

# 소득분포의 양극화: 개념과 실태

신 동 균\*

## I. 서론

최근 한국에서는 양극화에 대한 논의가 매우 활발하게 전개되고 있다. 그러나 사회 및 노동시장이 양극화되어 가고 있다는 수많은 지적에도 불구하고 실제로 양극화가 어떤 의미에서 그리고 어느 정도로 진전되고 있는가에 대한 분석적인 연구는 드문 실정이다. 이 글의 목적은 다극화 내지 양극화의 개념 및 중요성을 소개하고, 기존의 연구들이 개발한 지수를 이용하여 한국에서의 소득분포 양극화의 추이를 분석하며, 나아가 양극화의 원인에 대한 일차적인 진단을 시도한다.

## II. 다극화와 소득불평등

상대적으로 최근에 들어서면서부터 소득불평등에 대한 논의는 단순히 지니계수, 일반화된 엔트로피 지수 등을 기준으로 한 소득불평등의 추세 내지 그 원인분석을 넘어서 ‘분포의 변동’으로 그 초점을 다양화시키고 있다. 이러한 논점의 추가 내지 이동의 이면에는 중산층의 몰락(disappearing middle class)이라는 이슈가 자리잡고 있다. 흔히 중산층의 쇠퇴현상과 소득불평등의 심화현상을 동일시하고 있으나 Wolfson(1994)도 지적하였듯이 양자는 개념상의 상당한 차이를 내포하고 있다. 또한 Esteban and Ray(1994) 등의 연구들에서도 강조하고 있듯이 전통적인 지니계수 등 소득불평등 지수는 분포의 변동을 반영하지 못하는 단점을 지니고 있다. 이러한 문제의식에서 나온 개념이 다극화

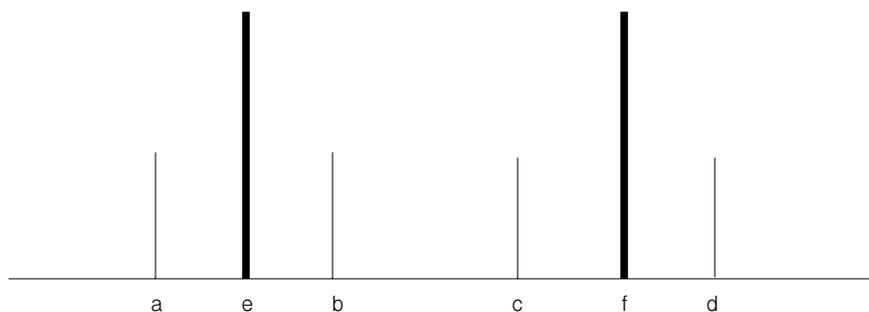
\* 한양대학교 경제학부 교수(dgshin@email.hanyang.ac.kr).

(polarization)이다.1)

우선 소득불평등 지수는 근본적으로는 분포의 산포도(dispersion)를 나타낸다고 볼 수 있다. 이 소득불평등 지수들의 기저에는 부자로부터 가난한 사람들에게 소득을 이전하는 행위는 다른 조건이 같을 경우 (여기에는 소득의 순위가 불변이라는 조건도 포함됨), 소득불평등도를 감소시킨다는 피구-달톤의 공리(Pigou-Dalton axiom)가 있다. 그러나 불평등지수들은 전체 평균(global mean)으로부터의 차이만을 강조하고 있는 반면, 지역평균(local mean) 중심으로 집락화(clustering)되는 현상을 무시하는 특성이 있다. 달리 표현하면 전통적인 소득불평등 지수들은 분포의 변화를 반영하지 못하는 단점이 있다. 이와 달리 다극화 지수는 분포의 집락성(clustering)에 보다 큰 비중을 두면서 분포의 변동이 지수값의 변동으로 나타날 수 있도록 설계되었다. 중산층의 몰락과 같은 현상들이 바로 다극화와 관련된 개념이다. 이 다극화의 개념은 전통적인 소득불평등 지수의 바탕이 되는 피구-달톤(Pigou-Dalton)의 공리와 배치될 수 있다. 예를 들어 [그림 1]에서 a, b, c 및 d의 네 소득수준으로 이루어진 소득의 일양분포를 생각해 보자. 여기서 a와 b 사이의 그리고 c와 d 사이에 소득재분배를 시행한 결과 [그림 1]의 굵은 선으로 표시된 바와 같이 e와 f의 두 수준으로 이루어진 소득분포로 바뀌었다고 하자. 명백히 전반적인 소득 불평등은 줄어들었다. 그러나 재분배 이전과 비교하여 재분배 이후에는 소득분포가 보다 집락화(clusterd)되었으며 중산층은 사라졌음을 알 수 있다. 이런 의미에서 그 사회는 양극화(bi-polarized)되었다고 할 수 있다.

기존의 연구들 중 소득불평등과 다극화의 개념상의 차이를 체계적으로 밝힌 연구들이 많은데 Esteban and Ray(1994, 1999), Levy and Murname(1992), Wolfson(1994), D'Ambrosio(2001), Duclos, Esteban and Ray(2004) 등이 대표적인 예이다. 이 연구들에 의

[그림 1] 소득 불평등과 양극화의 예시



주: 가로축은 소득수준을, 세로축은 각 집단에 대한 상대도수를 나타냄.

1) Polarization을 직역하면 ‘극화’가 되겠지만 극점의 개수는 임의의 N개가 될 수 있으므로 발음 편의상 다극화라고 칭한다. 향후 극점의 개수가 두 개인 경우는 양극화라고 명명한다.

하면 한 소득분포로부터 계산된 불평등 지수가 매우 낮다고 하더라도 그 분포가 서로 분리되어 있는 몇 개의 극점들을 중심으로 집락되어 있을 때에는 (아무리 극점들 사이의 거리가 가깝다고 하더라도) 소득분포가 다극화되어 있다고 볼 수 있으며 집단 사이의 갈등이 유발될 가능성이 높아진다. 이처럼 다극화 지수는 한 사회가 지니고 있는 내재적 갈등의 수준을 나타낸다. 이 개념을 양극화를 이용하여 부연설명해 보자. 소득분포가 양극화된다는 것은 단순히 소득의 하위집단과 상위집단과의 격차가 커지는 것만을 말하는 것이 아니며 각 집단이 특정값을 중심으로 집락화(clustered)되는 현상도 아울러 의미한다. 즉, 두 집단 사이의 갈등의 수위는 두 집단간 소득의 격차가 벌어질 때 높아지기도 하지만 집단간 소득격차가 불변이어도 각 집단 내 구성원들 사이의 소득격차가 줄어들 때에도 높아진다. 다시 말해 두 집단간 갈등은 집단간 이질성이 커질수록 더 커지지만 그 갈등의 가능성은 집단 내 구성원들이 서로 동질감을 느낄수록 증폭된다. 바로 이 집단 내 동질성의 역할이 양극화의 개념을 소득불평등의 개념과 구별되게 하는 부분이다. 이와는 달리 소득불평등은 집단간 (혹은 개인간) 소득의 차이만을 강조하는 개념이다.

### III 다극화 지수

현 연구에서는 Esteban and Ray(1994) 및 Duclos, Esteban and Ray(2004)류의 동질성-이질성 접근법(identification-alienation approach)에 기초하여 논의를 전개한다. 확률변수인 소득  $y$ 는 유한 폐구간  $[a, b]$ 에서 밀도함수  $f$ 로서 표시된다고 하자. 또한  $y$ 는 평균( $\mu$ )이 1이 되도록 정규화(normalize)되었다고 하자. 이 밀도함수  $f$ 는 다음과 같은  $N$ 개의 극점(spike)들로 구성된 집합( $\rho$ )으로 표시해 볼 수 있다.

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

여기서  $\pi_i$ 는 확률변수의 값이  $y_{i-1}$ 과  $y_i$  구간 사이에 놓일 확률을 의미하며  $\mu_i$ 는 각 구간 내에서의 조건부 평균값을 의미한다.

여기서 Esteban and Ray(1994)가 개발한 다극화 지수(향후 이를 단순 ER지수라고 부르자)는 다음과 같이 정의된다.

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

이 단순 ER지수는 동질성 함수(identification function,  $\pi_i^\alpha$ )와 이질성 함수(alienation function,  $|\mu_i - \mu_j|$ )라는 두 행태 함수(behavioral function)에 의존한다. 여기서 동질성 함수는 특정 개인이 속한 소득집단의 규모의 증가함수이다. 어떠한 개인에 대해서도 그 개인과 같은 집단에 속한 개인들의 수가 많을수록 그 특정 개인이 느끼는 동질감은 커진다. 한편 이질성 함수란 집단간 소득격차가 유발하는 반감(antagonism)을 나타낸다. 특정 개인은 자신이 속한 그룹과 다른 그룹과의 소득격차가 클수록 이질감 혹은 반감을 더 크게 느끼게 된다. 여기서 다극화 지수는 이러한 동질성과 이질성 모두의 증가함수로 볼 수 있는데 결국 단순 ER지수는 양자를 곱한 후 모든 그룹에 대해 가중평균함으로써 정의된다.<sup>2)</sup> 직관적으로 설명하면 소득집단간 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 다극화 지수를 불평등 지수와 구별하게 하는 모수값이다. 값이 크면 클수록 ER지수는 표준적인 지니계수와 멀어지게 된다. 사실  $\alpha$  값이 0일 때 단순 ER지수는 지니계수와 같아진다. 즉, 지니계수는 ER지수의 특별한 경우로 취급될 수 있다. 그러나  $\alpha$ 값은 모든 값을 자유롭게 가질 수 없다. Esteban and Ray(1994)는 다극화 지수에 관한 일정한 공리들을 만족시키기 위해서는  $0 \leq \alpha \leq 1.6$ 을 만족해야 한다는 것을 보였다.

그러나 이러한 단순 ER지수는 원래의 소득분포를 몇 개의 극점으로 표시하는 과정에서 다극화를 과대포장하게 되는 문제점을 안고 있다. 즉, 연속밀도함수를 N개의 극점들로 표시함으로써 발생하는 오차를 생각해 볼 수 있다. 이 오차  $\{\epsilon(f, \rho)\}$ 는 원래의 밀도 함수의 형태와 극점들을 어떻게 표시하는가에 따라 달라질 것이다. 이에 Esteban, Gradin and Ray(1999) 및 Duclos, Esteban, and Ray(2004)는 이러한 단순한 ER지수에 근사에 의한 다극화의 과장된 부분을 조정하기 위해 다음과 같은 개선된 다극화 지수를 만들었다 (향후 이를 개선된 다극화 지수라 하자).

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

2) 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 성립하지 않지만 집단 내에서는 지켜진다.

여기서  $\beta$ 란 단순 ER지수를 계산하는 과정에서 발생하는 ‘근사오차’에 두게 되는 가중치를 나타내는 모수값이다.

그렇다면 소득분포를 어떻게 N개의 극점(spike)들로 나타낼 수 있는가? 여기에는 두 가지 이슈가 등장한다. 하나는 극점들의 수가 몇 개여야 하는가와 다른 하나는 그 극점들의 위치(location)이다. 현재까지 진행된 연구를 바탕으로 논의하면 그 극점들의 수는 외생적으로 결정한다. 예를 들어 빈민층, 중산층, 그리고 부유층의 세 층으로 구분할 수도 있고 빈민층과 부유층의 양분법을 쓰기도 한다. 이는 연구자의 자의적인 판단에 맡기게 된다. 그러나 각 극점들의 위치들은 일정한 기준에 의해 내생적으로 결정되어야 할 것이다. 이에 대해서도 모든 연구자들이 동의하는 기준은 아직 개발되어 있지 않으나 일단 그룹 내의 동질성이 어느 정도 유지되어야 한다는 점, 즉 그룹 내의 산포도는 전체 산포도와 비교하여 상대적으로 작아야 한다는 점에 대해서는 이견이 없다.

위의 연구들이 제시한 한 가지 기준은 전술한 근사에 의한 오차를 다음과 같이 정의하고 이를 최소화하는  $\rho$ 를 선택하는 것이다.

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

이는 그룹 내에서의 두 소득 값의 차이를 평균낸 것과 같다. 기하학적으로 보면 N개의 극점으로 이루어진  $\rho$ 는 원래의 로렌즈 곡선을 N개의 선분으로 이루어진 선형 로렌즈 곡선으로 변형시킨 것에 해당한다. 이 경우 식 (3)에서 오차를 최소화한다는 것은 원래의 로렌즈 곡선과 선분으로 이루어진 로렌즈 곡선 사이의 면적을 최소화한다는 것과 같다. 따라서 최적점  $\rho^*$ 에서는

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

가 성립하며 여기서  $G(\cdot)$ 는 괄호 안의 분포에 해당하는 지니계수를 의미한다. 식 (4)를 식 (2)에 대입하면 구하고자 하는 다극화 지수의 값이 다음과 같이 도출된다.

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

그렇다면 최적의  $\rho^*$ 는 어떻게 구할 것인가? Esteban, Gradin and Ray(1999), Duclos, Esteban, and Ray(2004) 등은 오차를 최소화하는  $\rho^*$ 가 다음의 조건을 만족함을 보였다.

$$y_i^* = \lambda \mu_i^* + (1 - \lambda) \mu_{i+1}^*, \quad \lambda = \frac{\pi_i^*}{\pi_i^* + \pi_{i+1}^*} \quad (6)$$

이는 극점들의 위치를 선택함에 있어서 인접한 두 구간을 분할하는 소득수준은 두 구간의 조건부 평균값들의 가중평균이어야 하며 이 때 앞서 정의한 오차가 최소화됨을 의미한다.

### 1. 양극화 지수(bi-polarization index)

많은 연구자들의 특별한 관심들 중의 하나는 한 사회가 얼마나 양극화되어 있는가이다. 특히 분석하고자 하는 특성 변수가 지지정당, 노조 및 비노조, 종교 등 쉽게 양분될 수 있는 성격의 것이라면 더욱 그러하다. 소득의 경우도 중산층의 몰락현상이 가속화되면서 빈민층, 중산층, 부유층의 삼분법보다는 빈자와 부자라는 이분법의 상대적 설득력이 더 커져왔다. 한 사회가 얼마나 양극화되었는가를 분석하기 위해서는 앞선 논의에서 극점을 둘로 정하고 논의를 전개하면 된다. 이 경우 식 (6)에 해당하는 소득분할점은 하나만 존재할 것이며 이를  $y$ , 이 분할 점에서의 분포함수(distribution function)의 값을  $\pi$  라고 하자.

한편  $\pi$ 에서 평가한 로렌즈 곡선의 세로축 길이를  $L(\pi)$ 라고 하면  $\mu_1 = L(\pi)/\pi$  그리고  $\mu_2 = \{1 - L(\pi)\}/(1 - \pi)$ 의 식들이 성립함을 쉽게 알 수 있다. 이를 이용하며 식 (1)을 다시 쓰면

$$\begin{aligned} ER(\alpha, \rho) &= (\mu_2 - \mu_1) \{ \pi^{1+\alpha} (1 - \pi) + (1 - \pi)^{1+\alpha} \pi \} \\ &= \{ \pi^\alpha + (1 - \pi)^\alpha \} \{ \pi - L(\pi) \} \end{aligned} \quad (7)$$

이 성립하며 연속변수의 분포를 극값으로 표시함으로써 발생하는 오차는 다음과 같이 표시됨을 알 수 있다.

$$\epsilon(f, \rho) = G - \{ \pi - L(\pi) \} \quad (8)$$

따라서 식 (2)는

$$P(f, \alpha, \beta, y) = \{ \pi^\alpha + (1 - \pi)^\alpha \} \{ \pi - L(\pi) \} - \beta [ G - \{ \pi - L(\pi) \} ] \quad (9)$$

가 됨을 알 수 있다.

등식 (9)에서 다극화 지수는  $y$ 값(즉  $\pi$  값)에 의존함을 알 수 있다. 여기서 근사에 의한 오차를 최소화하기 위해서는 로렌즈 곡선과 45도선 사이의 거리를 최대화하는  $y$ 값을 찾아야 할 것이다. 즉,  $\{\pi - L(\pi)\}$ 을 최대로 하는  $\pi$  값을 찾아야 할 것이다. 만약 로렌즈 곡선이 강볼록(strictly convex)함수라면 유일한 해가 존재하며 이는  $y=\mu$ 가 될 것이다. 즉, 근사에 의한 오차를 가장 최소화시키는 최적의 소득분할점은 전체 소득의 평균값으로 나타난다. 한편 평균편차(mean deviation,  $D$ )가 다음과 같이 표시되며

$$D = (1/2\mu) \int |\mu - y| f(y) dy = \pi_\mu - L(\pi_\mu), \pi_\mu = F(\mu) \quad (10)$$

$\mu=1$ 이므로 오차를 최소화한 상태에서 식 (9)는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$P(f; \alpha, \beta) = \{\pi_\mu^\alpha + (1 - \pi_\mu)^\alpha\} D - \beta(G - D) \quad (11)$$

현 연구에서는  $\beta=1$ 로 고정시켜 놓고  $\alpha$  값을 변화시키면서 양극화 지수값을 추정하고 이를 소득불평등 지수와 비교하겠다.

## IV. 실증분석 결과

### 1. 데이터

현 연구에서는 한국노동연구원이 1998년 이래로 구축해온 KLIPS 데이터를 사용하여 분석한다. 기존 대부분의 연구들은 양극화 문제를 다룸에 있어서 가구소득을 사용해 왔다. 따라서 외국과의 비교분석을 위해서도 모집단에 대해 대표성이 있는 표본에 대해 가구소득을 보고해온 데이터 베이스가 필요하며 양극화의 추이를 관찰하기 위해서는 가능한 오랜기간 동안 자료가 축적된 데이터 베이스가 필요하다. KLIPS의 표본추출 단위는 가구이고 1998년 이래 약 5,000가구를 현재까지 추적관찰해 오고 있으며 가구소득을 항목별로 상세하게 보고하고 있다.

가구총소득은 총근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회보험, 이전소득 및 기타 소득의

합으로 정의된다. 이 모든 소득변수들은 전(former) 연도에 해당하므로 1998년부터 2004년도까지의 7개년도 조사를 통해 추출된 소득변수들의 값은 1997년부터 2003년도에 해당한다.<sup>3)</sup> 비록 분석의 초점은 총가구소득 분포의 양극화 추이에 있지만 현 연구에서는 근로소득의 양극화 추이를 아울러 분석한다. 이를 통하여 총가구소득 분포의 양극화가 주로 근로소득 분포의 양극화에 기인하는지를 평가하고자 한다. 이를 위해서는 우선 위에 언급한 총근로소득을 이용한다. 여기에는 자영업소득이 포함되어 있다. 근로소득에서 자영업소득을 제외시키고 보다 순수한 의미에서의 근로소득 변수를 사용하기 위해서는 적어도 KLIPS 데이터상에서는 가구단위로 불가능하며 개인단위의 데이터를 사용해야 한다. KLIPS는 1998년부터 2004년도 매 조사시점에서 개개인이 가지고 있었던 주된 일자리로부터의 월평균 근로소득을 보고하고 있으며 개개인이 임금근로자인지 아니면 비임금근로자인지에 대한 정보도 아울러 보고하고 있다.

## 2. 총가구소득 분포의 양극화 추이

<표 1>은 양극화 지수와 관련된 다양한 기초통계량들을 보고하고 있다. 우선 전체 가구를 평균값을 중심으로 양분했을 때 평균 이하에 속한 가구들의 규모( $\pi$ )는 1997년의 55%에서 1998년에는 62.9%로 크게 증가하였다가 그 이후에는 약한 정도의 등락을 반복하며 그 수준을 유지하고 있다. 일반적으로 평균소득 이하 인구비중의 증가가 소득의 양극화를 부추기는 방향으로 작용할 것인가에 대해서는 두 가지 사항을 고려해야 한다. 하나는 두 그룹 사이의 인구비중에 있어서의 차이가 커질수록 (따라서 한 그룹의 비중이 점점 작아질수록) 대결구도는 점점 약해지게 된다는 점이며, 또 다른 하나는 규모가 증가된 그룹의 경우에도 추가적으로 유입된 구성원들이 그 그룹 내의 동질성을 강화시키는 역할을 하는가에 따라서도 결과는 달라진다는 점이다. 만약 저소득그룹의 규모 확대가 동시에 그룹 내의 이질성(분산)을 더 크게 만든다면 그 자체로서는 오히려 갈등 구도를 해소하는 방향으로 작용할 것이다. 등식 (9)를 이용하여 표현하면 이 경우 근사에 의한 오차항의 역할이 더 커져서 이를 조정하고 나면 양극화 지수의 값은 작아질 수도 있다. 그러나 새로 유입된 구성원들이 그룹 내 동질성을 강화시킨다면 (이는 새로 유입된 구성원들의 소득이 기존 구성원들 소득의 평균과 유사할 경우이다) 이는 오히려 양극화 지수의 값을 증가시키는 방향으로 작용할 것이다. 기술적으로 표현하면 근사에 의한 오차항의 역할을 줄이게 되기 때문이다.

3) 박성준(2000: 63)이 보고하고 있듯이 도시가계조사는 근로소득의 문제를 다루기에는 적합하나 가구 총소득 변수를 분석하기에는 여러 가지 자료상의 문제점들을 보이고 있다.

<표 1> 기초 통계량

	표본가구수	$\pi$	$L(\pi)$	$\mu$	$\mu_L$	$\mu_H$
1997	4,677	0.5538	0.2989	1791.24 (1624.19)	879.79 (509.25)	2922.36 (1811.07)
1998	4,335	0.6291	0.3533	1915.29 (1906.63)	1032.94 (520.26)	3411.65 (2404.84)
1999	4,131	0.6120	0.3311	2001.95 (2490.24)	1076.66 (543.45)	3461.18 (3469.81)
2000	4,077	0.6188	0.3311	2149.66 (2041.26)	1127.95 (602.83)	3808.46 (2429.29)
2001	4,189	0.6348	0.3391	2610.14 (2986.20)	1383.26 (733.35)	4742.34 (4040.21)
2002	4,437	0.6245	0.3300	2762.82 (2731.97)	1428.88 (768.81)	4885.64 (3381.55)
2003	4,622	0.6201	0.3150	2931.69 (3129.69)	1480.05 (814.46)	5253.55 (3983.10)

주:  $\pi$ 는 평균소득 이하의 근로자(저소득층)의 비중,  $L(\pi)$ 는  $\pi$ 에서 평가한 로렌즈 곡선의 세로축 길이,  $\mu, \mu_L, \mu_H$ 는 각각 전체, 저소득층 및 고소득층의 평균소득을 나타냄. 괄호 안의 수치들은 표준편차를 나타냄.

자료: KLIPS.

[그림 2]에서는 <표 1>의 마지막 두 열에 있는 수치들을 이용하여 고소득층과 저소득층의 소득격차를 도식화하고 있다. 1997년도에서의 소득격차를 100으로 하고 그 이후의 소득격차를 이에 대한 백분율로 표시하고 있다. 전구간에 걸쳐 상승해 왔으나 1997~1998년, 2000~2001년, 그리고 2002~2003년 기간에 걸친 증가가 두드러져 보인다. 이러한 소득 격차의 증가는 각 개인이 느끼는 이질성의 값을 증가시켜 전반적으로 양극화 지수의 값을 증가시키는 데에 기여할 것으로 판단된다.

각 그룹 내에서 구성원간 동질성의 정도를 대략적으로 파악하기 위해 각 그룹별 표준편차를 그룹별 평균으로 나누어 계산해 보았다. 그 결과 저소득층의 수치는 1997년도의 0.579에서 1998년도에는 0.504로 크게 하락하여 두 연도 사이에 이 효과에 의해서는 양극화 지수의 값이 크게 증가했을 것이라 판단된다. 그러나 그 이후에는 그대로 유지하여 왔다. 한편 고소득층의 경우에는 1997년의 0.620을 시작으로 향후 6년간 0.705, 1.002, 0.639, 0.852, 0.692 및 0.758로 등락을 거듭하였으나 전반적으로는 완만하게 상승하는 듯한 추세를 보이고 있다.

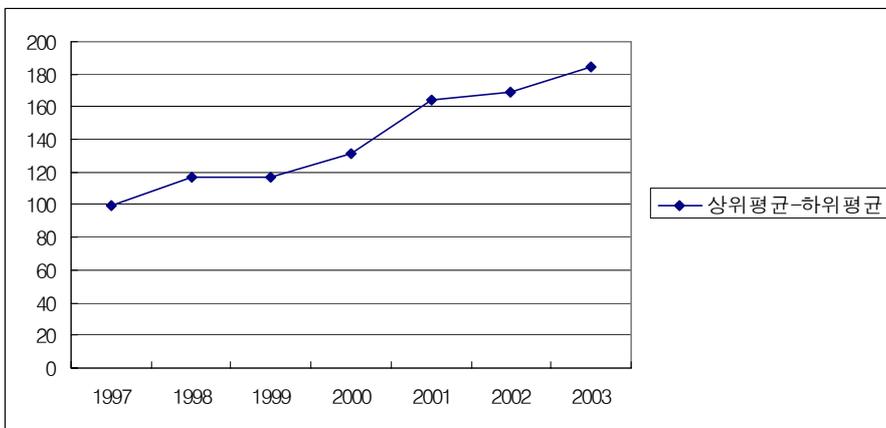
이처럼 기초통계량으로 보면 요인에 따라 그리고 시점에 따라 양극화 지수의 값이 커질 수도 작아질 수도 있어서 전반적으로 양극화 지수의 값이 어떻게 변해갈 지에 대해서는 실제 지수를 이용하여 분석해야 할 것이다.

<표 2>에서는 1997년부터 2003년 기간 동안 각 연도에 대해 가구소득의 분포를 개선된 양극화 지수와 지니계수로 표시하고 있다. 우선 전반적으로 볼 때 지니계수의 값과

더불어 양극화 지수의 값은 1997~2003년 기간 증가해 왔다. 그러나 지니계수의 값이 1997년 대비 2003년도에 7.4% 증가하여 다소 미약한 증가를 보인 것과 대조적으로 양극화 지수의 값은 기하급수적으로 증가해 왔다. 동기간 동안 양극화의 지수의 값은  $\alpha=1$ ,  $\alpha=1.3$ ,  $\alpha=1.6$ 에 대해 1997년도 대비 2003년도에는 각각 67%, 111%, 310% 증가하여 소득분포가 심하게 양극화되었음을 느끼게 한다.

여기서 양극화 지수에 대한 몇 가지 주의할 점을 지적해 보자. 첫째, 비록 국내 및 외국의 많은 연구들의 우선적 관심이 소득분포의 양극화에 있음으로 인하여 현 연구에서도 양극화를 주된 관심으로 다루고 있지만 한 국가의 소득분포가 반드시 두 개의 극점을 가진 분포로 대표되는 것은 아니며 극점의 수가 한 개 혹은 세 개 이상일 수도 있다.

[그림 2] 상위그룹과 하위그룹의 소득격차 추이



주: 상위 및 하위란 각각 평균소득 이상 및 이하의 집단을 말함. 1997년에서의 두 집단 사이의 평균값 차이를 100으로 하고 이후의 두 집단간 차이를 백분율로 표시.

자료: KLIPS.

<표 2> 개선된 양극화 지수: 가구총소득

	개선된 양극화 지수			지니계수
	$\alpha=1$	$\alpha=1.3$	$\alpha=1.6$	
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.

그러나 현재까지 개발된 방법론으로는 최적의(optimal) 극점의 수를 선택하게 하는 기준은 없다. 둘째, 그렇다면 특정 소득분포의 극점의 수가 한 개인 경우 어떻게 양극화를 논할 수 있을 것인가? 이 경우 비록 소득분포 자체는 극점의 수가 두 개인 분포로 대표될 수 없지만 그 소득분포가 등식 (11)에서 제시된 기준에 따라 얼마나 양극화의 모습에 근접해 가는가에 대한 논의는 여전히 유효하다. 예를 들어 특정 국가의 소득분포가 두 시점에서 모두 로그 정규분포를 갖는다고 하더라도 두 시점 사이에 평균 이하 및 평균 이상의 소득집단간 격차는 다를 수 있으며 각 집단 내의 조건부 평균값을 중심으로 하는 분산도 차이가 날 수 있다. 차이가 날 경우 두 시점 사이에 소득분포가 등식 (11)이 제시하는 기준에 따라 ‘양극화’되었는가를 논할 수 있다. 물론 전술한 바와 같이 이 경우에는 삼극화 혹은 사극화의 논의가 더 적절할 수 있지만 아직 극점의 수의 선택에 대한 과학적 논의는 없으며 따라서 대부분의 연구들에서 양극화에 주된 관심을 가지고 있는 실정이다. 셋째, 한국의 소득분포는 몇 개의 극점의 수를 가진 분포로 대표될 수 있는가? 재차 언급하면 이에 대한 통계적 검증은 현재로서는 개발되어 있지 않다.<sup>4)</sup> 지면 관계상 자세한 보고는 생략하겠지만 KLIPS 자료를 검토한 결과 총가구소득의 분포는 최근(특히 2002년 및 2003년)에 들어서는 두 개의 극점을 가지고 있을 가능성을 시사하고 있다.

이제 각 지수들의 변화 추이를 그래프를 이용하여 음미해 보자. 개선된 양극화 지수와 지니계수의 의미 있는 비교를 위해서는 특정 연도(1997년)에 양자를 모두 100으로 놓고 그 이후의 수치들을 이에 맞추어 조정한 후 비교해야 할 것이다. 그 결과를 [그림 3]에서 나타내주고 있다. 주요 패턴을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 이 그림에서 볼 수 있듯이 모든 연도에 있어서  $\alpha$ 값과 관계없이 양극화 지수의 값은 지니계수의 값보다 크게 나타났다. 즉, 양극화의 진전속도는 비교연도(1997년) 대비 퍼센트 증가라는 면에서 소득불평등의 진전속도보다 항상 빨라왔다는 점이다. 둘째, 모든  $\alpha$ 값에 대해 양극화 지수의 값과 지니계수의 값 차이는 시간의 경과에 따라 전반적으로 확대되어 왔다. 셋째,  $\alpha$ 값이 클수록 양극화 지수의 값은 지니계수의 값과 멀어진다. 요약하면 1997~2003년 기간 동안 전반적으로 지니계수로 표시된 소득불평등도는 미약하게 증가한 것과 비교하여 양극화는 심각하게 진전되었다. 한편 양극화 지수는 1999~2000년 기간에는 약간 감소하였으며 2001~2002년에는 증가율이 둔화되었으나 그 밖의 전구간에서는 빠른 속도로 진행되었다.

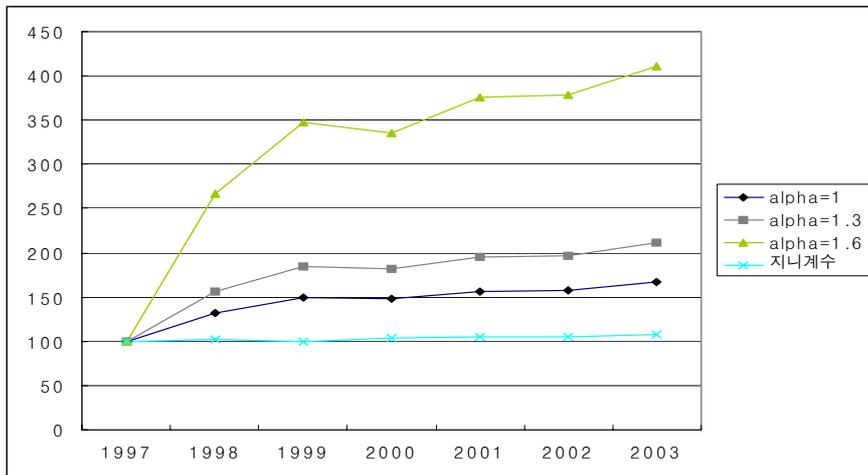
<표 3>에서는 다양한 양극화 지수값들과 지니계수 사이의 교차 상관관계수들을 보고하고 있다. 서로 다른  $\alpha$ 값에 해당하는 양극화 지수들 사이에는 강한 상관관계가 존재한

4) 예를 들어 가설검정을 통하여 특정 분포가 로그 정규분포를 따르는 것이 판명난다고 하더라도 그 자체로서 양극(bi-modal)분포 혹은 삼극분포를 기각하는 것은 아니다.

다. 이들과 비교하여 달리 지니계수값과 양극화 지수값들 사이의 상관계수는 0.73~0.77 정도에 그치고 있다. 여전히 상관관계가 크게 나타나고 있으나 양극화 지수가 지니계수와 다른 지수라는 것을 보여주고 있다. 예측한 대로  $\alpha$  값이 작아질수록 지니계수와의 상관관계는 커지며 1.6의 방향으로 커질수록 상관관계는 상대적으로 약해지는 경향이 생긴다.

[그림 4]에서는 단순양극화 지수를 1997년도를 기준으로 도식화하고 있다. 단순 ER지수의 값을 기준으로 보더라도 전반적으로 지니계수보다 상승률이 더 크나 개선된 양극화 지수의 상승률보다는 현저하게 낮게 나타난다. 1997년 대비 2003년의 상승률은  $\alpha=1$ ,  $\alpha=1.3$ ,  $\alpha=1.6$ 에 대해 각각 19.7%, 20.8%, 22.3%로 나타나 앞서 기록한 개선된 양극화 지수의 상승률에 크게 못미친다. 이는 결국 단순 지수와 확대된 지수 사이의 차이를 나타내는 그룹 내의 이질성(within-group heterogeneity)이 양극화가 진행됨에 따라 더 작아

[그림 3] 개선된 양극화 지수와 지니계수의 변화 비교



주: 모든 지수들은 기준 연도인 1997년을 100으로 함.  
 자료: KLIPS.

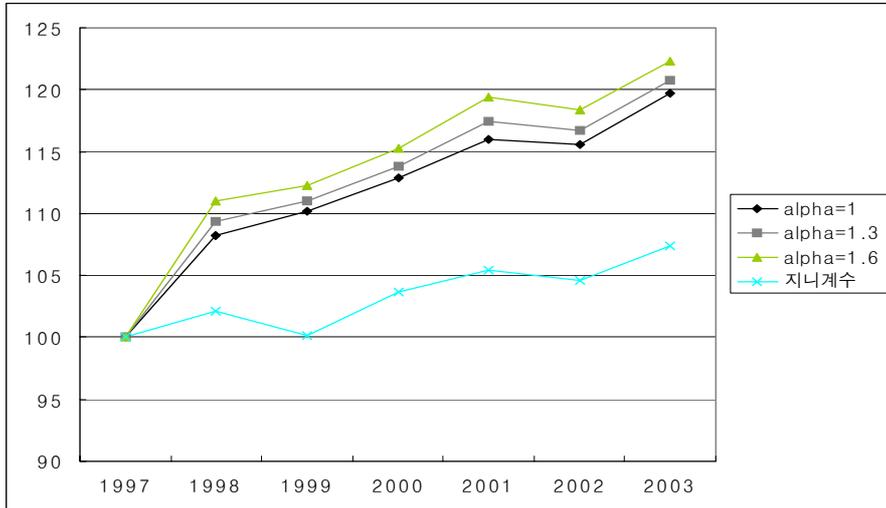
<표 3> 교차 상관계수

	$\alpha=1$	$\alpha=1.3$	$\alpha=1.6$	지니계수
$\alpha=1$	1	0.9993	0.9970	0.7666
$\alpha=1.3$	0.9993	1	0.9992	0.7476
$\alpha=1.6$	0.9970	0.9992	1	0.7284
지니계수	0.7666	0.7476	0.7284	1

자료: KLIPS.

져 왔다는 것을 의미한다. 이러한 단순 ER지수와 개선된 ER지수 사이의 괴리는  $\alpha$  값이 클수록 더욱 현저하게 나타났다. 사실 개선된 양극화 지수와는 달리 단순 ER지수의 경우 지수의 증감률은  $\alpha$  값과 다소 무관한 것으로 나타났다.

[그림 4] 단순 양극화 지수와 지니계수의 변화추이 비교



주: 모든 지수들은 기준 연도인 1997년을 100으로 함.  
자료: KLIPS.

집단 내의 동질성 강화가 개선된 양극화 지수의 값 상승에 큰 기여를 했다는 앞선 결과를 보다 깊이 있게 분석해 보자. <표 4>의 첫 열에서는 오차항으로 표현되는 그룹 내 이질성(혹은 소득격차, 혹은 소득불평등의 정도)을 보고하고 있으며, 제2열에서는 그 이질성의 정도를 지니계수에 대한 비율로 표시하고 있다. 이 표에서 볼 수 있듯이 그룹 내 구성원들의 이질성은 절대적인 수준에서나 지니계수에 대한 상대적인 비율에 있어서 1999~2000년 사이를 제외하고는 전반적으로 감소해 왔다. 결국 표본기간 동안 그룹간 소득격차가 증가해온 동시에 그룹 내 구성원들 사이의 소득격차는 줄어들어 왔으며 이러한 집단 내 동질성의 강화도 역시 개선된 양극화 지수의 값을 증가시키는 방향으로 작용해 왔다는 것을 알 수 있다.

전반적인 집단 내의 동질성 증가가 주로 어느 그룹에 기인하고 있는가를 판단하기 위해 <표 5>에서는 그룹별 지니계수를 구한 후 이를 전체 지니계수로 나누어 상대적인 비율로 표시하고 있다. 하위소득 집단 내의 지니계수를 전체를 대상으로 하는 지니계수 값으로 나눈 비율(제5열)은 1997년의 81.6%에서 금융위기 후에는 71~73% 수준으로 낮아졌다. 즉, IMF 이후 하위집단 내의 소득격차는 오히려 줄어들었다. 반면 이에 상응한

〈표 4〉 그룹 내 이질성(intra-group dispersion)

	그룹 내 이질성(수준)	지니계수에 대한 비율
1997	0.1504	0.3710
1998	0.1379	0.3333
1999	0.1248	0.3076
2000	0.1323	0.3150
2001	0.1317	0.3081
2002	0.1294	0.3053
2003	0.1301	0.2989

주: 그룹 내 이질성은 그룹 내의 모든 개인들의 소득을 하나의 극점으로 표시함에 따라 발생하는 오차로서 표시됨. 이에 대한 자세한 논의는 본문을 참조.

자료: KLIPS.

상위 소득집단의 수치들을 보면(제6열) 1997년의 56%에서 IMF 직후 61%로 증가하였다가 그 이후에는 대체로 수준을 유지하고 있다. 따라서 전체적으로 볼 때 IMF 직전과 비교하여 그 이후에 집단 내의 소득격차가 줄어든 것은 주로 하위 소득집단 내에서의 소득격차가 줄어들어온 결과라고 볼 수 있으며, 상위 소득집단 내에서의 소득격차는 오히려 IMF 이전보다 증가하여 초기의 개선된 양극화 지수의 값을 낮추는 방향으로 작용하였다.

〈표 5〉 집단 내 소득불평등도

	하위 지니	상위 지니	전체 지니	하위/전체	상위/전체
1997	0.3309	0.2268	0.4053	0.8164	0.5596
1998	0.2896	0.2535	0.4137	0.7006	0.6128
1999	0.2901	0.2475	0.4057	0.7151	0.6101
2000	0.3077	0.2488	0.42	0.7326	0.5924
2001	0.3053	0.2633	0.4274	0.7143	0.6161
2002	0.3099	0.2505	0.4239	0.7311	0.5909
2003	0.3172	0.2619	0.4352	0.7289	0.6018

주: 상위 및 하위란 각각 평균소득 이상 및 이하의 집단을 말함.

자료: KLIPS.

### 3. 근로소득 분포의 양극화 추이

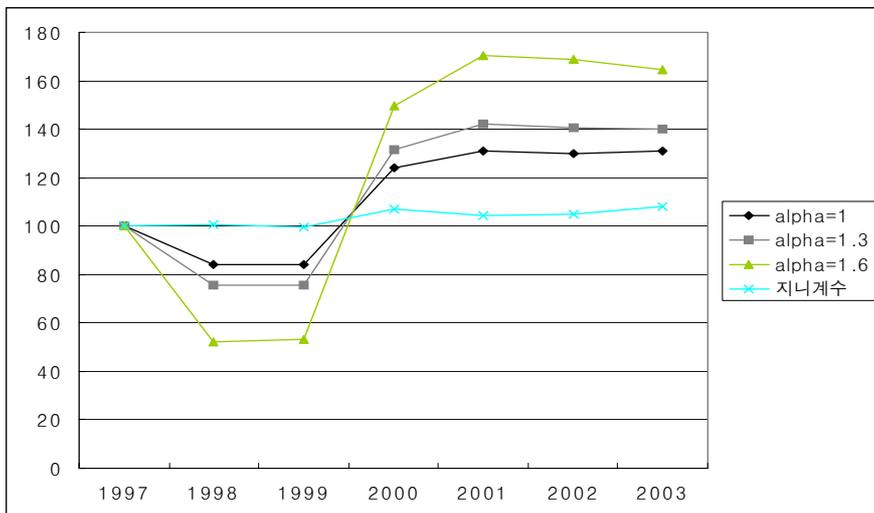
[그림 5]는 개선된 양극화 지수에 근거하여 가구 근로소득의 양극화 문제를 다루고 있다. 가구총소득의 양극화 문제를 다룬 [그림 3]과 비교하면 차이점을 보이고 있다. 우선 총근로소득의 양극화 지수값은 IMF 직전인 1997년도를 기준으로 했을 때 1998년도에는

크게 떨어졌으며 1999년도에는 그 수준을 유지하다가 2000년도에는 크게 증가하였다. 그 이후에는 유지 내지 약간 감소하는 추세를 보이고 있다. 우리는 [그림 3]에서 가구총소득을 기준으로 보면 양극화 지수의 값이 IMF 직전인 1997년에 비해 직후인 1998년에 가장 크게 증가했음을 알 수 있었다. 그러나 [그림 5]에서 근로소득을 기준으로 보면 이 시기는 양극화가 가장 줄어든 시기로 나타났다. 양극화 측면에서 이러한 근로소득과 비근로소득의 괴리현상은 2001년 이후의 양극화 추이에서도 나타난다. 근로소득의 양극화는 줄어들고 있는 반면, 가구총소득의 양극화는 계속 심화되고 있다. 다만 1999년 대비 2000도에 대해서만 근로소득의 양극화와 비근로소득의 양극화가 같은 방향으로 작용했을 뿐이다.

[그림 3]에서 가구총소득의 양극화 지수는 1997년 대비 2003년에는 67~310%로 크게 증가했음을 알 수 있었다. 그러나 근로소득을 기준으로 보면 그 수치는 30~64%에 지나지 않는다. 이와는 대조적으로 지니계수의 값은 가구총소득을 기준으로 할 경우 1997년 대비 2003년에 7% 증가한 데에 비해 가구 근로소득을 기준으로 할 경우 동 기간 8% 증가하여 큰 차이를 보이지 않고 있다. 결국 전반적인 소득불평등의 증가에 있어서는 근로소득과 비근로소득이 모두 역할을 하였지만 한국에서의 총소득 양극화는 비근로소득의 양극화가 주도하고 있음을 알 수 있다.

[그림 6]과 [그림 7]에서는 개인 근로소득의 양극화 문제를 다루고 있다. KLIPS는 현재 주된 일자리에서의 월평균 임금(임금근로자) 및 월평균 근로소득(비임금 근로자)을

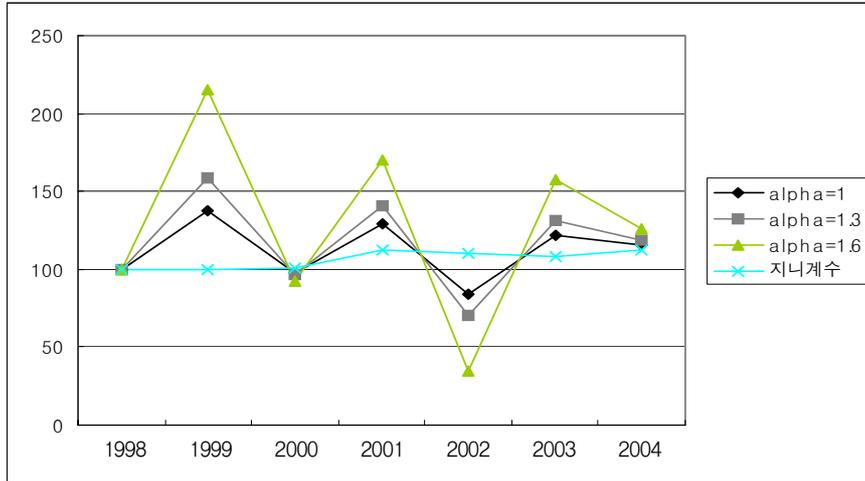
[그림 5] 가구 근로소득의 양극화



주: 모든 지수들은 기준 연도인 1997년을 100으로 함.  
 자료: KLIPS.

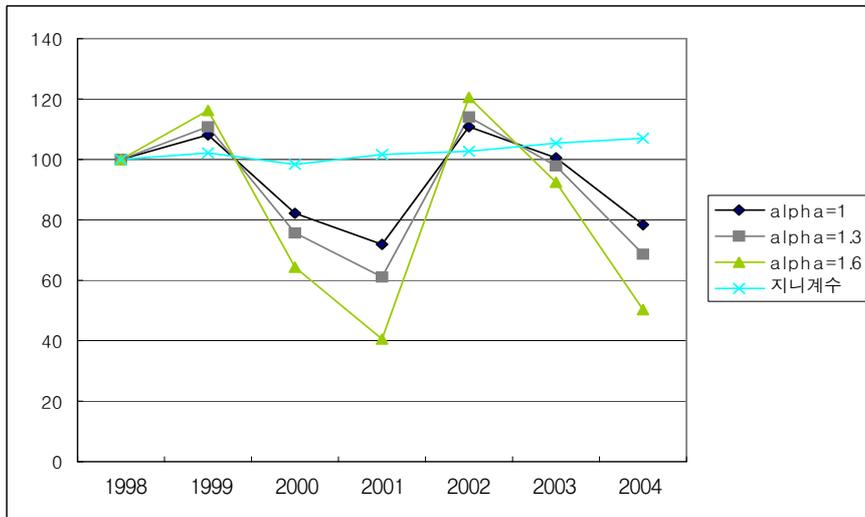
조사하고 있다. 따라서 표본기간은 1998년부터 2004년이 되며 월 단위로 측정하였기 때문에 근로시간이 양극화됨으로써 발생하는 연간소득의 양극화 문제는 비교적 줄어들게 된다. [그림 6]에서는 자영업자들의 월평균 근로소득이 포함되어 있는 반면, [그림 7]에

[그림 6] 개인 월근로소득의 양극화 : 자영업 포함



주: 모든 지수들은 기준 연도인 1997년을 100으로 함.  
자료: KLIPS.

[그림 7] 개인 월근로소득의 양극화 : 자영업 제외



주: 모든 지수들은 기준 연도인 1997년을 100으로 함.  
자료: KLIPS.

서는 이들이 제외되었다. 우선 가장 중요한 발견은 어느 그림을 보나 개인 차원의 임금 내지 근로소득의 양극화는 적어도 심화되고 있지 않다는 점이다. 오히려 두 경우 모두 양극화 문제는 다소 줄어들고 있는 실정이다. 이는 앞서 근로소득의 양극화를 가구 단위로 분석했을 때 내린 결론, 즉 가구총소득의 빠른 양극화 진전은 근로소득의 양극화 때문이 아니며 비근로소득에 기인한다는 결론을 다시 한번 재확인한다. 한 가지 흥미있는 사실은 가구총소득을 이용하는 경우나 가구 근로소득을 이용하는 경우와 마찬가지로 개인단위의 근로소득을 이용할 경우에도 지니계수는 유사한 패턴을 가지며 전반적으로 완만하게 증가해 왔음을 알 수 있다. 이것 또한 소득불평등 지수와 양극화 지수가 서로 다른 현상을 나타내는 지수들임을 확인시켜 주는 예라고 할 수 있다.<sup>5)</sup>

## V. 요약

한 사회가 가지고 있는 내재적 갈등의 정도는 전통적인 소득불평등이라기보다는 양극화 지수로 보다 잘 표현될 수 있다. 현 연구에서는 Esteban-Ray류의 ‘집단내 동질성-집단간 이질성’ 접근법에 근거하여 양극화 개념을 소개하고 그들이 개발한 지수를 이용하여 외환위기 직전인 1997년도 이래 소득분포의 양극화가 어떻게 진행되어 왔는가를 분석하였다.

주요 발견내용을 다음과 같다. 첫째, 총가구소득을 이용하여 분석할 경우, 지니계수로 표현되는 전통적인 소득불평등 지수와 비교하여 양극화 지수는 훨씬 빠른 속도로 증가해 왔다. 이는 소득을 기준으로 볼 때 한국 사회에 잠재해 있는 사회갈등 수준이 지니계수로 표현되는 것보다 훨씬 심각한 속도로 증가해 왔음을 의미한다. 둘째, 최근의 외환위기 이후 총가구소득 분포의 양극화 지수의 값이 전반적으로 증가해온 것은 일차적으로 저소득층과 고소득층 사이의 소득격차가 증가해 왔기 때문이지만 저소득집단 내 소득격차가 줄어들었기 때문이기도 하다. 셋째, 총가구소득의 양극화는 근로소득이라기보

5) 소득분포의 양극화는 소득의 상향이동성의 감소라는 중요한 시사점을 갖는다. 우선 소득분포의 양극화 문제가 대두된 데에는 중산층의 쇠퇴(declining middle class)라는 ‘사건’이 계기가 되었다. 지면 관계상 별도의 표나 그래프를 생략하겠지만 현 연구에서 사용된 데이터를 이용하여 추가분석을 수행한 결과 1997년부터 2003년 기간 중산층의 비율은 전반적으로 감소되어 왔음을 알 수 있었다. 중산층은 저소득층과 고소득층의 가교역할을 하기에 중산층의 쇠퇴는 다른 조건이 같을 경우 소득의 상향이동성(upward mobility)을 제약하게 된다. 따라서 중산층의 쇠퇴에 따라 소득분포가 양극화될수록 소득의 상향이동을 경험하는 사람들의 비율은 줄어들 것이라고 판단된다. 역시 동 데이터를 이용하여 분석한 결과 소득분포가 양극화될수록 소득의 상향이동성은 떨어짐을 확인할 수 있었다.

다는 주로 비근로소득의 양극화에 의해 주도되어 왔다. [11]

### <참고문헌>

- 박성준(2000), 「금융위기 이후 소득불균등에 대한 연구」, 『노동경제논집』, 제23권 제2호, 61~80쪽.
- 전병유(2005), 「노동시장의 양극화와 정책과제 : 고용양극화를 중심으로」, 한국노동연구원.
- D'Ambrosio, C.(2001), "Social Distance between Workers", *Economics of Transition*, Vol.9, No.2, pp.463~486.
- Duclos, J. Y., Esteban, J. and D. Ray(2004), "Polarization: Concepts, Measurement, Estimation", *Econometrica*, Vol.72, No.6, pp.1737~1772.
- Esteban, J. M., Gradin, C. and D. Ray(1999), "Extensions of a Measure of Polarization with an Application to the Income Distribution of five OECD Countries," Mimeo, Instituto de Analisis Economico.
- Esteban, J. M. and D. Ray(1994), "On the Measurement of Polarization", *Econometrica*, Vol. 62, pp.819~851.
- \_\_\_\_\_ (1999), "Conflict and Distribution", *Journal of Economic Theory*, Vol.87, pp.379~415.
- Levy, F. and R. J. Murnane(1992), "US Earnings Levels and Earnings Inequality: A Review of Recent Trends and Proposed Explanation", *Journal of Economic Literature*, Vol.30, pp.1333~1381.
- M. C. Wolfson(1994), "When Inequalities Diverge", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, Vol.84, pp.353~358.