

# 소득분포 양극화의 특성과 경제·사회적 영향\*

申寬浩\*\* · 申東鈞\*\*\*

## 요 약

전체 평균으로부터의 산포도만을 강조하는 전통적인 소득불평등 지수에 비해 지역평균값들을 중심으로 집단화 내지 집락화되어 가는(clustered) 현상을 반영하는 양극화 지수는 사회가 지니고 있는 잠재적 갈등의 수위와 더욱 밀접한 관계를 갖는다. 본 연구는 Esteban, Gradin, and Ray(1999)가 개발한 양극화 지수를 이용하여 다음과 같은 분석을 하였다. 첫째, 신동균·전병유(2005)를 보다 확장하여, 외환 위기 이후 한국경제의 소득분포의 변화양상을 외국과 비교함으로써, 최근 한국의 양극화 지수가 매우 빠르게 진행되고 있다는 사실을 보다 강화하였다. 둘째, 최근의 양극화 진전에 대한 일차적인 원인분석을 시도하였다. 이를 통해 최근의 양극화의 진전은 저학력자 및 고연령층들에게 보다 불리한 방향으로 진전되었음을 알 수 있었다. 나아가 최근 금융위기 이후의 양극화 진전의 이면에는 소득의 편차가 상대적으로 작은 제조업의 비중이 위축되는 과정에서 방출된 가구주들이 편차가 큰 비제조업으로 유입된 사실과 무관하지 않은 것으로 나타났다. 마지막으로, 소득 양극화의 진행이 사회적 영향을 주는지 여부를 실제로 검증하는 차원에서 Park and Shin(2006)의 결과를 한국경제에 적용하였고, 이를 통해 양극화의 진전과 범죄율의 변화 사이의 관계에서 부분적으로 유의한 결과를 도출하였다.

핵심 주제어 : 양극화, 소득불평등, 소득이동성, 중산층, 재산범죄, 노동공급  
JEL 분류기준 : J21, J22, J31

\* 본 논문에 대해 자세한 논평을 해 주신 강석훈 교수와 임경묵 박사께 감사드리며 패널 회의에서 많은 의견을 제시해 주신 패널 위원들께도 감사드린다. 모든 분들의 논평은 최대한 반영하려고 노력하였다. 본 논문은 노동연구원의 동일제목의 보고서(“노동시장 양극화의 경제적 분석” 제2장)를 수정 보완한 것이다. 연구와 관련해서는 노동연구원의 지원만 받았음을 밝히며 이에 감사한다.

최초심사일(2006년 8월 10일), 최종심사일(2007년 3월 23일)

\*\* 고려대학교 경제학과 교수, E-mail: khshin@korea.ac.kr

\*\*\* 한양대학교 금융경제대학 부교수, E-mail: dgshin@hanyang.ac.kr

## I. 서론

외환위기 이후 양극화는 중요한 사회·경제적 문제로 대두되었다. 양극화는 다양한 현상에 적용되어 교육의 양극화, 대기업-중소기업 간 양극화, 수출기업-내수기업 간 양극화, 소득분포의 양극화 등 여러 각도에서 조명되고 있다. 하지만 양극화에 대한 많은 논의에도 불구하고 아직까지도 한국에서는 양극화의 개념, 양극화의 실태 및 원인, 그리고 양극화의 사회적 결과에 대한 체계적인 논의는 부족한 상태이다.

양극화는 그 논의 대상 변수가 무엇인가에 따라 다양한 차원에서 논의될 수 있다. 위에 언급한 네 가지 측면에서의 양극화 외에도 종교의 양극화, 이념의 양극화, 정치적 견해의 양극화 등 논의의 초점을 어디에 두느냐에 따라 양극화의 모습은 다양각색으로 비추어질 수 있다.<sup>1)</sup> 하지만 적어도 경제학적인 관점에서 볼 때 가장 중요하게 다루어져야 할 양극화의 모습은 소득분포의 양극화일 것이다. 개인 혹은 사회 전체 구성원의 만족도는 일단 효용으로 표현될 수 있을 것이며, 효용 수준 결정에 가장 중요한 변수는 역시 소득이라고 판단되기 때문이다. 또한 소득의 양극화는 다른 사회·경제적 양극화의 중요한 원인 역할을 하기도 한다는 의미에서도 중요성을 갖는다.

소득에 국한하여 양극화를 논의할 때에도 그 의미는 명확하지 않게 사용하는 경우가 많다. 특히 소득불평등(income inequality)과 혼용하여 구별 없이 쓰는 경우가 많다. 소득불평등은 지니계수로 측정되는 것이 일반적인데 지니계수는 소득이 얼마나 소수에게 집중되었는지에 따라 그 값이 결정된다. 기존 문헌에서 이와 같은 정의에 바탕을 두고 특히 관심을 가지고 있던 주제는 소득의 불평등과 경제성장 간의 인과관계이다. 경제성장이 소득의 불평등에 미치는 영향에 대한 경험분석은 대부분 일치하는 결론을 내리고 있는데, 이에 따르면 경제성장이 소득불평등에 미치는 효과가 거의 없다.<sup>2)</sup> 반면 소득불평등이 경제성장에 미치는

1) 예를 들어 Gradin(2000)은 교육, 직종, 혹은 종교 집단 등 소득 이외의 제 특성변수들을 이용하여 다극화 문제를 다루었다.

2) 최근의 논문인 Dollar and Kraay(2002)와 이에 소개된 문헌들을 참조하기 바람.

효과에 대해서는 이론의 여지가 보다 많은 편인데, 특히 소득불평등의 증가가 경제 성장에 해롭다는 견해와 그렇지 않다는 견해가 모두 존재한다.<sup>3)</sup>

하지만 소득분포의 양극화란 전통적으로 논의되어 오던 소득의 불평등화와는 엄밀하게 말해서 구별되는 개념이다. 양극화(bi-polarization)란 표현 그대로 전체가 두 개의 극점들을 중심으로 집락화(clustered)되는 현상을 말한다. 다소 추상적이지만 집합적인 표현을 사용하면 사회 구성원들이 두 개의 극점을 중심으로 모여 두 집단 간에 분리되어가는 현상으로 이해할 수 있다.<sup>4)</sup> 이 양극화 개념은 소득의 불평등화화도 분명 관련되어 있지만 소득불평등 척도(예를 들어 지니계수)로는 나타낼 수 없는 특별한 분포의 변동을 반영한다. 기존의 연구들 중 소득 불평등과 양극화(또는 보다 일반적으로 다극화)의 개념상의 차이를 체계적으로 밝힌 연구들로는 Esteban and Ray(1994, 이후 ER로 총칭), Levy and Murname(1992), Wolfson(1994), D'Ambrosio(2001), Duclos, Esteban, and Ray(2004, 이후 DER로 총칭), Esteban, Gradin, and Ray(2007, 이후 EGR로 총칭) 등을 들 수 있다.<sup>5)</sup>

ER이 강조하듯이 양극화 지수가 기존의 소득불평등 지수와 비교하여 특히 우수한 점은 전자가 사회갈등 혹은 불안(social unrest)을 보다 직접적으로 나타내는 지표로 사용될 수 있다는 점이다. 즉 한 사회가 지니고 있는 잠재적 갈등의 수위는 소득이 단순히 불평등해질 때보다는 소득분포가 두 개의 동등하면서 응집력

3) 소득불평등이 성장에 해를 끼친다고 주장하는 대표적인 문헌으로 Alesina and Rodrik(1994)과 Perotti(1996)가 존재하며, 그렇지 않다는 주장의 대표적인 문헌으로는 Li and Zou(1998)와 Forbes(2000)이 있다.

4) 일반적으로 Polarization이란 특정 변수의 분포(예를 들어 소득)가 N개의 극점을 중심으로 집락화되어 가는 현상을 말하는데 이를 직역하면 ‘극화’가 되겠지만 발음 편의 상 다극화라고 칭한다. 실제로 학자 및 정책입안자들이 관심을 갖는 경우는 극점의 개수가 두 개인 경우인데 이를 양극화(bi-polarization)라고 부른다. 이 단계에서 Beach and Slotsve(1996)의 저서의 제목을 음미해 볼 필요가 있다. “Are We Becoming Two Societies? Income Polarization and the Myth of the Declining Middle Class in Canada”.

5) 다극화 지수는 Esteban and Ray(1994)와 Wolfson(1994)은 서로 독립적으로 개발되었다. 이들은 다극화 지수가 전통적인 소득불평등 지수인 지니계수와 구별됨을 명확히 하였다. 하지만 Esteban and Ray(1994)의 지수는 연속 분포를 몇 개의 극점들로 근사(approximation)하는 과정에서 오차를 포함한다는 문제점을 갖는다. Esteban et al.(1999) 및 Duclos, et al.(2004)은 이러한 오차를 줄이는 방법을 제시하고 Wolfson 지수가 자신들이 개발한 지수의 한 가지 특별한 경우로 취급될 수 있음을 밝혀 다양한 지수들 간 관계를 밝히는 데에 기여를 하였다. 이들 간의 관계에 대한 보다 자세한 설명은 신동균·전병유(2005)를 참조하기 바람.

이 강한 집단으로 분열될 때 보다 높아진다는 사실을 반영하여 양극화 지수가 설계되어 있는 것이다. 예를 들어 불평등이 심화되더라도 한 집단이 다른 집단보다 일반적으로 우세하다면 이는 본격적인 갈등으로 이어지기 어려울 것이다. 따라서 양극화 지수는 두 개의 극점에 모인 구성원들의 수가 비슷할 때 보다 높아진다. 또한 단순히 두 집단으로 나뉜다는 사실 외에도 집단 내의 상황을 고려할 필요도 존재한다. 즉 극점들 사이의 거리가 가까워 기존의 불평등 지수로는 불평등 정도가 높지 않다고 평가되는 경우라고 하더라도, 두 집단 내 응집력이 커질 경우 집단 사이의 갈등이 유발될 가능성이 높아질 것이다. 따라서 양극화 지수는 각 집단 내에서의 동질성이 얼마나 강한가를 반영하도록 설계되어 있다.

최근 신동균·전병유(2005)는 이와 같은 양극화 개념에 기초하여 외환위기 이후 소득분포의 양극화 추이를 보고하고 있다. 그들에 따르면 지니계수로 표현된 소득불평등 지수에 비해 양극화 지수는 최근 매우 빠른 속도로 증가하고 있는데, 이러한 사실은 한국경제의 최근 문제점을 분석하기 위해서는 전통적인 소득불평등 지수에만 의존해서는 안 되며, 양극화 지수를 특별히 유념하여 살펴볼 필요가 있음을 의미한다. 또한 그들은 양극화지수를 증가시키는 주된 원인을 두 가지 측면에서 설명하고 있다. 첫째, 소득양극화는 근로소득보다는 금융소득 및 부동산 소득을 포함한 비근로소득에 의해 주도되었다. 둘째, 저소득층과 고소득층 사이의 소득 격차가 증가했을 뿐 아니라 소득 집단 내 소득격차가 줄어들었다. 특히 그들은 저소득 집단 내 소득격차가 줄어든 사실에 주목하고 있다.

이상과 같은 사실은 한국경제의 소득분포의 변화 양상이 양극화 지수를 사용할 때 보다 잘 설명될 수 있음을 보여 준다. 양극화지수는 이와 같이 현상을 설명할 때 보다 적합할 뿐 아니라 이미 지적인 바와 같이 사회갈등 정도를 더욱 잘 나타낼 수 있다는 장점이 있다. 하지만 양극화의 개념을 실제로 이용하여 사회적 갈등에 미치는 영향을 분석한 기존 연구는 거의 없는 실정이다. 이러한 이유는 여러 가지가 있을 수 있지만 무엇보다도 사회적 갈등을 나타내는 지표를 쉽게 구하기 어렵기 때문이다.<sup>6)</sup>

6) 양극화 지수를 이용하여 정치적 갈등에 미치는 영향을 분석하는 것은 매우 흥미로운 것으로 보이나 정치적 갈등을 나타내는 지표를 수량적으로 나타내기 어려운 난점이 있다. 하지만 최근 한국에서 정치적 갈등 수위가 높아지는 현상은 양극화 지수의 진전과 밀접한 관련이 있다

최근 Park and Shin(2006)은 이러한 난점에도 불구하고 Esteban-Ray의 양극화 개념을 이론적 및 실증적으로 발전시켜 양극화가 사회갈등의 한 양상인 범죄증가에 어떠한 영향을 주는지 분석하였다. 양극화의 정치 사회적 영향으로서 집단 간 갈등에 대해 집중적으로 연구한 ER과는 달리 Park and Shin(2006)의 연구는 양극화가 개개인의 의사결정 및 행위에 어떤 영향을 미치는가를 연구한다는 특색을 가진다. 이들은 양극화가 소득의 상향 이동성을 하락시키면 이에 따라 정상근로로부터 얻게 되는 기대 소득을 하락시킴으로써 비정상근로(범죄)의 한계 비용을 낮추는 방향으로 작용한다는 점에 주목하였다. 이 경우 Becker(1968)의 이론을 확대·발전시키면 양극화의 진전에 따른 소득의 상향이동성 감소와 이에 따른 저소득자들의 기대생애소득(expected life time income) 감소는 범죄의 한계비용과 노동공급유인을 모두 줄이게 된다. 따라서 양극화가 진전될수록 범죄발생 확률은 증가하며 반대로 노동공급은 감소할 것이라고 예측된다. 이들은 이를 경험분석에 응용하여 미국의 지역별 범죄율(또는 반대로 노동공급) 예측에 있어서 소득불평등의 정도를 나타내는 지니계수보다 양극화 지수가 더 우월함을 보였다.<sup>7)</sup>

이처럼 양극화의 실체는 사회불안(social unrest)과 직결되며, 이런 점에서 각종 사회 현상을 파악하는 방법으로 전통적인 지니계수보다 우월하다. 하지만 양극화 지수가 범죄율을 높이기 위해서는 양극화 상태가 고착되어 있다는 추가적인 정보가 더 필요하다. 직관적으로 보더라도 저소득층의 입장에서 보면 소득분포가 양극화되더라도 정상근로를 통하여 소득의 상향이동을 실현할 가능성이 있는 경우에는 범죄에의 유인이 상대적으로 낮을 것이기 때문이다. 다시 말해서 전체 소득집단이 두 집단으로 분리되어 있는 경우, 집단 간 이동성이 낮을수록 소득의 상향이동 가능성은 낮아지게 되고 이는 범죄동기를 유발하게 될 것이다.

본 연구의 의의는 크게 세 가지이다. 첫째, 신동균·전병유(2005)를 보다 확장

---

고 추측된다.

7) Park and Shin은 개인이 직면하는 소득분포 상에서 소득 이동성이 높은 경우가 낮은 경우를 1계 확률적 지배함을 보였다(first degree stochastic dominance). 동 연구는 또한 미국의 Current Population Survey와 Panel Study of Income Dynamics 데이터를 이용하여 다른 조건이 같을 경우 양극화가 보다 크게 진전된 지역 혹은 시점에서 소득의 상향이동성은 더 떨어지며 강력법 및 재산관련 범죄율(노동시장참가율)이 보다 높게(낮게) 나타남을 보였다.

하여 외환위기 이후 한국경제의 소득분포의 변화양상을 외국과 비교함으로써 최근 한국의 양극화 지수가 매우 빠르게 진행되고 있다는 사실을 보다 강화하였다. 둘째, 최근의 양극화 진전에 대한 일차적인 원인분석을 시도하였다.<sup>8)</sup> 마지막으로, 소득 양극화의 진행이 사회적 영향을 주는지 여부를 실제로 검증하는 차원에서 Park and Shin(2006)의 결과를 한국경제에 적용하여 양극화의 진전과 범죄율의 변화 사이의 관계를 분석하였다.

본 연구의 순서 및 간단한 발견 내용은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 ER 류의 양극화 지수를 소개하고, 제Ⅲ장에서는 이 지수에 근거하여 한국에서의 양극화 실태 및 원인에 대한 분석을 시도한다. 본 연구에서는 소득의 성격 면에서 한국과 비교가 가능한 국가들에 대해 소득분포의 양극화 추이를 비교분석함으로써 최근 한국경제의 양극화 현상은 예외적으로 급진전되고 있음을 확인하였다. 이는 최근의 신동균·전병유(2005)의 연구결과를 보다 강화하는 것이다. 또한 중산층을 로그를 취한 소득변수의 평균값에서 일정 구간 내에 포함되어 있는 계층이라고 정의하고, 고소득층 및 저소득층은 각각 중간층 위와 아래에 위치한 계층이라고 정의한 후, 양극화의 진전에 따라 중산층의 비중이 어떻게 변해 왔는지, 중산층 및 저소득층 그리고 고소득층 사이의 소득의 이동성은 어떻게 변해 왔는지, 어떤 특성을 가진 가구들이 중산층에서 퇴출되어 저소득층과 고소득층 중 어느 집단으로 귀속되었는지 등을 연구하였다. 그 결과 저학력자가 특히 저소득층으로 탈락하는 경우가 많은 것을 알 수 있었으며, 제조업에서 비제조업으로 이동하는 과정에서 중간층에 속해 있던 계층이 고소득 및 저소득 양 극단으로 나누어지는 경향이 가장 큼을 확인할 수 있었다.<sup>9)</sup> 이 중 두 번째 사실은 한국경제의 탈제조업화가 양극화 진전의 큰 이유일 수 있음을 시사한다. 마지막으로 현 연구에서는 양극화가 향후 경기회복에 따라 완화될 수 있는 성격의 것인가에 대한 일차적인 진단을 시도하였다.

제Ⅳ장에서는 양극화가 소득의 상향 이동성을 하락시키면 이에 따라 정상근로

8) 강석훈(2006)은 한국경제의 소득분포양상이 양극화가 아니라 빈곤계층의 소득하락이 정확한 진단이라고 주장한다. 하지만 제Ⅲ장에서 볼 수 있듯이 한국경제의 소득분포는 지니계수로 표현된 단순한 소득분포의 불균등 지수보다는 양극화지수로 나타낼 때 보다 극단적인 변화를 보이고 있다.

9) 김종일(2006)도 탈제조업화가 소득분배를 악화시킬 수 있음을 지적하고 있다.

로부터 얻게 되는 기대 소득을 하락시킴으로써 정상적인 시장에서의 노동공급을 줄이고 비정상근로(범죄)의 유인을 높인다는 Park and Shin(2006)의 결과를 한국 경제에 적용하여 양극화의 경제 사회적 영향에 대한 분석을 시도하였다. 이 가설을 검증하기 위하여 현 연구에서는 지역별-연도별 노동시장 참가율과 재산범죄율이 양극화에 의해 어떤 영향을 받는가를 분석하였다. 그 결과 양극화가 진전됨에 따라 노동공급이 줄어든다는 사실을 확인할 수 있었다. 이러한 사실은 Park and Shin(2006)에서 확인한 미국의 경우와 동일한 결과이다. 하지만 재산관련 범죄율은 미국의 경우 양극화와 더불어 증가하는 것을 확인할 수 있었던 반면 한국의 경우에는 뚜렷한 영향이 없었다. 비록 한국의 경우 근거가 보다 약하지만, 미국의 경우와 종합하여 해석해 보면 대체적으로 노동공급을 줄이고 재산범죄율을 증가시키는 요인이 단순한 소득의 불평등 증가가 아니라 소득분포의 양극화라는 것이라 생각할 수 있다. 아울러 이러한 노동공급과 양극화 사이의 부의 상관관계 그리고 재산범죄율과 양극화 사이의 정의 상관관계는 시간의 경과에 따른 단기적 변동에서보다는 장기적으로 존재하는 지역 간 차이에서 보다 강하게 관찰되는 것으로 나타났다. 제 V장에서는 결론을 내린다.

## II. 양극화 측정방법<sup>10)</sup>

다극화(polarization)된 분포들 중 현실적으로 가장 큰 관심을 끄는 분포의 형태는 극점의 수가 두 개인 양극화된 분포이다. ER이 지적하였듯이 집단 간 충돌 가능성은 (i) 집단 간 평균 소득격차가 클수록 (ii) 집단 내 구성원들의 소득이 같을수록 (iii) 집단의 수가 작을수록 그리고 (iv) 집단의 규모가 같아질수록 커진다. 결국 규모 면에서만 보면 집단의 수가 두 개이고 각 집단의 규모가 전체의 50% 일 때 전반적인 사회불안의 정도는 가장 커지게 된다. 이러한 이유로 우리는 전

10) 본 장은 Esteban et. al(2007)에서 설명한 양극화 개념을 정리한 것으로서 이에 대한 설명은 신동균·전병유(2005)에서 많은 부분 가져온 것임. 보다 자세한 내용은 원저 혹은 신동균·전병유(2005)를 참조하기 바람.

체 집단이 두 집단으로 집락화되는 양극화 현상에 특별한 관심을 갖는다.

소득 불평등과 양극화의 개념상의 차이를 보다 쉬운 예를 들어 설명해 보자. 가장 완벽한 소득불평등의 예로서 한 사람이 모든 소득을 차지하고 나머지 사람들의 소득의 합은 영(0)이라고 하자. 이 경우 양극화의 개념으로 보면 그 사회는 양극화되어 있다고 보기 힘들다. (한 명을 제외하고) 모든 사람들이 (소득이 없는 상태로) 동질적이어서 두 개의 극점(pole)을 형성하지 못하고 있기 때문이다. 반대로 두 집단 사이의 평균 소득 격차가 작아도 각 집단 내의 모든 구성원들의 소득이 특정 값에서 모두 같다면 그 사회는 두 소득 극점들을 중심으로 이원화되어 있다고 볼 수 있으며 두 집단 사이의 긴장(tension)은 커질 것이다. 예로서 특정 시점에서 소득분포가 (1,2,3,4,5,6)이었던 것이 다음 기에 (2,2,2,5,5,5)로 바뀌었다고 하자. 이 분포의 변동은 분명 평균 및 중앙값 불변 이전(mean and median-preserving transfers)에 의해 이루어졌다고 볼 수 있다. 소득불평등 지수는 근본적으로 분포의 산포도(dispersion)를 나타내는데 (Cowell 1995, p.12) 그 기저에는 상대적으로 고소득자로부터 상대적으로 저소득자로 소득을 이전하는 행위는 이전 후에도 소득의 순위가 바뀌지 않는 한 항상 소득불평등도를 감소시킨다는 피구-달톤의 공리(Pigou-Dalton axiom)가 있다. 이에 따르면 분명 두 시점 사이에 전체적인 소득불평등은 줄어들었다. 그러나 소득이전 후에는 고소득 집단과 저소득 집단 사이의 평균 소득격차는 3으로 동일하게 유지되는 상태에서 각 집단 내 동질성이 강화됨으로써 저소득과 고소득집단 사이의 갈등이 표출될 수 있는 가능성은 더 커졌다고 할 수 있다. 이 점이 바로 ER 류의 연구들이 강조하는 측면이다. 또한 위의 예에서 볼 수 있듯이 다극화 내지 양극화 개념에는 전통적인 소득불평등 지수의 바탕이 되는 피구-달톤(Pigou-Dalton)의 공리가 성립하지 않을 수 있다.

사실 소득불평등에 대한 논의는 오래 전부터 장기간에 걸쳐 상당한 규모로 진행되어 왔으며 수많은 실증 분석 연구들은 지니계수로 표현되는 소득불평등도가 시간의 경과에 따라 어떻게 변화되어 왔는가를 분석하고 있다.<sup>11)</sup> 그러나 상대적으로 최근에 들어 미국, 영국 등을 중심으로 중산층이 쇠락해가는(disappearing

11) 박성준(2000)은 도시가계조사 자료에 근거하여 소득불균등의 심화 현상과 그 원인에 대하여 분석을 시도하였다.



middle class) 과정을 겪으면서 논의의 초점은 소득불평등의 심화로부터 사회의 핵분열 내지 분단화로 옮겨가게 되었다. Wolfson(1994), ER도 지적하였듯이 전통적인 지니 계수 등 소득불평등 지수는 이러한 분포의 변동을 반영하지 못하는 단점을 지니고 있으며 이러한 문제의식에서 다극화(polarization)의 개념 및 지수를 정립 및 개발하게 되었다.

이제 ER을 따라 일반적으로 극점의 수가 N개인 일반적인 다극화 지수를 도출한 다음 그 특별한 형태인 양극화 지수(N=2)를 유도해 보자. 확률변수인 소득 y는 유한 폐구간 [a, b]에서 밀도함수 f로서 표시되며, 평균( $\mu$ )이 1이 되도록 정규화(normalize)되었다. 이 밀도함수 f는 다극화의 중심점인 N개의 극점(spike)들과 극점을 중심으로 소득분포가 어떻게 이루어져 있는지를  $\rho$ 라는 기호로 표시하기로 하자.

$$\rho = (y_0, y_1, \dots, y_n; \pi_1, \dots, \pi_n; \mu_1, \dots, \mu_n), a = y_0 < \dots < y_n = b$$

여기서  $\pi_i = Prob(y_{i-1} < y < y_i) = \int_{y_{i-1}}^{y_i} f(y)dy, i = 1, \dots, n$ 으로 소득

의 값이  $y_{i-1}$ 과  $y_i$  구간 사이에 놓일 확률을 의미하며

$$\mu_i = E(y | y_{i-1} < y < y_i) = \frac{1}{\pi_i} \int_{y_{i-1}}^{y_i} yf(y)dy$$

로서 각 구간 내에서의 조건부 평균값을 의미한다.

ER은 다극화 지수를 다음과 같이 정의하였다.

$$ER(\alpha, \rho) = \sum_i \sum_j \pi_i^\alpha | \mu_i - \mu_j | \pi_i \pi_j \tag{1}$$

정의(1)은 향후 정의될 새로운 지수와 구별하여 단순 ER 지수라고 부르자. 단순 ER 지수를 이해하기 위해서 단순 ER 지수가 동질성 함수(identification function)라

고 간주되는  $\pi_i^\alpha$ 와 이질성 함수(alienation function)라고 간주되는  $|\mu_i - \mu_j|$ , 두 행태 함수(behavioral function)에 의존한다는 사실에 주목하자. ER은 같은 집단 내의 모든 구성원들의 소득은 같다는 가정 하에서 동질성의 정도를 그 집단이 전체에서 차지하는 비율( $\pi_i$ )의 함수로 간주하였다. 즉 같은 집단에 속한 개인들의 규모가 클수록 그 집단에 속해 있는 개인이 느끼는 동질감은 커진다. 한편 이질성 함수란 집단 간 소득 격차를 나타낸다. 특정 개인은 자신이 속한 그룹과 다른 그룹과의 소득 격차가 클수록 이질감 혹은 반감(antagonism)을 더 크게 느끼게 된다. ER이 제시한 다극화지수는 이러한 동질성과 이질성 항목 곱의 모든 그룹에 대한 가중평균으로 정의됨으로써 두 항목 모두의 증가함수가 된다.<sup>12)</sup> 직관적으로 설명하면 소득 집단 간 괴리가 커질 때 집단간 갈등은 커지는데 그 정도는 집단 내 구성원들의 동질성이 강화될수록 응집력에 의해 더욱 증폭된다는 것이다.

한편  $\alpha$ 란 다극화 지수의 민감도(polarization sensitivity)를 나타내는 모수로서 다극화지수를 불평등 지수와 구별하게 하는 모수 값이다.  $\alpha$ 값이 0일 때 단순 ER 지수는 지니 계수와 같아지며,  $\alpha$ 값이 크면 클수록 ER 지수는 표준적인 지니 계수와 멀어지게 된다. 따라서 지니 계수는 ER 지수의 특별한 경우로 취급될 수 있다. 하지만  $\alpha$ 값은 모든 값을 자유롭게 가질 수 없는데 ER은 다극화지수에 관한 일정한 공리들을 만족시키기 위해서는  $0 \leq \alpha \leq 1.6$  을 만족해야 한다는 것을 보였다.

그러나 이러한 단순 ER 지수는 원래 연속밀도함수로 표시되는 소득분포를 N개의 극점을 중심으로 표시함으로써 다극화를 과대포장하게 되는 문제점을 안고 있다. 이 때 발생하는 오차 $\{\epsilon(f, \rho)\}$ 는 원래의 밀도함수의 형태와 극점들을 어떻게 표시하는가에 따라 달라진다.<sup>13)</sup> 이에 EGR 및 DER은 이러한 단순한 ER 지수에서 근사에 의한 다극화의 과장된 부분을 제거한 개선된 다극화 지수를 만들

12) 다극화 지수가 집단 내 동질성의 증가함수라는 점은 곧 집단 내의 소득 이전은 바로 다극화 지수의 값을 증가시킴을 의미한다. 결국 다극화 지수와 관련하여 피구-달톤의 공리는 집단 간에는 지켜지지만 집단 내에서는 성립하지 않는다.

13) 오차에 대한 구체적인 정의는 본문의 식(3)을 참조하기 바람.

있다(향후 이를 개선된 다극화 지수라 하자).

$$P(f; \alpha, \beta) = ER(\alpha, \rho) - \beta \epsilon(f, \rho) \tag{2}$$

여기서  $\beta$ 란 단순 ER 지수를 계산하는 과정에서 발생하는 “근사오차”에 두게 되는 가중치를 나타내는 모수값이다.<sup>14)</sup>

하지만 아직도 소득분포를 어떻게 N 개의 극점(spike)들로 나타낼 수 있는가와 관련하여 두 가지 이슈가 남아있다. 하나는 극점들의 수가 몇 개여야 하는가의 문제이고 다른 하나는 그 극점들의 위치(location) 및 구간간의 경계가 어떻게 결정되어야 하는가의 문제이다.<sup>15)</sup> 현재까지 진행된 연구에 따르면 이 두 가지 문제를 만족스럽게 해결할 수 있는 방법은 없다. 일단 극점들의 수는 관점에 따라 달라질 수밖에 없다고 본다. 예를 들어 빈민층, 중산층, 그리고 부유층의 세 층으로 구분할 수도 있고 빈민층과 부유층의 양분법을 쓰기도 한다. 이는 연구자의 자의적인 판단에 따라 달라진다. 그러나 각 극점들의 위치들은 일정한 기준에 의해 내생적으로 결정되는 것이 바람직할 것이다. 하지만 이에 대해서도 모든 연구자들이 동의하는 기준은 아직 개발되어 있지 않다. 단 그룹 내의 동질성이 어느 정도 유지되어야 한다는 점, 즉 그룹 내의 산포도는 전체 산포도와 비교하여 상대적으로 작아야 한다는 점에 대해서는 의견이 모아져 있다.

EGR이 제시한 한 가지 기준은 전술한 근사에 의한 오차를 다음과 같이 정의하고 이를 최소화하는  $\rho$ 를 선택함으로써 최적의 극점을 찾아내는 것이다.

$$\epsilon(f, \rho) = 0.5 \sum_i \int_{y_{i-1}}^{y_i} \int_{y_{i-1}}^{y_i} |x - z| f(x) f(z) dx dz \tag{3}$$

14) 기존 연구에서 ER 지수와 오차항에 같은 비중을 주는 의미에서  $\beta$ 의 값을 모두 1로 가정하였다.

15) 일반적으로 극점의 위치를 정하는 것은 극점의 수자가 결정된 전체 하에서는 구간을 분할하는 경계를 결정하는 것과 동일하다. 왜냐하면 극점은 구간 내의 평균점으로 결정되기 때문이다.

이는 그룹 내에서의 두 소득 값의 차이를 평균낸 것과 같다. 이 때 최적  $\rho^*$ 는

$$\epsilon(f, \rho^*) = G(f) - G(\rho^*) \quad (4)$$

를 만족하여야 하며 여기서  $G(\cdot)$ 는 괄호 안의 분포에 해당하는 지니 계수를 의미한다. 식(4)를 식(2)에 대입하면 구하고자 하는 다극화지수의 값이 다음과 같이 도출된다.

$$P^*(f; \alpha, \beta) = ER(\alpha, \rho^*) - \beta \epsilon(f, \rho^*) \quad (5)$$

이렇게 구해진 최적의  $\rho^*$ 는 어떻게 표현되는가? EGR과 DGR 등은 다음과 같은 직관적인 식이 도출됨을 증명하였다.

$$y_i^* = \lambda \mu_i^* + (1 - \lambda) \mu_{i+1}^*, \quad \lambda = \frac{\pi_i^*}{\pi_i^* + \pi_{i+1}^*} \quad (7)$$

여기서  $y_i^*$ ,  $\mu_i^*$ ,  $\pi_i^*$ 는 각각 최적의  $\rho^*$ 에 대응하는 값들을 의미한다. 식(7)에 따르면 극점들의 위치를 선택함에 있어서 인접한 두 구간을 분할하는 소득 수준은 두 구간의 조건부 평균값들의 가중평균이어야 하며 이 때 앞서 정의한 오차가 최소화됨을 의미한다.

극점이 2개뿐인 양극화 현상은 특히 많은 연구자들의 관심 대상이다. 분석하고자 하는 특성 변수가 좌우 정당, 노조 및 비노조, 종교 및 비종교 등으로 쉽게 양분될 수 있는 성격의 것이라면 극점을 2개로 선정하는 것은 자연스럽게 받아들여진다. 우리의 관심 대상인 소득의 경우도 중산층의 퇴락 현상이 가속화되면서 빈민층, 중산층, 부유층의 삼분법보다는 빈자와 부자라는 이분법의 구별이 보다 설득적일 수 있다. 이와 같이 극점이 두개인 경우 식(7)에 해당하는 소득 분할점은 하나만 존재할 것이며, 몇가지 전제 하에서 EGR과 DGR 등은  $y^* = \mu$ 가

됨을 증명하였다. 즉 근사에 의한 오차를 가장 최소화시키는 최적의 소득 분할 점은 전체 소득의 평균값으로 나타내지는 것이다.

본 연구에서는 이상과 같은 이론적 결과에 기초하여 소득분포의 양극화 현상을 설명하는 과정에서 두 집단간의 소득 분할점은 전체소득의 평균점으로 결정하였다. 하지만 이러한 결정에도 불구하고  $\alpha$ 와  $\beta$ 값에 따라 구체적인 양극화 지수의 값은 달라진다는 문제점이 남아있다. 현 연구에서는  $\beta = 1$ 로 고정시켜 놓고  $\alpha$ 값을 가능한 범위 내에서 변화시키면서 양극화 지수 값을 추정하고 이를 소득 불평등지수와 비교할 것이다.

### III. 양극화의 특성 및 원인분석

#### 1. 데이터

현 연구에서는 한국노동연구원의 KLIPS 데이터(1998~2004)를 주 자료로 그리고 통계청의 가구소비실태조사(1991, 1996, 2001)와 노동부의 임금구조기본통계조사(1978~2004)를 보조 자료로 사용하여 분석한다. 비록 다양한 자료를 사용하여 분석하지만 현 연구에서는 다음과 같은 이유로 KLIPS 데이터에 가장 큰 비중을 두고 연구를 수행한다. 첫째, 기존의 대부분의 외국 연구들은 양극화 문제를 다룸에 있어서 총가구소득 그것도 가처분소득을 사용해왔다. 따라서 외국과의 비교분석을 위해서도 모집단에 대해 대표성이 있는 표본에 대해 가구단위에서 가처분소득을 보고해 온 데이터베이스가 필요하다. KLIPS의 표본 추출 단위는 가구이며 1998년에 약 5000 가구를 추출하여 현재까지 추적관찰해 오고 있으며 가구 소득을 항목별로 상세하게 보고하고 있다. 둘째, 양극화의 실태를 심층적으로 분석하기 위해서는 가구들을 추적·관찰할 수 있어야 할 것이다. Wolfson(1994), ER 등 많은 연구자들이 강조하였듯이 양극화의 진전은 중산층의 쇠퇴와 밀접하게 관련되어 있다. 여기서 어떤 특성을 가진 가구들이 중산층에서 이탈되었고, 중산층에서 이탈된 가구들이 저소득층과 고소득층 중 어디로 편입

되었는가 등에 대한 연구는 양극화 실태 혹은 원인에 대한 이해를 한층 더 깊이 있게 하는 바 이를 위해서는 패널데이터의 사용이 필수적이다. 그러나 이러한 장점에도 불구하고 KLIPS 데이터는 아직까지는 축적된 기간이 짧음으로 인하여 장기간에 걸친 연구를 어렵게 하고 있다. 이러한 면을 부분적으로나마 보완하기 위하여 가구소비실태조사와 임금구조 기본통계조사(OWS) 자료를 사용한다. 가구소비실태조사는 비록 패널자료는 아니지만 표본규모가 위에 언급한 3개년도 평균 약 3만 가구 정도로 매우 큰 장점이 있다. 한편 OWS 자료는 보다 장기간에 걸쳐 이용이 가능하나 가구가 아닌 개인 자료이며 근로소득에 한정되어 있으며 영세사업장이 표본에서 제외되어 있다.

KLIPS 데이터에서 가구 총소득은 총근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회보험, 이전소득 및 기타 소득의 합으로 정의된다.<sup>16)</sup> 이 모든 소득 변수들은 전(former) 연도에 대한 설문에 기초하므로 1998년부터 2004년도까지의 7개 연도 조사를 통해 1997년부터 2003년까지의 소득 데이터를 구축하였다. 한가지 주의할 점은 각 변수들의 측정 단위가 조사 연도마다 다소 차이를 보이고 있다는 점이다. 1997년도 변수들 중 총근로소득, 이전소득 및 기타소득은 월평균으로 보고되어 있어 12를 곱함으로써 연간 측정치로 환산하였으며 1998년도와 1999년도에 해당하는 총근로소득도 월평균으로 보고되어 있어서 역시 같은 방법으로 연단위의 변수로 전환하였다. 그 밖에 모든 변수들은 연단위를 그대로 사용하였다.<sup>17)</sup>

KLIPS는 총가구소득을 소득 원천별로 보고하고 있어서 총가구소득과 근로소득의 양극화 추이를 동시에 분석함으로써 총가구소득 분포의 양극화가 주로 근로소득 분포의 양극화에 기인하는지를 분석할 수 있게 한다. 본 연구에서는 또한 OWS 자료도 함께 이용하여 KLIPS 데이터의 결과와 비교하였다. 총근로소득 변수에 있어서 두 데이터는 큰 차이를 보이고 있는데, KLIPS는 가구단위이며 자영업도 포함하고 있는 것과 달리 OWS는 개인단위의 상용직 임금근로자를 대상으로 함으로써 자영업자들을 표본에서 제외시키고 있다.

16) 보다 바람직한 소득 변수는 부동산을 포함한 자산가격의 상승에 기인한 부의 증가분을 포함하여야 한다. 하지만 KLIPS에서는 기타 자산의 가격상승분은 포함하지 않으며 부동산의 경우도 실제 처분한 경우에만 매매차익이 소득의 일부로 포함되어 있다.

17) 박성준(2000, p.63)에 따르면 도시가계조사를 사용하는 경우, 근로소득 외에 가구 총소득 변수를 분석하기에는 여러 가지 자료상의 문제점들이 생긴다.

신동균·전병유(2005)는 KLIPS의 소득 변수의 특성 및 질(quality)을 평가하기 위하여 KLIPS로 지니계수를 계산한 후 이를 국내의 다른 연구들에서 보고하고 있는 지니계수들과 비교하고 있다. KLIPS로 총가구소득을 이용하여 추정할 경우 1997~2003년 기간 지니계수는 최소 0.4053부터 최대 0.4352값까지 나타나 통계청이 도시가계조사 자료를 이용하여 발표한 지니계수(동 기간 약 0.28~0.32)보다 상당히 높음을 알 수 있는데, 이는 주로 두 데이터 셋 사이에 존재하는 표본의 성격차이에 기인함을 밝혔다. 즉 KLIPS 데이터와는 달리 도시가계조사는 비농가 도시지역의 가구원 2인 이상의 근로가구를 대상으로 지니계수를 추정보고하고 있다. 따라서 자영업주, 무직자 및 1인 가구는 분석에서 제외되고 있다. 또한 박성준(2000)도 보고하고 있듯이 이 도시가계조사의 가구소득에는 비근로소득이 지나치게 낮게 나타나고 있다. 현 연구에서 통계청의 가구소비실태조사 자료를 이용하여 자영업주, 무직자 및 1인 가구를 모두 포괄하는 전 가구를 대상으로 지니계수를 재추정한 결과 KLIPS 표본기간의 가운데인 2000년에 0.392로 나타나 도시가계조사자료로 계산한 수치보다는 KLIPS 데이터로 계산한 수치(0.42)에 보다 가까움을 알 수 있다. 신동균·전병유(2005)는 아울러 KLIPS 데이터를 이용하되 표본제약을 도시가계조사자료와 유사하게 적용할 경우 지니계수의 값이 도시가계조사자료로 계산한 값들과 유사해짐을 보였다. 이는 적어도 지니계수를 기준으로 하였을 때 KLIPS 표본이 모집단을 잘 대표하고 있음을 입증해 준다.

## 2. 총가구소득 분포의 양극화 추이 : 1997~2003

<표 1>은 신동균·전병유(2005)에서 보고한 바와 같이 1997년부터 2003년 기간 동안 각 연도에 대해 총가구소득의 분포를 개선된 양극화 지수와 지니계수로 표시하고 있다.<sup>18)</sup> 전반적으로 볼 때 지니계수의 값과 양극화 지수의 값은 1997~

18) 지니계수의 경우 2003년 가중치를 사용하든 사용하지 않든 그 차이가 거의 없었다. 예를 들어 지니계수에 대해 가중치를 사용한 경우와 않은 경우를 비교해 보면 가중치를 사용한 경우 1997년, 1998년 1999년 각각 0.405, 0.412, 0.405이었지만 가중치를 사용하지 않은 경우는 같은 연도에 각각 0.405, 0.414, 0.406이었다. 반면 KLIPS의 경우는 가중치를 사용하는 것이 오히려 문제를 일으킬 소지가 있다. 왜냐하면 가중치를 사용하는 경우 계산된 실업률

2003년 기간 모두 증가해 왔다. 하지만 증가 속도에 있어서는 큰 차이를 보인다. 19) 지니계수의 값은 1997년 대비 2003년도에 7.4% 증가하여 다소 미약한 증가를 보인 것과 대조적으로 양극화 지수의 값은 매우 큰 폭의 증가세를 보이고 있다. 즉 동 기간 동안 양극화 지수의 값은  $\alpha = 1$ ,  $\alpha = 1.3$ , 및  $\alpha = 1.6$ 에 대해 1997년도 대비 2003년도에는 각각 67%, 111%, 및 310% 증가하였다. 이러한 사실은 동 기간 동안 지니계수와 같은 단순한 소득불평등 지수만으로는 파악하기 어려운 양극화 현상이 심하게 이루어졌음을 보여 준다. 특히 양극화 지수의 값이 가장 크게 증가한 시기는 금융위기 직전인 1997년과 그 직후인 1998년 사이인 것으로 나타났다.

신동균·전병유(2005)는 양 지수의 변화 양상을 그래프를 이용하여 보다 극명하게 비교하고 있다. 양자를 보다 쉽게 비교하기 위해서 1997년의 지수 값을 모두

<표 1> 개선된 양극화 지수 : 가구 총소득

연도	개선된 양극화 지수			지니 계수
	$\alpha = 1$	$\alpha = 1.3$	$\alpha = 1.6$	
1997	0.1045	0.057111	0.018706	0.4053
1998	0.1379	0.089051	0.049901	0.4137
1999	0.1561	0.105605	0.064999	0.4057
2000	0.1554	0.103972	0.062668	0.42
2001	0.164	0.111912	0.070219	0.4274
2002	0.1651	0.112719	0.070697	0.4239
2003	0.1750	0.1205	0.0768	0.4352

자료 : KLIPS. 이 <표>는 신동균·전병유(2005)의 <표 2>와 동일함.

이 통계청에서 발표하는 실업률과 매우 다르기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 일률적으로 가중치를 사용하지 않는 방법을 따랐다.

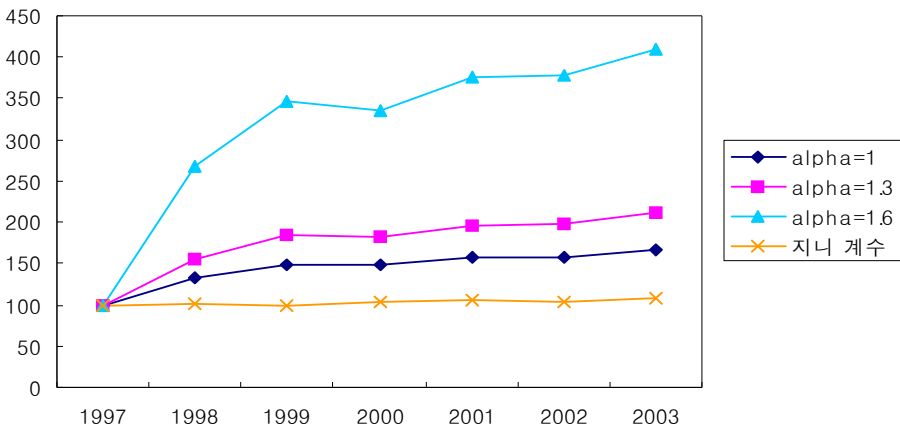
19) 지니계수와 양극화 지수의 이러한 차이는 단순한 계산단위(unit)의 차이에 기인한 것만은 아닌 것으로 보인다. 그 이유는 <그림 4>~<그림 6>에서 보는 바와 같이 외국의 경우에는 지니계수의 증가에 비해 양극화 지수가 상대적으로 급격히 증가하는 현상은 찾아보기 어렵기 때문이다.



100으로 놓고 그 이후의 수치들을 이에 맞추어 조정한 결과가 <그림 1>이다. 주요 패턴을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 모든 연도에 있어서 양극화 지수의 값은  $\alpha$ 값과 관계없이 지니 계수의 값보다 크게 나타났다. 둘째, 모든  $\alpha$ 값에 대해 양극화 지수의 값과 지니 계수의 값 차이는 시간의 경과에 따라 전반적으로 확대되어 왔다. 셋째,  $\alpha$ 값이 클수록 양극화 지수의 값은 지니계수의 값보다 상대적으로 더 커진다. 따라서 1997년~2003년 기간 동안 지니계수로 표시된 소득 불평등도 증가에 비교하여 양극화는 매우 심각하게 진전된 것으로 보인다.

신동균·전병유(2005)는 서로 다른  $\alpha$ 값에 해당하는 양극화 지수들과 지니계수와의 상관계수도 보고하였는데, 그 값들은 0.73~0.77정도로 나타나 비록 여전히 상관관계가 크게 나타나나 1보다는 상당히 낮아서 양극화 지수는 지니계수와 다른 지수라는 것을 보여주고 있다. 사실 <표 1>에서 양극화 지수값의 변동과 지니계수의 변동을 관찰해 보면 두 변수의 변동이 반드시 같은 방향으로 나타나는 것이 아님을 알 수 있다. 예를 들어 1998~1999년 사이에 지니계수로 표현된 소득불평등도는 감소된 데에 반해 소득 분포는 더욱 양극화되었음을 알 수 있다.

<그림 1> 개선된 양극화 지수와 지니계수의 변화 비교



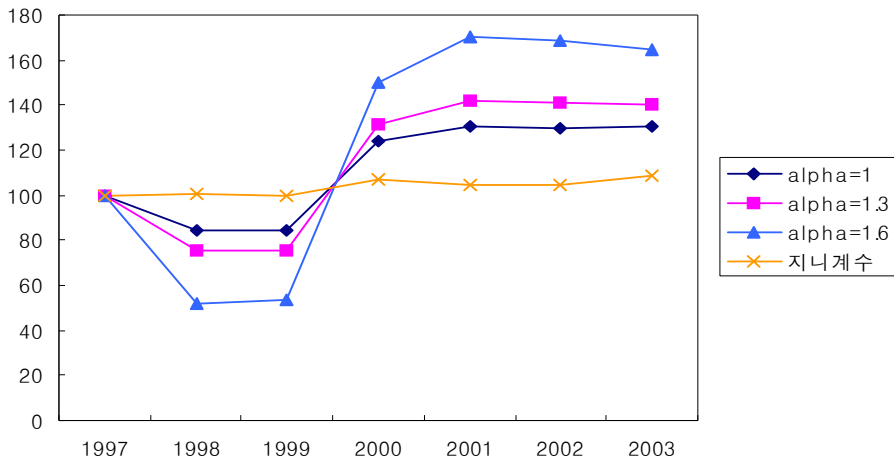
자료 : KLIPS, 모든 지수들은 기준 연도인 1997년을 100으로 함. 이 <그림>은 신동균·전병유(2005)의 <그림 4>와 동일함.

1999~2000년 사이에는 양극화 지수 값이 다소 감소한 것과 대조적으로 지니계수의 값은 오히려 증가하였다. 이러한 점들은 역시 두 지수가 나타내고자 하는 모수의 성격이 다름을 보여주는 예라고 하겠다.

### 3. 근로소득 분포의 양극화 추이

이제 근로소득만을 대상으로 양극화가 어떻게 진행되어 왔는지 살펴보기로 하자. 신동균·전병유(2005)는 개선된 양극화 지수에 근거하여 가구 근로소득의 양극화 지수를 지니계수와 비교하였는데, 이는 <그림 2>에 표시하였다. 이를 가구 총소득의 양극화 문제를 다룬 <그림 1>과 비교하면 많은 차이점을 보이고 있음을 알 수 있다. 특히 양극화 지수의 경우 전반적으로 증가하였다는 점에서는 비슷하지만 그 변화 양상에 있어서는 확연히 다른 모습을 보여 준다. <그림 1>에서 가구 총소득을 기준으로 보면 양극화 지수의 값이 IMF 직전인 1997년에 비해 직후인 1998년에 가장 크게 증가했음에 비해 총근로소득의 양극화 지수 값은 IMF 직후인 1998년도에는 오히려 크게 떨어졌으며 2000년도에 크게 증가하는

<그림 2> 가구 근로소득의 양극화



자료 : KLIPS, 모든 지수들은 기준 연도인 1997년을 100으로 함. 이 <그림>은 신동균·전병유(2005)의 <그림 6>과 동일함.

모습을 보이고 있다.<sup>20)</sup> 양극화 측면에서 이러한 총소득과 총근로소득의 괴리 현상은 2001년 이후의 양극화 추이에서도 나타난다. 즉 총근로소득의 양극화는 줄어들고 있는 반면 가구 총소득의 양극화는 계속 심화되고 있는 것이다.

또한 양극화 지수의 증가 폭에 있어서도 총소득에 기준하여 계산할 때와 총근로소득에만 기준할 때는 큰 차이를 보인다. 즉 <그림 1>에서 가구 총소득의 양극화 지수는  $\alpha$ 값에 따라 1997년 대비 2003년 값이 67%~310%로 크게 증가했음을 알 수 있었다. 하지만 총근로소득을 기준으로 보면 같은 기간 동안 증가치는 30%~64%에 지나지 않는다. 이와 같은 차이는 오직 양극화 지수에서만 보여진다는 사실은 흥미롭다. 즉 지니계수의 값은 가구 총소득을 기준으로 할 경우, 1997년 대비 2003년에 7% 증가한 데에 비해 가구 근로소득을 기준으로 할 경우, 동 기간 동안 8% 증가하여 큰 차이를 보이지 않고 있다. 이상과 같은 사실에 비추어 볼 때 결국 근로소득과 비근로소득 모두 소득불평등과 양극화에 기여하였지만, 양극화의 대대적인 증가는 총근로소득에 포함되지 않은 비근로소득에 기인한다고 결론질 수 있다.

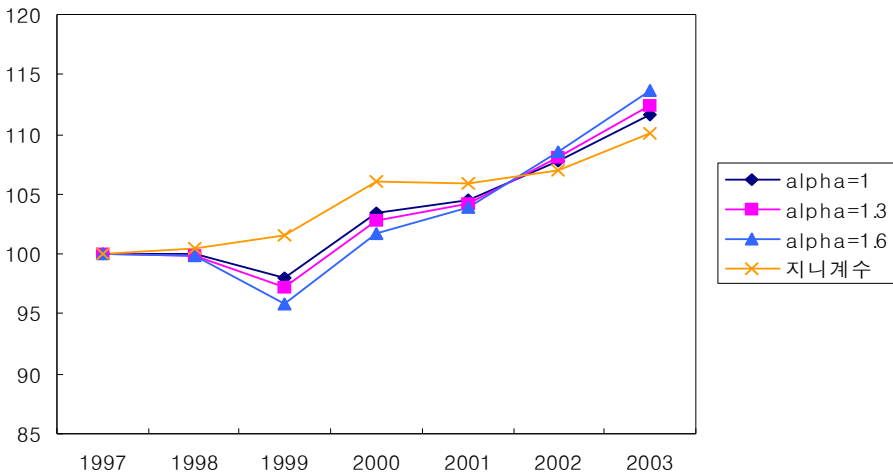
이제 OWS의 자료를 이용하여 신동균·전병유(2005)의 결과가 지지되는지 살펴보기로 하자. <그림 3>은 OWS 자료를 이용하여 KLIPS 표본과 같은 기간에 대하여 근로소득의 양극화 추이를 나타내고 있다. 남자의 근로소득과 여자의 근로소득의 상관관계가 완전하지 않기 때문에 일반적으로 양극화 지수를 가구가 아닌 개인 차원에서 계산할 경우 양극화 지수의 값은 더 커진다. 그러나 다른 한

20) 1998년 총소득을 기준으로 양극화 현상은 매우 심화된 반면 총근로소득을 기준으로 본 양극화 지수는 오히려 감소하였다는 사실은 매우 흥미로우며 추가적인 연구를 통해 그 이유를 설명하여야 할 것이다. 지금 단계에서 추측할 수 있는 것은 1998년 당시 이자율이 20%대까지 급격히 상승하였던 것과 관련이 있다는 점이다. 이자율의 급격한 상승은 금융 채권자와 채무자 사이의 금융소득 격차를 매우 크게 할 수 있을 것이며 이러한 차이는 총소득에만 반영되었을 것이기 때문이다. 또 하나의 가능성은 1998, 1999년 실직한 사람들이 근로소득분포면에서 고소득자이면서 전체 소득면에서는 중산층에 속하기 때문일 수도 있다. 즉 외환위기 직후 대량 정리해고, 명예퇴직 등을 감행하는 과정에서 많은 고소득 근로자들이 퇴출되었는데 이들은 총소득면에서는 중산층에 속하는 사람들일 수 있다. 이 경우 가구총소득으로 보면 양극화가 진행되었지만 근로소득자들을 중심으로 보면 이들에 의해 오히려 집단간 격차가 줄어들었으므로 지니계수 상으로는 소득불균형이 크게 증가하지 않았을 수 있다. 하지만 이상의 설명은 정확한 분석에 기초하지 않은 추측이므로 보다 엄밀한 분석을 통해 확인되어야 할 것이다.

편 임금구조 기본통계조사 자료는 영세 사업장을 표본에서 제외시키고 있기 때문에 그리고 이 사업장들에 종사하는 근로자들의 근로소득은 상대적으로 낮을 것이기 때문에 이 요인에 의하면 OWS 자료를 사용하여 계산한 양극화 지수 값이 KLIPS의 그것보다 낮을 것이라고 판단된다. 나아가 KLIPS와는 달리 OWS 자료에는 (i) 자영업 근로소득이 제외되어 있다는 점 (ii) 상용직을 대상으로 하고 있다는 점 (iii) 조사 시점 기준 무직자를 제외하고 있다는 점 등은 후자를 이용하여 계산한 지수 값을 보다 낮추는 방향으로 작용할 것이다. 실제 어떤 효과가 더 큰지는 실증분석을 통하여 나타나게 될 것이다.

우선 2000년 이후에는 KLIPS 데이터로 계산한 지수 값이 약간 감소해온 것과는 달리 OWS 자료로 계산한 지수 값은 약간 증가해 왔다. 또한 KLIPS 데이터와는 달리 OWS 자료상에서는 지니계수(물론 일반적인 의미에서의 지니계수는 아님)와 양극화 지수는 그 값이 매우 유사하게 나타남을 알 수 있다. 그러나 KLIPS 데이터와 마찬가지로 1997~1998년 그리고 1998~1999년 사이에 양극화 지수 값이 감소한 것으로 나타났다. 독자들은 KLIPS 데이터로 계산한 총가구소득의 양극화 지수 값이 두 시기에서 가장 크게 상승했음을 상기하기 바란다. 또한 1997년

<그림 3> 개인근로소득의 양극화 - 임금구조기본통계조사



자료 : 『임금구조기본통계조사』, 모든 지수들은 기준 연도인 1997년을 100으로 함.

대비 2003년의 양극화 지수의 값은 약 10%~14% 정도 증가한 것으로 나타나 KLIPS로 계산한 수치 30%~64%보다도 낮게 나타남을 알 수 있다. 이는 최근의 금융위기 이후 진전된 가구총소득 양극화가 근로소득에 의해 발생한 것이 아니라 KLIPS 자료의 분석결과를 재확인해 준다.

#### 4. 국가 비교

지니계수 및 양극화 지수의 값은 사용된 소득 변수에 따라 상당히 민감하게 반응할 수 있다. 예를 들어 양극화 지수 값은 근로소득과 비근로소득 사이에서 차이를 보일 뿐만이 아니라 그 측정 단위가 가구인가 아니면 개인인가에 따라서도 상당한 차이를 보인다. 나아가 특정 국가의 조세제도가 소득 재분배의 기능을 효과적으로 수행하고 있다면 이는 세전 소득과 비교하여 세후 소득의 양극화 지수 값을 떨어뜨리는 방향으로 작용할 것이다. 따라서 현 연구에서는 KLIPS 자료와 가장 유사한 자료를 사용하여 분석한 연구결과들을 바탕으로 양극화의 국가 간 비교를 시도한다. 즉 다음의 비교분석에 등장하는 국가들은 모두 KLIPS 데이터의 경우처럼 가구 단위의 총가처분소득을 사용한 예들이라고 할 수 있다.

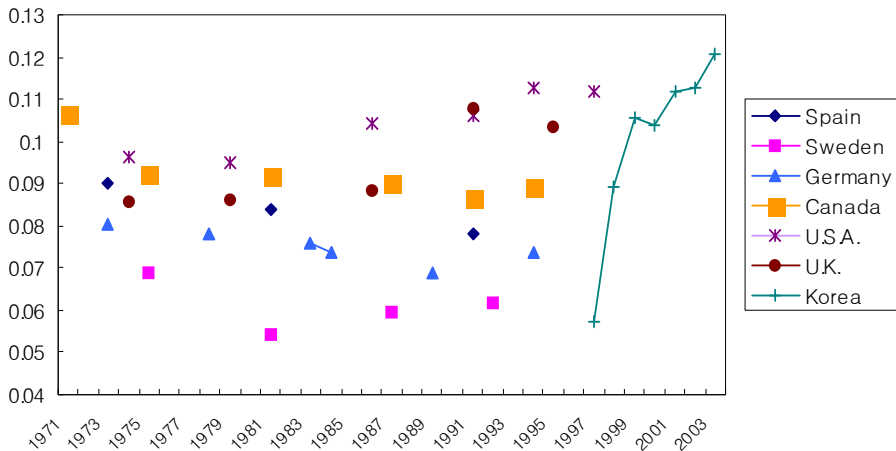
미국, 영국, 캐나다, 스웨덴, 독일의 경우는 EGR의 연구에서 스페인의 경우는 Gradin(2002)의 연구에서 발췌하였다. 그러나 비교분석에 포함된 국가들의 경우 표본기간은 한국의 경우와 차이를 보이고 있다. 스페인, 스웨덴, 독일, 캐나다, 미국, 영국의 경우 각각 1973~1991, 1975~1992, 1973~1994, 1971~1994, 1974~1997, 1974~1995로서 대체적으로 1970년대 초부터 1990년대 초·중반까지를 포함하고 있으나 한국의 경우 최근의 금융위기 직전인 1997년부터 2003년에 이르기까지 비교적 단기간을 분석에 포함하고 있다.

우선 <그림 4>에서는  $\alpha = 1.3$ 에 대해 개선된 양극화지수의 값을 국가 간에 비교하고 있으며 <그림 5>는 같은 국가들에 대해 첫 연도 대비 양극화 지수 값의 증감률을 퍼센트로 표시하고 있다. 비록  $\alpha = 1.6$ 의 값이 양극화 지수의 값을 지니계수의 값과 가장 구별되게 하지만 그만큼 변화에 민감하므로 일단 다소 보수적인 결과의 도출을 위하여  $\alpha = 1.3$ 값에 대해 보고하겠다. 전반적으로 보면 한국

과 미국 그리고 영국의 경우 소득 분포는 시간의 경과에 따라 양극화되어 왔음을 알 수 있다. 반면 스페인, 스웨덴, 및 독일의 경우 소득분포의 양극화 지수 값은 미국이나 영국과 비교하여 낮을 뿐만이 아니라 70년대에 비해 전반적으로 감소해 왔음을 알 수 있다. 한편 사회복지 제도에 있어서 흔히 말하는 영미식과 유럽식의 혼합형이라는 캐나다의 경우 양극화 지수의 값은 대략 양 집단의 중간 정도로 나타났으나 역시 시간의 경과에 따라 전반적으로 감소되어오는 추세이다.

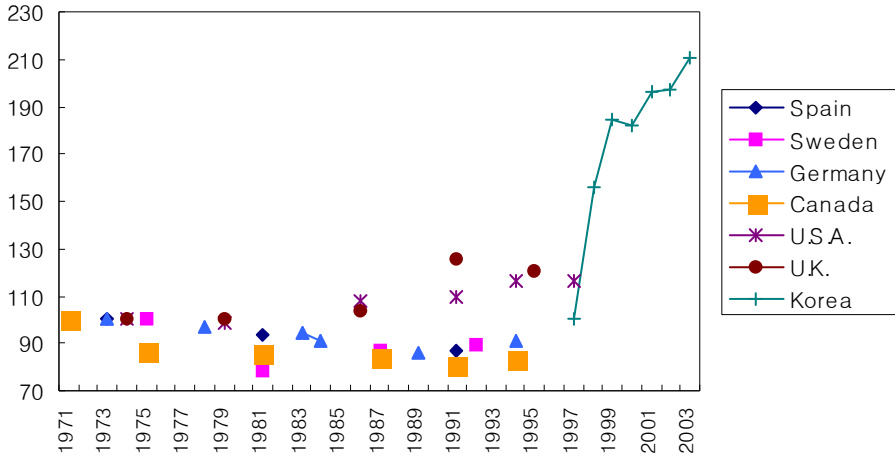
양극화 지수 값을 증가시켜온 3개국 가운데서도 한국의 양극화 지수 증가 추세는 가장 높았다. 미국과 영국의 경우 1970년대에는 양극화 지수의 값이 각각 0.095 및 0.086 정도에 머물렀던 것이 그 후 전반적으로 증가하여 90년대 중반에 이르러서는 각각 약 0.112와 0.103에 이르렀다. 미국과 영국의 경우 첫 연도 대비 지수 값이 가장 크게 상승한 연도(미국과 영국의 각각 1994년과 1991년)에서의 지수 값 상승률을 계산해 보면 약 17% 및 26%에 이른다. 한국의 경우 금융위기 직전인 1997년에 0.057이어서 미국과 영국 뿐만이 아니라 비교분석에 포함되었던 모든 국가들의 90년대의 수보다도 낮았었다. 그러나 양극화 지수 값은 그 후 급속히 증가하여 2003년에는 0.121에 이르렀고 이는 첫 연도 대비 111% 증가

<그림 4> 개선된 양극화 지수의 국가 비교( $\alpha = 1.3$ )



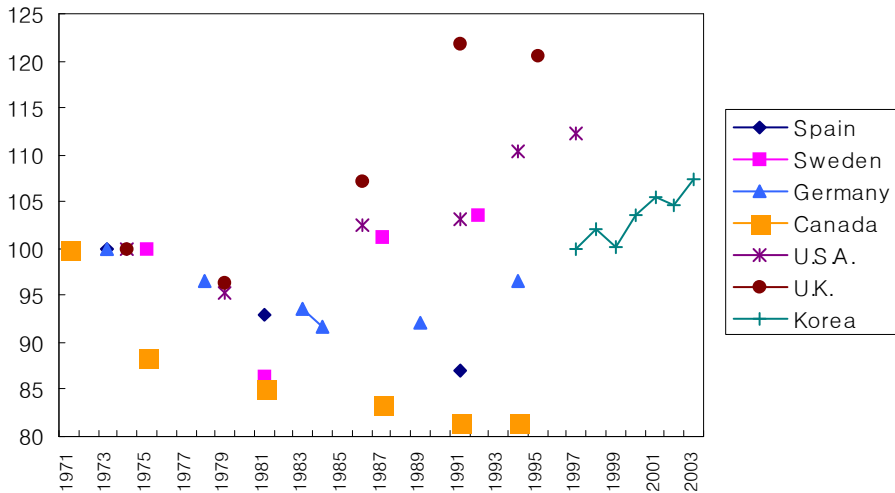
자료 : 한국은 KLIPS로 필자가 계산, 스페인은 Gradin(2002)의 연구에서 그 밖의 국가들은 Esteban et al. (1999)에서 발췌. 양극화 지수값은  $\alpha = 1.3$ 에 해당

<그림 5> 기준연도 대비 양극화 지수 변화율의 국가 비교( $\alpha = 1.3$ )



자료 : 한국은 KLIPS로 저자들이 계산, 스페인은 Gradin(2002)의 연구에서 그 밖의 국가들은 Esteban et al.(1999)에서 발췌. 각 국가별 최초연도의 지수값을 100으로 함.

<그림 6> 기준연도 대비 지니계수 변화율의 국가 비교



자료 : 한국은 KLIPS로 필자가 계산, 스페인은 Gradin(2002)의 연구에서 그 밖의 국가들은 Esteban et al.(1999)에서 발췌. 각 국가별 최초연도의 지수값을 100으로 함.

한 것을 의미한다. 즉 미국과 영국의 양극화는 15~20년 간 17%~26% 정도 진전되었으나 한국은 불과 6년 만에 111%의 급격한 증가율을 기록하였다. 한국의 경우 비교 대상 연도가 1997년으로 금융위기 직전이라는 점을 감안하면 이 높은 증가율은 금융위기라는 특수한 상황 탓으로 돌려질 수도 있을 것이다. 실제로 지수 값의 연간 증가율은 1997~1998년 기간이 56%로 가장 높았다. 그러나 1997년을 제외하고 1998년(지수값=0.089) 대비 2003년(지수값=0.121) 증가율을 계산해 보아도 5년만에 35% 증가한 것으로 나타나 그 어느 국가보다도 비교할 수 없을 정도로 빠른 속도임을 알 수 있다.

<그림 6>에서는 앞선 분석에 포함된 국가들에 대해 지니계수값들을 비교하고 있다. <그림 5>와 같이 첫 연도 대비 증감률로 표시하였다. 전체적으로 볼 때 역시 미국과 영국이 가장 가파른 상승세를 보이고 있다. 양극화 지수의 경우와 마찬가지로 미국과 영국의 지니계수 값은 1990년대에 이르러서는 첫 연도 대비 각각 약 10%대와 20%대 정도로 상승하였다. 한국과 관련하여 가장 관심을 끄는 현상은 한국의 경우 지니계수 값이 1997년 대비 2003년에 약 7% 상승한 것에 그쳤다는 것이다. 동 기간 양극화 지수 값이 어느 국가와도 비교할 수 없을 정도로 급격하게 증가했다는 점을 상기해 보면 소득분포와 관련된 한국의 문제는 불평등의 증가라기보다는 양극화의 진전에 있다는 점을 다시 한 번 상기시켜 준다.

또 하나 주목할 점은 지니계수로 표현되는 소득불평등의 변화 방향 및 속도와 양극화 지수의 변화 방향 및 속도는 반드시 국가 간 비교에서 일관성 있게 나타나고 있지 않다는 점이다. 예를 들어 한국의 경우 비록 양극화 지수의 증가 속도는 외국과 비교할 수 없을 정도로 빠르지만 소득불평등의 증가속도는 상대적으로 느리게 나타나고 있다. 스웨덴의 경우 첫 연도 대비 최종 연도에 있어서의 양극화 지수의 값은 감소하였지만 지니계수의 값은 오히려 증가하였다. 별도의 <그림>으로 보고하고 있지는 않지만 이러한 두 지수들의 상이성은 지니계수를  $\alpha = 1.6$ 인 경우의 양극화 지수 값과 비교할 때 더욱 극명해진다. 이러한 사실들은 앞서 논의하였듯이 소득불평등과 양극화가 서로 다른 개념임을 예시하는 셈이다. 재차 요약하면 외국과 비교함에 있어서 소득 분포와 관련된 한국의 문제는 불평등의 증가라기보다는 양극화의 진전에 있다고 할 수 있다.

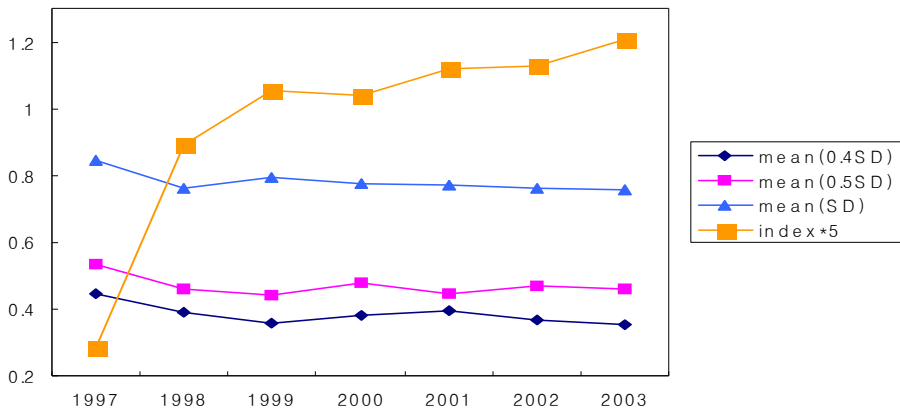


## 5. 중산층의 쇠퇴와 소득의 이동성 변동

Wolfson(1994), ER 등 많은 학자들에 의해 지적되었던 것처럼 소득분포의 양극화의 이면에는 중산층의 쇠퇴라는 사실이 자리 잡고 있다. 중산층은 저소득층과 고소득층 사이의 가교 역할을 하기 때문에 중산층의 쇠퇴는 결국 저소득층의 상향 이동성을 약화시킨다고 볼 수 있다.

<그림 7>은 양극화 지수( $\alpha = 1.3$ )와 중산층의 비율이 시간의 경과에 따라 어떻게 변화되어 왔는가를 나타내고 있다. 중산층의 비율을 정의함에 있어서 현 연구에서는 로그를 취한 소득 변수의 분포에서 평균으로부터 좌우로 일정 거리를 떨어져 있는 구간 내에 포함된 관찰치들의 수를 총 관찰치 수로 나누어 정의하고 있다. 중산층을 정의함에 있어서 그 구심점으로 평균을 사용하는 것은 현 연구에서 사용되는 양극화 지수가 평균을 중심으로 두 집단을 구분하고 있기 때문이다.<sup>21)</sup> <그림>에서 세모와, 네모 그리고 마름모를 연결한 선들을 각각 로그를 취한

<그림 7> 중산층의 쇠퇴와 양극화



자료 : KLIPS

21) 참고로 Wolfson(1994)의 지수는 저소득층과 고소득층을 구분함에 있어서 평균이 아닌 중앙값(median)을 사용하고 있기 때문에 Wolfson의 지수에 맞추어 중산층을 정의할 경우에는 중앙값으로부터 일정 거리 떨어져 있는 구간 사이에 있는 관찰치의 수가 총관찰치 수에서 차지하는 비율을 사용해야 할 것이다. 이러한 기준은 OECD 기준인 중앙값의 70%~150% 구간과 일맥상통한다.

소득의 평균으로부터 좌우로 1, 0.5 그리고 0.4 표준편차만큼 떨어져 있는 구간에 속한 관찰치의 비중을 나타낸다. 참고로 소득이 로그정규분포(log normal)를 따를 때 이 세 가지 경우 중 표준편차의 0.4배를 적용하는 경우가 중산층의 규모라는 면에서 중앙값의 70~150%로 정의하는 경우 가장 비슷하다.<sup>22)</sup> 그러나 저소득층의 비중은 중앙값을 기준으로 하였을 때보다 현 연구에서 정의한 방식을 따를 때 다소 작게 나타남을 지적해 둔다. 따라서 독자들은 각 소득집단별 규모 자체보다는 그 규모가 양극화지수의 변동과 관련하여 어떻게 변화해 나가는가에 초점을 두기 바란다. 참고로 중산층 비율들과 같은 그래프에 나타내기 위해 양극화 지수에는 인위적으로 5를 곱했다. 우선 얼핏 보아도 알 수 있듯이 양극화의 진전에 따라 중산층의 비중은 점차 감소해 왔음을 알 수 있다.<sup>23)</sup> 보다 엄밀하게 언급하면 양극화가 가장 극심하게 진행되었던 1997~1998년 사이에서 중산층의 비율이 가장 크게 감소했으며 그 후에는 약간 등락을 하면서도 전반적으로는 다소 감소해 온 것을 알 수 있다.

<표 2>는 위에 언급한 세 가지 경우에 대해 계산한 중산층의 비율과 양극화

<표 2> 중산층 비중과 양극화 지수의 교차상관계수

	$\mu \pm 0.4\sigma$	$\mu \pm 0.5\sigma$	$\mu \pm \sigma$	양극화지수
$\mu \pm 0.4\sigma$	1			
$\mu \pm 0.5\sigma$	0.770834	1		
$\mu \pm \sigma$	0.759282	0.77203	1	
양극화지수	-0.89315	-0.81206	-0.84759	1

자료 : KLIPS, 양극화지수는  $\alpha = 1.3$ 인 경우.  $\mu$ 는 로그 소득의 평균,  $\sigma$ 는 표준편차를 나타냄.

22) 또한 로그 정규분포를 갖는 확률변수에서는 중산층을 정의함에 있어서 비대칭적인 구간(예를 들어 중앙값의 70%~150%)을 이용하는 것이 타당하지만 이 확률변수에 로그를 취할 경우 그 분포는 정규분포를 따르므로 중산층의 구간도 평균을 중심으로 대칭적으로 설정되어야 할 것이다.

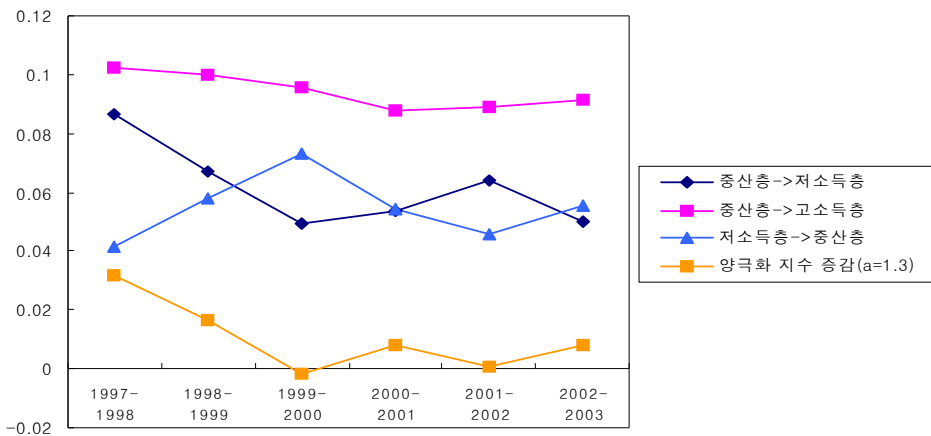
23) 로그를 취한 소득변수가 엄밀하게 정규분포를 따른다면 표준편차를 이용하여 평균으로부터 일정부분 떨어진 구간으로 정의된 중산층의 비중은 항상 일정할 것이다. 하지만 양극화의 정의가 이미 상정하고 있듯이 소득변수는 로그를 취한 후에도 정규분포를 따르지 않으며, 양극화가 진행됨에 따라 평균 주위의 비중이 작아지게 된다.

지수 값 사이의 교차상관계수를 나타내고 있다. 양극화 지수는 어떻게 중간층을 정의했는가에 따라 -0.81~-0.89로 매우 큰 음의 상관관계를 맺고 있다. 이를 통해 우리는 양극화의 진전이 중산층의 쇠퇴와 밀접하게 관련되어 있음을 알 수 있다.

<그림 8>에서는 양극화의 진전 및 완화가 소득 계층 간 이동성에 어떤 영향을 주는가를 예시하고 있다. 사각형, 마름모꼴 및 삼각형을 이은 계열들은 각각 두 연도 사이에서 중산층으로부터 고소득층으로, 중산층으로부터 저소득층으로 그리고 저소득층으로부터 중산층으로 이동한 사람들의 수를 전체 수로 나눈 비율을 나타내며 나머지 계열은 양극화 지수를 인접한 두 연도 사이에 차분한 수치들을 나타낸다. 중산층을 정의함에 있어서는 평균±0.4표준편차의 기준을 사용하였다.

우선 양극화가 가장 극심하게 진전되었던 1997~1998년 기간을 보면 중산층으로부터 고소득 혹은 저소득층으로 이동한 비율은 상당히 높은 반면 저소득층으로부터 중산층으로의 이동률은 현저하게 낮음을 알 수 있다. 이러한 세 가지 이동률의 순위는 양극화가 진전된 그 다음 기간 즉 1998~1999년 기간에도 그대로 지켜졌다. 반면 1999~2000년 기간에는 양극화가 다소 완화된에 따라 중산층으로부터 저소득층으로의 이동률은 떨어졌고 동시에 저소득층으로부터 중산층

<그림 8> 양극화 지수의 변동과 소득의 이동성



자료 : KLIPS, 양극화 지수값은  $\alpha = 1.3$ 에 해당, 중산층은 로그 소득의 평균값  $\pm 0.4$ 표준편차로 정의

으로의 이동률은 크게 증가하여 결과적으로 중산층과 저소득층 사이에 소득의 상향이동률이 하향이동률을 앞지르게 되었다. 그 다음 기간인 2000~2001년 기간에는 역시 양극화가 다소 진전됨에 따라 저소득층으로부터 중산층으로의 소득의 상향이동률은 크게 하락하였다. 한 가지 흥미로운 사실은 양극화가 진전되는 시기에서 중산층으로부터 저소득층으로의 하향이동률이 매우 크게 나타났지만 중산층으로부터 고소득층으로의 소득의 상향이동률은 보다 크게 나타나고 있다는 점이다. 이는 (중산층 정의상의 문제를 고려한다고 하더라도) 중산층으로부터의 이탈 경로가 반드시 소득의 하향이동만이 아니라 양방향으로 모두 진전되고 있음을 나타내고 있다.

이러한 양극화의 진전 혹은 완화와 계층 간 소득의 이동성이 어떤 상관관계를 갖는가를 알아보기 위해 <표 3>에서는 네 변수들 사이의 교차 상관관계를 요약하고 있다. 그림으로부터 예측한대로 양극화의 진전은 중산층으로부터 저소득층 뿐만이 아니라 고소득층으로의 이동성과 강한 정의 상관관계를 가지는 반면 저소득층으로부터 중산층으로의 소득의 상향이동성과는 부의 상관관계를 가짐을 알 수 있다. 이상의 결과는 중산층의 범위를 평균 로그소득 $\pm 0.5$ 표준편차로 정의할 때도 변함이 없었다. 다음 절에서는 이렇게 중산층을 이탈한 가구들의 특성을 분석한다.

<표 3> 소득의 이동성과 양극화 지수의 교차상관계수

	중산→저소득층	중산→고소득층	저소득→중산층	양극화지수 변화
중산→저소득층	1			
중산→고소득층	0.697165	1		
저소득→중산층	-0.73726	-0.11752	1	
양극화지수 변화	0.806008	0.713078	-0.66825	1

자료 : KLIPS, 양극화지수는  $\alpha = 1.3$ 인 경우, 중산층은  $\mu \pm 0.4\sigma$ 로 정의함.

## 6. 중산층에서 이탈한 가구들의 특성, 중산층 감소의 원인, 소득 이동성의 특징

우선 중산층에서 이탈한 가구들의 특성을 분석하기 위해 <표 4>에서는 1997년부터 2003년까지 중산층에 있었던 가구들을 대상으로 학력별 및 이동 후 소득 상태별로 정리하였다. 학력은 가구주의 학력을 사용하였다. 예를 들어 중산층에 있었던 모든 가구-연도 관찰치들 중 가구주의 학력이 대졸 이상이면서 다음 연도에 저소득 집단으로 하향 이동한 가구들의 비율은 1.4%로 나타났다. 우선 가장 우측 열의 수치들을 보면 전체 가구주의 약 19.7%는 대졸 이상이었으며 80.3%는 고졸 이하였음을 알 수 있다. 또한 제일 아래 행의 수치들을 보면 고졸자와 대졸자를 합하여 모든 가구들을 대상으로 할 경우 전(former) 연도에 중산층에 있다가 다음 연도에 저소득층, 중산층, 그리고 고소득층으로 하향이동, ‘신분유지’, 그리고 상향이동한 가구들의 비율은 각각 13.2%, 65.4% 그리고 21.4%로 나타났다. 과연 이 비율이 대졸자와 고졸자 집단에 모두 똑같이 나타나는지 아니면 불비례적으로(disproportionately) 나타나는지를 검토하기 위해서는 <표 4>의 제1행과 제2행의 수치들을 각각 대졸 이상과 고졸 이하의 총규모(가장 우측 열에 있는 수치)로 나누어 ‘조건부 확률분포’를 구한 후 비교해야 할 것이다. 계산을 통해 보면 가구주가 대졸 이상이라는 조건 하에서는 차기에 하향이동, 신분유지, 그리고 상향이동할 확률은 각각 6.9%, 65.5% 그리고 27.5%로 나타났다. 이와는

<표 4> 퇴출된 중산층 가구들의 특성 : 학력별 및 소득이동 방향별

	저소득층	중산층	고소득층	계
대졸 이상	0.014	0.129	0.054	0.197
고졸 이하	0.118	0.525	0.160	0.803
계	0.132	0.654	0.214	1.000

자료 : KLIPS. 전체집단은 1997년부터 2003년 사이에 중산층에 있었던 가구들. 세로축은 중산층 가구들의 학력 그리고 가로축은 이동후의 소득 집단을 나타냄. 중산층은  $\mu \pm 0.4\sigma$ 로 정의함.

대조적으로 가구주가 고졸 이하인 경우의 수치들은 각각 14.7%, 65.3% 그리고 20%로 나타나 가구주의 학력이 낮은 경우 하향이동할 확률은 상대적으로 크며 상향이동할 확률은 상대적으로 낮게 나타남을 알 수 있다. 유지율은 학력과 무관해 보인다.

한편 저소득으로 하향이동한 가구들 중 가구주의 학력이 대졸 이상 및 고졸 이하일 확률은 각각 10.2% 및 89.7%로 나타나 가장 우측 열에 있는 비율 19.7% 및 80.3%와 비교하여 불비례적으로 고졸 이하 학력자들을 더 많이 포함하고 있으며 반대로 상향이동한 가구들에 해당하는 수치들은 각각 25.3%와 74.7%로 나타나 불비례적으로 대졸 이상의 학력을 가진 가구주들이 보다 많이 포함되어 있음을 알 수 있다. 이상은 중산층의 쇠퇴와 이에 따른 양극화 과정이 저학력자에게 불리하게 작용해 왔음을 말해 준다.

지면 관계 상 별도의 <표>로는 보고를 생략하겠지만 앞선 분석을 가구주 연령 기준 45세 이상과 45세 미만으로 구분하여 반복할 경우 중산층으로부터 이탈하였을 때 상위소득층으로 진입할 확률은 가구주의 연령이 더 높을 경우 보다 낮게 나타나며 반대로 하향이동할 확률은 가구주의 연령이 보다 높을 때 더 크게 나타났다.

마지막으로 <표 5>에서는 중산층 가구가 제조업에서 제조업, 제조업에서 비제조업, 비제조업에서 제조업, 비제조업에서 비제조업으로 이동한 네 그룹으로 나누고 각 그룹 내에서 이동 후 저소득층, 중산층, 그리고 고소득층으로 편입된 비율을 요약하고 있다. 예를 들어 가구주를 기준으로 제조업에 종사하던 가구가 다음

<표 5> 산업 간 이동과 소득 계층 간 이동

	제조업			비제조업		
	저소득층	중산층	고소득층	저소득층	중산층	고소득층
제조업	0.07016	0.676732	0.253108	0.22	0.51	0.27
비제조업	0.050633	0.810127	0.139241	0.122522	0.619769	0.257709

자료 : KLIPS. 수치들은 특정 산업에서 특정 산업으로 이동한 가구들 가운데 이동후의 소득 계층별 비율을 나타냄.

연도에 그대로 제조업에 남아있다는 조건 하에서 저소득층으로 하향이동될 확률은 약 7% 정도가 된다. 가장 특징적인 면은 제조업에서 비제조업으로 이동한 경우 중산층에 잔류하게 되는 비율은 가장 떨어지며 반대로 저소득층으로 하향이동되는 비율이나 고소득층으로 상향이동되는 비율은 모두 나머지 세 경우와 비교하여 가장 크게 나타난다는 점이다. 그 다음으로는 비제조업에서 비제조업으로 이동하는 경우가 중산층 유지율이 낮으며 역시 고소득 및 저소득층으로의 이동률이 나머지 두 경우보다 높게 나타난다. 일반적으로 제조업과 비교하여 비제조업에서의 소득 내지 근로소득의 분산이 더 크다고 볼 수 있다. 결국 최근의 금융 위기 이후 진전된 양극화는 제조업의 비중이 축소되어가는 과정에서 제조업에서 방출된 근로자들이 소득의 편차가 심한 비제조업으로 이동한 결과와 무관하지 않다. 이러한 사실은 최근 김종일(2006)의 한국경제의 탈공업화 분석 내용과 일치하는 결과이다.

## 7. 양극화와 경기변동

양극화의 진전과 관련된 또 하나의 관심은 과연 이 추세를 특정 경제변수로 설명할 수 있는가에 있다. 만약 양극화의 진전 혹은 완화가 전반적인 경기 상황의 변동에 의해 설명될 수 있다면 그 문제의 심각성은 덜할 것이다. 그러나 양극화의 진전이 경기변동과는 무관하며 설명할 수 없는 구조적인 원인 또는 전반적인 경제성장으로 부터 연유된다면 이는 단순한 경기관련 정책을 통해 양극화에 대처할 수 없을 것이며 보다 미시적인 차원에서의 분석 및 이에 상응한 정책을 필요로 할 것이다.

이러한 이슈를 기술적인(descriptive) 차원에서 논하기 위해 <그림 7>에서는 양극화 지수( $\alpha = 1.3$ ) 값을 실업률 및 경제성장률과 병렬시켜 보았다. 우선 양극화 지수의 값이 가장 큰 폭으로 상승하였던 1997~1998년 기간에서 역시 실업률은 가장 큰 폭으로 상승하였으며 경제성장률도 마이너스를 기록하였다. 이는 일단 양극화의 진전이 전반적인 경제상황의 악화와 밀접하게 관련되어 있다는 인상을 준다. 그러나 그 후 세 계열의 변동 추이를 보면 양극화지수의 변동이 경제성장

률이나 실업률 변동과는 그다지 큰 상관관계를 보이지 않는 것처럼 보인다. 1998년 이후에도 양극화 지수의 값은 전반적으로 상승해 온 것과는 대조적으로 실업률은 전반적으로 감소해 왔기 때문이다. 경제성장률의 경우도 1998~1999년 기간에는 크게 증가하였음에도 불구하고 양극화 지수의 값은 동 기간 증가한 것으로 나타났다. 사실 1997~2003년 기간 양극화 지수의 값과 실업률 그리고 양극화 지수 값과 경제성장률 사이의 상관계수는 각각 0.066 및 0.222로 나타나 양극화 지수의 값이 두 경기변동 지표의 값과는 큰 상관관계를 가지지 못하는 것으로 나타났다.

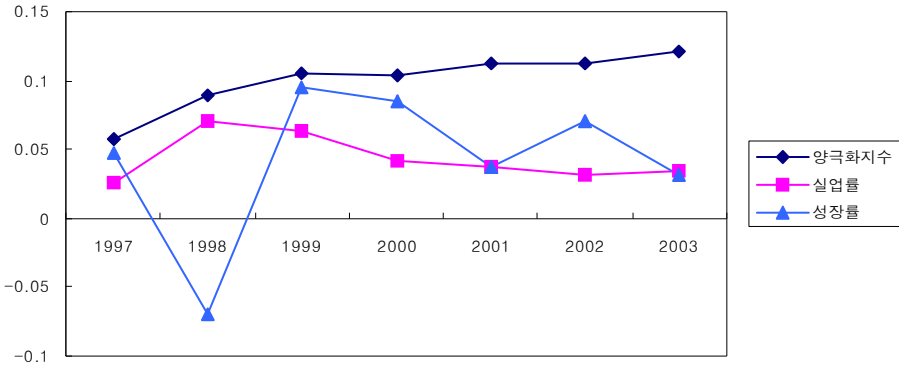
보다 엄밀하게 보기 위해 <그림 8>에서는 단순회귀모형을 이용하여 양극화지수 값에서 실업률이나 경제성장률의 효과를 통제하고 나머지 잔차의 변화를 나타내고 있다. 추정결과 실업률이나 경제성장률의 계수는 통계적으로 무의미하게 추정되어 사실상 최종 모형은 양극화 지수에서 자신의 평균값만을 제거한 형태이어야 할 것이나 여기서는 단순선형회귀 모형을 적용한 결과 얻어진 잔차를 그대로 보고한다. 마름모꼴을 이은 계열은 실업률의 효과를 통제한 후 얻어진 잔차이며 네모를 이은 계열은 성장률을 통제한 경우이다. <그림>에서 재차 확인되듯이 경기변동의 효과를 제거하여도 양극화 지수의 값은 1997년 이래 시간의 경과에 따라 지속적으로 증가해 왔음을 알 수 있다. 다시 말해 실업률을 통제한 후에도 양극화 지수 값은 상향 추세를 보이고 있으며 이는 일차적으로 현재 진행 중인 양극화가 단순한 경기의 회복에 의해 완화될 성격의 것이 아님을 예시하고 있는 셈이다.

이러한 KLIPS 데이터로부터 관찰된 내용이 비록 자료의 성격은 다르지만 OWS 자료에서도 그대로 관찰되는가를 검토하기 위해 <그림 3>에서 계산한 양극화 지수( $\alpha = 1.3$ )와 <그림 9>에서 보고한 실업률 및 성장률과의 상관계수를 계산하여 보았다. 그 결과 실업률과 양극화 지수값 그리고 성장률과 양극화 지수값 사이의 상관계수는 각각 -0.570과 0.025로 나타나 양극화가 경기변동에 의해 설명될 수 없음을 시사하고 있다. 역시 지면 관계상 별도의 <표>나 <그림>으로의 보고를 생략하고 있지만 OWS 자료를 1978~2004년 기간으로 확대하고 연도별 양극화지수( $\alpha = 1.3$ )를 계산한 다음 이를 동 기간 실업률 및 성장률 변수와의 상관관계를 구해본 결과 각각 0.192와 0.111로 나타나 상관관계가 크지 않음을



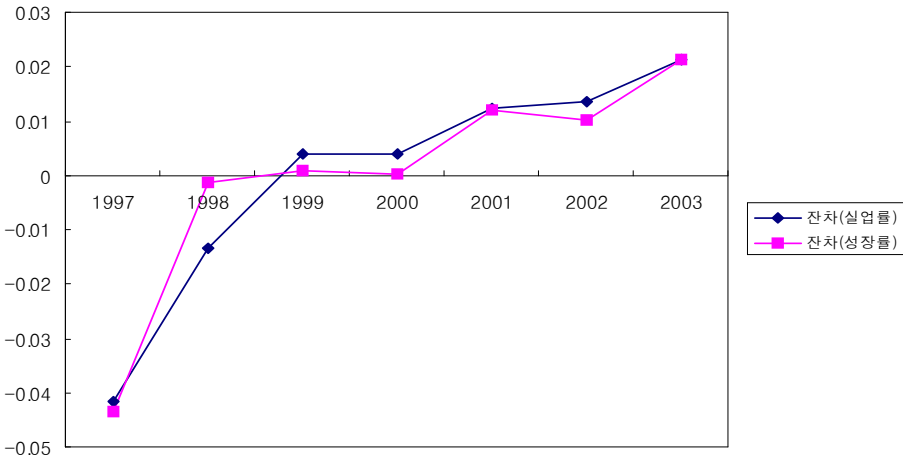
알 수 있다. 이상의 발견은 향후 경기가 회복되더라도 현재 진행 중인 양극화의 문제가 쉽게 해소될 성격의 것이 아님을 나타낸다.

<그림 9> 경제성장률, 실업률, 그리고 양극화 지수



자료 : 양극화 지수는 KLIPS, 양극화 지수값은  $\alpha = 1.3$ 에 해당, 실업률, 성장률은 통계청

<그림 10> 양극화 지수의 추세 : 성장률 및 실업률 조정



자료 : 양극화 지수는 KLIPS, 양극화 지수값은  $\alpha = 1.3$ 에 해당, 실업률, 성장률은 통계청

## IV. 양극화의 경제·사회적 영향

우리가 양극화에 특별한 관심을 기울여야 하는 이유는 무엇일까? 소득불평등 척도와 달리 양극화 지수가 나타내는 현실적인 의미에 있어서의 차이는 무엇일까? 양극화란 실체가 있는 개념일까? 양극화가 경제 및 사회에 미치는 부정적인 영향이란 무엇일까? 제IV장에서는 이러한 의문점들에 답하고자 한다.

ER에 의해 체계적으로 제기되었듯이 양극화란 표현 그대로 한 사회가 두 개의 집단으로 분리되는 현상을 나타내기 때문에 양극화된 상태에서는 사회적 합의를 도출하기가 어렵게 된다는 것을 의미한다. 따라서 양극화는 정치적 갈등을 유발하며 사회적 합의점에 도달하는 데에 많은 비용과 지원이 낭비되므로 경제발전에 저해요인으로 작용하게 된다는 것이다. 보다 구체적으로 양극화란 개념 속에는 분리된 집단 간 갈등이 내포되어 있다. 전술한 바와 같이 두 집단 간 갈등의 수위는 집단 내 동질성이 보다 강화될수록 그리고 집단 간 격차가 더 커질수록 증폭된다. 이처럼 ER은 집단 간 갈등의 수위를 나타내기 위한 척도로서 양극화 지수를 개발하였다. 나아가 ER은 집단 간 갈등을 유발시킬 가능성이 가장 높은 분포의 모양을 식별하고자 하였다.

그러나 사회갈등에 대한 이론 및 지표개발에 많은 노력이 투자되어 왔음에도 불구하고 현재까지 양극화 지수가 정녕 의도한 바대로 사회갈등을 예측하는 데에 유효한 지표가 될 수 있는지에 대한 경험적인 연구는 시도된 바가 없다. 이는 아마도 데이터의 한계 때문일 것이라고 판단된다. ER의 이론 및 지수를 실증적으로 평가하기 위해서는 우선 집단 간 갈등을 나타내는 변수를 획득하여야 할 것이다. 그러나 비록 역사적으로 집단 사이의 충돌이 가끔 관찰되어 오기는 했지만 그 충돌의 성격이 매우 복잡하고 다면적이어서 과연 그 충돌을 양극화의 결과로 볼 수 있는지에 대해서는 논란의 여지가 있을 수 있으며 보다 중요한 문제점으로는 그러한 사건들조차도 엄밀한 분석을 시도하기에는 그다지 흔한 것이 아니라는 것이다. 즉 ER의 가설은 비록 논리적으로는 건강하다고 하더라도 이를 실증적으로 검증하기에는 현실적인 제약을 가지고 있는 가설이라고 볼 수 있다.

이에 현 연구에서는 양극화의 경제·사회적 영향을 분석함에 있어서 현실 데

이더로 검증할 수 있는 가설을 설정하고 이를 검증하고자 한다. 양극화의 정치·사회적 영향을 분석함에 있어서 집단들 사이의 충돌을 다룬 기존의 연구들과는 달리 현 연구에서는 양극화가 개개인의 의사결정 및 행동에 어떤 영향을 주는가를 다룬다. 이 분야의 연구는 사회학 혹은 심리학 분야에서 활발하게 연구되어 오다가 상대적으로 최근에는 법경제학(law and economics)에서 활발히 논의되고 있다. 최근 Journal of Economic Perspective의 범죄의 경제학에 대한 심포지엄에서도 Dilulio(1996)은, 이 주제는 주로 사회학자나 범죄심리학자들에 의해 연구되어 왔는데 그들의 분석방법 및 모델은 그 정치성(precision)이 경제학자들의 그것보다 떨어져 이제 경제학자들이 이 분야를 탐구하는 것이 바람직함을 역설하였다.

우선 현 연구와 관련된 (노동)경제학적인 요소들만을 중심으로 정리해 보면 다음과 같다. Becker(1968) 이래로 많은 경제학자들은 경제적 동기에 의한 범죄(property crime)를 그 사회의 법질서와 경제상황이 만들어 낸 유인(incentive) - 비유인(disincentive)의 틀로 설명해 왔다(Pyle and Deadman, 1994; Corman, Joyce, and Lovitch, 1987; Sjoquist, 1973). 이 이론들에 의하면 사람들은 범죄 행위를 통하여 얻게 되는 득과 범죄행위에 따른 비용에 적절히 가중치를 둔 기대효용(expected utility)을 극대화하는 과정에서 범죄행위에 '투자'할 최적의 시간과 노력을 선택한다는 것이다. 이 계열의 실증분석 연구들은 주로 범죄방지를 위한 각종 사회적 노력(예를 들어 체포율(arrest rate)을 높임으로써 범죄 행위에 따른 비용을 높이는 일련의 행위)이 범죄발생률을 낮추는 데에 얼마나 유효한가를 검증하고자 하였다. 또한 이 연구들은 대체적으로 범죄율(특히 재산 범죄)이 경기역행적(counter-cyclical)이라고 보고하고 있다. 즉 범죄율은 경기가 좋을 때에는 상대적으로 낮게 나타나며 반대로 불경기에는 상대적으로 높게 나타난다는 것이다. 이것은 범죄의 기회비용, 즉 범죄를 저지르지 않고 정상적인 노동시장에서 노동을 공급할 때 얻는 혜택이 경기가 좋을 때 보다 높기 때문이라고 해석 가능하다.

그러나 다른 한편에서는 절대적 박탈(absolute deprivation)이 아니라 상대적 박탈(relative deprivation)이 범죄를 유발한다고 주장해왔다. Freeman(1996)은 비숙련 노동시장의 악화가 청소년 범죄율의 증가로 이어지는지 그리고 소득불평등의 악화가 전반적인 범죄율의 증가로 이어지는지에 대한 의문을 제기하였으며 그것이 사실일 경우 범죄 예방에 대한 사회적 노력의 방향은 직업기회의 증대를 통한

소득불평등의 감소에 두어야 한다고 주장하였다. 한편 Daly and Wilson(1997), Wilson and Daly(1997) 등은 범죄율이 시간 및 공간 상에서 상당한 차이를 보이는데, 그 차이의 상당부분은 제한된 사회적 자원에 대한 경쟁이 만들어낸 결과라고 하였다. 사회적 자원은 유한한데 그 배분이 불균등할 경우 사회의 저변에 있는 층은 박탈감을 느낄 뿐만이 아니라 반사회적인 행동을 함으로써 결과적으로 치르게 될 비용이 상류층과 비교할 때 작다는 것이다. 결국 소득불평등이 클수록 저변층의 반사회적 행동의 가능성은 더욱 커진다는 것이다.

실증분석의 예를 들면 Sen(1973)은 국가비교를 통하여 지니계수로 표시되는 소득불평등이 범죄발생에 큰 영향을 미친다고 하였으며 Krohn(1976)은 사회 및 경제와 관련된 여러 지수들 중에서 소득불평등이 범죄율 예측에 가장 중요한 변수라는 결론에 도달하였다. 이들의 결론은 추후의 Messner(1982), Krahn, Hartnagel, and Gartrell(1986) 등에 의해 지지되었다. 나아가 Gartner(1990)는 지니계수가 어린 이가 아닌 성인, 여자보다는 남성에 대한 살인율(homicide rate)에 보다 큰 설명력을 가진다는 것을 발견하였다. 소득불평등과 살인율(homicide rates)에 대한 국가 내의 지역차이에 대한 연구들로는 Kennedy, Kawachi, and Prothrow-Stith(1996), Blau and Blau(1982), Wilson and Daly(1997) 등을 들 수 있는데 이들 모두 소득불평등도와 살인율의 정의 상관관계를 보고하고 있다. 반면 소득불평등이 범죄 등 각종 사회 갈등에 큰 영향을 주지 못한다는 실증분석 결과들도 있다. 예를 들어 Doyle, Ahmed, and Horn(1999)는 미국의 주별 데이터를 이용하여 기존의 연구들과는 달리 주별 실업률 등 여러 지역특성변수들을 통제할 경우 경제적 동기에 의한 범죄든 강력범죄든 지니계수는 사회갈등 변수들을 설명함에 있어서 설명력이 없다는 것을 발견하였다.

Park and Shin(2006)은 유일하게 양극화와 노동공급 그리고 양극화와 범죄와의 관계를 이론적 및 실증적으로 다루었다. 우선 그들은 미국의 Panel Study of Income Dynamics Data를 이용하여 양극화의 진전은 소득의 상향이동성을 제약함을 보였다. 저소득자들의 관점에서 볼 때 소득의 상향이동성이 감소함에 따라 기대생애소득(expected life time income)은 줄어들고 이는 범죄의 한계비용과 노동공급유인을 모두 줄이게 된다는 것이다. 그들은 개인들이 직면하는 소득분포 상에서 높은 이동성은 낮은 이동성을 1계 확률적으로 지배함(first degree stochastic dominance)

을 보였다. 그들은 1991~2004년 기간 동안 미국의 Current Population Survey 데이터를 이용하여 양극화지수를 주(state)별 및 연도별로 계산하고 이를 패널 분석에 이용하여 주별 및 연도별 노동시장참가율과 재산범죄율을 설명하고자 하였다.

<표 6>에서는 Park and Shin(2006)의 주요 결과를 요약하고 있다. 우선 노동시장참가율 등식의 추정결과를 보면 지역고정효과를 통제하지 않은 상태에서 다른 통제변수들과 더불어 양극화 지수를 분석에 포함시킬 경우 (제1열) 양극화 지수의 계수(이는 참가율의 지수값에 대한 탄력성을 나타낸다)는 통계적으로 유의미하게 추정되었다. 한편 같은 참가율 등식을 추정함에 있어서 양극화 지수 대신에 지니계수를 분석에 포함시킬 경우 (제2열) 지니계수에 해당하는 추정계수 역시 통계적으로 유의미하게 추정되었다. 그러나 양극화 지수와 지니계수를 모두 분석에 포함시킬 경우 지니계수에 해당하는 추정계수는 통계적으로 무의미하게 추정되었을 뿐만 아니라 부호도 양으로 나타난 반면 양극화 지수의 계수는 음으로 통계적으로도 유의미하게 추정되었다.<sup>24)</sup> 이는 노동시장 참가율을 설명함에

<표 6> 양극화, 노동공급 그리고 재산범죄 : 미국자료

		지역더미 제거			지역더미 포함		
로그 (참가율)	로그 (양극화 지수)	-0.250*** (0.020)	-	-0.309*** (0.034)	-0.020** (0.010)	-	-0.038*** (0.014)
	로그 (지니 계수)	-	-0.313*** (0.039)	0.134** (0.062)	-	0.002 (0.017)	0.044* (0.023)
로그 (재산 범죄율)	로그 (양극화 지수)	0.360*** (0.089)	-	0.627*** (0.207)	-0.071 (0.047)	-	0.038 (0.070)
	로그 (지니 계수)	-	0.496*** (0.163)	-0.541 (0.379)	-	-0.220** (0.088)	-0.272** (0.131)

자료 : Park and Shin(2006)의 표 <3>과 동일. 양극화지수와 지니계수를 계산함에 있어서는 CPS 데이터를 1991~2004년 기간에 대해 사용하였다. 참가율을 설명함에 있어서는 지역총생산의 로그값, 지역별 인구 중 남성의 비율, 백인의 비율, 젊은층(35세 이하)의 비율 등을 추가적인 통제변수로 사용하였다. 범죄율을 설명함에 있어서는 다른 모든 변수들은 참가율을 설명할 때와 같으나 지역총생산 대신 주별 실업률을 사용하였다.

24) 사실 제1열과 2열에서 양극화 지수와 지니계수를 각각 따로 분석에 포함시킨 경우에도 모형의 유의성은 양극화 지수를 사용할 경우에 더 높게 나타났다.

있어서 소득불평등보다는 양극화가 더 설명력이 큼을 시사하고 있다.

제4열부터 제6열까지는 제1열부터 제3열까지의 분석을 반복하되 지역더미 변수들을 분석에 포함시킨 경우를 나타낸다. 지역더미를 통제할 경우 전반적으로 추정치의 절대값은 현저하게 작아진다. 이는 참가율과 양극화 지수 사이의 부(-)의 관계가 일차적으로 지역 간 차이를 중심으로 하는 장기적인 관계로 설명됨을 말해준다. 즉 장기적인 지역 고정효과를 중심으로 보면 노동시장참가율은 다른 조건이 같을 경우 소득이 불평등한 지역이라기보다는 소득이 양극화된 지역에서 더 낮게 나타남을 알 수 있다. 그럼에도 불구하고 지역고정효과를 통제한 후에도 참가율과 양극화 지수 사이의 관계는 여전히 유의미하게 추정되었고 지역더미를 제외시킨 경우와 마찬가지로 지니계수보다는 양극화지수가 참가율을 설명하는 데에 보다 중한 것으로 나타났다. 즉 같은 지역 내에서도 시간이 감에 따라 단기적으로 변하는 참가율을 설명함에 있어서도 소득불평등보다는 소득의 양극화가 더 유효함을 말해주고 있다.

이상과 같은 결과는 소득의 양극화의 진행이 노동시장에 참가할 유인을 줄인다고 해석할 수 있다. 그렇다면 줄어든 노동공급 대신 어떤 행동이 증가하는 것일까? Park and Shin(2006)에 따르면 양극화 진전이 노동공급으로 인한 기대소득을 감소시키고, 이는 범죄행위에 대한 기회비용을 감소시킴으로써 더 많은 범죄행위를 유발시킨다. 이를 검증하기 위해서 기대소득 감소와 가장 관련이 깊은 범죄행위인 재산범죄율이 양극화와 어떻게 관련되는가를 분석할 필요가 생긴다. 따라서 제3행과 제4행에서는 제1행과 제2행의 분석을 그대로 반복하되 종속변수로서 노동시장참가율이 아닌 지역별 재산범죄율을 사용한 경우이다. 재산범죄율이란 당해 연도 재산범죄 발생건수를 인구로 나눈 값을 말한다. 우선 지역 더미를 분석에서 제외시킨 경우를 보자. 양극화 지수를 분석에 포함시킬 경우 해당계수는 양으로 유의미하게 추정되어 양극화가 진전될수록 재산관련 범죄율이 증가함을 알 수 있다. 그러나 지니계수를 사용하는 경우에도 해당계수는 양으로 유의미하게 나타나 소득불평등도 정도가 증가하여도 재산범죄율은 유의미하게 증가하는 것으로 나타났다. 어느 변수가 재산범죄율의 예측에 보다 중요한가를 검증하기 위해 제3열에서는 두 지수를 모두 분석에 포함시켰다. 그 결과 지니계수에 해당하는 추정계수는 통계적으로 무의미하게 추정되었으며 부호도 예측과는 반

대로 나타났다. 반면 양극화 지수의 계수는 양으로 유의미하게 추정되었다. 따라서 지역더미를 분석에서 제외시킬 경우 재산범죄율 추정결과는 참가율 추정결과와 비교하여 매우 유사함을 알 수 있다. 결국 장기적인 효과를 포함하여 살펴보면 다른 조건이 같을 경우 재산범죄율은 소득이 불평등한 지역이라기보다는 소득이 양극화된 지역에서 더 높게 나타남을 알 수 있다. 반면 제4월부터 제6월까지 지역더미변수를 분석에 포함시키고 추정한 결과는 양극화지수의 설명력은 통계적으로 유의하지 않았으며 지니계수에 해당하는 추정계수는 오히려 음으로 유의하게 나타나기조차 하였다. 따라서 양극화지수든 지니계수든 재산범죄율의 단기변화를 설명함에 있어서는 중요하지 않음을 알 수 있다. 이상의 추정결과는 미국의 경우 양극화 - 노동공급 그리고 양극화 - 재산범죄의 관계에 대한 추정결과가 전반적으로 이론이 예측하는 바와 부합됨을 알 수 있다.

다음에서는 Park and Shin(2006)의 방법론을 따라서 한국에서의 양극화와 노동공급 그리고 양극화와 재산범죄율의 관계를 분석하고자 한다. 소득분포의 양극화를 분석함에 있어서 현재까지는 KLIPS 데이터에 의존하여 왔으나 당면한 연구주제를 위해서는 OWS 데이터를 이용하여 분석하겠다. 우선 분석과정에서 자유도를 높이기 위해서는 지역별 및 연도별 분석을 시도하여야 하는데 피설명변수들 중의 하나인 재산범죄 발생건수는 1999년부터 2003년까지에 대해 16개 광역별로 이용가능하다.<sup>25)</sup> 여기서 KLIPS 데이터를 사용할 경우 지역별 양극화 지수 및 지니계수를 계산함에 있어서 특정 지역-연도 셀에 있어서는 관찰치의 수가 지나치게 줄어들어 의미있는 지수 값을 획득하기가 힘들게 된다. 이에 비해 OWS 데이터의 연도별 관찰치의 수는 약 50만에 이르러 광역별로 구분한 후에도 지수값들을 계산하기에 충분한 규모의 데이터를 얻어낼 수 있다.

사실 자유도를 보다 높이기 위해서는 보다 세분화된 지역에 대한 정보를 이용하는 것이 바람직하나 두 가지 이유에서 광역별로 분석할 수 밖에 없는 실정이다. 하나는 지역을 보다 세분화할수록 지역별 관찰치의 수가 줄어들어 OWS 데이터로도 의미있는 양극화 지수 및 지니계수를 계산하기가 힘들어질 수 있다. 또 하나는 설명변수로서 사용될 지역실업률이나 지역총생산 등의 변수가 16개 광역

25) 이 자료에 대해서는 통계청 홈페이지를 참고하기 바란다.

보다 더 세분화된 지역에 대해서는 집계되고 있지 않다는 점이다. 그러나 데이터의 이용가능성 문제를 떠나서 지역의 범위를 어느 정도로 설정해야 하는가에 대해서는 심사숙고할 필요가 있다. 우선은 같은 생활공간을 영위할 수 있는 범위를 설정해야 한다는 점이다. 자신의 생활공간 속에서 노력을 해도 소득의 상향이동 가능성이 없을 때 범외에의 유인을 갖게 된다는 것이다. 지역 구분에서 또 하나 고려해야 할 중요한 사항은 지역이동비용이다. 양극화된 지역에서 거주하는 저소득자는 노동공급이나 범죄행위 외에도 지역이동이라는 또 하나의 다른 선택을 할 수 있을 것이다. 이러한 측면들에 대한 고려는 추후의 연구에서 진행될 것이다. 현 연구에서는 일단 지역간의 이동은 없다는 전제 하에서 분석하였다. 실제 데이터는 제주도를 제외한 15개 광역을 사용하였으며 총 지역별-연도별 관찰치의 숫자는 75이다.

<표 7>은 <표 6>의 분석을 한국자료를 이용하여 분석한 결과를 요약한 것이다. 우선 노동시장 참가율 결정식의 추정결과를 보면 전반적인 탄력성의 크기는 미국이 경우와 비교하여 현저하게 떨어진다. 그러나 전반적인 추정치들 사이의 패턴은 미국의 경우와 사실 상 같게 나타났다. 예를 들어 지역고정효과를 통제하지 않은 상태에서 다른 통제변수들과 더불어 양극화 지수를 분석에 포함시킬 경

<표 7> 양극화, 노동공급 그리고 재산범죄 : 한국자료

		지역더미 제거			지역더미 포함		
로그 (참가율)	로그 (양극화 지수)	-0.064*** (0.018)	-	-0.078** (0.031)	-0.014* (0.008)	-	-0.026** (0.012)
	로그 (지니 계수)	-	-0.089** (0.036)	0.031 (0.060)	-	-0.005 (0.018)	0.035 (0.026)
로그 (재산 범죄율)	로그 (양극화 지수)	0.076 (0.169)	-	0.275 (0.292)	0.128 (0.161)	-	0.056 (0.243)
	로그 (지니 계수)	-	-0.037 (0.315)	-0.455 (0.544)	-	0.288 (0.333)	0.202 (0.504)

자료 : 양극화지수와 지니계수를 계산함에 있어서는 임금구조기본통계조사(OWS)를 1999~2003년 기간에 대해 사용하였다. 참가율을 설명함에 있어서는 지역총생산의 로그값, 지역별 인구 중 남성의 비율, 젊은층(35세 이하)의 비율 등을 추가적인 통제변수로 사용하였다. 범죄율을 설명함에 있어서는 다른 모든 변수들은 참가율을 설명할 때와 같으나 지역총생산 대신 지역별 실업률을 사용하였다.



우(제1열) 양극화 지수의 계수 통계적으로 유의미하게 추정되었으며 같은 참가율 등식을 추정함에 있어서 양극화 지수 대신에 지니계수를 분석에 포함시킬 경우(제2열)에도 지니계수에 해당하는 추정계수 역시 통계적으로 유의미하게 추정되었다.<sup>26)</sup> 그러나 양극화 지수와 지니계수를 모두 분석에 포함시킬 경우(제3열) 지니계수에 해당하는 추정계수는 통계적으로 무의미하게 추정되었을 뿐만이 아니라 부호도 양으로 나타난 반면 양극화 지수의 계수는 음으로 통계적으로도 유의미하게 추정되었다. 즉 미국의 경우와 마찬가지로 경제활동 참가율의 지역 간 차이를 장기적인 관점에서 설명함에 있어서 소득불평등보다는 양극화가 더 설명력이 큼을 시사하고 있다. 또한 미국의 경우와 마찬가지로 이상의 결과는 지역더미를 분석에 포함시킴으로써 참가율의 단기적 변화에 초점을 둘 경우에도 그대로 유지되었다(제4열부터 제6열). 결국 한국에서도 노동공급이 줄어드는 경우는 소득이 단순히 불평등해질 때가 아니라 소득분포가 양극화될 경우라는 것을 재확인할 수 있다.

그러나 한국의 경우 재산 범죄율 모형의 추정결과는 대부분 통계적으로 무의미하게 나타났다. 그 이유는 무엇일까? 우선, 한국의 경우 관찰치의 수가 75개로서 미국의 714개보다 현저하게 작음을 알 수 있다. 이는 전반적으로 추정치의 통계적 유의성을 낮추는 방향으로 작용했을 것이라고 판단된다. 한 가지 흥미로운 사실은 미국의 경우도 비록 범죄율 모형이 한국보다는 통계적으로 유의하게 추정되었으나 미국의 참가율 모형과 비교하면 덜 유의하게 추정되었다. 다만 한국의 경우 표본 규모의 문제로 인하여 범죄율 모형의 모든 계수가 아예 비유의적으로 추정되었으리라고 추측된다. 또 다른 이유로서, 비록 양극화는 노동공급의 감소를 직접적으로 예측하지만 노동공급의 감소와 범죄행위 사이에 일대일 대응관계가 성립하는 것은 아니다. 예를 들어 개개인이 소득분포의 양극화에 따라 노동공급의 감소를 결정한다고 하더라도 그 자체로서 반드시 범죄행위에 몰입하는 것은 아니며 가사 노동이라든가 자살 등 다른 대안을 찾을 수도 있을 것이다. 또한 실제로 한국에서는 지역간 이동을 통해서 문제를 해결했을 수도 있었을 것이다.

나아가 지역 양극화 지수의 측정오차도 추정치의 유의성을 떨어뜨리는 데에

26) 비록 <표>에는 나타나 있지 않지만 지니계수를 사용한 경우와 비교하여 양극화지수를 사용한 경우 모형의 유의성이 더 높게 나타났다.

한 몫을 했을 것이라고 생각된다. 우선 지역 코드에 있어서의 측정오차를 생각해 볼 수 있다. 응답 및 코딩 상에서 나타나는 일반적인 오차뿐만이 아니라 직장과 거주지의 지역코드 불일치 문제 등 다양한 경로로 지역코드의 측정오차가 발생할 수 있다. 또한 OWS 자료로 계산한 지역 양극화 지수의 값이 해당지역의 실제의 소득 양극화 정도를 나타낸다고 보기에는 무리가 있다. OWS 자료는 노동 소득에 초점을 두고 있으며, 임시 및 일용직 근로자, 무직자, 소규모 사업장 종사자 등이 표본에서 제외되어 있으며, 가구가 아닌 개인 단위의 자료이다. 이러한 요인들은 다른 조건이 같을 경우 양극화 지수의 값을 낮추는 방향으로 작용할 것이다. 그러나 남성과 여성의 소득의 상관관계가 완전하지 않을 경우 양극화 지수의 값은 다른 조건이 같을 경우 가구 단위의 자료를 사용하는 경우보다 개인 단위의 자료를 사용하는 경우 더 크게 나타날 것이다. 양극화 지수의 측정오차는 해당 계수의 추정치의 절대값을 희석시키고(attenuation inconsistency) 이는 결국 추정치의 통계적 유의성을 떨어뜨리는 방향으로 작용했을 것이라고 판단된다.

미국과 한국의 경우를 종합하여 요약하면, 비록 한국의 경우 상대적으로 증거가 떨어지지만 대체로 (i) 양극화가 진전됨에 따라 노동공급은 줄어드는 반면 재산관련 범죄율은 증가하며 (ii) 노동공급을 줄이고 재산범죄율을 증가시키는 요인은 단순한 소득의 불평등 증가가 아니라 소득분포의 양극화이며 (iii) 이러한 노동공급과 양극화 사이의 부의 상관관계 그리고 재산범죄율과 양극화 사이의 정의 상관관계는 시간의 경과에 따른 단기적 변동에서보다는 장기적으로 존재하는 지역 간 차이에서 보다 강하게 관찰된다.

## V. 결 론

한 사회가 가지고 있는 내재적 갈등의 정도는 전통적인 소득불평등이라기보다는 양극화지수로 보다 잘 표현될 수 있다. 현 연구에서는 ER 류의 ‘집단내 동질성- 집단간 이질성’ 접근법에 근거하여 양극화 개념을 소개하고, 소득분포의 양극화와 불평등화가 어떻게 개념 상 차이를 보이는가를 설명하고자 하였다. 또한 기

존의 연구들을 이용하여 양극화가 왜 중요한 사회적 이슈가 되어야 하는가를 논하였다. 보다 직접적으로 현 연구에서는 다양한 데이터 베이스에 근거하여 외환 위기 직전인 1997년도 이래 진행되어 온 소득분포의 양극화 진전 실태와 특성 및 원인을 진단하고자 하였다. 내용을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 최근의 금융 위기 이후 지니계수는 완만하게 증가해 온 것과 대조적으로 양극화 지수는 상당히 빠른 속도로 증가해 왔으며, 이러한 양극화의 급진전은 주로 비근로소득에 의해 주도되었다. 둘째, 양극화 및 소득불평등 추이를 국가 간 비교분석해 본 결과 소득분포와 관련하여 한국의 문제는 역시 불평등의 증가라기보다는 양극화의 진전에 있음을 재확인하였다. 셋째, 양극화의 진전에 따라 중산층의 비율은 전반적으로 감소되어 왔는데 중산층에서 이탈한 가구들은 저소득 집단과 고소득집단 양방향으로 모두 상당 규모로 이동하였다. 또한 양극화의 진전은 특히 저소득층에서 중산층으로의 소득의 상향이동성을 저하시키는 것으로 나타났다.

넷째, 중산층 쇠퇴 및 소득의 이동과 관련된 특성은 다음과 같다. 중산층에서 퇴출된 가구주가 차기에 상향(하향)이동할 확률은 고졸 이하보다는 대졸 이상에서 더 크게(작게) 나타나며, 중산층으로부터 소득의 하향이동을 경험한 가구주들 중 고졸 이하의 비율은 전체 중산층에서의 고졸의 비율보다 높게 나타났다. 또한 양극화는 상대적으로 고연령층에 불리하게 작용하고 있는 것으로 나타났다. 나아가 최근 금융위기 이후의 양극화 진전의 이면에는 소득의 편차가 상대적으로 작은 제조업의 비중이 위축되는 과정에서 방출된 가구주들이 편차가 큰 비제조업으로 유입되어 온 사실과 무관하지 않다.

다섯째, 양극화 지수의 값과 실업률 그리고 경제성장률 사이의 상관관계를 기준으로 보면 현재 진행 중인 양극화는 향후 경기 회복에 의해 완화될 성격의 것이 아닌 것으로 나타났다.

여섯째, Becker(1968)의 이론을 확대발전시키면 양극화의 진전에 따른 소득의 상향이동성 감소와 이에 따른 저소득자들의 기대생애소득(expected life time income) 감소는 범죄의 한계비용과 노동공급유인을 모두 줄이게 된다. 미국과 한국의 실증분석 결과를 종합하여 요약하면 (i) 양극화가 진전됨에 따라 노동공급은 줄어드는 반면 재산관련 범죄율은 증가하며 (ii) 노동공급을 줄이고 재산범죄율을 증가시키는 요인은 단순한 소득의 불평등 증가가 아니라 소득분포의 양극화이며

(iii) 이러한 노동공급과 양극화 사이의 부의 상관관계 그리고 재산범죄율과 양극화 사이의 정의 상관관계는 시간의 경과에 따른 단기적 변동에서보다는 장기적으로 존재하는 지역 간 차이에서 보다 강하게 관찰된다.

## 참 고 문 헌

- 강석훈, 「양극화의 오해와 남용 - 소득 양극화를 중심으로」, *mimeo*, 2006.
- 김종일, 「1990년대 이후 한국경제의 구조변화와 고용문제」, 『한국경제의 분석』 12권 2호, 2006.
- 박성준, 「금융위기 이후 소득불균등에 대한 연구」, 『노동경제논집』 23권 2호, 2000, pp.61-80.
- 신동균·전병유, 「소득분포의 양극화 추이」, 『노동경제논집』 28권 3호, 2005, pp.77-109.
- 신관호·신동균, 「소득분포 양극화의 특성과 경제·사회적 영향」, 『노동시장 양극화의 경제적 분석』, 노동연구원, 2006.
- Alesina, Alberto and Roberto Perotti, “Income Distribution, Political Instability, and Investment”, *European Economic Review* Vol.40, 1996, pp.1203-1228.
- \_\_\_\_\_ and Dani Rodrik, “Distributive Policies and Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics* Vol.109, 1994, pp.465-490.
- Beach, Charles and George A. Slotsve, *Are We Becoming Two Societies? Income Polarization and the Myth of the Declining Middle Class in Canada*, C.D. Howe Institute, Toronto, 1996.
- Blau, Judith and Peter Blau, “The Cost of Inequality”, *American Sociological Review* Vol.47, 1982, pp.114-129.
- Corman, Hope, Theodore Joyce and Norman Lovitch, “Crime, Deterrence, and the Business Cycle in New York City: A VAR Approach”, *Review of Economics and Statistics* Vol.69 No.4, 1987, pp.695-700.
- Cowell, Frank A., *Measuring Inequality*, 2nd edition, London: Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf, 1995.
- Daly, Martin and Margo Wilson, “Crime and Conflict: Homicide in Evolutionary Psychological Perspective”, *Crime and Justice* Vol.22, 1997, pp.51-100.
- D’Ambrosio, Conchita, “Social Distance between Workers”, *Economics of Transition*

Vol.9 No.2, 2001, pp.463-486.

Dilulio, John, "Help Wanted: Economists, Crime, and Public policy", *Journal of Economic Perspectives* Vol.10, 1996, pp.3-24.

Dollar, David and Aart Kraay, "Growth is Good for the Poor", *Journal of Economic Growth* Vol.7, 2002, pp.195-225.

Doyle, Joanne M., Ehsan Ahmed, and Robert N. Horn, "The Effects of Labor Markets and Income Inequality on Crime: Evidence from Panel Data", *Southern Economic Journal* Vol.65, 1999, pp.717-738.

Duclos, Jean-Yves, Joan Esteban and Debraj Ray, "Polarization: Concepts, Measurement, Estimation", *Econometrica* Vol.72 No.6, 2004, pp.1737-1772.

Esteban, Joan, Carlos Gradin and Debraj Ray, "Extensions of a Measure of Polarization with an Application to the Income Distribution of five OECD countries", *Journal of Economic Inequal* 5, 2007, pp.1-19.

\_\_\_\_\_ and Debraj Ray, "On the Measurement of Polarization", *Econometrica* Vol.62 No.4, 1994, pp.819-851.

\_\_\_\_\_, "Conflict and Polarization", *Journal of Economic Theory* Vol.87, 1999, pp.379-415.

Forbes, Kristin J., "A Reassessment of the Relationship between Inequality and Growth", *American Economic Review* Vol.90, 2000, pp.869-897.

Foster, James E. and M.C. Wolfson, "Polarization and the Decline of the Middle Class: Canada and the U.S." *mimeo*, Vanderbilt University, 1992.

Freeman, Richard B., "Why So Many Young Americans Commit Crimes and What Might We Do About It?", *Journal of Economic Perspectives* Vol.10, 1996, pp.25-42.

Gartner, Rosemary, "The Victims of Homicide: A Temporal and Cross-National Review", *American Sociological Review* Vol.55, 1990, pp.92-106.

Gradin, Carlos, "Polarization by Sub-Populations in Spain, 1973-91", *Review of Income and Wealth* Vol.46 No.4, 2000, pp.457-474.

\_\_\_\_\_, "Polarization and Inequality in Spain: 1973-1991", *Journal of*

- Income Distribution* Vol.11, 2002, pp.34-52.
- Kennedy, Bruce P., Ichiro Kawachi, and Deborah Prothrow-Stith, “Income Distribution and Mortality: Cross Sectional Ecological Study of the Robin Hood Index in the United States”, *British Medical Journal* Vol.312, 1996, pp.1004-1007.
- Krahn, Harvey, Timothy F. Hartnagel and John W. Gartell, “Income Inequality and Homicide Rates: Cross-National Data and Criminological Theories”, *Criminology* Vol.24, 1986, pp.269-295.
- Krohn, Marvin D., “Inequality, Unemployment, and Crime: A Cross-National Analysis”, *Sociological Quarterly* Vol.17, 1976, pp.303-313.
- Levy, Frank and Richard J. Murnane, “US Earnings Levels and Earnings Inequality: A Review of Recent Trends and Proposed Explanation”, *Journal of Economic Literature* Vol.30, 1992, pp.1333-1381.
- Li, Hongyi and Heng-fu Zou, “Income Inequality is not Harmful for Growth: Theory and Evidence”, *Review of Development Economics* Vol.2 No.3, 1998, pp.318-334.
- Messner, Steven F., “Societal Development, Social Equality, and Homicide: A Cross-National Test of a Durkheimian Model”, *Social Forces* 61, 1982, pp.225-240.
- Park, Kiseong and Donggyun Shin, “Polarization and Crime” unpublished manuscript, SungShin University, 2006.
- Pyle, David J. and Derek F. Deadman., “Crime and the Business Cycle in Post-War Britain”, *British Journal of Criminology* Vol.34, No.3, 1994, pp.339-357.
- Sen, Amartya, *On Economic Inequality*, Oxford: Oxford University Press, 1973.
- Sjoquist, David Lawrence, “Property Crime and Economic Behaviors: Some Empirical Results”, *American Economic Review* Vol.3 No.3, 1973, pp.439-446.
- Wilson, Margo and Martin Daly, “Life Expectancy, Economic Inequality, Homicide,

and Reproductive Timing in Chicago Neighborhoods”, *British Medical Journal* Vol.314, 1997, pp.1271-1274.

Wolfson, Michael C., “When Inequalities Diverge”, *American Economic Review, Papers and Proceedings* Vol.84, 1994, pp.353-358.

\_\_\_\_\_, “Divergent Inequalities: Theory and Empirical Results”, *Review of Income and Wealth* Vol.43, 1997, pp.401-421.



## **Bi-Polarization of the Income Distribution and Its Soci-Economic Consequences in Korea**

Kwanho Shin\* · Donggyun Shin\*\*

### **Abstract**

The level of social unrest associated with the income distribution is better represented by bi-polarization than inequality. This article uses the bi-polarization index developed by Esteban, Gradin, and Ray(1999) to analyze how the income distribution has evolved in Korea for the 1997-2003 period. First, comparison of Korea with several OECD countries in the speed of polarization confirms the Shin and Cheon's(2005) conclusion that the problem associated with the income distribution in Korea lies in polarization rather than in rising inequality. Second, we attempt to characterize the dramatic bi-polarization process of the income distribution. Our calculations show that the mobility from the low to the upper class is reduced as the distribution becomes more bi-polarized. Polarization has more unfavorable effects on the low education group or older household heads(45+) than on the high education group or younger ones(44-). It is further observed that income dispersion is typically greater in the non-manufacturing than in the manufacturing sector and that the rising level of polarization is associated with the great exodus of workers from manufacturing to non-manufacturing. Finally, variation of labor force participation rates across regions and over time is better explained by bi-polarization than by rising inequality.

Keywords: Polarization, Income Inequality, Income Mobility, Property Crime,  
Labor Supply

JEL Classification: J21, J22, J31

---

\* Professor, Korea University, E-mail: khshin@korea.ac.kr

\*\* Associate Professor, Hanyang University, E-mail: dgshin@hanyang.ac.kr

## 지 정 토 론

주 제 : 「소득분포 양극화의 특성과 경제·사회적 영향」에 대한 논평

토론자 : 姜錫勳(성신여대)

### 1. 개념설정의 문제

개념적으로 보면 양극화라는 단어 자체가 가져오는 혼돈이 있다. 일반적인 소득분배를 나타내는 지니계수의 경우, 지니계수 자체는 현재의 소득분배상태를 표현하는 것이며, 지니계수가 커진 경우 소득분배가 악화되었다고 해석한다. 즉, 현재 상태를 나타내는 경우와 현재 상태의 변화를 나타내는 개념이 구분되고 있다. 그러나 ‘양극화’라는 단어는 그 자체로서 동적인 개념을 포함하고 있는 것처럼 보이므로 양극상태지수와 시간에 따른 양극상태지수의 변화, 즉 양극화의 개념을 구분하여 사용할 필요가 있다. 양극화 자체가 동태적으로 양극상태지수가 커지고 있다는 점을 의미한다면, 양극화의 심화라고 할 경우 엄밀하게 해석하면 이는 양극상태지수의 변화가 가속화되고 있다는 점을 의미해야 할 것이다.

양극화와 기타 변수간의 인과관계에 대하여 보다 심층적인 고려가 필요할 것으로 판단된다. 동 연구에서는 양극화가 심화되어 중산층이 감소하고 있다거나, 양극화가 심화되어 실업률이 상승하고 있다는 표현이 다수 등장하고 있다. 그러나 양극화와 중산층, 양극화와 실업률의 관계는 단순히 하나가 다른 하나의 원인이 되는 인과관계를 의미하는 것은 아니라고 판단된다. 사실 중산층이 감소하는 경우에는 양극화가 심화될 수 있으며, 실업률이 높아지면 이는 대개의 경우 저소득층의 소득하락을 유발하여 양극화가 심화될 수 있기 때문이다.

### 2. 데이터 문제

동 연구 제Ⅲ장 ‘양극화의 특성 및 원인분석’에서는 KLIPS, 가구소비실태조사, 임금구조기본통계조사 등의 자료를 사용하여 분석하고 있으나, 주된 결론은 KLIPS를 사용한 결과에 근거하고 있다.

양극화문제를 정확하게 진단하려면 소득의 개념에 보다 유의할 필요가 있다.

먼저, 소득의 개념상으로 자산변화를 유발하지 않고, 규칙성의 조건을 부과한 소득의 개념이 유용하다. 이와 같은 관점에서 볼 때 KLIPS에서 소득으로 보고하고 있는 주식의 매매차익이나 부동산의 매매차익은 소득에서 제외하여 분석하는 것이 타당하다. 다음으로 기타소득도 규칙성의 조건을 충족하지 않는다는 점에서 제외되는 것이 타당하다.<sup>1)</sup>

근로소득의 개념도 주의할 필요가 있다. KLIPS에서는 일반적인 근로소득과 자영업소득을 합쳐서 근로소득이라고 표현하고 있다. 동 연구에서 사용하는 근로소득의 개념이 무엇인지는 정확하게 밝히고 있지는 않으나, 자영업소득까지 합친 개념으로 이해된다. 그런데 동 연구의 결과는 총가구소득의 양극화는 주로 비근로소득이 주도한다고 설명하고 있으나, KLIPS에서 가구소득 중 근로소득이 차지하는 비중이 83.4~85.8%에 이른다.<sup>2)</sup> 따라서 비근로소득이 양극화가 주요인이라는 점은 추가적인 설명이 필요한 부분이다.

KLIPS에서 도출되는 소득(현 연구에서도 사용하고 있는 소득) 현황과 추세에 대해서도 심층적인 고려가 필요하다. 다음의 <표>에서 보이는 바와 같이 KLIPS 자료를 이용한 소득분배 현황은 경기변동과의 관계가 불명확하다. 예를 들어 1998년과 비교하여 1999년에는 경기가 급속하게 회복되었음에도 불구하고 지니계수가 0.008지니포인트가 변화한 반면, 1999년과 경제성장률 측면에서 거의 변화가 없던 2000년에는 지니계수가 0.0143지니포인트만큼 증가하였다. 다시 경기가 급속하게 하락하였던 2001년에는 지니계수가 0.0074지니포인트만큼 하락하였다. 본고에서 연구대상으로 하고 있는 양극화지수와 보다 밀접한 관련이 있으리라고 판단되는 5분위배율의 경우 12.38에서 16.45까지 매우 급격한 변동을 보이고 있다.

한편, KLIPS에 나타난 소득분배의 추세는 통계청 도시가계조사자료와 많은 차이를 보이고 있다. 물론 통계청 자료는 2인 이상 도시거주 근로자가구를 대상

1) 명확하게 표현하고 있지는 않으나 동 연구에서는 가처분소득을 사용하고 있다고 기술되고 있다. 그러나 KLIPS자료는 총소득에서 조세와 사회보장기여금을 제외하여 정의되는 가처분소득은 구할 수 없는 것으로 알려져 있다.

2) 한국노동연구원, 『한국노동패널기초분석보고서』, 2005, p.72.

으로 한 자료이기 때문에 KLIPS자료와의 직접적인 비교는 의미가 매우 적다. 하지만 적어도 양 자료에서 나타내는 추세가 매우 상이하다는 점에서 KLIPS 소득 자료에 대한 면밀한 검토가 필요하다고 할 것이다. 더욱이 1998년과 1999년에 가구근로소득을 기준으로 한 양극화가 급격히 완화되었다는 점은 보다 심도 있는 검토가 필요해 보인다.<sup>3)</sup>

<표> KLIPS데이터에 나타난 소득분배현황

구분		1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
KLIPS	1분위	2.9	3.6	3.7	3.0	3.3	2.9	
	5분위	46.6	46.7	45.8	46.9	47.1	47.7	
	배율	16.07	12.97	12.38	15.63	14.27	16.45	
	지니계수	0.4053	0.4137	0.4057	0.4200	0.4274	0.4239	0.4352
통계청	1분위	8.3	7.4	7.3	7.5	7.5	7.7	7.4
	5분위	37.2	39.8	40.2	40.1	40.3	39.7	38.8
	배율	4.49	5.41	5.49	5.32	5.36	5.18	5.22
	지니계수	0.283	0.316	0.320	0.317	0.319	0.312	0.306
경제성장률		4.7	-6.9	9.5	8.5	3.8	7.0	3.1

자료 : 5분위계수는 한국노동연구원(2005)자료를 이용하여 계산한 결과임. 지니계수는 신동균·전병유(2005)의 <표 6>에서 인용. 경제성장률은 한국은행에서 인용. 통계청자료는 도시가계연보에서 인용.

### 3. 해석의 문제

국가간 비교에서 한국의 경우에는 외환위기를 경험한 시기이므로 국제적인 비교에서 이러한 요인을 감안할 필요가 있다. 또한 지수 상으로 한국이 빠른 속도로 양극화가 이루어졌다고 한다면 왜 이러한 현상이 발생하였는지에 대한 분석도 필요할 것이다.

논의 중 중산층에서 저소득층으로 그리고 고소득층으로의 이동이 활발하다는 점은 양극화논의에서 다양한 시사점을 제공한다. 최초의 양극화논의는 계층의

3) 신동균·전병유(2005)에서는 통계청기준으로 KLIPS자료를 제약할 경우 지니계수가 1998~2004년 사이에 0.306~0.320으로 나타나 양자가 유사하다고 밝힌 바 있다. 그러나 절대값의 문제도 중요하지만 양자 사이에 추세가 어느 정도 부합하느냐가 보다 판단이 된다고 하겠다.

분리를 전제한 논의인 반면, 만약 양극화가 심화되지만 계층간 이동이 활발히 일어난다면 이는 다른 양극화논의의 시발점인 그룹간 동질성이라는 개념 자체가 모호해질 수 있기 때문이다.

양극화와 경기변동과의 관계는 매우 중요한 의미를 지니므로 최종적인 결론을 도출하기에 앞서 보다 심층적인 연구가 필요해 보인다. 본 연구의 주장은 양극화가 경기변동과 관련성이 적다는 것인 바, 이는 경제호황과 불황에 따라 저소득계층과 고소득계층이 상대적으로 다른 영향을 받는다는 직관적인 사실과 배치된다. 실제로 경제성장률과 분위별 소득비중의 변화를 분석해 보면 두 변수 사이에는 통계적으로 유의하게 연결되어 있다. 또한, (KLIPS자료의 소득측정오차문제를 제외하고도) 단순회귀분석을 통하여 이러한 결과를 도출하고 있으나, (본고에서 정확하게 밝히고 있지는 않지만) 한정된 7개 연도의 데이터를 이용하여 도출된 결과에 대한 추가적인 검토가 필요하다. 더욱이 만약 양극화가 경기변동과 관련이 없다면 어떠한 요인이 양극화를 야기하는지에 대해 고민이 필요할 것이다.

일반적으로 실업률이 높은 경우 소득이 있는 계층과 없는 계층의 격차가 확대되므로 양극화가 나타날 것이다. 이와 같은 현상을 보고 양극화가 진전되면 노동공급이 감소(실업률의 증가)한다고 해석하는 것은 다소 무리가 있을 수 있다.

#### 4. 방법론상의 문제

본 연구에서 지니계수를 추정할 때 가중치를 어떻게 사용하였는지에 대한 언급이 없다. 한편, 현재 개발된 양극화 지수에서 가중치를 어떻게 사용할 것인지에 대한 연구가 필요하다.

#### 참고문헌

- 신동균·전병유, 「소득분포의 양극화 추이」, 『노동경제논집』 28권 3권, 2005, pp.77-109.
- 한국노동연구원, 『한국노동패널기초분석보고서』, 2005.

## 지 정 토 론

주 제 : 「소득분포 양극화의 특성과 경제·사회적 영향」에 대한 논평

토론자 : 林敬默(한국개발연구원)

최근 다방면의 사회·경제적 부문에서 ‘양극화’의 문제점을 지적하는 우려가 높은 현실에도 불구하고 구체적으로 양극화 개념에 대한 해석이 각각 다르고 측정방법에 대한 동의가 제대로 이루어지지 못하고 있는 것이 현실이다. 이러한 관점에서 본 연구는 다양한 논의를 정리하고 또한 객관적인 지표의 적용을 통하여 소득분배의 양극화 현상을 분석하고 있다는 점에서 매우 의의가 크다고 여겨진다.

본 연구는 소득의 구성요소별 분해를 통하여 양극화의 정도를 가늠하고 양극화의 전체적인 진행과정에 대하여 분석함으로써 향후 양극화를 보는 시각에 대하여 시사하는 바가 크다. 예를 들어 최근의 소득분배의 양극화가 주로 비근로소득에 의해 주도되었으며, 또한 양극화의 진전이 저학력자에게 불리한 방향으로 진행되었음을 밝히고 있다. 이러한 결과는 향후 소득 양극화를 완화하기 위한 정책적 방향을 설정하는 데 중요한 참고자료로서의 가치가 있다.

본 연구와 관련하여 다음 몇 가지 사항에 대하여 언급하고자 한다. 첫째, 소득분배의 양극화가 주로 비근로소득에 의해 큰 영향을 받았을 경우 이를 어떻게 해석하여야 하는가에 대한 설명이 부족하다. 다시 말하면 본 연구에서 결과인 학력별 양극화의 진행과정과 산업구조의 변화(제조업의 위축) 등 노동시장의 변화는 비근로소득보다는 근로소득에 보다 밀접하게 연관되어 있을 것으로 보인다. 그러나 가구 근로소득의 양극화는 2001년 이후 큰 변화가 없는 반면 총소득의 양극화지수는 완만하게 증가하고 있는 모습을 보이고 있다. 따라서 임금 및 근로소득에 결정적인 영향을 미치는 노동시장의 변화와는 다소 거리가 있는 비근로소득의 소득분배의 양극화 현상에 대해 보충적인 분석이 필요할 것으로 보인다.

이는 저자들이 주장하는 대로 양극화 해소를 정책목표의 최우선으로 고려할 때도 매우 중요한 이슈가 된다. 비근로소득의 어떤 부분에 의해 소득양극화가 나타났는지에 따라 다른 정책수단이 필요하기 때문이다.

참고로 국민계정상의 가계본원소득을 살펴보면, 2000년 이후 자영업자의 사업 소득에 해당하는 영업잉여의 증가율과 순재산소득의 증가율이 명목GDP 증가율이나 피용자보수 증가율보다 현저하게 낮은 수준을 나타내고 있다. 이는 각각 내수의 침체와 이자율의 하락에 기인한 것으로 평가된다. 이러한 변화가 양극화에도 일정부분 영향을 미쳤을 가능성이 있으므로 향후 이와 관련된 연구를 추진하는 것도 의미가 있을 것으로 판단된다.

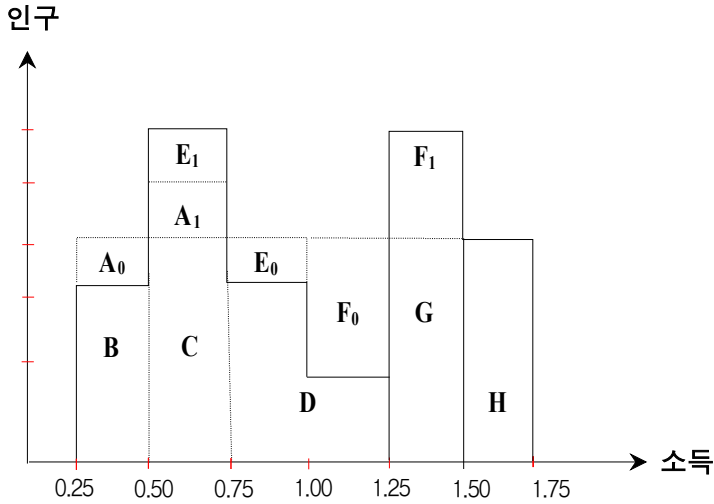
<표 1> 가계본원소득 항목별 증가율 및 비중

	1991-97	2000-05	03	04	05
■ 가계본원소득 증가율	14.4 (100)	5.5 (100)	4.4 (100)	5.5 (100)	3.5 (100)
[명목 GDP 증가율]	[14.9]	[7.3]	[5.9]	[7.6]	[3.5]
<구성항목별 증가율>					
피 용 자 보 수	15.3 (67.7)	8.0 (70.7)	8.7 (72.2)	7.7 (73.7)	4.9 (74.7)
영 업 잉 여	11.0 (23.7)	-0.5 (19.0)	△8.8 (18.0)	△0.9 (16.9)	0.3 (16.4)
순 재 산 소 득	17.4 (8.6)	0.8 (10.3)	1.7 (9.8)	1.4 (9.4)	△1.8 (8.9)

둘째, 양극화 지수 계산에 있어 극점(spike)의 설정은 매우 중요한 이슈이다. 논의의 전개를 위하여 다음의 <그림 1>과 같은 일양분포(uniform distribution)와 양극분포(bi-modal distribution)를 가정하자. 가령 방법 I의 경우 고소득층의 비율은 두 분포가 동일한 반면 저소득층은 일양(uniform)분포가 높게 나타나 양극화의 정도가 심하다는 결론에 도달하게 된다. 그러나 방법 II에 따라 소득계층을 구분하면 양극(bimodal)분포의 경우 고소득층 및 저소득층의 비율 모두 일양분포에 비해 높게 나타나 양극화의 정도가 심한 결과를 가져오게 된다. 이러한 예는 극점(즉, 소득계층의 설정)에 따라 양극화에 대한 해석이 달라지는 문제점이 발생할 가능성을 보여주고 있다.

저자도 이러한 문제점을 물론 인지하고 있는 것으로 판단되나, 본 연구에서 이를 어떻게 처리하였는지에 대한 설명이 명확하지 않다. 설명을 부탁드립니다.

<그림 1> 소득분포 : Uniform vs. Bimodal



주 :  $A_0=A_1$ ,  $E_0=E_1$ ,  $F_0=F_1$

자료 : Wolfson, "When Inequalities Diverge", *American Economic Review*, 1994에서 일부 변형하였음.

<표 2> 집락점에 따른 양극화 정도의 비교

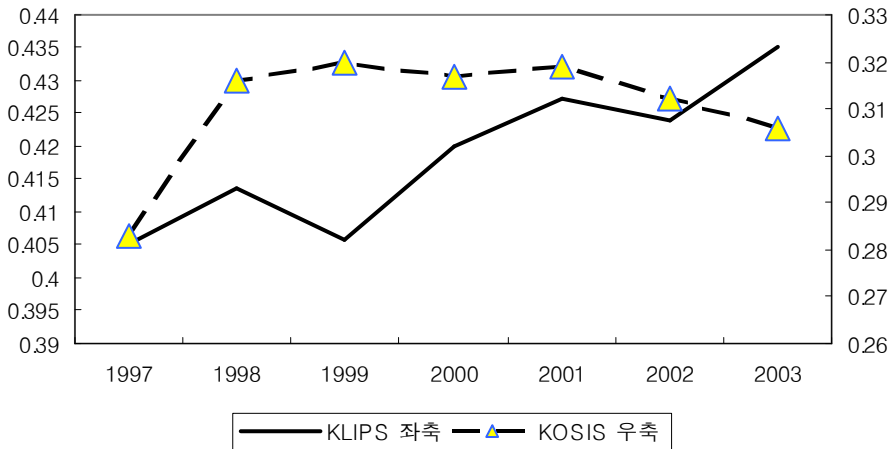
	방법 I		방법 II	
	저소득층 (소득 $\leq$ 0.50)	고소득층 (소득 $\geq$ 1.50)	저소득층 (소득 $\leq$ 0.75)	고소득층 (소득 $\geq$ 1.25)
uniform	B+A0	H	B+C+A0	G+H
bimodal	B	H	B+C+A1+E1	G+H+F1

셋째, 한국노동연구원의 KLIPS 데이터(1998~2004)와 일반적으로 알려진 통계청 자료간의 비교 가능성(comparability)에 대한 문제이다. 소득불평등도(지니계수)를 보면 KLIPS의 경우 1999년 이후 대부분의 기간 악화된 것으로 나타나고 있으나 통계청이 발표한 소득불평등도를 보면 동 기간 중 안정적 또는 완만하게 감소하는 추세였음을 알 수 있다. 연구에서 지적한 바와 같이 소득불평등도와 양극화는 다른 개념임에도 불구하고 양자의 상관성(0.73~0.77)이 높은 것으로



알려져 있다. 따라서 두 자료간의 소득불평등도 추세의 차이를 감안할 때 본 연구에 사용된 자료의 특수성으로 말미암아 양극화에 대한 연구의 결론이 도출되고 있을 가능성이 없는지를 검토해 볼 필요가 있다(즉 일반적으로 양극화가 심화되고 있는가 아니면 단지 자료의 특수성 때문인가에 대한 의문이 생길 수 있다.).

<그림 2> 소득불평등도의 추이 : KLIPS vs KOSIS



주 : KLIPS 지니계수는 신관호·신동균(2006)의 <표 1>, 통계청 KOSIS 지니계수

### 참고문헌

Wolfson, Michael C., "When Inequality Diverge", *American Economic Review* Vol.84, 1994, pp.353-358.

## 일 반 토 론

주 제 : 『소득분포 양극화의 특성과 경제·사회적 영향』

**오영균(SK 경영경제연구소)** : 상위집단과 하위집단을 구분하셨는데, 이 기준이 평균인지 혹은 상위 50%와 하위 50% 인구수로 나눈 것인지 궁금합니다. 그 부분에 대해 정확하게 알고 싶습니다.

**박종규(KIF)** : 양극화 계수와 지니계수를 같이 그려 넣은 그림을 통해 양극화가 많이 진전되었다고 하셨는데, 이것은 지수의 규모에 관련된 것 아닐까요? 예를 들어, 로그함수와 지수함수를 따르는 2개의 함수를 비교할 경우 궤적이 다르니까 무엇이 훨씬 높다고 말할 수 없다고 봅니다. 토론자 두 분께서는 소득분포의 양극화가 비근로소득 때문이라는 의견에 대해 비판적인 지적을 하셨는데, 저는 지적이 맞을 수도 있다고 생각합니다. 임경묵 박사님께서 보여주셨던 표를 보면 근로소득은 경제성장률과 거의 같은 추세로 움직이는 반면 비근로소득은 성장이 멈추었습니다. 자영업자의 영업잉여와 재산소득은 성장하지 않았다고 하면 이 부분은 투입(input) 없이 배분만 되었다는 건데요. 그렇게 본다면 이 부분에 양극화가 진행될 수밖에 없는 것 아닌가 싶습니다. 증가하지 않는 부분을 나누어 갖기만 하기 때문에 양극화가 더 심해진 것으로 추측해 봅니다. 마지막으로 양극화로 인한 집단 간의 충돌은 구체적으로 무엇을 말하는지 궁금합니다.

**전성인(홍익대)** : 양극화와 범죄율의 인과관계를 어떻게 끌어낼 수 있을 것인가 하는 부분에서 한국의 경우 양극화지수와 참가율이 유의한 관계를 보였는데 이를 해석할 때 양극화지수가 올라가서 참가율이 떨어진 것인지 혹은 참가율이 떨어지다 보니까 양극화지수가 올라간 것인지에 대한 궁금증이 생깁니다. 그러면 통제(control)를 잘 했나 하는 것이 문제인데, <표 6>의 설명을 보면 자료가 미국의 경우를 그대로 사용한 것이라 해석하기가 쉽지 않습니다. 다만 미국적이 요소를 제거한다 해도 젊은층 이하의 비율을 사용했다고 해서 이것이 참가율 방정식

이 될 수 있는가 라는 의문이 생깁니다. 오히려 양극화 방정식은 안되는 것인가 라고 했을 때 명확하지는 않는 것 같습니다. 일반적으로 두 개의 방정식이 식별 되려면 한쪽에는 없는 것이 들어가야 하는데 그러한 특성을 충분히 가지고 있는가에 대한 의문이 듭니다. 다음으로는 강교수님께서 말씀하셨듯이 국가 간의 비교 그림이 불공정하지 않은가 하셨습니다. 우리나라의 경우 외환위기가 포함되기 때문에 양극화가 외환위기의 타인이거나 또는 외환위기와는 무관하게 OECD 가입이나 신자유주의 등 다른 여러 논쟁들이 있을 수 있습니다. 과연 외환위기를 겪었던 다른 나라들의 이러한 지수를 살펴보았을 때, 그 나라들은 어떠한가를 비교해 보는 것은 어떤가 싶습니다. 계산하는 자료가 가능하다면 그 시기를 집중해서 보는 것도 필요하다고 생각합니다. 그리고 박종규 박사님께서도 지적하셨듯이 과연 양극화와 범죄율에 대해 보는 것이 맞는가라고 했을 때 저는 선형적으로 불편함이 있다고 봅니다. 극단적으로 범죄를 저지르는 사람은 인구 중 소수입니다. 소득이 다른 계층 두 개가 있고 집단내의 동질성은 강하지만 집단 간의 세력이 엇비슷하다면 정치적 문제로 보는 것이 더 합당합니다. 양극화의 문제와 다르긴 하지만 집단 간의 세력이 비슷한 경우 선거를 통하여 집권하게 됩니다. 경제학적 예측을 하였을 때도 집단 간의 세력 격차가 너무 커지면 마약하는 사람은 범죄자가 될 수밖에 없지만 가난해도 사람이 여러 명이면 정치적으로 세금을 거둘 수 있는 것이기 때문인데요. 초점이 맞는지 잘 모르겠습니다.

**송의영(서강대)** : 저는 기술적인 부분에 대해서 말씀드리고 싶습니다. ER 공식을 두 개로 나누었는데 그것이  $\alpha$ 에 의존하면 안 될 것 같은데 그렇게 나온 점에 의문이 생깁니다. 뒷부분에서 보면 중산층하고 같이 움직이니까 이 부분을 셋으로 나누는 것이 맞는다고 생각합니다. 다음으로는 양극화가 심화된 것은 경제성장이 떨어져서 그런 것이고 노무현 정치의 실패 때문이라고 보는 견해가 있습니다. 그래서 그런 결과에 당혹스러워 하시는 것 같은데, 분명히 다른 견해가 있는 것 같습니다. 최근 SERI에서 나온 ER지수 관련 보고서에는 1990년대 초부터 자료가 있는데, 그것을 참고해 보시는 것도 좋다고 생각합니다. 제 기억이 맞다면 1990년대 초부터 양극화 지수는 악화된 것으로 알고 있는데, 그 이유는 대졸대 고졸의 이민 격차가 심화되는 과정에서 나올 수도 있고, 경공업이 쇠퇴되면서

나온 노동인력이 임금이 낮은 서비스업으로 이동함으로써 발생할 수도 있습니다. 성장과 경기변동이 산업구조적인 요인으로 양극화가 심화될 수도 있습니다. 즉 노무현 정권의 실패도 아니고 성장률의 둔화도 아닌 제3의 요인이 있을 수 있기 때문입니다. 그 점에 대해서도 1997년 이후가 아닌 장기로 본다면 더 많은 해답이 나올 수 있을 것으로 봅니다.

**윤창현(서울시립대) :** 저(低)로 가는 것이 13%이고 고(高)로 가는 것이 21%이면 좋은 것 아닌가요? 그리고 이러한 양극화는 우리나라에서 걱정할 게 아닌 것 같습니다. 이진행렬(transition matrices)을 이용해서 생각해 본다면 중에서 저로 갈 확률, 중에 남아있을 확률 그리고 고로 갈 확률 등을 보여주었으면 합니다. 또한 비율로 보면 좋은 의미인 것 같은데 이것을 어떻게 해석해야 할지 난감합니다.

**신관호(답변) :** 송의영 교수님께서  $\alpha$ 에 의존하지 않는다고 하셨는데 제 생각에는 의존하는 것이 맞다고 봅니다. 세 부분으로 나누자고 한 부분에서는 중산층을 중심으로 중산층이 줄어들면서 양극화가 심화된 것이기 때문에 그룹간의 동등성을 고려한다면 중산층에 같이 포함하는 것은 문제가 있다고 생각합니다. 전성인 교수님께서 말씀하신 인과관계는 확인하지 못했습니다. 모형을 정확히 만들기 전에는 인과관계를 확인하는 것이 어려울 것 같고 일반적인 노동참가율 식에 양극화지수와 지니계수를 이용할 수 있는가 했을 때 지니계수보다는 양극화계수가 더 설명력이 컸다고 말할 수 있다는 겁니다. 정치적 투쟁 문제와도 관련이 있다는 의견에는 저도 동의합니다. 양극화가 진행될수록 정치적 투쟁이 발생할 것은 틀림없는데 이것을 어떻게 해결할 것인가가 중요한 문제인 것 같습니다. 임경목 박사님과 강석훈 박사님께서도 상당히 많은 말씀을 해주셔서 전부는 답변을 못할 것 같습니다. 강석훈 박사께서 저희가 관심이 상대적으로 덜했던 경기변동 문제를 많이 말씀하셨는데 제 생각에는 경기변동과 관련해서 설명하기에는 샘플의 수가 적다는 문제점이 있습니다. 그러나 외환위기 이전에 상당히 실업률이 높아지고 성장률이 떨어졌을 때 양극화도 심화된 것은 틀림없는 사실인데 그 외에 일반적인 경기변동과 관련지어 설명하는 것은 쉽지 않다고 생각합니다. 또한 경기변동을 크게 고려하지 않았던 이유 중의 하나는 경기가 나빠졌다 좋아졌

다 변동하는 것으로 크게 경기변동을 말하기는 곤란한 것 같고 성장이 이루어지면서 양극화가 더 좋아지는가가 중요하다고 생각하는데 샘플의 수가 적기 때문에 확인하지 못했고 외국자료를 이용한다면 이러한 이야기를 할 수 있을 것입니다. 기존 논문들을 소개한다면 지니계수를 가지고 성장과 비교했을 때 성장이 소득 불평등과 상관이 없다는 것은 여러 논문에서 지적해온 이론이었습니다. 다음으로 임경목 박사님과 박종규 박사님께서 지적하신 것 중에서 비근로소득과 근로소득을 나누어서 GDP 변화와 비교하는 것은 처음 봤는데 저도 생각을 해보도록 하겠습니다. 그런데 그것이 총변수이기 때문에 사실 그것만으로 판단하기가 어렵습니다. 양극화지수는 횡단면으로 나누는 것이 더 중요하기 때문입니다.