

외환위기 이후 소득분배 양극화의 추이, 원인, 및 정책적 시사점*

신 등 군**

논문 초록

현 연구에서는 일차적으로 외환위기 이후 소득분포가 양극화되어 왔는가에 대한 통계적인 결론을 내리고자 하였다. 한 사회 내에 존재하는 총체적 불안 내지 적대감(antagonism)의 수위를 측정하기 위해 설계된 Esteban, Gradin, and Ray(1999)의 양극화 지수를 보다 합목적적인 방향으로 수정한 Lee and Shin(2007)의 지수에 근거하여 한국노동연구원의 가구패널조사자료인 KLIPS 자료를 분석한 결과 외환위기 이후 총소득의 양극화 지수 값은 빠른 속도로 증가하여왔으며 이 증가는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이는 총체적 적대감의 수위가 그만큼 빠른 속도로 높아져 왔음을 의미한다. 또한 경기변동이 소득분포의 양극화 변화에 단기적으로는 영향을 주지만 외환위기 이후 진행되어 온 양극화의 장기적 추세는 경기변동과는 무관한 것으로 나타났다. 소득원천별로 분석한 결과 지수 값의 빠른 증가는 주로 비근로소득에 의해 발생하였으며 비근로소득 항목들 중에서도 부동산 및 이전소득의 기여도가 특히 큰 것으로 나타났다.

핵심 주제어: 소득분포, 양극화, 사회불안

경제학문헌목록 주제분류: D3, J0

* 본 연구는 재정경제부와 한국경제연구원의 재정적인 지원을 받아 서울대학교 국제대학원 국제통상 금융센터가 주관하였으며 재정적으로 지원해주신 두 기관에 감사의 뜻을 전한다.

** 한양대학교 경제금융대학 부교수, e-mail: dgshin@hanyang.ac.kr

I. 양극화 논의의 중요성

우리가 몸담고 있는 사회가 얼마나 건강하게 통합되어 있는가, 혹은 얼마나 불안한 상태에 있는가는 사회 각계각층에 있는 모든 구성원들이 항상 그리고 가장 우선적으로 관심을 가져야 할 사항이다. 사회불안 상황을 과대 포장하여 불안을 더욱 조성하는 만큼이나 현실을 외면하는 것 역시 사회 안정에 악영향을 준다고 본다. 이에 우리는 현실을 과학적 및 합리적으로 표현 및 분석할 수 있는 방법의 필요성을 느끼게 된다. 전통적으로 사회불안을 나타내는 지표로서 지니계수, 일반화된 엔트로피 지수 등 소득불평등 지수를 사용하여 왔지만, 상대적으로 최근 들어 일부국가들에서 중산층의 쇠퇴(disappearing middle class)라는 현상이 관찰되기 시작하면서 이러한 이분화되어 가는 사회 현상을 포착하기 위해 양극화라는 새로운 개념 및 지수를 개발하기 시작하였다. 흔히 양극화를 불평등화 혹은 ‘양쪽 극단화’로 이해하기도 하나 이미 Esteban and Ray(1994), Wolfson(1994) 등 많은 연구들이 지적하였듯이 양극화와 불평등화는 다른 개념이다. 양극화에서 강조되는 개념은 두 집단으로의 분리현상과 이에 다른 집단 간 같등이지 단순한 불평등은 아니다. 예를 들어 어떤 사회의 모든 부를 한 사람이 독차지하고 있을 경우 불평등의 개념으로 보면 가장 불평등한 모습을 보이고 있지만(지니계수=1) 별로 양극화된 사회는 아니다. 한편 양극화 주제는 교육의 양극화, 종교·인종의 양극화, 기업 규모의 양극화, 고용형태의 양극화 등 다양한 특성들을 중심으로 연구될 수 있으나 가장 중요한 양극화의 측면은 바로 소득의 양극화이다. 개개인의 만족도 혹은 복지수준에 영향을 주는 요소들 중 궁극적이면서도 가장 중요한 것은 역시 소득이기 때문이다.

우리는 왜 양극화라는 현상에 특별한 관심을 가져야 하는 것일까? 왜 기존에 이미 소득불평등이라는 개념 및 지수가 존재함에도 불구하고 양극화라는 개념에 대한 추가적인 논의를 필요로 하는 것일까? 양극화의 실제 및 중요성은 무엇인가? 그 중요성은 다음과 같이 두 가지 차원에서 인식될 수 있다. 첫째, 집단 간 같등에 대한 직접적인 척도로 쓰일 수 있다는 점이다. 우선 양극화 연구를 체계화시킨 대표적인 연구들 중의 하나인 Esteban and Ray의 1994년 *Econometrica* 논문은 시작 단계에서부터 집단 간 같등의 수위를 측정하기 위한 공리체계를 설정하고 이에 근거하여 지수를 디자인하였다(향후 이 지수를 *ER* 지수라 칭한다). 특히 Esteban and Ray(1999) 논문에서는 분포의 형태와 집단 간 같등 가능성과의 관계를 규명하고자

하였다. 이러한 집단 간 갈등 현상은 개인차를 바탕으로 한 전통적인 불평등 지수로는 포착하기 어렵다.

둘째, 개인차원에서도 개개인의 범죄나 노동공급 행위는 소득불평등보다는 소득 양극화에 의해 보다 잘 설명된다. 전통적으로 사회일탈 행위의 원인을 경제적 요인에서 찾고자 했던 많은 연구들은 소득불평등의 중요성을 강조하여 왔었다.¹⁾ 전반적인 경제상황의 악화와 같은 절대적 박탈(absolute deprivation)을 강조한 연구들이 있는가 하면, 상대적 박탈(relative deprivation)이 범죄를 유발한다고 주장한 연구들도 많다. 예를 들어 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 두어야한다고 주장하였다. 그러나 소득불평등이 사회일탈 행위에 미치는 영향에 대한 실증분석 연구 결과들에는 일관성이 없었다. 예를 들면 Krahn, Hartnagel, and Gartrell (1986), Gartner (1990) 등은 지니계수가 재산범죄율, 살인률 등에 영향을 미친다고 보고하고 있는가 하면 Doyle, Ahmed, and Horn (1999) 등은 미국의 주별 데이터를 이용하여 기존의 연구들과는 달리 주별 실업률 등 여러 지역특성변수들을 철저하게 통제할 경우 재산관련 범죄든 강력범죄든 지니계수는 사회갈등 변수들을 설명함에 있어서 설명력이 없다는 것을 발견하였다. 한편 Lee and Shin (2007)은 이와는 달리 중산층 쇠퇴와 양극화→소득의 상향이동성 감소→저소득층의 생애기대소득 감소→노동공급 유인 및 범죄의 한계비용 감소라는 가설을 설정하고 이 가설이 실증적으로 뒷받침되는가를 분석하였다. 기존 양극화 지수의 제약점을 보완한 양극화 지수를 지니계수와 함께 설명변수로 사용하면서 분석한 결과 양극화 지수는 개개인의 범죄 행위나 노동공급 의사결정에 유의하게 미치는 것과는 대조적으로 지니계수는 더 이상 설명력이 없는 것으로 나타났다.²⁾ 직관적으로도 특정 개인의 범죄동기는 단순히 자신의 상대적 소득이 낮을 때보다도 향후 상향이동 가능성이 낮다고 판단

1) 보다 일반적으로 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 이와 맥을 같이하는 연구들로는 Corman, Joyce, and Lovitch (1987), Pyle and Deadman (1994), Sjoquist (1973) 등을 들 수 있다.

2) 신관호·신동균 (2007)도 한국 데이터를 이용하여 유사한 발견을 하였다.

될 때 더 커지게 된다.

소득불평등에 대한 국내외 연구가 광범위하게 이루어져 온 것과 대조적으로 양극화에 대한 논의는 국내외를 막론하고 상대적으로 부족한 상태이며 그 측정방법에 대한 논의도 아직 진행 중인 상태이다. 국내 연구에 초점을 맞출 경우 최희갑(2002)은 최초로 *ER* 지수 및 Wolfson(1994) 지수를 상세히 소개하고 도시가계조사 자료를 이용하여 (i) 한국의 경우 최근의 외환 위기 이전(1993)에 이미 양극화는 진행되기 시작하다가 외환 위기를 기점으로 급격하게 증가하기 시작하였으며 (ii) *ER* 양극화 지수와 지니계수의 장기 추세를 추출한 결과 외환위기 이후 증가속도는 지니계수보다 양극화 지수에 있어서 더 빠르게 나타났으며 (iii) 지니계수 변동과 양극화 지수 변동은 많은 경우 다른 방향으로 이루어져 두 지수를 같은 지수로 보기는 어렵다고 하였다. 그 후 신동균·전병유(2005)는 한국노동연구원의 KLIPS 데이터를 이용하여 외환위기 이후 가구소득의 양극화 추이를 분석하였다. 신동균·전병유(2005)의 연구에서 최희갑(2002)의 연구를 참고하지 않았던 것은 분명 실수로 간주되나 한 가지 흥미있는 결과는 서로 다른 데이터 셀을 가지고 독립적으로 이루어졌던 두 연구의 연구 결과가 상당히 유사하다는 점이다. 유사점으로는 첫째, 외환위기 이후 양극화 진전 속도가 상당히 빨랐다는 점, 둘째, 양극화 진전 속도가 소득불평등 진전속도보다 빨랐다는 점, 셋째, 지니계수와 *ER* 지수가 서로 다른 지수임을 보였다는 점이다(이에 대해서는 차후 데이터 분석에서 자세하게 소개하겠다). 한편 신관호·신동균(2007)은 이에 한국의 소득 양극화의 특성과 양극화 속도의 국제 비교에 대한 논의를 추가하였다.³⁾

이상의 연구들과는 달리 유경준(2007)이 가구소비실태조사 자료를 이용하여 분석한 결과 1995년 대비 2000년도에 양극화 지수값이나 지니계수값이 그다지 크게 증가하지 않았으며 그 증가 폭은 양자 간에 유사하게 나타남을 보였다. 현 단계에서는 연구 결과 면에서 유경준(2007)과 다른 연구들 사이의 차이가 사용된 자료의 성격 차이에 기인하는지 아니면 추정방법 상의 차이에서 오는지를 알 수 없으며 이에 대한 추가적인 연구가 요구된다.

현 연구의 목적은 다음의 세 가지로 표현될 수 있다. 첫째, 소득불평등 및 양극화에 대한 기존의 연구들은 대부분 결론을 유도함에 있어서 지니계수라든가 양극화

3) 그 외 강석훈(2006)도 양극화 문제를 다루고 있다.

지수 값에만 의존함으로써 그들의 결론이 통계적으로 얼마나 의미가 있는지에 대한 논의를 도외시하고 있다. 통계적 결론의 중요성은 실 경제 변수가 아니라 지수를 사용할 때 더 커진다고 할 수 있다. 예를 들어 지니계수의 값이 0.30에서 0.31로 증가한 것은 단순한 지수값의 증가를 말하는 것이지 그 자체로서 그 증가가 통계적으로 의미가 있다는 것을 입증하지는 못한다. 양극화 지수의 경우 그 문제는 더욱 심각해진다. 실제로 Esteban, Gradin, and Ray(1999)의 연구를 이용하여 예를 들면 미국의 경우 1974, 1979, 1986, 1991, 1994, 1997년도에 그들이 설계한 양극화 지수 값은 (지수의 민감도를 나타내는 모수의 값이 $\alpha = 1.6$ 인 경우) 0.0605, 0.0599, 0.0670, 0.0684, 0.0730, 0.0730로 나타났다. 저자들은 이 수치들을 바탕으로 미국의 경우 1979-1986 그리고 1991-1994 기간 양극화는 상당히 빠른 속도로 증가하였다고 한다(... , with two periods of rapid increases (1979-1986 and 1991-1994), p.18). 그러나 이 두 기간의 증가량을 보면 각각 0.0071과 0.0046으로 과연 이 증가가 통계적으로 의미가 큰 것인가에 대한 의구심이 남는다. 이러한 수치 해석 상의 문제는 양극화 주제를 다룬 기존의 국내 연구들에서도 그대로 나타난다. 결국 통계적인 의미에서는 기존의 어느 국내 연구에서도 양극화가 전혀 진행되지 않았다는 가설을 기각하지 못하고 있다. Lee and Shin(2007)의 연구에서 제시된 방법에 따라 현 연구에서는 국내 연구에서는 최초로 한국의 경우 소득분포가 정녕 양극화되었는가에 대한 통계적 결론을 내리고자 한다.

둘째, 현 연구에서는 양극화의 원인분석을 시도한다. Esteban-Ray의 양극화 개념에 기초하여 양극화의 진행과정을 집단 간 소득 격차와 집단 내 동질성의 강화로 설명하고자 하며, 총소득의 양극화 진전 과정을 소득 항목별로 고찰해 봄으로써 한국에서의 총소득 양극화의 원인 및 특성에 대한 이해를 돕고자 한다.

마지막으로 현 연구에서는 양극화 개념 및 지수에 대한 이해를 증진시키고 양극화 논의의 중요성을 재차 부각시키고자 한다. Lee and Shin(2007)은 기존의 Esteban, Gradin, and Ray(향후 *EGR*이라 칭하자) 지수의 제약점을 극복하고 보다 현실 설명력 있는 지수를 제안하고 있다. 이를 소개하면서 그 과정에서 Esteban, Gradin, Ray(1999) 원 논문에는 명시적으로 소개되지 않았던 *EGR* 지수의 추가적인 의미들을 명료하게 하고자 한다. 그러나 소득양극화의 국제 비교 등 필요시에는 기존의 연구들과 마찬가지로 수정된 지수가 아니라 원래의 *EGR* 지수를 사용한다.

종합적으로 볼 때 현 연구는 (i) 양극화 추이 및 소득불평등지수와와의 차이점에 대해서는 최희갑(2002)의 도시가계조사 자료에 근거한 연구결과를 한국노동연구원의 KLIPS 데이터에 근거하여 재확인 한 격이 되며 (ii) 신동균·전병유(2005) 및 신관호·신동균(2007)의 KLIPS 데이터에 근거한 연구를 2004년 데이터의 추가와 보다 자세한 원인분석으로 발전시킨 격이 되며 (iii) Lee and Shin(2007)에 의해 수정된 *EGR* 양극화 지수(향후 이를 *R-EGR*지수라 칭하자)에 근거하여 새로운 분석을 시도하였으며 (iv) 국내 연구에서는 처음으로 한국의 소득분포가 정녕 양극화되었는가에 대한 통계적 결론을 내리고 있다.

II. 양극화 추정방법

기존에 다양한 양극화 지수들이 개발되었으나 그 원류를 중심으로 묶어보면 크게 Esteban-Ray 류의 행태식(behavioral function)에 근거한 지수 군과 Wolfson 류의 순수한 분포에 근거한 지수 군으로 구별될 수 있다. 또한 양 집단 간의 연계성을 다룬 연구들도 상당히 많다.⁴⁾ 현 연구에서는 단순히 분포의 형태에 근거한 접근법 보다는 행태식에 기초한 Esteban-Ray 류의 지수를 선호한다. 이 지수에 근거하여 사회갈등 현상을 설명하는 것이 쉽고 직관이기 때문이다.⁵⁾ 또한 Esteban, Gradin, Ray의 1999년 논문에서는 그들이 개발한 지수가 Wolfson 지수를 하나의 특별한 경우로 포함하는 보다 일반적인 지수임을 증명하였다.

그룹 데이터에 근거한 *ER* 지수와 Wolfson 지수는 최희갑(2002)에 의해 상세하면서도 체계적으로 소개되었고, 실제의 변수가 연속인 경우 이를 그룹 데이터로 만드는 과정에서 발생하는 양극화 지수의 편의(bias)를 교정한 *EGR* 지수에 대해서는 신동균·전병유(2005)에서 자세히 소개되었으므로 여기서는 추가적인 소개를

4) 양극화 지수들 간의 관계를 상당히 체계적으로 다룬 가장 최근의 논문으로는 Rodriguez (2006)을 권한다.

5) 다른 무엇보다도 Wolfson지수의 성격에 대해서는 최희갑(2002)에 의해 체계적으로 정리되어 있다. 재차 소개하면 Wolfson 지수는 공리체계에서 유도된 것이 아니라 단순히 중위 소득을 기준으로 중위 소득과 여타 계층의 소득의 차이가 커질수록 지수값이 커지도록 설계되었으며 그 과정에서 분포의 집락성은 고려되지 않고 있다. 따라서 이론적으로는 Wolfson 지수값이 커졌다고 해서 반드시 극화(polarized)되었다고 볼 수는 없으며 Wolfson 지수는 오히려 중간층 소멸 지수의 성격을 가지고 있다.

생략하며 기존의 일부 연구들에서 보이는 *EGR* 지수에 대한 오해를 염두에 두면서 가능한 직관에 의존하여 간략하게 소개하겠다. 한편 Lee and Shin (2007) 은 기존의 양극화 지수들이 지수의 의도대로 사용될 수 있는가를 평가하는 과정에서 새로운 형태의 지수를 제시하고 있다. 여기서는 Lee and Shin (2007) 에 의해 수정된 *R-EGR* 지수에 근거하여 양극화 측정방법에 대한 이슈들을 논의한다.

시작 단계에서 분명히 지적하고 넘어가야 할 사항은 (양) 극화 지수란 단순히 소득 분포의 모양을 대변하는 것이 아니며 궁극적으로 한 사회의 모든 구성원들이 총합으로서 얼마나 많은 불만을 가지고 있는가를 수치로 나타낸 것이라는 점이다. 원저자인 Esteban, Gradin, and Ray (1999, p. 2) 도

“극화란 모든 구성원들이 가지고 있는 유효반감(적대감)의 합이다 (Polarization is the “sum” of all effective antagonisms).”

라고 정의하고 있다. 따라서 우리의 목적은 특정 소득 분포로부터 이러한 유효반감의 수위를 어떻게 효과적으로 표현할 것인가에 있을 것이다.

Lee and Shin (2007) 은 *EGR* 지수의 제약점들을 교정한 보다 일반화된 *R-EGR* 지수를 다음과 같이 제시하고 있다.

$$R-EGR(\alpha, \beta, \theta) = \frac{1}{2\mu} \sum_{i=1}^K \sum_{j=1}^K \pi_i^{1+\alpha} \pi_j \rho_\theta(\mu_i - \mu_j) - \beta(G - G_p) \quad (1)$$

여기서 첫 번째 항은 그룹 평균값을 이용하여 계산한 *ER* 지수를 수정 및 일반화시킨 형태이며, 두 번째 항($G - G_p$)은 실제로 소득이 연속변수인데 이를 그룹화하는 과정에서 발생하는 (*ER* 지수에 나타나는) 지수의 상향 편향의 (upward bias)를 교정하기 위하여 빼주는 근사에 의한 오차항(approximation error, 이는 원저자들이 사용한 용어임)이며, β 는 이 오차항에 두는 가중치를 나타낸다. 한편 μ 는 평균, K 는 그룹의 수, π_i 는 i 번째 그룹의 비율(Esteban and Ray는 π_i^α 를 동질성 함수(identification function)라고 부름), α 는 극화(polarization) 지수 값을 그룹 지니계수와 구별되게 하는 모수로서 동질성 함수에 두는 가중치 역할을 하며,⁶⁾ μ_i 는 i 번째

째 그룹의 평균을, $\rho_\theta(\mu_i - \mu_j)$ 는 그룹 i 및 그룹 j 의 구성원들이 서로에게 느끼는 이질감 혹은 반감(antagonism)을 나타내는 이질성함수(alienation function)를, G 는 지니계수, 그리고 G_p 는 그룹 데이터를 이용하여 계산한 지니계수를 나타낸다.

한편 $\rho_\theta(u) = 2u(\theta - I(u < 0))$ 이며 $I(A)$ 는 더미 변수로서 A 가 참일 경우 1을 거짓일 경우 0을 갖게 된다. 여기서 θ 값은 저소득 집단과 고소득 집단에 다르게 부여되는 가중치 역할을 하게 되며, 그 값은 연구자의 판단에 따라 $0 \leq \theta \leq 0.5$ 사이에서 선택하게 되며, $\theta = 0$ 일 때에는 저소득층에 100%의 가중치를 $\theta = 0.5$ 일 때에는 저소득 집단과 고소득 집단에 같은 가중치를 두게 된다. 원래의 *EGR* 지수는 $\theta = 0.5$ 인 경우이다. 이 가중치의 부재는 원 *EGR* 지수의 한계점으로 종종 지적되어 왔다(예를 들어 Esteban and Ray (2004), Rodriguez (2006)). 결국 앞서 소개한 바와 같이 극화(polarization)란 모든 구성원들이 가지고 있는 유효 반감(effective antagonisms)의 합인데 그렇다면 지수를 구성함에 있어서 저소득 집단에 보다 큰 가중치를 두어야 할 것이다. 왜냐하면 저소득 집단이 고소득 집단에 대해 갖게 되는 반감이 고소득 집단이 저소득 집단에 대해 갖게 되는 반감보다 더 크다고 보는 것이 타당하기 때문이다. 그래야 양극화 지수가 의도하는 바대로 한 사회 내에 내재하고 있는 잠재적 갈등의 수위를 보다 효과적으로 측정할 수 있기 때문이다. 현 연구에서의 주요 분석에 대해서는 $\theta = 0.25$ 를 선택하지만⁷⁾ 양극화 지수의 국제비교 등 기존 연구에 나타난 수치들과의 비교를 위해서는 원 *EGR* 지수대로 $\theta = 0.5$ 를 취한다.

R-EGR 지수가 원래의 *EGR* 지수와 또 하나 다른 점은 원 저자와는 달리 *R-EGR*에서는 *ER* 지수에 0.5를 곱한다는 점이다. 그 논리는 다음과 같다. 우선 *ER* 지수는 다음과 같이 동질성함수(π_i^α)와 이질성함수($|\mu_i - \mu_j|$)의 곱을 각 집단의 규모로 가중평균한 값이다.

6) α 값이 0일 때 단순 ER 지수는 그룹 지니 계수와 같아진다. 즉 그룹 지니 계수는 ER 지수의 특별한 경우로 취급될 수 있다. 그러나 α 값은 모든 값을 자유롭게 가질 수 없다. Esteban and Ray (1994)는 다극화지수에 관한 일정한 공리들을 만족시키기 위해서는 $0 \leq \alpha \leq 1.6$ 을 만족해야 한다는 것을 보였다.

7) 보기에 따라 저소득 집단은 고소득 집단에 대해 반감을 가지고 있는 반면 고소득 집단은 저소득 집단에 대해 전혀 반감을 가지고 있지 않다는 가정도 타당할 수 있다. 이 경우 $\theta = 0$ 을 선택해야 할 것이다. 또한 소득이 아니라 정치적 견해의 양극화, 종교의 양극화 등 다른 특성에 대해 분석할 때에는 did 집단에 같은 가중치를 두는 것이 타당할 수도 있다.

$$\text{단순 } ER(\alpha) = \sum_i \sum_j \pi_i^\alpha |\mu_i - \mu_j| \pi_i \pi_j \quad (2)$$

달리 해석하면 단순 ER 지수란 그룹 데이터로 그룹 지니계수를 계산하는 과정에서 각 그룹에 π_i^α 로 표시되는 동질성 함수를 곱해준 형태이다. 그렇다면 통상의 지니계수처럼 지수 앞에 $1/2$ 을 곱해야 할 것이다. 물론 단순 ER 지수도 어디까지나 서수적인 지수이므로 이 단순 ER 지수를 최종적인 지수로 사용함에 있어서는 $1/2$ 를 반드시 곱해야 할 필요성 없다. 하지만 EGR 를 구성함에 있어서는 이것이 문제가 될 수 있다. 우선 다음의 식에서 보는 것처럼 EGR 지수는 ER 에서 근사에 의한 오차항을 빼 줌으로써 정의된다.

$$EGR(\alpha, \beta) = \frac{1}{\mu} \sum_{i=1}^K \sum_{j=1}^K \pi_i^{1+\alpha} \pi_j |\mu_i - \mu_j| - \beta(G - G_p) \quad (3)$$

반복하면 여기서 오차항을 빼주는 이유는 실제는 소득이 연속변수인데 그룹 데이터로 ‘잘못’ 사용함에 따라 발생하는 단순 ER 지수의 상향 편의(upward bias)를 교정해 주기 위함이며, 그 정도는 연속변수로 계산되는 지니계수와 그룹데이터로 계산되는 지니계수의 차이로 표시된다(이 오차항의 기하학적 표시에 대해서는 Esteban, Gradin, Ray(1999)의 p.28 참조).

한편 주지하는 바와 같이 통상 지니계수는 다음과 같이 표현된다.

$$G = \frac{1}{2\mu N^2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N |y_i - y_j|$$

즉 지니계수는 평균으로 정규화된 소득 분포에서 임의로 선택된 두 개인 소득 간의 평균 거리라는 의미를 갖고 있는데 그 평균 거리는 이론적으로 0부터 2까지의 값을 가질 수 있기 때문에 지수값이 0부터 1 사이에서만 나타나게 하기 위해 앞에 $1/2$ 을 곱하게 된다.

결국 단순 ER 지수에는 0.5 를 곱하지 않고 오차 항($G - G_p$)에서 지니계수를 계산할 때에는 0.5 를 곱하게 되는 경이 된다. 따라서 원 저자를 포함한 기존의 모

든 연구에서처럼 $\beta = 1$ 을 선택할 경우 단순 ER 지수에 두는 비중이 오차항에 두는 비중의 두 배가 되어 지수를 구성함에 있어서 일관성이 결여되어 있는 결과를 초래하고 있다. 그 의미를 음미하기 위해 독자들은 다시 한번 EGR 지수에서 집단 내 동질성이 어떻게 지수에 반영되는가를 음미해 볼 필요가 있다. 명시적으로 원 저자는 π_i 를 동질성 함수라고 명명하였지만 사실상 집단 내 동질성의 정도는 예러 항의 값에 의해서도 영향을 받는다. 즉 집단의 규모가 커질수록(π_i 가 커질수록) 동질성이 커지기도 하지만 같은 π_i 값 하에서도 집단 내구성원들의 소득이 서로 유사할수록, 즉 $(G - G_p)$ 의 값이 작을수록 (혹은 집단 내 소득이 집락화될수록) 동질성이 더 커지게 된다. 결국 원 EGR 지수에서는 단순 ER 지수에는 $1/2$ 을 곱하지 않음으로써 집단 내 집락화가 지수에 미치는 영향에 가중치를 상대적으로 ‘덜’ 두게 되었다. 이는 상대적으로 집단 간 이질성에 가중치를 더 두는 결과를 초래하며 결국 이는 극화 지수와 소득불평등 지수 사이의 상관성을 높이는 방향으로 작용하고 있다 (Lee and Shin, 2007). 나아가 규모의 효과와 집락화의 효과에 비중을 달리 두어야 할 논거도 없다. 따라서 지수구성의 “일관성”이라는 기준으로 보면 앞의 단순지수에도 0.5 을 곱하는 것이 타당하다. 그러나 기존의 모든 연구들이 이 문제를 도외시하였기 때문에 일단 현 연구에서도 기존 연구들과의 비교를 위하여 단순 ER 지수에 0.5 를 곱하지 않고 분석한다. 이 경우 $R-EGR$ 지수와 EGR 지수 사이에는 정확히 다음의 항등관계가 성립된다.

$$EGR(\alpha, 1) = 2 \times R - EGR(\alpha, 0.5, 0.5)^{8)}$$

비록 (1)로 표현되는 다극화 지수가 학문적으로는 의미를 갖고 있지만 현실적으로 의미 있는 논의는 극점의 수가 두 개인 양극화 지수일 것이다. 사실 양극화 논의가 불거져 나온 배경에는 중산층의 쇠퇴(disappearing middle class)라는 경제 사회적 ‘사건’이 자리 잡고 있으며 기존의 많은 연구들도(예를 들어 Wolfson(1994)) 양자를 유사 개념으로 다루고 있다. 양극화 지수는 등식 (1)에서 $K=2$ 를 대입하고 정리하면 다음과 같이 유도된다.⁹⁾

8) 나아가 $R-EGR(1, 0.5, 0.5) = (0.25)(median)(Wolfson \text{ 지수})$ 의 관계를 보이기는 어렵지 않다.

9) ER 류의 지수에서 극점 수(혹은 소득 집단의 수)는 외생적으로 처리되고 있으며 바로 이 점

$$\begin{aligned}
 R-EGR \text{ 양극화 지수 } (\alpha, \beta, \theta) &= \frac{1}{2\mu} [\pi_L^{1+\alpha} \pi_H \rho_\theta (\mu_L - \mu_H) \\
 &\quad + \pi_L \pi_H^{1+\alpha} \rho_\theta (\mu_H - \mu_L)] - \beta (G - G_p) \\
 &= \frac{\mu_H - \mu_L}{\mu} \pi_L \pi_H [(1 - \theta) \pi_L^\alpha + \theta \pi_H^\alpha] - \beta (G - G_p)
 \end{aligned} \quad (4)$$

여기서 $\pi_L + \pi_H = 1$ 이며, $\theta = 0.5$ 일 때 식 (4)의 첫째 항은 ER 지수의 정확히 1/2이 된다.

한편 오차항($G - G_p$)은 원 지니계수 값과 그룹화된 데이터로 계산한 지니계수 값 차이로 표시되는데 원저자의 방법론을 따라서 오차항을 최소화시키는 최적의 집단 분할점은 평균을 사용한다. 소득을 평균을 중심으로 저소득층과 고소득층으로 분할 할 경우 원 지니계수와 소득집단별 평균값을 이용하여 계산한 그룹 지니계수 사이의 차이는 집단 내 지니계수들을 각 집단의 인구비중(π_i)과 각 집단의 총소득이 전체 소득에서 차지하는 비중(S_i)의 가중 평균으로 표시되므로 식 (4)는

$$\begin{aligned}
 R-EGR \text{ 양극화 지수 } (\alpha, \beta, \theta) &= \frac{\mu_H - \mu_L}{\mu} \pi_L \pi_H [(1 - \theta) \pi_L^\alpha + \theta \pi_H^\alpha] \\
 &\quad - \beta (\pi_L S_L G_L + \pi_H S_H G_H)
 \end{aligned} \quad (5)$$

로 표시된다. 등식 (5)는 양극화 지수값의 변화가 집단 내 소득의 집락화에 의해 어떻게 영향을 받는가를 이해하는 데에 도움을 준다.

약간의 변형을 통하여 최종적으로 계산 상 편리한 공식은 다음과 같이 표현된다.

이 적어도 학문적인 관점에서 보면 ER 류의 지수가 갖는 최대의 취약점이면서도 해결해야 할 고민거리였다. Wolfson 류의 지수에서는 시작부터 집단의 수를 두 개로 상정하였기 때문에 (혹은 양극화의 의미와 중산층 소멸을 동등한 개념으로 사용하였기 때문에) 이러한 고민으로부터 자유로울 수 있었다. 어떻게 보면 Esteban and Ray는 양극화(bi-polarization)가 아닌 다극화(polarization)로 논의를 일반화시켰다는 공헌을 했으면서도 그 자체로 극점 수 선택의 자의성 문제를 만들어 냈다고 본다. 이에 Duclos, Esteban, and Ray (2004)는 극점의 수로부터 자유로운 지수를 개발하기에 이르렀다. 그러나 이 두 번째 *Econometrica* 논문은 적어도 학문적으로는 극점 선택의 문제를 해결했다는 공헌을 인정받을 수 있겠지만 극점의 수를 임의의 N (표본수) 개로 확대함으로써 지수의 현실적 중요성을 잃어버렸다는 ‘비난’을 면하기는 어렵게 되었다. 가장 최근에 나온 실증분석 논문들이 여전이 2004년 논문에 소개된 지수보다는 1999년(EGR) 지수를 이용하여 분석하고 있는 이유도 이와 무관하지 않다고 본다.

$$R-EGR \text{ 양극화 지수 } (\alpha, \beta, \theta) = \pi_L \left(1 - \frac{\mu_L}{\mu}\right) [(1-\theta)\pi_L^\alpha + \theta(1-\pi_L)^\alpha + \beta] - \beta G \quad (6)$$

(6)에 대한 일치 추정량은 모비율 대신 표본 비율을 모평균 대신 표본 평균을 그리고 지니계수에 대한 추정량을 대입함으로써 얻어진다.

통계적 추론

양극화 논의에 대한 기존의 국내·외 연구들 중 상당히 많은 연구들은 결론을 도출함에 있어서 단순히 지니계수라든가 양극화 지수 값만을 비교하여 분석하고 있다. 양극화 지수에 대한 통계적 추론을 수행한 연구들로서는 Gradin (2002) 등의 몇 편의 예외가 있지만 이들은 대부분 부트스트래핑(bootstrapping) 방법을 통하여 표준오차를 추정함으로써 상당한 계산비용을 지불하고 있다.

추정량의 점근적 분산에 대한 공식이 명시적으로 존재하지 않을 경우¹⁰⁾ 추정량을 표준오차를 도출하는 또 하나의 방법은 재크나이프(Jackknife)인데 이 역시 부트스트래핑과 마찬가지로 표본의 규모가 클 때에는 상당한 규모의 계산 비용을 동반하게 된다. 다행히 Karagiannis and Kovacevic (2000)은 지니계수 추정량에 대해 재크나이프 분산을 매우 간단하게 계산할 수 있는 알고리즘을 개발하여 현재는 매우 광범위하게 사용되고 있다. 그러나 양극화 지수의 추정량에 대한 재크나이프 분산에 관한한 계산을 용이하게 해주는 알고리즘이 제시되고 있지 않다. 여기서는 Lee and Shin (2007)에 의해 개발된 알고리즘을 이용하여 분산을 추정한다. 이를 [부록]에서 간단하게 소개한다.

Ⅲ. 양극화 추이

가. 데이터 선택 이슈

현 연구에서는 한국노동연구원의 KLIPS 데이터에 근거하여 분석을 시도한다. 그

10) *ER*지수의 점근적 분산 공식에 대해서는 Lee and Shin (2007)을 참조.

선택 과정에서는 다음과 같은 사항들이 고려되었다. 표본선택 기준으로서 (i) 가능한 대표성이 좋은 가구 단위의 자료이어야 하며 (ii) 표본 기간 면에서는 외환위기 전후를 비교할 수 있어야 하며 추세를 분석할 수 있기 위해서는 가능한 장기간 동안 매년 조사가 이루어져야 하며 (iii) 양극화의 추세 분석이 연구의 주 목적인만큼 표본 및 소득 변수의 성격 면에서 조사 간 일관성이 있어야 함이 강조되었다. KLIPS의 표본 추출 단위는 가구이며 1998년에 약 5000 가구를 추출한 후 같은 가구들을 추적 관찰해오고 있으며, 가구 소득을 항목별로 일관성 있게 보고하고 있으며, 패널데이터인 만큼 표본의 성격이 조사 간에 유사하게 남아 있는 장점이 있다.¹¹⁾ 이 모든 소득 변수들은 전(former) 연도에 해당하므로 1998년부터 2005년도까지의 8개 연도 조사를 통해 추출된 가처분 소득변수들의 값은 1997년부터 2004년도에 해당한다.

현 연구 목적 상 적합한 또 하나의 다른 자료로는 통계청의 도시가계조사를 들 수 있다. 가구소득은 경상소득과 비경상소득의 합으로 포괄적으로 정의되며 자료 수집 기간도 거의 40년에 달해 장기적 추세를 연구하는 데에는 KLIPS 데이터보다 우세한 면이 있다. 다만 최희갑(2002, p. 10)도 지적하였듯이 도시가계조사는 동일 가구에 대한 시계열이 아니므로 시계열로 장기추세를 분석함에 있어서 어느 정도 한계를 갖는다. 또한 동 자료는 비농가 도시지역의 가구원 2인 이상의 근로가구를 대상으로 함으로써 자영업주, 무직자 및 1인가구를 표본에서 제외되고 있다. 이는 양극화 및 소득불평등의 정도를 과소평가하는 방향으로 작용하게 될 것으로 판단된다. 한편 가처분 혹은 세후(after tax) 소득이 얼마나 양극화되고 있는가가 실질적으로 중요한 관심사라고 볼 때 도시가계조사자료는 세전소득을 보고하고 있으며 이는 양극화 지수값을 과대평가하는 방향으로 작용할 것이다. 그러나 양극화 연구의 실익은 지수 값의 크기 자체 보다는 추세분석에 있다고 본다. 여차피 지수의 성격이 서수적이며, 앞서 언급한 이유로 기존의 EGR 지수를 수정할 경우 평균적인 지수의 값이 달라지게 되며 향후 추가 보완이 있을 때마다 지수의 크기(scale)가 달라질 것이기 때문이다. 그러한 면에서 보면 도시가계조사 자료도 현 연구 목적 상 적합하다고 판단되나 이미 최희갑에 의해 상세하게 분석되었으므로 현 연구에서는 그의

11) 가구 총소득은 총근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회보험, 이전소득 및 기타 소득의 합으로 정의된다. 각 변수들의 세부 정의에 대해서는 한국노동패널조사 유저가이드 각 연도를 참고하기 바란다.

연구와 보완적 차원에서 KLIPS를 사용한다.

통계청은 도시가계조사자료의 미흡한 점들을 보완하여 2003년부터 비농어가, 비근로자 가구를 포함하여 (역시 2인 이상) 전가구를 대상으로 조사하여왔고 세후 소득이 이용가능하나 이 데이터로는 외환위기 전후를 비교할 수 없어 현 연구 목적에 부적합하다고 판단되었다. 그 밖에 통계청의 가구소비실태조사 자료가 있지만 조사를 5년 마다 실시하여 (1991, 1996, 2001년) 외환위기 이후에는 1년 밖에 이용가능하지 않아 양극화 추이를 분석할 목적으로는 적합하지 않다. 최희갑(2002)도 지적하였듯이 양극화 지수의 두 시점 간의 변동성은 매우 심하기 때문에 여러 시점들에서 추정한 후 이로부터 장기추세를 추출하여 분석하는 것이 바람직하기 때문이다.¹²⁾

KLIPS 자료 상에서도 가구소득이 전반적으로 낮게 보고되어 있는 문제가 있으나 이 문제가 시계열 상에서 일관성 있게 나타나는 한 이는 양극화의 추이 및 진행 속도를 분석하는 데에는 큰 영향을 주지 않는다. 한편 KLIPS 자료에서는 각 소득 변수들의 측정 단위는 조사 연도마다 다소 차이를 보이고 있다. 1997년도 변수들 중 총근로소득, 이전소득, 및 기타소득은 월평균으로 보고되어 있어 12를 곱함으로써 연간 측정치로 환산하였다. 마찬가지로 1998년도와 1999연도에 해당하는 총근로소득도 월평균으로 보고되어 있어서 역시 같은 방법으로 연단위의 변수로 전환하였다. 그 밖에 모든 변수들은 연단위로 보고되어 있다. 가구소득이 결측(missing)되었거나 전혀 없었다고 보고한 가구들 그리고 가중치가 영(0)인 가구들은 표본에서 제외되었다.

유경준(2007)은 양극화 문제를 다룸에 있어서 KLIPS 데이터의 부적절함을 주장하고 있다. 주된 논점으로 KLIPS 소득변수에 존재하는 ‘측정오차’ 문제를 들고 있다. 측정오차가 무엇을 말하는가를 그의 글에 나타난 표현을 중심으로 해석해보면〔그림 6〕의 제목에 ‘한국노동패널의 소득분포(rounding error)’라고 표현되어 있고 각주 17에 ‘반올림오차(rounding error)’라는 표현이 있는 것으로 보아 필자는 ‘4사5입’식의 측정오차를 말하고 있는 듯하다. 이어서 그는 신동균·전병유(2005)가

12) 그 밖에 소득의 성격, 표본의 구성, 조사 대상 등 여러 측면에서 두 연도 사이의 상이한 점들이 존재하여 (정진호 외, 2001) 양극화 지수값 비교에 어려움을 주고 있다. 강석훈(2000)은 한국은행의 국민계정과 비교해 볼 때 가구소비실태조사에 비근로소득이 과소평가되어 있음을 발견하였으나 이는 KLIPS 데이터를 포함한 모든 서베이 데이터의 한계라고 본다.

KLIPS 데이터를 이용하여 양극화가 상당히 빠른 속도로 진행되어 왔다고 결론내린 것은 바로 이러한 측정오차 때문이라고 하였다.

일반적으로 측정오차가 추정치에 어떤 영향을 미치는가에 대해서는 오래전부터 연구되어 왔다. 양극화 지수와 관련하여 논해보면 측정오차가 임의(random)로 발생한다면 지수 값에 영향을 주지 못한다. 이는 참값과 전혀 상관관계를 갖지 못하는 그리고 기대값이 0인 임의의 확률변수를 참(true) 변수에 더하고 이를 양극화 공식에 대입함으로써 쉽게 증명할 수 있다. 따라서 (비록 유경준(2007)의 연구에 명시적으로 언급되어 있는 것은 아니지만) 측정오차가 양극화 지수에 영향을 미칠 수 있기 위해서는 앞서 언급한 고전적인 측정오차가 아니라 비고전적인(non-classical) 측정오차 모형을 상정하여야 할 것이다. 한 가지 가능성으로 전체 소득분포가 측정오차를 유발시키는 여러 소득 집단군으로 나뉘고 각 소득집단 내에서 평균회석 측정오차(mean-reverting measurement error)가 발생할 경우를 생각해 볼 수 있다. 예를 들어 평균 이하의 소득 집단 내에서도 상대적으로 낮은 소득의 가구들은 자신들이 가구소득을 부풀려서 보고하고 상대적으로 높은 소득을 가진 가구들은 소득을 낮추어 보고하게 되는 경우 평균이하집단의 소득분포는 측정값을 중심으로 집락화되는 경향을 가질 수 있다. 이러한 형태의 비고전적인 측정오차는 양극화 지수를 과대평가하고 동시에 지니계수를 과소평가하는 방향으로 작용할 것이다. 그러나 이러한 가정에도 두 가지 문제가 있다. 하나는 이러한 평균 회석형의 측정오차가 전체 소득분포에서가 아니라 왜 각 집단 내부에서 발생하여야 하는가 그리고 그 집단 구분의 논리는 무엇인가에 대한 설명이 어렵다는 점이다. 보다 근본적인 문제는 이러한 평균 회석형 측정오차가 발생한다면 왜 이러한 측정오차 역시 시간 경과 상 더 심해져 와야 했는지를 설명할 수 없다. 오히려 앞서 언급한 KLIPS 데이터 구조상 이러한 형태의 측정오차는 (정녕 발생한다면) 오히려 1997, 1998, 및 1999년에 더 크게 발생했을 것이다. 직관적으로 볼 때 특정 값들을 중심으로 뭉뚱그려(clumping) 보고하는 성향은 연소득보다는 월소득으로 응답할 때 더 크게 나타날 것이라고 판단되며, KLIPS는 상기 3연도에서 변수들의 값을 월평균으로 보고하고 있기 때문이다.

보다 직접적으로 현 연구에서는 KLIPS 데이터 상에 나타난 뭉뚱그려(clumping) 보고하는 형태의 측정오차와 양극화 지수사이의 관계를 분석해 보았으나 아무 관계가 없는 것으로 나타났다. 이에 대해서는 차후에 양극화 지수를 보고하면서 논하겠다.

나. 총가구소득의 양극화 추이 분석

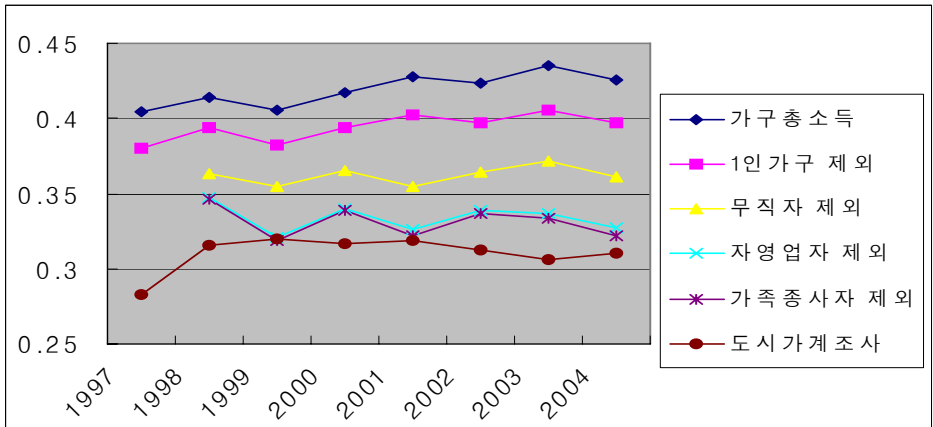
양극화 지수를 이용하여 본격적인 분석을 시도하기 이전에 우선 현 연구에서 사용되는 소득 변수의 질(quality)을 검토하기 위한 하나의 방편으로 신동균·전병유(2005) 방법론에 근거하여 KLIPS 데이터로 지니계수를 계산하고 이를 도시가계조사에 근거하여 통계청이 발표하는 지니계수와 비교해본다. 이 단계에서는 통계청 계산방식에 맞추기 위해 가구원수를 고려하여 가구규모를 동등하게 만드는 작업은 하지 않는다. <그림 1>에 나타나 있듯이 가구총소득을 사용할 경우 지니계수값은 외환위기 직전의 0.4040에서 완만하게 상승하여 2004년에는 0.4258에 이르렀다. 여기서 1인가구를 제외할 경우 패턴은 그대로 유지되나 계수값은 0.3대 후반으로 떨어졌다. 여기에 추가적으로 무직자 가구를 표본에서 제외할 경우 역시 패턴은 그대로 유지되나 평균값은 0.33-0.37정도로 낮아졌다. 여기에 추가적으로 자영업자(및 무급가족 종사자)를 표본에서 제외시킬 경우 표본의 성격은 도시가계조사 표본과 유사해지며 지니계수 값은 대략 0.3대 초반으로 떨어져서 도시가계조사 자료에 근거하여 통계청이 보고하고 있는 지니계수 값과 평균적으로는 유사해진다. 다만 시계열 패턴을 두 데이터 사이에 상당히 다르게 나타나고 있다.¹³⁾ 결국 평균적으로 볼 때 KLIPS와 도시가계조사 두 자료의 지니계수 상의 차이는 설명되어지는 차이라고 볼 수 있다.

다음으로는 등식 (6)에서 제시된 양극화 지수를 이용하여 외환위기 이후 소득분포의 양극화가 어느 정도 진행되어 왔는가를 파악한다. 저소득 집단의 구성원이 고소득집단 구성원에 대해 느끼는 반감(antagonism)이 고소득 집단 구성이 저소득 집단 구성원에 대해 느끼는 그것보다 더 클 수 있음을 고려하여 $\theta = 0.25$ 를 선택하였다. 극단적으로 고소득 집단은 저소득 집단에 대해 전혀 반감을 가지지 않고 사회 전체적으로 볼 때 총 반감의 수위는 오직 저소득 집단에서 나온다는 가정 하에서는

13) 무직자 가구나 자영업자 가구를 제거함에 있어서는 가구주를 기준으로 하였다. 따라서 무직자 가구라고 하더라도 다른 가구원들 중 취업자가 있었을 수 있으며 자영업자를 제외시켰다고 하더라도 남아있는 표본 가구들 중에는 다른 가구원들을 중심으로 자영업에 종사하는 사람들이 있을 수 있다. 가구주의 노동력 상태는 조사 시점에서 정의되는 변수이므로 1997년 데이터에 대해서는 적용할 수 없었다. 자영업 소득을 표본에서 완전히 제거하기 위해 신동균·전병유(2005)는 KLIPS를 개인 단위에서 사용하여 분석한 결과 <표 1>과 매우 유사한 수치들을 얻게 되었다.

$\theta = 0$ 을 선택하여야 하며, 저소득집단과 고소득 집단이 서로에게 느끼는 반감의 정도가 같다는 가정 하에서는 $\theta = 0.5$ 를 선택 하여야 할 것이나 현 연구에서는 그 중간 값을 선택한다. 또한 앞서 설명한 이유로 원래의 *EGR* 지수에서는 $\beta = 2$, 등식 (6)에서는 $\beta = 1$ 을 사용하여야 하나 이 경우 지수 값의 크기가 상당히 달라지므로 현 연구에서는 모든 분석에 대하여 기존 연구들과의 비교목적을 위하여 이를 무시하고 $\beta = 0.5$ 를 선택한 후 유도된 *R-EGR*지수에 2를 곱하여 사용한다. 그러나 등식 (6)에서 $\beta = 1$ 을 선택하고 추정하여도 비록 지수 값들의 평균적인 크기는 달라지지만 시계열 패턴은 유사하게 나타났다. 그 밖에 통계청 지니계수와 비교하는 과정을 제외하고는 모든 경우에 대해 (1) 가구원 수를 이용하여 가구 규모를 동등화시켰으며¹⁴⁾ (2) 가구단위의 표본가중치를 적용하였다.

〈그림 1〉 KLIPS와 도시가계조사의 지니계수 비교



자료: 도시가계조사 자료로부터 계산된 지니계수값은 통계청 홈페이지에서 인용하였음.

나머지 모든 계열은 한국노동연구원의 KLIPS 데이터로부터 필자가 계산.

가장 중요한 발견으로 양극화 지수 값은 외환위기 직전과 비교하여 그 이후 지속

14) 가구 동등화 지수를 구성하기 위해서는 일단 OECD에서 전통적으로 사용하여 온 방법인 첫 성인 가구원에 1, 추가적인 성인 가구원에 0.7, 그리고 자녀에 0.5의 값을 부여하는 방법을 사용하였다. 아울러 OECD 국가들과 비교하여 한국의 자녀 교육비지출이 상대적으로 높음을 고려하여 자녀의 경우도 추가되는 성인과 마찬가지로 0.7을 부여하기도 하였으나 양극화 추세나 특성분석에 대한 결과에는 전혀 변함이 없었다. OECD 수정안(추가 성인에 0.5, 자녀에 0.3)을 따를 경우 양극화 지수값들은 다소 상승하였으나 역시 추세나, 통계적 결론에는 큰 차이가 없었다.

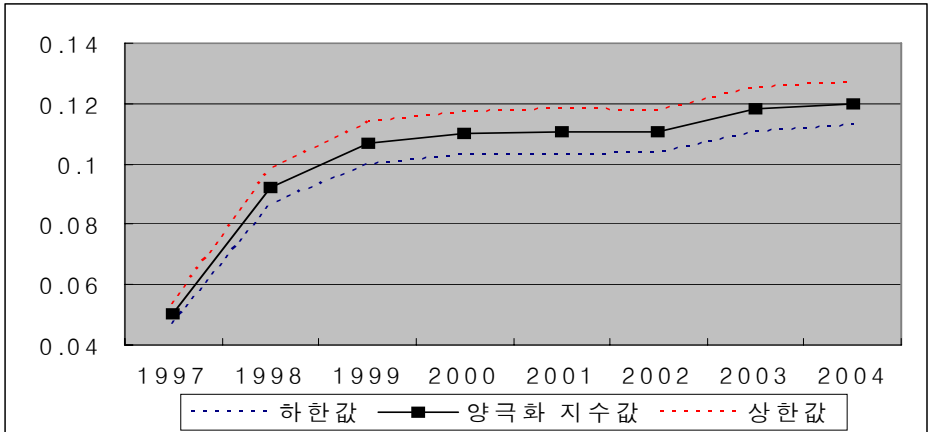
적으로 빠른 속도로 증가해 왔다. 〈그림 2-1〉에서 볼 수 있듯이 $\alpha = 1.6$ 일 경우 양극화 지수 값은 외환위기 직전인 1997년에 0.0505였던 것이 그 후 7년 간 지속적으로 증가하여 2004년에 이르러서는 0.1199로 외환위기 직전과 비교하여 2.4배 증가하였다. 그 7년간의 변화는 0.0694로서 통계적으로 매우 유의하다. 독자들은 1997년도의 양극화 지수에 대한 95% 신뢰구간이 2004년도의 그것과 전혀 겹치지 않음에 주목하기 바란다. 즉 외환위기 직전과 비교하여 위기 이후 7년간의 양극화 지수의 증가는 통계적으로나 실질적으로나 의미가 있는 증가라고 할 수 있다. 이 수치의 중요성에 대해서는 차후 국제 비교에서 보론하겠다.

이 총 증가 중 대부분은 1997-98 사이 및 1998-99 사이에서 진행되었음을 알 수 있으며 이는 신동균·전병유(2005)의 발견을 재확인시키고 있다. 99년 이후 2002년까지 미약하게 증가 내지 정체를 보이다가 2002-03 사이에 다시 증가하는 양태를 보이고 있다. 이상의 패턴 및 통계적 유의성은 〈그림 2-2〉 및 〈그림 2-3〉에서 볼 수 있듯이 $\alpha = 1.3$ 및 $\alpha = 1$ 인 경우에도 그대로 유지되고 있다. 또한 이러한 양극화 지수 값이 혹시 지나치게 낮은 혹은 지나치게 높은 극단적인 소득변수 값들에 의해 민감하게 영향을 받았을 가능성을 고려하여 각 연도 소득분포에서 상위 1% 및 하위 1%를 제거하고 지수 값을 다시 계산하여 〈표 1〉에 기록하였다. 지면 절약을 위하여 각각의 경우를 도식화하지 않았지만 〈표 1〉의 추정치들은 〈그림 2-1〉부터 〈그림 2-3〉에 나타난 추정치들과 계수의 크기나 통계적 유의성에 있어서나 큰 차이가 없는 것으로 나타났다.

이와는 대조적으로 〈그림 2-4〉에 나타나 있듯이 지니 계수로 표시되는 소득불평등도는 비록 그 수치는 외환위기 이후 전반적으로 완만하게 증가해 왔으나 그 변화가 통계적으로 유의하지는 않다. 이 〈그림 2-4〉는 〈그림 2-1〉부터 〈그림 2-3〉까지와는 달리 가구원수를 조정하여 계산한 것이 아니라 〈그림 1〉에서처럼 통계청 계산 방식을 그대로 따른 결과이다. 보고의 간결성을 위해 생략하였지만 여기에 전통적인 OECD 동등화 지수를 적용할 경우 지니계수의 값들은 전반적으로 약간 낮아졌으며 표본기간동안 증가현상도 더욱 둔화되어 지니계수값의 증가가 통계적으로 유의하지 않다는 결론을 더욱 강화시킨다. 한편 성명재(2004)는 도시가계조사자료를 이용하여 지니계수를 추정하고 부트스트래핑(bootstrapping) 방법을 이용하여 (5000회 반복 추출) 표준오차를 계산한 결과 현 연구결과와 매우 유사한 결과를 도출하였다. 동 연구 21페이지 표에 의하면 지니계수에 대한 95% 신뢰구간은 1997년에는

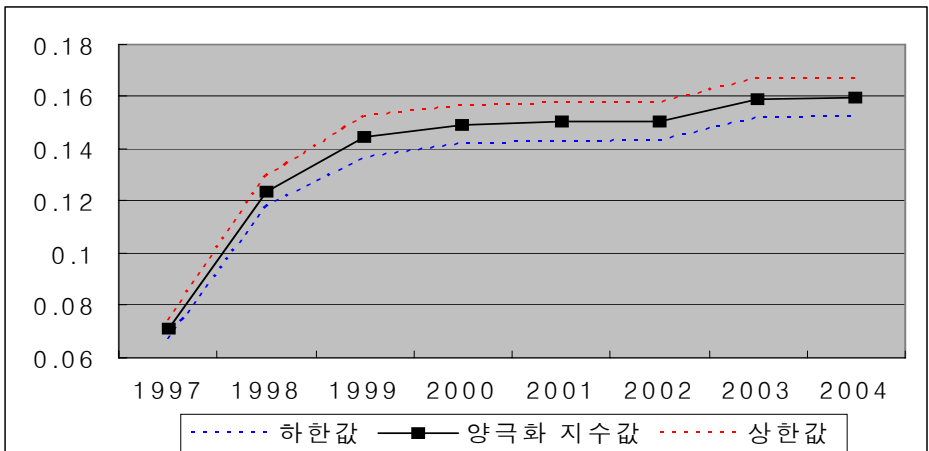
[0.273, 0.289] 그리고 2003년에는 [0.270, 0.285]로 나타나 추정된 지니계수가 증가했다는 증거는 전혀 찾아 볼 수 없었다.

〈그림 2-1〉 연도별 양극화 지수에 대한 95% 신뢰구간, $\alpha=1.6$



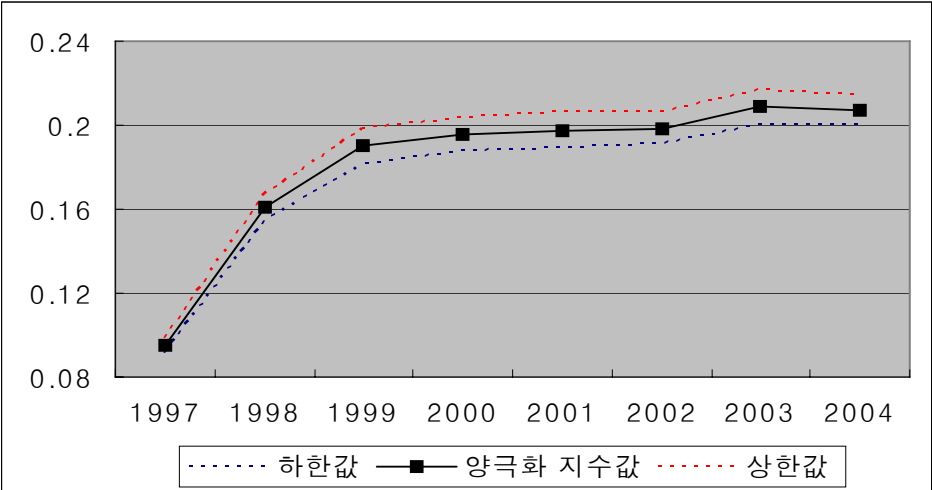
자료: 한국노동연구원의 KLIPS, 1인당 가구소득을 계산함에 있어서는 전통적인 OECD 균등화지수를 사용함. 표본 가중치 사용. 기존의 EGR 지수에 근거한 연구결과들과 비교하기 위하여 $R-EGR$ 지수에서 $\beta=0.5$ 를 선택한 후 지수에 2를 곱함. 신뢰구간 추정을 위한 표준오차의 추정치는 재크나이프(Jackknife) 방법을 통하여 획득하였음.

〈그림 2-2〉 연도별 양극화 지수에 대한 95% 신뢰구간, $\alpha=1.3$



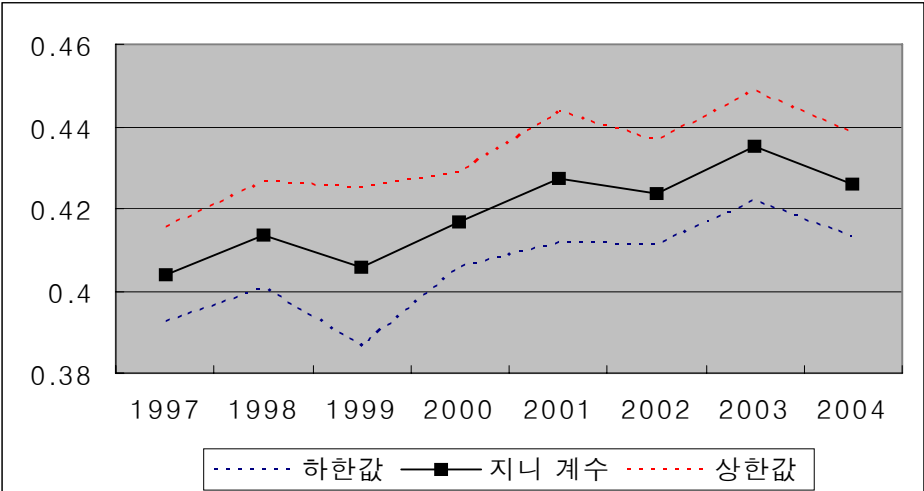
자료: 한국노동연구원의 KLIPS, 1인당 가구소득을 계산함에 있어서는 전통적인 OECD 균등화지수를 사용함. 표본 가중치 사용. 기존의 EGR 지수에 근거한 연구결과들과 비교하기 위하여 $R-EGR$ 지수에서 $\beta=0.5$ 를 선택한 후 지수에 2를 곱함. 신뢰구간 추정을 위한 표준오차의 추정치는 재크나이프(Jackknife) 방법을 통하여 획득하였음.

〈그림 2-3〉 연도별 양극화 지수에 대한 95% 신뢰구간, $\alpha = 1$



자료: 한국노동연구원의 KLIPS, 1인당 가구소득을 계산함에 있어서는 전통적인 OECD 균등화지수를 사용함. 표본 가중치 사용. 기존의 EGR 지수에 근거한 연구결과들과 비교하기 위하여 $R-EGR$ 지수에서 $\beta = 0.5$ 를 선택한 후 지수에 2를 곱함. 신뢰구간 추정을 위한 표준오차의 추정치는 재크나이프(Jackknife) 방법을 통하여 획득하였음.

〈그림 2-4〉 연도별 Gini 계수에 대한 95% 신뢰구간



자료: 한국노동연구원의 KLIPS, OECD 균등화지수를 사용하지 않았음. 가구 가중치 사용. 신뢰구간 추정을 위한 표준오차의 추정치는 재크나이프(Jackknife) 방법을 통하여 획득하였음.

〈표 1〉 연도별 $R-EGR$ 지수값과 표준오차: 극단 값들을 제거한 결과

연도	$G-EGR$ 양극화 지수		
	$\alpha = 1$	$\alpha = 1.3$	$\alpha = 1.6$
1997	0.0928 (0.0018)	0.0686 (0.0016)	0.0485 (0.0016)
1998	0.1487 (0.0028)	0.1122 (0.0026)	0.0819 (0.0026)
1999	0.1679 (0.0033)	0.1255 (0.0032)	0.0902 (0.0030)
2000	0.1735 (0.0037)	0.1282 (0.0035)	0.0906 (0.0034)
2001	0.1745 (0.0036)	0.1293 (0.0034)	0.0918 (0.0033)
2002	0.1818 (0.0034)	0.1368 (0.0032)	0.0994 (0.0031)
2003	0.1871 (0.0035)	0.1405 (0.0034)	0.1018 (0.0033)
2004	0.1864 (0.0033)	0.1410 (0.0032)	0.1032 (0.0032)

자료: 한국노동연구원의 KLIPS. 각 연도 소득분포에서 상위 1% 및 하위 1% 표본을 제거. 1인당 가구소득을 계산함에 있어서 전통적인 OECD 균등화지수를 사용. 표본 가중치 사용. 괄호안의 표준오차의 추정치는 재크나이프(Jackknife) 방법을 통하여 획득하였음.

여기서 유경준(2007)에 의해 제기된 KLIPS 데이터의 측정오차문제를 실제의 숫자를 가지고 논해보자. 〈그림 3〉에서는 소득을 천만 원 단위로 보고한 관찰치 수를 당해 연도 총 관찰치수로 나눈 비율과 계산된 양극화 지수 값($\alpha = 1.6$)을 대비시키고 있다. 그림을 얼핏 보아도 두 변수는 거의 정확하게 음의 상관관계를 보임을 알 수 있다. 양극화 지수 값이 가장 크게 상승하였던 1997-98 기간에 그 비율은 오히려 감소하였으며, 그 다음으로 양극화 지수 값을 크게 증가시켰던 1998-99 기간에도 비율은 별로 증가하지 않았다. 반대로 1999-2000 기간 ‘측정오차’를 수반한 관찰치의 비율은 3.7%에서 13.2%로 가장 크게 증가하였으나 동 기간 양극화 지수 값은 별로 증가하지 않았다. 그 후 2000-01 기간에 비율이 증가하였고 2001-02 기간에는 상당히 크게 떨어졌을 때에도 양극화 지수 값은 크게 변동을 보이지 않았다. 마지막으로 2002-03 그리고 2003-04 기간에 양극화 값이 재차 상승할 때 오히려 그 비율은 계속 하락하였다. 이러한 패턴은 총 가구 중 연소득을 백만 원 단위로 보고한 가구들의 비율을 이용하여 분석하여도 그대로 유지되었다. 역시 보고의 간결성

을 위해 생략하였지만 연소득을 천만 원 혹은 백만 원 단위로 보고한 가구들을 가지고 연도별로 커널(kernel) 밀도함수를 도출해본 결과 이러한 가구들의 소득이 특정 값을 중심으로 집락화되는 현상은 찾아 볼 수 없었다.

〈그림 3〉 측정오차와 양극화 지수



자료: 한국노동연구원의 KLIPS.

비록 측정오차에 관한 유경준(2007)의 추론이 데이터로 뒷받침되지는 않지만 그 밖의 다른 요인들에 의해 KLIPS 데이터로 계산된 양극화 추이가 과대평가되었을 가능성을 완전히 배제할 수는 없다. 특히 유경준(2007)이 가구소비실태조사 자료를 이용하여 분석한 결과 기존의 연구들과는 달리 1995년 대비 2000년도에 양극화 지수값이나 지니계수값이 그다지 크게 증가하지 않았으며 그 증가 폭은 양자 간에 유사하게 나타남을 보였다. 현 단계에서는 연구 결과 상에서 유경준(2007)과 다른 연구들 사이의 차이가 사용된 자료의 성격 차이에 기인하는 지 아니면 추정방법 상의 차이에서 오는지를 알 수 없으며 이에 대한 추가적인 연구가 요구된다.

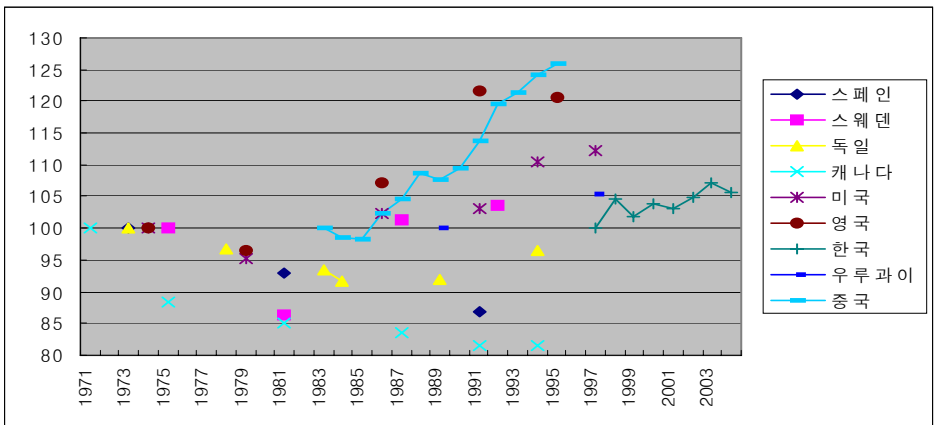
다. 양극화 추이의 국제 비교

〈그림 4〉와 〈그림 5〉는 각각 지니계수와 양극화 지수의 변화 추이를 국가 간에 비교하고 있다. 이 그림들은 신관호·신동균(2007)의 연구에 일부 국가들을 추가하고 한국의 경우 2004년 데이터를 추가한 후 재도식한 것이다. 미국, 영국, 캐나다,

스웨덴, 독일의 경우는 Esteban, Gradin, and Ray(1999), 스페인의 경우는 Gradin(2002), 우루과이는 Gradin and Rossi(2006), 그리고 중국은 Zhang and Kanbur(2001)의 연구에서 발췌하였다. 다른 국가들과의 비교를 위하여 양극화 지수를 계산함에 있어서는 원래의 *EGR* 지수를 그대로 사용하였으며, 양극화 지수나 지니계수를 계산함에 있어서 가구원수를 고려하여 가구 규모를 동등화시켰으며, 가구 표본 가중치를 사용하였다. 한국을 포함한 모든 국가들의 경우 가처분소득을 사용하고 있어서 비교가 용이하다.

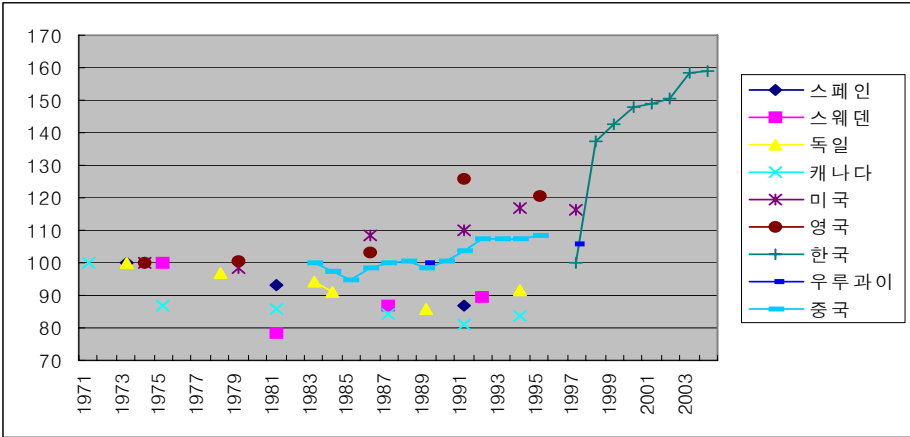
비교분석에 포함된 국가들의 표본기간은 나라마다 차이를 보인다. 스페인, 스웨덴, 독일, 캐나다, 미국, 영국의 경우 각각 1973 - 1991, 1975 - 1992, 1973 - 1994, 1971 - 1994, 1974 - 1997, 1974 - 1995로서 대체적으로 1970년대 초부터 1990년대 초·중반까지를 포함하고 있는 반면, 중국의 경우는 1983부터 1995년까지를, 우루과이 경우는 1989년과 1997년을, 그리고 한국의 경우는 최근의 금융위기 직전인 1997년부터 2004년에 이르기까지 비교적 단기간을 분석에 포함하고 있다. 한편 중국의 경우는 단순 ER지수를 사용하고 있으며 알파 값도 1.3(다른 모든 국가들) 대신 1.5를 사용하고 있다. 각 국가별로 양극화 지수 및 지니계수 값은 첫년도 대비 증감률로 표시하였다.

〈그림 4〉 지니계수의 국가 비교



자료: 한국은 KLIPS로 필자가 계산, 스페인은 Gradin(2002)의 연구, 우루과이는 Gradin and Rossi(2006)의 연구에서, 중국은 Zhang and Kanbur(2001), 그리고 미국, 영국, 캐나다, 스웨덴, 독일은 Esteban, Gradin and Ray(1999)에서 발췌. 각 국가별 최초연도의 지수값을 100으로 함. 한국을 포함한 모든 국가의 경우 가구원수 차이를 반영하여 균등화시켰음. 한국의 경우 가구 가중치를 사용.

〈그림 5〉 양극화 지수의 국제 비교



자료: 한국은 KLIPS로 필자가 계산, 스페인은 Gradin(2002)의 연구, 우루과이는 Gradin and Rossi(2006)의 연구에서, 중국은 Zhang and Kanbur(2001), 그리고 미국, 영국, 캐나다, 스웨덴, 독일은 Esteban, Gradin and Ray(1999)에서 발췌. 각 국가별 최초연도의 지수값을 100으로 함. 한국을 포함한 모든 국가의 경우 가구원수 차이를 반영하여 균등화시켰음. 한국의 경우 가구 가중치를 사용. 중국을 제외한 모든 국가들의 경우 $\alpha = 1.3$ 에 대해 원래의 *EGR* 지수를 사용. 중국의 경우는 단순 *ER* 지수에 $\alpha = 1.5$ 를 적용.

지니계수와 양극화 지수의 변화추이를 국가 간에 비교해보면 한국처럼 지니계수는 상대적으로 미약하게 증가한 반면 양극화 지수 값은 상당히 빠르게 증가해온 국가들이 있는가 하면, 중국의 경우처럼 양극화 지수보다 지니계수의 값이 더 빠른 속도로 증가해온 경우도 있으며, 미국, 영국 등의 경우처럼 소득불평등과 양극화가 유사한 속도로 진행되어 온 경우도 있다. 나아가 스페인과 캐나다처럼 지수 값들이 전반적으로 하락하여온 경우에도 그림에서는 분명하게 나타나 있지 않지만 스페인의 경우는 같은 기간에 대해 지니계수의 값보다 양극화 지수의 값이 약간 더 하락하였으나 캐나다의 경우는 지니계수의 값이 오히려 더 하락한 것으로 나타났다.

가장 특징적인 발견으로서 한국의 경우 소득불평등도는 증가속도는 미국, 영국, 중국 등과 비교하여 느린 편이나 양극화의 증가속도는 어느 국가보다도 빠르다고 할 수 있다. 혹자는 표본 기간의 차이에서 오는 효과를 의심할 수도 있겠으나 한국이 1997년부터 8년 동안 경험해온 양극화의 진전속도는 분석에 포함된 그 밖의 8개 국가들의 과거 어느 시점과 비교하여서도 빠르다고 할 수 있다.¹⁵⁾ 이는 소득분포와

15) 지면 관계상 보고를 생략하나 $\theta = 0.5$ 인 경우에도 모든 α 값에 대해 양극화 지수는 통계적으

관련된 한국의 문제는 단순한 불평등의 증가라기보다는 양극화의 진전으로 묘사될 수 있다는 앞선 결론을 재확인시키고 있다.

IV. 양극화 원인 분석¹⁶⁾

가. 집단 내 집락화의 문제인가 집단 간 격차 확대의 문제인가?

여기서는 과연 양극화의 진전이 저소득과 고소득 집단 간 격차의 증가에 기인하는가 아니면 집단 내 집락화(clustering) 현상에 기인하는가를 살펴본다. <표 2>의 제 2열에서는 평균을 1로 정규화시킨 실질소득을 평균값을 중심으로 양분한 후 각 집단내의 평균값을 계산하고 이를 이용하여 집단 간 소득격차를 계산한 값을 보고하고 있다. 한편 제 3열과 제 4열은 집단 내 동질성의 정도를 다루고 있다. 집단 내 동질성의 정도는 전체 가구대비 각 집단 내 가구의 비중으로 표시되는 각 집단의 규모(π)가 커질수록 커지며, 주어진 규모 하에서도 집단 내 소득의 분산이 작을수록 더 커진다. 따라서 이러한 규모와 분산을 동시에 고려한 집단 내 동질성의 척도로서 현 연구에서는 각 집단의 규모(π_i)를 집단 내 지니계수(G_i)로 나누어 사용한다. 물론 주어진 규모 하에서 집단 내 집락화 현상이 정확히 지니계수로 대변되는 것은 아니다. 그러한 면에서 제 3, 4열의 수치들은 기술적(descriptive)이다.

전반적으로 양극화 지수 값이 증가되어 온 데에는 집단 간 소득 격차의 증가 외에도 집단 내의 동질성 강화도 한 몫을 하고 있다. 양극화 지수의 값이 가장 크게 증가한 1997-98 시기 집단 간 소득 격차는 크게 벌어졌으며 동시에 저소득 집단 내 동질성은 어느 때 보다도 크게 강화되었다. 동 기간 고소득 집단 내에서는 이질성이 심화되었으나, 이 효과를 집단 간 소득격차 확대와 저소득집단 내 동질성 강화가 크게 압도하여 양극화 지수 값은 어느 때보다도 크게 증가하였다. 그 다음으로 지수 값이 크게 증가한 1998-99 기간에는 비록 집단 간 소득 격차는 다소 줄어들었으나 집단 내 동질성이 두 집단 내에서 모두 증가하였다. 마지막으로 양극화 지수

로 유의하게 증가한 것으로 나타났다.

16) 원인분석에서는 <그림 2-1>부터 <그림 2-3>의 결과를 도출할 때처럼 $R-EGR$ 지수를 $\theta = 0.25$ 에 대해 추정하여 분석하지만 이 θ 값을 변화시키면서 재분석하여도 어떠한 결론에도 변함이 없었음을 밝혀둔다.

값이 재차 증가하기 시작한 2002-2003 기간 집단 내 동질성의 정도는 두 집단 모두에서 다소 떨어졌으나 집단 간 소득 격차는 어느 때보다도 더 크게 벌어졌다. 결국 외환위기 직후 급속한 양극화 진전은 집단 간 소득 격차 확대와 집단내 (특히 저소득 집단 내) 동질성 강화가 모두 역할을 하였으나, 상대적으로 최근의 양극화의 진전은 주로 집단 간 소득격차 확대에 기인한다고 본다.

〈표 2〉 양극화 지수의 요인 분석

연도	상위평균-하위평균	평균이하 비율(π_L)/평균이하 지니계수(G_L)	평균이상 비율(π_H)/평균이상 지니계수(G_H)
1997	1.1783	1.9376	1.7255
1998	1.2140	2.3987	1.5265
1999	1.1802	2.4196	1.5344
2000	1.1937	2.2159	1.6608
2001	1.2117	2.2436	1.5603
2002	1.2030	2.2774	1.5758
2003	1.2610	2.1893	1.5078
2004	1.2269	2.3774	1.6032

자료: 한국노동연구원의 KLIPS. 제 2열 수치들은 평균을 1로 정규화시킨 실질소득을 평균값을 중심으로 양분한 후 각 집단내의 평균값을 계산하고 이를 이용하여 집단 간 소득격차를 계산한 값.

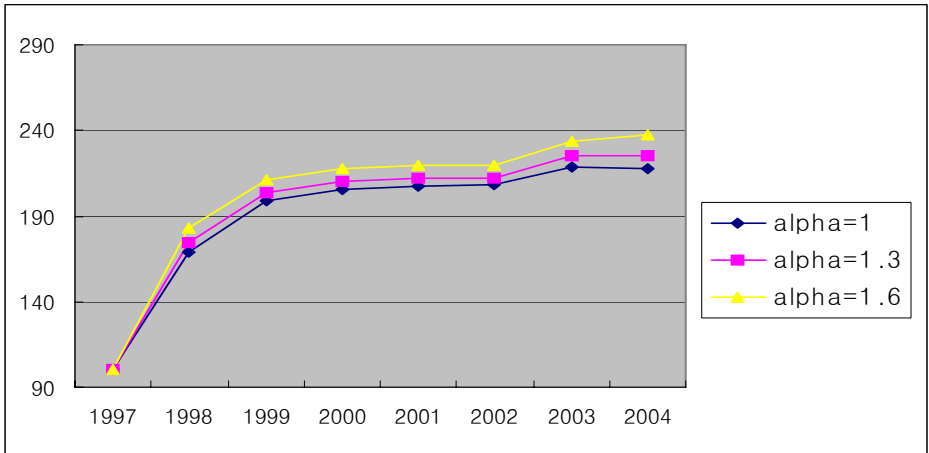
나. 소득 원천별 원인분석

여기서는 가구 총소득의 양극화가 빠른 속도로 진행되어 온 원인을 소득 원천별로 설명하고자 한다. 첫 단계로 가구 총소득의 양극화가 근로소득과 비근로소득 중 어느 변수로부터 주로 유도되었는가를 파악하고자 한다. 〈그림 6-1〉에서는 〈그림 2-1〉부터 〈그림 2-3〉을 지수에 대해서만 1997년 대비 % 증감률로 표시하고 있다. 우선 가구 총소득의 양극화 지수 값은 1997부터 꾸준히 증가하여 2004년에는 첫 년도 값의 최소 2배에 이르게 되었다. 〈그림 6-2〉에서는 가구 근로소득만을 이용하여 양극화 지수 값의 추세를 도식하고 있다. 가구 총소득과는 달리 가구 근로소득은 첫 년도 대비 가장 지수 값이 높았던 2003년에서조차 α 값에 상관없이 15% 이상의 증가를 보이지 못하고 있다. 이 두 그림들로부터 우선 가구 총소득의 양극화가 대

부분 비근로소득으로 유도되었음을 알 수 있다. <그림 6-2>에 있는 근로소득의 양극화 지수 값들에 대한 표준오차를 계산하고 이를 바탕으로 신뢰구간을 구축해 본 결과 표본 기간 동안 근로소득의 양극화 지수 값이 유의하게 증가했다는 증거를 찾기는 힘들었다.¹⁷⁾

그러나 <그림 6-1>과 <그림 6-2> 사이에는 표본 가구의 구성이 달라서 직접적인 비교를 어렵게 만드는 요인이 존재한다. 즉 <그림 6-1>에 동원된 총가구들 중에는 비근로소득만 있고 근로소득이 없는 가구들이 있기 때문이다. 이처럼 표본 가구 구성이 달라짐으로 인하여 발생하는 지수 값의 차이를 통제하고 순수하게 근로소득이나 비근로소득의 존재에 의해서만 달라지는 양극화 지수값의 변화를 유도해 내기 위해 <그림 6-3>에서는 근로소득이 있는 가구들만을 대상으로 가구 총소득을 사용

<그림 6-1> 모든 가구를 대상으로 한 총소득의 양극화 지수의 증가속도(1997년 대비)



자료: 한국노동연구원의 KLIPS. 1인당 가구소득을 계산함에 있어서는 전통적인 OECD 균등화지수를 사용함. 표본 가중치 사용. 기존의 EGR 지수에 근거한 연구결과들과 비교하기 위하여 $R-EGR$ 지수에서 $\beta=0.5$ 를 선택한 후 지수에 2를 곱함. 1997을 100으로 함.

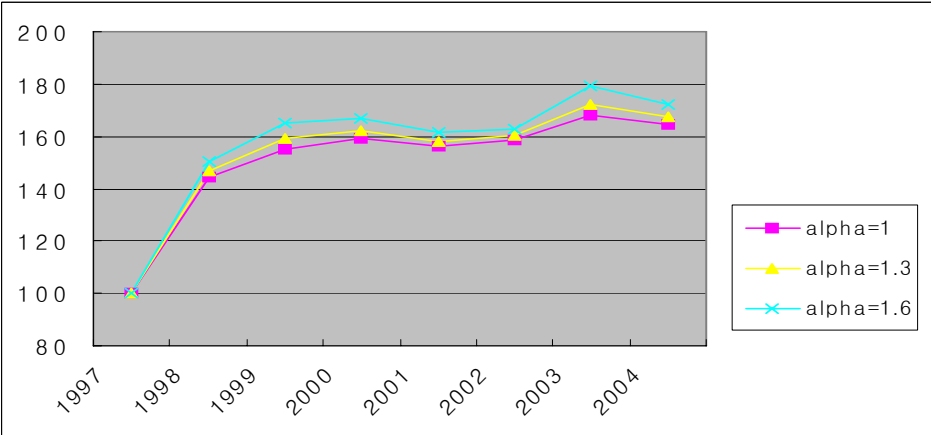
17) $\theta=0.5$ 로 할 경우 <그림 5>에 나타난 바와 같이 총소득으로 계산한 양극화 지수의 값은 1997년 대비 약 60% 증가하였으나($\alpha=1.3$ 에 대해) 이 경우 근로소득으로 계산해보면 1997년 대비 2003-2004년에는 그 증가율이 약 10%를 밑돌아 여전히 그 증가속도 면에서 현저한 차이를 보이고 있다. 이 경우 총소득의 증가와는 달리 근로소득의 증가는 통계적으로도 무의미하게 나타났다. 또한 θ 값과 상관없이 가구 근로소득으로 계산한 지니계수의 증가율은 가구 총소득으로 계산한 지니계수 증가율과 유사하게 나타났다. 이 사실을 양극화 지수의 변화율 면에서는 근로소득과 총소득 사이에 큰 차이가 존재한다는 사실과 대비시키면 결국 지니계수와 양극화 지수는 이론적 뿐만이 아니라 실증적으로도 다른 지수라는 사실을 재확인 하게 된다.

〈그림 6-2〉 근로소득만으로 계산한 양극화 지수의 증가속도(1997년 대비)



자료: 한국노동연구원의 KLIPS. 1인당 가구소득을 계산함에 있어서는 전통적인 OECD 균등화지수를 사용함. 표본 가중치 사용. 기존의 EGR 지수에 근거한 연구결과들과 비교하기 위하여 $R-EGR$ 지수에서 $\beta=0.5$ 를 선택한 후 지수에 2를 곱함. 1997을 100으로 함.

〈그림 6-3〉 근로소득이 있었던 가구들 대상 총소득의 양극화 지수의 증가속도(1997년 대비)



자료: 한국노동연구원의 KLIPS. 〈그림 6-2〉에 있는 표본과 동일. 1인당 가구소득을 계산함에 있어서는 전통적인 OECD 균등화지수를 사용함. 표본 가중치 사용. 기존의 EGR 지수에 근거한 연구결과들과 비교하기 위하여 $R-EGR$ 지수에서 $\beta=0.5$ 를 선택한 후 지수에 2를 곱함. 1997을 100으로 함.

하여 양극화 지수의 변화추이를 분석하였다.¹⁸⁾ 즉 〈그림 6-2〉와 〈그림 6-3〉의 결

18) 연도에 따라 약간 다르지만 총 가구 중 비근로소득만 있는 가구들의 비중은 1997년부터 2002년까지는 약11~12%를 유지하다가 2003년과 2004년에는 약13%로 다소 증가하였다.

과를 도출하는 데에 사용된 가구들의 구성은 정확히 같다. 이처럼 표본 구성의 차이를 통제한 후 가구 총소득 양극화 지수 증가율을 계산해 본 결과 1997년도 대비 2003-2004년도에는 약 170-180%에 이르러 모든 가구를 포함한 경우의 증가율보다 낮아졌으나 여전히 근로소득의 양극화 증가율에 비하면 현저하게 높다. 또한 그림에는 나타나 있지 않지만 통제된 표본으로 계산한 가구 총소득 양극화의 증가분은 통계적으로 매우 유의미하게 나타났다.

편의 상 $\alpha = 1.3$ 을 기준으로 <그림 6-1>부터 <그림 6-3>의 수치들을 비교해 보자. 모든 가구들을 대상으로 한 양극화 지수 값은 1997년을 100으로 했을 때 2004년에는 225로 증가하였다. 여기서 근로소득이 없었던 (즉 비근로소득만 있었던) 가구들을 제거할 경우 가구총소득의 양극화 지수는 1997년을 100으로 할 때 2004년에는 167로 증가하였다. 여기에 근로소득만으로 계산한 양극화 지수값은 동기간 100에서 112로 거의 증가된 모습을 보이지 않고 있다.¹⁹⁾ 따라서 전체가구를 대상으로 계산한 총소득의 양극화 증가에는 비근로소득만 가지고 있었던 가구들과 근로소득이 있었으나 비근로소득도 아울러 가지고 있었던 가구들 두 집단이 거의 비슷하게 역할을 한 것처럼 보인다. 결국 가구 총소득이 빠른 속도로 양극화 되어온 것은 주로 비근로소득에서 연유되는 것으로 나타나 신동균·전병유(2005)의 발견을 재확인시켜주고 있다. 한 가지 특기할만한 사항은 2003-2004기간 전체가구를 대상으로 할 때 총소득이 다소 양극화된 것은 순수하게 비근로소득만 가지고 있었던 가

19) 이 수치는 우연히 신관호·신동균(2007)이 임금구조기본통계조사(OWS)에 근거하여 개인 근로소득 데이터를 이용하여 계산한 수치와 일치한다. 동 연구는 KLIPS 데이터와 OWS 데이터 사이에 표본의 성격이 상당히 다름을 인식하고 있다. 우선 OWS는 개인 데이터이므로 다른 조건이 같을 경우 OWS 데이터로 계산한 양극화 지수 값은 가구 데이터로 계산한 양극화 지수 값보다 높게 나타날 것으로 예측할 수 있다. 남자의 근로소득과 여자의 근로소득의 상관관계가 완전하지 않기 때문이다. 그러나 다른 한편 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 어느 효과가 더 큰지는 실증분석을 통하여 나타나게 될 것이다. 신관호·신동균(2007)의 연구에서 실제로 계산해 본 결과 1997년 대비 2003년의 양극화 지수의 값은 α 값에 따라 약 10%-14% 정도 증가한 것으로 나타나 현 연구결과와 유사한 결과를 보이고 있다.

구들에 기인한다는 점이다. 이들을 표본에서 제거하고 근로소득이 있었던 가구들만을 대상으로 할 경우 가구 총소득의 양극화 지수는 동 기간 감소하였기 때문이다.

총소득 양극화 과정에서 비근로소득이 어떻게 영향을 미쳤는가를 보다 엄밀하게 분석하기 위하여 다음의 몇 가지 작업을 수행하였다. 우선 <표 3>에서는 비근로소득이 있었던 가구들의 비중을 파악하고 있다. 가장 흥미있는 발견은 마지막 열에 나타나 있는 것과 같이 근로소득이 있는 가구들 중 비근로소득을 아울러 가지고 있는 가구들의 비율이 외환위기 직전인 1997년에는 약 20%정도에 불과했던 것이 1998~2000 기간에는 30%대로 증가하였고 2001~2004 기간에는 40%대로 계속 증가해왔다는 점이다. 2004년에 이르러서는 두 가구 당 하나는 비근로소득을 보고하고 있다. 즉 근로소득이 있었던 가구들도 빠른 속도로 수입 원천을 다변화시켜왔으며 이는 양극화를 부추기는 방향으로 작용하여 왔다. 또한 각주 18) 에 기술된 것처럼 전체 가구 중 비근로소득만을 가지고 있었던 가구들의 비중 역시 시간의 경과에 따라 서서히 증가하여 왔으며 이 또한 가구 총소득 양극화의 진전에 기여를 한 것으로 나타났다.

〈표 3〉 비근로소득만 있었던 가구들의 비중

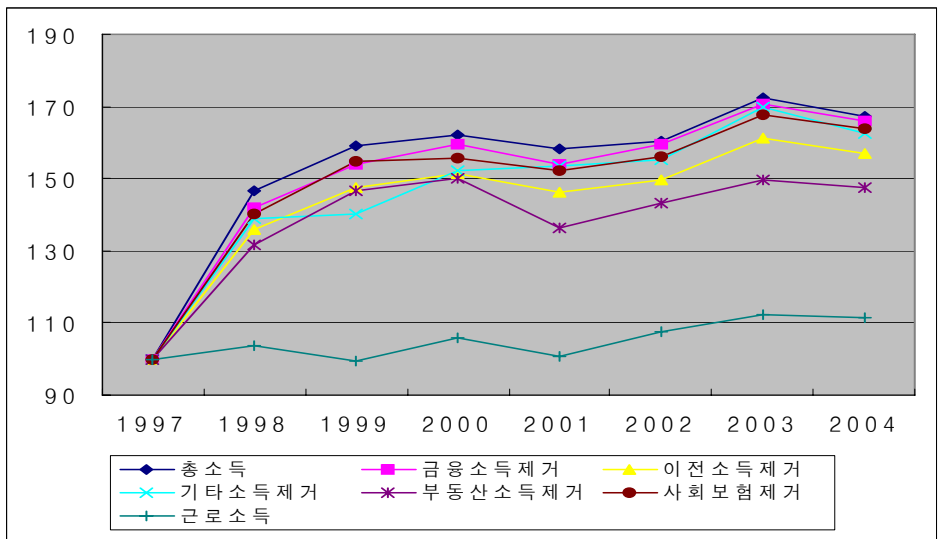
연도	전체가구수 (A)	(A) 중 비근로소득만 있는 가구수 비율	근로소득이 있는 가구수 (B)	(B) 중 비근로소득이 있는 가구비율
1997	4677	0.114	4142	0.210
1998	4335	0.112	3850	0.365
1999	4131	0.113	3663	0.300
2000	4077	0.117	3599	0.325
2001	4189	0.113	3714	0.411
2002	4437	0.113	3936	0.401
2003	4622	0.130	4019	0.453
2004	4721	0.135	4084	0.492

자료: 한국노동연구원의 KLIPS로 필자가 계산.

<그림 7>에서는 근로소득이 있었던 가구들을 대상으로 총소득에서 각 소득 항목을 하나씩 번갈아 제거하면서 양극화지수의 추이를 관찰하고 있다. 총소득에서 특정 소득 항목을 제거하고 양극화 지수의 추이를 도식하였을 때 총소득으로 나타낸

추이보다 현저하게 아래쪽에 위치한다면 그만큼 해당 소득 항목이 총소득 양극화에 기여한 정도는 크다고 판단된다. 그림에서 알 수 있듯이 모든 소득 항목들이 모두 조금씩 총소득 양극화에 기여하였으나 전반적으로 볼 때 부동산 소득이 양극화에 기여한 정도가 가장 크며 (특히 2001년부터), 그 다음으로는 이전소득이라고 볼 수 있다. 별도의 표로 보고하고 있지는 않지만 근로소득이 있었던 가구들 중 각 항목 별 소득이 있었던 가구들의 비율을 연도별로 계산해 보았었다. 그 결과 가구 총소득이 평균 이상이었던 가구들 중에는 금융소득, 부동산 소득, 이전소득, 사회보험, 기타 소득 등 모든 항목에 대해 그 비율이 증가해온 것으로 나타난 반면, 가구 소득이 평균 이하였던 가구들 가운데서는 이전 소득이 있었던 가구들의 비중이 매우 빠른 속도로 증가해 온 점이 특기할만하다.

〈그림 7〉 소득 항목별 양극화 지수에의 기여도($\alpha=1.3$)



자료: 한국노동연구원의 KLIPS. 〈그림 6-2〉에 있는 표본과 동일. 1인당 가구소득을 계산함에 있어서는 전통적인 OECD 균등화지수를 사용함. 표본 가중치 사용. 기존의 EGR 지수에 근거한 연구 결과들과 비교하기 위하여 $R-EGR$ 지수에서 $\beta=0.5$ 를 선택한 후 지수에 2를 곱함. 1997을 100으로 함.

마지막으로 〈표 4〉에서는 비근로소득만 있었던 가구들의 특성을 요약하고 있다. 제 2열의 수치들은 비근로소득만 있었던 가구들의 표본 수(괄호 안의 수치는 전체 가구 수에 대한 비율)를, 제 3 및 제 4열의 수치들은 이 가구들을 총소득 기준 평균

〈표 4〉 비근로소득만 있었던 가구들의 특성

연도	비근로소득만 있었던 가구들					근로소득이 있는 가구들 중	
	가구 수 (전체 가구수에 대한 %)	총소득이 전체 평균 이상 (H) 가구수 (전체가구수 에 대한 %)	총소득이 전체 평균 이하 (L) 가구수 (전체가구수 에 대한 %)	(H) 가구들의 평균 소득	(L) 가구들의 평균 소득	총소득 기준 평균 이상 가구의 평균 소득	총소득 기준 평균 이하 가구의 평균 소득
1997	535 (0.114)	45 (0.009)	490 (0.105)	2.18	0.16	1.71	0.62
1998	485 (0.112)	45 (0.010)	440 (0.101)	2.72	0.34	1.77	0.61
1999	468 (0.113)	40 (0.010)	428 (0.104)	1.97	0.35	1.73	0.62
2000	478 (0.117)	55 (0.013)	423 (0.104)	1.60	0.33	1.75	0.61
2001	475 (0.113)	55 (0.013)	420 (0.100)	4.58	0.29	1.73	0.61
2002	501 (0.113)	58 (0.013)	443 (0.100)	1.74	0.29	1.75	0.61
2003	603 (0.130)	73 (0.016)	530 (0.115)	2.98	0.30	1.77	0.59
2004	637 (0.135)	71 (0.015)	566 (0.120)	1.49	0.36	1.78	0.60
평균				2.4075	0.3025	1.74875	0.60875

자료: 한국노동연구원의 KLIPS. 제 5월부터 8월까지의 수치들은 평균을 1로 정규화 시킨 실질소득의 집단별 평균값들을 나타냄.

이상의 가구와 평균 이하의 가구로 구분해 놓은 후 계산한 가구 수의 전체 가구 수에 대한 비율을 나타내며, 제 5열과 6열의 수치들은 각 그룹별 평균 소득(평균으로 정규화된 소득이므로 전체평균은 1)을 나타내며, 마지막 두 열의 수치들은 근로소득이 있었던 가구들의 총소득을 평균 이상과 평균 이하로 나눈 후 계산한 각 집단의 평균 소득을 나타내고 있다. 마지막 행의 수치들은 연도 간 평균값을 나타낸다. 마지막 네 열의 수치들을 비교해 보면 가구 소득이 평균이하인 가구들 중 비근로소득만 있었던 가구들(편의 상 극빈층)의 평균소득은 근로소득이 있었던 가구들의 평균보다 훨씬 낮았던 반면 평균 이상의 소득을 누렸던 가구들 중에는 비근로소득만 있었던 가구들(편의 상 최상층)의 평균 소득이 근로소득이 아울러 있었던 가구들의 평

균소득보다 훨씬 높았다. 아울러 제 3열과 제 4열의 수치들을 보면 최상층의 비율은 1997년부터 꾸준히 증가해왔으며 극빈층의 비율도 2002년까지는 수준을 유지하다가 2003년과 2004년에 증가하는 모습을 보이고 있다. 결국 이러한 비근로소득으로 이루어진 극빈층과 최상층의 비율 증가도 전체 가구 중 평균 이하 집단과 평균 이상 집단 사이의 소득 격차를 늘려 양극화 지수 증가에 기여한 것으로 판단된다.

다음으로는 이러한 비근로소득만 있는 극빈층과 최상층의 소득 원천을 비교해 보았다. 가장 특징적인 면은 극빈층 가구들 중 이전소득이 있었던 가구들의 비중은 1997년의 65%에서 2004년에는 82%로 증가하였으며, 사회보험으로부터의 소득이 있었던 가구들의 비중은 1997년의 7%에서 2004년의 18%로 증가하였으나 그 밖의 다른 형태의 소득을 가지고 있었던 가구들의 비중은 변동이 없거나 감소하였다. 최상층 중에서는 부동산 소득과 이전소득이 있었던 가구들의 비중이 꾸준히 증가해 온 모습을 보이고 있다.

V. 장기적 추세인가 단기적 변동인가²⁰⁾

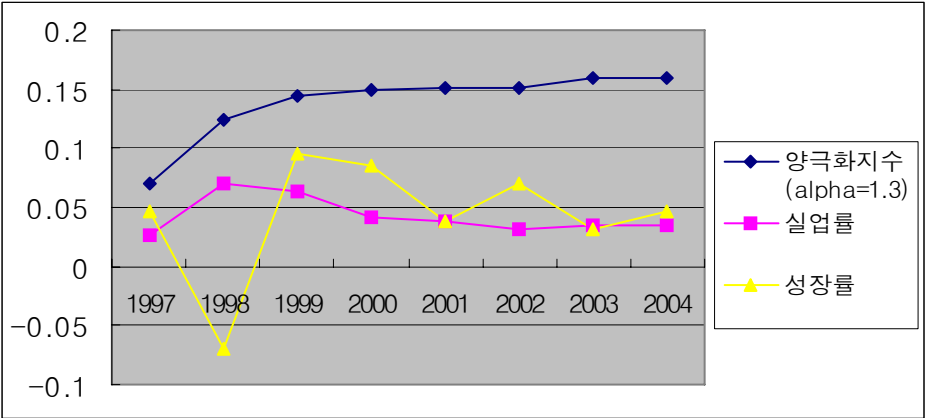
양극화의 진전과 관련된 진정한 우리의 관심은 과연 이 양극화 지수 값의 변화가 장기적인 추세를 반영한 것인가에 있을 것이다. 예를 들어 양극화의 진전 혹은 완화가 단기적인 경기 상황의 변동에 의해 설명될 수 있다면 그 문제의 심각성은 상대적으로 덜할 것이다. 예를 들어 확장적 재정정책에 의해 양극화의 정도를 어느 정도 완화시킬 수 있기 때문이다. 세간에는 경기부양책을 통하여 양극화를 해소시키자는 주장들이 종종 제기되고 있는 것도 사실이다. 그러나 양극화의 진전이 경기변동과는 무관하거나 별도로 어떤 구조적인 원인으로부터 연유된다면 이는 보다 미시적인 차원에서의 분석 및 이에 상응한 정책을 필요로 할 것이다.

이러한 이슈를 기술적인 (descriptive) 차원에서 논하기 위해 <그림 8>에서는 양극화 지수값 ($2 \times R - EGR(1.3, 0.5, 0.25)$) 을 실업률 및 경제성장률과 병렬시켜 보았다. 우선 양극화 지수의 값이 가장 큰 폭으로 상승하였던 1997~1998 기간에서 역시 실업률은 가장 큰 폭으로 상승하였으며 경제성장률도 마이너스를 기록하였다. 이는 일단 양극화의 진전이 전반적인 경제상황의 악화와 밀접하게 관련되어 있다는 인상

20) 5장의 발견들도 θ 값의 변화에 대해 영향을 받지 않는 것으로 나타났다.

을 준다. 그러나 그 후 세 계열의 변동 추이를 보면 양극화 지수의 변동이 경제성장률이나 실업률 변동과는 그다지 큰 상관관계를 보이지 않는 것처럼 보인다. 1998년 이후에도 양극화 지수의 값은 전반적으로 상승해 온 것과는 대조적으로 실업률은 전반적으로 감소해왔기 때문이다. 경제성장률의 경우도 1998~1999기간에는 크게 증가하였음에도 불구하고 양극화 지수의 값은 동 기간 증가한 것으로 나타났다. 사실 1997~2004 기간 양극화 지수의 값과 실업률 그리고 양극화 지수 값과 경제성장률 사이의 상관계수는 각각 0.088 및 0.216로 나타나 양극화 지수의 값이 두 경기 변동 지표의 값과는 큰 상관관계를 가지지 못하는 것으로 나타났다.

〈그림 8〉 경기변동과 양극화



자료: 양극화 지수는 KLIPS 데이터로 필자가 계산, 실업률과 성장률은 통계청 KOSIS에서 인용.

보다 공식적으로 <표 5>에서는 양극화 지수를 종속변수로 하고 실업률이나 성장률을 통제한 후에도 통계적으로 유의한 추세선이 존재하는가를 회귀분석을 통하여 결정하고자 하였다. 추정 결과 실업률이나 경제성장률로 양극화 지수의 변동 분 중 단기적 변동 분을 제거한 후에도 여전히 통계적으로 유의미한 추세선이 발견되었다. 추세 선은 선형보다는 제곱 항까지를, 제곱 항보다는 세제곱 항까지를 넣은 모형이 더 적합한 것으로 나타났다. 그러나 세제곱 항 이상의 고차 항은 자유도의 제약으로 인하여 시도할 수 없었으며 보다 높은 차수의 항을 넣을수록 선택된 추세선의 '자의성'은 더 증가하게 되는 문제가 있다. 비록 실업률의 계수는 추세선의 형태와 관계없이 유의미하게 추정되었으나 성장률 계수는 유의성이 낮게 나타났다. 한

편 실업률을 통제한 후 추정된 3차식의 추세 선은 변곡점이 없는 것으로 나타났으며 성장률을 통제한 후 추정된 3차식의 추세 선은 변곡점은 있으나 양극화 지수 값이 감소하는 구간은 외환위기 이후 5년에서 6년 경과 사이에서 매우 미미하게 나타났다. 지수 값의 장기적 변화패턴을 보기 위해 <그림 9>는 <표 5>의 모델 (3)과 (6)에 나타난 추세 선들을 도식화하고 있다.²¹⁾ 결국 (노동시장의) 경기변동이 소득분포의 양극화 변화에 단기적으로는 영향을 주지만 외환위기 이후 진행되어 온 양극화의 장기적 추세는 경기변동과는 무관한 것처럼 보인다. 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.

<표 5> 경기변동과 양극화

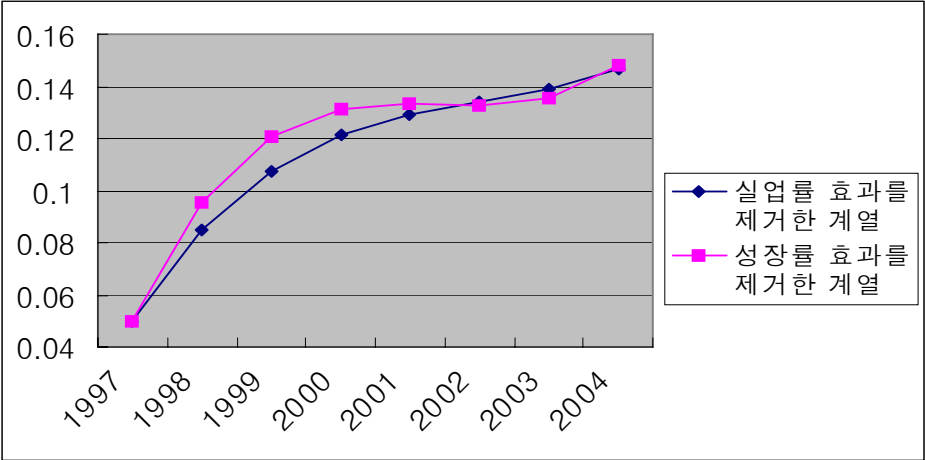
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
상수	0.0450* (0.0212)	0.0230** (0.0077)	0.0097 (0.0075)	0.0940*** (0.0164)	0.0499** (0.0178)	0.0017 (0.0126)
t	0.0121*** (0.0022)	0.0321*** (0.0031)	0.0583** (0.0110)	0.0096** (0.0032)	0.0377** (0.0096)	0.0877*** (0.0114)
t^2	-	-0.0023*** (0.0003)	-0.0090** (0.0028)	-	-0.0031** (0.0010)	-0.0163** (0.0029)
t^3			0.0005* (0.0002)			0.0010** (0.0002)
실업률	0.9217** (0.3473)	0.06918*** (0.1176)	0.4331** (0.1332)	-	-	-
성장률	-	-	-	0.0241 (0.1568)	-0.0641 (0.1014)	-0.0468 (0.0411)
$\overline{R^2}$	0.7991	0.9790	0.9905	0.5183	0.8154	0.9699
Durbin-Watson	0.78	1.89	2.69	1.16	1.28	2.26

자료: 양극화 지수 값은 한국노동연구원의 KLIPS 데이터를 이용하여 $\alpha = 1.3$ 에 대해 계산.

*, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의한 경우.

21) 장기적 패턴을 명료하게 대조시킬 목적으로 상수항을 조정하였으므로 독자들은 지수의 절대 값보다는 증가 속도 내지 패턴에만 초점을 두기 바란다.

〈그림 9〉 양극화 지수의 장기 추세(alpha=1.3)



자료: 한국노동연구원의 KLIPS. 〈표 5〉의 모델 (3) 과 (6) 의 장기추세 선을 도식화한 것임.
두 추세 선의 비교를 용이하게 하기 위해 상수항을 조정하였으므로 지수 값은 무의미.

이상의 발견은 최희갑(2002) 이 도시가계조사 자료에 근거하여 발견한 내용, 즉 외환위기 이후 관찰되는 장기추세선의 기울기는 지니계수보다는 양극화 지수에 있어서 더 가파르게 나타난다는 발견과 일치한다. 우선 현 연구의 〈표 5〉에서 관찰되는 양극화 지수의 장기추세 선은 어느 경우에도 가파르게 상승함을 알 수 있다. 자명한 결과이지만 〈표 5〉의 분석을 지니계수에 대해 수행해 본 결과 가구원 수를 조정하지 않은 경우에서조차 우상향하는 추세선의 기울기는 양극화 지수의 그것과 비교하여 미미하게 관찰되었으며 통계적으로도 유의성이 전혀 없었다. 한편 시계열 자료로부터 장기추세 선을 추출함에 있어서 현 연구에서 다항식을 필터로 사용했다면 최희갑(2002) 은 도시가계조사자료에 근거하여 계산된 *ER* 양극화 지수 ($\alpha = 1.5$) 의 시계열로부터 Hodrick-Prescott 필터를 이용하여 장기추세 선을 추출하고 이를 지니계수의 시계열로부터 추출한 장기추세선과 비교하였다. 그 결과 외환위기 이후 *ER* 양극화 지수의 장기추세선의 기울기가 지니계수의 그것보다 가파른 것으로 나타났다(p. 17).²²⁾ 장기추세선의 기울기에 있어서 양극화 지수와 지니

22) 그의 연구에서 Wolfson 지수로 추출한 지수의 장기추세선의 기울기는 지니계수의 그것과 유사하게 나타났다. 그러나 Wolfson 지수는 소득의 집락화 현상을 전혀 고려하지 않기 때문에 그만큼 지니계수와의 상관성과 높을 수밖에 없다. 보다 엄밀하게 표현하면 각주 8)에 언급되어 있듯이 (그리고 Esteban, Gradin, and Ray (1999)에서 증명되었듯이) Wolfson 지수는

계수와와의 차이는 최희갑의 연구보다는 현 연구에서 더 크게 나타나는데 그 주된 이유는 다른 무엇보다도 최희갑의 연구에서는 ER 지수를 사용한 것과 대조적으로 현 연구에서는 기본적으로 EGR 을 사용했기 때문으로 판단된다. 그 차이는 각 집단 내 소득이 보다 집락화될수록 더 커진다. 실제로 신동균·전병유(2005)의 KLIPS 데이터에 근거한 연구결과에 의하면 1997-2003 기간 ER 지수의 상승 속도보다 EGR 상승 속도가 훨씬 빠른 것으로 나타났다. 요약하면 Esteban-Ray 류(ER 이든, EGR 이든 $R-EGR$ 이든)의 양극화 지수와 지니계수의 장기추세선과 관련하여 현 연구와 최희갑의 연구는 공통적으로 양극화 지수의 장기추세선이 훨씬 가파르게 증가해왔다고 보고하고 있어 장기추세선 상에서의 움직임에 있어서 두 지수는 다른 지수임을 보이고 있다.²³⁾

한편, 최희갑(2002)은 단순 ER 지수와 지니계수의 인접한 두 분기 간 변동을 비교하면서 분석에 포함된 77개 시점 중 33.8%의 시점에서 단순 ER 지수와 지니계수는 반대 방향으로 움직였다고 보고하고 있다. 한편 현 연구에서 사용한 KLIPS 데이터에 의하면 외환위기 이후 7년간의 변화 중 3개 연도에 있어서는 양극화 지수와 지니계수가 반대로 움직였다. 이 기준으로 보아도 양극화 지수와 지니계수는 다른 지수임 것으로 보인다. 그러나 현 연구에서는 지수 값들의 장기적 패턴에 보다 큰 무게를 둔다. 최희갑(2002)도 언급하였듯이 지수들의 단기적 변동성이 상당히 크기 때문이다.

VI. 요약 및 정책적 시사점

현 연구에서는 일차적으로 외환위기 이후 소득분포가 장기적 추세 상에서 양극화 되어 왔는가에 대한 통계적인 결론을 내리고자 하였다. 아울러 양극화 지수가 한

EGR 지수에 $\alpha = 1$ 을 대입하고 소득분할점을 평균이 아닌 중위수를 택함으로써 유도될 수 있다. 잘 알려져 있듯이 α 값이 1.6에서 0의 방향으로 작아질수록 (동질성 함수의 역할을 약화시킬수록) 단순 ER 지수는 그룹지니계수와 같아지며 따라서 EGR 지수도 지니계수와 보다 큰 상관관계를 갖게 된다.

- 23) 지면 관계상 생략하나 양극화 지수의 장기추세선이 지니계수의 장기추세선보다 더 가파른 기울기를 가지고 있다는 결론은 통계적으로도 유의하다. 이를 위해 장기추세선 상의 양극화 지수 값과 지니계수 값의 차이를 계산하고 그 차이를 종속 변수로 하여 다양한 추세 선에 회귀시킨 결과 통계적으로 유의미한 우상향하는 추세 선들이 발견되었다.

사회 내에 존재하는 총체적 불안 내지 반감(antagonism)의 수위를 측정하고자 하는 의도에서 나온 만큼 이에 맞게 기존의 *EGR* 지수를 수정한 지수를 사용하였다. 나아가 현 연구에서는 소득항목별 분석을 통하여 양극화 진전에 대한 일차적인 원인 분석을 시도하였다. 한국노동연구원의 패널조사자료인 KLIPS 데이터에 근거한 현 연구의 발견을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 최근 외환위기 이후 가구 총소득의 양극화는 상당히 빠른 속도로 진전되었다. 양극화 지수를 지니계수와 가장 구별되게 하는 모수인 α 를 1.6으로 택할 경우 양극화 지수 값은 외환위기 직전인 1997년에 0.0505였던 것이 그 후 7년 간 지속적으로 증가하여 2004년에 이르러서는 0.1199로 외환위기 직전과 비교하여 2.4배 증가하였다. 그 7년간의 변화는 0.0694로서 통계적으로 매우 유의하다. 즉 통계적인 의미에서나 실질적인 의미에서나 외환위기 이후 소득의 양극화는 진전되어왔으며 그만큼 사회불안의 수위는 높아져왔다고 판단된다. 이와는 대조적으로 지니계수로 대변되는 소득불평등도는 외환위기 이후 7년 동안 숫자적으로는 약간 증가하여왔으나 그 증가량은 통계적으로 유의하지 않다. 결국 외환위기 이후 소득분포 변화는 단순한 소득불평등의 증가라기보다는 양극화로 대변되는 것으로 나타났다. 이 발견은 α 값을 변화시키거나 저소득과 고소득집단에 두는 가중치를 달리하여도 그대로 유지되었다.

둘째, 노동시장의 경기변동이 소득분포의 양극화 변화에 단기적으로는 영향을 주지만 외환위기 이후 진행되어 온 양극화의 장기적 추세는 경기변동과는 무관한 것으로 나타났다. 즉 비록 실업률이 양극화 지수에 유의한 영향을 미치지만 이를 통제 한 후에도 우상향하는 추세선이 통계적으로나 실질적으로나 유의미하게 관찰되고 있다. 이와는 달리 지니계수에 대해서는 통계적으로 유의미한 장기적 추세 선은 존재하지 않는다. 이 발견은 1982~2001 기간에 대해 도시가계조사 자료에 근거한 최희갑(2002)의 연구 결과와 일치한다. 나아가 현 연구 및 최희갑의 연구 모두 단기적인 변동 면에서도 양극화 지수와 지니계수가 서로 다른 지수임을 예시하고 있다.

셋째, 1997-2004 기간 중 나타난 양극화 지수 값의 빠른 증가는 주로 1997-1998 기간에 집중되어 있으며, 이 기간을 포함한 전반적인 양극화 지수의 증가에는 집단 간 소득 격차의 증가 외에도 집단 내의 동질성이 강화도 한 몫을 하고 있다. 특히 외환위기 직후의 급속한 양극화 진전은 집단 간 소득 격차 확대와 집단 내 (특히 저소득 집단 내) 동질성 강화가 모두 역할을 하였으나 상대적으로 최근의 양극화의 진

전은 주로 집단 간 소득격차 확대에 기인한다고 본다.

넷째, 외환 위기 이후 총소득의 양극화 진전은 주로 비근로소득으로부터 연유된 것으로 나타났다. 근로소득의 양극화 지수 값들에 대한 표준오차를 계산하고 이를 바탕으로 신뢰구간을 구축해 본 결과 표본 기간 동안 근로소득의 양극화 지수 값이 유의하게 증가했다는 증거를 찾기는 힘들었으며 실질적인 의미에서도 지수 값의 증가는 미미했다. 나아가 전체가구를 대상으로 계산한 총소득의 양극화 증가에는 비근로소득만 가지고 있었던 가구들과 근로소득이 있었으나 비근로소득도 아울러 가지고 있었던 가구들 두 집단이 거의 비슷하게 역할을 한 것으로 나타났다. 한편 전체 가구 중 비근로소득만 있었던 가구들의 비율과 근로소득 가구들 중 비근로소득을 아울러 누렸던 가구들의 비율이 모두 시간의 경과에 따라 증가해왔음을 알 수 있었다. 특히 근로소득 가구들 중 비근로소득을 아울러 누렸던 가구들의 비율은 1997년의 21%에서 2004년에는 49.2%로 매우 빠르게 증가하여 근로소득가구들의 수입이 급속도로 다변화되는 경향을 보여주고 있다.

다섯째, 근로소득이 있었던 가구들(전체 가구의 약 87~89%) 중에서 총소득이 빠르게 양극화되어 온 데에는 모든 소득 항목들이 모두 조금씩 기여하였으나 부동산 소득이 기여한 정도가 가장 크며 (특히 2001년부터), 그 다음으로는 이전소득이라고 볼 수 있다. 이 근로소득 가구들 중에서도 총소득이 평균 이상이었던 가구들 가운데에서는 금융소득, 부동산 소득, 이전소득, 사회보험, 기타 소득 등 모든 항목에 대해 해당 항목을 가지고 있었던 가구들의 비율이 증가하여 소득 원천이 매우 다변화되어 온 반면, 가구 소득이 평균 이하였던 가구들 가운데서는 이전 소득이 있었던 가구들의 비중이 매우 빠른 속도로 증가해 온 점이 특기할만하다.

여섯째, 가구 총소득이 평균이하인 가구들 중 비근로소득만 있었던 가구들(편의상 극빈층)의 평균소득은 근로소득이 있었던 가구들의 평균보다 훨씬 낮았던 반면, 가구 총소득이 평균 이상이었던 가구들 중에는 비근로소득만 있었던 가구들(편의상 최상층)의 평균 소득이 근로소득이 아울러 있었던 가구들의 평균소득보다 훨씬 높았다. 즉 평균적으로 볼 때 소득분포의 양쪽 극단은 근로소득이 없는 비근로소득 가구들로 구성되어 있다. 아울러 최상층의 비율은 1997년부터 꾸준히 증가해왔으며 극빈층의 비율도 2002년까지는 수준을 유지하다가 2003년부터 증가해 왔다. 소득원천을 보면 극빈층 가구들 중 이전소득이 있었던 가구들의 비중은 1997년의 65%에서 2004년에는 82%로 증가하였으며, 사회보험으로부터의 소득이 있었던 가

구들의 비중은 1997년의 7%에서 2004년의 18%로 증가하였으나 그 밖의 다른 형태의 소득을 가지고 있었던 가구들의 비중은 변동이 없거나 감소하였다. 최상층 중에서는 부동산 소득과 이전소득이 있었던 가구들의 비중이 꾸준히 증가해 온 모습을 보이고 있다.

지면 혹은 자료의 제약 상 현 연구에서 고려하지 못했던 점들로는 (i) 가구소득이 전혀 없었던 가구들을 분석에 포함시킬 수 없었으며 (ii) KLIPS 데이터를 포함하여 대부분의 서베이 자료에 존재하는 비근로소득의 과소보고 경향(강석훈, 2001)을 고려할 수 없었다는 점, 그리고 무엇보다도 (iii) 세전과 세후의 소득을 비교할 수 없음으로 인하여 한국의 조세정책이 양극화를 완화시키는 역할을 하는지 아니면 오히려 촉진시키는지를 평가할 수 없었던 점 등을 들 수 있다.

현 연구결과는 일차적으로 양극화 해소책을 노동시장정책 외에서 찾아야 함을 지지하는 것으로 나타났다. 근로소득 가운데에서는 특별히 양극화가 진전되는 모습을 관찰할 수 없었으며 가구 총소득의 양극화는 주로 비근로소득에 의해 유도되어 왔기 때문이다. 소득 항목별로는 부동산 소득의 기여도가 가장 크게 (특히 2001년부터) 나타나고 있으며 그 다음으로는 이전소득의 기여도가 커서 이 두 소득 원천에 대한 보다 엄밀한 분석이 요구되나 그 밖의 다른 형태의 소득들도 어느 정도 양극화에 기여하고 있으며 나아가 이러한 다양한 원천의 소득들도 결국 해당 시장상황이 유기적으로 연관되어 있음을 고려하여 종합적인 접근이 요구된다. 이전소득이란 생활비나 교육비 등의 명목으로 친척, 친지로부터 받는 지원금과 정부 및 사회단체로부터 대가없이 받는 보조금을 칭하는 것으로 얼핏 보면 저소득층의 소득원천으로 간주될 수 있으나 데이터 분석 상으로는 평균 이상의 소득을 누린 가구들 나아가 (현 연구에서 정의한) ‘최상층’의 가구들 가운데에서도 이전소득을 누렸던 가구들의 비중이 지속적으로 증가해 왔음에 주목할 필요가 있다.

그렇다고 현 연구결과가 노동시장의 무효성을 시사하는 것은 아니다. 평균적으로 볼 때 소득분포의 최상층과 최하층은 비근로소득만을 가지고 있었던 가구들에 의해 형성되고 근로소득이 있는 가구들은 상대적으로 전체 소득 분포의 가운데를 형성하고 있다는 점을 생각해 보면 오히려 근로소득층의 규모 및 소득 증대와 관련된 정책은 양극화 해소책으로서 매우 유효한 정책이라고 볼 수 있다. 나아가 외환위기 이후 진행되어 온 양극화는 단기적인 처방에 의해 해소될 성격의 것이 아니며 장기적 이면서도 구조적인 관점에서 이해되어야 할 성격의 것이다. 이는 단기적인 경기부

양책으로 양극화가 해소될 성격의 것이 아님을 시사한다.

양극화란 단순한 불평등을 넘어서 한 사회가 두 개의 사회로 분리되는 현상을 의미한다. 사회가 양극화될수록 전반적으로 집단 간 갈등이 심화되며 그 자체로 민주적인 의사결정은 점차 어려워짐을 의미한다. 또한 중산층의 쇠퇴와 저소득층의 근로동기 감소 및 범죄동기 상승으로 노동공급은 감소하고 전반적인 사회불안의 수위는 증가하게 될 것이다. 이는 결국 경제성장과 사회발전의 장애요인으로 작용하게 되며 일단 양극화되면 분리된 사회를 통합하는 것이 얼마나 어려운지는 쉽게 짐작할 수 있다. 양극화에 촉각을 세워야 할 이유도 바로 여기에 있다. 소득을 중심으로 볼 때 한국 사회가 현재 얼마나 양극화되었는가, 혹은 얼마나 위험 수위에 가까워졌는가를 판단하는 것은 쉽지 않다. 하지만 현 연구를 포함하여 지금까지 축적된 연구 결과들을 종합해보면 소득분포를 통하여 나타난 한국사회에 존재하는 사회불안 혹은 유효반감의 수위는 분명 빠른 속도로 증가하고 있다.

■ 참 고 문 헌

1. 강석훈, “서베이 데이터와 집계 데이터의 비교연구: 가구소비실태조사와 국민계정을 중심으로,” 『계량경제학보』, 11권 1호, 2000, pp. 41-70.
2. ———, “양극화의 오해와 남용-소득 양극화를 중심으로”, mimeo, 2006.
3. 성명재, “분배지수의 신뢰구간 추정과 분배구조 변화의 가설검정을 통해 살펴본 우리나라의 소득분배 구조: 도시기구를 중심으로,” 『재정연구』, 11권 1호, 2004, pp. 1-41.
4. 성명재 · 김종면, “부문별, 가구유형별 소득분배 구조 고찰 및 소득재분배 기능 제고방안 모색에 관한 연구,” 조세연구원, 2004년 12월.
5. 신관호 · 신동균, “소득분포 양극화의 특성과 경제 · 사회적 영향,” 『한국경제의 분석』, 13권 1호, 2007, pp. 63-111.
6. 신동균 · 전병유, “소득분포의 양극화 추이,” 『노동경제논집』, 28권 3호, 2005, pp. 77-109.
7. 유경준, “소득불평등도와 양극화,” 정책연구시리즈2007-01, 한국개발연구원, 2007.
8. 정진호 외, “소득불평등 및 빈곤의 실태와 정책과제,” 한국노동연구원, 2001년 12월.
9. 최희갑, “외환 위기와 소득분배의 양극화,” 『국제경제연구』, 8권 2호, 2002, pp. 1-20.
10. Becker, G., “Crime and Punishment: An Economic Approach,” *Journal of Political*

Economy, Vol. 76, 1968, pp.169-217.

11. Corman, Hope, T. Joyce and N. Lovitch, "Crime, Deterrence, and the Business Cycle in New York City: A VAR Approach," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 69, 1987, pp.695-700.
12. Doyle, J. M., E. Ahmed and R. 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.
13. Duclos, J.-Y., J. Esteban and D. Ray, "Polarization: Concepts, Measurement, Estimation," *Econometrica*, Vol. 72, 2004, pp.1737-1772.
14. Esteban, Joan, Carlos Gradin and Debraj Ray, "Extensions of a Measure of Polarization with an Application to the Income Distribution of Five OECD Countries," Luxembourg Income Study Working Paper Series, 218, CEPS/INSTEAD, 1999.
15. Esteban, J. and D. Ray, "On the Measurement of Polarization," *Econometrica*, Vol. 62, 1994, pp.819-851.
16. _____, "Conflict and Polarization," *Journal of Economic Theory*, Vol. 87, 1999, pp.379-415.
17. _____, "Notes on Polarization and Conflict," mimeo, New York University, 2004.
18. Freeman, R. B., "Why Do So Many Young Americans Commit Crimes and What Might We Do About It?" *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 10, 1996, pp.25-42.
19. Gartner, R., "The Victims of Homicide: A Temporal and Cross-National Review," *American Sociological Review*, Vol. 55, 1990, pp.92-106.
20. Gradin, C., "Polarization and Inequality in Spain: 1973-1991," *Journal of Income Distribution*, Vol. 11, No. 1-2, 2002, pp.34-52.
21. Gradin, C. and M. Rossi, "Income Distribution and Income Sources In Uruguay," *Journal of Applied Economics*, Vol. 9, No. 1, 2006, pp.49-69.
22. Krahn, H., T.F. Hartnegel and J.W. Gartrell, "Income Inequality and Homicide Rates: Cross-National Data and Criminological Theories," *Criminology*, Vol. 24, 1986, pp.269-295.
23. Karagiannis, E. and M. Kovacevic, "A Method to Calculate the Jackknife Variance Estimator for the Gini Coefficient," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 62, No. 1, 2000, pp.119-122.
24. Lee, Y. and D. Shin, "A Bi-Polarization Index and Its Inferences: Theory and Application," mimeo, 2007.
25. Pyle, D.J. and D.F. Deanman, "Crime and the Business Cycle in Post-War Britain," *British Journal of Criminology*, Vol. 34, 1994, pp.339-357.
26. Rodriguez, J. G., "Measuring Bipolarization, Inequality, Welfare and Poverty," ECINEQ 2006-39, Society for the Study of Economic Inequality, 2006.
27. Sjoquist, D.L., "Property Crime and Economic Behaviors: Some Empirical Results," *American Economic Review*, Vol. 63, 1973, pp.439-446.
28. Wolfson, M.C., "When Inequalities Diverge," *American Economic Review*, Papers and

Proceedings, Vol. 84, 1994, pp.353-358.

29. Zhang, X. and R. Kanbur, "What Difference Do Polarization Measures Make? An Application to China," *Journal of Development Studies*, Vol. 37. No. 3, 2001, pp.85-98.

(부 록)

Lee and Shin (2007)의 $R-EGR$ 지수 추정량에 대한 재크나이프 분산 추정 알고리즘은 다음과 같다.

소득 데이터를 오름차순으로 정렬한 후 이를 y_t 라 하자 ($t = 1, 2, 3, \dots, N$)에 따라서 y_t 의 t 는 바로 그 관찰치의 순위(r_t)를 나타낸다. 여기서 $K_t = \sum_{j=t+1}^N y_j$ 그리고 $R = \sum_{t=1}^N r_t y_t$ 라고 정의하면, 지니계수는 다음과 같이 계산될 수 있다.

$$G = \frac{2}{yN^2}R - \frac{N+1}{N}.$$

다음으로는 데이터를 평균소득을 중심으로 저소득집단(I_L)과 고소득집단(I_H)으로 나누고 등식 (6)의 $G-EGR$ 지수를 다음과 같이 추정한다.

$$\begin{aligned} G-EGR \text{ 양극화지수 } (\alpha, \beta, \theta) = & p_L \left(1 - \frac{\overline{y_L}}{y}\right) [(1-\theta)p_L^\alpha \\ & + \theta(1-p_L)^\alpha + \beta] - \beta \widehat{G} \end{aligned}$$

여기서 $p_L = N_L/N$ 그리고 $\overline{y_L} = (1/N_L) \sum_{t=1}^N y_t I(y_t \in I_L)$ 로 계산된다.

다음으로는 전체 표본에서 t 번째 관찰치를 생략한 후 표본평균과 지니계수를 계산한다.

$$\begin{aligned} \overline{y_{(-t)}} &= \frac{1}{N-1} (N\overline{y} - y_t), \\ \widehat{G_{(-t)}} &= \frac{2}{y_{(-t)}(N-1)^2} (R - r_t y_t - K_t) - \frac{N}{N-1}. \end{aligned}$$

여기서

$p_{L,(-t)}$ 는 만약 $y_t \in I_L$ 이면 $\frac{N_L-1}{N-1}$ 이고, $y_t \in I_H$ 면 $\frac{N_L}{N-1}$ 이며, 한편 $\overline{y_{L,(-t)}}$ 는 $y_t \in I_L$ 면 $\frac{1}{N_L-1}(N_L\overline{y_L}-y_t)$ 이고 $y_t \in I_H$ 면 $\overline{y_L}$ 이다. 이를 바탕으로 다음을 계산한다.

$$\begin{aligned} G-EGR\text{양극화지수}(\alpha, \beta, \theta)_{(-t)} &= p_{L,(-t)}\left(1 - \frac{\overline{y_{L,(-t)}}}{\overline{y_{(-t)}}}\right)[(1-\theta)p_{L,(-t)}^\alpha \\ &\quad + \theta(1-p_{L,(-t)})^\alpha + \beta] - \beta\widehat{G_{(-t)}} \end{aligned}$$

이상을 모든 t 에 대해 반복한 후 다음의 등식을 반복적으로(recursively) 풀어나가면서

$$\begin{aligned} v_t &= v_{t-1} + \frac{N-1}{N}[G-EGR\text{양극화지수}(\alpha, \beta, \theta)_{(-t)} \\ &\quad - G-EGR\text{양극화지수}(\alpha, \beta, \theta)]^2 \end{aligned}$$

v_N 을 구하면 ($v_0 = 0$) 그것이 $G-EGR$ 양극화 지수의 추정량에 대한 재크나이프 분산 추정치가 된다.

Bi-Polarization of the Income Distribution After the Recent Financial Crisis: Trends, Causes, and Policy Implications

Donggyun Shin^{*}

Abstract

Analyses of the Korea Labor and Income Panel Survey data conclude that the income distribution has been significantly bi-polarized during the 1997-2004 period. While favorable labor market conditions are found to reduce bi-polarization of the income distribution to some degree, there still exists a strong long-term upward trend in estimated bi-polarization indices even after the cyclical effects are controlled for, implying that the current trend may not be reversible even in the face of future economic growth. The rapid increase in the bi-polarization index is mainly attributed to transfer income and income from real estate among others. Overall, the findings in the current study suggest that the total effective antagonism in Korean society has been rapidly increasing since the recent financial crisis.

Key Words: income distribution, bi-polarization, social unrest

^{*} Associate Professor, College of Economics and Finance, Hanyang University