

소득분포 극화의 추정과 검증

유 경 준

(한국개발연구원 선임연구위원)

Estimation and Verification for Polarization of Income Distribution in Korea

Gyeongjoon Yoo

(Senior Research Fellow, Korea Development Institute)

* 유경준: (e-mail) yoogj@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-Gu, Seoul, Korea

• 핵심주제어: 소득불평등도(income inequality), 극화지수(polarization index, DER), 양극화지수(bi-polarization index, EGR)

• JEL 코드: B9, B8, F2

• 논문투고일: 2007. 10. 2 • 심사시작일: 2007. 10. 9 • 심사완료일: 2007. 12. 5

ABSTRACT

Upon analyzing several Korean Income data sets, it is confirmed that the relationship between Gini coefficient and bi-polarization measure (EGR) is empirically not different although they each come from different theoretical basis. Furthermore, it is difficult to state that the degree of polarization of income distribution, measured by DER, in Korea has deepened more than that of income inequality, estimated by Gini coefficient, in the periods of before and after the economic crisis.

본고의 분석 결과 지니계수와 양극화 지수가 이론적으로는 상이하나, 실증적으로는, 상관관계를 통해서 볼 때, 다른 지수라 보기 어렵다는 점이 확인되었다. 또한 DER지수의 추정을 통해 한국

소득분포의 극화를 추정한 결과도 외환 위기 전후로 소득분포의 극화가 지니계수로 측정되는 소득불평등도보다 심화되었다고 여길 수 없음이 확인되었다.

1. 서론

우리나라의 소득불평등도가 외환위기 전후로 상당히 빠른 속도로 증가하였다는 점에는 대부분이 공감하고 있으나 그 원인은 아직 구체적으로 밝혀지지 않고 있다. 그 이유는 소득통계자료의 부재에 기인한 측면도 있다.

한국의 소득 관련 통계는 2002년 이전의 경우 통계청에서 월별로 집계되는 도시가계조사가 대표적이다. 그러나 도시가계조사는 도시 지역에 거주하는 2인 이상 가구 중에서 임금 및 봉급 생활자를 대상(가구주 기준)으로 하고 있어 농어촌 지역의 가구나 1인 가구 또는 가구주가 자영업주, 실직자나 무직자인 경우에는 조사대상에서 제외되거나 공표되지 않기 때문에 전체 가구의 약 1/3만을 포괄하는 한정된 자료이다. 통계청의 소득통계 공식자료는 이 외에도 1991년과 1996년, 2000년에 3번 조사된 가구소비실태조사가 존재한다. 이 자료는 전체 가구를 표본으로 하여 조사되었으나, 1991년의 경

우는 농어촌과 자영업주 가구, 그리고 1996년과 2000년에는 농어촌가구가 발표 대상에서 빠져 있다.

따라서 연간자료로 외환위기 전후의 소득분배구조를 자세히 살펴볼 수 있는 자료가 없기 때문에 연구자들은 한국노동연구원에서 1998년부터 조사를 시작한 한국노동패널을 이용하는 경우도 있다.¹⁾

그러나 통계청의 가구소비실태조사와 한국노동연구원의 노동패널자료를 이용한 외환위기 전후 소득불평등도의 변화에 대한 추정은 상당한 차이를 보인다.²⁾

유경준(2007)에 의하면 1996년과 2000년 사이의 가구소비실태조사에 의한 지니계수는 19.3% 증가한 것으로 추정되나, 신동균·전병유(2005) 등에서는 1997년과 2000년 사이의 한국노동패널에 의한 지니계수가 3.65% 증가한 것으로 분석되고 있다.

이는 통계자료의 특성 차이에서 기인한 것으로 볼 수도 있으나 보다 큰 문제는 지니계수가 아닌 양극화지수의 경우에는 두 자료를 이용한 추정 결과가 아주 커다란 차이를 보인다는 점이다.

각각의 자료를 이용하여 추정한 극화지수인 EGR의 경우 위와 유사한 기간(외

1) 한국노동패널과 가구소비실태조사의 차이점은 가구소비실태조사는 도시뿐만 아니라 군부를 포함하여 조사범위가 더 넓다는 점이며, 둘 다 농어구나 섬 지역을 조사대상에서 제외한 점은 동일하다. 따라서 한국노동패널의 조사가구 수는 1998년 5,000가구 기준이며, 가구소비실태조사는 1996년의 경우 표본가구 수가 24,290가구이다.

2) 이미 많이 지적된 바와 같이 한국노동패널은 가구소비실태조사에 비하여 소득불평등도와 빈곤율이 다소 높게 추정된다.

환위기 전후)에 가구소비실태조사는 약 15%의 증가를 보이고 있는(유경준(2007)) 반면, 한국노동패널을 이용한 추정은 최대 235%의 증가(신동균·전병유[2005] 등)를 보이고 있다.

신동균·전병유(2005)와 신관호·신동균(2007)은 한국노동패널을 이용한 소득 불평등도 및 양극화지수의 추정을 근거로 1) 한국은 외환위기 전후로 지니계수보다 양극화지수가 매우 빠르게 증가되었으므로 두 지수는 다르며, 2) 양극화지수의 매우 큰 증가는 한국 사회에 잠재해 있는 사회갈등 수준이 매우 심각하다는 점을 의미한다는 주장을 하여 현 정부의 정책방향에 커다란 영향을 미쳤다.

이 연구에 대하여 유경준(2007)에서는 통계청의 가구소비실태조사를 이용하여 1) 외환위기 전후로 지니계수와 양극화지수는 방향의 변화나 증감 정도가 별반 차이가 없기 때문에 두 지수는 이론적으로는 차이가 있으나 실증적으로는 큰 차이가 없으며, 2) 한국노동패널에서 두 지수의 변동이 차이가 나는 이유는 한국노동패널이 가지는 자료상의 한계인 표본 오차의 일종인 반올림 오차(rounding error)에 기인한 것이라 주장한 바 있다.

그러나 신동균(2007)에서는 유경준(2007)에 대하여 한국노동패널에 반올림

오차가 있더라도 양극화지수의 증가율은 별다른 영향을 미치지 못한다는 점을 주장하며 유경준(2007)을 재반박하였다.³⁾

한편 기존의 양극화(bi-polarization)지수는 소득계층을 저소득계층과 고소득 계층으로 이분화하여 두 소득계층이 같은 계층에는 동질감을, 다른 계층에는 이질감을 느끼는 정도를 종합하여 측정하는 지수이다. 원래 ER지수나 EGR지수는 소득계층 전체의 극화(polarization) 정도를 측정하기 위하여 고안된 지수이나 계산상의 편의와 양극화가 주는 의미로 인하여 주로 소득계층의 양극화 정도를 추정하는 데 사용되었다.

그러나 ER지수나 EGR지수의 경우, 소득계층이 어느 소득을 기준으로 양극화되었는지에 대한 정보가 내생적으로 주어지지 않기 때문에 전체 소득의 평균을 중심으로 저소득층과 고소득층을 임의적으로 이분화하여 추정한다.

이러한 소득계층 구분에 있어 임의성을 극복하고, 양극화지수가 아닌, 소득계층 전반에 대하여 동질감과 이질감을 측정하는 원래 의미의 극화지수가 Duclos, Esteban, and Ray(2004)에 의해 제시되었다.

본고에서는 기존에 우리나라에서는 추정된 적이 없는 DER지수의 추정을 통하여 외환위기 전후로 우리나라 소득계층의

3) 이 점은 반올림 오차가 심한 경우 증가율의 변동에 어떠한 영향을 미치는가는 사전적으로 알 수 없다는 면에서 부분적으로 타당하나, 반올림 오차가 있는 경우 지니계수는 과소추정, 양극화지수는 과대추정된다는 점은 피할 수 없는 사실이라 판단된다.

극화가 어느 정도로 증가하였는지를 분석할 것이다. 따라서 우리나라가 외환위기 이후 과연 소득계층이 분절되는 극화현상이 어느 정도인지 DER지수를 통하여 추가적으로 확인될 것으로 기대한다.

본고는 두 가지 목적을 위하여 작성되었다.

첫 번째는 서로 다른 자료(노동연구원의 한국노동패널 vs 통계청의 가구소비실태조사)를 이용하여 추정된 양극화지수의 추정 결과가 아주 상이한 이유를 검증하고자 작성되었다.

두 번째는 좀더 개량된 극화지수인 DER지수를 소개하고자 함이며, 그의 추정을 통하여 외환위기 전후로 우리나라의 소득분포가 어느 정도 극화되었는지 추가적으로 검증할 것이다.

이를 위하여 본고는 다음과 같은 순서로 작성되었다.

본 서론에 이어 II장에서는 기존의 상반된 주장의 검증을 위하여 상반된 주장의 근원인 통계청의 가구소비실태조사와 노동연구원의 한국노동패널 두 자료에 동일한 방법을 적용시켜 지니계수와 양극화지수를 추정하여 비교·검증할 것이다. III장에서는 DER의 개념과 추정 결과가 제시될 것이다. 그리고 마지막 장에서는 요약과 결론이 제시될 것이다.

II. 기존 연구 결과의 검증

1. 검증의 내용

여기서 기본적으로 검증되어야 할 내용은 신동균·전병유(2005)와 유경준(2007)에서 대비되는 양극화지수의 외환위기 전후 증가율의 차이이다. 양자의 차이가 사용한 소득통계자료 차이에서 기인한 문제라면 두 자료 중 하나는 소득의 집계 잘못된 자료인 것으로 여길 수도 있다. 그러나 방법론상의 차이라면 두 논문 중 하나는 방법론의 적용이 잘못되었을 것이다.

이 검증 결과가 가지는 의미는 외환위기 전후로 한국에서 소득불평등도가 증가한 것은 사실이지만, 소득계층의 분절을 통해 발생하는, 사회갈등 정도를 좀더 정확히 포착하는 개념을 가진 양극화지수가 신동균·전병유(2005) 등의 추정대로 지니계수와는 비교할 수 없을 정도로 급격히 증가하였는지, 아니면 유경준(2007)의 추정대로 지니계수의 증가율과 별반 차이가 없이 증가하였는지가 확인될 것이다.

따라서 향후 소득분배구조를 파악하는 척도로서 양극화지수가 지니계수와는 다른 정책지표로 사용할 가치가 있으며, 참여정부 이후 국정의 최우선과제로

〈Table 1〉 Comparison of Gini and Bi-polarization Index in Previous Researches

	Gini		EGR			
	Shin · Cheon	Yoo	$\alpha=1.3$		$\alpha=1.6(1.5)^2$	
			Shin · Cheon	Yoo	Shin · Cheon	Yoo
1996 (1997) ¹⁾	0.4053	0.292	0.0571	0.065	0.0187	0.124
2000	0.42	0.348	0.1040	0.075	0.0627	0.143
increase rate(%)	3.6	19.3	82.1	15.4	235.3	15.3

Note: 1) the year of estimation: Shin · Cheon(2005)=1997, Yoo(2005)=1996

2) Shin · Cheon(2005) uses $\alpha=1.6$, Yoo(2005) uses $\alpha=1.5$

추진되고 있는 양극화 해소의 이론적 기반이 된 신동균·전병유(2005)의 추정 결과가 옳게 되었는지가 검증될 것이다.

<표 1>을 통하여 기존의 논문에서 추정된 지니계수와 양극화지수의 추정치를 좀더 자세히 비교해 보면 다음과 같다.

두 논문의 불평등도지수 추정에서는 소득통계자료의 차이뿐만 아니라 추정방법론에서도 다소의 차이를 보이고 있다. 신동균·전병유(2005)는 한국노동패널에서 총소득을 사용하고 가구원 수의 차이를 조절해 주는 동등화지수(equivalence scale)를 사용하지 않았으며, 유경준(2005)은 총소득이 아닌 가처분소득을 사용하였고, 동등화지수를 사용하였다.⁴⁾ 서로 다른 소득 기준으로 추정된 지니계수나 양극화지수에는 차이가 존재할 것이며, 적

용된 방법론의 차이에 따라서도 추정된 소득불평등도는 차이가 있을 것이다. 일반적으로 총소득을 기준으로 하는 경우 가처분소득보다 불평등도지수를 높게 추정하며, 가구원 수가 조정되지 않는 경우도 조정된 경우보다 불평등도지수를 높게 추정한다.

그러나 <표 1>에서 보는 바와 같이 이러한 방법론의 차이로 인해 시기별로 양극화지수의 변화율에서 커다란 차이를 보이고 있는 것은 논리적으로 해석하기가 불가능하다.

더구나 신동균·전병유(2005)의 추정결과와 유경준(2007)의 추정 결과는 지니계수와 양극화지수의 증가율에서 상당한 차이를 보이고 있다. 즉, 신동균·전병유(2005)의 추정에서는 지니계수의 증가율

4) 동등화지수(equivalence scale)란 가구원 수가 다름에 따른 소득의 차이를 조절해 주기 위하여 사용된다. OECD에서 주로 쓰는 방식은 가구소득을 가구원 수의 제곱근으로 나누어 주는 방식이다. 본고에서도 이를 사용하였다.

은 외환위기 전후로 3.6%에 불과하나, EGR의 경우 무려 235%의 증가를 보이고 있다. 반면, 유경준(2007)의 추정에서는 두 지수가 모두 외환위기 전후로 15~20%의 증가를 보이고 있다. 따라서 지니계수의 경우는 유경준(2007)에서, EGR지수의 경우는 신동균·전병유(2005)에서 더 크게 측정되고 있다.

또한 <표 1>에는 비교되어 있지 않으나, 신관호·신동균(2007)과 신동균(2007) 등에서도 신동균·전병유(2005)의 주장과 동일한 결과를 보고하고 있다. 신관호·신동균(2007)의 결과는 신동균·전병유(2005)를 인용하여 이전의 결과를 확인하고 있다.

신동균(2007)의 새로운 추정 결과는 기존의 한국노동패널을 이용하여 가처분소득을 분석 기준으로 삼았으며, 동등화지수를 사용하고 있다. 그리고 새로이 제안된 R-EGR 지수를 추정하지만 기존의 연구와 비교하기 위하여 가급적 기존의 EGR 지수와 동일한 방법론을 사용하여 추정하였다고 밝히고 있다. 다만 기존의 연구와 차이가 있다면 지나치게 극단적인 소득값에 의하여 지수가 민감하게 영향을 받는 것을 피하기 위하여 한국노동패널에서 소

득분포 상하위 1%의 소득값을 제외하고 추정하였으며,⁵⁾ 저소득집단 구성원과 고소득집단 구성원이 각각에 대해 가지는 반감의 정도가 다를 것이라는 점을 R-EGR 지수체계의 고안과정에서 포함하여 저소득집단이 고소득집단에게 가지는 반감이 두 배 정도 크다고 가정하여 이를 지수의 추정에 반영시키고 있다.⁶⁾

이와 같은 방법에 의해 추정된 불평등도지수는 기존의 신동균·전병유(2005)와 신관호·신동균(2007)에서 추정된 불평등도지수와 수준과 변화율에서 다소 차이를 보이고 있으나 신동균(2007)의 주장대로 기존의 결과를 재확인하는 같은 추이를 제시하고 있다. 즉, 지니계수는 1997년과 2004년 사이에 변화가 있다고 볼 수 없으며, 양극화지수의 EGR 지수($\alpha = 1.6$)는 1997년 0.0505에서 지속적으로 증가하여 2004년에는 240% 증가(부록에 따르면 1997년과 2000년 사이에는 86.8%로 계산됨)하였다고 보고하고 이는 통계적으로 유의하며, 가장 중요한 발견이라 주장하고 있다.

본고에서는 이러한 추정 결과의 차이 뿐만 아니라 통계청의 가구소비실태조사와 한국노동연구원의 한국노동패널

5) 상하위 소득계층 1%의 제외는 지니계수를 적게 추정하고, 양극화지수도 전체의 표본을 사용한 경우보다 적게 추정할 것이다.
 6) EGR은 ER이 가지는 소득집단 구분의 임의성에서 오는 오차를 줄이기 위하여 고안된 점을 감안할 때 R-EGR 지수가 소득계층의 반감 정도가 다르다는 사실을 착안한 점은 신선하나, 소득계층의 반감 정도가 사전적으로 알려지지 않은 상태에서 각 소득계층의 반감을 사전적으로 지수의 계산에 반영해야 하기 때문에 이를 임의적으로 구분하는 것은 R-EGR이 가지는 한계라 판단된다.

에 동일한 추정방법을 적용하여 추정된 지니계수와 양극화지수가, 신동균·전병유(2005) 등에서 주장된 바와 같이 양극화지수는 지니계수와 이론적인 측면 뿐만이 아니라 실증적인 면에서도 차이가 나는지, 아니면 유경준(2007)의 주장처럼 이론적으로는 차이가 있으나 외국과 한국의 실증분석을 토대로 볼 때 별 차이가 없는지를 부가적으로 검증할 것이다.

만약 신동균·전병유(2005), 신관호·신동균(2007), 신동균(2007)의 한국노동패널에 의한 추정처럼 외환위기 전후부터 최근까지 우리나라의 소득양극화 현상이 지니계수와는 달리 매우 빠르게 진행되어 우리나라의 소득양극화 문제가 심각하다면, 양극화 해결을 위한 과제가 최우선이 되어야 할 것이다. 그러나 유경준(2007)의 가구소비실태조사를 이용한 추정처럼 양극화지수의 증가도 지니계수와 별 다를 바가 없고, 이러한 소득불평등도의 증가 현상이 외국에 비해 다소 빠르기는 하지만 심각하지는 않다면 그에 대한 정책처방은 달라져야 할 것이다.

2. 추정 및 검증 결과

가. 추정 결과

앞서 서술한 바와 같이 본고는 통계청의 가구소비실태조사 1996년과 2000년,

한국노동연구원의 한국노동패널 1997년, 2000년, 2003년을 이용하여 상대적 소득 불평등도지수인 지니계수와 극화지수인 Wofson지수(W지수)와 EGR지수를 계산하였다. 먼저 가구소비실태조사의 결과는 <표 2>와 같다.

1996년 가구소비실태조사의 경우 비경상소득을 조사하지 않았기 때문에 총소득(경상소득+비경상소득)항목이 없으며, 2000년에는 비경상소득이 조사되어 총소득이 포함되어 있다. 또한 가구원 수를 고려하기 위한 동등화지수를 고려한 결과도 함께 수록되어 있다.

가구원 수를 고려하여 동등화지수를 적용한 각 지수들은 이를 사용하지 않은 결과에 비해 모두 낮은 수치를 보여주고 있으며, 경상소득을 사용한 경우도 총소득을 기준으로 한 경우보다 모든 지수를 낮추고 있다.

한편 1996년에서 2000년 사이의 각 지수의 증가율은 경상소득과 동등화지수를 사용한 경우 모두 같은 기간에 지니계수와 양극화지수(EGR)가 18.7~22.5% 사이의 증가율을 보여주고 있어 양 지수가 증가율에서 차이를 보이고 있다고 보기 어렵다.

<표 3>은 한국노동패널을 이용하여 지니계수와 극화지수를 계산한 결과이다. 한국노동패널은 총소득을 기준으로 하였으며,⁷⁾ 동등화지수를 고려한 결과도 함께 수록되어 있다.

<Table 2> Gini and Bi-polarization Index(National Survey of Household Income and Expenditure)

		Gini	W	EGR		
				$\alpha=1.0$	$\alpha=1.3$	$\alpha=1.6$
1996	gross income	0.3257	0.2674	0.1271	0.0855	0.0623
	equivalence scale	0.2978	0.2367	0.1166	0.0790	0.0581
2000	gross income	0.3934	0.3240	0.1532	0.1044	0.0773
	equivalence scale	0.3619	0.2873	0.1384	0.0938	0.0690
	total income	0.4004	0.3270	0.1571	0.1078	0.0804
	equivalence scale	0.3689	0.2908	0.1432	0.0983	0.0736
increase rate	gross income	20.8	21.2	20.5	22.1	24.1
	equivalence scale	21.5	21.4	18.7	18.7	18.8

<Table 3> Gini and Bi-polarization Index(KLI Panel Survey)

		Gini	W	EGR			
				a=1.0	a=1.3	a=1.6	
1997	total income	0.4021	0.3404	0.1604	0.1106	0.0830	
	equivalence scale	0.3849	0.3126	0.1507	0.1028	0.0762	
2000	total income	0.4148	0.3496	0.1659	0.1138	0.0849	
	equivalence scale	0.3934	0.3199	0.1557	0.1064	0.0790	
2003	total income	0.4362	0.3629	0.1765	0.1218	0.0915	
	equivalence scale	0.4119	0.3462	0.1648	0.1135	0.0851	
increase rate	1997~2000	total income	3.2	2.7	3.4	2.9	2.3
		equivalence scale	2.2	2.3	3.3	3.5	3.7
	2000~2003	total income	5.2	3.8	6.4	7.0	7.8
		equivalence scale	4.7	8.2	5.8	6.7	7.7
	1997~2003	total income	8.5	6.6	10.0	10.1	10.2
		equivalence scale	7.0	10.7	9.4	10.4	11.7

7) 경상소득을 기준으로 계산하여도 증가율에는 큰 변화가 없다.

표에서 보는 바와 같이 외환위기 전후(1997~2000)에 동등화지수를 적용한 지니계수와 양극화지수는 모두 2.2~3.7%의 증가율을 보여주고 있다. 또한 1997년에서 2003년 사이의 지니계수와 양극화지수의 증가율도 모두 7.0~11.7% 사이로 추정되어 역시 큰 차이를 보이고 있지 않다. 이는 신동균·전병유(2005) 등에서 추정된 결과와는 아주 다르다.⁸⁾

나. 검 증

서론에서 제기된 두 가지 사항에 대하여 앞의 추정 결과를 가지고 검증하면 다음과 같다.

먼저 가구소비실태조사와 한국노동패널에서 발생한 지니계수와 양극화지수 증가율의 차이에 대한 사항이다.

앞의 추정 결과에서 보았듯이 <표 2>와 <표 3>을 통해 알 수 있는 점은, 가구소비실태조사와 한국노동패널을 통해 추정된 각 계수들은 다음 두 가지의 기본적인 차이점을 가지고 있다는 것이다.

첫 번째, 한국노동패널은 가구소비실태조사에 비하여 각 연도에 있어 각 지수의 수준을 높게 측정한다. 두 번째, 한국노동패널은 가구소비실태조사에 비하여

일정기간 동안의 모든 지수의 증가율을 낮게 측정한다.

이 두 가지 차이는 각 자료의 본질적인 차이에서 기인한 것으로 여겨지기 때문에 더 이상 그 원인을 알기는 쉽지 않다.

그러나 문제는, 신동균·전병유(2005)와 유경준(2007)이 각각 한국노동패널과 가구소비실태조사 두 자료를 통해 추정한 양극화지수 증가율에서는 커다란 차이가 나타났지만, 본고의 추정에서는 동일한 자료의 경우 커다란 차이가 나타나지 않았다는 점이다.

결과적으로 한국노동패널을 이용하여 신동균·전병유(2005) 등에서 추정한 양극화지수와 본고에서와 추정한 결과가 상당히 차이가 나고 있다. 계산과정의 검증을 위하여 양극화지수와 지니계수의 관계식을 살펴보면 아래와 같다.

μ 를 평균값, m 을 중앙값, $L(x)$ 를 x 에서의 로렌즈곡선의 값, 즉 소득 x 이하 계층의 소득합계가 전체에서 차지하는 비율, G 를 지니계수, π_μ 를 평균값 이하의 소득을 가진 가구의 비율로 정의하면, 지니계수와 Wolfson지수, 그리고 지니계수와 EGR 지수($\alpha = 1, \beta = 1$) 사이에는 아래와 같은 관계가 성립한다(Esteban, Gardin, and Ray[1999], Rodriguez[2006]).⁹⁾

8) <표 2>와 <표 3>에 제시된 지니계수와 양극화지수의 상관관계를 계산하여 보면 동등화지수를 적용한 경우 0.99, 동등화지수를 적용하지 않은 경우 0.98, 두 가지 모두를 이용한 상관계수는 0.98로 계산되어 모두 1% 수준에서 두 지수는 통계적으로 유의하게 유사하다.

9) 아래 두 식을 통해서 Wolfson지수는 평균소득을 중심으로 소득계층을 이분화하는 대신 중앙값을 중심으로 소득계층을 이분화하여 양극화를 추정하는 $\alpha = 1, \beta = 1$ 인 경우 EGR 지수를 의미하는, 즉 EGR 지수

<Table 4> Wolfson Index Related Statistics

1) National Survey of Household Income and Expenditure

	Gini	L(0.5)	0.5-L(0.5)	mean(μ)	median(m)	μ/m	W Index
1996	0.2978	0.2982	0.2018	1342.41	1198.60	0.893	0.2369
2000	0.3619	0.2588	0.2412	1489.52	1248.00	0.838	0.2874

Note: Based on Gross income controlled by equivalence scale.

2) KLI Panel Survey

	Gini	L(0.5)	0.5-L(0.5)	mean(μ)	median(m)	μ/m	W Index
1997	0.3849	0.2432	0.2568	1030.83	848.53	0.823	0.3126
2000	0.3934	0.2351	0.2649	1161.74	990.00	0.852	0.3199
2003	0.4119	0.2244	0.2756	1636.98	1316.36	0.804	0.3462

Note: Based on Gross income controlled by equivalence scale.

$$W = 4 \frac{\mu}{m} \left[0.5 - L(0.5) - \frac{G}{2} \right]$$

$$EGR(\alpha = \beta = 1) = 2[\pi_{\mu} - L(\pi_{\mu})] - G$$

위 식에 따라 양극화지수의 계산에 사용된 기본 통계량을 <표 4>에 제시하였다.

여기에서 알 수 있는 점은, 가구소비실태조사와 한국노동패널에서 Wolfson지수의 차이를 발생시키는 주요한 차이, 즉 전체 가구소득의 중위값 이하의 소득을 가진 계층의 소득합계가 전체의 소득합계에서 차지하는 비율을 나타내는 로렌츠 곡선의 값인, $L(m = 0.5)$ 값이 2000년에 있어 가구소비실태조사의 경우 26%

이나 한국노동패널은 24%로 한국노동패널에서 낮게 집계된다는 점이다.

이러한 차이는 EGR 지수를 계산하기 위한 <표 5>의 기초통계량에서도 확인된다. 전체 가구의 평균소득 이하의 소득을 가진 가구들의 비율은 가구소비실태조사나 한국노동패널 모두 약 60~62%로 큰 차이를 보이지 않는다. 그러나 이 저소득 가구들의 소득합계가 전체 소득에서 차지하는 비율은 2000년에 있어 가구소비실태조사의 경우 약 37%이나, 한국노동패널의 경우는 약 34%로 집계되고 있다. 이 차이가 지니계수의 차이와 더불어 가구소비실태조사와 한국노동패널이 EGR의

의 특별한 한 형태에 해당한다고 볼 수 있다.

<Table 5> EGR Index Related Statistics

1) National Survey of Household Income and Expenditure

	π_{μ}	$1-\pi_{\mu}$	$L(\pi_{\mu})$	$\pi_{\mu}-L(\pi_{\mu})$	EGR ($\alpha=1$)
1996	0.60	0.40	0.3923	0.2077	0.1166
2000	0.62	0.38	0.3687	0.2513	0.1384

Note: Based on Gross income controlled by equivalence scale.

2) KLI Panel Survey

	π_{μ}	$1-\pi_{\mu}$	$L(\pi_{\mu})$	$\pi_{\mu}-L(\pi_{\mu})$	EGR ($\alpha=1$)
1997	0.62	0.38	0.3522	0.2678	0.1507
2000	0.61	0.39	0.3355	0.2745	0.1557
2003	0.62	0.38	0.3317	0.2883	0.1648

Note: Based on Gross income controlled by equivalence scale.

차이를 가져오는 기본적인 이유이다.¹⁰⁾

한국노동패널을 이용하여 추정한 EGR 지수에 있어 신동균·전병유(2005)의 결과와 본고의 결과는 <표 6>에서 보는 바와 같이 2000년과 2003년의 경우는 큰 차이가 없으나, 1997년의 기초통계량에서 매우 큰 차이가 발생하고 있다.¹¹⁾ 즉, <표 6>에서 보는 바와 같이 가장 큰 차이는 외환위기 이전 시점에서의 평균소득 이하 가구의 비율(π_{μ})과 그들 소득이 전체 소

득에서 차지하는 비중($L(\pi_{\mu})$)의 추정치이다. 다른 연도에서도 차이가 있기는 하나, 이들 추정치의 차이가 양극화 지수의 비교연도 간에 증가율의 차이를 발생시키는 기본적인 이유라 여겨진다. <표 6>에서 보는 바와 같이 1997년의 신동균·전병유(2005)의 π_{μ} 와 $L(\pi_{\mu})$ 의 추정치는 다른 연도의 값과 비교하여 전혀 다른 추이를 보이고 있다. 2000년에는 본고와 신동균·전병유(2005)의 추정치들이 유사한

10) 한국노동패널에서 저소득가구들의 소득합계에 대한 비중이 낮은 것은 지니계수도 높이는 작용을 할 것이다. 한편 가구소비실태조사는 세전소득과 세금을 함께 질문하고 있으나 한국노동패널은 세후소득을 질문하는 차이가 있다.

11) 비록 본고는 가구원 수를 고려한 동등화지수를 고려하였고 신동균·전병유(2005)의 경우는 고려하지 않았지만 동등화지수의 사용 여부가 평균소득 이하의 가구비율이나, 그 가구들의 소득합계가 전체 소득에서 차지하는 비율을 크게 변화시키지는 않는다.

<Table 6> Comparison of EGR Related Statistics(KLI Panel Survey)

		π_μ	$L(\pi_\mu)$	EGR ($\alpha=1$)
1997 (1996)	This Study	0.62	0.3522	0.1507
	Shin & Cheon	0.55	0.2989	0.1045
2000	This Study	0.61	0.3355	0.1557
	Shin & Cheon	0.62	0.3311	0.1554
2003	This Study	0.62	0.3317	0.1648
	Shin & Cheon	0.62	0.3150	0.1750

Note: This study is based on total income controlled by equivalence scale, Shin · Cheon(2005) is based on total income not controlled by equivalence scale.

값을 보이나, 2003년에는 다시 $L(\pi_\mu)$ 에서 차이를 보이고 있다.

이러한 이유로 신동균·전병유(2005)의 1997년 $EGR(\alpha = 1)$ 지수를 위한 추정치는 0.1045로 본고의 0.1507과 상당한 차이를 보인다.¹²⁾

왜 이러한 차이가 발생하였는지는 현재 상황에서는 더 이상 알기가 힘들지만 본고의 추정 결과를 토대로 살펴보면 신동균·전병유(2005)의 추정 결과는 받아들이기 어렵다. 따라서 본고의 추정 결과가 틀리지 않았다면 신동균·전병유(2005)의 추정 결과는 어떤 이유에서인지는 알 수 없으나 1997년의 양극화지수가 과소추정된 결과 1998년 이후 비교연도

의 양극화지수의 증가율을 과대추정하고 있는 것으로 판단된다.¹³⁾

추가적으로 생각할 수 있는 통계 추정치 차이의 원인은 가중치와 소득이 없는 (또는 무응답) 가구의 처리문제이다. 가중치는 원 통계자료에 있는 것을 그대로 사용하였다면 차이가 발생하지 않을 것이다. 본고는 총소득의 추정에서 가구소비 실태조사의 경우에는 근로, 사업, 재산, 이전소득의 합인 경상소득과 기타 소득을 합한 수치를 사용하였으며, 한국노동패널의 경우는 근로, 금융, 부동산, 사회보험, 이전, 기타 소득이 각각 따로 조사되어 있어 이 모든 소득의 합을 총소득으로 사용하였다.

12) 동등화지수를 적용하지 않은 1997년의 $EGR(\alpha = 1)$ 지수의 추정 결과는 0.1604로 신동균·전병유(2005)의 0.1045와 무려 53.5%의 차이를 보인다.

13) 계산상의 오류로 판단된다. 한편, 이미 알려진 대로 한국노동패널은 1998년부터 조사가 시작되었다. 1997년의 소득은 1998년 소득조사 당시에 같은 가구를 대상으로 지난해의 소득이 얼마였느냐를 회고적으로 묻고 있어 1998년 이후의 자료와는 다소 다른 성격의 자료이다.

그 결과 가구소비실태조사의 경우 전체 소득의 합이 0인 가구는 1996년의 경우 전체 24,290가구 중에서 16가구, 2000년의 경우는 23,720가구 중에서 10가구였다. 그리고 한국노동패널의 경우는 전체 소득의 합이 0이거나 결측치(missing)인 가구는 1997년에 5,000가구 중에서 281가구, 2000년의 경우는 4,095가구 중에서 4가구였다. 이러한 결과를 두고 한국노동패널의 경우 외환위기 이전인 1997년에 실제소득이 0이거나 결측치인 가구가 전체의 5.6%나 되고 외환위기 이후에는 불과 0.1%인 점을 고려하고, 1997년의 소득은 1998년 조사 시 회고적으로 물어 기입한 수치이기 때문에 무응답으로 보는 것이 타당하여 추정에서 제외하였으며, 2000년 수치도 같은 방식으로 처리하였다. 그러나 가구소비실태조사의 결과는 해당 연도에 자체식으로 조사되어 신뢰할 수 있다는 판단하에 무응답으로 처리하지 않고 소득이 0인 가구로 취급하였다.

따라서 소득이 0인 가구를 포함하느냐 아니냐 여부에 따라 각 지수가 차이가 날 것(특히 한국노동패널의 1997년의 경우)이다. 하지만 신동균·전병유(2005)에서 추정된 1997년의 표본가구 수가 4,677가구이며, 본고에 추정된 1997년의 가구는

4,719개인 점으로 미루어 보아 신동균·전병유(2005)에서도 소득이 0인 가구를 제외한 것으로 판단된다. 따라서 본고의 추정 결과와 신동균·전병유(2005)에서의 1997년 양극화 지수의 차이가 소득이 0인 가구를 포함했느냐 아니냐에 의한 것은 아닌 것으로 판단된다.¹⁴⁾

두 번째로 검증할 사항은 지니계수와 양극화지수가 이론적으로는 다른 공리체계를 가지고 등장하였으나 실증적으로 과연 다른 지수이나 하는 문제이다.

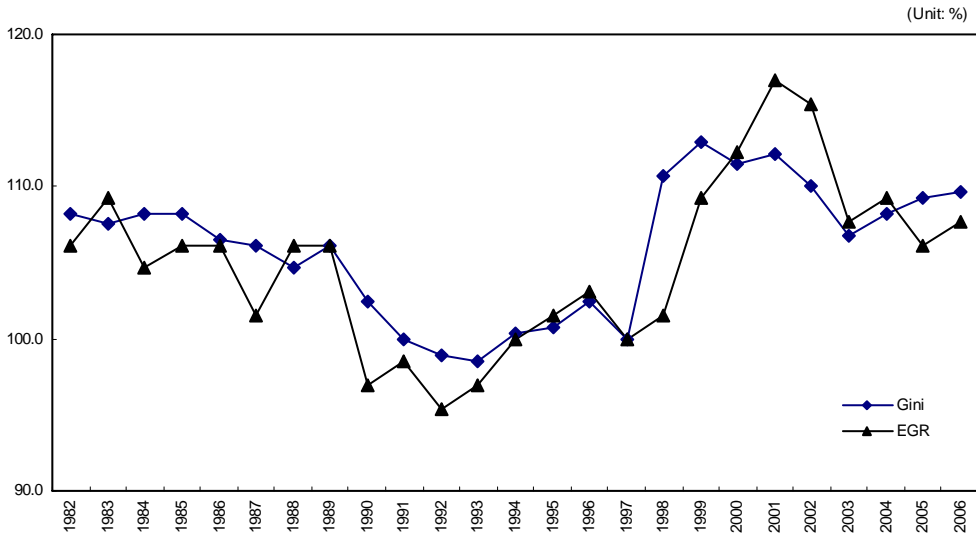
신동균·전병유(2005)와 신동균(2007) 등에서는 한국노동패널을 이용한 양극화지수와 지니계수의 추정 결과를 이용하여 외환위기 이후 양극화지수가 지니계수보다 아주 빠른 증가율을 보이고 있기 때문에 다른 지수로 보고 있으며,¹⁵⁾ 유경준(2007)에서는 이론적으로는 다르나 외국과 한국의 양극화지수와 지니계수를 상관관계를 이용하여 분석한 결과 통계적으로 다른 지수라 보기 어렵다고 주장하고 있다.

이 부분을 자세히 언급하면 다음과 같다. 아래 그림에서 보는 바와 같이 1982년부터 2006년까지의 지니계수와 양극화지수는 변화율과 변화 방향에서 시각으로 식별될 수 있을 정도로 유사한 추이를 보이고 있다. 또한 양자의 상관계수(0.824)를

14) 한편 한국노동패널 1997년 소득자료에는 가구의 가중치가 0인 가구도 포함되어 있어 이를 제외한 분석 가구 수는 4,663개로 줄어든다.

15) 최희갑(2002)도 유사한 주장을 한 바 있다.

[Figure 1] Trend of Gini and Bi-polarization Index



Note: Indexation based on 1997=100.

Source: Author's Calculation using 『Urban Employees Survey』(every year) Korean Nation Statistical Office.

이용하여 두 지수가 다르지 않다는 귀무 가설을 유의한 수준(1%)에서 기각하지 못하기 때문에 두 지수가 실증적으로 다른 지수라 보기 어렵다고 해석된다.¹⁶⁾

앞에서 살펴본 바와 같이 신동균·전병유(2005) 등에서 추정된 지니계수와 양극화지수의 추정치가 오류에 의한 잘못된 추정의 결과라면, 이 추정에 근거하여

두 지수가 다른 지수라는 주장은 받아들일 수 없게 된다.

또한 본고의 추정 결과에서도 두 지수는 소득통계자료에 상관없이 증가율은 큰 차이가 나지 않았기 때문에 두 지수가 다르다는 주장 역시 받아들이기 어려운 것으로 판단된다. 따라서 유경준(2007b)에서 추정된 바와 같이, 1982년부터 2006

16) 지니계수와 양극화지수는 서로 다른 공리체계를 가지고 있기 때문에 두 지수의 증가율 차이는 별 의미가 없을 수 있다. 그러나 두 지수 모두 최대 1을 넘지 않도록 정규화(normalize)하는 방식으로 고안되었기 때문에 수준의 비교는 의미가 없겠으나, 증가율 정도를 비교하는 것이 의미가 없는 것은 아니다. 이는 정책지표로서 양극화지수가 지니계수와 다른 의미가 있느냐와 관계가 있기 때문이다. 또한 두 지수가 이론적으로는 다르나 실증적으로 차이가 있느냐를 통계학에서 사용하는 상관계수를 이용하여 검증하고 있는 논문들(Ravallion and Chen[1997], Zhang and Kanber[2000], Keefer and Knack[2002])도 있다. 이들은 공통적으로 두 지수에 대해 ‘개념적으로는 차이가 있으나 놀랍도록 유사한 추이를 보인다’고 언급하고 있다.

년까지의 연도별 시계열을 이용하여 지니계수와 Wolfson지수, 그리고 EGR지수를 이용하여 각각의 상관계수를 통해 모든 지수들이 통계적으로 유의한 수준에서 유사하다는 결과는 계속 수용되어야 할 것으로 판단된다.

한편 유경준(2007)에서 주장된 바와 같이 한국노동패널에 반올림 오차가 있는 경우 지니계수는 원래의 값보다 과소추정되고, 그에 따라 양극화지수는 과대추정된다는 지적은 각 지수의 공리체계¹⁷⁾와 앞에서 제시된 지니계수와 양극화지수의 관계식에서 확인될 수 있는 사항이다.¹⁸⁾

III. DER지수

Esteban and Ray(1994)에서 제시된 ER지수는 소득분포상에서 유사한 소득을 가진 사람들에게는 동질감을, 다른 소득을 가진 사람에게는 이질감을 느낀다는

동질감-이질감(identification-alienation)의 구조에서 도출된 것이다. 즉, 극화는 개인이나 집단이 다른 개인이나 집단으로부터 느끼는 이질감과 관계가 있으며, 이러한 이질감은 집단내부 동질감(within group identify)이 클수록 확대될 것이다.

그러나 ER지수는 기존의 많은 문헌에서 지적되었듯이 한 개인이 속한 집단을 어떤 기준에 의해 구분하여야 하는지에 대한 방법을 제시해 주지 못하여 소득계층의 구분이 자의적이라는 한계를 가지고 있다. 이러한 한계를 보완하기 위한 방법은 다음 두 가지로 나누어 볼 수 있다.

첫 번째는 Esteban, Gardin, and Ray(1999)에서 고안된 EGR지수이다. EGR지수는 기존의 여러 한국문헌에 소개되었기 때문에 간단히 언급하면, 임의적인 집단 구분에서 발생한 극화지수의 오차를 최소화시켜 ER지수에 비하여 개선된 점이 있으나, 역시 집단의 구분에 대한 기준을 제시하지 못하는 한계를 가지고 있다.

두 번째는 Duclos, Esteban, and Ray(2004)에 의해 제시된 DER지수이다. DER

17) 한국노동패널(KLIPS)의 소득은 유경준(2007)에서 지적된 바와 같이 상당한 정도의 반올림 오차(rounding error)를 포함하고 있다. 따라서 주변의 소득이 특정한 한 소득으로 조사되는 경우 지니계수는 피구-달톤 원칙(Pigou-Dalton principle)을 만족시키기 때문에 과소추정되고, 반대로 극화지수들은 국지적으로 동일한 소득계층들이 증가하게 되므로 과대추정된다.

18) 신동균(2007)에서는 기존의 EGR지수가 아닌 새로이 고안된 R-EGR 지수의 추정을 통하여 한국의 양극화 정도가 지니계수로 추정된 결과와는 다르게 매우 빠르게 진행되었으며, 이를 근거로 지니계수와 양극화지수는 다르다는 기존의 주장을 확인하고 있다. 그러나 본고에서 검증된 바와 같이 만일 ① 한국노동패널의 1997년 소득자료 자체에 문제가 있거나, ② 잘못 계산된 결과라면 양극화지수가 다르다고 해서 기존의 주장이 계속 유지될 수는 없을 것이다. 이 점은 추후에 한국노동패널 1997년도의 자료 문제와 추정 방법의 정확성, 그리고 ③ 가구소비실태조사와의 일치성 확인을 위한 재검증이 필요할 것이다.

지수는 극화지수의 구조를 동질감과 이질감의 합의 형태로 표현한 ER 및 EGR 지수와 그 개념은 유사하나, 소득의 분포를 이산적인(discrete) 형태가 아닌 연속적인 밀도함수(density function)로 변환하여 기존의 극화지수가 가지는 집단 구분의 임의성과 오차를 동시에 없애는 장점을 가지고 있다. 즉, 소득집단을 임의적으로 구분하는 것이 아니라 극점의 수를 표본 수 만큼 확대하여 각 극점에서의 동질성과 이질성의 합의 전체 극화지수로 표현되게 고안한 것이다. 이는 전체 소득집단(모집단)은 아주 크기 때문에 소득분포가 연속적이라 가정하는 것이 무리가 없다는 판단에 의한 것이다. 따라서 DER 지수는 ER 지수나 EGR 지수와는 달리 임의의 소득집단으로 구분할 필요가 없기 때문에 ER 지수나 EGR 지수처럼 소득집단을 고소득과 저소득 두 집단으로 구분하여 극화 정도를 측정하는 양극화(bi-polarization)지수를 의미하지 않으며, 원래의 표현 그대로 극화 또는 다극화(polarization) 지수라는 표현에 좀더 부합된다고 할 수 있다.¹⁹⁾ 또

한 유럽에서는 소득조사가 구간별로 이루어지는 경우가 많은데, 구간으로 조사된 소득분포는 표본오차를 발생시키게 됨에 따라 이를 줄이기 위한 방법으로 DER이 고안되었다는 사실이 Duclos, Esteban, and Ray(2004)에 암시되어 있다. DER 지수는 표본으로 집계된 소득들을 비모수적인 커널밀도함수(non-parametrically using kernel estimation)로 변환하여 극화지수를 추정하고 있으며, 가우지안 커널함수(Gaussian kernel function)를 이용하여 표본오차를 최소화하는 구간(bandwidth)의 추정에서는 평균제곱오차(mean square error)를 최소화하는 방법을 사용하고 있다.

여기에서는 극화지수의 추정에 앞서 기존에 국내에 소개된 적이 없는 DER 지수의 공리체계와 지수의 성격을 간단히 소개하고자 한다.

1. DER지수의 공리체계

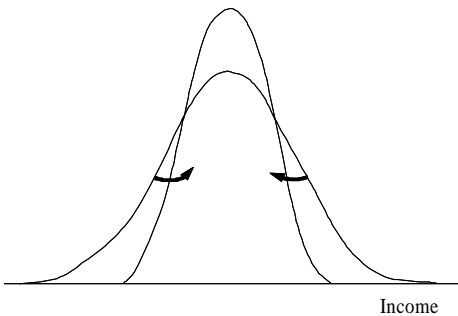
DER은 잘 정의된 소득밀도함수(basic density)²⁰⁾에 함수형태의 축소(squeeze)²¹⁾

19) 신동균(2007)에서는 DER 지수에 대하여 “... 극점의 수를 임의의 N(표본 수)개로 확대하여 지수의 현실적 중요성을 잃어버렸다는 ‘비난’을 면하기 어렵다”라고 평하고 있으나 이는 지나친 평가라 판단된다. ER 지수도 처음에는 양극화가 아닌 다극화의 개념으로 출발하였으나 소득집단을 3개 이상으로 구분하는 경우 ER 지수의 계산상 어려움으로 인하여 주로 양극화를 계산하는 것이다. 따라서 최근 논문들이 DER 지수가 아닌 EGR 지수를 많이 사용하는 이유도 이와 무관하지 않다. DER 지수는 ER 지수나 EGR 지수가 가지는 소득계층 구분의 임의성을 극복했다는 점에서 진보된 극화지수로 보아야 하며, DER 지수가 다른 문헌에 잘 등장하지 않는 이유는 계산상의 어려움에 기인한 것으로 판단된다. 그러나 이 지수를 주도적으로 고안한 Duclos가 World Bank를 통하여 DER 지수의 추정 프로그램을 공개함에 따라 이 지수를 이용하여 극화 정도를 계산하기가 용이해졌다. 더구나 양극화에 관심이 더 크다면 고안 당시부터 소득집단을 두 개로 상정하여 중산층의 축소 정도(중산층의 몰락)를 집중적으로 볼 수 있는 Wolfson 지수를 이용하는 것이 더 나을 것이다.

와 이동(slide)²²⁾이라는 개념을 도입하여 기본공리에서는 ER이나 EGR과 유사하게 다음과 같이 설정되어 있다

공리 1. 소득분포가 단일한 분포함수로 이루어진 경우, 분포함수의 축소는 극화를 증가시키지 않는다.

[Figure 2] Axiom 1

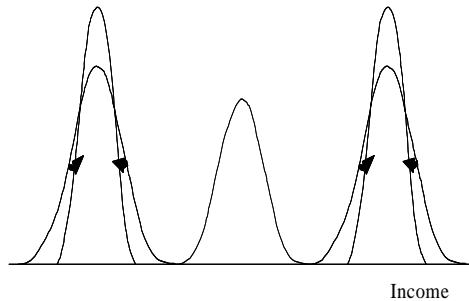


위와 같이 밀도함수가 축소되는 경우 개인 간의 이질감은 감소하나 동시에 동질감은 증가한다. 따라서 밀도함수가 축소되는 경우 이질감의 축소에서 오는 극화 정도의 감소가 동질감의 확대에서 오는 극화의 증가 정도를 상쇄하거나 능가하여 전체 극화의 정도를 증가시키지 않는다는 의미이다.

위와 같은 경우 지니계수와 같은 상대적 불평등도지수는 감소한다.

공리 2. 대칭적인 소득분포가 서로 중복되지 않는 3개의 분포함수로 이루어진 경우 대칭적인 분포함수의 축소는 극화를 감소시킬 수 없다.

[Figure 3] Axiom 2



이 공리는 공리 1처럼 소득분포의 축소가 전체적(global)이 아닌 대칭적으로 국지적(local)으로 발생하는 경우 극화지수는 증가한다는 의미이다. 이 공리가 일반적인 상대적 소득불평등도와는 구별되는 극화지수의 핵심적인 공리이며 모든 극화지수의 출발점이다. 지니계수 등 상대적 소득불평등도지수들은 이 경우에도 이전원칙(transfer principle)에 의해 감소한다. 따라서 극화지수는 국지적으로 소득계층이 유사한 집단이 다수 생기는 경우 유사한 소득계층에 대해서는 동질감이, 다른 소득계층에 대해서는 이

20) 구성원이 정규화되지 않았으며(un-normalized by population), 대칭적이고, 평균을 중심으로 양쪽의 소득계층 빈도 수는 감소하며(unimodality), 일정한 정의역(compact support)을 가지는 밀도함수를 의미한다.

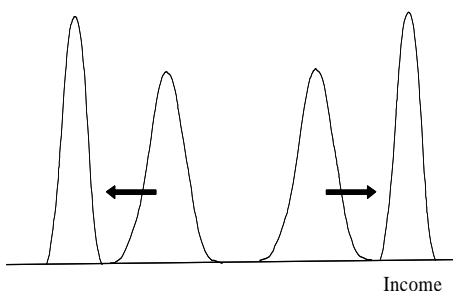
21) 축소(squeeze)는 밀도함수의 퍼짐 정도(spread of f)를 평균이 변하지 않은 상태에서 밀도함수의 분포를 평균에 가깝게 좁힌다는 의미이다.

22) 이동(slide)은 밀도함수의 형태가 변화하지 않는 상태에서 밀도함수가 소득구간의 좌 또는 우로 이동한다는 의미이다.

질감이 증가됨에 따라 전체의 유효이질감(effective alienation)이 증가하여 극화지수의 증가를 가져오게 되는 구조이다.

공리 3. 대칭적인 소득분포가 서로 중복되지 않는 4개의 분포함수로 이루어진 경우, 가운데 소득분포가 계속 겹치지 않는 상태에서 가운데 2개의 분포가 양쪽 극단으로 이동하는 경우 극화는 증가하여야 한다.

[Figure 4] Axiom 3



공리 3은 상대적 소득불평등도지수의 경우도 같은 방향으로 불평등도 수준의 증가를 가져온다.

공리 4. 인구동차성(population-invariance principle), 즉 모든 사회구성원의 소득이 동일한 비율로 증가 또는 감소되는 경우 극화지수는 변화가 없다.

이 공리 역시 상대적 소득불평등도가 가지는 공리체계와 다르지 않다.

Duclos, Esteban, and Ray(2004)에는 위

의 공리체계를 가지는 극화지수(DER)가 다음과 같은 형태를 가진다는 점이 증명되어 있다.

$$DER = P_\alpha(f) = \int \int f(x)^{1+\alpha} f(y) |y-x| dy dx, \alpha \in [0.25, 1]$$

2. DER지수의 해석

위 식의 형태는 극화지수 중에서 Wolfson 지수와 더불어 최초로 제안된 Esteban and Ray(1994)에서 소개된 ER지수와 유사한 형태를 가지고 있다. 즉, ER지수는 이산적인 소득분포에 대하여 다음과 같은 형태의 극화지수를 제안하였다.

$$ER(x) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \pi_i^{1+\alpha} \pi_j |x_j - x_i|, 0 < \alpha \leq 1.6.$$

여기에서 π^α 는 동질감을, $|x_j - x_i|$ 는 이질감을 각각 추정하여 ER지수 전체는 개인들이 느끼는 동질감과 소외의 합인 유효이질감의 전체를 추정하는 구조를 가지는 것이다. DER은 이미 설명한 바와 같이 연속적인 소득분포함수를 가정하고 있으나 ER지수와 본질적으로 동일한 구조를 가지고 있다. 즉, 식 (1)에서 $f(y)^\alpha$ 는 동질감을, $|y-x|$ 는 이질감을 측정하

여 이 동질감과 이질감의 합인 유효이질감이 전체의 극화 정도를 측정하게 되어 ER과 동일한 구조를 가지고 있다.

ER지수와 DER지수에서 동질감의 가중치로 해석되는 α 의 구간이 다른 이유는 각각 이산적인 소득분포와 연속적인 소득분포를 기반으로 하기 때문이며, 각각의 가정된 기본공리체계에 부합하는 극화지수를 유도하는 과정에서 달라진 것이다.

두 소득분포를 비교하는 경우 어떤 분포가 DER로 측정되는 극화 정도가 높게 나타나는가 하는 문제는 다음의 식을 통해 간접적으로 추론이 가능하다.

먼저 소득규모에서 오는 차이를 없애기 위하여 평균으로 정규화된 소득분포와 일정한 α 값을 고정한 상태에서 동질성함수 $f(y)^\alpha$ 에 의해 추정된 소득 y 에서 α 동질성(α -identification)을 $l_\alpha(y)$ 로 정의하면, 이것의 평균 $\bar{\tau}$ 는 아래와 같이 정의된다.

$$\bar{\tau}_\alpha \equiv \int f(y)^\alpha dF(y) = \int f(y)^{1+\alpha} dy$$

또한 소득 y 와 x 를 가진 두 개인 간의 이질감은 $|y-x|$ 로 주어지기 때문에 소득 y 를 가진 개인이 전체에 대하여 느끼는 이질감은

$$a(y) = \int |y-x| dF(x)$$

으로 표현되고, 이것의 평균 \bar{a} 는 아래와 같이 표현된다.²³⁾

$$\begin{aligned} \bar{a} &= \int a(y) dF(y) \\ &= \int \int |y-x| dF(x) dF(y) \end{aligned}$$

여기에서 ρ 는 동질감과 이질감의 정규화된 공분산(normalized covariance), $\rho \equiv cov_{l_\alpha, a} / \bar{l}_\alpha \bar{a}$ 을 의미하며 아래와 같이 계산된다.

$$\begin{aligned} \rho &\equiv \frac{cov_{l_\alpha, a}}{\bar{l}_\alpha \bar{a}} \\ &= \frac{1}{\bar{l}_\alpha \bar{a}} \int [l_\alpha(y) - \bar{l}_\alpha][a(y) - \bar{a}] f(y) dy \\ &= \frac{1}{\bar{l}_\alpha \bar{a}} \left[\int f(y)^{1+\alpha} a(y) dy - \bar{a} \bar{l}_\alpha \right] \\ &= \frac{P_\alpha(f)}{\bar{l}_\alpha \bar{a}} - 1, \text{ 여기서 } P_\alpha(f) \text{는} \end{aligned}$$

DER을 의미,

따라서 $DER = P_\alpha(f) = \bar{a} \bar{l}_\alpha [1 + \rho]$ 로 표시된다.

위 식에서 DER의 변화는 평균 이질감과 평균 동질감, 그리고 양자의 정규화된 공분산의 변화에 의해 발생하게 됨을 알 수 있다. 이질성은 각 개인 간의 소득차이가 증가할수록 커지지만, 동질성의 해석은 좀 복잡하다. 즉, 위 식을 통해 추정된 DER은 동질성의 측정에서 밀도함수

23) 여기서 \bar{a} 의 두 배는 지니계수와 같음에 유의하라.

에 α 를 포함하고 있는 식이기 때문에 위와 같은 종류의 동질성은 밀도함수 고유의 성격에 좌우되는 것이 아니다. 하지만, 위 식을 통해 극화지수에서, 다른 조건이 일정할 경우, 동질감의 정도는 밀도함수의 변동성(variability)과 비례하여 밀도함수의 변동성이 커질수록 극화지수가 증가하게 됨을 추론할 수 있다. 변동성이란 각 소득값의 분포 수가 달라지는 정도를 의미하며, 인구의 수가 일정한 경우 이미 많은 인원으로 구성된 소득값의 수는 다른 소득값을 지닌 구성원을 줄여야 더 많은 구성원이 추가될 수 있기 때문에, 각 소득값을 구성하는 구성원의 차이가 심할수록 동질성은 커지게 되어, 다른 조건이 일정할 때, 전체 극화지수를 증가시키게 된다.²⁴⁾

동질성의 차이에서 오는 DER 지수의 변동을 좀더 자세히 이해하기 위해서 다음의 두 가지 예를 가지고 설명하여 보자.

첫 번째로 지니계수는 유사하나 DER 지수($\alpha=1$)로 측정된 극화 정도가 지니계수로 측정된 소득불평등도의 순위와 차이가 나게 되는 경우다.

Duclos, Esteban, and Ray(2004)에는 룩셈부르크소득조사(LIS: Luxembourg Income Study) 데이터를 이용하여 21개국을 대상으로 지니계수와 DER 지수를 측정한 결과가 수록되어 있다.

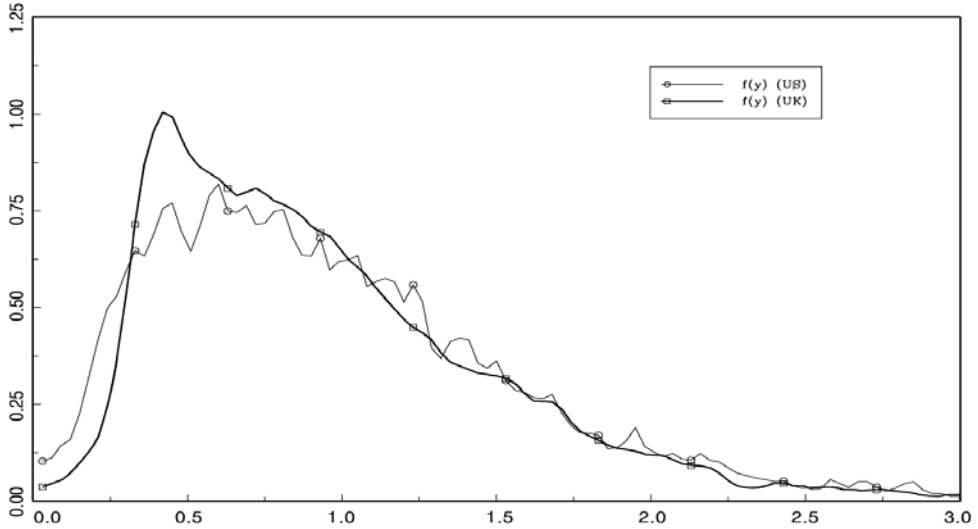
[그림 5]는 미국과 영국의 1991년 소득 분포함수이다. 위의 결과에 상응하는 지니계수는 영국이 0.3381, 미국이 0.3394로 거의 유사한 수치를 보여주고 있다. DER 지수도 $\alpha=0.25$ 의 경우 각각 0.2607과 0.2525로 순서에 차이가 없으며, 역시 유사한 수치를 나타내고 있다. 그러나 DER 지수, $\alpha=1$ 의 경우 각각 0.1716과 0.1551로 상당한 차이를 보이며, 지니계수와 DER 지수, $\alpha=0.25$ 의 경우 비교집단에서 소득불평등도의 순위(낮은 순위로부터)가 각각 18위와 19위로 동일한 순위를 나타내고 있다가 DER 지수, $\alpha=1$ 의 경우에 영국은 19위, 미국은 9위로 심한 순위 변동을 나타내고 있다.

그림에서 보는 바와 같이 영국은 미국과 달리 소득의 최빈값(mode)이 평균에 비하여 적은 값을 나타내는 반면, 미국은 소득의 양 극단이 영국보다 두터운 꼬리를 가지고 있기 때문에 양자가 상쇄되어 지니계수는 비슷하게 측정된다.

그러나 DER 지수에서 α 값에 따라 지수값이 변화하는 이유는 이질성의 지수는 변함이 없으나 동질성 지수가 변하기 때문이다. 즉, α -동질성을 나타내는 $f(x)^{1+\alpha}$ 는 f 에 강볼록(strictly convex)하기 때문에 α 값이 커질수록 동질성은 커지게 된다. 따라서 이질성이 일정한 경우, 동질성의 변동이 커지는 나라일수록

24) 이것은 바로 공리 2에서 의미하는 국지적 소득계층의 모임(local squeeze)을 의미한다.

[Figure 5] Estimated Densities for the U.S.A. and the U.K.



Source: Duclos, Esteban, and Ray(2004).

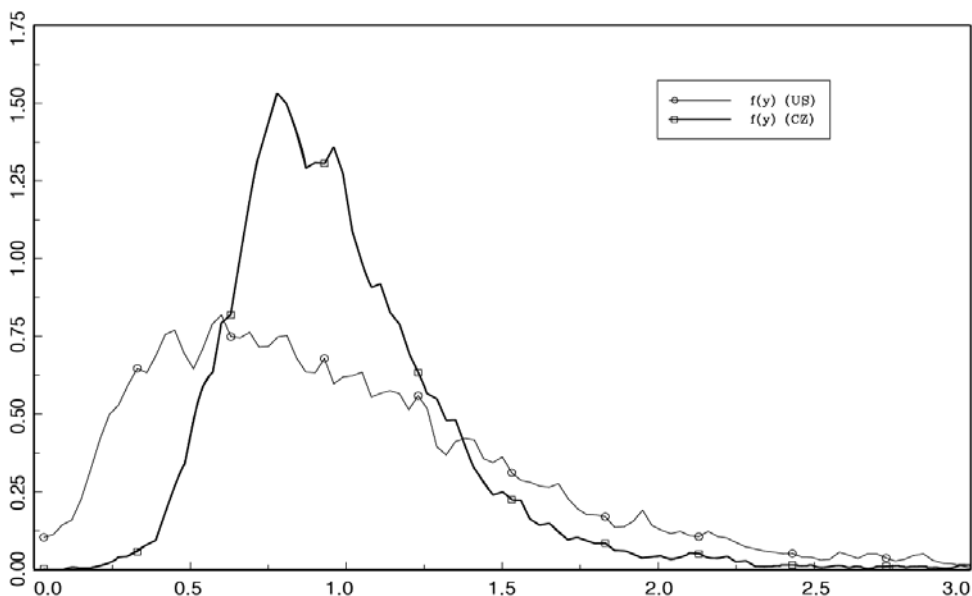
DER은 더욱 극화된 것으로 측정된다.²⁵⁾

두 번째 보기는 DER지수($\alpha=1$)로 측정된 극화 정도의 차이는 거의 없으나 지니계수로 측정된 소득불평등도는 차이가 나는 경우이다. [그림 6]은 역시 Duclos, Esteban, and Ray(2004)에서 소개된 체코의 1992년 소득분포와 미국의 1991년 소득분포이다. DER($\alpha=1$)은 미국이 0.1551로 9위, 체코가 0.1575로 11위를 차지하고 있어 유사한 극화 수준을 보여주고 있다. 그러나 지니계수는 미국이 0.3394로 19위, 체코가 0.2082로 가장 낮은 21위를 나타내고 있다.

그림으로 보았을 때 미국이 체코보다 지니계수가 높은 이유는 체코보다 중간 계층이 적고 양 극단이 두터운 모양이기 때문이며, 이는 당연한 결과로 여길 수 있다. 하지만 DER 극화지수($\alpha=1$)의 경우는 소득계층이 최빈값 부근에 밀집한 형태이기 때문에 미국보다 동질감 $f(x)$ 의 변동성(variability)이 높아 α 가 1에 가까워짐에 따라 α -동질성을 더욱 크게 하고 그에 따라 DER지수의 값을 증가시켜 극화의 정도를 높이게 된다.

25) 그러나 주의해야 할 점은 동질성의 변동이 크다고 α 가 1에 가까워지는 경우 극화지수가 항상 크다는 보장은 없다는 것이다. 즉, 밀도함수의 축소(squeeze)는 동질성을 증가시키지만 DER지수 공리 1에 따라, 이질성이 감소하게 되면 극화는 감소하기 때문이다.

[Figure 6] Estimated Densities for the U.S.A. and the Czech Republic



Source: Duclos, Esteban, and Ray(2004).

3. DER지수의 추정 결과

<표 7>은 가구소비실태조사 1996, 2000년과 한국노동패널 1997, 2000, 2003년을 대상으로 $\alpha=0.25, 0.5, 1$ 에 대하여 DER지수와 DER지수를 계산하기 위한 평균 이질성, 평균 동질성, 평균화된 상관계수의 값을 계산한 결과이다. 앞서 설명한 바와 같이 $\alpha=0$ 인 경우 DER지수는 정확히 지니계수의 두 배가 되므로²⁶⁾ 비교상 편의를 위하여 각 수치들을 2로 나누어 주었다.

<표 7>에서 알 수 있는 점은, 가구소

비실태조사와 한국노동패널 모두 조사 기간동안 상대적 소득불평등도를 측정 한 지니계수가 증가하여, 지니계수 값의 두 배와 동일한 평균 이질감지수가 증가하고 있다는 것이다. 하지만 동질감의 값은 두 통계에서 모두 감소하고 있으며, 같은 연도에서는 α 의 값이 증가함에 따라 동질감의 값이 감소하고 있다.

따라서 같은 α 값에 대하여 DER지수의 연도별 증가율은 지니계수(이질감)의 증가율보다 낮게 되고, 이러한 낮은 증가율은 α 값이 증가함에 따라 더욱 낮은 증가율을 보이게 되는 구조를 짐작할 수 있다.

26) 또한 평균 이질성 \bar{a} 는 α 값과 상관없이 항상 일정한 값이며, 지니계수의 2배 값을 가진다.

〈Table 7〉 DER Index Related Statistics(NSHIE, KLIPS, Based on Gross Income)

	Gini(\bar{a})	$\bar{\tau}$	c	$\bar{\tau} \times c$	DER
$(\alpha = 0.25)$					
NSHIE96	0.2978	0.8646	0.9045	0.7820	0.2329
NSHIE00	0.3619	0.8429	0.8814	0.7429	0.2689
KLIPS97	0.3849	0.8334	0.8855	0.7380	0.2840
KLIPS00	0.3934	0.8207	0.8965	0.7358	0.2895
KLIPS03	0.4119	0.8179	0.8888	0.7270	0.2995
$(\alpha = 0.5)$					
NSHIE96	0.2978	0.7704	0.8547	0.5685	0.1961
NSHIE00	0.3619	0.7325	0.8306	0.6084	0.2202
KLIPS97	0.3849	0.7141	0.8354	0.5966	0.2296
KLIPS00	0.3934	0.6927	0.8466	0.5864	0.2307
KLIPS03	0.4119	0.6888	0.8392	0.5780	0.2381
$(\alpha = 1)$					
NSHIE96	0.2978	0.6453	0.8042	0.5190	0.1545
NSHIE00	0.3619	0.5811	0.7864	0.4570	0.1654
KLIPS97	0.3849	0.5483	0.7922	0.4343	0.1672
KLIPS00	0.3934	0.5166	0.8013	0.4140	0.1629
KLIPS03	0.4119	0.5119	0.7964	0.4077	0.1679

Note: \bar{a} =average alienation, $\bar{\tau}$ =average α -identification, c=normalized covariance.

가구소비실태조사의 경우 경상소득 기준으로 1996년에서 2000년 사이(외환위기 전후)에 DER지수는 α 의 값 0.25, 0.5, 1에 대하여 동일한 기간에 각각 15.5%, 12.3%, 7.1% 증가하고 있다. 한국노동패널의 경우는 경상소득 기준으로 1997년과 2000년 사이(외환위기 전후)에 DER지수는 α 의 값 0.25, 0.5, 1에 대하여 동일한 기간에 각각 1.94%, -2.84%, -2.57%의 증가를 보이고 있어 아주 작게 증가하였거나 오히려 감소한 것으로 나타나고 있다.

한편 한국노동패널에서 DER지수의 1997년에서 2003년 사이의 증가율(동등화 지수가 적용된 총소득 기준)을 살펴보면 α 의 값 0.25, 0.5, 1에 대하여 동일한 기간에 각각 5.5%, 3.7%, 0.4%의 증가율을 보이고 있어 역시 낮은 증가율을 나타내고 있다.

가구소비실태조사와 한국노동패널에서 모두 같은 연도에서 α 값이 증가할수록 DER로 측정되는 극화 정도가 적게 나타나는 이유는 연도가 지남에 따라 소득계

층이 넓게 분포되어 유사한 소득을 가진 소득계층의 빈도 수가 줄어들어 따라 동질감을 측정하는 $f(x)$ 의 변동성(variability)이 적어지게 된 결과로 짐작할 수 있다. 따라서 소득분포 전체의 극화 정도를 측정하는 DER지수로 외환위기 전후 우리나라의 소득분포의 극화 정도를 측정하면, 오히려 극화 정도가 감소되었다는 결론도 가능하게 된다.

IV. 요약 및 결론

본고는 양극화지수의 추정에서 매우 큰 차이를 보이고 있는 신동균·전병유(2005) 등과 유경준(2007)의 추정 결과를 비교·검증하기 위하여 작성되었다. 검증을 위하여 상반된 추정 결과를 보이고 있는 통계청의 가구소비실태조사와 한국노동연구원의 한국노동패널에 대해 동일한 방법론에 적용시켜 지니계수와 양극화지수를 추정하여 비교하였다.

검증결과, 자료의 원천에 따라 지니계수와 양극화지수의 연도별 수준은 차이가 있으나, 유사한 기간(외환위기 전후)의 동일한 자료하에서는 두 지수의 증가율이 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않는 것으로 나타났다. 따라서 한국은 외

환위기 전후로 소득계층이 저소득층과 고소득층으로 이분하여 사회적 갈등 정도를 추정하는 EGR지수로 대변되는 양극화현상²⁷⁾이 지니계수로 대변되는 상대적 소득불평등도의 증가보다 매우 심화되어 한국 사회의 갈등이 커졌다는 신동균·전병유(2005), 신관호·신동균(2007), 신동균(2007)의 주장은 수용되기 어렵다. 반면 지니계수와 양극화지수는 이론적으로는 다른 배경으로 출발하였으나 실증적으로는 별다른 차이를 찾기 어렵기 때문에 양극화지수를 지니계수와는 다른 별도의 정책지표로 볼 필요가 없다는 유경준(2007)의 결론이 설득력이 있는 것으로 판단된다.

이와 더불어 본고에서는 소득계층의 극화(polarization)를 기존에 소개된 ER지수나 EGR지수가 아닌 Duclos, Esteban, and Ray(2004)에서 고안된 극화지수인 DER지수를 소개하고 이를 통해 추정하였다. DER지수는 기존의 양극화지수인 ER지수나 EGR지수가 가지는 단점—소득계층 구분의 임의성—을 보완하기 위하여 소득분포를 이산분포가 아니라 연속적인 분포를 가지는 소득밀도함수(density function)를 이용하는 극화지수를 제안하였다. 이 경우 분포에 귀속되지 않는(distribution-free) 통계적 추론의 결과는 표본의 문제(sample noise)에 좌우되지 않

27) 중산층의 축소 내지 몰락 정도를 추정하는 Wolfson지수도 양극화지수의 범주에 포함시킬 수 있다.

는 극화지수를 제공하기 때문에 한국노동패널(KLIPS)이 가지고 있는 반올림 오차의 문제를 어느 정도 극복할 수 있는 방법론이라 여겨진다.

한편, DER지수는 평균을 중심으로 두 소득집단 간의 극화 정도를 측정하는 EGR지수와는 달리 소득분포 전체에 대하여 극화를 측정하는 지수이기 때문에 양극화지수와 직접적인 비교는 어렵다. 하지만 DER지수는 나름의 공리체계에

따라 사회전반의 극화 정도를 측정하는 지수이기 때문에 우리나라의 소득분포의 극화 정도에 대한 또 다른 측면에서의 판단 기준을 제공해 준다고 볼 수 있다.

DER지수를 통해 우리나라에 있어 외환위기 전후로 양극화가 아닌 전체 소득계층의 극화를 판단하는 경우에도 역시 지니계수의 증가보다 극화가 더 심화되었다고 볼 근거는 없다고 판단된다.

참 고 문 헌

(in Korean)

- 강석훈, “양극화의 오해와 남용—소득양극화를 중심으로,” mimeo, 2006.
- Shin, Kwanho, “Bi-polarization of the Income Distribution After the Recent Financial Crisis: Trend, Causes, and Policy Implication *Kyong Je Hak Yon Gu*, Vol. 55, No. 4, 2007, pp.503~548.
- Shin, Kwanho and Donggyun Shin, “Bi-polarization of Income Distribution and Its Soci-Economic Consequences in Korea,” *Journal of Korean Economic Analysis*, Vol. 13, No. 1, 2007, pp.63~111.
- Shin, Donggyun and ByungYoo Cheon, “Bi-polarization of Income distribution in Korea: 1997-2003,” *Korea Journal of Labor Economics*, Vol. 2, No. 3, 2005, pp77~109.
- Yoo, Gyeongjoon, “Inequality and Bi-polarization,” KDI Policy Study 2007-01, Korea Development Institute, 2007.
- _____, “International Comparison of Recognition of Income Inequality: Based on the Research Survey,” KDI Policy Study 2007-03, Korea Development Institute, 2007b.
- Choi, Heegab, “Diminishing Middle Class Since 1997: Application of Polarization Index to Korea Income Distribution,” *International Economic Journal*, Vol. 8, No. 2, 2002, pp1~20.

(in English)

- Duclos, Jean-Yves, Joan Esteban, and Debraj Ray, “Polarization: Concepts, Measurement, Estimation,” *Econometrica* 72, 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,” Luxembourg Income Study Working Paper Series 218, CEPS/INSTEAD, 1999.
- Esteban, Joan, and Debraj Ray, “On the Measurement of Polarization,” *Econometrica* 62, 1994, pp. 819~851.
- _____, “Conflict and Polarization,” *Journal of Economic Theory* 87, 1999, pp.379~415.
- Gradin, Carlos, “Polarization and Inequality in Spain: 1973~1991,” *Journal of Income Distribution* 11(1-2), 2002, pp. 34~52.
- Keefer, Phil and Stephen Knack, “Polarization, Politics, and Property Rights: Links between Inequality and Growth,” *Public Choice* 111, Nos. 1~2, March 2002.
- Ravallion, Martin and Shaohua Chen, “What Can New Survey Data Tell Us about Recent Changes in

- Distribution and Poverty?" *World Bank Economic Review* 11(2), 1997, pp.357~382.
- Rodriguez, Juan G., "Measuring Bi-polarization, Inequality, Welfare and Poverty," ECINEQ 2006-39, Society for the Study of Economic Inequality, 2006.
- Wang, You-Qiang, and Kai-Yuen Tsui, "Polarization Orderings and New Classes of Polarization Indices," *Journal of public Economic Theory* 2(3), 2000, pp.349~363.
- Wolfson, Michael C., "When Inequalities Diverge," *American Economic Review*, Papers and Proceedings 84, 1994, pp.353~358.
- Zhang, Xioabo and Ravi Kanber, "What Difference Do Polarization Measures Make? An Application to China," *Journal of Development Studies* 37(3), February 2000, pp.85~98.