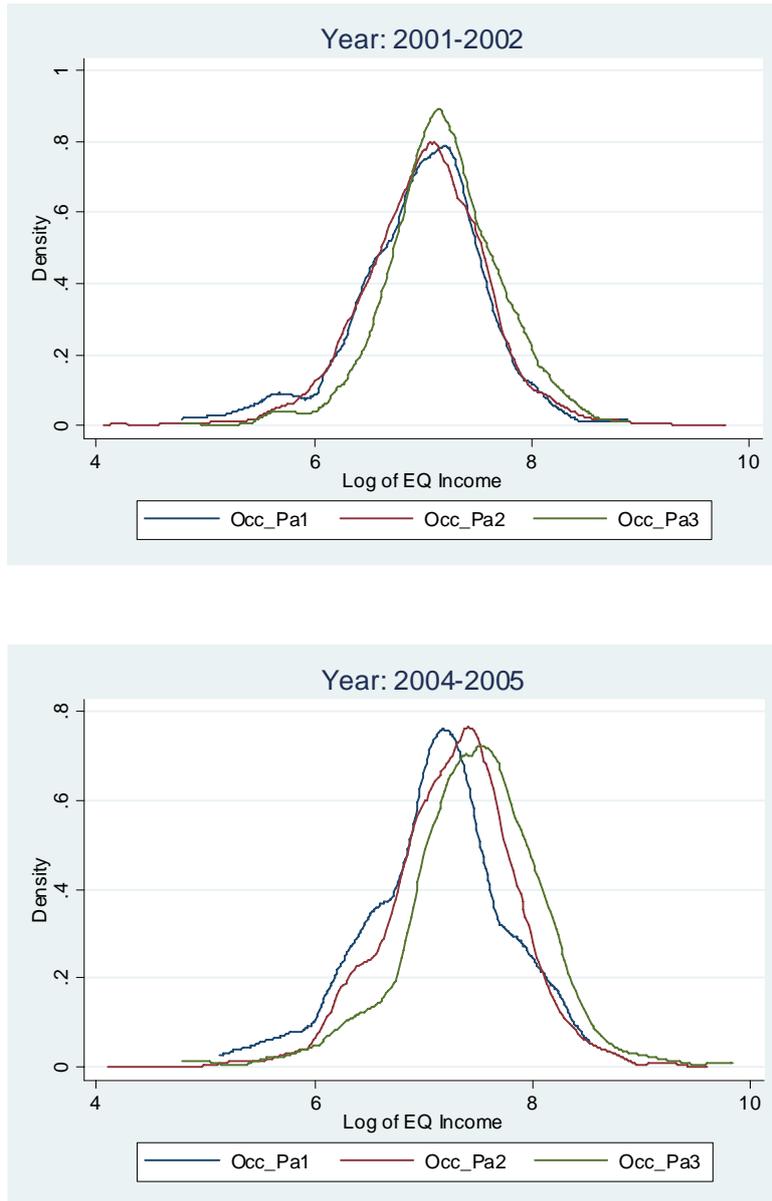
[그림 III-6] 부모직업별 근로소득의 분포



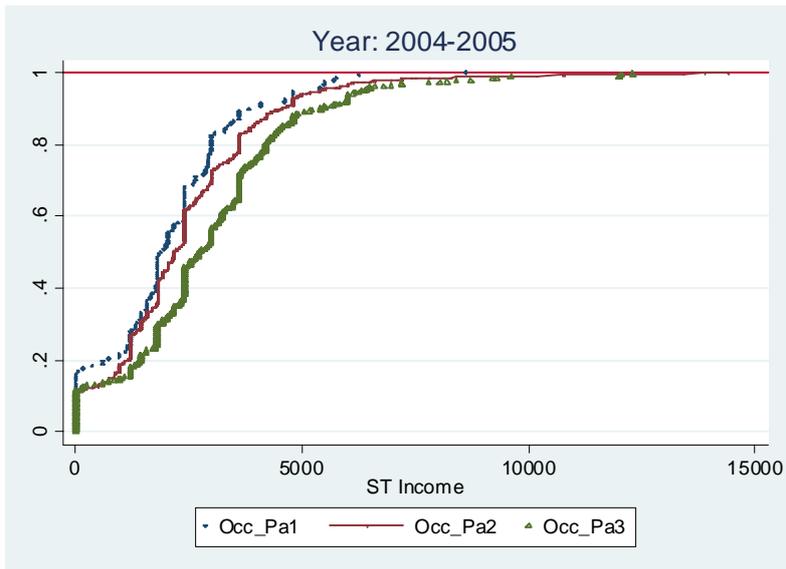
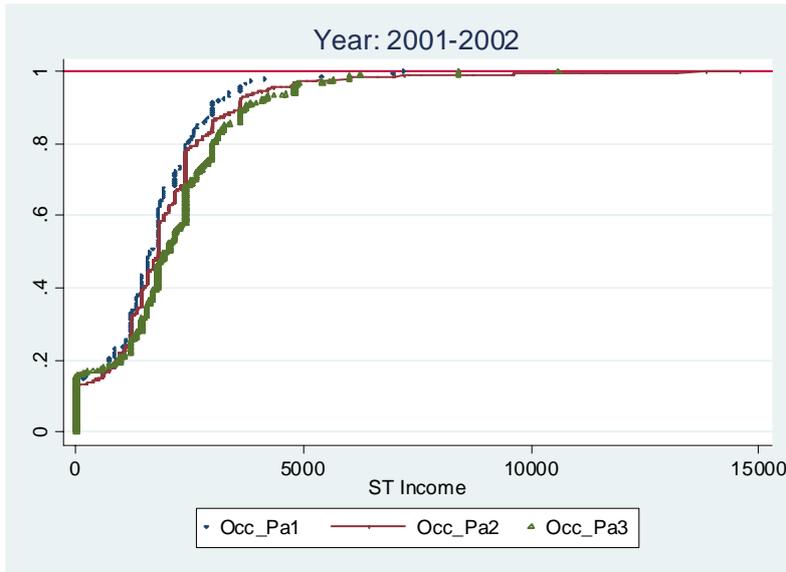
[그림 III-7] 부모직업별 표준소득의 분포



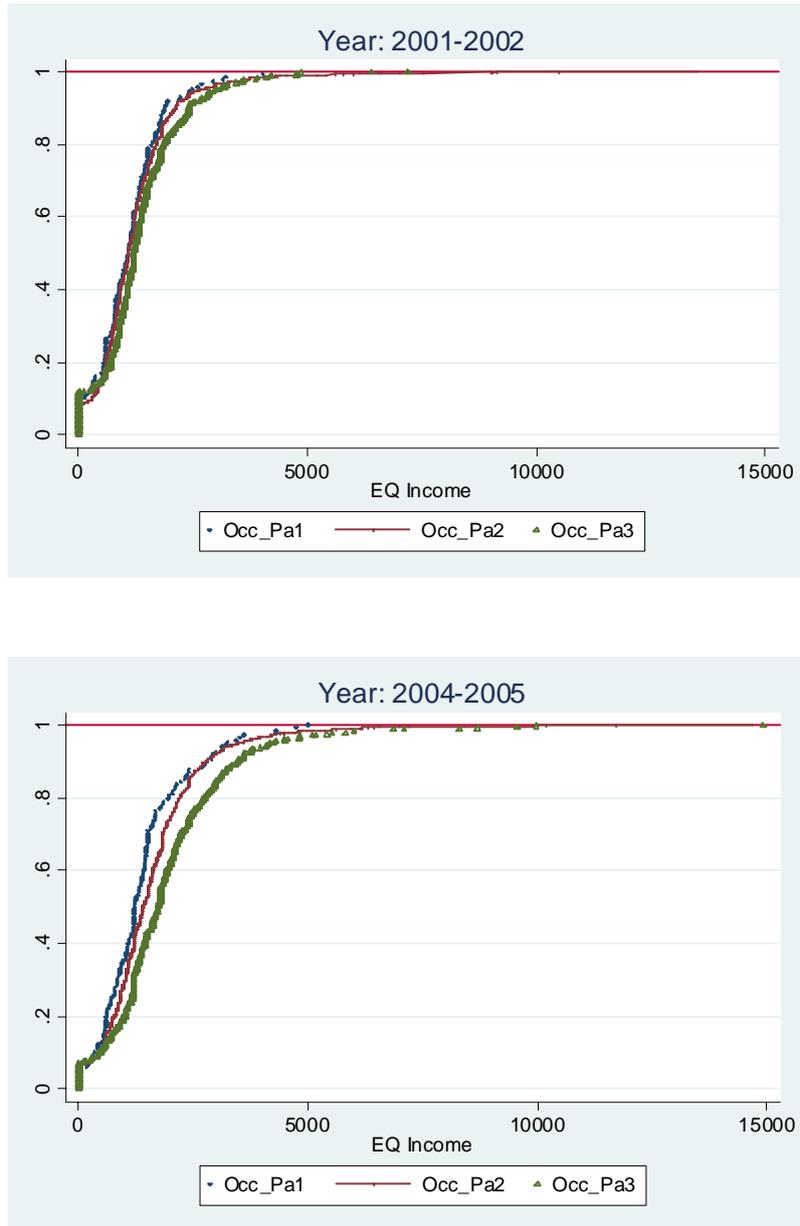
[그림 III-8] 부모직업별 동등화소득의 분포



[그림 III-9] 부모직업별 표준소득의 누적분포



[그림 III-10] 부모직업별 동등화소득의 누적분포



부모의 직업에 따른 본인 소득의 격차를 좀 더 자세히 알아보기 위하여 우리는 제1절에서처럼 근로소득, 총 표준소득, 가구동등화 소득을 대상으로 하여 다음의 식 (Ⅲ-4)를 최소자승 평균회귀법과 분위회귀법을 이용하여 추정하여 보았다.

$$\text{본인소득} = \text{상수} + b_2 * \text{Occ_Pa2} + b_3 * \text{Occ_Pa3} \quad \text{식 (Ⅲ-4)}$$

최소자승 평균회귀법을 이용한 추정결과는 <표 Ⅲ-26>~<표 Ⅲ-31>에, 분위회귀법을 이용한 추정결과는 <표 Ⅲ-32>~<표 Ⅲ-37>에 요약되어 있다.

이 표들에 따르면 제1절에서 살펴본 부모 학력별 세 가지 소득에 대한 분석 결과와 마찬가지로 동등화가구소득의 경우가 세 가지 그룹 간 소득격차가 가장 큰 것으로 나타났다.

또 나이의 영향을 고려하면 2001/2002와 2002/2003의 두 기간에는 환경의 영향이 약간 줄어들지만 2003/2004와 2004/2005의 두 기간에는 오히려 환경의 영향이 증가하고 있음을 확인할 수 있다. 결국 부모 학력의 경우와 유사하게, 부모의 직업이라는 유형별로 나타나는 소득의 차이가 나이의 차이에 따른 노동시장 경력의 차이 때문이 아니라는 것이다.

결론적으로 이상의 분석을 통해 우리가 알 수 있는 것은 부모 직업의 숙련도 및 전문성에 따라서도 본인소득에 큰 차이를 보이고 있다는 것이다. 즉 부모의 학력뿐 아니라 부모의 직업 역시 개인의 경제적 지위를 결정하는 데 매우 중요한 환경변수임을 시사하는 것이다.

<표 III-26> 부모직업 대 근로소득: OLS 회귀분석

근로 소득	2001/2002	2002/2003	2003/2004	2004/2005
상수항	1686.89*** (14.18)	1825.46*** (13.94)	1837.70*** (12.78)	2023.62*** (13.38)
Occ_Pa2	164.83 (1.34)	180.86 (1.34)	329.95** (2.22)	334.08** (2.14)
Occ_Pa3	399.61*** (3.07)	447.20*** (3.12)	660.14*** (4.20)	780.32*** (4.72)
관측수	2792	2792	2792	2792

주: ***, **는 각각 99%, 95% 유의수준을 나타냄. () 안은 t-값

<표 III-27> 부모직업 대 표준소득: OLS 회귀분석

표준소득	2001/2002	2002/2003	2003/2004	2004/2005
상수항	1711.62*** (13.24)	1904.41*** (13.05)	1951.83*** (12.51)	2085.53*** (12.86)
Occ_Pa2	203.59 (1.52)	182.68 (-1.30)	271.84* (1.68)	329.24** (1.96)
Occ_Pa3	414.51*** (2.93)	462.93*** (2.90)	683.66*** (4.01)	858.41*** (4.84)
관측수	2792	2792	2792	2792

주: ***, **는 각각 99%, 95% 유의수준을 나타냄. () 안은 t-값

<표 III-28> 부모직업 대 동등화소득: OLS 회귀분석

동등화 소득	2001/2002	2002/2003	2003/2004	2004/2005
상수항	1141.69*** (13.88)	1263.36*** (13.03)	1311.19*** (12.93)	1392.61*** (12.65)
Occ_Pa2	76.02 (0.89)	80.30 (0.80)	129.74 (1.23)	190.60* (1.67)
Occ_Pa3	220.30** (2.45)	274.14** (2.58)	413.41*** (3.73)	539.09*** (4.48)
관측수	2792	2792	2792	2792

주: ***, **는 각각 99%, 95% 유의수준을 나타냄. () 안은 t-값

<표 III-29> 부모직업 대 근로소득(나이 제어): OLS 회귀분석

근로 소득	2001/2002	2002/2003	2003/2004	2004/2005
상수항	1344.01*** (5.86)	1681.19*** (6.65)	2236.30*** (8.06)	3071.09*** (10.56)
Occ_Pa2	148.24 (1.20)	173.88 (1.28)	349.23** (2.34)	384.74** (2.46)
Occ_Pa3	395.57*** (3.04)	445.50*** (3.11)	664.84*** (4.23)	792.66*** (4.81)
나이	7.89* (1.75)	3.32 (0.67)	-9.17* (-1.68)	-24.11*** (-4.21)
관측수	2792	2792	2792	2792

주: ***, **는 각각 99%, 95% 유의수준을 나타냄. () 안은 t-값

<표 III-30> 부모직업 대 표준소득(나이 제어): OLS 회귀분석

표준소득	2001/2002	2002/2003	2003/2004	2004/2005
상수항	1223.07*** (4.91)	1520.28*** (5.40)	2228.69*** (7.41)	3043.45*** (9.75)
Occ_Pa2	179.97 (1.34)	164.11 (1.09)	285.24* (1.76)	375.57*** (2.24)
Occ_Pa3	408.76*** (2.89)	458.41*** (2.87)	686.92*** (4.03)	869.70*** (4.92)
나이	11.25** (2.29)	8.84 (1.60)	-6.37 (-1.08)	-22.05*** (-3.59)
관측수	2792	2792	2792	2792

주: ***, **는 각각 99%, 95% 유의수준을 나타냄. () 안은 t-값

<표 III-31> 부모직업 대 동등화소득(나이 제어): OLS 회귀분석

동등화 소득	2001/2002	2002/2003	2003/2004	2004/2005
상수항	417.42*** (2.64)	487.32*** (2.62)	922.52*** (4.72)	1329.26*** (6.26)
Occ_Pa2	41 (0.48)	42.77 (0.43)	110.95 (1.06)	187.54*** (1.64)
Occ_Pa3	211.77** (2.37)	265** (2.51)	408.83*** (3.69)	538.35*** (4.48)
나이	16.67*** (5.36)	17.86*** (4.87)	8.95** (2.33)	1.46 (0.35)
관측수	2792	2792	2792	2792

주: ***, **는 각각 99%, 95% 유의수준을 나타냄. () 안은 t-값

III. 한국사회의 기회의 불평등에 관한 기초 분석 121

<표 III-32> 부모직업 대 근로소득: 분위 회귀분석

근로 소득	2001/2002			2002/2003			2003/2004			2004/2005		
	25%	50%	75%	25%	50%	75%	25%	50%	75%	25%	50%	75%
상수항	1080*** (6.97)	1620*** (14.5)	2280*** (23.5)	1200*** (12.9)	1800*** (33.8)	2400*** (12.9)	1200*** (8.4)	1800*** (22.2)	2640*** (11.4)	1200*** (25.2)	1920*** (11.4)	2904*** (11.9)
Occ_Pa2	120 (0.75)	180 (1.56)	120 (1.20)	0 (0.0)	0 (0.0)	180 (0.93)	0 (0.0)	120 (1.43)	360 (1.51)	0 (0.0)	240 (1.38)	264 (1.05)
Occ_Pa3	120 (0.71)	300** (2.45)	600*** (5.66)	0 (0.0)	480*** (8.19)	600*** (2.93)	240*** (2.60)	600*** (6.78)	960*** (3.87)	480*** (5.20)	480*** (2.63)	696*** (2.63)
관측수	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792

주: ***, **는 각각 99%, 95% 유의수준을 나타냄. () 안은 t-값

<표 III-33> 부모직업 대 표준소득: 분위 회귀분석

표준 소득	2001/2002			2002/2003			2003/2004			2004/2005		
	25%	50%	75%	25%	50%	75%	25%	50%	75%	25%	50%	75%
상수항	1080*** (16.1)	1680*** (20.5)	2400*** (81.2)	1200*** (29.1)	1800*** (16.8)	2400*** (9.22)	1200*** (79.3)	1800*** (29.1)	2760*** (21.8)	1200*** (33.6)	1956*** (8.72)	2916*** (14.5)
Occ_Pa2	120* (1.73)	120 (1.4)	0 (0.0)	0 (0.0)	0 (0.0)	300 (1.1)	0 (0.0)	240*** (3.75)	240 (1.8)	0 (0.0)	204 (0.8)	444*** (2.1)
Occ_Pa3	120* (1.65)	308*** (3.4)	560*** (17.1)	0 (0.0)	516*** (4.3)	720** (2.5)	240*** (14.5)	600*** (8.9)	840*** (6.1)	540*** (13.8)	584** (2.4)	762*** (3.5)
관측수	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792

주: ***, **는 각각 99%, 95% 유의수준을 나타냄. () 안은 t-값

<표 III-34> 부모직업 대 동등화소득: 분위 회귀분석

동등화 소득	2001/2002			2002/2003			2003/2004			2004/2005		
	25%	50%	75%	25%	50%	75%	25%	50%	75%	25%	50%	75%
상수항	600*** (10.3)	1080*** (22.3)	1484*** (15.7)	720*** (7.2)	1178*** (41.4)	1610*** (15.4)	693*** (7.2)	1200*** (18.2)	1656*** (14.7)	774*** (9.8)	1225*** (14.6)	1666*** (12.1)
Occ_Pa2	92.8 (1.5)	0 (0.0)	46 (0.5)	0 (0.0)	22 (0.8)	161 (1.5)	104 (1.0)	60 (0.9)	186 (1.6)	126 (1.5)	161* (1.9)	344*** (2.4)
Occ_Pa3	205 (3.2)***	120*** (2.3)	316*** (3.1)	111 (1.0)	194*** (6.2)	370*** (3.2)	243** (2.3)	300*** (4.2)	504*** (4.1)	329*** (3.8)	455*** (4.9)	734*** (4.9)
관측수	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792

주: ***, **는 각각 99%, 95% 유의수준을 나타냄. () 안은 t-값

<표 III-35> 부모직업 대 근로소득(나이 제어): 분위 회귀분석

근로 소득	2001/2002			2002/2003			2003/2004			2004/2005		
	25%	50%	75%	25%	50%	75%	25%	50%	75%	25%	50%	75%
상수항	1920 ^{***} (9.33)	1620 ^{***} (10.2)	2280 ^{***} (.)	2080 ^{***} (8.95)	1800 ^{***} (.)	1475 ^{***} (4.27)	2452 ^{***} (9.72)	2834 ^{***} (14.1)	2529 ^{***} (7.26)	3264 ^{***} (12)	3769 ^{***} (14.2)	3240 ^{***} (6.16)
Occ_Pa2	19 (0.16)	180 ^{**} (2.05)	120 (.)	-40 (-0.32)	0 ^{***} (203)	45 (0.24)	202 (1.43)	265 ^{**} (2.45)	321 [*] (1.71)	216 (1.42)	275 [*] (1.93)	343 (1.24)
Occ_Pa3	129 (1.09)	300 ^{***} (3.23)	600 (.)	80 (0.60)	480 ^{***} (.)	560 ^{***} (2.88)	453 ^{***} (3.06)	579 ^{***} (5.09)	912 ^{***} (4.61)	456 ^{***} (2.85)	621 ^{***} (4.12)	797 ^{***} (2.7)
나이	-19 ^{***} (-4.35)	0 (0.0)	0 (0.0)	-20 ^{***} (-4.24)	0 ^{***} (-8.65)	25 ^{***} (3.71)	-33 ^{***} (-6.36)	-25 ^{***} (-6.25)	3 (0.44)	-48 ^{***} (-8.6)	-42 ^{***} (-8.09)	-73 ^{***} (-0.83)
관측수	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792

주: ***, **는 각각 99%, 95% 유의수준을 나타냄. () 안은 t-값

<표 III-36> 부모직업 대 표준소득(나이 제어): 분위 회귀분석

표준 소득	2001/2002			2002/2003			2003/2004			2004/2005		
	25%	50%	75%	25%	50%	75%	25%	50%	75%	25%	50%	75%
상수항	1931 ^{***} (8.88)	1620 ^{***} (12.1)	2285 ^{***} (54.2)	1954 ^{***} (7.37)	2027 ^{***} (14.9)	1355 ^{***} (3.75)	2432 ^{***} (9.19)	2830 ^{***} (12.3)	2760 ^{***} (12.4)	3264 ^{***} (14.4)	3756 ^{***} (14.5)	3372 ^{***} (6.47)
Occ_Pa2	41 (0.35)	180 ^{***} (2.46)	14 (0.63)	-17 (-0.12)	51 (0.7)	106 (0.54)	235 (1.59)	274 ^{**} (2.21)	240 ^{**} (1.98)	240 [*] (1.89)	306 ^{**} (2.20)	468 [*] (1.68)
Occ_Pa3	131 (1.05)	368 ^{***} (4.75)	588 ^{***} (24.9)	86 (0.56)	526 ^{***} (6.8)	600 ^{***} (2.93)	452 ^{***} (2.92)	609 ^{***} (4.67)	840 ^{***} (6.61)	480 ^{***} (3.60)	660 ^{***} (4.5)	864 ^{***} (2.95)
나이	-19 ^{***} (-4.18)	0 (0.0)	2 ^{***} (2.86)	-17 ^{***} (-3.18)	-5.46 ^{***} (-2.03)	28 ^{***} (4.02)	-32 ^{***} (-5.97)	-25 (-5.42)	0 (0.0)	-48 ^{***} (-10.3)	-42 ^{***} (-8.21)	-12 (-1.17)
관측수	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792

주: ***, **는 각각 99%, 95% 유의수준을 나타냄. () 안은 t-값

<표 III-37> 부모직업 대 동등화소득(나이 제어): 분위 회귀분석

동등화 소득	2001/2002			2002/2003			2003/2004			2004/2005		
	25%	50%	75%	25%	50%	75%	25%	50%	75%	25%	50%	75%
상수항	692 ^{***} (5.16)	710 ^{***} (6.63)	660 ^{***} (3.22)	827 ^{***} (4.79)	1061 ^{***} (12.8)	895 ^{***} (4.36)	1232 ^{***} (8.42)	1196 ^{***} (8.82)	1292 ^{***} (5.55)	1335 ^{***} (8.08)	1572 ^{***} (8.86)	1564 ^{***} (5.6)
Occ_Pa2	82 (1.11)	-17 (-0.29)	19 (0.18)	-27 (-0.29)	0 (0.0)	104 (0.94)	108 (1.34)	59 (0.81)	190 (1.53)	160 [*] (1.73)	158 [*] (1.66)	340 ^{**} (2.32)
Occ_Pa3	189 ^{**} (2.44)	128 ^{**} (2.12)	237 ^{**} (2.08)	90 (0.9)	171 ^{***} (3.63)	355 ^{***} (3.05)	241 ^{***} (2.85)	300 ^{***} (3.92)	505 ^{***} (3.86)	325 ^{***} (3.34)	417 ^{***} (4.15)	742 ^{***} (4.79)
나이	-2 (-0.64)	9 ^{***} (4.2)	19 ^{***} (4.79)	-2 (-0.57)	3 [*] (1.86)	16 ^{***} (4.07)	-12 ^{***} (-4.13)	0.1 (0.04)	8 [*] (1.77)	-13 ^{***} (-3.89)	-7 ^{**} (-2.01)	2 (0.39)
관측수	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792	2792

주: ***, **는 각각 99%, 95% 유의수준을 나타냄. () 안은 t-값

3. 부모 학력과 부모 직업의 상관관계

본장의 제1절과 제2절에서 우리는 부모의 학력으로 환경변수를 설정하든 아니면 부모의 직업으로 환경변수를 설정하든 환경이 본인의 학력과 소득에 강한 영향을 미침을 보았다. 그런데 부모의 학력과 부모의 직업에 의한 유형 구분이 유사한 결과를 가져온다는 사실은 양 변수 간에 강한 상관관계가 있음을 시사할 수도 있다. 이를 확인하기 위해 우리는 부모학력과 부모직업 사이의 결합분포를 검토하였다. 그 결과가 <표 III-38>에 요약되어 있다.

<표 III-38> 부모학력과 부모직업의 결합분포

부모직업 부모학력	Occ_Pa1	Occ_Pa2	Occ_Pa3	합계
Edu_Pa1	18	337	6	361
Edu_Pa2	47	628	74	749
Edu_Pa3	9	121	156	286
합계	74	1,086	236	1,396

표에서 쉽게 확인할 수 있듯이 대각선 주변에 많은 관측치가 집중되어 있어 두 변수 간의 상관관계가 쉽게 확인된다.

예컨대 부모의 학력이 초등학교 졸업 미만(Edu_Pa1)일 경우 아버지가 Occ_Pa1이나 Occ_Pa2에 종사할 확률은 98.3%이고 Occ_Pa3에 종사할 확률은 1.7%에 불과하다. 반면 부모의 학력이 고등학교 교육 이상(Edu_Pa3)일 경우 아버지가 Occ_Pa2나 Occ_Pa3에 종사할 확률은 96.9%이다. 실제로 부모의 학력을 3개로 구분한 변수와 부모의 직업을 3개로 구분한 변수 간의 단순상관계수를 계산해 보면 0.39로 높게 나타난다. 이렇게 두 변수 간

에 강한 상관관계가 나타나는 이유는 우리 사회에서 저학력자일수록 단순노무직에, 고학력자일수록 숙련직이나 전문직에 종사할 확률이 높기 때문이다.

이러한 상관관계는 학력에 학벌을 함께 고려하고 직업에 직급을 함께 고려하면 더욱 클 것으로 예상되지만 자료의 부족으로 자세한 분석을 행할 수는 없다.

IV. 우리나라 조세재정정책의 소득획득에 대한 기회 평등화 효과

제Ⅲ장에서 우리는 부모의 학력과 부모의 직업이라는 두 개의 환경변수들이 한국사회에서 개인의 경제적 성취에 지대한 영향을 미치는 것을 살펴보았다. 이러한 예비적 관찰에 기초하여 본장에서는 ‘소득획득에 대한 기회’의 평등이라는 관점에서 본격적인 실증분석을 수행한다.

제Ⅲ장에서와 마찬가지로 본장에서도 2001년부터 2005년까지의 노동패널자료에 나타난 35세 이상 55세 미만의 남성가구주를 실증분석의 대상으로 삼는다. 그리고 환경변수로 부모의 학력과 부모의 직업 두 가지를 고려한다. 각각의 환경변수는 제Ⅲ장에서와 마찬가지로 3개로 나눈 후 실증분석을 진행할 것이다. 이상적으로는 부모의 학력과 부모의 직업을 동시에 결합하여 전체 자료를 9개의 유형으로 세분하여 나눈 후 실증분석을 수행하는 것이 바람직하겠지만, 그렇게 할 경우 각 유형별 표본크기가 너무 작아지는 단점이 있고, 또 9개의 유형을 가지고 기회 평등화를 위한 최적 조세를 계산하는 것은 너무 복잡하다고 생각되어, 본 연구에서는 부모의 학력과 부모의 직업을 따로따로 환경변수로 설정한 후 분석을 진행한다. 그리고 소득의 개념으로는 근로소득과 자본소득을 함께 포괄할 수 있는 가구주의 총 표준소득과 가구 동등화소득 두 가지를 고려한다.

우선 제1절에서는 실증분석의 기초가 될 모형을 소개하고 제2절에서는 이 모형을 이용하여 계산하는 과정(알고리즘)을 설명한다.

제3절에서는 한국의 조세재정정책을 모형에서 이용된 선형조세함수로 근사화하는 과정을 설명한다. 제4절에서는 환경변수로 부모의 학력이 설정되었을 때의 기회 평등화를 위한 최적세율을 계산하고 제5절에서는 환경변수로 부모의 직업이 설정되었을 때의 기회평등화를 위한 최적세율을 계산한다.

1. 실증분석을 위한 모형

본절에서는 제II장에서 소개된 로머의 일반이론을 기초로 소득 획득에 대한 기회의 평등이라는 보다 구체적 사례에 적용할 수 있는 모형을 소개한다. 정확히 말하면 Roemer et al.(2003)에 사용된 모형을 한국의 실증분석에 적합한 형태로 변형한 모형을 소개한다.

이 모형에서 개인의 유형을 결정하는 환경의 차이는 노동시간당 임금률의 차이에 반영된다고 가정한다. 이 가정은 노동시간당 임금률이 개인의 재능에 크게 의존한다는 현실을 반영한 것이라 볼 수 있다. 그러나 노동시간당 임금률이 환경에만 의존하는 것은 아니고 개인의 근면성과 같은 개인의 의지에 따른 노력도 반영한다고 가정한다. 이에 따라 동일한 환경에 직면한 사람들도 개인의 의지에 따라 서로 다른 임금률을 적용받게 된다.³³⁾

정부의 정책규칙으로는 누진세제(progressive taxation)를 가장 단순한 형태로 표현할 수 있는 선형조세함수(affine tax function)를 가정한다. 선형조세함수는 선형인 부(負)의 소득세제(affine negative income tax system)와 동일한 것이며 소득의 증가에 따라 평균

33) 여기서 소개하는 모형은 부분균형 모형이다. 완전히 일반균형적인 모형에서는 임금률이 환경이나 개인의 의지뿐 아니라 노동의 수요와 공급을 결정하는 다른 조건들에도 의존할 것이다. 그러나 실증분석 차원에서 볼 때 일반균형 효과는 미미하리라고 생각된다.

세율이 증가한다는 의미에서 누진세제에 해당한다. 물론 현실의 누진세제의 법적 구조는 매우 복잡하고 나라마다 다양하다. 그럼에도 불구하고 그러한 복잡성과 다양성은 많은 나라에서 선형조세함수로 잘 근사화(approximation)될 수 있음을 많은 연구들은 밝히고 있다. 본 연구의 실증분석에 의하면 이는 한국의 경우에도 마찬가지이다.

이제 w 를 노동시간당 실효임금률, L 을 노동시간(labor hours), 그리고 x 를 세전소득, t 를 실효한계소득세율(effective marginal income tax rate), 그리고 T 를 정부가 지급하는 1인당 이천지출(per capita transfer payment)이라 하자.

그러면 선형조세함수는 $\varphi(x) = tx - T$ 이 되어 한계소득세율 t 와 1인당 이천지출 T 에만 의존한다. 선형조세함수하에서 평균세율(average tax rate)은 $\frac{\varphi(x)}{x} = t - \frac{T}{x}$ 가 되어 세전소득이 증가할수록 평균세율이 증가함을 알 수 있다.

이제 선형조세함수하에서 개인의 세후소득(post-fisc income)은 다음과 같다.

$$y = (1-t)wL + T \quad \text{식 (IV-1)}$$

식 (IV-1)의 가장 단순한 해석은 소득이 근로소득만으로 구성된다고 가정하고 (즉 $x = wL$ 이라 가정하고) w 는 노동시장에서 얻은 실제 노동시간에 대한 임금률이라고 해석하는 것이다. 그러나 현실의 소득이 근로소득만으로 구성된다고 가정하는 것은 실증분석을 하는 경우에는 비현실적이다.

다행스럽게도 w 를 약간 다르게 해석함으로써 식 (IV-1)은 근로소득과 자본소득의 합으로 소득을 정의하는 경우로 쉽게 확장해석될 수 있다. 예를 들어 세전소득을 근로소득과 자본소득(O)의 합

으로 정의하면 식 (IV-1)은 $y = (1-t)(wL + O) + T$ 으로 변형된다. 이제 자본소득을 근로소득의 저축분으로부터 형성된 것으로 가정하고 그것이 근로소득과 비례관계에 있다고 가정하면 (즉 $O = kwL$ 로 보면) 세전소득은 $x = wL + O = (1+k)wL$ 이 되므로 이제 $(1+k)w$ 를 실효임금률로 보면 된다.

실제로 부유한 사람들의 개인소득 중 자본소득이 차지하는 비중을 무시할 수 없으므로 본 보고서에서는 이 확장된 모형에 근거하여 임금률을 해석한다.

환경과 정책규칙에 대한 개인의 최적반응(optimal response)을 계산하기 위해 우리는 개인의 효용함수로 다음과 같은 준선형효용함수(quasi-linear utility function)를 가정한다.

$$u(y, L) = y - \alpha L^{1 + \frac{1}{\eta}} \quad \text{식 (IV-2)}$$

여기서 y 는 가처분소득이고 α 는 소득에 대해 여가의 상대적 중요성을 나타내는 계수이다. 그리고 η 는 임금률에 대한 노동공급의 탄력성을 나타내는 계수이다(아래의 식 (IV-3)을 참조하여 이를 확인할 수 있다).

가처분소득은 세후소득과 동일하므로 식 (IV-1)과 식 (IV-2)를 사용하여 노동공급의 최적량을 도출하면 식 (IV-3)과 같이 된다.

$$L(w; t) = \left(\frac{(1-t)w}{\alpha(1+1/\eta)} \right)^\eta \quad \text{식 (IV-3)}$$

이 모형에서는 준선형 효용함수라는 특수한 효용함수를 가정하였기 때문에 노동공급의 최적량은 t 만의 함수가 되고 T 에는 의존하지 않게 되었다.³⁴⁾ 그러나 준선형 효용함수보다 더 일반적인 효

34) 이렇게 되는 직관적인 이유는 준선형 효용함수에서는 소득효과는 없고

용함수를 가정하면 노동공급의 최적량은 t 와 T 의 함수가 될 것이다.

이제 식 (IV-3)을 이용하면, 개인의 최적세전소득(pre-fisc income)은 식 (IV-4)와 같이 계산할 수 있다.

$$x(w;t) = wL(w;t) = \left(\frac{1-t}{\alpha(1+1/\eta)} \right)^\eta w^{1+\eta} \quad \text{식 (IV-4)}$$

따라서 주어진 임금률과 주어진 정책규칙 $\varphi = (t, T)$ 하에서 식 (IV-3)으로 주어진 최적 노동공급을 선택한 개인의 세후소득은

$$y(w;t, T) = (1-t)x(w;t) + T \quad \text{식 (IV-5)}$$

로 주어지게 된다.

제III장에서 설명한 것처럼 로머의 기회의 평등에 대한 이론은 다양한 제약식을 포함하면서 분석할 수 있다. 이 절의 모형에서는 정책규칙을 결정함에 있어 정부의 예산제약식을 고려할 것이다. 따라서 본 연구에서 검토하는 기회 평등화 정책은 정책을 위해서 예산을 추가 편성하는 것이 아니고 주어진 예산제약하에서 한계세율과 이전지출을 변경시켜 달성한다는 의미에서 ‘어느 정도’ 예산 중립적이라 할 수 있다.³⁵⁾

이제 임금률의 누적분포함수를 F 로 표시하자. 그러면 정부의 1인당 조세수입은 $R = t \int_0^\infty x(w;t)dF(w)$ 이 될 것이다. 그런데 1인당 조세수입(R)은 정부의 이전지출(T)과 정부가 제공하는 기타

대체효과만 존재하기 때문이다.

35) 물론 완전히 예산 중립적인 것은 아니다. 왜냐하면 세율이 변함에 따라서 사람들의 최적반응이 변하고 이에 따라 총 국민소득이 변할 수 있기 때문이다. 다만 노동공급의 탄력성이 일반적으로는 크지 않으므로 그 효과는 미미할 것으로 생각된다.

서비스(S; 재정적자 부분을 차감)의 합과 항상 동일하기에, 정부의 예산제약식은 식 (IV-6)으로 표현된다.

$$T = t \left(\frac{1-t}{\alpha(1+1/\eta)} \right)^\eta B - S \quad \text{식 (IV-6)}$$

단 여기서 $B = \int_0^\infty w^{1+\eta} dF(w)$ 이다.

식 (IV-6)의 우변은 S의 값이 고정된 경우 정부수입이 세율의 변화에 따라 어떻게 바뀌는 것을 나타내는 식으로 통상 래퍼곡선(Laffer curve)이라고 불리는 관계식이다. 래퍼곡선은 세율 변화에 따른 노동공급 효과를 반영하여 일반적으로 역U자형의 모습을 보인다. 즉 세율이 증가함에 따라 초기에는 조세수입이 증가하지만 세율이 지나치게 높으면 노동공급에 대한 부정적 유인효과가 너무 커서 세원(tax base)이 감소하고 이에 따라 조세수입이 감소하게 된다.

간단한 계산에 의해 역U자형의 전환점이 되는 한계세율(즉 식 (IV-6)을 최대화하는 세율)은 $\hat{t} = \frac{1}{1+\eta}$ 임을 알 수 있다. 즉 역U자형의 전환점이 되는 한계세율은 노동공급의 탄력성계수에 의존하게 되는 것이다. 만일 노동공급의 탄력성이 0.1이면 전환점이 되는 한계세율은 91%이고 반면 탄력성이 0이면 전환점이 되는 한계세율은 100%이다. 대부분의 경험적 연구들은 노동공급의 탄력성이 0.1보다 작음을 보고하고 있다. 따라서 래퍼곡선은 이론적으로는 역U자형이지만 현실적으로 가능한 세율의 범위 안에서는 세율이 증가함에 따라 총 조세수입이 증가하는 모습을 보일 것이다.

S는 정부수입과 이진지출의 차이를 나타내는 것으로 정부가 제공하는 기타 서비스로 볼 수 있다. 본 보고서에서는 S가 어떻게

결정되는지에 대한 행태적 모형(behavioral model)을 제시하지는 않고 단지 데이터를 이용하여 S의 값을 추계한다.

S값이 고정된 경우 식 (IV-6)으로 주어진 정부의 예산제약식을 이용하면 이제 선형조세함수의 두 개의 모수 중 하나인 이전지출의 양(T)은 세율만 알면 결정될 수 있다. 따라서 정책규칙의 모수 자유도는 2에서 1로 줄어들게 된다. 우리는 식 (IV-6)을 통해 계산되는 이전지출의 양을 $T(t, S)$ 로 나타내기로 한다.

이제 개인의 최적노동공급을 나타내는 식 (IV-3)과 정부의 예산제약을 나타내는 식 (IV-6)을 활용하면 기회 평등화를 위한 재정정책을 계산할 수 있다.

먼저 임의의 값 y 에 대해 세후소득이 y 보다 작다는 조건을 나타내는

$$y(w;t, T) \equiv (1-t)x(w;t) + T < y \quad \text{식 (IV-7)}$$

은 다음의 식 (IV-8)과 동일하게 된다.

$$w < \left(\left(\frac{y - T(t, S)}{1-t} \right) \left(\frac{\alpha(1+1/\eta)}{1-t} \right)^\eta \right)^{\frac{1}{1+\eta}} \quad \text{식 (IV-8)}$$

따라서 F^θ 를 유형 θ 에 속한 개인들의 임금률 분포라 하면, 정부의 정책규칙(t)하에서 유형 θ 의 세후소득의 분포함수는 다음의 식 (IV-9)를 이용하여 구할 수 있다.

$$G^\theta(y|t) = F^\theta \left(\left(\frac{y - T(t, S)}{1-t} \right) \left(\frac{\alpha(1+1/\eta)}{1-t} \right)^\eta \right)^{\frac{1}{1+\eta}} \quad \text{식 (IV-9)}$$

식 (IV-9)를 이용하면 이제 세후소득 분포의 π 번째 백분위에 속하는 사람의 세후소득은 아래의 식 (IV-10) 또는 식 (IV-11)을 만족하는 $v^\theta(\pi, t)$ 로 주어진다.

$$\pi = F^\theta\left(\left(\frac{y - T(t, S)}{1 - t}\right)\left(\frac{\alpha(1 + 1/\eta)}{1 - t}\right)^\eta\right)^{\frac{1}{1 + \eta}} \quad \text{식 (IV-10)}$$

\Leftrightarrow

$$v^\theta(\pi, t) = (F^{\theta^{-1}}(\pi))^{1 + \eta} (1 - t) \left(\frac{1 - t}{\alpha(1 + 1/\eta)}\right)^\eta + T(t, S) \quad \text{식 (IV-11)}$$

따라서 기회를 평등화하는 재정정책은 아래의 식 (IV-12)를 최적화하는 한계소득세율(t)로 정의된다.

$$\int_0^1 \text{Min}(v^1(\pi, t), \dots, v^T(\pi, t)) d\pi \quad \text{식 (IV-12)}$$

그런데 $v^\theta(\pi, t)$ 의 정의상 $\pi = G^\theta(v(\pi, t)|t)$ 가 항상 만족되므로 (수식 IV-12)는 다음의 식과 동일하다.

$$\int_0^\infty (1 - \text{Max}(G^1(y|t), \dots, G^T(y|t))) dy \quad \text{식 (IV-13)}$$

세후소득의 누적분포함수인 $G^\theta(y|t)$ 는 서로 교차하는 것이 일반적일 것이다([그림 II-3] 참조). 그런데 제III장에서 확인한 것처럼 한국의 소득자료에 의하면 최불우 유형(the least advantaged type)에 속한 개인들의 세전소득의 누적분포함수는 다른 유형들에 속한 개인들의 세전소득의 누적분포함수들과 교차하지 않기 때문에 최불우 유형에 속한 개인들의 세후소득의 누적분포함수 역시

다른 유형들에 속한 개인들의 세후소득의 누적분포함수들과 교차하지 않는다(왜냐하면 세후소득은 세전소득의 단순증가 함수이기 때문이다).

따라서 이런 경우에는 유형 1을 최불우 유형이라 할 때 위의 식 (IV-13)은 아래의 식 (IV-14)로 단순화된다.

$$\int_0^{\infty} (1 - G^1(y|t)) dy = \int_0^{\infty} y dG^1(y|t) \quad \text{식 (IV-14)}$$

그런데 이는 최불우 유형의 평균 세후소득에 다름 아니다.³⁶⁾ 따라서 F^1 을 최불우 유형에 속한 개인들의 임금률 분포로 정의할 때, 위의 식 (IV-14)는 아래의 식 (IV-15)와 동일하게 된다.

$$\begin{aligned} V(t, S) &= \int_0^{\infty} ((1-t)x(w;t) + T(t, S)) dF^1(w) \\ &= (1-t) \left(\frac{1-t}{\alpha(1+1/\eta)} \right)^{\eta} A + t \left(\frac{1-t}{\alpha(1+1/\eta)} \right)^{\eta} B - S \\ \text{단 } A &= \int_0^{\infty} w^{1+\eta} dF^1(w), \quad B = \int_0^{\infty} w^{1+\eta} dF(w) \end{aligned} \quad \text{식 (IV-15)}$$

따라서 기회평등을 달성하는 재정정책(t^{EOp})은 아래의 식 (IV-16)으로 주어지게 된다.

$$t^{EOp} = \text{Max} \left[1 - \left(\frac{\eta}{1+\eta} \right) \left(\frac{1}{1-A/B} \right), 0 \right] \quad \text{식 (IV-16)}$$

36) <식 14>의 양변이 동일하다는 사실은 소득은 항상 0보다 크거나 같다는 성질과 적분의 변수치환법(change of variables)을 이용하여 간단히 확인할 수 있다.

A와 B의 정의상 일반적으로 B는 A보다 충분히 클 것이며, 따라서 t^{Eop} 는 일반적으로 0과 1 사이에 놓일 것임을 예상할 수 있다.

하지만 최불우 유형의 소득분포와 사회 전체의 소득분포가 유사하다면, A/B는 1에 가깝게 되어 t^{Eop} 는 0에 가까울 것이다. 정확히 말하면 t^{Eop} 가 0이 되기 위한 조건은 $\frac{A}{B} = \frac{1}{1+\eta}$ 이다. 예를 들어 $\eta = 0.06$ 인 경우 최불우 유형의 평균소득과 전체 평균소득의 비율이 0.94이 되면 t^{Eop} 는 0이 된다. B와 A가 충분히 가깝다는 것은 환경이 개인의 소득에 미치는 영향이 작다는 것을 의미하는 것이므로, 기회 평등화를 위한 재정정책은 크게 필요하지 않다는 것을 의미한다.

반면 최불우 유형의 소득분포와 사회 전체의 소득분포가 유사하지 않다면 B와 A의 격차가 클 것이고 t^{Eop} 는 0에서 멀어질 것이다. B와 A의 격차가 크다는 것은 유형들 간 소득격차가 크다는 것으로 이는 환경의 차이로 인한 소득불평등이 크다는 것을 의미하며 따라서 기회 평등화를 위해서는 재정정책의 개입이 적극적으로 요구됨을 의미한다. t^{Eop} 가 취할 수 있는 최대값은 $\frac{A}{B} = 0$ 인 경우에 해당하는 $\frac{1}{1+\eta}$ 이다.

여기서 잠시 로머의 기회 평등화를 위한 최적조세를 공리주의적 최적조세 및 롤즈적 최적조세와 비교해 보자. 먼저 공리주의적 최적조세는

$$\int_0^{\infty} ((1-t)x(w;t) + T(t,S))dF(w) = \left(\frac{1-t}{\alpha(1+1/\eta)} \right)^{\eta} B - S$$

식 (IV-17)

를 최대화하는 조세이다. 따라서 $t^U = 0$ 이다. 즉 공리주의적 입장에서 최적조세는 한계세율이 0이 되어 자유방임(laissez faire)이 최적 정책규칙이 된다. 이에 대한 직관적 설명은 다음과 같다. 공리주의적 최적조세는 세후 평균소득을 최대화하는 조세이다. 그런데 조세는 소득에 대한 부정적 유인효과를 갖는다. 따라서 0인 한계세율이 세후 평균소득을 최대화하는 세율이 되는 것이다.

반면 롤즈적 최적조세는

$$(1-t)x(w_{\min};t) + T(t,S) \quad \text{식 (IV-18)}$$

를 최적화하는 조세이다. 그런데 w_{\min} , 즉 제일 낮은 임금률은 0이므로 롤즈적 최적조세는 결국 이진지출량을 최대화하는, 다시 말해

$$T(t,S) \equiv t \left(\frac{1-t}{\alpha(1+1/\eta)} \right)^\eta B - S \quad \text{식 (IV-19)}$$

를 최대화하는 조세와 동일하게 되어 $t^R = \frac{1}{1+\eta}$ 이 된다.

간단한 비교연산을 통해 우리는 $t^U \leq t^{Ep} \leq t^R$ 이 성립함을 쉽게 확인할 수 있다. 제II장에서 언급한 바와 같이 기회 평등화를 달성하는 최적조세는 공리주의적 최적조세와 롤즈적 최적조세의 중간에 위치하게 되는 것이다.

기회 평등화를 위한 최적조세율을 계산하고 나면 조세정책의 기회평등화 지수(ν)를 계산해 볼 수 있다. 이를 위해 먼저 t^{Obs} 를 현실의 자료를 이용한 관측된 한계세율이라 하고 t^{Bench} 를 정부 지출 중 이진지출이 0인 상태에서 정부의 예산제약식을 만족시키

는 한계세율(벤치마크세율)이라 하자. 즉 t^{Bench} 는 다음의 식을 만족하는 세율이다.

$$T(t, S) \equiv t \left(\frac{1-t}{\alpha(1+1/\eta)} \right)^\eta B - S = 0 \quad \text{식 (IV-20)}$$

부연하면 벤치마크세율은 이전지출이 0인 상태로, 기회 평등화를 위한 어떠한 정책도 시행하지 않고 세금은 모두 기타 서비스에만 사용되는 경우의 세율이다.

이제 $V^{Obs} \equiv V(t^{Obs}, S)$ 를 관측세율하에서의 최불우 유형의 평균 세후소득, $V^{Bench} \equiv V(t^{Bench}, S)$ 를 이전지출이 존재하지 않는 가상적인 상황하의 최불우 유형의 평균 세후소득, 그리고 $V^{EOp} \equiv V(t^{EOp}, S)$ 를 기회 평등화를 위한 최적조세율하에서의 최불우 유형의 평균 세후소득이라 하자. 그러면 이제 조세정책의 기회 평등화 지수(ν)는 다음과 같이 정의된다.

$$\nu \equiv \frac{V^{Obs} - V^{Bench}}{V^{EOp} - V^{Bench}} \quad \text{식 (IV-21)}$$

이 지수가 의미하는 바는 다음과 같다. 만일 $\nu=0$ 이라면, 관측된 정책이 벤치마크 정책과 같은 상태($V^{Obs} = V^{Bench}$)이므로 그 나라의 조세재정정책은 기회 평등화를 전혀 실행하지 않고 있다. 반면 $\nu=1$ 이라면, 관측된 정책은 기회 평등화를 위한 정책과 완전히 같은 상태($V^{Obs} = V^{EOp}$)이다. 이런 의미에서 조세정책의 기회평등화 지수 ν 는 관측된 정책이 얼마나 기회 평등화 정책에 접근되어 있는지를 보여주는 지수라고 할 수 있다.

일반적으로는 $V^{EOp} > V^{Obs} > V^{Bench}$ 일 것이므로 우리는 ν 의

값이 0과 1 사이일 것임을 쉽게 예상할 수 있다. 그런데 예외적으로 다음의 두 가지 경우가 발생할 수 있다.

첫째, $V^{Obs} > V^{EOp} > V^{Bench}$ 의 경우로 기회 평등화를 위한 세율이 현실의 관측된 세율보다는 낮지만 벤치마크세율보다는 높을 때 발생한다. 이 경우 ν 값은 1보다 크게 된다. 우리는 이러한 경우가 발생하면 *overtax1*이라고 기록할 것이다.

둘째, $V^{Obs} > V^{Bench} > V^{EOp}$ 의 경우로 기회 평등화를 위한 세율이 현실의 관측된 세율뿐 아니라 벤치마크세율보다도 낮을 때 발생한다. 이 경우 ν 값은 0보다 작게 된다. 이러한 경우는 *overtax2*라고 기록한다.

그런데 기회 평등화를 위한 재정정책은 다른 조세정책과 마찬가지로 일정 정도의 효율성 손실(*efficiency loss*)을 초래할 것이라고 예상할 수 있다. 따라서 우리는 기회 평등화를 위한 효율성 손실이 얼마나 큰지도 함께 계산하고자 한다.

일반적으로 현재의 관측된 재정정책에서 기회 평등화 정책으로 전환할 때 전체 국민소득의 변화를 초래하게 되는데 두 정책 사이의 국민소득 간의 비율로 다음과 같은 효율성 지수를 계산할 수 있다.

$$\varepsilon \equiv \frac{\int_0^{\infty} x(w; t^{EOp}) dF(w)}{\int_0^{\infty} x(w; t^{Obs}) dF(w)} \quad \text{식 (IV-22)}$$

이 식에 의할 때 $\varepsilon < 1$ 이라면 관측된 정책에서 기회 평등화 정책으로 이동할 때 효율성비용이 소요되고 반대로 $\varepsilon > 1$ 라면 관측된 정책에서 기회균등 정책으로 이동할 때 효율성 이득이 생김을 의미한다. 앞에서 언급한 *overtax1*과 *overtax2*의 경우에는 $\varepsilon > 1$

이 관찰될 것으로 예상할 수 있다.

2. 모형의 추계를 위한 과정

이 절에서는 제1절에서 소개한 모형에 기초하여 우리나라 조세 재정정책의 기회 평등화 효과를 분석하기 위한 과정(알고리즘)을 간단히 소개한다.

우선 과정을 도식적으로 요약하면 다음과 같다.

과정(1): 특정한 환경변수에 따라 개인의 유형(유형변수 θ 를 정의)을 구분하고, 관심이 되는 소득의 종류를 정한다.

과정(2): 세전소득과 개인소득세, 이전지출 자료들을 활용하여 선형조세함수를 추정하고, 관측된 한계소득세율(t^{Obs})을 구한다.

과정(3): 모형의 주요 모수에 해당하는 노동공급의 탄력성 η 와 소득에 대한 여가의 상대적 중요성을 나타내는 계수 α 를 추정한다.

과정(4): 위에서 구한 α 와 η 의 추정치, 관측된 한계소득세율(t^{Obs}), 그리고 세전소득 자료를 이용하여, 전체 가구주의 임금률 분포와 최불우 유형에 속하는 가구주의 임금률 분포를 구한 후, 앞에서 정의한 A와 B의 값을 계산한다.

과정(5): 노동공급의 임금률에 대한 탄력성 η 와 A와 B의 값을 식 (IV-16)에 대입하여 기회 평등화를 위한 최적세율 t^{EOp} 를 구한다.

과정(6): 정부가 제공하는 기타 서비스에 대한 1인당 지출 S를 계산하여, 식 (IV-20)을 통해 정의되는 벤치마크 세율

IV. 우리나라 조세재정정책의 소득획득에 대한 기회 평등화 효과 139

(t^{Bench}) 을 계산한다.

과정(7): 위에서 구한 관측된 한계세율(t^{Obs}), 기회 평등화세율(t^{EOp}), 그리고 벤치마크세율(t^{Bench})을 식 (IV-15)에 적용하여, 세 가지 세율에 대응하는 최불우 유형의 세 후소득의 평균값들(V^{Obs} , V^{EOp} , V^{Bench})을 구하고, 이를 식 (IV-21)에 대입하여 기회 평등화 지수(ν)를 계산한다.

과정(8): 끝으로 식 (IV-4)의 최적 세전소득 공식에 관측된 한계소득세율(t^{Obs})과 기회 평등화세율(t^{EOp})을 대입하여, 기회 평등정책의 달성을 위한 효율 비용(ε)을 식 (IV-22)에 따라 계산한다.

이제 각 과정에 대한 부연설명을 하기로 한다.

Roemer et al.(2003)에서는 과정(1)에 필요한 유형을 구분하기 위한 환경변수로 '부모의 교육수준'을 중심으로 하면서 일부 국가에 대해서는 '부모의 직업'을 보완적으로 활용한 바 있다. 본 보고서에서도 이 두 가지 환경변수를 이용한다. 제2절에서는 부모 중 최고 학력자의 학력을 개인의 환경변수로 설정하여 개인의 유형을 구분하고, 제3절에서는 부모의 직업에 기초하여 개인의 유형을 구분한 후 분석을 진행하기로 한다.

과정(2)에서 사용될 소득 개념과 관련하여서는 Roemer et al.(2003)과 동일하게, 가구주의 총 표준소득(Standard Income)과 가구 동등화소득(Equivalence Income)을 모두 분석 대상에 이용한다. 세전 총 표준소득은 개인의 노동소득과 자본소득의 합으로 구성되는데, 개인의 자본소득은 가구의 총 자본소득을 성인 가구원(2세 이상) 수로 나눈 값을 사용한다.

노동패널에서는 월평균 근로소득과 가구의 자본소득을 제공하고

있다. 실제의 한계소득세율을 구하기 위해 필요한 세후 표준소득은 세전소득에 현금보조를 합하고 개인소득세와 사회보장기여금을 차감하여 계산한다. 가구의 세전 동등소득은 가구원 전체의 노동소득과 가구의 자본소득의 합을 동등화 지수(equivalence scale)로 나누어 준 값으로 정의되며, 동등화 지수로는 가구원의 제곱근(the square root of household size)을 사용하기로 한다. 세후 동등화소득은 세후 표준소득과 같은 방법으로 계산한 후 등가율로 나누어줌으로써 구할 수 있다. 개인소득에 대한 한계소득세율의 추정치는 본장의 다음 절에서 자세히 논의하기에 여기에서는 설명을 생략한다.

과정(3)에서 소개한 주요 모수와 관련하여, Roemer et al.(2003)에서는 OECD 각국의 노동공급의 임금탄력성(η)를 0.06으로 가정하였는데, 본 연구에서도 국제비교를 위해 이 값을 기준값으로 활용하고자 한다. 국내의 최근 연구 결과 중 남재량(2008)은 노동공급탄력성을 0.06~0.1로 보고한 바 있어, 이러한 모수의 선택이 비현실적이라고 생각되지는 않는다. 특히 우리의 경우 남성가구주만을 분석의 대상으로 하고 있어 노동탄력성은 이보다 작을 것으로 생각된다. 그러나 모수 선택에 대한 결과의 민감성을 파악하기 위해 노동공급탄력성으로 기준값 이외에 0.03과 0.09를 추가하여 사용한다.

한편 소득에 대한 여가의 상대적 중요성을 나타내는 계수 α 를 추정하기 위해 Roemer et al.(2003)에서 사용된 다음의 방법을 이용한다. 먼저 노동공급탄력성의 추계치(η_0)와 관측된 한계세율의 추계치(t^{Obs})일 때, 노동공급은 아래와 같이 주어진다.

$$L(w;t) = \left(\frac{(1-t^{Obs})w}{\alpha(1+1/\eta_0)} \right)^{\eta_0} \quad \text{식 (IV-23)}$$

이제 중위소득자의 노동시간을 1단위 노동시간으로 정규화(normalize)하자. 그러면 중위소득자의 임금은 그의 세전소득과 동일하므로, $(1-t^{Obs})w_m$ 은 쉽게 계산할 수 있다. 따라서 $(1-t^{Obs})w_m$ 과 노동공급탄력성의 추계치(η_0)가 정해졌을 때, 다음의 식을 통해 α 를 구할 수 있다.

$$\left(\frac{(1-t^{Obs})w_m}{\alpha(1+1/\eta_0)} \right)^{\eta_0} = 1 \Rightarrow \alpha_0 = \frac{\eta_0}{1+\eta_0} (1-t^{Obs})w_m \quad \text{식 (IV-24)}$$

이렇게 해서 모수값들이 추정되고 나면 자료에 나타난 세전소득(x)에 대한 정보를 이용하여 과정(4)에서의 임금을 계산은 식 (IV-4)를 이용하여 다음과 같이 구할 수 있게 된다.

$$w = \left(x \left(\frac{1-t^{Obs}}{\alpha_0(1+1/\eta_0)} \right)^{-\eta_0} \right)^{\frac{1}{1+\eta_0}} \quad \text{식 (IV-25)}$$

임금률이 계산되면 A와 B는 쉽게 계산될 수 있다.

과정(5)에 대해서는 별도의 설명이 필요 없을 것이다.

과정(6)에서의 벤치마크세율을 구하기 위해서는 정부의 기타 서비스에 대한 1인당 지출에 대한 통계가 필요하다. 정부의 기타 서비스에 대한 지출은 국세에서 가계에 대한 정부보조금을 차감함으로써 계산할 수 있다. 가계에 대한 정부보조금 중 현금성 이전소득은 통합재정수지의 가계에 대한 경상이전지출 자료를 통해 구한다. 박기백(2006)은 전체 공적수혜에서 현금급여가 차지하는 비율(γ)은 82.2%라고 계산한 바 있는데, 이를 활용하면 현물성 정부보조금의 값도 계산가능하다. 우리는 국세통계연보와 국민소득계정

을 이용하여 총 조세수입에서 총 이천지출을 뺀 값으로 S를 계산하였다.

이런 방식을 통해 계산한 S값의 추정치가 <표 IV-1>에 요약되어 있다.

<표 IV-1> 연도별 S값의 추계치

연도	2001/2002	2002/2003	2003/2004	2004/2005
S값	169.8	184.7	188.9	195.2

주: 만원단위이며 연간 1인당 금액.

과정(7)~과정(8)에 대해서는 별도의 설명이 필요 없을 것이다.

이 절의 논의를 끝내기 전에 한 가지 의문에 대해 답변을 할 필요가 있다. 과정 (4)에서 임금률의 분포를 구하는데 α 값이나 t^{Obs} 값의 추계치들을 이용하기 때문에 기회 평등화를 위한 최적조세율이 α 값이나 t^{Obs} 값의 추계치들에 결정적으로 의존하지 않는가 하는 의문을 가질 수 있다. 그리고 만일 그것이 사실이라면 α 값이나 t^{Obs} 값의 추계가 부정확해지면 계산된 최적조세율도 부정확해질 것 아닌가 하는 의문을 가질 수 있다.

이에 대한 우리의 대답은 '아니다'이다. 분명 임금률에 대한 분포나 A나 B값들의 추계치는 α 값이나 t^{Obs} 값의 추계치들에 의존한다. 그러나 기회의 평등을 달성하기 위한 최적세율은 A와 B의 비율에만 의존하며, A/B는 α 값이나 t^{Obs} 값의 추계치들에 의존하지 않는다. 다시 말해 α 값이나 t^{Obs} 값이 부정확하게 추계되더라도, 그 때문에 계산된 최적조세율이 부정확해지지 않는다는 것이다.

이 사실을 확인하기 위해 우선 $K \equiv \left(\frac{1-t^{Obs}}{\alpha_0(1+1/\eta_0)} \right)^{\eta_0}$ 로 정의하

면 식 (IV-4)는 $x(w;t) = Kw^{1+\eta}$ 로 적을 수 있다. 따라서 Φ 를 세 전소득의 누적분포함수라 하면

$$A = \int_0^\infty w^{1+\eta} dF^1(w) = \frac{1}{K} \int_0^\infty x d\Phi^1(x) \quad \text{식 (IV-26)}$$

이 되고

$$B = \int_0^\infty w^{1+\eta} dF(w) = \frac{1}{K} \int_0^\infty x d\Phi(x) \quad \text{식 (IV-27)}$$

이 된다.

여기서 알 수 있듯이 A와 B는 분명히 $K \equiv \left(\frac{1-t^{Obs}}{\alpha_0(1+1/\eta_0)} \right)^{\eta_0}$ 의 값에 의존하며, K의 값을 알기 위해서는 α 값이나 t^{Obs} 값에 대한 추정치가 필요하다. 그러나 A/B는 K값에 의존하지 않는다.

결국 α 값이나 t^{Obs} 값이 부정확하게 추계되더라도 본질의 모형에서 정의된 기회 평등화를 위한 최적세율은 영향을 받지 않는다는 것이다. 단 노동공급의 탄력성계수(η)는 중요한 영향을 미친다. 이 때문에 우리는 탄력성계수의 값을 여러 가지로 바꿔가면서 모형의 기회 평등화세율을 계산할 것이다.

반면 t^{Bench} 는 t^{Obs} 의 추계치에는 의존하지만 α 의 추계치에는 의존하지 않는다. 왜냐하면 t^{Bench} 는 $t \left(\frac{1-t}{\alpha_0(1+1/\eta_0)} \right)^{\eta_0} B - S = 0$ 를 풀어 계산하는데 식 (IV-24)에 의해 $\alpha_0(1+1/\eta_0) = (1-t^{Obs})w_m$ 이기 때문이다. 다시 말해 t^{Bench} 의 추정치는 관측세율의 추정치(t^{Obs})와 탄력성 추정치(η_0)에만 의존한다.

3. 우리나라의 한계소득세율 추정

본질의 목적은 모형에서 가정된 선형조세함수를 노동패널의 자

료를 이용하여 추정하는 것이다. 그런데 노동패널에는 피조사자의 세액납부나 이전지출 급여액수에 대한 정보가 없다. 본 연구에서는 각종 법령을 이용해 납부세액과 이전지출 급여액을 귀속계산(impute)하였는데 그에 대한 자세한 과정은 부록 1과 부록2에 기술되어 있다.

본 연구에서 선형조세함수를 활용하고 있는 점을 감안하여 아래와 같은 식 (IV-30)을 통하여 한계세율을 계산하였다.

$$\text{세후소득} = a + b * (\text{세전소득}) \quad \text{식 (IV-30)}$$

여기서 개인의 세후소득(post-fisc income)은 세전소득(pre-fisc income)에서 납부세액을 공제한 후 정부로부터 받은 각종 보조금과 이전지출을 더한 값이므로 이를 식으로 표현하면 $y = (1-t)x + T$ 이 된다. 따라서 위의 식 (IV-30)을 통하여 추계된 상수 a 는 보조금(T)의 추정치에 해당하며 기울기 계수 b 는 $(1-t)$ 의 추정치가 된다.

식 (IV-30)을 추계할 때 사용되는 세전소득과 세후소득 자료로는 앞 절에서 정의한 표준소득과 동등화소득 두 가지를 이용하였다. 각각의 소득정의에 있어 세후소득은 세전소득에서 순조세(조세-공적보조금)를 차감한 것으로 정의하였는데 여기서 공적보조금은 기초생활보장수급액과 정부보조금의 합이며, 조세는 개인소득세와 연금보험료의 합으로 계산하였다. 개인소득세의 경우 노동패널자료의 사회경제적 변수를 고려하여 직접 계산하는 방식을 취하였다(부록 참조).

우리는 2001년~2005년까지의 노동패널자료를 (i)전체, (ii)임금근로자, (iii) 비임금근로자의 세 개의 그룹으로 구분한 후 각 그룹별로 표준소득과 동등화소득 두 가지 소득에 대해 한계세율을 추

정해 보았다. 또 연금보험료를 포함했을 때의 추정뿐 아니라 제외 한 상태에서의 추정도 함께 해보았다. 따라서 각각의 시기에 대해 모두 12개의 서로 다른 추정을 시도해 본 것이다.

먼저 조세에서 연금보험료를 제외하고 전체 자료(임금 및 비임금 근로자 모두를 포함)에 대해 최소자승 평균회귀법을 사용하여 추정한 결과를 살펴보면 전 기간에 걸쳐 표준소득의 한계세율이 29~39%, 동등화소득의 한계세율은 26~33%로 높게 나타나고 있으며 기간별로 그 편차가 크다(<표 IV-2> 참조).

이를 다시 임금근로자와 비임금근로자로 나누어 살펴보아도 임금근로자는 표준 및 동등화소득의 한계세율이 각각 19~39%, 13~36%로, 비임금근로자의 경우에는 각각 27~40%, 30~35%로 지나치게 높게 나타나고 있다(<표 IV-3>과 <표 IV-4> 참조).

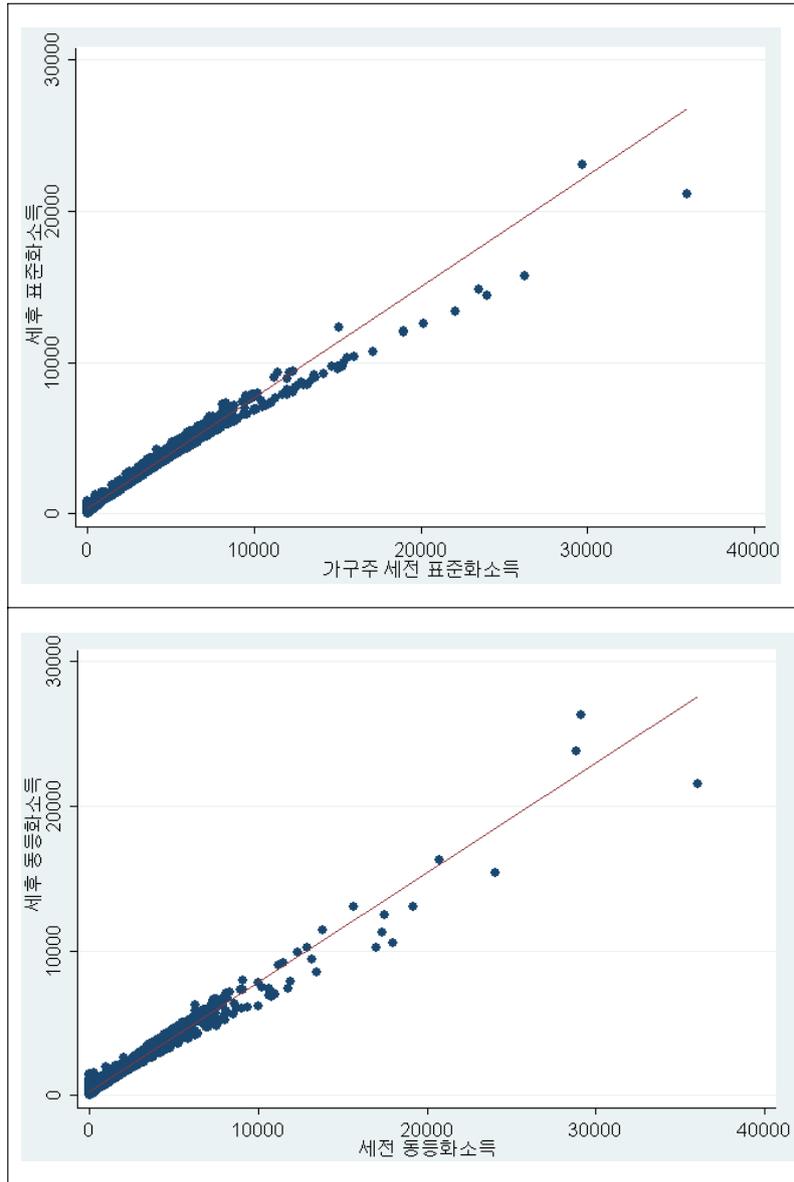
우리의 판단으로 이 추정치는 지나치게 높아 보인다. 우선 미국의 경우 한계세율이 25~27%정도인데 우리나라의 추정 한계세율이 더 높게 나온 것이다. 우리나라의 한계세율이 미국의 한계세율보다 높다는 것은 어떤 이유로든 상상하기 어렵다.

그런데 이러한 결과를 조세에 연금보험료를 포함한 결과와 비교하더라도 (<표 IV-5>~<표 IV-7> 참조) 전체, 임금근로자, 비임금근로자의 표준소득 및 동등화소득의 한계세율이 대략 2% 정도 밖에 차이가 나지 않아 최소자승 평균회귀법에 의한 추정결과는 한계세율을 비현실적으로 높게 계산하고 있는 것이다.

우리는 이와 같은 추정 한계세율이 높게 나타난 이유가 이상치(outlier)의 존재로 인한 것인지를 확인하기 위하여 전체 자료에 대하여 2004/2005년의 세전 및 세후의 표준소득과 동등화소득에 대한 산점도(scatter plot)를 그려 보았다. 그 결과가 [그림 IV-1]과 [그림 IV-2]에 나타나 있다.

[그림 IV-1] 2004/2005년 산점도(연금보험료를 제외했을 때)

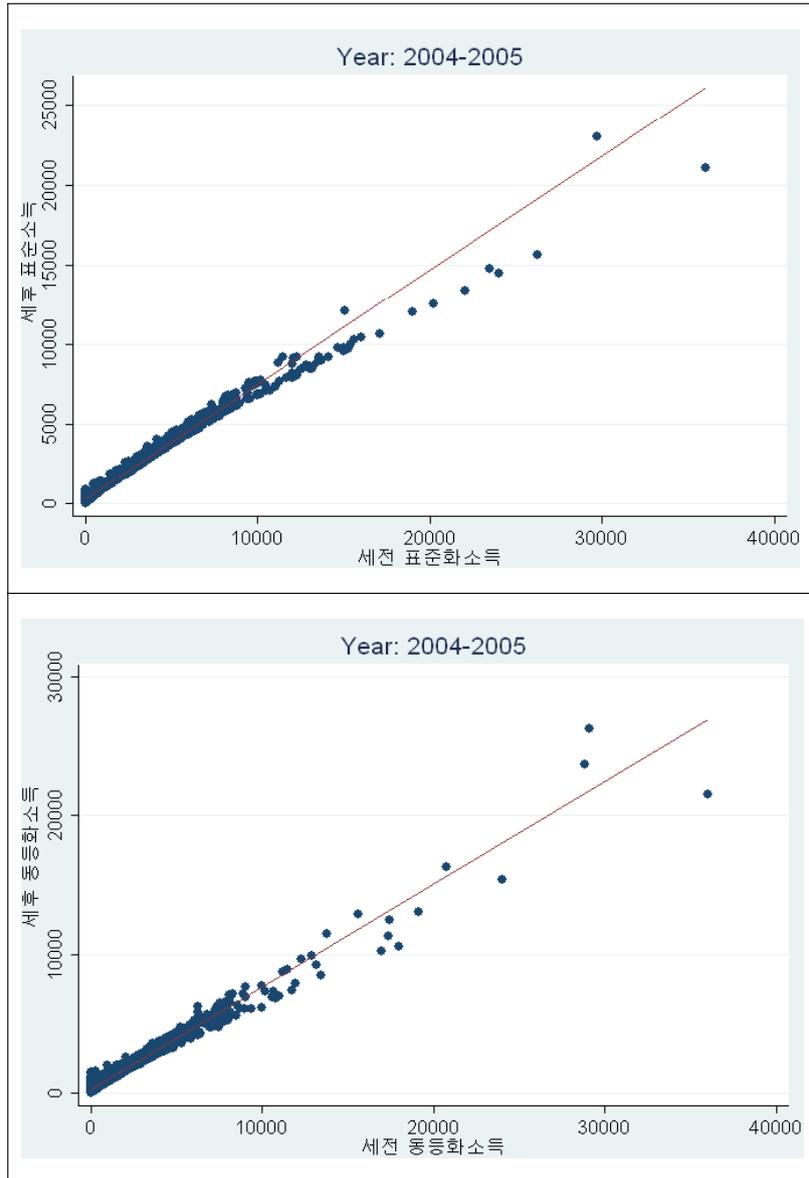
(단위: 만원)



IV. 우리나라 조세재정정책의 소득획득에 대한 기회 평등화 효과 147

[그림 IV-2] 2004/2005년 산점도(연금보험료를 포함했을 때)

(단위: 만원)



<표 IV-2> 전체 추정결과(연금 제외)

	2001/2002				2002/2003				2003/2004				2004/2005			
	OLS 추정		Median Reg.		OLS 추정		Median Reg.		OLS 추정		Median Reg.		OLS 추정		Median Reg.	
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
세진표준소득 수	0.6671	491.06	0.8306	1362.28	0.6337	413.24	0.8146	2380.45	.6154	422.13	0.7879	583.74	0.718	432.39	0.794	402.40
상	438.40	74.69	134.35	51.81	522.66	71.74	151.58	93.62	517.07	79.75	145.63	24.26	303.93	55.08	148.50	22.67
세진동등화소득 수	0.710	395.51	0.851	2007.06	0.663	358.55	0.827	1064.22	0.656	343.95	0.798	986.45	0.741	403.38	0.798	586.37
상	335.58	62.10	101.45	79.53	404.87	63.35	116.72	43.42	379.41	60.15	124.88	46.72	235.13	47.25	136.84	37.13
관측수	4411				4491				4649				4698			

<표 IV-3> 임금근로자 추정결과(연금 제외)

	2001/2002				2002/2003				2003/2004				2004/2005			
	OLS 추정		Median Reg.		OLS 추정		Median Reg.		OLS 추정		Median Reg.		OLS 추정		Median Reg.	
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
세진표준소득 수	0.813	422.00	0.860	771.69	0.607	325.19	0.822	2723.04	0.610	348.57	0.775	1011.84	0.776	522.75	0.778	471.10
상	232.23	48.08	142.94	51.18	691.92	85.61	212.63	162.91	690.82	88.71	293.08	85.99	289.27	62.16	298.38	57.61
세진동등화소득 수	0.836	399.59	0.875	751.23	0.641	250.77	0.847	1213.20	0.646	273.72	0.799	895.23	0.788	464.17	0.795	623.36
상	166.179	37.97	96.917	39.78	515.66	67.91	133.58	64.46	499.09	68.43	189.20	68.56	222.94	51.25	203.34	62.19
관측수	2482				2551				2627				2635			

<표 IV-4> 비임금근로자 추정결과(연금 제외)

	2001/2002						2002/2003						2003/2004						2004/2005									
	OLS 추정		Median Reg.		t		OLS 추정		Median Reg.		t		OLS 추정		Median Reg.		t		OLS 추정		Median Reg.		t					
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t				
세진표준소득 수	0.656	364.97	0.799	2873.49	0.643	268.13	0.73	1539.87	0.601	322.45	0.702	1450.20	0.661	353.20	0.708	1018.68	0.681	263.35	0.796	1266.51	0.688	214.41	0.727	695.42	0.701	241.49	0.717	816.31
상	500.00	41.80	155.64	85.84	465.82	32.10	146.70	51.85	443.20	46.17	211.50	85.23	315.03	40.97	80.35	362.80	31.83	128.01	46.29	279.61	15.46	213.18	29.33	203.74	21.59	149.39	52.29	
세진동등화소득 수	0.681	263.35	0.796	1266.51	0.697	250.84	0.784	440.57	0.688	214.41	0.727	695.42	0.701	241.49	0.717	816.31	0.681	263.35	0.796	1266.51	0.688	214.41	0.727	695.42	0.701	241.49	0.717	816.31
상	362.80	31.83	128.01	46.29	279.61	24.10	114.74	15.46	213.18	18.32	111.21	29.33	203.74	21.59	149.39	52.29	362.80	31.83	128.01	46.29	279.61	15.46	213.18	29.33	203.74	21.59	149.39	52.29
관측수	1450						1462						1501						1538									

<표 IV-5> 전체 추정결과(연금 포함)

	2001/2002						2002/2003						2003/2004						2004/2005										
	OLS 추정		Median Reg.		t		OLS 추정		Median Reg.		t		OLS 추정		Median Reg.		t		OLS 추정		Median Reg.		t						
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t					
세진표준소득 수	0.677	491.06	0.8305	1362.28	0.633	413.24	0.814	2380.45	0.615	422.13	0.787	583.74	0.717	432.39	0.793	402.40	0.677	491.06	0.8305	1362.28	0.633	413.24	0.814	2380.45	0.615	422.13	0.787	583.74	
상	488.39	74.69	134.35	51.81	522.66	71.74	151.58	93.62	517.07	79.75	145.63	24.26	303.93	55.08	22.67	335.58	62.10	101.45	79.53	404.87	63.35	116.72	43.42	379.41	60.15	124.89	46.72	235.13	
세진동등화소득 수	0.710	395.51	0.851	2007.1	0.662	358.55	0.827	1064.2	0.656	343.95	0.797	986.45	0.741	403.38	0.798	586.37	0.710	395.51	0.851	2007.1	0.662	358.55	0.827	1064.2	0.656	343.95	0.797	986.45	
상	335.58	62.10	101.45	79.53	404.87	63.35	116.72	43.42	379.41	60.15	124.89	46.72	235.13	47.25	136.84	37.13	335.58	62.10	101.45	79.53	404.87	63.35	116.72	43.42	379.41	60.15	124.89	46.72	235.13
관측수	4411						4491						4649						4698										

<표 IV-6> 임금근로자 추정결과(연금 포함)

	2001/2002						2002/2003						2003/2004						2004/2005						
	OLS 추정		Median Reg.		t		OLS 추정		Median Reg.		t		OLS 추정		Median Reg.		t		OLS 추정		Median Reg.		t		
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t			
세진표준소득 수	0.813	422.00	0.859	771.69	0.607	325.19	0.822	2723.04	0.609	348.58	0.774	1011.84	0.775	522.75	0.777	471.10	0.609	348.58	0.774	1011.84	0.775	522.75	0.777	471.10	
상	232.23	48.08	142.94	51.18	691.92	85.61	212.63	162.91	690.82	88.71	293.08	85.99	289.27	62.16	298.38	57.61	691.92	85.61	212.63	162.91	690.82	88.71	293.08	85.99	289.27
세진동등화소득 수	0.836	399.59	0.875	751.23	0.641	250.77	0.846	1213.2	0.645	273.72	0.799	895.23	0.787	464.17	0.795	623.36	0.641	250.77	0.846	1213.2	0.645	273.72	0.799	895.23	
상	166.17	37.97	96.91	39.78	515.66	67.91	133.58	64.46	499.09	68.43	189.20	68.56	222.94	51.25	203.34	62.19	515.66	67.91	133.58	64.46	499.09	68.43	189.20	68.56	222.94
관측수	2482						2551						2627						2635						

<표 IV-7> 비임금근로자 추정결과(연금 포함)

	2001/2002						2002/2003						2003/2004						2004/2005						
	OLS 추정		Median Reg.		t		OLS 추정		Median Reg.		t		OLS 추정		Median Reg.		t		OLS 추정		Median Reg.		t		
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t			
세진표준소득 수	0.656	364.97	0.798	2873.49	0.643	268.13	0.73	1539.8	0.601	322.45	0.702	1450.2	0.661	353.20	0.701	1018.6	0.643	268.13	0.73	1539.8	0.601	322.45	0.702	1450.2	
상	500.00	41.80	155.64	85.84	465.82	32.10	146.69	51.85	443.21	46.17	211.49	85.23	315.02	40.97	227.69	80.35	465.82	32.10	146.69	51.85	443.21	46.17	211.49	85.23	315.02
세진동등화소득 수	0.681	263.35	0.796	1266.5	0.697	250.84	0.783	440.57	0.687	214.41	0.726	695.42	0.701	241.49	0.717	816.31	0.681	263.35	0.796	1266.5	0.697	250.84	0.783	440.57	
상	362.81	31.83	128.01	46.29	279.61	24.10	114.74	15.46	213.18	18.32	111.21	29.33	203.74	21.59	149.38	52.29	362.81	31.83	128.01	46.29	279.61	24.10	114.74	15.46	213.18
관측수	1450						1462						1501						1538						

IV. 우리나라 조세재정정책의 소득획득에 대한 기회 평등화 효과 151

이 그림들에 의하면 표준화소득 및 동등화소득이 모두 1억원 미만에 집중되어 있음을 확인할 수 있고 1억원 이상의 소득 중 몇몇 자료가 회귀선의 기울기에 크게 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있다. 다시 말해 최소자승 평균회귀법을 이용한 추정결과는 소득분포의 이상치(outlier) 존재로 인해 소득격차가 커져 추정 결과가 다소 왜곡되었을 가능성이 커 보인다는 것이다.

우리는 최소자승 평균회귀법에 의한 추정치가 가지는 이러한 문제를 해소하기 위해 중위 회귀법(median regression)을 사용하여 보았다. 일반적으로 중위 회귀법은 최소자승 평균회귀법과 달리 중위값(median)를 이용하여 추정하기 때문에 이러한 문제를 어느 정도 해소할 수 있는 장점을 가지고 있다.

중위 회귀법을 이용한 표준소득 및 동등화소득에 대한 추정결과에 따르면 전체적으로 한계세율의 규모는 최소자승 평균회귀법에 의해 얻어진 결과에 비해 더 작고 기간별로 편차도 작게 나타나고 있다.

중위회귀법을 이용했을 때의 표준소득의 한계세율은 전체의 경우 조세에 연금보험료 포함 여부에 관계없이 17~22%이며, 임금 및 비임금근로자의 경우에는 각각 14~22%, 21~30%로 나타났다. 또한 동등화소득의 경우에는 표준화소득의 추정 한계세율보다 평균적으로 약 1~2% 정도 낮게 나타나고 있다.

이 추정치 역시 여전히 높다고 생각되지만 최소자승 평균회귀법에 의한 추정치보다는 이상치로 인한 왜곡을 줄일 수 있다고 판단되어 본 보고서에서는 중위회귀법을 사용하여 추정된 선형조세함수를 관측된 조세함수로 사용한다.

우리의 추정에 의하면 모든 경우에 있어 표준소득보다는 동등화소득의 추정 한계세율이 상대적으로 낮은 것으로 나타났다.

그런데 이상치를 제어하더라도 노동패널자료에 의한 관측세율

추계는 지나치게 과대추계되어 보인다. 이를 파악하기 위해 우리는 통계청 가계조사자료를 이용하여서도 근로자가구에 대해 관측세율을 함께 추계하여 보았는데 노동패널자료에 의한 세율과는 약 6% 정도의 차이가 존재함을 발견하였다. <표 IV-8>은 통계청 가계조사자료를 이용하여 최소자승 평균회귀법으로 추정한 선형조세 함수이다. 가계조사자료의 경우에는 이상치의 문제가 심각하지 않아 중위 회귀방식에 의한 추정과 큰 차이를 보이지 않았다.

<표 IV-8> 통계청 가계조사 자료에 의한 추정결과: 근로자 가구

연도	t	T (만원)	관측수
2001/02	0.120	175.22	3,824
2002/03	0.121	185.40	4,549
2003/04	0.129	207.01	5,579
2004/05	0.135	233.84	5,319

표에서 볼 수 있듯이 가계조사자료에 의한 한계세율은 12~13.5%이다. 현재 우리가 가지고 있는 지식으로는 어떤 자료에 의한 추계가 현실을 더 정확히 반영하는지 확인할 방법이 없다. 다만 우리의 추측으로는 한국의 실제 한계세율은 통계청 가계조사자료에 의한 추정치보다는 높고 노동패널에 의한 추정치보다는 낮을 가능성이 높아 보인다.

첫째, 통계청 가계조사자료에 의한 추정치는 근로자가구에 대해서만 계산된 것이다. 우리의 추계에서 자본소득부분을 귀속계산하기는 하였지만 자본소득에 대한 파악이 완전하다고 생각할 수는 없다. 따라서 전체 가구에 대해 자본소득을 완전히 파악한 후 한계세율을 추정하면 이보다는 높게 나올 것으로 예상할 수 있다.

IV. 우리나라 조세재정정책의 소득획득에 대한 기회 평등화 효과 153

둘째, 노동패널에서 우리는 법령에 의해 세액을 귀속계산하는 방식을 취했는데 이러한 방식은 부유층이 합법적으로 할 수 있는 세금회피(tax avoidance)의 가능성을 배제하고 이루어진 것이다. 부유층의 실제 납부세액을 근거로 계산하였다면 한계세율은 추정치보다 낮을 것이다.

셋째, 귀속계산의 방식은 저소득층이 받을 수 있는 각종 세액공제는 과소평가하고 신용공여는 과대평가했을 가능성을 가지고 있다. 특히 노동패널에는 저소득층에 대한 관측치가 많다는 점에서 이런 추정편기는 세율산정에 많은 영향을 주었을 것으로 보인다.

이상의 이유들로 인하여 우리는 이 절에서 계산된 관측세율은 실제세율의 상한선(upper bound)로 보아야 함을 강조하고자 한다.

4. 부모의 학력을 환경변수로 정의할 경우의 기회 평등화 효과

본절에서는 부모의 학력을 환경변수로 설정했을 때의 기회 평등화를 위한 최적세율을 계산한다. 이 절에서는 제Ⅲ장 제1절의 정의를 이용하여, 환경의 차이에 따른 유형을 Edu_Pa1, Edu_Pa2, Edu_Pa3의 세 가지로 구분한다.

가. 표준소득을 이용하였을 때의 기회 평등화세율

부모의 교육수준을 환경변수로 사용하고 표준소득을 사용하였을 경우에 본장의 제2절에서 설명한 방식에 의해 구한 α , A, B에 관한 기간별 추정결과는 <표 IV-9>에 요약되어 있다. 이 표에 의하면 최불우 유형의 평균소득은 전체 평균소득의 79~85%이며, 이 비율은 시간이 지남에 따라 작아지고 있음을 알 수 있다.

<표 IV-9> 추정된 모수들: 환경=부모학력, 소득=표준소득

$\eta = 0.03$ 인 경우				
연도	α	A	B	A/B
2001/02	43.52	2081.08	2451.72	0.8488
2002/03	45.58	2283.34	2694.84	0.8473
2003/04	49.58	2341.78	2910.86	0.8045
2004/05	54.95	2529.04	3194.45	0.7917
$\eta = 0.06$ 인 경우				
연도	α	A	B	A/B
2001/02	84.57	2605.84	3069.93	0.8488
2002/03	88.57	2864.64	3380.90	0.8473
2003/04	96.34	2948.36	3664.84	0.8045
2004/05	106.79	3193.24	4033.40	0.7917
$\eta = 0.09$ 인 경우				
연도	α	A	B	A/B
2001/02	123.36	3261.91	3844.03	0.8488
2002/03	129.20	3593.92	4241.62	0.8473
2003/04	140.54	3712.05	4614.12	0.8045
2004/05	155.77	4031.88	5092.68	0.7917

이상에서 주어진 정보를 활용하면, 기회 평등화를 위한 최적세율과 벤치마크세율을, 그리고 기회평등화 지수나 효율비용을 모두 계산할 수 있는데 이에 대한 계산 결과가 <표 IV-10>에 요약되어 있다.

표에서 보면 먼저 우리나라의 경우 기회 평등화를 위한 세율과 관측된 세율 간의 격차가 매우 크다는 것을 알 수 있다. 물론 앞에서 언급한대로 기회 평등화세율은 노동공급의 탄력성의 추정치에 따라 변화를 보이고 이 때문에 기회 평등화를 위한 세율과 관측된 세율 간의 격차도 탄력성 값에 따라 다르다. 그러나 모든 경

IV. 우리나라 조세재정정책의 소득획득에 대한 기회 평등화 효과 155

우에 있어 그 격차가 결코 작지 않다는 것은 쉽게 알 수 있다. 예컨대 $\eta = 0.06$ 를 가정할 경우 관측된 한계세율은 17~20.6% 임에 비해 기회를 평등화하기 위해 필요한 세율은 63~73% 로 매우 높게 나타난다.

<표 IV-10> 한국의 기회 평등화 세율: 환경=부모학력, 소득=표준소득

$\eta = 0.03$ 인 경우				
연도	t^{obs}	t^{EOp}	t^{Bench}	ν
2001/02	0.170	0.8073	0.0865	0.1564
2002/03	0.185	0.8093	0.0857	0.1844
2003/04	0.212	0.8510	0.0813	0.2190
2004/05	0.206	0.8602	0.0768	0.2109
$\eta = 0.06$ 인 경우				
연도	t^{obs}	t^{EOp}	t^{Bench}	ν
2001/02	0.170	0.6256	0.0862	0.2359
2002/03	0.185	0.6293	0.0854	0.2755
2003/04	0.212	0.7105	0.0810	0.2979
2004/05	0.206	0.7283	0.0765	0.2819
$\eta = 0.09$ 인 경우				
연도	t^{obs}	t^{EOp}	t^{Bench}	ν
2001/02	0.170	0.4538	0.0860	0.3659
2002/03	0.185	0.4593	0.0851	0.4204
2003/04	0.212	0.5777	0.0806	0.3992
2004/05	0.206	0.6036	0.0761	0.3698

물론 여기서 계산된 최적세율은 기회를 평등화하기 위한 최적세율이므로 현실에서 이 세율을 적용하라고 주장할 수는 없다. 그러나 기회 평등화를 위한 세율이 매우 높다는 것은 우리 사회의 기회 불평등이 그만큼 심하다는 것을 간접적으로 의미하는 것으로

우리가 제Ⅲ장에서 관찰한 기본적인 실증결과들과 합치하는 것이다.

둘째, 기회 평등화를 위한 세율이 시간에 따라 증가한다는 것은 우리 사회에서 기회의 불평등이 점차 심화되고 있음을 반영하는 것이다.

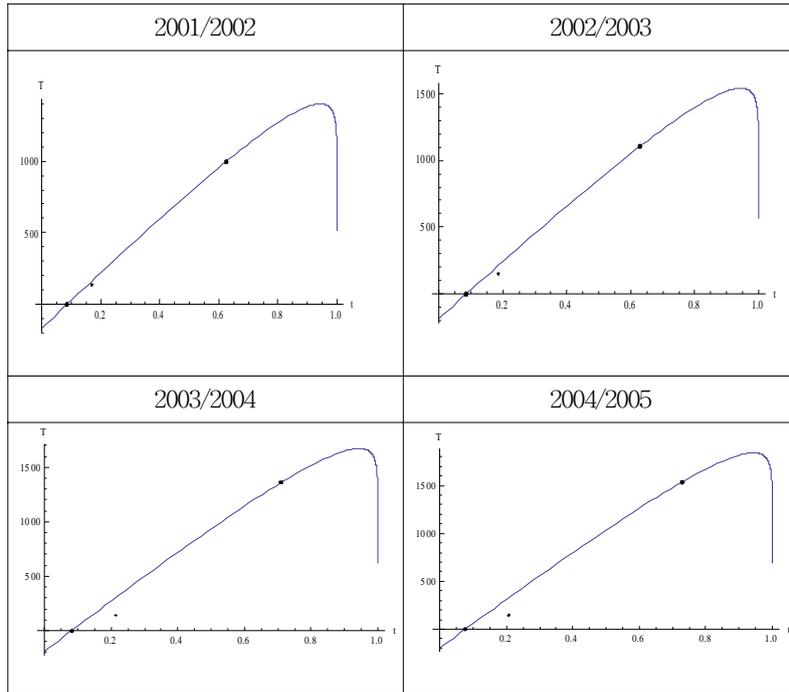
셋째, 우리나라의 관측된 한계세율이 벤치마크세율과 차이가 매우 적게 나타난 것은 우리나라에서 조세수입은 기타 정부서비스를 제공하는 데만 사용되었을 뿐 기회를 평등화하는 데에는 거의 사용되지 않았음을 시사한다.

우리는 본 보고서의 실증분석의 적합성(goodness of fit)을 검증하기 위해 모델에서 예측하는 래퍼곡선과 함께 관측된 세율 및 이전지출의 크기를 함께 그려보았다. 표준소득의 경우 $\eta = 0.06$ 의 전제하에 그려진 그림들이 [그림 IV-3]에 나타나고 있는데 그림에서 역U자형의 곡선은 모형이 예측하는 래퍼곡선이며 가운데의 굵은 점은 기회 평등화를 최적세율과 그 세율에 의한 1인당 이전지출의 크기를 나타낸다. 당연하지만 이 점은 항상 래퍼곡선상에 위치한다. 그 보다 아래의 작은 점은 선형조세함수의 가정하에 추계된 관측된 세율과 관측된 이전지출의 크기인데 이 점이 모형에서 예측하는 래퍼곡선상에서 멀다면 모형의 적합도가 떨어지는 것이고 이 점이 래퍼곡선에 가까울수록 모형의 적합도는 증가하게 된다.

마지막으로 수평축상의 점은 벤치마크세율의 위치를 나타낸다.

그림에서 보면 표준소득의 경우 전 기간에 걸쳐 모형의 적합도는 매우 높다고 할 수 있다. 특히 2003/2004와 2004/2005의 모형 적합도는 약간 떨어지지만 2001/2002와 2002/2003 두 기간의 모형 적합도는 대단히 좋음을 알 수 있다.

[그림 IV-3] 모델의 적합성: 환경=부모학력, 소득=표준소득



이제 이상에서 얻어진 결과들을 Roemer et al.(2003)의 분석 결과들과 비교해 보자. 다음 <표 IV-11>은 부모의 학력을 환경변수로 설정하고 총 표준소득 개념을 이용하여 Roemer et al.(2003)이 $\eta = 0.06$ 으로 전제하고 계산한 10개 선진국의 추계결과를 요약한 것이다. 비교를 위하여 우리는 한국의 2004/2005년의 추계결과를 함께 요약하였다.

이제 <표 IV-11>에 요약된 결과를 보면 다음과 같은 사실을 확인할 수 있다.

첫째, 우리나라의 기회 평등화세율은 이들 5개국 중 스페인, 이탈리아, 미국과 비슷한 수준에 있으나, 이들 나라의 관찰된 세율은

우리보다 높다(스페인은 38%, 이탈리아는 23%, 미국은 24%). 스페인의 경우 벤치마크세율은 우리나라의 그것과 비슷하나 관측된 한계세율은 우리나라보다 높다는 점에서 우리보다 적극적으로 분배를 위한 조세정책을 편다고 할 수 있다. 반면 미국이나 이탈리아는 관측된 세율과 벤치마크세율의 차이가 우리처럼 작는데, 이는 이 나라들에서 조세재정정책이 기회를 평등화하는 데 적극적으로 활용되지 않음을 시사한다.

<표 IV-11> 선진국들과의 비교: 환경=부모학력, 소득=표준소득

국가	t^{obs}	t^{EOp}	t^{Bench}	ν	ε
스페인(1991)	0.376	0.605	0.080	0.748	0.973
이탈리아(1993)	0.232	0.819	0.156	0.160	0.920
미국(1991)	0.243	0.647	0.182	0.200	0.955
영국(1991)	NA	NA	NA	NA	NA
벨기에(1992)	0.531	0.535	0.316	0.999	0.999
네덜란드(1995)	0.533	0.474	0.253	overtax1	1.007
서독(1994)	0.364	0	0.225	overtax2	1.028
스웨덴(1991)	0.524	0	0.203	overtax2	1.046
덴마크(1993)	0.440	0	0.225	overtax2	1.035
노르웨이(1995)	0.393	0	0.258	overtax2	1.030
한국(2004/05)	0.206	0.728	0.077	0.282	0.938

주: 나라이름 옆의 괄호 안 숫자는 추계연도를 나타냄.
출처: Roemer et al. (2003) Table 4, p. 555.

IV. 우리나라 조세재정정책의 소득획득에 대한 기회 평등화 효과 159

둘째, 스웨덴, 덴마크, 노르웨이와 서독의 경우에는 기회 평등화 세율이 0으로 나타나는데 이는 이들 나라에서는 100여년의 복지 역사를 통해 이미 환경의 영향이 개인의 성취에 주는 영향이 매우 작아졌음을 나타내는 것이다.

셋째, 네덜란드와 벨기에는 관찰된 세율과 기회 평등화를 위한 세율이 근접하고 있다.

넷째, 이 표를 통해 우리는 현실의 재분배세율 수준은 그 나라의 기회가 얼마나 평등한가 또 그 나라의 조세재정정책이 기회를 평등화하기 위해 얼마나 노력하는가 등을 나타내는 척도로는 매우 부정확하다는 것을 알 수 있다. 예컨대 서독의 관측세율은 36.4%로 스페인의 관측세율 37.6%보다 낮지만 기회의 평등을 위한 세율은 전자의 경우에는 0이고 후자의 경우에는 60.5%이다. 만일 우리가 관측세율의 절대수준만으로 그 나라의 기회 평등화를 위한 정책적 의지를 판단한다면 우리는 스페인을 서독보다 기회평등화의 관점에서 더 바람직하다고 평가해야 할 것이다. 그러나 사실은 서독에서는 이미 기회의 평등이 충분히 달성되어 더 이상 기회의 평등을 위한 재분배정책이 필요없는 것이고 스페인은 이와 반대로 기회의 불평등이 너무도 극심하여 기회의 평등을 달성하기 위해서는 현실의 관측세율보다 2배 가량 높은 세율이 필요한 것이다.

나. 동등화소득을 이용하였을 때의 기회 평등화세율

이번에는 동등화소득으로 측정했을때의 기회 평등화세율을 계산해 보자. <표 IV-12>는 각종 모수들의 추정치들을 요약하고 있다. 그리고 이 모수들의 추정치에 의거하여 기회 평등화세율의 추정치를 요약한 것이 <표 IV-13>이다.

우선 가구 동등화소득으로 측정했을 때의 A와 B의 비율이 표준소득으로 측정했을 때의 비율보다 현저히 큼을 알 수 있다. 다

시 말해 환경의 영향은 동등화소득의 경우가 표준소득의 경우보다 작다는 것이다. 특히 2001/2002년에는 그 비율이 거의 90%에 육박하여 환경의 영향이 매우 약하다고 할 수 있다.

표에서 보듯이 동등화소득을 이용해 추정한 결과도 그 패턴에서 있어서는 표준소득으로 추정된 결과들과 크게 다르지 않다. 다만 표준소득으로 추정했을 때에 비해 기회 평등화를 위한 세율과 관측된 세율 모두 그 절대치가 상대적으로 작게 나타난다. 이는 동등화소득의 유형 간 격차가 표준소득의 유형 간 격차보다 작다는 것에 기인하는 것이다.

<표 IV-12> 추정된 모수들: 환경=부모학력, 소득=동등화소득

$\eta = 0.03$ 인 경우				
연도	α	A	B	A/B
2001/02	27.93	1382.85	1543.36	0.8960
2002/03	28.91	1526.48	1716.98	0.8891
2003/04	30.68	1587.91	1867.04	0.8505
2004/05	33.82	1745.60	2065.35	0.8452
$\eta = 0.06$ 인 경우				
연도	α	A	B	A/B
2001/02	54.29	1707.39	1905.57	0.8960
2002/03	56.17	1888.28	2123.93	0.8891
2003/04	59.62	1969.90	2316.17	0.8505
2004/05	65.72	2171.85	2569.68	0.8452
$\eta = 0.09$ 인 경우				
연도	α	A	B	A/B
2001/02	79.19	2108.10	2352.79	0.8960
2002/03	81.94	2335.83	2627.34	0.8891
2003/04	86.98	2443.78	2873.35	0.8505
2004/05	95.87	2702.19	3197.17	0.8452

IV. 우리나라 조세재정정책의 소득획득에 대한 기회 평등화 효과 161

<표 IV-13> 한국의 기회평등화 세율: 환경=부모학력,
소득=동등화소득

$\eta = 0.03$ 인 경우				
연도	t^{obs}	t^{EOp}	t^{Bench}	ν
2001/02	0.149	0.7199	0.1358	0.0335
2002/03	0.173	0.7375	0.1329	0.0961
2003/04	0.202	0.8052	0.1252	0.1539
2004/05	0.202	0.8119	0.1172	0.1648
$\eta = 0.06$ 인 경우				
연도	t^{obs}	t^{EOp}	t^{Bench}	ν
2001/02	0.149	0.4557	0.1357	0.0717
2002/03	0.173	0.4898	0.1327	0.1871
2003/04	0.202	0.6214	0.1248	0.2385
2004/05	0.202	0.6349	0.1169	0.2497
$\eta = 0.09$ 인 경우				
연도	t^{obs}	t^{EOp}	t^{Bench}	ν
2001/02	0.149	0.2061	0.1365	0.3369
2002/03	0.173	0.2558	0.1325	0.5355
2003/04	0.202	0.4477	0.1245	0.3863
2004/05	0.202	0.4667	0.1165	0.3894

Roemer et al.(2003)은 동등화소득으로 계산한 기회 평등화세율도 계산하고 있는데 이를 요약한 것이 <표 IV-14>이다. 이 표 역시 $\eta = 0.06$ 으로 전제하고 계산된 결과이다.

<표 IV-14> 선진국들과의 비교: 환경=부모학력, 소득=동등화 소득

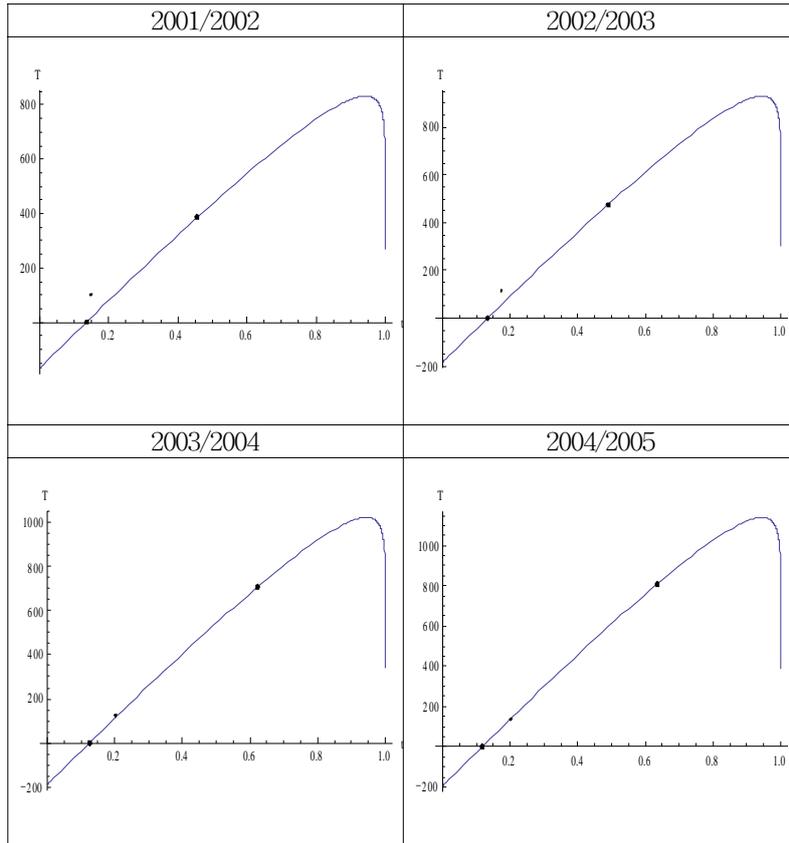
국가	t^{obs}	t^{EOp}	t^{Bench}	ν	ε
스페인(1991)	0.400	0.556	0.100	0.840	0.982
이탈리아(1993)	0.247	0.829	0.154	0.186	0.915
미국(1991)	NA	NA	NA	NA	NA
영국(1991)	NA	NA	NA	NA	NA
벨기에(1992)	0.555	0.661	0.260	0.900	0.984
네덜란드(1995)	0.545	0.510	0.256	overtax1	1.004
서독(1994)	0.404	0.116	0.215	overtax2	1.012
스웨덴(1991)	0.569	0	0.185	overtax2	1.052
덴마크(1993)	0.369	0	0.182	overtax2	1.028
노르웨이(1995)	0.389	0.215	0.202	overtax1	1.015
한국(2004/05)	0.202	0.635	0.117	0.250	0.954

주: 나라이름 옆의 괄호 안 숫자는 추계연도를 나타냄.
출처: Roemer et al.(2003) Table 5, p. 555.

표에서 확인할 수 있듯이 동등화소득으로 계산했을 때에도 전반적인 패턴은 표준소득으로 계산할 때와 유사하게 나타난다. 한 가지 흥미로운 점은 우리나라의 기회 평등화를 위한 세율이 2001/2002년에는 0.4 정도로 스페인과 비슷하였는데 5년 사이에 급속히 증가하여 2004/2005년이 되면 0.64가 되어 스페인보다 높은 수준에 도달하게 된다는 것이다.

우리는 표준소득과 마찬가지로 동등화소득에 대해서도 모형의 적합도 검정을 하였다. $\eta = 0.06$ 에 대한 결과가 [그림 IV-4]에 요약되어 있다. 표준소득의 경우와 마찬가지로 동등화소득의 경우에도 모형의 적합도는 전반적으로 우수한 편이다. 다만 한 가지 차이는 표준소득의 경우와 대조적으로 동등화소득의 경우 2001/2002나 2002/2003의 경우보다 2003/2004나 2004/2005가 그 적합도에서 있어 더 우수하다는 사실이다.

[그림 IV-4] 모델의 적합성: 환경=부모학력, 소득=동등화 소득



5. 부모의 직업을 환경변수로 정의할 경우의 기회 평등화 효과

제4절에서는 부모의 학력을 환경변수로 사용하였을 때의 기회 평등화를 위한 최적세율을 계산하였다. 이번에는 부모의 직업을 환경변수로 사용하였을 때의 기회 평등화를 달성하는 최적세율을 계산해 보자. 제Ⅲ장 제2절에서 정의한 대로 부모의 직업을 Occ_Pa1 (단순노무직), Occ_Pa2(비숙련노동자), Occ_Pa3(숙련노동자 및 전

문직)의 세 가지로 구분한 후 기회 평등화를 위한 최적세율을 계산한다.

가. 표준소득을 이용하였을 때의 기회 평등화세율

부모의 직업을 환경변수로 사용하고 표준소득을 이용하였을 때의 α , A, B에 관한 기간별 추정결과가 <표 IV-15>에 요약되어 있다.

<표 IV-15> 추정된 모수들: 환경=부모직업, 소득=표준소득

$\eta = 0.03$ 인 경우				
연도	α	A	B	A/B
2001/02	43.52	2143.69	2425.42	0.8838
2002/03	44.15	2386.45	2663.45	0.8960
2003/04	48.20	2455.54	2875.69	0.8539
2004/05	54.67	2633.44	3153.57	0.8351
$\eta = 0.06$ 인 경우				
연도	α	A	B	A/B
2001/02	84.57	2684.23	3037.01	0.8838
2002/03	85.81	2991.15	3338.33	0.8960
2003/04	93.67	3088.96	3617.51	0.8539
2004/05	106.25	3324.55	3984.18	0.8351
$\eta = 0.09$ 인 경우				
연도	α	A	B	A/B
2001/02	123.36	3361.08	3802.81	0.8838
2002/03	125.17	3749.07	4184.23	0.8960
2003/04	136.64	3885.79	4550.68	0.8539
2004/05	154.38	4197.03	5025.98	0.8351

IV. 우리나라 조세재정정책의 소득획득에 대한 기회 평등화 효과 165

먼저 우리는 부모의 직업을 환경변수로 설정하였을 경우에도 최불우 유형의 평균소득과 전체 평균소득 간의 비율(A/B)이 부모의 학력을 환경변수로 설정하였을 경우와 유사하게 나타난다는 점에 주목하고자 한다. 부모의 직업을 기준으로 본 최불우 유형의 평균 소득은 전체 평균소득의 83~88%이며, 이 비율은 부모의 학력을 환경변수로 설정하였을 때와 유사하게 시간이 지남에 따라 작아지고 있다. 이는 앞에서 논의한 것처럼 한국사회에서 학력과 직업 간에 강한 상관관계가 있기 때문인 것으로 보인다.

이렇게 추계된 모수값들을 이용하여 기회 평등화를 위한 최적조세율을 계산하면 다음의 <표 IV-16>과 같다.

<표 IV-16> 한국의 기회 평등화세율: 환경=부모직업,
소득=표준소득

$\eta = 0.03$ 인 경우				
연도	t^{obs}	t^{EOp}	t^{Bench}	ν
2001/02	0.170	0.7493	0.0874	0.1758
2002/03	0.185	0.7199	0.0866	0.2219
2003/04	0.212	0.8007	0.0823	0.2426
2004/05	0.206	0.8234	0.0780	0.2270
$\eta = 0.06$ 인 경우				
연도	t^{obs}	t^{EOp}	t^{Bench}	ν
2001/02	0.170	0.5127	0.0872	0.3070
2002/03	0.185	0.4557	0.0863	0.4198
2003/04	0.212	0.6126	0.0819	0.3652
2004/05	0.206	0.6568	0.0774	0.1915
$\eta = 0.09$ 인 경우				
연도	t^{obs}	t^{EOp}	t^{Bench}	ν
2001/02	0.170	0.2892	0.0869	0.6314
2002/03	0.185	0.2061	0.0860	0.9669
2003/04	0.212	0.4349	0.0815	0.5606
2004/05	0.206	0.4994	0.0771	0.4668

표에서 쉽게 확인할 수 있듯이 부모의 직업을 환경변수로 설정하더라도 부모의 학력을 환경변수로 설정하였을 때와 유사하게 기회 평등화를 위한 세율과 관측된 세율 간에 격차가 매우 크다는 것을 알 수 있다. 예컨대 $\eta = 0.06$ 일 경우 관측된 한계세율은 17~20.6%임에 비해 기회 평등화를 위한 세율은 51~66%로 나타난다.

우리의 결과를 다시 <표 IV-17>에 요약된 Roemer et al. (2003)의 추정결과들과 비교해보자. Roemer et al.(2003)에는 환경을 부모의 직업으로 정의할 경우에 프랑스와 영국에 대한 추계치가 추가되어 있다.

<표 IV-17> 선진국들과의 비교: 환경=부모직업, 소득=표준소득

국가	t^{obs}	t^{EOp}	t^{Bench}	ν	ε
스페인(1991)	0.376	0.758	0.090	0.568	0.945
이탈리아(1993)	0.232	0.645	0.156	0.237	0.955
미국(1991)	0.243	0.663	0.182	0.191	0.952
영국(1991)	0.364	0.709	0.070	0.615	0.954
프랑스(1994)	0.313	0.578	0.177	0.503	0.971
벨기에(1992)	0.531	0.278	0.324	overtax2	1.030
네덜란드(1995)	NA	NA	NA	NA	NA
서독(1994)	0.361	0.031	0.220	overtax2	1.025
스웨덴(1991)	NA	NA	NA	NA	NA
덴마크(1993)	0.440	0	0.156	overtax2	1.035
노르웨이(1995)	0.393	0	0.259	overtax2	1.030
한국(2004/05)	0.206	0.678	0.061	0.340	0.947

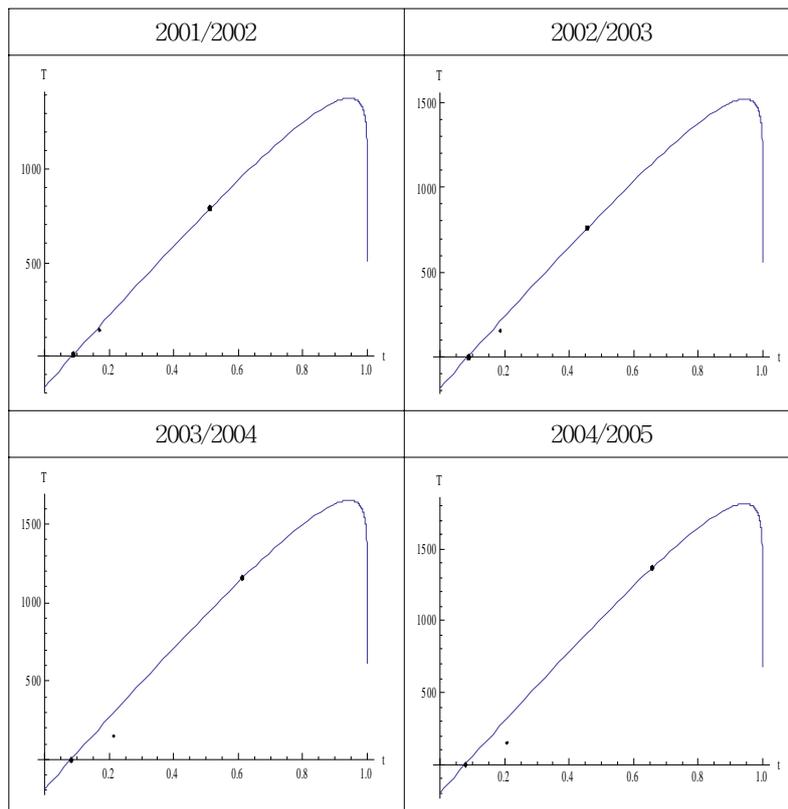
주: 나라이름 옆의 괄호 안 숫자는 추계연도를 나타냄.
출처: Roemer et al.(2003) Table 6, p. 556

IV. 우리나라 조세재정정책의 소득획득에 대한 기회 평등화 효과 167

영국과 프랑스 역시 미국, 이탈리아, 스페인과 마찬가지로 기회 평등화를 위한 세율이 매우 높게 나타난다. 물론 프랑스와 영국은 미국이나 이탈리아보다는 관측세율이 높아 스페인과 비슷한 관측 세율을 보이고 있다.

결국 부모의 직업을 환경변수로 설정하였을 때 우리나라의 기회 평등화를 위한 세율은 미국, 이탈리아, 스페인, 영국, 프랑스 등과 유사하다 하겠다.

[그림 IV-5] 모델의 적합성: 환경=부모직업, 소득=표준 소득



[그림 IV-5]는 부모의 직업을 환경변수로 설정하였을 때의 모형의 적합도를 나타내는데, 모형의 적합도는 부모의 학력을 환경변수로 설정하였을 때처럼 전반적으로 우수하다고 할 수 있다.

나. 동등화소득을 이용하였을 때의 기회 평등화세율

이번에는 동등화소득으로 측정했을 때의 기회 평등화세율을 계산해 보자. 각종 모수들에 대한 추정치가 <표 IV-18>에, 그리고 이 모수들에 기초하여 계산된 기회 평등화세율이 <표 IV-19>에 요약되어 있다.

<표 IV-18> 추정된 모수들: 환경=부모직업, 소득=동등화소득

$\eta = 0.03$ 인 경우				
연도	α	A	B	A/B
2001/02	27.34	1409.11	1523.86	0.9247
2002/03	28.91	1562.35	1692.24	0.9233
2003/04	29.96	1625.21	1837.20	0.8846
2004/05	33.49	1732.65	2038.63	0.8499
$\eta = 0.06$ 인 경우				
연도	α	A	B	A/B
2001/02	53.13	1738.68	1880.28	0.9247
2002/03	56.17	1932.65	2093.33	0.9233
2003/04	58.22	2014.73	2277.53	0.8846
2004/05	65.09	2155.12	2535.71	0.8499
$\eta = 0.09$ 인 경우				
연도	α	A	B	A/B
2001/02	77.50	2145.35	2320.06	0.9247
2002/03	81.94	2390.73	2589.48	0.9233
2003/04	84.93	2497.61	2823.39	0.8846
2004/05	94.95	2680.59	3153.98	0.8499

IV. 우리나라 조세재정정책의 소득획득에 대한 기회 평등화 효과 169

<표 IV-19> 한국의 기회 평등화세율: 환경=부모직업,
소득=동등화소득

$\eta = 0.03$ 인 경우				
연도	t^{obs}	t^{EOp}	t^{Bench}	ν
2001/02	0.149	0.6132	0.1374	0.0386
2002/03	0.173	0.6205	0.1348	0.1225
2003/04	0.202	0.7476	0.1271	0.1717
2004/05	0.202	0.8059	0.1187	0.1645
$\eta = 0.06$ 인 경우				
연도	t^{obs}	t^{EOp}	t^{Bench}	ν
2001/02	0.149	0.2483	0.1374	0.1915
2002/03	0.173	0.2625	0.1347	0.4954
2003/04	0.202	0.5094	0.1268	0.3136
2004/05	0.202	0.6229	0.1184	0.2531
$\eta = 0.09$ 인 경우				
연도	t^{obs}	t^{EOp}	t^{Bench}	ν
2001/02	0.149	0	0.1373	overtax2
2002/03	0.173	0	0.1345	overtax2
2003/04	0.202	0.2844	0.1264	0.7121
2004/05	0.202	0.4499	0.1180	0.4045

표에서 보듯이 동등화소득을 이용해 추정한 결과도 그 패턴에서 있어서는 표준소득으로 추정한 결과들과 크게 다르지 않다. 다만 부모의 학력을 환경변수로 설정하였을 때와 유사하게 기회 평등화를 위한 세율과 관측된 세율은 모두 표준소득으로 추정했을 때에 비해 그 절대치가 상대적으로 작게 나타난다. 이는 동등화소득의

유형 간 격차가 표준소득의 유형 간 격차보다 작다는 것에 기인하는 것이다. 극단적으로 노동의 탄력성이 0.09 정도로 매우 높다고 가정할 경우 2001/2002와 2002/2003의 경우에는 기회 평등화세율의 추정치가 관측세율의 추정치보다도 더 작아 *overtax*의 경우로 분류되고 있다.

동등화소득을 이용한 Roemer et al.(2003)의 추계치는 <표 IV-20>에 요약되어 있다.

<표 IV-20> 선진국들과의 비교: 환경=부모직업, 소득=동등화소득

국가	t^{obs}	t^{EOp}	t^{Bench}	ν	ε
스페인(1991)	0.400	0.639	0.110	0.731	0.970
이탈리아(1993)	0.247	0.741	0.153	0.228	0.938
미국(1991)	NA	NA	NA	NA	NA
영국(1991)	0.384	0.743	0.216	0.447	0.949
프랑스(1994)	0.349	0.654	0.161	0.543	0.962
벨기에(1992)	0.555	0.397	0.257	<i>overtax1</i>	1.018
네덜란드(1995)	NA	NA	NA	NA	NA
서독(1994)	0.405	0.401	0.223	0.999	0.999
스웨덴(1991)	NA	NA	NA	NA	NA
덴마크(1993)	0.369	0	0.182	<i>overtax2</i>	1.027
노르웨이(1995)	0.389	0	0.203	<i>overtax2</i>	1.030
한국(2004/05)	0.202	0.649	0.093	0.292	0.952

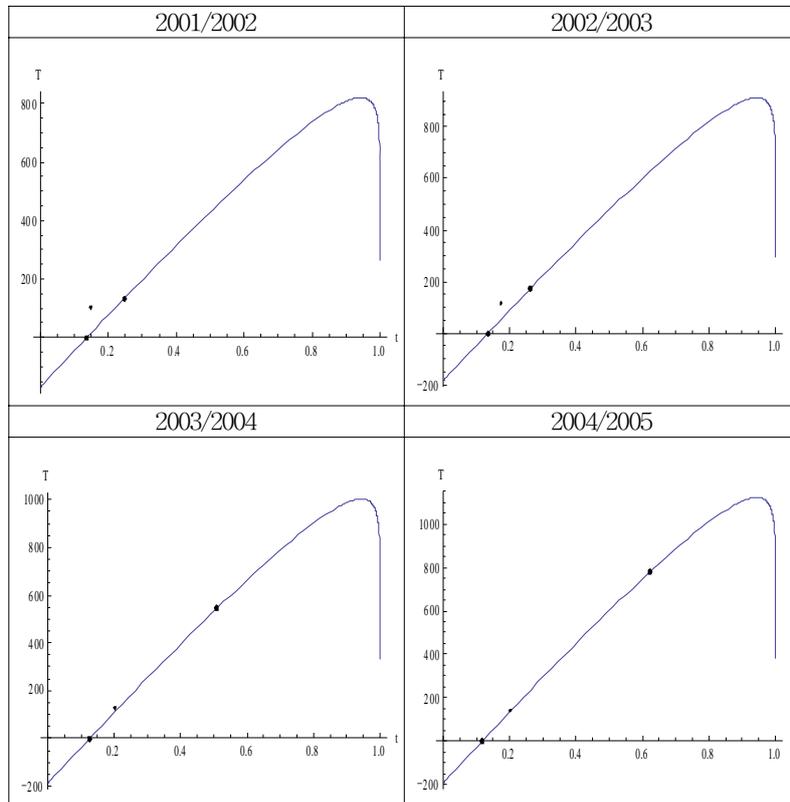
주: 나라이름 옆의 괄호 안 숫자는 추계연도를 나타냄.

출처: Roemer et al.(2003) Table 7, p. 556.

IV. 우리나라 조세재정정책의 소득획득에 대한 기회 평등화 효과 171

마지막으로 동등화소득을 이용하였을 때의 모형의 적합성을 나타내는 그림이 [그림 IV-6]에 표시되어 있다. 동등화소득의 경우에는 부모의 학력을 환경변수로 설정하였을 때와 유사하게 2001/2002나 2002/2003의 두 기간보다 2003/2004나 2004/2005의 두 기간의 적합성이 더 우수하다.

[그림 IV-6] 모형의 적합성: 환경=부모직업, 소득=동등화소득



V. 결론: 정책적 시사점

많은 기존의 연구들이 보인 바와 같이, 우리나라의 전체적인 소득 불평등도 (즉 최종 결과에 있어서의 불평등도)는 국제적으로 비교해 볼 때 상대적으로 높은 수준이라고 할 수는 없다.

그러나 이러한 기존의 연구들은 조심스럽게 해석될 필요가 있다. 무엇보다 서론에서도 언급한 것처럼 결과에 있어서의 불평등도가 높고 낮음은 기회에 있어서의 불평등도와는 많은 차이가 날 수 있다. 본 연구 결과에 따르면 한국의 경우 결과의 불평등도와는 달리 기회의 불평등도는 결코 낮지 않은 수준에 있음을 알 수 있다. 이는 우리 사회가 제I장의 [그림 I-1]과 [그림 I-2]에 나타난 두 사회 중 사회 A에 가까울 수 있음을 시사하는 것이다.

물론 우리의 분석도 몇 가지 점에서 조심스럽게 해석될 필요가 있다.

첫째, 본문에서도 여러 차례 강조했지만 기회의 평등을 위한 세율은 어떤 장기적 정책목표로서의 최적조세율이다. 단 한 번의 추정결과를 놓고 현실에 그대로 적용해야 한다고 주장하는 것은 경솔한 주장일 것이다.

둘째, 우리는 매우 단순한 모형하에서 분석을 진행하였다. 특히 우리는 소비세가 갖는 효과를 모형에서 고려하지 않았다. 우리의 단순한 모형이 복잡한 현실을 그대로 반영한다고 주장하는 것도 경솔한 일일 것이다.

그러나 이러한 해석상의 몇 가지 유의사항에도 불구하고 우리의 분석은 몇 가지 중요한 시사점들을 갖는다.

첫째, 우리가 모형을 단순화한 이유는 Roemer et al.(2003)에 계산된 다른 나라들에서의 결과들과 비교하기 위한 것이었지 더 복잡한 모형하에서의 기회의 평등에 대한 분석이 불가능해서가 아니다.

혹자는 Roemer et al.(2003)에 보고된 ‘선진국들’과 우리 사회를 비교하는 것이 타당한가 하는 지적을 할 수도 있다. 그러나 이러한 지적에는 문제가 있다. 우리가 판단하기에 우리나라의 경제발전 수준은 최소한 스페인과 이탈리아와는 비슷한 수준이라고 할 수 있고 어떤 면에서는 더 앞서 있다고 할 수도 있다. 한국은 더 이상 후진국이 아니다.

둘째, 우리의 추정은 단순한 모형을 전제로 했지만 매우 보수적인 가정하에서 이루어진 것이고, 이 때문에 우리의 추계에서 관측세율은 과대평가되고 기회 평등화세율은 과소평가되었을 가능성이 많다고 생각한다.

관측세율이 과대평가되었을 이유는 우리의 세액의 귀속계산 과정에서 실제납부액에 대한 과대평가와 실제 받은 이전지출이 과대평가되었을 가능성 때문이다. 무엇보다 한국의 관측된 한계세율이 미국 수준에 근접한다는 것은 비현실적으로 보인다.

기회 평등화세율이 과소평가되었을 첫 번째 이유는 우리가 환경변수를 하나씩 따로따로 설정하고 분석하였기 때문이다. 따라서 우리가 노력의 차이라고 간주하였던 많은 부분들이 사실은 다른 환경들의 영향을 반영한 차이일 수 있다는 것이다. 당연하지만 환경변수를 많이 설정하면 기회 평등화세율은 더 높아지게 된다.

기회 평등화세율이 과소평가되었을 두 번째 이유는 제Ⅲ장에서 본 것처럼 나이효과를 제어하면 각각의 환경의 영향은 더 커지기 때문이다. 다시 말해 우리의 자료에 있어 유형별로 나이가 모두 동일하다면 기회 평등화세율은 더 높아지게 된다.

기회 평등화세율이 과소평가되었을 세 번째 이유는 부모의 학벌이나 직급에 의한 영향을 고려하지 않았기 때문이다. 본 보고서에 우리는 학령이 동일하더라도 소위 명문학교출신의 부모를 둔 사람과 비명문학교 출신의 부모를 둔 사람의 사회경제적 성취는 많이 다를 수 있다.

기회 평등화세율이 과소평가되었을 네 번째 이유는 우리가 사용한 소득은 연간소득이고 평생소득이 아니기 때문이다. 만일 우리가 평생소득 개념을 사용하였다면 유형별 소득격차는 더욱 커졌을 것이고 기회 평등화를 위한 세율은 더 높아졌을 것이다.³⁷⁾

마지막으로, 우리는 소득획득을 위한 기회의 평등만을 분석하였다. 그러나 교육기회의 불평등이나 부의 불평등에 비하면 소득의 불평등은 그리 크지 않다고도 할 수 있다. 예를 들어 우리 사회의 대표적인 자산 중 하나인 부동산을 예로 들어보자. 많은 경우 (최소한 부동산가격이 폭등하기 전인 1990년 중반까지는) 부동산은 부모세대로부터 이전되거나 금전적 지원하에 구입된 것이다. 그리고 부동산가격이 폭등할 때 이러한 차이는 단기간에 엄청난 부의 격차를 가져온다. 우리가 만일 자산획득의 기회 평등화를 위한 세율을 계산하였다면 그 세율은 소득획득을 위한 세율보다 훨씬 높았을 것이다.

우리 사회의 전체적인 결과의 불평등은 높지 않음에도 불구하고 기회의 불평등이 높은 현상에 대해서는 간단히 설명해 볼 필요가 있다.

전체적 불평등을 환경에 의한 불평등 부분과 개인의 노력의 차이에 따른 불평등으로 나누어 볼 때, 환경에 의한 불평등 부분은

37) 평생소득으로 불평등도 지수를 계산하면 보통 일시소득으로 계산한 불평등도 지수보다 낮게 나온다. 이는 현재의 소득이 낮은 사람도 인생의 최정점 시기에는 소득이 현재보다 훨씬 높기 때문이다. 반면 환경의 영향은 사람의 일생에 영향을 주기 때문에 평생소득으로 계산하면 더 커지게 된다.

상대적으로 큼에도 전체적 불평등이 상대적으로 높지 않다는 것은 우리 사회에서 개인의 노력의 차이에 따른 불평등이 작았음을 의미한다.

여기에 대한 이유는 여러 가지가 있을 수 있지만 우리나라의 압축된 임금구조(compressed wage structure)가 하나의 가능한 이유일 수도 있다. 그동안 우리 사회의 임금이나 기타의 경제적 보수구조는 개인의 노력에 따라 차등을 두는 구조라기보다는, 동일 직종 동일 직급이고 나이가 비슷하면 노력 여하에 상관없이 비슷한 임금을 받는 구조였다.

물론 이러한 보수구조가 반드시 부정적이었던 것만은 아니다. 우리 사회에서의 기존의 임금구조는 직장 내에서 동료들 간의 불필요한 위화감을 없애고 연장자나 경력자에 존중을 포함으로써 협조적 직장관계를 추진하는 동력이기도 하였다.

그러나 이러한 긍정적 측면에도 불구하고 그 부정적 측면도 동시에 지적하지 않을 수 없다. 보다 자세한 추가 분석이 요구되지만, 만일 우리의 잠정적 해석이 옳다면 우리 사회의 보수구조(reward structure)와 정책방향은 그동안 환경에 의한 보수의 차이는 키우면서 (혹은 그것을 방관하면서) 노력에 따른 보수의 차이는 억압하는 식으로 되어 왔을지도 모른다는 점이다. 노력에 따른 차이를 억압하면서 환경에 의한 차이를 방관하거나 혹은 키우는 사회가 바람직하다고 할 수는 없을 것이다.

본 보고서를 마치기 전에 본 연구가 가지는 몇 가지 한계점이나 미흡한 점들을 언급하고자 한다.

첫째, 본 보고서에서 우리는 기회 평등화를 위한 최적조세율을 계산하여 한국사회의 기회 불평등이 얼마나 큰지를 간접적으로 확인하였는데 관찰된 불평등을 기회의 불평등에 의한 부분과 노력에 의한 부분으로 분해하는 데까지는 나아가지 못했다. 사실 이 문제

를 해결하기 위해서는 계량경제학적으로 해결해야 할 몇 가지 문제들을 극복해야 하는데 필자들의 지식 부족으로 이를 해결하지 못함을 아쉽게 생각한다.

둘째, 한국의 경우 소비세의 비중이 높는데 이에 대한 고려를 하지 못했다. 물론 그 이유는 Roemer et al.(2003)에서 얻어진 결과들과 비교하기 위한 것이었지만 아쉬움이 남는다.

이러한 아쉬움과 한계에도 불구하고 본 연구에서 얻어진 결과들이 앞으로의 후속연구에 하나의 준거점이 되기를 희망한다.

참고문헌

- 남재량, 「조세를 고려한 노동공급 탄력성에 관한 연구」, 미간행논문, 2008.
- 노영훈·김현숙, 『소득과 주택자산 소유분포에 관한 연구』, 한국조세연구원, 2005.
- 박기백·성명재·김종면·김진, 『사회분야 지출의 소득재분배 효과』, 한국조세연구원, 2006.
- 성명재, 『조세재정정책의 소득재분배효과 분석에 관한 연구: 도시가계조사자료를 중심으로』, 한국조세연구원, 2002.
- 전명유·김혜원·신동균, 『노동시장의 양극화와 정책과제』, 한국노동연구원, 2006.
- 현진권 (편), 『조세관련 통계자료집』, 한국조세연구원, 2004.
- Aaberge, R., U. Colombino, and J. Roemer, “Equality of opportunity versus equality of outcome in evaluating income redistribution policies: Empirical evidence based on Italian data,” mimeo, 2001.
- Alesina, A. and E. Glaeser, *Fighting Poverty in the US and Europe: A World of Difference*, New York, NY: Oxford University Press, 2004.
- Arneson, R., “Equality and equality of opportunity for welfare,” *Philosophical Studies* 56: 77–93, 1989.
- Arneson, R., “Liberalism, distributive subjectivism, and equal

- opportunity for welfare," *Philosophy and Public Affairs* 19: 159–194, 1990.
- Barry, B., *Theories of Justice*, Berkeley, CA: University of California Press, 1989.
- Barry, B., *Justice as Impartiality*, Oxford, UK: Clarendon Press, 1995.
- Betts, J. and J. Roemer., "Equalizing educational opportunity through educational finance reform," mimeo, 2000.
- Bourguignon. F., F. Ferreira, and M. Menendez, "Inequality of opportunity in Brazil," mimeo, 2007.
- Cohen, G., "On the currency of egalitarian justice," *Ethics* 99: 906–944, 1989.
- Cohen, G., "Equality of what? On welfare, goods and capabilities." in M. Nussbaum and A. Sen (eds), *The Quality of Life*, Oxford, UK: Clarendon Press, 1993.
- Cohen, G., *Self-Ownership, Freedom, and Equality*, Cambridge, UK: Cambridge University Press, 1995.
- Corneo, G. and H. Gruner., "Individual preferences for political redistribution," *Journal of Public Economics* 83 (1): 83–107, 2002.
- Dardanoni, V., G. Fields., J. Roemer, and M. Puerta, "How demanding should equality of opportunity be, and how much have we achieved?," in S. Morgan, D. Grusky, and G. Fields eds., *Mobility and Inequality: Frontiers of Research in Sociology and Economics*. Stanford, CA: Stanford University Press, 2005.
- Dworkin, R., "What is equality? Part I: Equality of welfare,"

- Philosophy and Public Affairs* 10: 185-246, 1981a
- Dworkin, R., "What is equality? Part II: Equality of resources,"
Philosophy and Public Affairs 10: 283-345, 1981b.
- Elster, J., *Ulysses and the Sirens: Studies in Rationality and Irrationality*, New York, NY: Cambridge University Press, 1979.
- Elster, J., *Sour Grapes: Studies in the Subversion of Rationality*, New York, NY: Cambridge University Press, 1983.
- Elster, J., *Nuts and Bolts for the Social Sciences*, New York, NY: Cambridge University Press, 1989.
- Elster, J., *Local Justice: How Institutions Allocate Scarce Goods and Necessary Burdens*, New York, NY: Russell Sage Foundation, 1992.
- Gruber, J., *Public Finance and Public Policy*, New York, NY: Worth Publishers (2nd edition), 1997.
- Hope, T., *Medical Ethics: A Very Short Introduction*, Oxford, UK: Oxford University Press, 2004.
- Kolm, S., *Justice and Equity*, Boston, MA: MIT Press, 1997[1972].
- Kolm, S., *Modern Theories of Justice*, Boston, MA: MIT Press, 1996.
- Kymlicka, W., *Contemporary Political Philosophy: An Introduction*, Oxford, UK: Oxford University Press, 1990.
- Lefranc, A., N. Pistolesi, and A. Trannoy., "Equality of opportunity: Definitions and testable conditions, with an application to income in France," mimeo, 2006.
- LeGrand, J., *Equity and Choice: An Essay in Economics and*

- Applied Philosophy*, London, UK: Harper Collins, 1991.
- Lucas, J. R., *Responsibility*, Oxford, UK: Clarendon Press, 1995.
- Marshall, G., A. Swift, D. Routh, and C. Burgoyne, "What is and what ought to be: Popular beliefs about distributive justice in thirteen countries," *European Sociological Review* 15 (4): 349–367, 1999.
- Mirrlees, J., "An exploration in the theory of optimal income taxation," *Review of Economic Studies* 38: 175–208, 1971.
- Mirrlees, J., "Optimal tax theory: A synthesis," *Journal of Public Economics* 6: 327–358, 1976.
- Mirrlees, J., "The theory of optimal taxation," in K. Arrow and M. Intriligator eds. *Handbook of Mathematical Economics*, Amsterdam, Netherlands: North-Holland, 1986.
- Moulin, H., *Axioms of Cooperative Decision Making*, New York, NY: Cambridge University Press, 1988.
- Page, M. and J. Roemer, "The US fiscal system as an equal opportunity device," in Kevin Hassett and R. Hubbard (eds). *The Role of Inequality in Tax Policy*, Washington, DC: The American Enterprise Institute, 2001.
- Piketty, T. and E. Saez, "Income inequality in the United States, 1913–1998," *Quarterly Journal of Economics* 118: 1–39, 2003.
- Rawls, J., *A Theory of Justice*. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1971.

- _____, J., *Political Liberalism*, New York, NY: Columbia University Press, 1993
- Roemer, J., “A pragmatic theory of responsibility for the egalitarian planner,” *Philosophy and Public Affairs* 10: 146-166, 1993.
- _____, *Egalitarian Perspectives: Essays in Philosophical Economics*, New York, NY: Cambridge University Press, 1994.
- _____, *Theories of Distributive Justice*, Cambridge, MA: Harvard University Press, 1996.
- _____, *Equality of Opportunity*, Cambridge, MA: Harvard University Press, 1998.
- Roemer, J. et al., “To what extent do fiscal regimes equalize opportunities for income acquisition among citizens?,” *Journal of Public Economics* 87: 539-565, 2003.
- Salanie, B., *The Economics of Taxation*, Boston, MA: MIT Press, 2003.
- Sen, A., *Commodities and Capabilities*, Amsterdam, Netherlands: North-Holland, 1985.
- _____, *Inequality Reexamined*, Cambridge, MA: Harvard University Press, 1992.
- Scanlon, T., “The significance of choice,” in S. McMurrin (ed). *The Tanner Lectures on Human Values*, vol. 8. Salt Lake City, UT: University of Utah Press, 1988.
- Slemrod, J. and J. Bakija., *Taxing Ourselves: A Citizen’s Guide to the Debate over Taxes*, Cambridge, MA: MIT Press, 2008.

- Thomson, W. and T. Lensberg., *Axiomatic Theory of Bargaining with a Variable Number of Agents*, New Yor, NY: Cambridge University Press, 1989.
- World Bank (Latin America and the Caribbean Region), *Measuring Inequality of Opportunity in Latin America and Caribbean*, Volume 1: Main Report, Washington, DC: WorldBank, 2008.
- Wolfson, M., "When inequalities diverge." *AEA Papers and Proceedings*, 353-358, 1994.
- Young, P., *Equity: In Theory and Practice*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1993.

부록 I: 세액 산정에 대한 설명

1. 소득세액 추정을 위한 기본적인 접근방법

노동패널자료를 이용하여 개인단위의 소득세 납부액 추정을 위한 접근방법을 소개한다. 노동패널자료를 이용하여 개인단위의 소득세 납부액을 추정할 경우 자료의 특성으로 인한 문제점은 다음과 같다.

첫째, 개인단위의 소득세 계산을 위해서는 개인단위의 소득 자료가 필요하나 노동패널자료에서 일부 소득은 가구단위로만 조사하기 때문에 계산상의 어려움이 있다. 이와 같은 문제를 해결하기 위하여 자료의 속성상 가구단위로만 조사되는 소득은 양(+)의 경상소득을 갖는 모든 가구원에게 동일하게 배분한 후 소득세액을 계산하였다.

둘째, 특별공제제도를 적용하기 위해서는 개인의 특정분야 소비 지출자료가 필요하나 모든 소비 관련 지출은 가구단위로만 조사되는 문제가 있다. 마찬가지로 이러한 문제는 가구단위로 발표되는 지출자료를 공제적용의 대상이 되는 가구원수에게 동일하게 배분한 후 특별공제를 계산함으로써 해결하였다.

세액계산의 대상이 되는 소득의 포괄범위와 처리 방법은 다음과 같다.

계산 시 이용되는 소득의 포괄범위는 근로소득, 금융소득, 부동산소득을 모두 포함한 소득으로 한다. 이와 같은 소득에 따른 과세방법은 크게 합산과세와 분리과세로 나누며 합산과세의 경우 임금소득과 사업소득으로 구성된 근로소득과 부동산소득을 포함한

다. 여기서 근로소득의 경우 개인별로 조사된 자료를 이용하였으며, 부동산소득(임대소득)의 경우 가구별로 조사된 자료만 이용가능하기 때문에 이를 소득이 있는 가구원에게 동일 비율로 배분하여 개인소득을 구하였다. 또한 금융소득 및 부동산소득만 존재하는 가구의 경우 해당 소득을 20세 이상 성인 가구원 수로 나누어 개인소득으로 취급하였다. 다음으로 금융소득에 대해서는 분리과세를 적용하였다. 세법상 3천만원 이하의 경우에 대해서만 분리과세하나 세액 추정의 단순화를 위해 모든 금융소득은 분리과세하기로 하였다. 단 종합과세의 대상이 되는 금융소득자의 수가 매우 작기에 종합과세의 실익은 거의 없을 것으로 사료된다.

다음으로 인적공제 계산은 소득이 있는 가구원 중 연간 소득액이 최대인 가구원에게 모든 인적공제를 적용하는 방식을 적용하였다. 계산 시 적용한 인적공제의 유형은 본인공제, 배우자공제, 배우자 외 부양가족공제, 경로자우대, 자녀양육비 및 소수자 추가공제 등이 있으며, 차순위 경상소득자부터는 본인만 공제(본인공제, 부녀자공제)하는 방식을 사용하였다.

연금보험료 공제는 노동패널자료의 한 조사항목인 가입 여부에 따라 각각의 보험료를 공제하였다. 단 구체적인 연금보험료는 제도 변화를 감안하여 직접 계산하는 방식을 취하였다. 노동패널자료에는 국민연금보험료와 건강보험료를 합제한 금액이 조사되어 있으나 이러한 항목에는 직역연금은 포함되어 있지 않고 또한 일부기간에 한하여 조사되었기 때문에 개인별 소득자료를 이용하여 직접 계산하는 것이 더 적절하다고 판단하였다.

특별공제와 관련하여 임금근로자에 대해서는 보험료, 의료비, 교육비 공제만 취급하였다. 노동패널자료에는 기부금 지출 관련 항목이 있으나 기부금의 종류를 파악할 수 없기 때문에 공제 비율을 계산하기가 곤란하여 공제항목 계산에서 제외하였다. 추가적으로

주택자금공제와 관련하여 저축 관련 변수만 존재하기 때문에 이 또한 제외하였다. 비임금근로자의 경우 표준공제 60만원을 적용하였다.

기타소득 공제의 경우 임금근로자에 대해서는 연금저축과 신용카드공제만 적용하고 비임금근로자에 대해서는 연금저축공제만 적용하였다.

마지막으로 세액공제와 세액감면과 관련하여 세액공제로는 배당세액공제, 기장 세액공제, 재해손실 세액공제, 근로소득 세액공제, 기부금 세액공제, 납세조합 공제, 주택자금차입금이자 세액공제, 외국납부 세액공제가 있으나 계산 시 근로소득 세액공제만 고려하였다.

2. 종합소득 세액계산

종합소득 세액계산시 근로소득과 부동산소득에 대해서는 합산하고 금융소득에 대해서는 분리하여 세액을 계산한다.

가. 공제제도의 적용

인적공제의 경우 세법상 근로자 본인, 배우자 및 근로자와 생계를 같이하는 부양가족 중 일정요건에 해당하는 인원에 대하여 근로소득금액에서 기본공제, 추가공제 및 소수공제자 추가공제에 해당하는 금액을 공제하는 것으로 되어 있다. 그러나 실제 노동패널 자료를 이용하여 계산할 경우 어느 가구원이 어떤 인적공제를 적용받았는지 알 수 없으므로 최대 경상소득자에게 적용 가능한 모든 인적공제 항목을 적용한다. 따라서 차기 경상소득자부터는 본인 공제 및 부녀자 공제만 적용하였다.

<부표 1-1> 인적 공제

항 목	내 용		금액
기본공제	· 근로자 본인, 배우자 및 부양가족		1인당 연 100만원
추가공제	· 기본공제대상자가 다음의 경우 아래 금액을 추가공제		
	- 장애인의 경우		1인당 연 200만원
	- 경로우대자의 경우		1인당 연 100만원
	(단, 만 70세 이상인 경우)		1인당 연 150만원
	- 부녀자의 경우		연 50만원
	- 6세 이하 직계비속의 경우		1인당 연 100만원
소수공제자 추가공제	· 기본공제대상자 인원	1인인 경우 2인인 경우	연 100만원 연 50만원

공적연금 보험료 공제는 근로소득이 있는 가구원으로 국민연금법에 의하여 근로자 본인이 부담하는 연금보험료(자영업자의 연금보험료도 포함됨)와 공무원연금법·군인연금법·사립학교교직원연금법 등에 의해 근로자 본인이 부담하는 특수직역연금에 해당하는 보험료 등을 납부한 경우에는 근로소득금액에서 당해연도에 근로자가 부담한 기여금 및 부담금 전액 공제해주는 것으로 되어 있다. 그러나 실제 계산에서 매년 달라진 보험료율을 적용하였으며 1998년의 경우 국민연금 가입여부를 알 수 없어 1999년 데이터를 적용하였으며 특수직역연금 가입여부 자료는 2000년의 자료를 사용, 1999년의 특수직역연금 가입여부는 2000년의 데이터를 사용하였다. 따라서 인적공제 후 소득이 양(+인) 가구원에 한하여 직장 근로자, 자영업자, 특수직역연금가입자를 구분하여 매년 달라진 보험료율에 따라 계산하였다.

특별공제는 원칙적으로 근로소득이 있는 거주자가 당해연도에 지급한 보험료·교육비·장애인 특수교육비·의료비와 주택자금·기부금이 있거나 혼인·장례·이사를 한 경우, 일정금액을 당해연도의 근로소득금액에서 공제해준다. 이러한 특별공제신청을 하지 않거나 공제금액이 100만원 미만인 경우에는 표준공제 연 100만원을 공제한다. 그러나 노동패널자료에서 장애인 특수교육비 및 주택자금, 공제대상이 되는 기부금 등을 분류하기 어려워 국민건강보험 및 보장성 보험, 교육비와 의료비만을 공제 대상으로 선택하여 계산하였다.

특별공제 항목 중 보험료 경우 국민건강보험, 고용보험은 전액 공제하나 보장성보험 연 100만원 한도 내에서 공제해준다.

<부표 1-2> 보험료 공제

구분	공제대상자	공제대상 보험	공제대상 금액
국민건강보험	국민건강보험법에 의하여 보험료를 부담한 근로자	국민건강보험	보험료 전액 공제
고용보험	고용보험법에 의하여 보험료를 부담한 근로자	고용보험	보험료 전액 공제
보장성 보험	'82.12.31 이전 보험계약 체결분으로서 보험료를 납입하는 연도의 월정액급여가 50만원 이하인 근로자	· 계약기간 3년 이상 · 생명보험, 상해보험, 가계에 관한 손해보험으로서 환급금이 납부한 보험료 상당액을 초과하지 않는 경우	연 100만원 한도
	'83.1.1 이후 보험계약 체결분으로서 일용근로자를 제외한 모든 근로자	· 생명보험, 상해보험, 가계손해보험(자동차보험 등) 및 농·수·신탁, 새마을금고의 생명공제, 보험군인공제회법, 대한교원공제회법, 대한지방행정공제회법, 경찰공제회법에 의한 공제 등 보장성 보험	

의료비의 경우 노동패널상 가구지출 자료밖에 존재하지 않기 때문에 소득이 있는 가구원 수로 나누어 배분하였다. 따라서 본인을 위한 의료비 지출은 전액 공제를 받을 수 있지만 구분이 불가능하여 산식에 따라 총 급여액의 3%를 초과하는 금액만을 공제대상으로 하여 계산하였으며 그에 따라 공제한도액(연 500만원)을 적용하였다.

교육비의 경우 노동패널상 공제대상이 되는 가구원의 학력 및 이수 여부 데이터를 활용하여 학교 등록금 및 납입금 등의 공교육비를 유치원아·보육시설의 영유아·취학전 아동, 초·중·고등학생은 1인당 연 200만원, 대학생 및 대학원생은 1인당 연 700만원을 공제하였다.

<부표 1-3> 연금저축 공제

구 분	개인연금저축	연금저축
가입기간	2000.12.31. 이전 가입자	2001.1.1. 이후 가입자
가입대상	만 20세 이상	만 18세 이상
불입금액	분기마다 300만원 이내에서 불입	좌 동
공제금액	연간 불입금액의 40%	연간 불입금액 전액
공제한도	연 72만원	퇴직연금공제와 합하여 연 300만원

기타소득공제에는 개인연금저축 및 연금저축 공제와 퇴직연금소득공제, 중소기업 창업투자조합 출자 등 소득공제, 신용카드사용공제 등이 있다. 개인연금저축공제의 경우 2001년을 기점으로 해당 상품이 폐지되었고 자료 특성상 가입상품 구별이 어렵다는 점과 가구변수인 점 등의 문제가 있어 연금저축 공제로 계산하여(연

간 불입금액 전액, 연 300만원 한도) 소득이 있는 가구원 수로 나누어 주었다. 신용카드 공제의 경우 신용카드 등의 사용금액 자료가 별도로 없기 때문에 총 가구지출에 2006년 카드사용지출 비율인 45.52%를 곱하여 일괄적으로 적용한 뒤 소득이 있는 가구원 수로 나누어 계산하였다. 단, 여기서 소득공제 대상이 되는 금액은 총 급여액의 15%에서 초과금액의 20%를 공제하며 한도 금액은 총 급여액의 20% 또는 500만원 중 적은 금액으로 한다.

나. 소득세액 감면과 결정세액

세액공제에는 배당세액공제, 기장세액공제, 재해손실세액공제, 근로소득세액공제, 기부금세액공제, 납세조합공제, 주택자금차입금 이자세액공제, 외국납부세액공제가 있으나 계산에 있어서는 근로소득세액공제만을 고려하였다. 근로소득 세액공제 공제대상은 근로소득이 있는 가구원에 대하여 당해 종합소득금액에서 종합소득 공제를 하고 남은 금액에 소득세법 제55조의 규정에 의한 세율을 적용하여 소득세액을 계산하고, 그 세액에 근로소득금액에서 차지하는 비율을 곱하여 계산한 금액을 감면해준다. 또한 산식에 따라 산출세액이 50만원 이하인 경우 산출세액의 55%, 50만원을 초과하였을 경우 27만 5천원에 50만원을 한도로 50만원의 초과금액의 30%를 더하여 계산한다.

3. 금융소득 세액계산

국내에서 지급되는 모든 이자소득과 배당소득(귀속법인세 제외)은 원칙적으로 원천징수 대상이 된다. 이자·배당소득에 대한 원천징수세율은 <부표 I-4>에서 보는 바와 같이 원칙적으로 14%를 적용한다.

<부표 I-4> 이자 및 배당소득에 대한 원천징수세율

구분		원천징수세율
이자소득	분리과세를 신청한 장기채권의 이자	30%
	직장공제회 초과반환금	기본세율
	비실명 이자소득	35%(또는 90%)
	조특법상 분리과세 이자소득	9%(또는 14%)
	비영업대금이익	25%
	일반적인 이자소득	14%
배당소득	비실명 배당소득	35%(또는 90%)
	조특법상 분리과세 배당소득	5%(또는 9%·14%)
	지급배당금 소득공제를 적용받은 인적 회사로부터 받은 배당소득	30%
	출자공동사업자의 배당소득	25%
	일반적인 배당소득	14%

2001년 귀속이자·배당소득분부터 금융소득 종합과세제도가 부활되었으며 ‘금융소득 종합과세’란 이자·배당소득을 종합소득에 합산하여 누진세율로 과세하는 제도이며, 구체적 과세방법은 다음 <부표 I-5>과 같다.

<부표 1-5> 금융소득에 대한 과세방법

구분	범위	원천징수 세율
(1) 무조건 분리과세	- 국내에서 지급받은 다음의 이자·배당소득은 종합소득에 합산하지 않고 원천징수로 과세를 종결 ① 분리과세를 신청한 장기채권의 이자와 할인액 ② 직장공제회 초과반환금 ③ 비실명 이자·배당소득 ④ 법원보관금의 이자소득 ⑤ 1거주자로 보는 법인격 없는 단체가 금융기관으로부터 받은 이자·배당소득 ⑥ 조특법상 분리과세 이자·배당소득	30% 기본세율 35%(90%) 14% 14% 14%(9%·5%)
(2) 조건부 종합과세	- 위 (1)외의 이자·배당소득(귀속법인세와 당연종합과세 배당소득은 제외)의 합계금액이 ① 4천만원 이하인 경우: 분리과세 ② 4천만원 초과인 경우: 종합과세 ¹⁾	14% (비영업대금의 이익은 25%)
(3) 무조건 종합과세	- 다만, 4천만원 이하인 경우에도 다음의 소득은 종합과세함 ① 원천징수대상이 아닌 이자·배당소득 ²⁾ (국외에서 받은 이자·배당소득) ② 당연종합과세 배당소득 ㉠ 출자공동사업자의 배당소득 ㉡ 지급배당금 소득공제를 적용받은 인적회사로부터 받은 배당소득	25% 30%

주: 1) 4천만원을 초과하는 경우에는 그 초과하는 이자·배당소득만을 종합과세하는 것이 아니라 전액 종합과세함
 2) 이러한 소득을 분리과세하면 소득세를 과세하지 않는 결과가 되기 때문에 무조건 종합과세하는 것임

연도별 배당 및 이자소득 일반 원천징수세율은 <부표 I-6>에서 보는 바와 같이 연도별로 상이하다.

<부표 I-6> 연도별 배당 및 이자소득 (일반) 원천징수세율

연도	원천징수세율	
	이자	배당
1998	20%	
1999	22%	20%
2000	20%	
2001	15%	20%
2002	15%	
2003		
2004		
2005	14%	
2006	14%	

4. 기타

소득세 계산의 단순화를 위해 연금소득은 소득세 계산에서 제외하였다. 연금소득 총합이 연 600만원 이상일 경우 일반적인 소득으로 간주하여 종합소득세의 기본세율에 따라 과세대상이 된다(소득세법 시행령 제40조의 3, 제42조의 2). 2002년 이후에 불입한 금액에 대해서는 아래 산식에 의해 산정된 과세대상 연금소득에서 연금소득공제를 뺀 금액을 연금소득금액으로 보며 연금소득금액이 100만원 이하인 경우에는 배우자 또는 부양가족 소득공제 대상이 되며, 2005년 연말정산까지는 연금소득만 있을 경우 모든 수급자가 소득공제 대상이 된다. 연금소득은 2003년부터 과세되었으며

2002.1.1 이후의 연금 불입금액에 대해서만 과세되므로 연금 소득자가 많지 않고 자료 특성상 과세대상 연금소득액의 계산이 불분명하여 제외하였다. 국민연금법에 의하여 지급받는 각종 연금소득 계산법은 다음과 같다.

$$\text{과세대상 연금소득} = \text{총수령액} \times (\text{2002년 1월 1일 이후 불입기간 동안의 환산소득의 누계액} / \text{총불입기간 동안의 환산소득의 누계액})$$

또한 공무원연금법·군인연금법·사립학교교직원연금법 또는 별정우체국법에 의하여 지급받는 각종 연금 계산법은 다음과 같다.

$$\text{과세대상 연금소득} = \text{총수령액} \times (\text{2002년 1월 1일 이후 기여금 불입월수} / \text{총기여금 불입월수})$$

<부표 1-7> 2006년 이후 연금소득공제 계산법

총연금액	연금소득공제
350만원 이하	총연금액
350만원 초과 700만원 이하	350만원+(총연금액-350만원)×40%
700만원 초과 1400만원 이하	490만원+(총연금액-700만원)×20%
1400만원 초과	630만원+(총연금액-1400만원)×10%

1998년~2002년 데이터의 세전소득 계산과 관련하여 2002년까지의 노동패널자료에는 세후소득만 존재하므로 각 1998~2002년의 세전소득을 도시가계연보를 이용해 각 해당연도의 세율을 산출하여 세전소득에 곱하는 방식으로 계산하였다. 보다 정확한 세후소득 산출을 위해 산출된 결정세액(T0)을 세후 소득에 더해 새로운 세전소득(A1)을 만든 뒤 다시 결정세액(T1)을 산출하였다. 다

음으로 1단계에서 추정된 결정세액(T1) 사용하여 세전소득(A2)을 재추정하였다. 이와 같은 과정은 산출된 자료에 예측치가 최대한 부합되도록 iteration loop를 이용하여 세전소득을 재추정하는 것이다. 2002년의 예를 볼 때 7번째 interative search에서 표준편차 0.4라는 유의한 결과가 도출되었음을 알 수 있다.

단계	평균(단위: 만원)	표준편차
1st	3.51	13.93
2nd	1.73	10.60
3rd	1.55	9.94
4th	1.05	7.82
5th	0.52	6.12
6th	0.31	0.46

부록 II: 노동패널에서 단계별 소득세액 계산 과정

□ 1단계: 주어진 한 가구에 대해서 노동패널로부터 아래의 관련 자료 수집

변수명	1차 (1998)	2차 (1999)	3차 (2000)	4차 (2001)	5차 (2002)	6차 (2003)	7차 (2004)	8차 (2005)	9차 (2006)
개인번호	제공								
가구번호	제공								
성별	제공								
학력	제공								
이수여부	제공								
가구주와의 관계	제공								
연령	제공								
경제활동상태	제공								
작년 세전총연간근로소득	제공하지 않음					제공			
작년 세후총연간근로소득									
사회보험급여 수급여부	제공 제공								
사회보험의 종류									
현재수급여부									
수급방식									
1회 수급액									
혼인상태	제공								
종사상지위- 현재(최종)	제공								
임금근로자- 월평균임금	제공								
임금에서 공제되는 세금-매월	제공하지 않음					제공			
비임금근로자 - 월평균 소득	제공								
국민연금 가입여부	제공하지 않음	제공							

변수명	1차 (1998)	2차 (1999)	3차 (2000)	4차 (2001)	5차 (2002)	6차 (2003)	7차 (2004)	8차 (2005)	9차 (2006)
특수지역연금 가입여부	제공하지 않음		제공						
건강보험 가입여부	제공하 지않음	제공							
고용보험 가입여부									
산재보험 가입여부	제공하지 않음		제공						
응답가구원 수	제공								
가구내 총근로소득	제공								
은행 등 금융기관 이자/ 투자소득	금융소 득 제공	제공							
배당금									
월세 등 임대료	부동산 소득 제 공	제공							
토지를 도지준 것									
월평균 생활비	제공								
공교육비	제공하 지않음	제공	제공 않음	제공					
보건의료비									
현금 및 각종 기부금	제공하지 않음						제공		
국민연금 및 의료보험료									
적금(주택청약부금 포함)	제공하지 않음		제공						
개인연금 (※ 국민연금 제외)									
보장성보험									

□ 2단계: 기본 경상소득 구성

- 소득이 있는 가구원 수(n) 생성
- 소득의 종류 중 부동산소득이 양(+)인지 확인
 - 양(+)이면 소득이 있는 가구원 수(n)로 나누어 동일한 크기로 배분
- * 금융소득은 개별과세(원천징수)한 것으로 간주;

- 각 해당 연도별 금융소득 세율을 곱하여 세후소득을 세액 계산하고, 최종 단계에서 소득이 있는 가구원 수로 나누어 동일한 크기로 배분하여 최종세액에 더해 줌
- 금융소득 및 부동산 소득만 존재하는 가구의 경우 성인가 구원 수(만 20세 이상)로 나누어 배분함
- 기본 경상소득 정의
 - 경상소득0 (1998-2002년) = 임금소득0(사업소득0)+부동산 소득/n
 - 경상소득0 (2003년-2006년) = 근로소득0+부동산소득/n

□ 비과세소득의 제외

- 근로소득공제 이전 단계로서 총 연간급여에서 비과세소득을 제외 가능
- 비과세소득의 종류
 - 세법상 비과세소득의 정의: 실비변상적 급여 등
- 그러나 노동패널조사자료에서 해당 비과세소득에 대한 정보를 파악할 수 없어, 비과세소득에 대해서는 고려하지 않음

□ 3단계: 근로소득공제(D0)

- 근로소득공제: 임금근로자의 근로소득에 대해서만 근로소득 공제 적용
 - 주된 종사상의 지위가 임금근로자(상용, 임시, 일용)인 경우에만 적용
 - 임금근로자의 근로소득 중에 비임금소득(예를 들어 사업소득)이 포함된다면 근로소득 공제가 과대평가될 가능성 있음
- 근로소득공제액:
 - 예) 2004년 이후

총급여액	공제액
500만원까지	전액공제
500만원 초과 1,500만원 이하	500만원 + 500만원 초과분 × 50%
1,500만원 초과 3,000만원 이하	1,000만원 + 1,500만원 초과분 × 15%
3,000만원 초과 4,500만원 이하	1,225만원 + 3,000만원 초과분 × 10%
4,500만원 초과	1,375만원 + 4,500만원 초과분 × 5%

- (1998-2002년) 임금근로자의 근로소득에서 근로소득공제: 임금소득1
- (2003년-2006년) 근로소득에서 근로소득공제: 근로소득1
- 소득자료 재구성
 - 경상소득1 (1998-2002년) = 임금소득1(사업소득0)+부동산소득/n
 - 경상소득1 (2003년-2006년) = 근로소득1+부동산소득/n
- 인적공제를 적용하기 위해 주어진 가구의 경상소득1이 양(+)
가구원에 한해 경상소득1의 크기 순으로 배열
 - 근로소득공제에 의해 기본 경상소득이 500만원을 초과하는
가구원으로 한정됨에 주의
- 4단계: 최대 경상소득자 인적공제하기(D1)
 - 4-1: 본인/배우자/부양가족공제
 - 배우자 수=1(경상소득0 100만원 이하) or 0
 - 배우자의 여자 부양가족(여자가구원≤20, or ≥55 and 경
상소득0 100만원 이하)
 - 배우자의 남자 부양가족(남자가구원≤20, or ≥60 and 경
상소득0 100만원 이하)

- 기본공제자 수(n_0) = 1+배우자 수 +배우자의 여자부양가족
+배우자 외 남자부양가족

- $D_{11} = 100 * \text{기본공제자 수}$

○ 4-2: 추가공제

- 경로자우대:

$D_{12} = \text{배우자의 부양가족}(65 \leq \text{연령} < 69 \text{ and } \text{경상소득} < 100\text{만원 이하}) * 100 +$
 $\text{배우자의 부양가족}(70 \leq \text{연령} < 69 \text{ and } \text{경상소득} < 100\text{만원 이하}) * 150$

- 부녀자공제

만약 기혼여사이거나 부양가족을 가진 미혼여자라면 D_{13}
= 50으로 계산하며 그 이외의 경우 D_{13} 은 0으로 계산

- 자녀양육비

n_1 을 6세 이하 가구원 수로 정의하고 D_{14} 는 $n_1 * 100$ 로 계산

○ 4-3: 소수자추가공제

- 만약 기본공제자 수(n_0)가 1명인 경우 $D_{15} = 100$ 으로 2명
인 경우 50으로 계산

○ 4-4: 인적공제의 합,

- 인적공제의 합(D_1) = $D_{11} + D_{12} + D_{13} + D_{14} + D_{15}$ 로 계산

- 공제후소득₁ = 경상소득₁ - D_1

□ 5단계: 차순위 경상소득자 수가 1보다 큰 경우, 본인의 인적공
제와 부녀자공제 적용(D_{a1}):

○ 모든 나머지 양(+)의 경상소득자에 모두 동일하게 적용

- 경상소득₁이 양(+)인 가구원은 앞에서 인적공제에서 제외되
기에 여기에서 본인만 공제 가능

- 또한 최대 경상소득자에 나머지 가구원의 인적공제를 적용

했기에 본인만 공제해야 하므로 본인 및 부녀자공제(해당
자일 경우)만 가능함

- 5-1: 본인/배우자/부양가족공제

$$Da11 = 100;$$

- 5-2: 추가공제

- 경로자우대는 해당사항 없음($Da12 = 0$)
- 부녀자공제($Da13$)의 경우 기혼여자는 50, 부양가족을 가진
미혼여자는 50, 그 외의 경우는 0으로 계산
- 자녀양육비공제 해당사항 없음($Da14 = 0$)

- 5-3: 소수자추가공제, 해당사항 없음($Da15 = 0$)

- 5-4: 인적공제

- 인적공제의 합($Da1$) = $Da11+Da12+Da13+Da14+Da15$
- 공제후소득1 = 경상소득1- $Da1$

□ 6단계: 연금보험료 공제

- 공제후소득1이 양(+)
이 가구원에 대해서만 연금보험료 계산
- 가입연금 형태 파악하기
 - 국민연금가입자 파악가능
 - 직역연금자 파악가능: 매년 기여금 납부율이 같으므로 공무원,
교원을 일원화해서 처리함
 - * 군인 연금자도 있을 수 있으나, 매우 소수일 것으로 판단
하여 별도의 고려하지 않음
- 연금보험료 = 국민연금보험료와 공무원, 교원연금 보험료는
직접 계산해서 공제함
- 공제후소득2 = 공제후소득1-연금보험료

- 임금근로자인 가구원의 특별공제
 - 특별공제로는 보험료, 의료비, 교육비만 고려
 - 종사상 지위가 임금근로자이고 공제후소득2가 양(+)인 가구 원수가 m이라고 가정

- 7단계: 임금근로자인 가구원의 특별공제 중 보험료공제
 - 의료보험료의 경우 일반근로자 및 특수지역연금가입자의 보 험료율이 다르므로 국민연금 가입여부와 특수지역연금 가입 여부 변수를 이용하여 각각 계산하였으며 고용보험의 경우 고용보험 가입여부를 이용하여 계산
 - 전액공제대상 보험료 : 국민건강보험법과 고용보험법에 의 해 근로자가 부담하는 보험료
 - 한도적용대상 보험료 : 보장성보험료
 - 국민건강보험료
 - 건보가입여부(1999년부터)
 - 건보보험료 계산방식: 임금근로자이기에 직장가입자로만 처 리해서 계산
 - 고용보험료
 - 고용보험가입여부(1999년부터)
 - 고용보험료 계산방식: 임금근로자이기에 직장가입자이며 고 용보험 가입여부를 확인하여 계산
 - 보장성보험(2001년부터 자료 존재): 가구지출자료임. 한도는 100만원
 - 임금근로자 가구원당 보험료공제 = 건보보험료+고용보험료 +보장성보험/m

- 8단계: 임금근로자인 가구원의 특별공제 중 의료비공제
- 노동패널 중 보건의료비자료 2001년부터(1999년 한 해 추가)
 - 누구를 위한 지출인지는 구분이 되지 않음: 가구지출자료라 누구를 위한 지출인지 구별되지 않아 본인 공제 금액을 일괄 배분 처리하여 아래와 같은 산식을 사용함
 - 의료비공제액 = $\min(500, \text{의료비지출액} - \text{총급여액} \cdot 3\%)$
 - 임금근로자 가구원당 의료비공제 = $\text{의료비공제} / m$
- 9단계: 임금근로자인 가구원의 특별공제 중 교육비공제
- 공교육비(학교등록금, 납입금 등)만 고려, 사교육비(학원, 과외비)는 제외
 - 한도계산
 - 한도 = $200 * (\text{초} \cdot \text{중} \cdot \text{고등학교 재학중}) + 700 * (\text{대학 및 대학원 재학중})$
 - 교육비공제액 = $\min(\text{한도}, \text{공교육비})$
 - 임금근로자 가구원당 교육비공제 = $\text{교육비공제} / m$
- 임금근로자의 특별공제 중 주택자금공제, 기부금, 혼인장례이사비
- 주택청약부금이 포함된 '적금' 자료 항목이 있으나 주택청약저축액을 분리하기가 어려움
 - 현금 및 기부금 항목이 있으나, 이 중에서 공제허용되는 기부금액 분리 불가
 - 노동패널에서 혼인·장례·이사비와 같은 일회성 지출은 조사하지 않음
- 따라서 임금근로자인 가구원의 특별공제는 아래와 같이 계산
- 임금근로자 가구원당 특별공제 = $\max(100, \text{건보보험료} + \text{고}$

용보험료+보장성보험/m + 의료비공제/m+교육비공제/m)

- 임금근로자 공제후 소득3 = 임금근로자 공제후 소득2- 임금근로자 가구원당 특별공제

□ 10단계: 비임금근로자인 가구원의 특별공제 계산

- 특별공제는 60만원으로 통일
 - 비임금근로자 가구원당 특별공제 = 60
- 비임금근로자 공제후 소득3 = 비임금근로자 공제후 소득2- 비임금근로자 가구원당 특별공제

□ 공제후 소득3이 양(+인) 가구원의 기타소득공제

- 종사상 지위가 임금근로자인 가구원의 기타소득공제로는 연금저축과 카드공제만 고려
- 종사상 지위가 비임금근로자인 가구원의 기타소득공제로는 연금저축만 고려
- 공제대상 가구원 수
 - j1 = 공제후소득3이 양(+인)인 임금근로자 수
 - j2 = 공제후소득3이 양(+인)인 비임금근로자 수
 - j=j1+j2

□ 11단계: 연금저축 공제

- 2001년부터 국민연금을 제외한 '개인연금'자료 보고
- 2001년 이후: 연금저축공제 = min(300만원, 불입금액*100%), 가구자료임
 - 2001년 이전: min(72만원, 불입금액*40%)에서 제도 변경한 것임
- 공제후소득3이 양(+인)인 임금근로자의 연금저축공제 = 연금

저축공제/j

- 공제후소득³이 양(+)^이인 비임금근로자의 연금저축공제 = 연금저축공제/j

□ 12단계: 신용카드 등 사용금액 소득공제

- 신용카드 등 사용금액 자료 별도로 없음: 시기별 신용카드 사용비율 필요
- 일괄적으로 적용: 신용카드 등 사용금액=총가구지출*0.454
- 2006년 카드사용 지출비율 = 1924470/4246297=45.42%
- 신용카드공제 = min(500, [신용카드 등 사용금액- (임금소득⁰ × 15%)] × 15%)
- 연도별 신용카드공제율 변화 내용 반영
- 공제후소득³이 양(+)^이인 임금근로자의 신용카드공제 = 신용카드공제/j¹

□ 따라서 임금/비임금근로자의 기타소득공제는 아래와 같이 계산

- 종사상 지위가 임금근로자인 가구의 기타소득공제 = 연금저축공제/j + 신용카드공제/j¹
- 종사상 지위가 비임금근로자인 가구의 기타소득공제 = 연금저축공제/j
- 임금근로자 과표 = 임금근로자 공제후소득³-임금근로자 가구원당 기타소득공제
- 비임금근로자 과표 = 비임금근로자 공제후소득³-비임금근로자 가구원당 기타소득공제

□ 13단계: 산출세액 계산

- 과표가 양(+)^인 가구원당 산출세액 = 과표가 양(+)^인 가구

원당 과표와 세율에 의해 결정

□ 14단계: 세액공제와 세액감면

- 세액공제로는 배당세액공제, 기장세액공제, 재해손실세액공제, 근로소득세액공제, 기부금세액공제, 납세조합공제, 주택자금차입금이자세액공제, 외국납부세액공제가 있으나 근로소득세액공제만 고려
- 근로소득세액 인정분 결정
 - (1998~2002) 근로소득세액 = 산출세액*(임금소득0/경상소득0),
 - (2003부터) 종사상 지위가 임금근로자인 경우에 한해
근로소득세액 = 산출세액*(근로소득0/경상소득0)
- 과표가 양(+인 가구원당 결정세액 = 과표가 양(+인 가구원당 산출세액- 근로소득세액공제액

한국조세재정정책의 기회 평등화 효과에 대한 연구: 소득획득에 대한 기회를 중심으로

김우철 · 이우진

한국을 비롯한 동아시아 국가들의 경제발전에 있어서의 성공에 대한 사례연구는 지난 30년간 많이 이루어졌다. 그러나 동아시아 국가들에 있어서의 조세재정정책이 그 나라들의 시민들의 소득획득에 대한 기회를 얼마만큼 평등화하는지에 대한 연구들은 그리 많지 않았다.

본 연구는 동아시아 기적 중의 하나인 한국의 자료를 이용하여 경험분석을 수행함으로써 이러한 연구의 빈 공간을 메우려는 시도이다. 우리는 노동패널이라는 미시자료를 이용하여 한국에서 소득획득을 위한 기회가 얼마나 불평등하며 한국의 조세재정정책은 그 불평등한 기회들을 얼마나 보정하는지를 살펴본다.

기회가 무엇인가 하는 점과 어떻게 해야 기회가 평등해지는가에 대해서는 다양한 의견들이 존재한다. 본 보고서는 Roemer(1993, 1998)에 의해 제시된 기회의 평등이라는 개념을 이용한다. 로머의 정의에 의하면 어떤 목적함수에 대한 기회의 평등은 비슷한 정도의 노력수준을 기울인 사람들 간의 함수값들이 개인을 둘러싼 환경에 독립적이면서 비슷한 수준으로 주어질 때 달성된 것으로 정의된다. 로머의 기회의 평등의 목적은 불우 유형에 속한 사람들이 자신의 책임이 아닌 부분으로 인해 불이익을 당하는 것을 보정하

는 것이다.

로머의 접근의 하나의 장점은 기회의 평등이라는 개념을 정량화할 수 있는 분석틀을 제공한다는 데 있다. 실제로 Roemer et al. (2003)은 서구의 11개국에 대해 각국의 조세재정정책이 그 나라 국민들의 소득획득에 대한 기회를 얼마나 평등화하는지에 대한 경험적 분석을 수행하고 있는데 본 보고서는 이들의 방법론을 한국의 자료에 적용한 것이다.

소득의 불평등에는 여러 가지 원인들이 있을 수 있으며 어떤 한 사회가 최종 결과에 있어서의 불평등이 낮다고 기회의 불평등 역시 낮다고 간주할 사전적 이유는 없다. 예컨대 한 사회의 보상구조가 환경에 의한 차이는 조장하면서 노력에 의한 차이는 억압하는 식으로 형성되어 있다면 그 사회의 전체적인 불평등도는 낮을지 모르지만 기회는 상당히 불평등할 것이다. 본 보고서에서 우리가 던진 질문은 상대적으로 평등한 한국의 소득분배가 얼마만큼 기회의 평등을 보장하면서 이루어진 것인가라고 하는 것이다.

우리는 한국노동연구원이 수집한 노동패널자료를 가지고 2001년에서 2005년을 대상으로 하여 실증분석을 수행하였다. 우리의 자료는 35세에서 55세 사이의 남성가구주로 구성되어 있는데 두 개의 인접연도를 결합하는 방식으로 하여 2001/2002에서 2004/2005의 4개 기간에 대해 분석하였다.

Roemer et al.(2003)과 마찬가지로 우리는 가구주 표준소득과 가구 동등화소득이라는 두 개의 소득 개념을 사용하였고 전체 자료를 유형별로 분석하기 위해 부모의 학력과 부모의 직업이라는 두 가지 환경변수를 사용하였다. 그리고 각각의 환경변수에 대해 3개의 유형을 정의하였다.

본보고서의 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 한국의 기회 평등화를 위한 최적조세율은 스페인, 이탈리아

아, 영국, 미국 등과 비슷한 수준으로 이 나라들은 Roemer et al. (2003)에 분석된 11개국 중 기회의 불평등이 가장 심한 나라들이다. 우리의 분석이 시사하는 바는 한국의 기회의 불평등은 그리 낮지 않다는 점이다.

둘째, 관측된 한계세율은 이 네 나라들보다 현저히 낮다. 이것이 의미하는 바는 한국의 조세재정정책이 시민들의 소득획득에 있어서의 기회의 불평등을 시정하는 데 거의 역할을 하지 못한다는 것이다.

<Abstract>

A Study on the Extent to which the Korean Tax Regime Equalizes Opportunities for Income Acquisition among Citizens

Kim, Woocheol and Lee, Woojin

For the last three decades or so, the economic success stories of Korea, and some other East Asian miracle countries, have been well documented and widely discussed among scholars and policy makers. Not much has been known about the extent to which opportunities for income acquisition are equalized in these countries among their citizens.

The current study aims at filling this gap by carrying out an empirical analysis for one of these miracle countries. Using Korea's micro-survey data, we examine how unequal opportunities are for income acquisition among its citizens, and calculate the extent to which Korea's tax-benefit policies correct those unequal opportunities.

There is a spectrum of views regarding what defines opportunities and what is required for equalizing opportunities. The present study adopts the conception of equal opportunity proposed by Roemer(1993, 1998). In Roemer's definition, equality of opportunity for a certain objective is achieved

when the values of the objective equal for all those who exercised a 'comparable' degree of effort, regardless of their circumstances. The aim of Roemer's equal opportunity is not to hold persons accountable for characteristics which are due to their being in a disadvantaged type. Thus a policy equalizes opportunities if it makes the achievement of the objective of individuals be a function only of their efforts, not of their circumstances.

One advantage, among others, of the Roemer's approach is that it is a computable concept of equality of opportunity. Indeed Roemer et al.(2003) empirically examined, for eleven Western countries, the extent to which fiscal policies equalize opportunity for income acquisition among citizens. The present study employs the same method to Korean data and compares the main results with those reported in Roemer et al.(2003).

Inequality in income has many causes, and there is no a priori reason to believe that a country with a relatively low level of inequality of final outcomes will also have a relatively low degree of inequality of opportunities. A society may have a lower level of outcome inequality and a higher level of opportunity inequality than another if the former's reward scheme oppresses the variation in outcomes across effort levels while maintaining (or encouraging) the variation in outcomes due to differential circumstances, such as family backgrounds. In this study, we ask: To what extent does Korea's relatively equal distribution of income has been

accompanied by equality of opportunities for incomes among its citizens?

Our empirical analysis uses the Korea Labor and Income Panel Studies(KLIPS), compiled by the Korea Labor Institute, during the period of 2001-2005. Our samples consist of individuals who are male heads of household 35-55 years old. To obtain stable estimates of various statistics, we construct four estimation periods by pooling samples of two consecutive years: 2001/02-2004/2005.

As in Roemer et al.(2003), we use two definitions of income: standard income (ST-income) and equivalence income (EQ-income).

To partition the samples into types based on circumstances, we use two different typologies of individuals: one (EDU typology) characterizes each individual by his parents' level of education (EDU_PA1, EDU_PA2, EDU_PA3) according to the level of education of the more highly educated parent (usually father in Korea) and the second (OCC typology) characterizes the individual by his father's occupation (OCC_PA1, OCC_PA2, OCC_PA3).

In our analysis, EDU_PA1 consists of those individuals whose parent (the more highly educated one) has schooling years less than or equal to 5, EDU_PA2 consists of those whose parent has primary and junior-high school education (6-9 years of schooling), and EDU_PA3 consists of those whose parent's schooling years are greater than or equal to 10(high school and above). Regarding the occupation typology,

OCC_PA1 consists of those individuals whose father is a simple manual worker, OCC_PA2 consists of those whose father is a farmer or a unskilled worker, and OCC_PA3 consists of those whose father is a skilled worker or a professional.

Our main findings are the following.

First, the EOP tax rates in Korea are quite comparable to those of Spain, Italy, the UK, and the US. Out of the eleven countries studied in Roemer et al.(2003), they are the four countries that have the highest EOP tax rates. Our analysis thus indicates that opportunities in Korea are as unequal as those in the four countries.

Second, the observed marginal tax rates in Korea are, however, significantly smaller than those in the four countries. This implies that Korean tax-benefit policies have played almost no role in correcting unequal opportunities for income acquisition among its citizens.

<著者略歴>

김우철

서울대학교 경제학과 졸업
미국 Yale University 경제학 박사
현, 한국조세연구원 연구위원

이우진

서울대학교 국제경제학과 졸업
미국 University of California at Davis 경제학 박사
현, 미국 University of Massachusetts at Amherst 부교수

자료 수집 및 정리

이성호 한국조세연구원 연구원

研究報告書 08-03

한국 조세재정정책의 기회 평등화 효과에 대한 연구:
소득획득에 대한 기회를 중심으로

2008년 12월 22일 인쇄
2008년 12월 29일 발행

저 자 김우철·이우진

발행인 원윤희

발행처 한국조세연구원

138-774 서울특별시 송파구 방죽말길 28

전화: 2186-2114(대), www.kipf.re.kr

등록 1993년 7월 15일 제21-466호

조판및 일지사

인쇄

© 한국조세연구원 2008

ISBN 978-89-8191-404-2

* 잘못 만들어진 책은 바꾸어 드립니다.

값 9,000원