

연구보고서 2005-11

# 빈곤과 불평등의 동향 및 요인분해

여유진 김미곤  
김태완 양시현 최현수

한국보건사회연구원

## 머 리 말

최근 저출산·고령화로 인한 인구구조의 변화와 함께 우리사회의 또 하나의 화두로 떠오르고 있는 것이 빈곤과 빈부격차를 포함한 사회양극화의 문제이다. 지금까지 경제성장이라는 목표를 향해 앞만 보고 달려왔기에 그동안 차분히 대처해온 서구 복지국가보다 이러한 문제가 더 급작스럽고 심각하게 다가오는 것도 사실인 것 같다. 이제는 우리도 ‘지속가능한 성장’을 위해 경제성장과 삶의 질 향상을 어떻게 조화시킬 것인가에 대해 좀 더 진지하고 적극적인 모색이 필요한 때라고 본다.

이와 관련하여 한국보건사회연구원은 보건과 복지라는 국민의 삶의 질 향상에 필수적인 두 주제와 관련한 국가정책방향 설정에 노력을 경주하고 있는 국책연구기관이다. 그리고 이러한 국가정책 수립의 가장 기초가 되는 것이 타당성과 신뢰성이 확보된 자료의 생산이라고 생각한다. 이번에 출간되는 『빈곤과 불평등의 동향 및 요인분해』 보고서는 이러한 점에서 중요한 기여를 할 수 있을 것으로 기대된다. 본 보고서는 빈곤 및 불평등에 관한 다양한 지표들을 산출함에 있어 LIS(Luxembourg Income Study)에서 사용하는 표준화된 통계방법을 적용하여 국제적으로 비교가능한 데이터를 산출하고 있다는 점에서 주목할 만하다. 또한, 센지수분해, 성장몫분해, 지니분해, 엔트로피지수분해 등의 다양한 분해(decomposition)방법을 사용하여 빈곤요인별·소득계층별·소득원천별·연령별·학력별로 빈곤과 불평등에 기여하는 요인들을 밝힘으로써 관련 정책결정에 많은 함의를 줄 수 있을 것으로 기대된다.

이미 본원을 포함한 많은 연구자들이 빈곤 및 불평등과 관련된 분석을 수행해 왔다. 그럼에도 불구하고, 본 보고서가 가지는 엄밀성과 국제 비교가능성 등의 장점은 과소평가될 수 없을 것이다. 물론, 자료의 한계 등 극복할 수 없는 문제가 있는 것도 사실이지만, 그러한 한계 속에서도 시의적절하고 표준화된

자료를 생산하고, 기존 연구에서 시도되지 않았던 LIS의 원자료를 사용하여 요인분해를 시도하였으며, 이러한 분석 결과들을 바탕으로 다양한 정책적 함의를 도출하는 등의 작업들은 평가할 만한 부분이라고 본다.

본 연구는 여유진 책임연구원과 김미곤 부연구위원의 책임 하에, 김태완, 양시현, 최현수 주임연구원이 함께 참여하였다. 본 보고서는 총 다섯 개의 장으로 구성되어 있다. 서론에서는 연구의 목적과 필요성, 이론적·정책적 기대효과 등을 서술하고 있으며, 이론적 고찰에서는 빈곤과 불평등의 개념과 측정을 둘러싼 다양한 쟁점들을 소개하는 한편 본 연구의 분석방법을 논하고 있다. 제3장과 제4장에서는 빈곤과 불평등의 동향 및 요인분해의 결과를 기술하였으며, 마지막 장에서는 이러한 분석결과를 요약하고 정책적 함의를 제시하고 있다.

연구진은 본 보고서 작성과 관련하여 처음부터 끝까지 꼼꼼히 검토해 주시고 유익한 의견을 제시해 주신 윤진호교수, 김진욱교수, 강석훈교수와 원내의 신영석 연구위원, 강신욱 부연구위원에게 감사하는 마음을 전하고 있다. 본 연구가 이 분야의 이론적·정책적 측면에 대해 다양한 관심을 가지고 있는 관계 전문가, 공무원, 학생들에게 좋은 참고자료로 활용되기를 바라며, 아울러 향후 연구를 더욱 풍성하게 만들어줄 비판적이고 발전적인 의견들이 제기될 것으로 기대한다.

2005년 12월

한국보건사회연구원

원 장 김 용 문

# 목 차

요 약 .....	13
제1장 서 론 .....	52
제1절 연구의 필요성 및 목적 .....	52
제2절 선행연구 현황 및 선행연구와의 차별성 .....	54
제3절 연구내용 및 연구방법 .....	56
1. 연구내용 .....	56
2. 연구방법 .....	57
제4절 기대효과 .....	58
제2장 이론적 고찰 .....	60
제1절 빈곤과 불평등의 정의 및 기본쟁점 .....	60
1. 빈곤과 불평등의 정의 .....	60
2. 빈곤과 불평등 측정의 쟁점 .....	69
제2절 빈곤 및 불평등 측정의 공리와 지수 .....	82
1. 빈곤지수에 대한 공리 .....	82
2. 빈곤지수 .....	84
3. 불평등지수에 대한 공리 .....	89
4. 불평등지수 .....	91
제3절 빈곤 및 불평등지수의 분해 방법 .....	100
1. 센지수 분해 .....	100
2. 성장률 분해 .....	103
3. 지니 분해 .....	113
4. 엔트로피지수 분해 .....	118
제4절 본 연구의 접근방식 .....	123
1. 빈곤선의 설정 .....	123
2. 측정의 단위 .....	125
3. 분석자료 .....	128

제3장 빈곤 동향 및 요인분해 .....	132
제1절 빈곤 동향 .....	132
1. 우리나라의 빈곤 동향 .....	132
2. 외국과의 비교 .....	139
제2절 빈곤 요인분해 .....	154
1. 센지수 분해 .....	154
2. 성장몫 분해 .....	164
제4장 불평등 동향 및 요인분해 .....	176
제1절 불평등 동향 .....	176
1. 우리나라의 불평등 동향 .....	176
2. 외국과의 비교 .....	180
제2절 불평등 요인분해 .....	184
1. 소득원천별 지니분해 .....	184
2. 구성집단별 엔트로피분해 .....	198
제5장 결론 및 정책적 함의 .....	208
제1절 요약 .....	208
제2절 결론 및 정책적 함의 .....	211
참고문헌 .....	215
부록 1. 센지수 분해 .....	223
부록 2. 성장 몫 분해 .....	228
부록 3. 국가별 지니분해 .....	233

## 표 목 차

〈표 2- 1〉 빈곤의 대안적 정의 .....	61
〈표 2- 2〉 불평등 지수의 성격 .....	99
〈표 2- 3〉 한국·브라질·미국의 빈곤층과 비빈곤층간의 경제성장의 분배몫 .....	105
〈표 2- 4〉 1기와 2기간의 계층이동 전후의 구성비 .....	110
〈표 2- 5〉 지니분해 요소 .....	117
〈표 2- 6〉 1996~2003년 중소도시기준 가구규모별 최저생계비 .....	124
〈표 2- 7〉 에스핑-앤더슨(1990) 복지국가 레짐의 주요특징 및 포함된 국가 .....	130
〈표 2- 8〉 분석대상 국가 및 시점(LIS) .....	131
〈표 3- 1〉 우리나라의 빈곤율 변화 추이 .....	133
〈표 3- 2〉 도시근로자가구 빈곤율 변화 추이(가처분소득 기준) .....	135
〈표 3- 3〉 전체 임금근로자 대비 임금근로빈곤층 변화 추이 (중위소득 50%기준) .....	136
〈표 3- 4〉 우리나라의 소득갭 비율 변화 추이 .....	136
〈표 3- 5〉 우리나라의 센지수 변화 추이 .....	138
〈표 3- 6〉 우리나라의 센지수 분해 결과 .....	155
〈표 3- 7〉 국가별 센지수 분해 결과(중위소득 50% 기준) .....	160
〈표 3- 8〉 국가 간 센지수 분해 결과 비교(중위소득 50% 기준) .....	163
〈표 3- 9〉 우리나라 계층별 소득 및 빈곤 가구율 (가처분 균등소득 기준) .....	165

〈표 3-10〉	우리나라 빈곤층과 비빈곤층 간의 분배 몫 .....	167
〈표 3-11〉	국가별·계층별 소득 및 빈곤가구율(중위소득 50% 기준) .....	169
〈표 3-12〉	국가별 빈곤층과 비빈곤층간의 분배 몫 (중위소득 50% 기준) ..	171
〈표 3-13〉	국가별 빈곤층과 비빈곤층간의 소득차이 (중위소득 50% 기준) ..	174
〈표 4- 1〉	우리나라의 소득점유율 변화 추이 .....	177
〈표 4- 2〉	우리나라의 10분위소득 변화 추이 .....	178
〈표 4- 3〉	불평등지수를 이용한 불평등 변화 추이 .....	179
〈표 4- 4〉	국가별 불평등 변화 추이 .....	182
〈표 4- 5〉	우리나라의 소득원천별 지니분해 결과 .....	187
〈표 4- 6〉	국가별 각 소득원천의 비중(2000년 전후) .....	191
〈표 4- 7〉	각 소득원천의 총불평등도에 대한 절대적·상대적 기여도 (2000년전후) .....	194
〈표 4- 8〉	각 소득원천의 총지니계수에 대한 한계효과(B/A)(2000년 전후) ·	196
〈표 4- 9〉	우리나라의 학력별 엔트로피분해 결과 .....	199
〈표 4-10〉	학력수준이 소득불평등에 미친 영향 .....	199
〈표 4-11〉	우리나라의 연령별 엔트로피분해 결과 .....	201
〈표 4-12〉	연령이 소득불평등에 미친 영향 .....	201
〈표 4-13〉	국가별 연령별 엔트로피분해 .....	204

## 그림목차

[그림 2- 1]	통계청과 OECD 소득구분 비교 .....	75
[그림 3- 1]	우리나라의 빈곤율 변화 추이 .....	133
[그림 3- 2]	우리나라의 소득갭 비율 변화 추이 .....	137
[그림 3- 3]	우리나라의 센지수 변화 추이 .....	139
[그림 3- 4]	국가별 상대빈곤율 변화 추이 .....	143
[그림 3- 5]	국가별 소득갭 비율 변화 추이 .....	147
[그림 3- 6]	국가별 센지수 변화 추이 .....	152
[그림 3- 7]	우리나라의 센지수 분해 결과 .....	156
[그림 3- 8]	우리나라의 센지수 분해 결과(중위소득 50% 기준) .....	157
[그림 3- 9]	국가별 센지수 분해 결과 .....	161
[그림 3-10]	우리나라 빈곤층과 비빈곤층 간의 분배 몫 .....	168
[그림 3-11]	국가별 빈곤층과 비빈곤층간의 분배 몫(중위소득 50% 기준) .....	172
[그림 4- 1]	우리나라의 소득점유율 변화 추이 .....	177
[그림 4- 2]	도시가계조사를 통한 불평등 변화 추이 .....	180
[그림 4- 3]	국가별 불평등 변화 추이 .....	183
[그림 4- 4]	우리나라의 소득원천별 지니분해 결과 .....	188
[그림 4- 5]	국가별 각 소득원천의 비중(2000년 전후) .....	192
[그림 4- 6]	각 소득원천의 총지니계수에 대한 절대적 기여도(2000년 전후) .....	195
[그림 4- 7]	각 소득원천의 총지니계수에 대한 한계효과(2000년 전후) .....	196
[그림 4- 8]	연령별 집단내 불평등도 추이 .....	206



## 부표 목차

〈부표 1-1〉	센지수 분해 결과(경상소득 기준) .....	223
〈부표 1-2〉	외국의 센지수 분해 결과(중위소득 40% 기준) .....	224
〈부표 1-3〉	외국의 센지수 분해 결과(중위소득 60% 기준) .....	226
〈부표 2-1〉	국가별 빈곤가구율 및 비빈곤가구율(중위소득 40% 기준) .....	228
〈부표 2-2〉	국가별 빈곤가구율 및 비빈곤가구율(중위소득 60% 기준) .....	230
〈부표 2-3〉	국가별 빈곤층과 비빈곤층간의 분배 몫(중위소득 40% 기준) .....	231
〈부표 2-4〉	국가별 빈곤층과 비빈곤층간의 분배 몫(중위소득 60% 기준) .....	232
〈부표 3-1〉	지니분해(한국) .....	233
〈부표 3-2〉	지니분해(네덜란드) .....	234
〈부표 3-3〉	지니분해(노르웨이) .....	235
〈부표 3-4〉	지니분해(스웨덴) .....	236
〈부표 3-5〉	지니분해(독일) .....	237
〈부표 3-6〉	지니분해(캐나다) .....	238
〈부표 3-7〉	지니분해(영국) .....	239
〈부표 3-8〉	지니분해(미국) .....	240
〈부표 3-9〉	지니분해(대만) .....	241

## 부록 그림 목차

[부록 그림 1-1]	센지수 분해 결과(경상소득 기준) .....	223
[부록 그림 1-2]	외국과의 센지수 분해 비교(중위소득 40% 기준) .....	225
[부록 그림 1-3]	외국과의 센지수 분해 비교(중위소득 60% 기준) .....	227

Abstract

## Poverty and Inequality: Trends and Factor Decomposition

The primary purpose of this research is to find policy implications by examining the trends in poverty and inequality currently emerging in Korea and factors contributing to these. For this, we observed the movement of poverty and inequality indices using the raw data of the "National Survey of Household Income and Expenditure" (1996, 2000), the "National Survey of the Actual Conditions of Household Livelihood" (2003), and the Luxembourg Income Study. In addition, we analyzed factors that contribute to poverty and inequality by income brackets, income sources, and groups, by employing methods of decomposition of the Sen index, share of economic growth, the Gini coefficient, and the Entropy index.

The results of the analysis are summarized below.

Firstly, the poverty and inequality indices for Korea rose greatly around the time of the economic crisis in 1997, and kept increasing even after its recovery, although at a slower pace. Secondly, the result of Sen Index decomposition shows that poverty rates and Gini coefficients for Korea increased significantly in the wake of the economic, with a considerable rise in the average income of the poor. Thirdly, the decomposition of economic growth reveals that between 1996 and 2000 and between 2000 and 2003, the share of the non-poor has increased while that of the poor has fallen, by any poverty standard. Fourthly, the Gini coefficient decomposition by income sources shows that earned income was the factor most responsible for the inequality during these periods. Although the redistributive effect of taxes and social insurance contribution has increased during the same periods, little has improved in terms of inequality. Lastly, the Entropy index decomposition by schooling shows that inequality was greater within a group than between groups and that both within- and between-group inequalities were much higher in 2003 than in 1996. The result of Entropy index decomposition by age, in contrast, was that the overall inequality could be explained by and large by the within-group inequality.

## 요 약

### I. 서 론

#### □ 연구의 필요성

- 빈곤 및 불평등의 수준과 동향에 대한 포괄적이고 체계적인 분석 필요
- 국제적 기준에 부합하는 빈곤 및 불평등 자료 생산 필요
- 빈곤 및 불평등에 대한 다양한 요인분해 방법을 통한 빈곤 및 불평등의 원인 분석 필요

#### □ 선행연구 현황 및 차별성

- 선행연구
  - 최근의 대표적인 선행연구들로는 금재호(2001), 박찬용 외(2002), 정진호 외(2002), 유경준 외(2003), 성명재·김종면(2004) 등의 연구가 있음.
- 선행연구와의 차별성
  - 대표성이 상대적으로 높은 데이터를 사용하여 비교적 최근까지의 빈곤과 불평등의 동향을 파악하였음.
  - 빈곤과 불평등의 원인을 분석하기 위해 다양한(센분해·성장몫 분해·지니분해·엔트로피 분해) 요인분해(decomposition) 방법을 활용하였음.
  - 선행연구들이 기존의 분해모형을 적용하여 분석한 반면 본 연구에서는 일부 분해의 경우 기존 모형의 한계점을 검토한 후 새로운 모형을 개발하여 분석함.

- 본 연구에서는 국내 및 외국의 원자료(LIS: Luxembourg Income Study)를 직접 분석함으로써 외국의 빈곤 및 불평등 동향과 요인분해를 시도하였음.

#### □ 연구내용 및 연구방법

- 제2장: 이론적 배경 고찰
- 제3장: 우리나라와 외국의 빈곤 동향과 빈곤지수 분해결과 제시
- 제4장: 우리나라와 외국의 불평등 동향과 불평등지수 분해 결과 제시
- 제5장: 결론과 정책적 함의 제시

#### □ 기대효과

- 통계적 기대효과
  - 본 연구는 국내와 외국의 1차자료를 사용하는 과정에서 데이터의 조작화, 변수의 조작적 정의, 프로그래밍 등을 동일하게 분석함으로써 국제비교가능성을 제고하였음.
- 이론적 기대효과
  - 다양한 방법의 분해 분석기법에 대하여 장단점을 제시하고 각각의 분석기법을 국내와 외국 자료에 포괄적으로 적용하여 빈곤 및 불평등에 대한 내재적·외생적 원인 분석을 함.
  - 또한 성장 및 분해에서는 기존 모형의 한계점을 분석하여 새로운 분해모형을 개발하고, 국내와 외국 자료에 포괄적으로 적용하였음.
- 정책적 기대효과
  - 본 연구는 대표성과 적시성 높은 자료를 사용하여 빈곤과 불평등의 현황과 원인을 포괄적으로 분석하였음.

- 따라서 정책수립을 위한 기초자료로 활용가능 할뿐만 아니라, 우리나라의 빈곤 및 불평등 현황 및 구조를 외국과 비교하여 봄으로써, 우리나라가 지향하여야 할 바에 대한 시사점을 얻을 수 있을 것으로 기대됨.

## II. 이론적 고찰

### 1. 빈곤과 불평등의 정의 및 기본쟁점

#### 가. 빈곤과 불평등의 정의

##### □ 빈곤의 정의

##### — 빈곤의 사전적 의미

- “기본 욕구를 충족시킬 수 있는 생활수단이 부족한 상태” 즉, “자원의 결핍으로 인해 기본적인 물질적인 욕구를 충족시킬 수 없는 상태”

##### — 빈곤정의의 절대성 및 상대성 논쟁

- 빈곤은 자원이 기본욕구를 충족시키기에 적절치 않은 상태인 동시에 빈곤에 대한 공동체의 인식을 체현하는 것이어야 함(Saunders, 2004).
- 하지만, 기본욕구조차도 상대적으로만 정의될 수 있고, 공동체 인식을 반영하는 어떠한 빈곤 개념도 상대적이라는 관점에서 빈곤을 상대적으로 규정하는 것이 지배적임.

##### — 빈곤관에 따른 빈곤 개념

- 절대적 빈곤: 객관적으로 정의된 절대적 최소보다 적게 가지고 있는 것
- 상대적 빈곤: 상대적으로 그 사회의 다른 사람들보다 적게 가지고 있는 것
- 주관적 빈곤: 스스로가 생활을 꾸려나가기 어렵다고 느끼는 것

— 예산제약과 빈곤선

- 이론적 빈곤선: 재정적 여건고려 없이 이론 측면만을 고려하여 산출한 빈곤선
- 정책적 빈곤선: 그 나라의 정치적·재정적·이념적 현실을 반영하여 이론빈곤선을 현실적으로 조정한 빈곤선

□ 불평등의 정의

— 빈곤과 불평등의 관계(Litchfield, 1999)

- 빈곤이 사회복지의 저변의 기반을 형성하고 있다면, 불평등은 사회복지의 전반, 즉, 전체를 꿰뚫는 목표를 형성하고 있음.
- 따라서 불평등은 빈곤에 비해 훨씬 더 포괄적인 영역이며, 규범 차원을 넘어 그 사회의 이념적 지향을 형성하는 논의의 영역이라 할 수 있음.

— 분배(distribution)에 있어서 불평등의 개념 및 한계

- 불평등(inequality)이란 자원의 분배가 고르게 분포되어 있지 않은 상태를 의미함(Litchfield, 1999).
- 따라서 앳킨슨 지수 등 몇몇 규범적 불평등지수를 제외하고는 분배의 상태를 표시할 뿐 그 자체가 정의로운지 부정의한지, 혹은 공평한지 부당한지를 나타내지 못함(이준구, 2001).

— 불평등 개념의 철학적 기반

- 대부분의 불평등 측정치 혹은 불평등 지표는 전체 자원의 양(소득, 지출, 부 등)을 정확하게  $n$ (인구수)등분한 상태를 준거로 불평등의 정도를 파악한다는 점에서, 공리주의적 이념에 기반하고 있음.
- 즉, 러너(Lerner, 1994)는 소득의 한계효용이 체감한다고 가정할 때, 주어진 액수의 소득을 A, B 두 사람이 나누어 가지려고 할 경우, 이를 균등하게 나눌 때 효용의 합이 극대화되는 것을 입증하였음.

- 또한 공리주의적 목표, 즉 개인효용 합의 표준 극대화는 평등주의적인 최적분배로 귀결됨. 따라서 불평등은 이러한 평등주의적 준거와 실제 분배 간의 거리로 측정될 수 있음.

#### 나. 빈곤과 불평등 측정의 쟁점

##### (1) 경제적 측정단위

#### □ 소득과 소비

##### — 이상적인 경제적인 측정단위

- 이상적으로 말하자면 우리가 측정하고자 하는 것은 각 개인의 ‘생활수준’(standard of living), 좀 더 궁극적으로는 ‘복지’(welfare)의 수준임.
- 그러나 ‘생활수준’ 혹은 ‘복지’라는 개념은 모호한 것이고, 무엇이 생활수준(복지)을 구성하는지에 대해 경제학자나 사회과학자들 간에 어떠한 동의도 존재하지 않음(Goodman, 1997).
- 따라서 측정 가능한 대리변수(proxy)가 필요. 생활수준 혹은 복지를 측정 가능한 대리변수(proxy)로 가장 많이 사용되는 것이 소득, 소비, 부(wealth) 등임.

##### — 대리 변수로서의 소득

- 빈곤의 사전적 의미가 “기본 욕구를 충족시킬 수 있는 자원이 부족한 상태”이므로 기본욕구의 충족(소비지출) 자체보다는 그것을 충족시킬 수 있는 자원(소득)을 측정하는 것이 복지수준을 더 잘 나타낼 수 있음.
- 또한 소득은 소비에 비해 선호(preference)에 대해 중립적이라는 점에서 복지의 대리변수로서 가장 많이 활용되고 있음.

##### — 대리 변수로서의 소비

- 소비는 개인 혹은 가구의 안녕(well-being)에 대한 더 직접적인 측정치라는 점과 장기적인 복지의 실질적인 지표를 제공할 수 있다는 점에



서 많은 학자들은 소득보다 더 나은 지표라고 주장하고 있음( Culter & Katz, 1991, 1992 등)

- 맥그레거와 바루아(McGregor & Baroocha, 1992)는 소득이 자원의 수준에 대한 측정치로 바람직한 반면, 소비는 생활수준에 대한 측정치로 바람직한 지표라고 주장하고 있음.

— 대리 변수로서의 소득을 많이 사용하는 이유

- 우리가 측정하고자 하는 것은 생활수준 그 자체인 경우보다 그것을 향유할 수 있는 잠재적 능력(자원)인 경우가 더 많다는 점임. 특히, 빈곤을 넘어선 불평등의 측면에서 기호와 선호에 따른 소비수준의 차이를 불평등이라 볼 수 있느냐는 의문이 제기될 수 있음.
- 소비를 사용할 경우 복잡한 정의와 측정의 정확성 문제가 제기됨. 예컨대, 내구재를 어떻게 다루고 서비스에 대한 가치를 어떻게 환산할 것인가 등임.

□ 소득의 정의와 범주

— 소득의 사전적 정의

- 이정우(1997)는 헨리 사이몬즈의 정의를 이용하여 두 시점 간의 소비와 재산권의 가치변동(저축), 즉 소비와 경제력의 순증가분의 합이라고 정의
- 이를 좀 더 실용적으로 정의하면, 소득은 가구의 실질적인 자산의 증가를 가져오는 일체의 현금 및 현물 수입을 의미함(통계청, 2002).

— 통계청의 소득분류 방식

- 가구소비실태조사와 도시가계조사에서 발표되고 있는 소득은 크게 경상소득과 비경상소득으로 구성됨.
- 경상소득은 근로소득, 사업 및 부업소득, 재산소득, 이전소득으로 구성되며, 비경상소득에는 경조소득, 폐품매각대금 및 기타 비경상소득이 포함됨.

— OECD의 소득분류 방식

- 먼저 1차 소득이 있는데 여기에는 근로소득, 사업 및 부업소득, 재산 소득이 포함되나 이전소득은 제외됨. 1차 소득에 사적이전소득을 추가한 것이 시장소득(market income)임.
- OECD 소득분류상 통계청의 경상소득에 해당하는 소득은 총소득(gross income)임.

(2) 시간적인 측정단위

□ 빈곤 및 불평등 지표와 시간적인 측정단위와의 관계

- 일반적으로 분석단위가 장기간인 경우의 측정치는 단기간 동안 이루어진 측정치보다 더 평등하게 나타나고 안정적임.
  - 측정기간이 주 혹은 월단위인 경우 일시적인 변화가 지표에 반영되어 실상을 오도할 가능성이 있음. 예컨대, 일시적 실업, 보너스, 명절 및 휴가수당, 급여지체, 농업소득 등
  - 반면, 측정기간을 평생(lifetime)으로 할 경우 일반적으로 현재소득보다는 덜 불평등한 분포를 나타내나(이두호 외, 1991), 평생소득을 측정하는 것은 현실적으로 쉽지 않으며, 개인에게는 장기간의 경향보다는 현재의 상태가 중요하므로 정책적 함의가 낮음.
- 이러한 점을 고려할 때, 현실적으로 가장 적절한 측정단위는 연(年)임.

□ 분석목적과 시간적인 측정단위

- 어떤 기간을 선택하는 것이 최선이나는 측정하고자 하는 빈곤 혹은 불평등의 특정 측면이 무엇이나에 달려 있음.
  - 빈자에게는 단 한 주 혹은 한 달 동안의 소득의 감소도 심각한 어려움을 유발할 수 있다는 점에서, 정책적 측정단위는 비교적 짧게 설정되는 것이 바람직함.

- 반면, 단기간(snapshots) 동안의 소득은 개인 혹은 가구의 실제 상태를 오도할 수 있다는 점에서 학술적 측정단위는 좀 더 긴 기간으로 설정될 필요가 있음.

### (3) 인구학적인 측정단위와 가구균등화지수

#### □ 빈곤 및 불평등 지표와 인구학적인 측정단위와의 관계

- 인구학적 단위에는 개인, 가족, 가구가 있음.
  - 가족이란 혈연관계가 있는 사람들이 동일한 소비 단위를 구성하는 것인데 비해, 가구는 보다 혈연관계와 상관없이 동일한 소비 단위를 구성하는 단위임(김태성·손병돈, 2002).
- 인구학적 단위에 따른 측정 결과치의 편차
  - 모르간(Morgan, 1965)의 연구에 의하면 가족단위로는 48%가 일정기준 이하, 가구단위로는 39%가 일정기준 이하의 소득을 가진 것으로 추정되었음.
  - 또한 빈곤가구율은 1~2인 가구의 빈곤가구율이 높기 때문에 빈곤인구율보다 일반적으로 높게 나타남.
- 연구영역과 측정단위
  - 노동시장에 초점을 둔 실증적 연구의 경우 측정단위는 주로 개인을 분석하고 있음.
  - 반면, 생활수준 혹은 복지수준에서의 빈곤과 불평등 문제를 다루는 규범적 연구는 가족 혹은 가구를 단위로 하는 경우가 대부분임.

## □ 빈곤 및 불평등 지표와 가구균등화지수

## - 가구균등화지수의 개념

- 균등화지수란 상이한 규모의 가구에 사는 개인들을 비교 가능한 수준으로 조정하기 위한 지수. 즉, 동일한 효용수준에 도달하게 하는 비율을 의미

## - 균등화지수 산출방식(여유진, 2002; Slesnick, 2001; Blacklow &amp; Ray, 2000).

- 첫째, 늘어나는 가족 수에 따라 추가되는 욕구만큼의 수치를 부여하는 방식(예, OECD 균등화지수).
- 둘째, 영양결핍을 피하기 위해 요구되는 영양학적 섭취량을 기초로 산출되는 영양학적 균등화지수(nutritional equivalence scale. 예, 디톤과 멜바우어(Deaton & Muellbauer, 1980)의 암스테르담지수)
- 셋째, 정해진 수준의 복지를 얻기 위한 준거 가구 대비 필수 총지출로 정의되는 총예산 균등화지수(full-budget equivalence scales. 예, 한국보건사회연구원의 가구균등화지수).
- 넷째, 상이한 유형의 가구들 간에 주관적 소비 요구량을 비교하여 산출하는 주관적 균등화지수(subjective equivalence scales. 예, 1979년 미국의 소득조사개발 프로그램(Income Survey Development Program)의 균등화지수)

## - 균등화지수와 빈곤 및 불평등지수

- 어떤 균등화지수를 사용하느냐에 따라 빈곤 및 불평등지수 측정치가 달라짐(Goodman, et al., 1997).
- 피프스(Phipps, 1993)는 사용되는 균등화지수에 따라 결론이 바뀌거나 역전될 수 있음을 제시

## 2. 빈곤 및 불평등 측정의 공리와 지수

### 가. 빈곤지수에 대한 공리(axiom)

#### □ 센(Sen, 1976, 1981)의 세 가지 공리

- 핵심공리(focus axiom)
  - 빈곤층의 소득이 변하지 않고 다른 계층의 소득이 변하는 경우 빈곤 지수는 동일 혹은 변하지 않아야 한다는 공리
- 단조성공리(monotonicity axiom)
  - 다른 모든 조건이 동일한 상태에서, 소득이 빈곤선 이하인 사람에게서 발생하는 소득의 감소는 빈곤지수의 값을 올려야 한다는 공리
- 이전공리(transfer axiom)
  - 다른 모든 조건이 동일한 상태에서, 소득이 빈곤선 이하인 어떤 사람으로부터 그 보다 부유한 사람에게로의 소득이전은 빈곤지수를 올려야 한다는 공리

#### □ 기타 공리

- 인구대칭의 공리(population symmetry axiom)
  - 두 사람이 소득상의 위치를 서로 바꾸어도 빈곤지수에는 아무런 변화가 없어야 한다는 공리
- 빈곤비율의 공리(proportion of poor)
  - 빈곤층의 상대적 수의 증가는 빈곤지수를 증가시켜야 한다는 공리
- 이전 민감성 공리(transfer sensitivity axiom)
  - 콰크와니(Kakwani, 1980)가 주장한 공리로서 다른 모든 조건이 동일한 상태에서 저소득층 내에서 소득이전이 발생할 경우, 이 소득이전이 더

가난한 사람사이에서 발생한다면 빈곤지수는 증가해야 한다는 공리

— 가법성 공리(decomposability axiom)

- 포스터 등(Foster et al., 1984)에 의해 주장된 공리로, 세부 그룹의 빈곤지수 합은 전체 빈곤지수의 합이 되어야 한다는 공리

나. 빈곤지수

□ 빈곤율(Headcount Ratio: H)

— 산식

- 빈곤율은 소득(혹은 지출)이 빈곤선 이하인 사람수(혹은 가구수)를 전체 인구수(혹은 가구수)로 나눈 값

$$HR(y, z) = \frac{q}{n}$$

(여기서 HR: 빈곤율, q: 소득(혹은 지출)이 빈곤선 이하인 가구수(혹은 인구수), n: 전체 가구수(혹은 인구수), y: 가구(또는 개인)의 소득(혹은 지출), z: 빈곤선)

— 장단점

- 빈곤율은 빈곤의 전체적인 수준을 표현하는 좋은 지표이나 빈곤선 이하의 빈곤층이 느끼는 박탈의 정도를 표현하는 데는 부족함.
- 공리적 측면에서 빈곤율은 핵심공리를 만족시키지만 단조성공리와 이전공리를 만족시키지 못함.

□ 빈곤갭 비율(Poverty Gap Ratio)

— 산식

- 빈곤갭 비율(Poverty Gap Ratio)은 총빈곤갭을 빈곤선 이하에 있는 인구(또는 가구)의 수에 빈곤선을 곱한 액수로 나눈 값

$$PGR = \frac{\sum_{i=1}^q (z - y_i)}{z q}$$

(여기서 PGR: 빈곤갭 비율, z: 빈곤선,  $y_i$ : 빈곤선 이하에 속한 개인의 소득(혹은 지출), q: 빈곤선 이하에 있는 인구(또는 가구)의 수)

— 장단점

- 빈곤갭 비율은 빈곤율과 달리 빈곤의 심각성 또는 심도(depth)를 나타내 주지만 빈곤의 규모는 설명하지 못하는 약점이 있음.
- 빈곤갭비율은 단조성공리를 만족시키지만, 이전공리는 만족시키지 못함.

□ 셴지수(Sen index)

— 산식 및 지수 해석

- 1976년 셴이 제안한 지수로서, 빈곤율, 소득갭비율, 지니계수 등을 조합하여 기존 공리와 새로운 공리에 부합하도록 개발한 지수

$$P = H[I + (1 - I) \times Gp]$$

(여기서 H: 빈곤율(Headcount Ratio), I: 소득갭비율(Income Gap Ratio 혹은 빈곤갭비율),  $G_p$ : 저소득층의 분배상태를 나타내는 저소득층의 지니계수)

- 셴지수는 0과 1사이의 값을 가지며, 그 값이 1에 가까워질수록 빈곤의 정도가 심하다는 것을 의미함.

— 장단점

- 셴지수는 H, I,  $G_p$ 의 세 가지 변수중 하나의 변수 혹은 그 이상의 변수가 증가하게 되면 셴지수도 같은 방향으로 증가하는 정합성을 견지하고 있음.
- 셴지수는 콰크와니(Kakwani, 1980) 가 지적한 바와 같이 이전의 민간감성 공리를 위배하고 있음.

□ FGT지수

— 산식 및 특성

- FGT지수는 1981년 Foster, Greer와 Thorbecke이 제시하였으며 이들 이름의 첫 자를 따서 FGT로 명명.

$$FGT_{\alpha} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left[ \frac{z - y_i}{z} \right]^{\alpha}$$

(여기서  $FGT_{\alpha}$ : 파라미터  $\alpha$ 인 FGT지수,  $n$ : 전체 인구(또는 가구)수,  $q$ : 빈곤선 이하의 인구(또는 가구)수,  $z$ : 빈곤선,  $y_i$ : 빈곤선 이하에 있는 가구  $i$ 의 소득,  $\alpha$ : 빈곤혐오감(poverty-aversion)을 나타내는 파라미터( $\alpha \geq 0$ ))

- FGT지수의 파라미터  $\alpha$ 는 빈곤에 대한 혐오감(aversion)을 나타내주는 파라미터로서  $\alpha$ 값이 커질수록 이 지수는 빈곤에 대해 민감해짐.

— 장단점

- $\alpha$ 가 0인 경우 빈곤율이 되고,  $\alpha$ 가 1인 경우 빈곤율과 빈곤갭 비율을 곱한 값이 됨. 또한  $\alpha$ 가 2인 경우 한 사회가 느끼는 빈곤의 고통으로 해석됨.
- 공리적인 측면에서  $\alpha$ 가 0보다 크면 단조성공리를 만족시키고,  $\alpha$ 가 1보다 크면 이전공리를 만족시키며,  $\alpha$ 가 2보다 크면 이전민감성공리를 만족함. 이외에도  $\alpha$ 값에 관계없이 FGT지수는 가법분해공리를 만족함.

다. 불평등지수에 대한 공리

— 이전의 원칙(principle of transfer)

- 피구와 달튼이 제시한 공리로서(Pigou-Dalton transfer principle) 고소득자의 소득 가운데 일부를 저소득자에게 이전시키면 불평등도는 작아져야 한다는 공리



- 불평등지수 중 일반화된 엔트로피지수, 앳킨슨지수, 지니계수를 포함한 대부분의 측정치가 이 원리를 만족하지만, 반면 대수의 분산은 이 원칙을 만족하지 못함.
- 소득의 비례적 가산 원칙(principle of proportionate addition to income)
  - 각 개인들의 소득이 동일한 비율로 변화한다면, 불평등 측정치가 변화해서는 안 된다는 공리
  - 대부분의 측정치들이 공리를 만족하지만, 변량은 이 원칙을 만족하지 못함.
- 소득의 동액가산 원칙(principle of equal addition to income)
  - 모든 사람의 소득에 대하여 동액을 가산하면 불평등도는 감소해야 한다는 공리
- 소득인원의 비례적 가산 원칙(principle of proportionate addition to person)
  - 소득계층별 인원분포에 대하여 일정비율의 소득인원을 가산해도 불평등도는 변화하지 않아야 한다는 공리
- 익명성의 원칙(principle of anonymity) 또는 대칭성 원칙(principle of Symmetry)
  - 두 사람이 소득상의 위치를 서로 바꾸어도 불평등지수에는 아무런 변화가 없어야 한다는 공리
- 가법성 원칙(principle of decomposability)
  - 포스터 등(Foster et al., 1984)에 의해 주장된 공리로, 세부 그룹의 불평등지수 합은 전체 불평등지수의 합이 되어야 한다는 공리

## 라. 불평등지수

## □ 상대적 평균차(Relative Mean Deviation)

## - 산식 및 해석

$$M = \sum_{i=1}^n |\mu - y_i| / n\mu$$

- 완전한 평등일 경우  $M=0$ 이고, 한 사람이 모든 소득을 가질 경우  $M=2(n-1)/n$ 이 됨.

## - 장단점

- 피구-달턴의 이전공리를 충족시키지 못함

## □ 분산과 변이계수(Variance and Coefficient of Variation)

## - 분산

$$V = \sum_{i=1}^n (\mu - y_i)^2 / n$$

- 완전 평등인 경우 분산 0이고, 완전 불평등인 경우  $\infty$ 임.
- 분산은 피구-달턴의 이전공리를 충족시키나, 평균소득수준의 크기에 따라 값이 달라지는 결점을 지님. 따라서 국가간 비교는 무의미해 짐.

## - 변이계수

$$C = V^{1/2} / \mu$$

- 완전평등인 경우 0이고, 값이 큰 경우 불평등도가 높은 상태를 의미
- 분산과 달리 평균소득수준에 대해 독립적이라는 장점이 있으나, 변이계수는 모든 소득수준에서의 소득이전 효과가 동일해지는 단점이 있음.

□ 대수표준편차(Standard Deviation of Logarithms)

— 산식 및 해석

$$H = \left[ \sum_{i=1}^n (\log \mu - \log y_i)^2 / n \right]^{1/2}$$

- 완전 불평등인 경우 대수표준편차는 0이고, 완전 불평등인 경우  $\infty$ 임.
- 장단점
  - 저소득층의 소득 변화에 불평등도가 민감하게 반응하는 장점이 있음.
  - 분산은 피구-달턴의 이전공리를 충족시키지 못하는 경우가 발생할 수 있음.

□ 지니계수(Gini Coefficient)

— 산식 및 해석

- $G = (1/2n^2\mu) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|$   
 $= 1 - (1/n^2\mu) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \text{Min}(y_i, y_j)$   
 $= 1 + (1/n) - (2/n^2\mu)[y_1 + 2y_2 + \dots + ny_n]$  for  $y_1 \geq y_2 \geq \dots \geq y_n$ .
- 지니계수는 0과 1사이의 값을 가지며, 그 값이 1에 가까워질수록 불평등도 심하다는 것을 의미함.

— 장단점

- 블랙코비-도날드슨(Blackorby & Donaldson, 1980)이 지적한 바와 같이 “센 지수는 우리가 쉽게 구할 수 있는 정보인 빈곤한 사람들의 비율(H), 빈곤한 사람들의 평균적인 소득격차(I), 빈곤한 사람들 간의 불평등도(G) 모두를 적절한 방법으로 포괄하고 있는 장점을 지니고 있음.”
- 지니계수의 가중치 배정방식이 ‘보다(Borda)의 투표법’과 유사하므로 최빈값에서의 소득변화에 민감하게 반응함.

□ 엔트로피지수(Entropy Index)

— 산식 및 함의

$$GE(\alpha) = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \left[ \frac{1}{n} \sum_i \left( \frac{y_i}{\mu} \right)^\alpha - 1 \right]$$

(여기서  $y_i$ : 가구(혹은 개인)  $i$ 의 소득,  $\mu$ : 평균소득,  $\alpha$ : 각 소득계층에 대한 가중치)

- 일반적으로 엔트로피지수 함수에서 가장 많이 사용되는  $\alpha$ 값은 0, 1, 2 임. 여기서  $\alpha=0$  이면, 소득(혹은 소비지출)이 낮은 계층의 소득(혹은 소비지출) 변화에, 그리고  $\alpha=1$  이면, 모든 계층에 고르게 비중이 주어 진다는 것임.  $\alpha=2$  이면, 소득(혹은 소비지출)이 높은 계층의 소득(혹은 소비지출) 변화에 보다 더 큰 비중이 주어진다는 의미임.

— 장단점

- 불평등에 관한 5가지 공리를 모두 충족함.
- 상한값이 인구규모에 따라 달라지므로 외국과의 표준화된 비교에 한 계가 있음.

□ 앳킨슨지수(Atkinson Index)

— 산식 및 함의

- $A = 1 - (y_e/\mu)$

$$A_\epsilon = 1 - \left[ \frac{1}{N} \sum \left( \frac{y_i}{\mu} \right)^{1-\epsilon} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}} \quad \epsilon \neq 1, \epsilon \geq 0$$

$$= 1 - \exp \left[ \frac{1}{N} \sum \ln \frac{y_i}{\mu} \right] \quad \epsilon = 1$$

(여기서,  $y_e$ : 균등분배소득,  $\mu$ : 평균소득,  $\epsilon$ : 파라미터 )

- $\epsilon$ 이 커질수록 사회구성원은 불평등을 싫어하며,  $\epsilon=0$  이면 불평등에 관심이 전혀 없다는 의미



$$\% \Delta P_S = \frac{100(P_{S2} - P_{S1})}{0.5(P_{S2} + P_{S1})}, \quad \% \Delta P_G = \frac{100(P_{G2} - P_{G1})}{0.5(P_{G2} + P_{G1})},$$

$$\% \Delta P_H = \frac{100(P_{H2} - P_{H1})}{0.5(P_{H2} + P_{H1})}$$

(여기서  $\% \Delta P_S$ : 두 기간 센지수의 평균값에 대한 센지수의 변화분,  $\% \Delta P_H$ : 두 기간 빈곤율의 평균값에 대한 빈곤율의 변화분,  $\% \Delta P_G$ : 두 기간 빈곤갭 비율의 평균값에 대한 빈곤갭 비율의 변화분,  $P_{S1}$ : 첫 시점의 센지수,  $P_{S2}$ : 두 번째 시점의 센지수,  $P_{G1}$ : 첫 시점의 빈곤갭지수,  $P_{G2}$ : 두 번째 시점의 빈곤갭지수,  $P_{H1}$ : 첫 시점의 빈곤율,  $P_{H2}$ : 두 번째 시점의 빈곤율)

— 선행해 결과에 대한 해석 및 함의

- $\alpha$ : 빈곤율 효과,  $\beta$ : 평균소득효과,  $\gamma$ : 소득분배효과
- 빈곤율 효과가 악화된 것으로 나타나면, 실업의 증가 또는 소득의 감소 등을 의미함.
- 평균소득효과가 악화된 것으로 나타나면, 빈곤층의 소득증가와 정부지원의 합이 빈곤선 증가보다 적은 것을 의미
- 소득분배효과가 악화된 것으로 나타나면, 빈곤층 내부의 부익부 빈익빈 현상이 나타나고 있음을 의미.

나. 성장 몫 분해

□ 기존연구

— 국내

- 필드(Gary S. Fields) 모형을 통계청의 자료에 적용하여 우리나라의 빈곤층과 비빈곤층간의 분배 몫을 추정한 김적교(1987) 연구가 있음.

— 외국

- 성장 몫 분해 방법을 개발한 필드(Gary S. Fields)가 미국과 브라질의 빈곤층과 비빈곤층간의 분배 몫을 추정한 연구를 한바 있음.

## □ 경제성장 몫 분해모형

## - 필드(Gary S. Fields)의 경제성장 몫 분해모형

$$\begin{aligned} \bullet \text{ 모형: } \Delta \bar{Y} = \bar{Y}_2 - \bar{Y}_1 &= (f_n^2 - f_n^1)(y_n^1 - y_p^1) + (y_n^2 - y_n^1)f_n^1 \\ &\quad \text{(a)} \qquad \qquad \qquad \text{(β)} \\ &+ (y_n^2 - y_n^1)(f_n^2 - f_n^1) + (y_p^2 - y_p^1)f_p^2 \\ &\quad \text{(γ)} \qquad \qquad \qquad \text{(δ)} \end{aligned}$$

(여기서 Y: 전체계층의 평균소득,  $y_p$ : 빈곤가구의 평균소득,  $f_p$ : 빈곤가구비율,  $y_n$ : 비빈곤 가구의 평균소득,  $f_n$ : 비빈곤층 가구비율. 그리고 1과 2는 비교시점을 나타냄)

- 모형에 대한 해석: 필드(Fields, 1977)에 의하면  $\alpha + \delta$ 는 빈곤층 몫이고,  $\beta$ 는 비빈곤층 몫이라고 함. 그리고  $\gamma$ 는 계층의 몫인지 알 수 없는 몫임.
- 모형의 한계: 필드(Fields, 1977)의 모형은 빈곤율이 감소하는 경우는 적용이 가능하나, 빈곤율이 증가하는 경우 적용할 수 없음. 또한 어느 계층의 몫인지 알 수 없는 공유부분이 존재함.

## - 본연구의 경제성장 몫 분해모형

$$\begin{aligned} \Delta \bar{Y} &= (c+b)(y_n^2 - y_n^1) + (a+b)(y_p^2 - y_p^1) \\ &\quad \text{(X)} \qquad \qquad \qquad \text{(Ψ)} \\ &+ (b-d)(y_n^1 - pl) + (b-d)(pl - y_p^2) \\ &\quad \text{(ω<sub>n</sub>)} \qquad \qquad \qquad \text{(ω<sub>p</sub>)} \end{aligned}$$

(여기서, a: 1기 2기 모두 빈곤층으로 남아있는 그룹의 비율, b: 1기에 빈곤층에서 2기에 비빈곤층으로 계층상승이 일어난 그룹의 비율, c: 1기 2기 모두 비빈곤층에 남아 있는 그룹의 비율, d: 1기에 비빈곤층이었으나 2기에 빈곤층으로 전락한 그룹의 비율. pl: 최저생계비)

- 분해모형에 대한 해석: 비빈곤층 몫은 비빈곤층 부유효과( $\chi$ ) + 비빈곤층 이동효과( $\omega_n$ )의 합이고, 빈곤층 몫은 빈곤층 부유효과( $\psi$ ) + 빈곤층 이동효과( $\omega_p$ )의 합
- 본 연구의 분해모형의 장점: 빈곤율이 감소하는 경우에도 적용이 가능하고 어느 계층의 몫인지 알 수 없는 공유부분이 존재하지 않음.

다. 지니 분해

□ 기존연구

– 국내

- 지니분해에 관한 국내 연구로는 성별·학력별·산업별·직종별·기업규모별 요인별 분해를 한 김상권 연구(1998), 소비지출 분해에 관한 여유진 연구(2002), 그리고 가장 최근에 연령집단별 분해에 관한 임병인·전승훈 연구(2005) 등이 있음.

– 외국

- 대표적인 연구로는 러만과 이차키(Lerman & Yitzhaki, 1984, 1985), 셔록(Shorrocks, 1982), 페이(Fei, et al.,1978), 카크와니(Kakwani, 1982) 등이 있음.

□ 소득원천별 지니분해 모형

– 러만과 이차키(Lerman & Yitzhaki, 1985)의 지니분해 모형

$$G = \sum_{k=1}^K \left[ \frac{cov(x_k, F)}{cov(x_k, F_k)} \cdot \frac{2cov(x_k, F_k)}{m_k} \cdot \frac{m_k}{m} \right] = \sum_{k=1}^K R_k G_k S_k$$

(여기서,  $R_k$ : 소득원천 k의 순위와 총소득의 순위 간의 지니상관계수,  $G_k$ : 소득원천 k의 상대 지니(요인 k에 대한 집중지수),  $S_k$ : 소득원천 k의 총소득에 대한 비중)



— 지니분해의 활용

- 위식을 이용하여 소득원천별로 총소득 불평등(지니계수)에 대한 기여도를 추정. 이는 어떤 소득(예, 근로소득)이 지니계수에 얼마나 영향을 주었는지를 의미하므로 이를 바탕으로 정책적인 시사점 도출할 수 있음.

라. 엔트로피 지수 분해

□ 기존연구

— 국내

- 엔트로피 분해에 대한 국내 연구로는 도시가구의 소득원천별 분해를 시도한 정진호 외의 연구(2002), 농업가구의 소비지출을 분해한 김성용 외의 연구(2002), 농가소득에 대한 불평등도를 분해한 박준기 외의 연구(2004) 등이 있음.

— 외국

- 소득원천별 분해를 시도한 셔록(Shorrocks, 1982)의 연구가 대표적임.

□ 엔트로피지수 분해 모형

— 소득원천별 요인분해 모형

- 정태적 요인분해

$$S_f = s_f \cdot GE(2) = \rho_f \cdot X_f \sqrt{GE(2) \cdot GE(2)_f}$$

(여기서,  $S_f$ : 소득원천  $f$ 가 전체 불평등도에 미치는 절대적인 기여분,  $s_f$ : 상대적인 기여도,  $GE(2)$ : 전체 불평등도,  $\rho_f$ : 소득원천  $y_f$ 와 전체소득  $y$ 의 상관계수,  $X_f$ : 소득원천  $y_f$ 와 전체소득  $y$ 에 대한 비율( $\equiv \mu_f/\mu$ ))

- 동태적 요인분해

$$\% \Delta GE(2) = \frac{\Delta GE(2)}{\Delta GE(2)_t} = \frac{\sum_f \Delta S_f}{S_f / s_f} = \sum_f \Delta s_f \% \Delta S_f$$

— 구성집단별 요인분해

- 정태적 요인분해

$$GE(0) = \sum_k v_k GE(0)_k + \sum_k v_k \log\left(\frac{1}{\lambda_k}\right) \dots\dots\dots (2-12)$$

(여기서,  $GE(0)_k$  : k집단의 소득불평등도,  $v_k$  : k집단이 모집단에서 차지하는 비율( $\equiv n_k/n$ ),  $\lambda_k$  : k집단 평균소득의 모집단 평균소득에 대한 비율( $\equiv \mu_k/\mu$ ))

- 동태적 요인분해

$$\Delta GE(0) \approx \sum_k \overline{v_k} \Delta GE(0)_k \quad \text{(A항)}$$

$$+ \sum_k \overline{GE(0)_k} \Delta v_k \quad \text{(B항)}$$

$$+ \sum_k [\overline{(\lambda_k)} - \overline{[\log(\lambda_k)]}] \Delta v_k \quad \text{(C항)}$$

$$+ \sum_k [\overline{\Theta_k} - \overline{v_k}] \Delta \log(\mu_k) \quad \text{(D항)}$$

(여기서, 좌변은 모집단 전체의 불평등 변화, 우변 A항: 불평등 변화의 순효과 (Pure inequality effects), B항 및 C항: 집단구성 변화의 효과(Allocation effects), D항: 집단간 상대소득 변화의 효과(Income effect))

— 엔트로피 분해의 활용

- 위식을 이용하여 정태적, 동태적 집단별 또는 소득원천별로 총소득 불평등(엔트로피)에 대한 기여도를 추정. 이를 바탕으로 정책적인 시사점 도출할 수 있음.

#### 4. 본 연구의 접근방식

##### □ 빈곤선의 설정

###### — 국내 분석

- 절대빈곤선과 상대빈곤선 모두 적용하여 분석. 계측연도 절대빈곤선은 계측연도 최저생계비를 기준으로 보간법을 사용하여 추정

###### — 외국과의 비교연구

- 상대빈곤선(중위소득의 40%, 50%, 60%) 적용하여 분석하되, 본문에서는 주로 중위소득 50%를 기준으로 설명함.

##### □ 측정의 단위

###### — 경제적 측정단위

- 소득, 소비, 부 중에서 소득자료를 사용하여 분석
- 소득자료를 사용하는 이유: 자원에 대한 통제권(command) 그 자체가 욕구충족의 정도를 결정하고, 불평등의 정도는 기본적 욕구충족이라는 제한된 영역보다는 자원의 편재 정도를 파악하고자 하는 것이며, 자료에 대한 접근가능성 측면을 고려함.
- 다양한 소득 중에서는 우리나라에 대한 분석의 경우 경상소득과 가처분소득을 모두 활용하고, 국제비교 시에는 가처분소득 개념을 중심으로 분석함.

###### — 시간적 측정단위

- 주, 월, 연, 평생 중에서 연 소득자료를 사용하여 분석
- 연 자료 사용이유: 대부분의 자료들이 연간단위로 소득을 측정하고 있을 뿐만 아니라, 연 단위가 비교적 가변적 요인이 적으면서 회상가능한 단위이기 때문임.

— 인구학적 측정단위와 가구균등화지수

- 연도별 국제간 비교를 위한 상이한 가구규모 통계를 위하여 본 연구에서는 ‘1인 균등화된 소득을 가진 개인’을 단위로 분석
- 이를 위하여 OECD와 LIS에서 전통적으로 가장 많이 사용되고 있는 다음과 같은 가구균등화지수를 사용

$$Y^* = Y_i / \sqrt{s_i}$$

(여기서  $Y_i$ :  $i$ 가구의 소득,  $s_i$ :  $i$ 가구의 가구원수,  $Y^*$ :  $i$ 가구의 균등화된 소득)

- 다음으로, 빈곤과 불평등도를 분석하기 위해서는 개인가중치(personal weight)를 부여

□ 분석자료

— 국내자료

- 1996년과 2000년에 통계청에서 실시된 가구소비실태조사와 2004년에 한국보건사회연구원에서 실시된 국민생활실태조사(기준시점 2003년)의 원자료를 사용
- 세 자료간의 일치성을 높이기 위하여 국민생활실태조사에서 농어가를 제외하는 등 표준화함.

— 해외자료

- LIS 11개국 원자료를 사용함. 11개국은 에스핑-앤더슨(Esping-Andersen, 1990)의 복지국가 레짐과 자료 활용가능성을 고려하여 선정.
- 비교시점을 통일하기 위하여 Wave III(1990년 전후), Wave IV(1995년 전후), Wave V(2000년 전후) 데이터를 사용함.

### Ⅲ. 빈곤 동향 및 요인분해

#### 1. 빈곤 동향

##### □ 분석결과 I (우리나라)

##### － 빈곤율

- 분석기간 동안 우리나라의 빈곤율이 지속적으로 증가하는 경향을 나타내고 있음.
- 경상소득 기준 절대빈곤율은 1996년 3.1%, 2000년 8.2%, 2003년 10.4%로 상승하고 있음.
- 중위 가처분소득 50% 기준으로 측정한 상대빈곤율은 1996년 8.7%, 2000년 13.0%, 2003년 15.5%로 상승하고 있음.
- 도시지역의 경우 절대빈곤율은 1988년에 정점에 '02년까지 감소추세를 보이라고 '03년부터 증가추세로 돌아서고 있음.
- 중위 가처분소득 50%기준 상대빈곤율도 '01년까지 감소추세를 보이다가 '02년부터 증가추세를 보여 '04년 현재는 '98년보다 높은 수준임.

##### － 소득갭비율

- 분석기간 동안 우리나라의 소득갭비율도 지속적으로 증가하는 경향을 나타내고 있음.
- 경상소득과 최저생계비 기준 소득갭비율은 1996년 21.4%, 2000년 26.0%, 2003년 28.0%로 상승하고 있음.
- 중위 가처분소득 50% 기준으로 측정한 소득갭비율은 1996년 29.3%, 2000년 32.0%, 2003년 36.9%로 상승하고 있음.
- 이러한 사실은 우리나라의 빈곤 심도가 깊어지고 있음을 의미함.

－ 센지수

- 분석기간 동안 센지수도 빈곤율, 소득갭 비율과 마찬가지로 지속적으로 증가하는 경향을 나타내고 있음.
- 경상소득과 최저생계비 기준 센지수는 1996년 0.0107%, 2000년 0.0326%, 2003년 0.0467로 상승하고 있음.
- 중위 가치분소득 50% 기준으로 측정한 준 센지수는 1996년 0.0369%, 2000년 0.0591%, 2003년 0.0805로 상승하고 있음.
- 센지수와 빈곤율, 소득갭비율을 동시에 고려하면, 우리나라의 경우 빈곤율이 증가하고, 빈곤 심도가 깊어지고 있음을 의미하며, 빈곤층 내부의 분배상태가 악화되고 있을 가능성을 보여주고 있음.

□ 분석결과 II (외국과의 비교)

－ 빈곤율

- 사민주의 복지국가 유형에 속하는 스웨덴, 노르웨이 등과 유럽대륙 조합주의 국가모형인 독일이 가장 낮은 수준의 빈곤율을 나타내고 있으며, 유사경제수준 국가로 분류한 대만의 경우가 이와 비슷한 수준을 보이고 있음.
- 조합주의 국가 중 남부유럽 국가모형에 해당하는 이탈리아와 스페인의 빈곤율은 상대적으로 높게 나타났음.
- 우리나라의 경우 2000년 이전에는 이들 국가들보다 빈곤율이 낮았으나 경제위기를 거치면서 빈곤율이 지속적으로 상승하여 2000년 이후에는 이들 국가보다 높은 수준을 나타내고 있음.
- 자유주의 복지국가 모형에 해당하는 3개국 중 미국의 경우는 비교대상 국가들 중 멕시코와 함께 빈곤수준이 가장 높은 국가군에 속하고 있었으며, 영국과 캐나다는 미국에 비해 상대적으로 낮은 수준임.

### — 소득갭 비율

- 스웨덴, 이탈리아, 스페인, 영국, 스웨덴 등은 1990년부터 1995년 사이에 증가하였으나 1990년대 후반부에는 다시 감소추세로 전환되었으며 스웨덴의 경우에는 1990년대 초반보다 더 낮은 수준으로 회복
- 노르웨이는 다소 증가한 반면, 네덜란드, 독일, 미국의 경우에는 다소 감소하는 경향을 보이고 있음.
- 캐나다와 멕시코는 1990년대 중반 약간 감소하였다가 이후 다시 증가
- 대만과 우리나라는 뚜렷한 증가추세를 보이고 있음. 우리나라의 경우 1996년은 비교대상 국가들과 비슷하거나 다소 낮은 수준이었으나 가파른 증가경향을 보이며, 다른 국가들의 2000년 소득갭 비율 수준과 비교할 때 높은 국가군에 속함.

### — 센지수

- 스웨덴, 독일, 대만이 센지수가 낮은 국가군에 해당하며 이탈리아와 영국이 중간 그룹, 미국과 멕시코가 가장 높은 국가군에 속함.
- 우리나라는 센지수가 크게 상승하여 중간 정도의 국가군에서 점차 높은 국가군으로 변화되고 있음.

## 2. 빈곤 요인분해

### 가. 요인별 센지수 분해

#### □ 분석결과 I (우리나라)

- 앞에서 살펴본 바처럼 분석기간 동안 센지수는 악화된 것으로 나타났음. 이를 요인별로 분해해 본 결과는 다음과 같음.
  - 빈곤율 효과와 빈곤층 사이의 분배효과의 경우 센지수 변화에 1996~2000년간, 2000~2003년간 모든 빈곤선기준에서 악화 요인으로 작용함.

- 반면, 빈곤층의 평균소득효과는 중위 가처분 소득의 60%기준 빈곤선에서만 악화요인으로 작용하고, 나머지는 센지수를 개선하는 요인으로 작용함.
- 이는 1996년에서 2000년 기간 동안, 즉 외환위기를 전후로 하여 빈곤층으로 유입된 인구가 증가하였고 빈곤층 사이의 분배 또한 악화되었지만 빈곤층의 평균소득은 증가하였음을 의미함.
- 1996~2000년과 2000~2003년을 비교해 보면, 2000~2003년 기간 동안의 변화량은 1996~2000년 기간 동안에 비해 줄어들었음을 알 수 있음.
- 이는 1997년 말에 촉발되었던 외환위기가 2000년을 전후로 점차로 회복된 결과로 해석할 수 있음.

□ 분석결과 II(외국과의 비교)

- 기준시점과 비교시점간 센지수 변화를 분해요인별로 나누어 보면 다음과 같음.
- 가장 나쁜 상태인 센지수 악화, 빈곤율 증가, 평균소득효과 악화, 빈곤층 지니계수 악화가 동시에 발생된 경우는
  - 노르웨이(Wave III~Wave IV), 이탈리아(Wave III~Wave IV), 스페인(Wave III~Wave IV), 캐나다(Wave IV~Wave V), 대만( Wave III~Wave IV) 임.
- 다 나쁜 상태이나, 빈곤층의 평균소득효과만 개선된 경우는
  - 네덜란드(Wave III~Wave IV), 독일(Wave III~Wave IV), 대만(Wave IV~Wave V), 멕시코(Wave IV~Wave V), 한국(1996~2000), 한국(2000~2003) 임.
- 센지수는 증가하고, 빈곤층의 평균소득효과가 악화되었으나, 빈곤율이 감소하고 빈곤층 지니가 감소한 경우는
  - 스웨덴(Wave III~Wave IV), 영국(Wave III~Wave IV)임



### 나. 빈곤층과 비빈곤층 간의 성장 몫 분해

#### □ 분석결과 I (우리나라)

- 비빈곤층의 경우 전체 경제성장 몫보다 큰 몫을 가지고 간 반면 빈곤층의 몫은 음(-)으로 나타났음.
  - 이는 1996~2000년, 2000~2003년간 상대빈곤율이 증가하여 빈곤층으로의 이동효과( $\omega_p$ )가 빈곤가구들의 부유효과( $\psi$ )보다 크게 나타났기 때문임.
- 1996~2000년과 2000~2003년을 비교해 보면, 빈곤층 몫은 양 기간 모두 음(-)이지만 중위소득 40%, 50%, 60% 기준 상대빈선 모두에서 2000~2003년의 빈곤층 분배 몫이 1996~2000년보다 개선된 것으로 나타났음.

#### □ 분석결과 II (외국과의 비교)

- 빈곤층과 비빈곤층 평균가구소득 분석
  - 평균소득대비 비빈곤층과 빈곤층간의 소득격차가 심한 나라는 멕시코, 미국, 한국 순임.
  - 비빈곤층 균등소득을 빈곤층 균등소득으로 나눈 배율이 높은 나라는 멕시코, 미국, 한국 순임.
- 빈곤층의 분배몫
  - 중위소득의 50%를 상대빈곤선으로 보고 분석할 경우 두 기간(Wave III~IV, WaveIV~V) 모두 빈곤층의 몫이 양으로 나타난 국가는 노르웨이, 독일, 스페인, 영국, 미국, 캐나다, 멕시코임.
  - 빈곤층 몫이 두 기간 중 한 기간만 양으로 나타난 국가는 네덜란드, 스웨덴, 이탈리아, 타이완임.
  - 빈곤층 몫이 양 기간 모두 음으로 나타난 국가는 한국뿐임.

- 상대빈곤율 증감과 빈곤층 분배몫
  - 독일, 스페인, 캐나다, 타이완, 한국의 경우 양 기간 모두 빈곤가구율이 증가하지만, 독일, 스페인, 캐나다의 경우 빈곤층 몫이 양으로 나타났고, 타이완의 경우 WaveⅢ ~ IV기간에는 양으로 나타났음.
  - 하지만 우리나라의 경우 양 기간 모두 상대빈곤 가구율도 증가하고 빈곤층의 몫도 음으로 나타났음.
- 빈곤층으로의 이동효과( $\omega_p$ ) 분석
  - 빈곤층으로의 이동효과( $\omega_p$ )를 평균소득 증가분으로 나누어 보면, 우리나라 WaveⅢ ~ IV기간이 -11.79%, WaveⅢ ~ IV기간이 -9.22%, 타이완 WaveⅢ ~ IV기간이 -6.40% 순임.
  - 빈곤층으로의 이동효과는 그 사회의 사회안전망의 발전정도와 반비례하므로 이러한 결과는 우리나라의 사회안전망 수준이 다른 나라에 비하여 미흡하다는 것을 간접적으로 나타내는 지표임.
- 양극화와 분배 몫
  - 멕시코와 미국의 경우 비빈곤층 균등소득을 빈곤층 균등소득으로 나눈 배율이 우리보다 높으므로 빈곤층의 박탈감, 양극화 현상은 우리보다 심하다고 볼 수 있음.
  - 하지만 이들 나라는 빈곤층의 몫이 양이고, 미국의 경우 상대빈곤율이 감소하고 있음. 반면 우리나라의 경우 빈곤층 몫이 음(-)이고, 상대빈곤율이 증가하는 추세이므로 향후 이들 나라보다 더 나쁜 상태에 이를 가능성이 있음.

## IV. 불평등의 동향 및 요인분해

### 1. 불평등 동향

#### □ 분석결과 I (우리나라)

- 분배수를 이용한 불평등 추이는 경상소득과 가처분소득 모두 1996년에 비해 2003년에 크게 증가한 것으로 나타남.
  - 경상소득을 기준으로 한 5분위 배율은 1996년 4.29배→ 2000년 6.01배 → 2003년에는 6.62배로 증가한 것으로 나타남.
  - 하위 20%의 소득점유율은 1996년 8.72%→ 2000년 6.94%→ 2003년 6.17%로 지속적으로 감소하는 경향을 보이고 있음.
  - 하위 10%(P10)의 평균소득은 1996년 529천원→ 2000년 481천원→ 2003년 467천원으로 계속 감소하는 경향을 보이는 반면, 상위 10%(P90)의 소득은 1996년 1,847천원 →2000년 2,139천원→ 2003년 2,504천원으로 지속적인 상승 추세를 보이고 있음.
- 지니계수의 변화(경상소득 기준)를 살펴보면 1996년 0.2787→ 2000년 0.3317→ 2003년 0.3410으로 계속 증가해 왔음.

#### □ 분석결과 II (외국과의 비교)

- 지니계수의 경우 지난 70~80년대와 90년대 후반을 비교해 보면 대부분의 국가의 지니계수가 높아지거나 큰 차이를 보이지 않음.
  - 사민주의 국가로 분류되는 국가들 중, 노르웨이와 스웨덴은 특히 1990년대 후반에 불평등도가 악화되었으나, 지니계수나 10분위배율의 수준은 여전히 OECD 국가들, 특히 자유주의 국가들보다 낮은 수준으로 유지되고 있음.

- 조합주의 유형의 국가로 분류되는 독일, 이탈리아, 스페인의 경우 1990년대 중반의 불평등도 악화가 두드러짐. 이러한 현상의 원인은 주요하게 1990년대 정점에 달했던 유럽대륙 국가들의 고실업과 이탈리아와 스페인의 상대적으로 취약한 복지시스템을 그 원인으로 들 수 있음.
  - 자유주의 국가로 분류되는 영국, 미국, 캐나다의 경우 전체적인 불평등도는 사민주의 국가들에 비해 높게 나타났으며, 특히 미국의 불평등도가 매우 높게 나타남.
  - 멕시코와 대만의 경우 앞의 다른 국가들과 같이 1990년대 들어 분배 수준은 악화되고 있는 것으로 나타남.
- 우리나라는 비교대상 국가들 중 유사한 기간 동안 가장 불평등이 많이 증가한 나라 중 하나였음.
- 1996년의 지니계수는 대만, 독일 등과 비슷한 수준이었으나, 외환위기 직후인 2000년과 2003년의 지니계수는 각각 0.327과 0.337로 크게 높아졌음.
  - 특히, 2003년의 P90/10은 멕시코, 미국 다음으로 높은 수준이었음.

## 2. 소득원천별 지니분해

### □ 분석결과 I (우리나라)

- 소득원천별 집중계수(지니계수)
- 1996년에서 2003년 기간 동안 근로소득(0.47→0.51→0.51), 사업소득(0.77→0.81→0.82), 재산소득(0.91→0.87→0.94)의 집중도가 높아진 반면, 이전소득(0.92→0.89→0.85)과 세금 및 사회보장기여금(0.64→0.55→0.51)의 집중도는 낮아짐.
  - 총합적 결과로 동 기간동안 가처분소득의 지니계수는 0.28→0.33→0.34로 높아짐.

- 각 소득원천이 총소득에서 차지하는 비중
  - 근로소득의 비중증가(62%→62%→70%)가 두드러지며, 이전소득(4%→6%→7%)과 세금 및 사회보장기여금(5%→7%→9%)의 비중도 점차로 증가하고 있음.
- 각 소득원천이 총가처분소득의 지니계수에 미치는 영향
  - 근로소득이 총지니계수에 미치는 영향력이 1996년 46%→ 2000년 51%→ 2003년 68%로 크게 증가함.
  - 세금 및 기여금의 지니계수 개선효과(마이너스 효과)가 3%→7%→9%로 미미하지만 상승하는 경향을 보여줌.
- 각 소득원천의 총지니계수에 대한 한계효과
  - 근로소득의 불평등효과는 여전히 사업소득이나 재산소득보다는 낮게 나타나지만 증가하는 경향을 보여주고 있음(0.74→0.82→0.96). 즉, 전반적인 임금불평등 경향이 강화되고 있음.
  - 사회복지와 조세의 소득재분배효과가 미미하지만 개선되었음.

#### □ 분석결과 II (외국과의 비교)

- 각 소득원천이 소득에서 차지하는 비중
  - 네덜란드, 노르웨이, 스웨덴을 포함하는 사민주의 국가들과 조합주의로 분류되는 독일의 경우 근로소득과 이전소득, 그 중에서도 공적 이전소득의 비중이 매우 높게 나타남.
  - 자유주의 복지국가들 중 북미국가들, 즉 미국과 캐나다는 근로소득의 비중이 매우 높다는 점은 유럽대륙 국가들과 유사하지만, 이전소득의 비중은 미국이 10.3%, 캐나다 16.7%로 상대적으로 낮게 나타남.
  - 대만의 경우, 우리나라와 소득구조 역시 매우 유사하게 나타남. 즉, 서구 국가들에 비해서는 사업소득의 비중(19.3%)이 높고, 이전소득(10.3%)의 비중은 매우 낮게 나타남.

- 가처분소득을 기준으로 볼 때, 한국(6.8%)과 대만(10.3%)의 세금 및 사회보장기여금의 비중이 매우 낮는데 비해, 스웨덴(43.2%), 독일(37.3%), 네덜란드(34.7%) 등의 세금 및 사회보장기여금 비중은 매우 높고, 자유주의 복지국가로 분류되는 미국(28.8%) 역시 유럽대륙 국가들에 비해서는 낮지만 세금 및 사회보장기여금의 비중이 상당히 높게 나타남.
- 각 소득원천이 가처분소득의 지니계수에 미친 절대적 및 상대적 기여도
- 가처분소득의 지니계수는 스웨덴(0.25), 네덜란드(0.25), 노르웨이(0.26), 독일(0.26) 등 유럽대륙 복지국가가 상대적으로 낮게 나타나며, 캐나다(0.30), 대만(0.30)이 중간 정도 수준이며, 한국(0.35), 미국(0.35), 영국(0.36)은 높은 수준으로 분류됨.
  - 우리나라를 제외한 여타의 국가들에서는 근로소득이 지니계수에 미치는 영향이 절대적인 것으로 나타남.
  - 스웨덴, 네덜란드, 노르웨이, 독일 등은 공적이전과 세금 및 사회보장기여금이 지니계수를 낮추는데 매우 큰 효과를 가지는 것으로 나타남.
  - 미국의 경우, 공적 이전소득(-2%)의 지니계수 감소효과는 상대적으로 낮는데 비해 세금 및 기여금(-45%)의 지니계수 감소효과가 매우 크게 나타남.
  - 대만의 경우 우리나라와 마찬가지로 공적 이전소득(1%)과 세금 및 사회보장기여금(-9%)의 지니계수 감소효과가 여타의 나라에 비해 상대적으로 낮음.
- 각 소득원천별 총지니계수에 대한 한계효과
- 스웨덴, 네덜란드, 노르웨이, 독일 등의 경우 총지니계수에 대한 근로소득과 재산소득의 한계 증가효과가 매우 높으며, 공적 이전소득과 세금 및 사회보장기여금의 한계 감소효과 역시 매우 높게 나타남.
  - 이와 대조적으로, 우리나라와 대만의 경우 근로소득과 재산소득의 총지니계수에 대한 한계 증가효과는 여타 OECD 국가들에 비해 상당히

낮은 것으로 나타났지만, 공적이전과 세금 및 사회보장기여금의 한계 감소효과, 즉 지니계수 개선효과 역시 매우 낮게 나타남.

- 요컨대, 우리나라 경우 상대적으로 시장소득에서의 불평등도는 상대적으로 낮게 나타나지만, 공적 이전과 조세의 소득재분배효과가 매우 미미한 결과 최종적인 가처분소득에서의 불평등도는 사민주의 국가들에 비해 높은 것으로 나타남.

### 3. 구성집단별 엔트로피분해

#### □ 분석결과 I (우리나라)

- 학력별 엔트로피분해(GE(0)) 결과
  - 전체적인 불평등도의 수준은 1996년 0.1408→ 2000년 0.1980→ 2003년 0.2315로 크게 높아짐.
  - 집단내 불평등이 전체 불평등에서 차지하는 비중은 1996년 90.2%→ 2000년 88.0%→ 2003년 84.1%로 낮아지고 있음. 집단간 불평등이 전체 불평등에서 차지하는 비중은 이에 반비례해서 높아짐.
  - 학력별 집단내 불평등도는 초졸 이하와 대학 이상의 집단내 불평등이 상대적으로 높게 나타난 반면, 중졸 이하와 고졸 이하의 집단내 불평등은 상대적으로 낮게 나타남.
- 연령별 엔트로피분해(GE(0)) 결과
  - 집단내 불평등이 전체 불평등에서 차지하는 비중은 1996년 97.5%→ 2000년 96.7%→ 2003년 95.1%로 거의 대부분을 차지하나 약간 비중이 감소함.
  - 연령이 높아질수록 불평등도가 증가함. 즉, 1996년의 경우 29세 이하의 집단내 불평등이 0.1100인 반면 60세 이상은 0.3225로 29세 이하에 비해 2.93배 높은 것으로 나타남.

## □ 분석결과 II (외국과의 비교): 연령별 엔트로피분해

- 시민주의 국가로 분류될 수 있는 네덜란드, 노르웨이, 스웨덴의 엔트로피지수는 각각 0.1382, 0.1201, 0.1177로써 다른 비교대상국가에 비해 매우 낮음.
  - 우리나라에 비해 60대 이상의 비중이 높으며, 이 연령층의 집단내 불평등이 경제활동 연령층보다 오히려 낮게 나타남.
- 조합주의 국가로 분류된 이탈리아, 독일, 스페인의 경우 독일을 제외하고는 시민주의 국가들에 비해서는 전체적인 GE(0)의 값이 높음.
  - 60대 이상의 비중이 다른 연령대에 비해 높고, 집단내 불평등에 있어서도 이탈리아와 스페인의 경우에는 연령대별로 큰 차이를 보이지 않음.
- 자유주의 국가로 분류된 영국, 미국, 캐나다의 경우 캐나다를 제외하고는 우리나라에 비해 불평등도가 높게 나타남.
  - 영국과 캐나다의 경우에는 60세 이상의 집단내 불평등이 다른 연령대에 비해 낮게 나타나고 있는 반면에 미국의 경우에는 오히려 높게 나타나고 있음.
- 대만은 우리나라보다 불평등수준이 낮은 반면 멕시코는 비교대상국가들 중 불평등도가 가장 높음.
  - 멕시코는 연령대가 높아질수록 집단내 불평등수준이 증가하고, 대만은 60세 이상의 집단내 불평등도가 높은 것으로 나타남.

## V. 결론 및 정책적 함의

## □ 요약

- 첫째, 외환위기를 전후로 우리나라의 빈곤과 불평등 지표는 크게 악화하였으며, 경제적으로 외환위기를 극복한 이후에도—증가폭은 줄어들었지만—계속 악화되는 추세에 있음.



- 선분해 결과에 의하면, 우리나라는 외환위기를 전후로 빈곤율과 빈곤층 사이의 분배효과가 크게 악화되었으며, 다만 빈곤층의 평균소득은 상당히 개선된 것으로 나타났음.
- 셋째, 성장몫 분해의 결과에 의하면, 어떠한 상대빈곤선을 사용하더라도, 1996~2000년 그리고 2000~2003년 사이에 비빈곤층의 몫은 늘어난데 비해, 빈곤층의 몫은 줄어든 것으로 나타남.
- 넷째, 소득원천별로 지니계수를 분해한 결과에 의하면, 분석기간 중 불평등도의 증가를 주도한 것은 임금소득인 것으로 나타났으며, 동 기간 중 세금 및 사회보장기여금의 소득재분배효과도 개선되었지만, 전체 불평등도 개선에 미치는 효과는 여전히 매우 미미한 것으로 나타남.
- 마지막으로, 학력별 엔트로피분해 결과, 집단간 불평등보다는 집단내 불평등이 매우 큰 것으로 나타났으며, 집단내 불평등과 집단간 불평등 모두 1996년에 비해 2003년에 크게 높아진 것으로 분석됨.
  - 연령별 엔트로피 분해 결과도 집단내 불평등이 전체 불평등도의 대부분을 설명하고 있는 것으로 분석됨.

#### □ 정책함의

- 빈곤 및 불평등에 대한 총괄적인 지수의 동향 분석결과 우리나라의 빈곤 및 분배 상황이 예상보다 심각함.
  - 따라서 복지에 대한 재정지출 확대가 필요함.
- 선분해 결과 선지수 악화의 주된 요인은 빈곤율 증가와 빈곤층 사이의 분배상태 악화로 나타났음.
  - 이러한 점을 감안하면 빈곤위험계층에 대한 빈곤예방 정책과 비수급 빈곤층에 대한 대책이 강화되어 함.
- 성장 몫 분해 결과 비빈곤층의 몫은 음(-)으로 나타났음.

- 이는 1차 사회안전망이 취약하여 비빈곤층에서 빈곤층으로 전락하는 계층을 적당히 받쳐주지 못하기 때문임. 따라서 빈곤위험계층에 대한 사회안전망 강화가 필요함
- 지니계수 분해 결과를 외국과 비교하면, 세금 및 사회보장기여금의 분배 개선효과가 매우 낮음.
  - 따라서 시장 불평등 개선을 위한 국가기능의 강화가 필요함.
- 엔트로피분해 결과 60세 이상의 연령 집단내 불평등이 외국과 비교할 때 상대적으로 높음.
  - 이러한 점은 경로연금의 확대 개편 등 노령층에 대한 대책이 강구되어야 함을 의미함.

□ 결론

- 빈곤 및 불평등 동향 및 분해 결과 최근 정책적 화두로 떠오르고 있는 양극화 현상이 심화되고 있는 것을 확인할 수 있음.
- 이에 대한 접근은 지금까지 빈곤 대 비빈곤이라는 단순한 정책목표보다는 좀 더 다양화되고 타겟팅화된 정책목표의 설정이 필요함.
  - 예컨대, 근로가능한 계층에 대해서는 시장소득의 평등화를 추구하는 전략—비정규직 보호, 최저임금 강화, 차별금지 등—을 강화하고,
  - 노인에 대한 소득보장체계의 적절성과 보편성을 강화하고, 아동빈곤의 예방과 교육기회의 평등을 통해 빈곤의 재생산을 방지하는 방안 등임.
- 아울러 성장 대 분배라는 대립적 시각보다는 ‘분배를 통한 성장’이라는 좀 더 통합적이고 거시적인 목표와 방향 설정이 필요함.

# 제1장 서론

## 제1절 연구의 필요성 및 목적

빈곤과 불평등이라는 주제는 경제학뿐만 아니라 사회학, 사회복지학, 정치학 등 사회과학의 공통적인 관심사이다. 특히, 대부분의 국가에서 증가하는 빈곤과 불평등의 원인을 설명하고 이에 대처하려는 학문적·실천적 노력들이 늘어나고 있다.

이러한 노력은 우리나라도 예외가 아니다. 외환위기 이후 빈곤과 불평등의 추이와 원인, 대응책에 대한 문헌과 학술논문이 유행처럼 쏟아져 나오고 있다. 특히, 국책연구원들이 이러한 흐름을 주도하고 있다고 해도 과언이 아니다. 그 대표적인 보고서로 박순일 외(2000), 금재호·김승택(2001), 박찬용 외(2002), 정진호 외(2002), 유경준 외(2003), 성명재·김종면(2004) 등을 들 수 있다. 이러한 문헌들은 한결 같이 빈곤과 불평등의 동향, 원인 분석, 대응책 등을 제시하고 있으며, 일부 문헌에서는 외국과의 비교분석을 시도하고 있다.

이와 같이, 한국보건사회연구원(KIHASA), 한국개발연구원(KDI), 한국노동연구원(KLI), 한국조세연구원(KIPF) 등 경제, 사회, 노동 등을 망라하는 연구기관에서 빈곤과 불평등에 대해 공히 관심을 보이는 이유는 비교적 명확하다. 우리 사회가 지속가능한 성장을 도모하고 한 단계 나아가 전체 국민의 삶의 질을 높이기 위해 현재 당면한 과제는 무엇보다도 사회통합이라는데 인식을 같이하기 때문이다. 즉, 개발주의 일변도의 정책방향을 유지한 채 증가하는 빈곤과 불평등의 문제를 등한시한다면 사회안정과 통합을 저해하게 되고 이는 지속가능한 성장에도 위해할 것이라는 점이다.

본 연구 또한 이러한 흐름과 맥을 같이 하면서 좀 더 포괄적인 연구를 통해 보다 최근의 빈곤과 불평등의 흐름과 원인을 체계적으로 분석하고 나아가 외국

과의 비교를 통해 정책적 함의를 얻고자 하는데 그 목적이 있다. 본 연구의 필요성을 좀 더 구체적으로 설명하면 다음과 같다.

첫째, 빈곤 및 불평등의 수준과 동향에 대한 포괄적이고 체계적인 분석의 필요성이다. 우리나라의 빈곤과 불평등에 대한 연구는 비교적 많이 축적되어 있지만<sup>1)</sup> 무엇보다도 자료의 대표성과 포괄성 측면에서 한계를 가지거나, 분석 기간이 짧은 한계를 가진다. 이들 연구들이 주로 사용하고 있는 통계청의 도시가계조사 원자료는 1982년부터 최근까지의 일관성 있는 분석은 가능케 해 주지만 1인가구와 농어가가구 등이 제외되어 있으며, 무엇보다도 자영자 소득이 누락되어 있어 분석결과의 대표성이 떨어진다. 이러한 한계를 극복하기 위해 소비함수를 통한 추정이나 농어가경제조사 등의 결합을 시도하고 있기는 하나 이는 여전히 완전한 대안으로 보기 어렵다. 비교적 최근에는 1991년부터 5년 주기로 통계청에서 제공하고 있는 가구소비실태조사는 도시가계조사의 이러한 한계를 극복하고자 자료의 대표성과 포괄성을 높였으나 여전히 농어가 소득은 제외되어 있으며, 특히 2000년 이후 최근까지의 빈곤 및 불평등 동향을 파악할 수 없는 한계를 가지고 있다. 최근 패널데이터(노동패널, 빈곤패널 등)를 활용함으로써 빈곤 및 불평등의 역동성을 분석하고자 하는 시도는 높이 평가할 만 하지만, 아직은 패널 기간이 짧고, 대표성의 문제는 여전히 한계가 있는 것으로 보인다. 이에 본 연구에서는 자료의 대표성과 포괄성, 그리고 적시성의 문제를 극복하기 위한 시도를 하고자 하였다.

둘째, 국제적 기준에 부합하는 빈곤 및 불평등 자료의 생산 필요성이다. 빈곤선 및 개별가구 능력에 관한 지표의 혼란 등으로 연구자마다 각기 다른 빈곤 및 불평등 지표들을 생산하고 있으며 이들 지표들이 UN, OECD 등 국제기관에 인용되고 있어, 국제 기준에 부합하는 자료의 생산이 요청된다. 특히, 비교연구에 있어서의 비교기준의 문제는 국내연구에서 비교적 등한시된 부분이다. 본문

주1) 이러한 주제와 관련한 외환위기 이전의 연구로는 대표적으로 주학중(1982), 김대모·안국신(1987), 권순원 외(1992), 안국신(1995) 등을 들 수 있으며, 외환위기 이후의 연구로는 이정우·황성현(1998), 현진권·강석훈(1998), 정진화·남기곤(2000), 정진호·최강식(2001) 등과 본문에서 언급한 각 국책연구원들의 연구들을 대표적으로 꼽을 수 있다.

의 내용에서 밝혀지듯이, LIS(Luxembourg Income Study: 이하 LIS)의 빈곤과 불평등지표의 기준과 기존 국내연구들의 기준에는 상당한 차이가 있었으며, 이를 동일한 차원에서 비교함으로써 사실을 오도할 수 있는 여지가 있었음은 국제비교연구에서 간과되어서는 안될 부분이다. 이에, 본 연구에서는 경제위기 전(1996년)부터 최근(2003년)까지의 빈곤과 불평등 수준 및 추이를 국제적 기준에 맞추어 체계적으로 분석함으로써 외환위기 전후와 국내 및 해외의 빈곤 및 불평등 수준과 비교분석하고자 한다(주2).

셋째, 빈곤 및 불평등의 다양한 요인분해 방법을 통한 빈곤 및 불평등의 원인에 대한 분석의 필요성이다. 특히, 외환위기 이후 ‘사회안전망 강화’는 국가정책 중 매우 중요한 비중으로 다루어지고 있으나, 다양한 계층별·소득원천별 빈곤과 재분배 대책의 실효성이나 정책우선순위 등을 평가할 기준이 거의 없는 것이 현실이다. 빈곤과 불평등의 감소를 위한 정책수립을 위해서는 정책대상의 타겟팅(targeting)이 필요하다. 이를 위해서는 구체적으로 어떤 계층이 빈곤 및 불평등에 가장 취약하며, 그 원인이 무엇인지에 대한 구체적인 분석이 필요하다. 따라서 소득원천별·빈곤심도(貧困深度)별·계층별 분해와 학력, 연령 등의 변수들이 빈곤에 미치는 영향 분석을 통해 기존 빈곤 및 분배 정책의 문제점 및 실효성을 도출하고, 정책 방향성에 대한 기준을 제시할 필요가 있다.

## 제2절 선행연구 현황 및 선행연구와의 차별성

주지한 바와 같이, 빈곤 및 불평등의 동향과 결정요인에 관한 최근의 대표적인 선행연구들로 금재호·김승택(2001), 박찬용 외(2002), 정진호 외(2002), 유경준 외(2003), 성명재·김종면(2004) 등을 들 수 있다. 본 연구는 이러한 연구들의 성과에 바탕을 두면서도 몇 가지 점에서 차별적인 접근을 시도하고 있다.

주2) 본문의 2장 4절에서 설명하겠지만, 특히 빈곤선과 불평등지수의 산출에 있어 개인가중치를 사용하느냐 아니냐에 따라 그 결과의 의미와 해석이 완전히 달라질 수 있음에도 불구하고 지금까지의 연구에서는 이에 대한 입장을 명확히 제시하고 있지 않다.

첫째, 대표성이 상대적으로 높은 데이터를 사용하여 비교적 최근까지의 빈곤과 불평등의 동향을 파악하고자 하였다. 기존 연구들 중 박찬용 외(2002)와 성명재·김종면(2004)은 도시가계조사 자료를 근간으로 하면서 이 자료의 한계를 보완하기 위하여 가구소비실태조사 자료를 이용한 소비함수를 추정하여 1인가구와 자영자 등의 소득을 추정하여 사용하고 있다. 그러나 이러한 추정은 근로자와 비근로자 가구의 소비함수가 동일하다는 강한 가정을 하고 있다. 더구나 도시가계조사는 월별자료의 합산자료라는 점에서 연간소득을 사용하는 외국 자료와의 비교에는 여전히 한계가 있다. 정진호 외(2002)에서는 외국과의 비교를 위해서 1991년과 1996년 가구소비실태조사를 사용하고, 국내 빈곤과 소득분배의 역동성을 파악하기 위해서는 도시가계조사 자료를 활용하고 있다. 이와 같이, 많은 연구에서 가구소비실태조사와 도시가계조사의 ‘시의성’과 ‘대표성’이라는 문제를 극복하고자 하는 시도를 하고 있으나 이 두 자료만을 활용할 경우 최적의 대안을 찾는 데는 여전히 한계가 있다고 보여진다. 금재호·김승택(2001)은 「한국노동패널조사」 1차(1998)~3차(2000)까지의 자료를 활용하여 빈곤원인의 정태적·동태적 분석을 하고 있다는 점에서 새로운 시도로 평가될 수 있지만 분석대상 가구 수가 3,821가구에 불과해 여전히 대표성 문제가 제기될 수 있을 것으로 보인다. 본 연구 역시 이러한 자료의 한계를 완전히 극복할 수는 없었다. 대신, 본 연구에서는 통계청의 1996년과 2000년 가구소비실태조사와 한국보건사회연구원의 국민생활실태조사를 활용하여 최근까지의 빈곤과 불평등 동향을 파악함으로써 자료의 ‘대표성’과 ‘시의성’ 문제를 다소 완화하고자 하였다. 두 조사의 조사대상이 다소 상이한 점을 감안하여 조사의 표준화<sup>주3)</sup>를 시도하였으며, 전국 대표성을 높이기 위한 가중치를 사용하였다.

둘째, 빈곤과 불평등의 원인을 분석하기 위해 다양한 요인분해(decomposition) 방법을 활용하였다. 물론 기존의 일부 연구, 대표적으로 정진호 외(2002), 성명재·김종면(2004) 등의 연구에서 불평등분해를 시도한 적이 있었다. 본 연구에서는 이러한 연구들과 외국의 연구들을 바탕으로 쉐분해·성장몫 분해·지니분해·

주3) 가구소비실태조사의 경우 농어가가 제외되어 있어, 국민생활실태조사에서도 통계청 농어가 분류기준에 따라 이들 가구를 제외하였다. 자세한 것은 제2장 제4절을 보시오.

엔트로피 분해 등의 다양한 요인분해를 시도하고 있다. 각각의 분해방법에 따라 빈곤과 불평등에 대한 성별·연령별·소득원천별 분해가 가능하며, 각 분해방법이 가지는 정책적 함의도 상이하다. 이와 같이, 좀 더 다양한 분해방법을 시도하여 분석함으로써, 빈곤 불평등의 요인과 원인에 대해 좀 더 포괄적이고 체계적인 접근이 가능할 것이다.

마지막으로, 본 연구에서는 외국의 원자료를 직접 분석함으로써 외국의 빈곤 및 불평등 동향과 요인분해를 시도하고 있다. 유경준 외(2003)과 정진호 외(2002) 등에서 빈곤과 불평등의 일차원적 국제비교를 시도한 바 있다. 그러나 이러한 국제비교는 LIS나 OECD의 이차자료를 활용한 비교에 그치는 한계가 있다. 본 연구에서는 LIS의 원자료를 분석하여 빈곤과 불평등의 동향뿐만 아니라 요인분해까지 시도한다. 이 과정에서 국가간 비교에서 기본이 되는 데이터의 표준화 절차의 엄밀성을 기하기 위하여, LIS 데이터의 Lisification(LIS화), 개인가중치의 사용, 소득의 표준화, 빈곤선과 지니계수 등 지수산출 프로그램의 동질화 등을 추구하였다. 에스핑-앤더슨(Esping-Andersen, 1990) 이후의 많은 연구들이 지적하듯이, 사회복지수준, 실업률, 빈곤율, 불평등도 등은 각 나라의 ‘정책유산’(policy legacy)과 ‘경로의존성’(path dependency)에 따라 달라진다. 따라서 현상적인 빈곤율과 불평등도 뿐만 아니라 그 내재적 요인과 구조 역시 다를 것이라는 것이 본 연구의 기존 가정이다. 본 연구에서는 이와 같이, 빈곤과 불평등 요인의 국제비교를 통해 한국과의 유사점과 차이점을 발견하고 정책적 함의를 얻고자 한다.

### 제3절 연구내용 및 연구방법

#### 1. 연구내용

본보고서는 모두 5장으로 구성되어 있다. 제2장에서는 이론적 배경으로서 빈곤과 불평등의 정의와 쟁점, 빈곤 및 불평등 측정의 기본공리와 지수, 빈곤 및

불평등의 분해방법 등을 소개하고, 본 연구에서의 접근방식을 제시하고 있다. 특히, 본 연구의 접근방식 부분에서는 앞선 이론적 배경에서 소개되었던 쟁점을 중심으로, 경제적·시간적·인구학적 측정단위와 균등화지수, 그리고 본 연구에서 사용하게 될 빈곤 및 불평등지수, 지수분해 등을 제시하였다. 또한, 본 연구에서 다루게 될 데이터의 세부사항에 대해서도 언급하고 있다.

제3장에서는 우리나라와 분석대상 외국 국가들의 빈곤 동향과 빈곤지수 분해 결과를 담고 있다. 먼저, 빈곤율, 빈곤갭, 센지수 등 다양한 빈곤지수를 사용하여 우리나라의 경우 1996년, 2000년, 2003년의 빈곤 변화를 분석하였으며, 외국의 경우 1990년(Wave III), 1995년(Wave IV), 2000년(Wave V)의 빈곤 동향을 분석하였다. 또한, 센지수 분해와 게리필드의 성장몫 분해를 통해, 우리나라와 외국의 빈곤구조와 빈자와 비빈자 간의 성장몫의 분배상태를 비교분석하였다.

제4장에서는 우리나라와 외국의 불평등 동향과 불평등지수 분해 결과를 제시하고 있다. 먼저, 10분위 소득, 지니계수, 앳킨슨지수, 엔트로피지수 등 다양한 불평등지수를 사용하여 앞의 빈곤 분석에서와 동일한 연도 동안의 불평등의 변화 경향을 살펴보았다. 또한, 소득원천별 지니분해와 소득원천별·연령별 엔트로피분해를 통해 우리나라와 외국 각국의 불평등 요인에 있어서의 유사성과 차이점을 비교분석하였다.

마지막으로 제5장에서는 결론과 정책적 함의를 논하였다. 본 연구는 동향, 요인, 외국과의 비교분석 등 빈곤과 불평등에 대한 매우 포괄적인 접근을 시도하고 있다는 점에서 많은 정책적 함의를 가질 수 있을 것으로 기대된다.

## 2. 연구방법

본 연구의 연구방법은 크게 문헌연구와 원자료 및 2차자료 분석으로 이루어진다. 제2장의 이론적 배경에서는 문헌연구의 방법이 활용되었다. 빈곤과 불평등의 개념, 측정방법, 분해방법 등에 대한 기존연구들의 이론적 쟁점들을 논의하고 이로부터 본 연구의 연구방법을 도출하고 있다. 특히, 분해방법 중 성장몫 분해에서는 기존의 필드분해의 단점을 적시하고, 이를 보완할 수 있는 새로운



방법론을 구상하였다. 제3장의 빈곤동향 및 분해와 제4장의 불평등동향 및 분해에서는 주로 원자료를 이용한 직접적인 통계분석이 이루어졌으며, 외국의 빈곤 및 불평등 동향에 대한 일부 분석에서만 LIS의 이차자료를 활용하였다. 특히, 2장에서 제시된 다양한 분해방법을 분석함에 있어 국내자료(통계청의 가구 소비실태조사와 한국보건사회연구원의 국민생활실태조사)와 국제자료(LIS)에 대한 표준적 통계 프로그램을 사용하였다. 본 연구에서 사용된 통계패키지는 SAS Version 8.0이다.

#### 제4절 기대효과

본 연구의 이론적 기대효과는 먼저, 빈곤과 불평등 연구 분야에서의 국제비교가능성을 높였다는 점을 들 수 있다. 기존의 연구들은 주로 외국의 2차자료와 국내의 1차 자료를 분석하는 과정에서 자료의 통일성과 분석의 일관성에서 취약한 결과를 보여주고 있다. 이에 비해, 본 연구는 국내와 외국의 1차 자료를 사용하는 과정에서 데이터의 조작화, 변수의 조작적 정의, 프로그래밍 등을 동일하게 하여 분석함으로써 분석의 일관성과 통일성을 기하고자 하였다. 그 결과 분석과 해석에서의 오류를 최소화했다고 볼 수 있다. 다음으로 기대할 수 있는 이론적 기여는 빈곤의 내재적·외생적 원인 분석을 위한 분석기법의 지평을 넓혔다는 점이다. 물론 기존에도 분해(decomposition)를 사용한 불평등 요인 분석이 이루어진 적이 있지만, 다양한 방법의 분석기법과 장단점을 제시하고 각각의 분석기법을 국내와 외국에 포괄적으로 적용한 연구는 없었다. 이러한 점에서 본 연구는 빈곤과 불평등에 대한 국내연구의 폭을 넓혔다고 보아 무리가 없을 것이다.

본 연구는 정책적으로도 많은 함의를 가질 수 있을 것으로 기대된다. 주지한 바와 같이, 현재 우리나라의 최대 당면과제 중 하나가 빈곤과 불평등을 완화함으로써 체계통합성을 높이고 이를 통해 지속가능한 성장을 도모하는 것이라는 점을 인정할 때, 빈곤과 불평등의 현황과 원인에 대한 엄밀한 분석은 정책수립

에 선행되어야 할 일차적인 과제라 해도 과언이 아니다. 이러한 점에서 본 연구는 대표성과 적시성 높은 자료를 사용하여 빈곤과 불평등의 현황과 원인을 포괄적으로 분석하였다는 점에서 정책수립을 위한 기초자료로 활용가능할 것으로 보인다. 뿐만 아니라, 우리나라의 빈곤 및 불평등 현황 및 구조를 외국의 그것과 비교하여 봄으로써, 우리나라가 지향하여야 할 바에 대한 시사점을 얻을 수 있다는 점 또한 본 연구의 정책적 기대효과로 볼 수 있을 것이다.

## 제2장 이론적 고찰

### 제1절 빈곤과 불평등의 정의 및 기본쟁점

#### 1. 빈곤과 불평등의 정의

##### 가. 빈곤의 정의

빈곤(poverty)이란 용어는 우리가 일상적으로 사용하는 용어이지만, 엄격하게 정의를 내리려 할 것을 쉬운 일이 아니다. 왜냐하면 “아름다움(美)이 보는 사람의 눈에 달렸듯이 빈곤도 그와 같이 하나의 가치판단”이기 때문이며(Orshansky), “빈곤이란 항상 몇 가지 상호 연관되는 의미를 가져왔으며, 또한 그것이 발생하는 특정한 사회의 관행에 의해 정의되어지는 것”이기 때문이다(Hobsbawm, 1974). 이러한 점을 감안하면 빈곤을 정의하는 것은 ‘현자의 돌주4)’을 찾으려는 시도일 수도 있다. 그럼에도 빈곤을 개념적으로 정의하고 이를 조작적으로 정의내리는 것은 사회복지정책의 가장 기본적이고 일차적인 과업 중 하나라 해도 과언이 아닐 것이다.

먼저, 빈곤의 사전적 의미는 “기본 욕구를 충족시킬 수 있는 생활수단이 부족한 상태” 즉, “자원의 결핍으로 인해 기본적인 물질적인 욕구를 충족시킬 수 없는 상태”이다. 빈곤을 이와 같이 정의하면, 저개발 국가의 빈곤은 놀랄 만한 일이 아니지만, 전반적인 생산력의 수준이 모든 국민을 충분히 먹여 살리고도 남음이 있는 선진국에서도 빈곤이 존재한다는 사실은 놀랄만한 사실이다. 이는 빈곤의 문제가 분배의 불평등과 밀접한 관련을 맺고 있다는 사실을 시사해 준다. 즉, 빈곤의 정의는 특정 시대와 사회에 따라 달라질 수 있다는 것이다.

---

주4) ‘현자의 돌’은 중세 연금술사들이 찾으려 했던 신비의 돌이고 하며, 모차르트가 5명의 작곡가와 더불어 작곡했던 오페라 곡 이름이기도 하다.

또한, 빈곤 개념은 연구자들에 따라서도 다양하게 정의 내려져 왔다. 이를 대략 정리하면 아래 <표 2-1>과 같다. 이러한 다양한 빈곤정의에도 불구하고, 빈곤 정의의 핵심은 첫째, 자원이 기본욕구를 충족시키기에 적절치 않은 상태이며, 둘째, 빈곤에 대한 공동체의 인식을 체현하는 것이어야 한다(Saunders, 2004)는 것이다.

<표 2-1> 빈곤의 대안적 정의

**Adam Smith(1776)**

내가 이해하기에 필수품은 생활의 유지를 위해 불가피하게 필요한 재화뿐만 아니라, 관습상 최하위층의 사람일지라도 그것 없이는 신망있는 사람으로서의 체면을 유지할 수 없는 그러한 재화이다. 예컨대, 린넨셔츠는 엄격히 말해서 생활필수품은 아니다. 그러나 현재 신망있는 일용노동자라면 린넨셔츠 없이 공공장소에 나타나기에 남부끄러울 것이며, 린넨셔츠가 없는 것은 수치스러운 빈곤 상태를 나타내는 것이다.

**K. Marx(1867)**

필수품의 수와 정도는 역사발전의 산물이므로 그것은 한 국가의 문명화의 정도에 크게 의존할 수밖에 없다

**Seebohm Rowntree(1899)**

어떤 가족의 총소득이 단순히 물리적 효율성을 위한 최소한의 필수품을 획득하기에 충분치 않다면 빈곤한 것으로 간주된다.

**William Beveridge(1942)**

소득 중단 시기 동안 노동연령의 사람이 생존을 위해 필요한 최소소득을 고려할 때, 지출의 비효율성으로 인해 약간의 여분이 허용되어야 하기는 하지만 식품, 의류, 연료, 조명과 가구집기, 집세만을 고려하는 것으로 충분하다.

## 〈표 2-1〉 계속

**Ronad Henderson(1975)**

빈곤이 최소한의 받아들일 수 있는 생활수준의 준거로 정의되는 한에 있어, 이는 상대적 개념이다. 경제의 생산성과 공동체의 태도를 반영하는 가치판단이 요구된다. 호주 사회에서의 다양한 생활양식과 가치, 그리고 식품, 주거, 의류, 건강, 교육 등이 고려되어야 한다고 볼 때 최소 생활수준을 결정하는 작업은 어렵다.

**Peter Townsend(1979)**

인구에서 개인, 가족, 그리고 집단은 그들이 속한 사회에서 적절한 영양을 섭취하고, 활동에 참여하며, 관습적인 혹은 최소한으로 널리 장려되거나 인정되는 생활조건과 설비를 갖추기 위한 자원이 결여될 때 빈곤 상태에 있다고 말할 수 있다.

**Joanna Mack & Stewart Lansley(1985)**

빈곤은 사회적으로 인식되는 필수품의 강제된 결핍이다.

**Amartya Sen(1992)**

빈곤은 최소한으로 받아들일 수 있는 특정 수준에 도달하기 위한 기본적인 능력(capability)의 결여(failure)이다. 이와 관련된 기능성(functioning)은 잘 영양섭취를 하고, 적절하게 입고 주거하며, 예방가능한 질환을 피하는 것 등과 같은 기본적인 신체적인 것에서부터, 공동체 생활에 참여하고, 수치스럽지 않게 공적인 자리에 나설 수 있는 등과 같은 더욱 복잡한 사회적 성취에 이르기까지 다양할 수 있다.

**World Bank(Liu, 1998)**

빈곤은 정치적으로 받아들일 수 있는 생활수준을 달성할 수 있는 능력이 없는 상태이다.

표에서 보는 바와 같이, 빈곤의 개념은 절대적 개념과 상대적 개념의 연속선상에 위치해 있다고 볼 수 있다. 라운트리(Rowntree, 1899)와 베버리지(Beveridge, 1942)의 빈곤개념이 절대적 빈곤개념에 가깝다고 볼 수 있는 반면, 헨더슨(Henderson, 1975), 타운젠드(Townsend, 1979) 등 이후 대부분 연구자의 빈곤개념은 상대적 개념에 가깝다고 볼 수 있다<sup>주5)</sup>.

이러한 빈곤의 개념적 정의를 좀더 확대할 때 크게 세 가지 잠재적 측정 범주들이 포함되어 있다고 할 수 있다. 그것은 첫째, 객관적으로 정의된 절대적 최소보다 적게 가지고 있는 것, 둘째, 상대적으로 그 사회의 다른 사람들보다 적게 가지고 있는 것, 셋째, 스스로가 생활을 꾸려나가기 어렵다고 느끼는 것이다. 이러한 잠재적 범주에 기초해서 빈곤의 개념은 주로 절대적 빈곤, 상대적 빈곤, 주관적 빈곤으로 구분되어 개념화되고 측정되어 왔다.

먼저, 절대적 빈곤은 라운트리(Rowntree)가 1899년 York시 조사에서 ‘총수입이 육체적 효율성의 유지에만 필요한 최저수준을 획득하기에도 불충분한 가구’를 1차적 빈곤(primary poverty)이라고 규정 한데서 유래를 찾을 수 있다. 이러한 맥락에서 절대적 빈곤은 최소한 유지되어야 할 ‘일정한 생활수준’을 상정하고, 이러한 생활수준이 유지되기 위해 충족되어야 할 ‘일정한 욕구’(needs)를 규정하며, 이러한 기본 욕구를 충족시키기 위한 필수품을 구입하는데 필요한 ‘일정한 소득수준’을 설정하여 소득이 이 기준에 미달하면 절대적 빈곤으로 규정하는 것이다. 그러나 주로 전물량방식(market basket method)나 반물량방식(Engel method)에 의해 계측되는 절대적 빈곤 개념에서 ‘일정한 생활수준’과 ‘일정한 욕구’는 그것을 규정하는 사람이 누구냐, 언제 어떤 사회에서 정의되느냐에 따라 변화할 수밖에 없다는 점에서 자의적이고 가변적인 개념이라는 비판에 직면하게 된다.

이와 같이, 생존에 필요한 최소한의 지출수준 또는 사회적인 기본적 욕구

주5) 그러나, 여기에서의 ‘상대적’ 개념은 아래에서 언급하고 있는 상대적 빈곤과는 다소 차이가 있다. 즉, 아래에서 언급하는 상대적 빈곤은 그 사회의 다른 사람보다 적게 가지고 있는 것을 의미하지만, 여기에서의 ‘상대적’은 어떤 사회의 전체 생활수준에 따라 필수품으로 인식되는 것이 다르다는 의미에서의 ‘상대성’이다.

(social basic needs)가 합의되기 어렵다는 타운젠드(Townsend, 1970)의 비판이 제기되면서 전체 국민의 복지 혹은 소득수준과 관련해서 상대적인 저소득을 판정함으로써 상대적 빈곤을 정의하고자 하는 시도들이 나타났다. 이러한 상대적 빈곤 개념에 기반한 빈곤선의 측정은 예컨대, 평균소득이나 중위소득의 40%, 50%(다수설), 60%, 소득분포의 하위 10%, 20% 등이다. 이 개념은 선진국에서 빈곤을 계측에 종종 활용되며, 특히 국제 비교시에 주로 사용된다. 그러나 상대적 빈곤은 ‘상대적’이라는 의미에서 저소득층의 생활수준 향상이나 정책적 노력의 효과에 관계없이 빈곤이 규정된다는 점이 단점으로 지적된다. 또한, 상대 빈곤에 의해 계측된 측정치는 빈민의 규모를 제시해 줄 수는 있지만, 빈민의 삶의 질에 대해서는 어떠한 정보도 제공해 주지 못하는 한계를 가지고 있다.

마지막으로, 주관적 빈곤은 자신이 처한 상황에서 자신의 빈곤 여부를 가장 잘 평가할 수 있는 것은 바로 자기 자신이라는 전제에서 출발하여 사람들의 주관적 평가에 기초하여 빈곤 여부를 결정하는 것이다. 철학적으로 볼 때 빈곤은 개개인의 느낌(상대적 박탈감, 행복감 등)과 욕구에 근거를 둔 것이라고 볼 수 있으며, 이렇게 볼 때 개인이 느끼는 빈곤감은 百人百色으로 나타나게 마련이다. 따라서 이러한 모든 개인의 상대적 욕구를 반영하여 최저생계비를 설정한다는 것은 현실적으로 불가능하다. 다만 기존의 주관적 빈곤선에 대한 여론조사 결과가 전문가에 의한 객관적 빈곤선과 거의 유사하다는 사실에서 볼 때 한 사회 내에서의 빈곤에 대한 개개인의 판단은 어느 정도 사회적으로 인정되는 방식으로 표출된다는 점이 시사하는 바는 크다고 할 수 있다. 주관적 빈곤의 개념에 기반하여 빈곤선을 계측하고자 한 예는 미국의 갤럽 방식과 네덜란드의 라이텐 방식에서 찾아볼 수 있다.

마지막으로 위에서의 세 가지 빈곤 개념에 더하여, 그 나라의 정치적·재정적·이념적 현실을 반영하여 이론빈곤선을 현실적으로 조정한 정책적 빈곤 개념이 도출될 수 있다. 센(Sen)에 의하면 이러한 정책적 빈곤선의 공통적인 문제점은 무엇보다도 정부 각 부처간의 권력관계 또는 사회의 여러 압력집단의 발언권 여하에 따라 빈곤선의 높낮이가 영향을 받기 쉽다는 것이다. 이는 이론적 기초보다 정치적 영향력 하에서 빈곤선이 설정되는 경향이 있음을 뜻한다 하겠

다. 즉, 정책적 빈곤선은 이론적으로 도출된 빈곤선이라기보다는 정부의 빈곤대책의 필요에 의해 결정되기 때문에 무엇보다도 정책의 실현가능성(feasibility)에 대한 고려가 큰 비중을 차지하기 쉽다는 것이다.

이와 같이, 시공을 초월한 가치중립적인 빈곤개념은 존재할 수 없다는 것이 현실이다. 따라서 빈곤은 그 자체로 상대적 개념이라 해도 무리가 없을 것이다. 특히, 빈곤의 개념은 다음과 같은 두 가지 의미에서 상대적이라 할 수 있다. 첫째, 기본욕구조차도 상대적으로만 정의될 수 있다는 것이다. 즉, ‘얼마나 많은 사람들이 무엇을’은 사회규범과 경제적 조건을 반영함으로써 특정한 장소와 특정 시점에서만 대답되어질 수 있는 질문이다. 둘째, 공동체 인식을 반영하는 어떠한 빈곤 개념도 또한 상대적이다. 왜냐하면 그러한 인식들은 특정 사회규범과 태도를 체현한 산물이기 때문이다. 따라서 이후에 언급되는 절대적 빈곤조차도 시간·공간 특수적이라는 의미에서는 상대적이라는데 유의할 필요가 있다.

빈곤선(poverty line)은 지금까지 논의된 빈곤 개념을 바탕으로 빈곤 여부를 확정하기 위해 준거가 되는 기준선이라 할 수 있다. 빈곤선은 위에서 제시된 빈곤의 개념적 구분에 따라 크게 네 가지 접근방식에 따라 설정될 수 있다 (Saunders, 2004). 재화의 장바구니 측면에서 욕구를 확인한 다음 그것을 사기 위한 비용이 얼마인지를 추정하는 예산기준(budget standard), 중위(혹은 평균) 소득의 특정 비율과 같이 명시적으로 상대적 방식으로 기준을 설정하는 저소득 기준(low income standard), 최소소득기준에 대한 공동체 인식에 기초한 주관적 기준(subjective standard), 그리고 (소득지원급여에서 반영되는 것과 같이) 저소득에 대한 공식적 혹은 승인된 기준에 기초한 공식적 기준(official standard)이 그것이다. 내용에서 확인할 수 있는 바와 같이 이는 각각 절대적, 상대적, 주관적, 그리고 정책적 빈곤 개념에 바탕을 둔 기준이다. 따라서 네 방법 모두 비판에서 자유롭지 못하며, 빈곤선에 부여된 많은 (때로 갈등적인) 요구를 충족시킬 수 있는 단일한 빈곤기준은 존재하지 않는다.



### 나. 불평등의 정의

빈곤이 사회복지의 저변의 기반을 형성하고 있다면, 불평등은 사회복지의 전반, 즉 전체를 꿰뚫는 목표를 형성하고 있다고 볼 수 있다. 따라서 불평등은 빈곤에 비해 훨씬 더 포괄적인 영역이며, 규범 차원을 넘어 그 사회의 이념적 지향을 형성하는 논의의 영역이라 할 수 있다.

분배(distribution)와 관련하여 볼 때, 평등(equality)이란 자원—그것이 소득이든, 소비든, 여타의 복지지표든 간에—이 모든 사람에게 동일하게 분배된 상태를 의미한다. 이에 대해, 불평등(inequality)이란 자원의 분배가 고르게 분포되어 있지 않은 상태를 의미한다(Litchfield, 1999). 물론 이와 같은 평등 개념은 다분히 복지경제학적—혹은 통계편의주의적—표현이라 할 수 있으며, 그 자체로는 규범성을 띠지 않는다. 이러한 평등 혹은 불평등의 상태가 규범성 혹은 윤리성을 띠기 시작하는 것은 이것이 ‘분배의 정의’(distributive justice)라는 철학적 영역과 결합될 때이다(주6).

따라서, 우리가 흔히 사용하는 불평등지수—엡킨슨 지수 등 몇몇 규범적 불평등지수를 제외하고—는 분배의 상태를 표시할 뿐 그 자체로 정의로운지 부정의한지, 혹은 공평한지 부당한지를 나타내지는 않는다(주7). 즉, 흔히 사용되는 불평등지수가 예전에 비해 떨어졌다는 것은 보다 균등한 상태에 가까워졌다는 것을 의미할 뿐, 보다 공평해졌다는 뜻에서의 개선이 일어났다는 것까지를 의미하지는 않는다(이준구, 1992).

그럼에도 불구하고, 굳이 분배에 대한 철학적 관점에 비추어 보자면, 본 연구에서 다루는 대부분의 불평등 측정치 혹은 불평등 지표는 전체 자원의 양(소

주6) 이러한 의미에서 이준구(1992)는 우리가 사용하고 있는 불평등지수는 사회의 구성원이 모두 똑같은 몫을 나누어 갖는 상태를 출발점으로 삼는다는 점에서 “불균등지수”라는 표현이 더 적절하다고 주장한다. 즉, 평등하다는 말은 균등하다는 의미와 공평하다는 의미를 모두 포함하고 있으며, 공평한 분배를 위한 요건에는 분배의 몫이 균등하다는 것 외에도 정당한 권리, 공정성, 받을만한 자격 등 여러 차원이 함께 내포되어 있다는 것이다.

주7) 이와 같이, 불평등 측정치는 어떠한 명시적 사회복지의 개념도 사용하지 않는 실증적 측정치(positive measures)와, 불공평한 분배로부터 초래되는 사회복지 손실을 명시적으로 공식에 반영하는 규범적 측정치(normative measures)로 나눌 수 있다(Sen, 1973).

득, 지출, 부 등)을 정확하게  $n$ (인구수)등분한 상태를 준거로 불평등의 정도를 파악한다는 점에서, 그 기저에 있는 가정은 공리주의적 복지경제학<sup>8)</sup>의 사고에 기반하고 있다 해도 과언이 아니다.

잘 알려진 바와 같이, 공리주의적 정의관은 벤담(J. Bentham)의 ‘최대다수의 최대행복’(the greatest happiness of the greatest number)이라는 원칙에서 출발한다. 얼핏 보기에 이러한 원칙이 총자원의 균등한 분배와 직접적으로 연결되기 어려운 것처럼 보인다. 그러나 에지워드(Edgeworth)는 모든 사람의 효용함수가 동일하고 소득의 한계효용이 체감한다고 가정할 때, 모든 사람의 세후순소득이 동일해져야 총효용이 극대화된다는 점을 밝혔다. 또한, 러너(Lerner)는 소득의 한계효용이 체감한다고 가정할 때, 주어진 액수의 소득을 A, B 두 사람이 나누어 가지려고 할 경우, 이를 균등하게 나눌 때 효용의 합이 극대화되는 것을 입증하였다. 즉, 공리주의적 관점에서 볼 때 균등한 분배가 최선의 분배라는 결론이 러너에 의해 직접적으로 도출된 것이다(이준구, 1992).

요컨대, 기본적인 분배이슈가 정해진 자원을 다양한 개인들에게 할당하는 “케이크 나누기 문제”라고 할 때, 공리주의적 목표, 즉 개인효용 합이 표준 극대화하는 완벽하게 평등주의적인 최적분배로 귀결된다. 불평등은 이러한 평등주의적 준거와 실제 분배 간의 거리로 측정될 수 있다. 따라서 동일 평균 혹은 총소득을 가진 두 분배 중에서 사회적으로 선호되는 것은 최소한 불평등한 것이다. 이는 피구(Pigou)와 달튼(Dalton)의 원칙으로 표현되는 공리주의적 틀로 귀결된다(Atkinson & Bourguignon, 2000).

다른 한편, 욕구, 생득적 능력, 혹은 핸디캡과 같은 통제할 수 없는 요인들에 의해 발생하는 개인 혹은 가구의 시장외적 특성들을 소득분배의 비교에서 고려해야 한다는 주장이 제기된다. 이러한 생득적 능력, 핸디캡 등은 선호에서의 차이와는 근본적으로 다르다. 분배정의에 관한 문헌에서 많은 저자들은 선호에서의 차이를 “부적절한” 것으로 다루며, 경제적 불평등 측정치는 절대적으로 욕구, 생득적 능력 등의 요인과 관련되어야 한다고 주장한다. 즉, 선호는 완전한

주8) 복지경제학이라는 분야는 그 기본성격이 공리주의 철학의 경제학적 적용이라고 불려도 좋을 만큼 강한 영향을 받고 있다(이준구, 1992).

자유가 부여된 개인의 완전한 개별적 책임 하에 있으며, 따라서 선호에서의 차이로 인한 경제적 결과에서의 차이는 개인의 자유의 표현으로 간주되어야 하고 불평등의 표식으로보다는 사회에서의 다양성으로 간주되어야 한다는 것이다.

센에 의해 옹호되는 “능력”(capability) 접근은 생득적 능력과 핸디캡을 불평등과 빈곤 측정에서 고려해야 한다고 주장하는 대표적인 예이다. 여기에서 센은 주어진 경제·사회적 환경에서 “기능하기 위해”(function) 한 개인에게 열려있는 실질적인 선택지의 모든 집합에 관심이 있다. 이와 같이, 공리주의 복지경제학적 전제를 넘어서는 혹은 거부하는 주장을 통해 센은 상품도 아니고 특성도 아니고 효용도 아닌 사람의 능력이라 불릴 수 있는 어떤 것에 초점을 두어 생활 수준을 측정해야 한다고 주장한다(Sen, 1983). 그러나 이러한 주장이 경제학적으로 유효한 불평등 개념이 되기 위해서는 측정의 도구로 개발되어야 한다는 과제가 여전히 남는다.

요컨대, 적어도 현재까지는 “자원의 균등한 분배상태”라는 평등의 개념은 많은 비판에 직면하면서도 조작적 정의이자 측정의 도구로서 절대적 우위성을 유지하고 있다. 다만, 그러한 개념으로 측정된 불평등의 상태에 대한 규범적·철학적 판단은 상대적이며, 이는 정책의 영역에서도 마찬가지이다.

#### 다. 빈곤과 불평등, 복지의 관계

흔히 불평등은 빈곤과 복지를 포괄하는 광범위한 분석의 일부로서 연구되고 있지만, 이 세 개념은 구분된다(Litchfield, 1999). 불평등은 어떤 빈곤선  $Y_p$  아래의 개인 혹은 가구에 대한 절단된 분포뿐만 아니라 전체적인 분포에 대해 규정된다는 점에서 빈곤보다 더 넓은 개념이다. 분포상 상층부 혹은 중간의 소득은 아래쪽 소득만큼 불평등을 인식하고 측정하는데 중요하다. 또한, 어떤 불평등 측정치는 대체로 상층부에 있는 소득에 의해 움직이기도 한다. 역으로, 분배 정의론에서 ‘평등’의 가장 소극적 해석 중 하나는 모든 사람이 ‘최소한의 생활 수준’(minimum standard of living)에 대한 동등한 권리를 갖는 것이라는 측면에서 볼 때, 빈곤은 넓은 의미에서의 불평등의 한 영역이라 볼 수 있다.

한편, 불평등은 또한 복지보다는 훨씬 더 협소한 개념이다. 두 개념 다 주어진 지표의 전체적인 분포를 포착하기는 하지만, 앞에서 살펴본 바와 같이 불평등은 분포의 의미와는 무관하며(즉 적어도 이는 불평등 측정치의 바람직한 특성임), 대신 부차적 의미로 단순히 분포의 분산과 관련되어 있다. 역으로, 복지는 복지경제학의 추상적이고 궁극적인 준거이며, 불평등과 빈곤은 복지를 표현하는 대리변수(proxy)라고 볼 수 있다.

요컨대, 빈곤, 불평등과 복지, 이 세 개념은 서로 밀접하게 연관되어 있으며, 때로는 혼합적 측정치로 사용되기도 한다. 예컨대, 어떤 빈곤지표들은 그 의미상 불평등을 내포하고 있다. 센지수는 빈자들 사이의 지니계수를 포함하며(Sen, 1976), FGT(Foster-Greer-Thorbecke)지수는 파라미터  $\alpha \geq 2$  가중치로 빈곤선으로부터의 소득갭을 측정함으로써 빈곤선 아래의 소득분포를 고려한다(Foster et al, 1984). 한편, 불평등은 사회복지함수에서  $W = W(\mu(y), I(y))$  형태로 나타낼 수 있다. 즉, 사회복지는 그 사회의 평균소득과 소득불평등의 함수로 표현될 수 있다는 것이다. 이와 같이, 복지경제학 혹은 분배의 영역에서 빈곤, 불평등, 복지는 상호 연관되어 있다.

## 2. 빈곤과 불평등 측정의 쟁점

### 가. 경제적 측정단위

#### 1) 소득과 소비지출

빈곤과 불평등 측정에서 제기되는 가장 핵심적이고도 기본적인 쟁점은 “무엇”의 빈곤 혹은 불평등인가 하는 문제이다. 이상적으로 말하자면 우리가 측정하고자 하는 것은 각 개인의 ‘생활수준’(standard of living), 좀 더 궁극적으로는 ‘복지’(welfare)의 수준이다. 그러나 ‘생활수준’ 혹은 ‘복지’라는 개념은 모호한 것이고, 무엇이 생활수준(복지)을 구성하는지에 대해 경제학자나 사회과학자들 간에 어떠한 동의도 존재하지 않는다(Goodman, 1997). 예컨대, 이는 센(Sen, 1983)의 다음과 같은 언급에서도 잘 드러난다.

“생활수준에 대한 일반적인 관념(notion) 내에서, 좋은 삶(goodness of life)에 대한 다양하고 경쟁적인 견해들이 혼재해서 공존하고 있다. 삶의 질을 보는 많은 근본적으로 다른 방식들이 있으며, 그것들 중 일부는 상당히 설득력을 가진 것이다. 당신은 잘 살지 못하면서(without being well), 부유할 수도 있다(well-off). 당신은 당신이 원하는(wanted) 삶을 이끌어 나갈 수 없으면서도 잘 살 수 있다(be well). 당신은 행복하지 않으면서도(unhappy), 당신이 원하는(wanted) 삶을 얻었을 수도 있다. 당신은 많은 자유(freedom)를 누리지 못하면서도, 행복할 수 있다(happy). 당신은 많은 것을 성취하지 않고도, 많은 자유를 누릴 수도 있다.”

이와 같이, 생활수준 혹은 복지의 모호성과 복잡성으로 인하여 이를 직접적으로 측정하는 것은 거의 불가능하다고 볼 수 있다. 따라서 생활수준 혹은 복지를 측정 가능한 대리변수(proxy)를 통해 유추해 볼 수밖에 없다. 현실에서 (경제적) 생활수준 혹은 복지의 대리변수로 가장 많이 사용되는 것이 소득, 소비, 부(wealth) 등이다.

소득, 소비, 부는 자원에 대한 통제권을 의미한다. 소득과 부가 잠재적인 통제권을 의미한다면, 소비의 경우에 실질적인 자원에 대한 통제권을 의미한다. 소득, 소비, 부와의 관계를 간단히 나타내면 다음과 같다.

$$W_1 = W_0 + I - C$$

혹은,

$$W_1 = W_0 + S$$

(여기에서  $W_0$ 는 그 해의 출발점에서의 부를 나타내고,  $W_1$ 은 그 해 말(末)에서의 그 해의 부를 나타내며,  $I$ 는 그 해 동안의 소득,  $C$ 는 소비, 그리고  $S$ 는 저축임.)

현실에서 복지의 대리변수로 가장 많이 사용되는 것이 소득이라는 데는 비교적 이견이 없다. 이는 무엇보다도 소득이 개인 혹은 가구의 “잠재적” 생활수준, 즉 자원에 대한 통제권을 측정하는 것이기 때문이다. 빈곤의 사전적 의미를

“기본 욕구를 충족시킬 수 있는 자원이 부족한 상태”라고 볼 때, 기본욕구의 충족(소비지출) 자체보다는 그것을 충족시킬 수 있는 자원(소득)을 측정하는 것이 복지수준을 더 잘 나타낼 수 있다는 것이다. 즉, 소득은 선택이나 기호에 의해 좌우될 수 있는 소비보다 잠재적 소비능력을 나타낸다는 점에서 복지의 더 나은 측정치라는 것이다. 예컨대, 건기를 좋아해서 자동차를 소유하지 않은 억만장자가 생계수단으로 자동차를 가지고 있는 사람보다 복지수준이 낮다고 할 수 있는가? 특히, 복지경제학에서 선호가 동일하다는 가정, 혹은 적어도 선호에 대한 충분한 정보를 가지고 있다는 가정은 소비지출의 측면에서는 성립하기 어려운 반면, 소득에서는 어느 정도 수용가능하다. 물론, 소득의 경우도 레저와 노동 간의 안배에서 기본적인 선호의 차이가 나타나기는 하지만 소비에서만큼 직접적인 것은 아니다. 이와 같이, 소득은 욕구충족의 잠재적 능력을 나타낸다는 점, 그리고 소비에 비해 선호에 대해 중립적이라는 점에서 복지의 대리변수로서 가장 많이 활용되고 있다.

이에 비해, 최근에는 경제적 복지를 분석함에 있어 소비가 소득이나 수입보다 더 적절하다는 주장이 적지 않게 제기되고 있다(예를 들면, Culter & Katz, 1992; McGregor & Barooha, 1992; Garner, 1993; Slesnick, 1994, 2001; Johnson & Shipp, 1997; Pendakur, 1998; Blundell & Preston, 1995; Berhanu, 1999; Barret, Crossley & Worswick, 2000; Blacklow & Ray, 2000). 세계은행(World Bank) 연구자들에 의한 불평등 분석에 대한 최근 작업 역시 거의 절대적으로 지출을 사용하고 있다(Lancaster et al., 1999). 소비의 장점은 무엇보다도 그것이 개인 혹은 가구의 안녕(well-being)에 대한 더 직접적 측정치라는 데 있다. 또한, 소비는 장기적인 복지의 실질적인 지표를 제공할 수 있다. 이는 생애주기가설에 의해 뒷받침된다. 생애주기 동안 소득의 파동은 매우 크게 나타나는데 비해, 저축이나 차용에 의해 소비의 파동은 완만하게 나타나는 경향이 있으며(smoothing), 따라서 실질적인 복지의 분포에서 거의 혹은 전혀 변화를 나타내지 않을 수 있다는 것이다. 즉, 소비가 영구적 혹은 생애 안녕에 대한 더 나은 지표를 제공한다는 것이다(Gooman et al., 1997). 따라서 사회복지가 개인 혹은 가구의 안녕의 분포에 의존한다면, 소비분포에서의 불평등을 검토하는 것이 더 적절할 수 있다. 또

한, 맥그레거와 바루아(McGregor & Barooha, 1992)는 소득이 자원의 수준에 대한 더 나은 측정치로 간주될 수 있는 반면, 소비는 생활수준의 더 나은 측정치로 사용될 수 있다고 주장한다. 슬레즈닉(Slesnick, 1994) 역시 효용은 재화나 서비스의 소비로부터 발생하기 때문에 소비가 복지의 더 나은 지표라고 주장한다.

그럼에도 불구하고, 빈곤이나 불평등 측정에서 소비보다 소득을 많이 사용하는 것은 두 가지 이유에서 기인한다. 첫째, 앞에서 지적한 바와 같이 우리가 측정하고자 하는 것이 생활수준 그 자체인 경우보다 그것을 향유할 수 있는 잠재적 능력(자원)일 경우가 더 많다는 점이다. 이는 암묵적이든 실질적이든 사실이다. 특히, 빈곤을 넘어선 불평등의 측면에서 기호와 선호에 따른 소비수준의 차이를 불평등이라 볼 수 있는냐는 의문이 제기될 수 있는 것도 사실이다. 또 다른 이유는 측정과 직접적으로 관련이 있다. 즉, 소득보다 소비를 사용함으로써 복잡한 정의와 측정의 정확성 문제가 제기된다. 특히, 내구재를 어떻게 다루고 서비스에 대한 가치를 어떻게 환산할 것인가 등이 측정과 관련해서 해결되어야 할 문제이다. 또한, 소비에 관한 자료는 신뢰성이 떨어지고 구하기가 어렵다. 이러한 점을 고려할 때 소득보다 소비를 사용하는 것의 이점은 분명치 않다는 결론에 이른다.

마지막으로, 빈곤과 불평등의 측정에서 부(wealth)를 사용하는 경우는 드문데, 이는 무엇보다도 개념규정 및 정보 획득의 어려움과 밀접한 관련이 있는 것으로 보인다.

## 2) 소득의 정의와 범주

소득은 자원에 대한 잠재적 통제력을 의미한다는 점에서 복지의 대리변수로 가장 많이 사용된다는 것은 이미 밝힌 바 있다. 그러나 소득을 조작적으로 정의하는 작업 역시 간단치 않다.

먼저, 소득을 개념적으로 정의하면, 이정우(1997)는 헨리 사이몬즈의 정의를 이용하여 두 시점 간의 소비와 재산권의 가치변동, 즉 소비와 경제력의 순증가분의 합이라고 표현하였다. 여기서 재산권의 가치변동이란 저축을 의미하며, 달

리 표현하면 소득이란 “개인이 자기의 부의 가치를 변화시키지 않고 소비 할 수 있는 권리”라고 정의 내린다. 이를 좀 더 실용적으로 정의하자면, 소득은 가구의 실질적인 자산의 증가를 가져오는 일체의 현금 및 현물 수입을 의미한다 (통계청, 2002).

소득을 개념적으로 정의하는 것은 다소의 표현의 차이가 있을 뿐 크게 이견이 없는 반면, 빈곤과 불평등의 측정에서 실제로 사용되는 소득의 범주와 분류 방식은 각 기관이나 연구자마다 상당한 차이를 보인다. 우리나라에서 가장 많이 활용되는 통계청 가구소비실태조사와 도시가계조사에서 발표되고 있는 소득은 크게 경상소득과 비경상소득으로 구성된다. 여기에서, 경상소득은 근로소득, 사업 및 부업소득, 재산소득, 이전소득으로 구성되며, 비경상소득은 경조소득, 폐품매각대금 및 기타 비경상소득을 포함한다. 비경상소득의 정의와 구성항목을 좀 더 구체적으로 살펴보면 “교제, 축의, 조의에 의하여 받은 금액, 복권, 경품권, 경마 등 오락경기에 의한 상금, 손해보험 탄 금액, 퇴직금, 연금일시금, 장학금 등으로 받은 금액”을 포함하고 있다. 또한, 통계청의 가구소비실태조사나 도시가계조사에서의 경상소득은 공적 이전소득과 사적 이전소득을 모두 포함하고 있다.

이에 비해, 국제적으로 가장 많이 인용되는 OECD의 소득분류 방식은 통계청의 분류방식과 다소 차이가 있다<sup>주9)</sup>. OECD의 소득분류를 구체적으로 살펴보면, 먼저 1차 소득이 있는데 이는 근로소득, 사업 및 부업소득, 재산소득을 포함하고 있으나 일체의 이전소득은 제외된다. 1차 소득에 사적이전소득을 추가한 것이 시장소득(market income)이다. 여기서 사적 이전소득은, OECD의 분류에 따르면, 정기적으로 반복되는 개인간의 이전소득으로 예를 들면 부양금, 양

주9) 우리나라의 경우는 통계청 분류체계상 비경상소득으로 분류되는 퇴직금, 연금일시금 그리고 경조소득은 실제 생활에 영향을 미치는 것이 사실이다. 하지만 OECD의 회원국 중 대부분의 북미와 유럽권 국가들에는 퇴직금 제도가 없으며 또한 결혼이나 장례식에 현금으로 경조금을 지급하지 않고 있으며 이들 국가에서는 정기적으로 반복되는 소득만을 가구소득으로 포함시키는 성향이 강하게 나타나고 있다. 반면에 일본의 경우, 우리나라의 가구소비실태조사에 상응하는 “가구소득 및 소비조사”를 보면 경조소득 등 비경상적인 소득도 가구소득으로 포함시킨다는 것이다.



육비 등 현금으로 지급되는 정기적인 소득을 의미한다. 또, OECD 소득분류상 통계청의 경상소득에 해당하는 소득은 총소득(gross income)이다.

주목할 점은 OECD에서 빈곤 및 불평등 측정에 가장 많이 활용되는 소득 개념은 총소득이 아니라 가처분소득(disposable income)이라는 점이다. 즉, 국내에서 빈곤과 불평등을 계산할 때 주로 이용하는 소득자료는 OECD의 총소득에 해당하는 경상소득이지만, OECD의 경우 총소득에서 소득세 및 사회보장 부담금을 제한 가처분소득(disposal income)이라는데 주의할 필요가 있다. LIS의 연구에서도 OECD와 동일하게 정의되는 가처분소득을 활용하고 있다(주10). 통계청, OECD, LIS의 소득분류를 비교한 결과는 [그림 2-1]에 제시되어 있다.

이러한 이유로 최근 국내 연구에서도 가처분소득이 많이 이용되고 있다. 사용의 목적에 따라, 경상소득은 주로 기본적인 물질적 욕구와 대칭된다는 관점에서 사용되고 있으며(김미곤·김태완, 2004), 가처분 소득은 국제비교연구에서의 비교라는 차원에서 많이 접근하고 있다(주11)주12).

주10) 유경준·김대일 (2003) 『소득분배 국제비교와 빈곤연구』 한국개발연구원 참조.

주11) 소득종류별 다양한 조합을 통하여 빈곤 및 분배 효과분석을 실시할 수 있으므로 분석 목적에 따라 다양한 소득 개념을 적용할 수 있다. 예컨대, 경상소득에서 공공부조성 급여를 제외한 공공부조 전 소득과 경상소득에서 이전소득을 뺀 사적이전 전 소득을 이용하여 공적이전과 사적이전이 빈곤 및 분배상태 개선에 미친 효과를 분석할 수 있다.

주12) 이밖에도 소득 요소(근로소득, 자본소득, 이전소득)별로 복잡한 개념규정과 측정의 문제가 논의될 수 있지만 본 연구에서는 제외하기로 한다. 이에 대해서는 김태성·손병돈(2002)를 참조할 수 있다.

[그림 2-1] 통계청과 OECD 소득구분 비교

통계청		OECD					LIS	
소득	비경상소득	경조소득 폐품매각 대금 기타						
	경상소득	근로소득	Wage and Salary Income	1차소득 (Primary Income) <sup>1</sup>	시장 소득 (Market Income)	총소득 (Gross Income)	가처분 소득 (Disposal Income)	가처분 소득 (Disposal Income)
		사업 및 부업소득	Gross Self-Employment Income					
		재산소득	Realized Property Income					
		이전 소득	사적	Occupational Pensions & other private cash <sup>2</sup>				
공적	social insurance, social assistance, other cash benefit							
						소득세 + 사회보장 부담금	소득세 + 사회보장 부담금	

주: 1) LIS 자료에는 요소소득(Factor income)이라 명명함.

2) 정기적인 사적 이전소득, 즉, 부양금, 양육비, 기타 정기적으로 현금소득 등

자료: 박찬용·강석훈·김태완, 『소득분배와 빈곤동향 및 변화요인분석』, 한국보건사회연구원, 2002.  
유경준·김대일, 『소득분배 국제비교와 빈곤연구』, 한국개발연구원, 2003.

#### 나. 시간적인 측정단위

빈곤과 불평등의 측정에서의 또 다른 이슈는 기간의 선택이다. 기간은 주, 월, 연, 평생에 이르기까지 다양하게 설정될 수 있으며, 이러한 기간이 빈곤과 불평등의 측정에 영향을 미친다. 특히, 소득과 소비는 모두 자원의 흐름(flow)을 나타내는 지표이며, 이러한 흐름이 시간에 따라 변화한다면 기간의 선택은 중요하다(Goodman et al., 1997).

일반적으로 분석단위가 장기간인 경우의 측정치는 단기간 동안 이루어진 측정치보다 더 평등하게 나타나고 안정적이다. 따라서 측정기간이 주 혹은 월단위인 경우 일시적인 변화가 실상을 오도할 가능성을 있다. 즉, 선택된 주 혹은 월에 따라 상당한 정도의 변동이 있을 수 있다(이두호 외, 1991). 예컨대, 일시적 실업으로 인해 소득을 상실한 (전직) 고액연봉자를 빈곤자로 파악함으로써 빈곤발생률을 증가시킬 수 있다. 특히, 계절의 영향을 심하게 받는 직종(건설일용직 등)이나 비정규직의 경우 특정 주나 월의 선택에 따라 소득의 변동폭이 크게 나타날 수 있다. 또한, 주나 월단위로 측정할 경우 일시적 소득요소들 - 보너스, 명절, 휴가, 급여지체 등 - 의 영향을 크게 받는 경향이 있다.

이에 비해, 측정기간을 평생(lifetime)으로 할 경우 일반적으로 현재소득보다는 덜 불평등한 분포를 나타낸다(이두호 외, 1991). 이는 생애주기가설에서도 주장하는 바와 같이, 영구적으로 처분 가능한 소득은 가구 간에 평준화되는 경향이 있기 때문이다. 즉, 어느 시점에서는 저소득층이지만 미래에 고소득층이 될 수 있는 사람(예컨대, 일류대학 법대생)이 있는 반면, 과거에는 고소득층이었으나 현재는 그렇지 않은 사람(예컨대, 퇴직연금생활자)도 있을 수 있다는데서 알 수 있다. 그럼에도 불구하고, 평생소득을 측정하는 것은 현실적으로 쉽지 않으며, 개인에게는 장기간의 경향보다는 현재의 상태가 중요하므로 정책적 함의가 낮다는 점에서 평생소득을 측정단위로 하는 연구는 매우 드물다<sup>주13)</sup>.

주13) 이와 관련해서 동일 분석에서 모든 연령집단을 혼합하는 것이 정당하라는 이슈가 제기될 수 있다. 즉, 60세 노인과 25세 청년은 동일연도에 관찰할 때 상당히 불평등할 수 있지만 이를 동일선상에서 비교하는 것은 부자연스럽다는 주장이다. 이러한 점을 감안할 때 동일연령의 사람(혹은 동일 연령 가구를 가진 가족)에서의 소득분배를 분석함으로써 세대간 불

이러한 점을 모두 고려할 때, 현실적으로 가장 적절한 측정단위는 연(年)이다. 즉, 주나 월단위보다 안정적이며, 평생을 단위로 할 때보다 측정가능성이 높다는 점에서 많은 조사에서 연단위로 소득을 측정하는 경향이 있다.

요컨대, 일반적으로 더 장기간 동안 이루어진 측정은 단기간 동안 이루어진 측정보다 더 안정적이고 평등하게 나타나며(Goodman et al., 1997), 또한 빈곤율을 낮추는 경향이 있다. 이러한 기간 선택의 효과는 매우 실질적이다. 예컨대, 러글스(Ruggles, 1990)는 월 단위 자료보다 연 단위 자료를 사용하는 것이 미국의 경우 20~25% 정도 빈곤발생수를 감소시킨다고 추정한다(Antolin et al., 1999). 결국, 어떤 기간을 선택하는 것이 최선이나는 일반적으로 우리가 측정하고자 하는 빈곤 혹은 불평등의 특정 측면이 무엇이나에 달려 있다. 빈자에게는 단 한 주 혹은 한 달 동안의 소득의 감소도 심각한 어려움을 유발할 수 있다는 점에서, 정책적 측정단위는 비교적 짧게 설정되는 것이 바람직할 것이다. 반면, 단기간(snapshots) 동안의 소득은 개인 혹은 가구의 실제 상태를 오도할 수 있다는 점에서 학술적 측정단위는 좀 더 긴 기간으로 설정될 필요가 있다.

#### 다. 인구학적인 측정단위와 가구균등화지수

빈곤과 불평등의 측정과 관련해서 연구의 초점에 따라 달라질 수 있는 또 다른 측면은 인구학적 단위이다. 인구학적 단위는 개인, 가족, 가구로 나누어질 수 있다. 이 때 가족이란 혈연관계가 있는 사람들이 동일한 소비 단위를 구성하는 것인데 비해, 가구는 보다 광범위하게 혈연관계와 상관없이 동일한 소비 단위를 구성하는 단위이다(김태성·손병돈, 2002).

측정단위로서 개인을 선택하는 경우는 주로 노동시장에 초점을 둔 실증적 연구인 반면, 가족 혹은 가구를 단위로 하는 경우는 생활수준 혹은 복지수준에서의 빈곤과 불평등 문제를 다루는 규범적 연구인 경우가 대부분이다. 본 연구에서 주로 다루는 빈곤과 불평등 이슈에서 주로 가족 혹은 가구를 단위로 하는

---

평등과 세대내 불평등을 구분하는 것이 정당하다(Atkinson & Bourguignon, 2000). 이와 관련하여, 파글린(Paglin, 1975)은 연령을 통제한 지니계수를 산출한 바 있다.

이유는 대부분의 경우 실질적인 소비단위가 가족 혹은 가구 단위로 이루어지기 때문이다. 즉, 소득이 없는 대부분의 개인(전업주부나 아동 등)이 가족 내 이전을 통해 일정한 복지수준을 향유한다고 볼 때, 빈곤과 불평등 측정의 단위는 개인보다는 가족 혹은 가구가 더 적절하다는 것이다. 예컨대, 한 배우자가 1년에 5000만원을 벌고 다른 배우자는 하나도 벌지 않는 부부를 두 개의 분리된 소득단위—하나는 부유하고 다른 하나는 빈곤한—로 취급하는 것은 현실을 오도하는 것이 된다.

개인이 아닌 가족이나 가구를 단위로 할 경우에도 어떤 측정단위를 사용하는지에 따라 의미와 측정치가 달라진다. 모르간(Morgan, 1965)의 연구에 의하면 가족단위로는 48%가 일정기준 이하, 가구단위로는 39%가 일정기준 이하의 소득을 가진 것으로 추정되었다. 전술한 바와 같이, 가구는 경제적인 의미의 공동체이고 가족은 혈연 공동체를 의미하므로 빈곤과 분배문제를 다룰 때는 가구로 접근하는 것이 일반적이다.

가족과 가구 중 어떤 단위가 채택되건 간에, 상이한 규모와 구성에 따라 단위의 욕구가 달라지기 때문에 조정이 이루어질 필요가 있다. 예컨대, 동일한 생활수준을 향유하기 위해 결혼한 부부는 독신자보다 더 많은 돈이 필요하지만, 두 배는 아니다. 또한, 한 명의 아동을 가진 가족은 아동이 없는 가족보다 더 많은 돈이 필요하지만 성인이 필요한 만큼은 아니다. 이와 같이, 가족 혹은 가구의 규모의 경제와 구성을 고려하는 방식이 “균등화지수”이다. 균등화지수란 한마디로 가구의 소득과 소비수준을 상이한 규모의 가구에 사는 개인들 간에 비교가능한 수준으로 조정하기 위한 지수이다.

균등화지수는 다음과 같은 몇 가지 방식으로 산출된다(여유진, 2002; Slesnick, 2001; Blacklow & Ray, 2000).

첫째, 균등화지수로 가장 널리 사용되는 방식은 수치부여방식으로서, 예를 들면 1인당 조정을 위하여 늘어나는 가족 수를 감안하여 추가되는 욕구만큼의 수치를 부여하는 방식이다(주14). 이는 다시, 가족 구성과 관계없이 추가적인 개인

주14) 이러한 가구균등화지수는 2개의 극단, 즉 욕구가 가족규모에 의해 영향을 받지 않으며, 따라서 완전한 규모의 경제가 발생하여 예컨대 1인가구와 4인가구가 동일한 욕구를 가진다

에 대해 동일한 수치를 부여하는 방식과 가족의 구성, 즉 성과 연령에 따라 상이한 수치를 부여하는 방식으로 나누어진다. OECD에서 주로 사용되는 두 가지 균등화지수가 수치부여방식의 대표적인 예이다. OECD에서 전통적으로 가장 많이 사용되어온 균등화지수는  $\sqrt{s_i}$  ( $s_i$ 는 가구원수)으로서 이는 추가적인 구성원의 성과 연령에 상관없이 가구소득이  $Y^* = \frac{Y_i}{\sqrt{s_i}}$  ( $Y^*$ 는 균등화된 소득,  $Y_i$ 는  $i$  가구의 총가구소득)으로 계산되는 방식이다. OECD에서 사용되는 또 다른 균등화지수는 첫 번째 성인에 대해 1.0의 값을 부여하고, 각 추가적인 성인에 대해 0.7을 부여하는 반면, 아동은 0.5를 추가함으로써 연령을 고려하는 방식이다(주15). 이 경우, 전자의 방식에 의하면 부부와 두 명의 아동을 가진 가족의 경우 균등화지수는 2인 반면, 후자의 경우 균등화지수는 2.7이 된다. 이는 부부와 두 명의 아동을 가진 가족이 독신자와 동일한 복지수준을 향유하기 위해서는 각각 2배와 2.7배의 소득이 필요함을 의미하는 것이다. 이러한 수치부여 방식은 비록 단순성의 장점을 가지고 있기는 하지만 어떠한 수치를 부여할 것인가는 다소 자의적이며, 소비에서 규모의 경제에 관한 가정에 대한 설득력이 약하다는 점 때문에 만족스러운 균등화지수 방식으로 보기는 어렵다.

두 번째 방법은 영양학적 균등화지수(nutritional equivalence scale)로 이 방식은 영양결핍을 피하기 위해 요구되는 영양학적 섭취량에 기초하고 있다. 즉, 서

---

고 가정하는 경우와, 육구가 가족규모에 따라 선형으로 증가하며, 아동은 성인과 동일한 육구를 가진다고 가정하는 경우의 양극단의 연속선상에 위치한다. 즉,  $E = (A + cK)^e$  ( $A$ 는 성인수,  $K$ 는 아동수,  $c$ 는 성인에 대한 아동의 자원비용,  $e$ 는 가구의 규모의 경제)일 때, 전자는  $e=0$ 인 경우이며, 후자는  $c=1$ ,  $e=1$ 로 가정하는 것이다. 전자와 같이 모든 가족들을 1로 동일한 균등화 지수로 간주하는 경우를 총가족소비(total family consumption)라 하며, 이 경우는 대가족의 규모의 경제를 과대 추정하는 경향이 있다. 후자의 경우는 가족 크기와 동일한 균등화지수로 묶는 경우를 일인당 소비(per capita consumption)라 하며, 이 경우는 대가족에게 어떠한 규모의 경제효과도 인정하지 않음으로써 이를 과소 추정하는 경향이 있다. 대부분의 연구에서 취하는 균등화지수는 이러한 양극단의 중간에서 선택된다. 대표적으로 디톤과 뮐엘bauer(Deaton & Muellbauer, 1980), 래지어와 미카엘(Lazear & Michael, 1988)은  $e=0.5$ ,  $c=0.4$ 를 사용한다.

주15) 최근 OECD의 수정된 균등화지수에서는 추가적인 성인에 대해 0.5, 아동에 대해서는 0.3의 균등화지수를 부여하고 있어 가족의 복지에 대해 더욱 보수적인 접근을 취하고 있다.

로 다른 유형의 가구들이 건강한 영양상태를 유지하는데 필요한 핵심 영양소를 구매하는데 드는 비용을 통해 가구의 균등화 지수가 결정된다. 이 방식의 대표적인 예는 디톤과 뮐라우어(Deaton & Muellbauer, 1980)에 의해 개발된 암스테르담지수이다. 암스테르담지수는 성인 남성을 1로 둘 때 성인 여성에 대해 0.9, 14세 미만 아동에 대해 0.52, 14~17세까지 소년에 대해 0.98, 그리고 동일한 연령의 소녀에 대해 0.9의 균등화지수를 취하고 있다. 미국 센서스국에 의해 사용되는 빈곤선—즉, 오산스키(Orshansky) 방식—역시 다양한 가구에 대해 농수산부의 최소 적정 섭취량에 기초하고 있다는 점에서 영양학적 균등화지수를 취한다고 볼 수 있다. 이러한 영양학적 균등화 방식 역시 널리 사용되기는 하지만 몇 가지 명백한 문제점을 가지고 있다. 즉, 이들은 대체로 최소 적정 음식물이 무엇인지에 대한 전문가 의견에 기반을 두고 있으나, 그것이 무엇인지에 대해서는 거의 합의된 바가 없다는 것이다. 또한, 이러한 지수들은 가구의 식품 섭취량에 기초해 있고, 다른 핵심적인 소비 욕구는 무시한다는 점이 문제로 지적되고 있다.

세 번째 균등화지수 설정방법은 총예산 균등화지수(full-budget equivalence scales)방식으로, 이는 정해진 수준의 복지를 얻기 위한 준거 가구 대비 필수 총 지출이라 정의된다. 즉, 만일 한 가구가 독신 성인 (모든 상품에 대한) 지출의 3배를 필요로 한다면 이 가구의 균등화지수는 3.0이 된다. 이러한 방식으로 규정되는 가구균등화지수는 생활비지수와 유사하며, 가구규모에 따라 다를 뿐만 아니라 지출 패턴에 영향을 미치는 어떠한 특성에 따라서도 변화할 것이다. 따라서 이러한 균등화지수는 이념형에 가까울 뿐 현실적으로 적용하기 어려운 한계가 있다. 우리나라의 최저생계비 계측을 위해 산출되는 균등화지수가 총예산 균등화지수에 가까운 방식이라 할 수 있다.

마지막으로 주관적 균등화지수(subjective equivalence scales)는 상이한 유형의 가구가 동일한 생활수준을 영위하는데 필요한 소득에 대한 주관적 판단에 기초해서 추정되는 방식이다. 이는 질문에 대한 응답이 상이한 유형의 가구들에 따른 자가추정 소비 요구량을 비교하는데 사용된다. 예를 들면, 1979년 미국의 소득조사개발 프로그램(Income Survey Development Program)은 균등화지수를 추정

하기 위해 “당신이 지금 살고 있는 곳에서 살면서 당신이 필수적이라고 생각하는 지출을 충족시킬 때, 당신(과 당신가족)이 수치균형을 맞추기 위해(근근이 살아가기 위해) 드는 최소한의 비용은 얼마입니까?”라는 질문을 통해 가구원수별 균등화지수를 산출하였다. 이와 같은 주관적 균등화지수가 비록 흥미로운 대안적 전망을 제공해 주고 있기는 하지만, 이러한 결과가 어떻게 사용되어야 하는지는 불분명하다. 또한, 이러한 지수들은 생존 생활수준(subsistence standard of living)에서 측정되지만, 서로 다른 복지 수준에서의 비교를 위해서는 사용될 수 없다는 점이 한계로 지적된다.

이와 같이, 균등화지수는 매우 다양하게 존재하며, 소득분배에 대한 상이한 연구가 서로 다른 지수를 사용하고 있다. 대안적 균등화지수 모델에 대한 이론적 기초에서의 차이와 균등화 지수 값에 대한 궁극적 합의 결여로 인해, 사용되는 균등화지수에 따른 불평등 계산의 민감성 이슈는 상당한 정책적 중요성을 가진다. 예컨대, 우리나라의 최저생계비에 사용되는 균등화지수는 총예산 균등화지수 방식을 사용해 왔지만, 1, 2인 가구의 균등화지수가 지나치게 낮다는 비판이 제기되면서 OECD 방식으로 점진적 변화를 모색하고 있다. 학술적 연구에 있어서도 서로 다른 지수의 사용은 상당히 다른 불평등 측정치와 서로 다른 집단 간의 상이한 순위를 초래하기도 한다(Goodman et al., 1997). 예를 들면, 쿨터 등(Coulter et al., 1992)은 영국에서 균등화지수에 따른 불평등의 민감성에 대한 증거를 제시하며, 소득불평등과 가족 규모 측면에서의 균등화 지수 탄력성간에 U자형 관계가 있음을 보여준다(Lancaster et al., 1999). 또한, 피프스(Phipps, 1993)는 사용되는 균등화지수에 따라 결론이 쉽게 바뀌거나 역전될 수 있기 때문에 균등화 지수의 선택은 불평등과 빈곤의 분석에 중요하다는 것을 보여준다.



## 제2절 빈곤 및 불평등 측정의 공리와 지수

### 1. 빈곤지수에 대한 공리<sup>주16)</sup>

빈곤지수에 대한 공리적 접근방법은 센(Sen, 1976)의 연구에서 시작되었다 할 수 있다. 센은 자신의 논문에서 기존 빈곤지수들이 단순히 빈곤층의 단순한 정보를 요약한 것에 불과하다는 문제점을 지적하며 빈곤지수에 세 가지 요소를 포함시킬 것을 주장하였다. 우선 첫 번째 빈곤층의 수, 두 번째 빈곤층의 평균적인 소득부족(=income gap), 세 번째 빈곤층간의 소득분배 상황이 그것이다. 이를 기초로 하여 센은 세 가지 공리를 통해 새로운 빈곤지수를 도출해 냈다.

센이 자신의 논문에서 주장한 세 가지 공리는 핵심공리(focus axiom), 단조성 공리(monotonicity axiom), 이전공리(transfer axiom)이다. 핵심공리(focus axiom)가 의미하는 것은 빈곤층의 소득이 변하지 않고 다른 계층 사람의 소득만 변하는 경우 빈곤지수는 동일 혹은 변하지 않아야 한다는 공리이다. 즉 빈곤지수는 빈곤선 이상에 있는 사람들의 소득과는 독립적임을 의미한다. 단조성의 공리(monotonicity axiom)는 다른 모든 조건이 동일한 상태에서, 빈곤선 이하의 소득을 가지는 사람에게서 발생하는 소득의 감소는 빈곤지수의 값을 올려야만 한다는 공리이다. 이전의 공리(transfer axiom)는 다른 모든 조건이 동일한 상태에서, 빈곤선 이하의 소득을 가지는 어떤 사람으로부터 그 보다 부유한 사람에게로 소득의 이전은 빈곤지수를 올려야 한다는 공리이다. 이후 센의 세 가지 공리를 기초로 하여 여러 학자들에 의해 몇 가지가 추가되어 빈곤의 공리로서 활용되고 있다<sup>주17)</sup>. 이를 좀 더 구체적으로 살펴보면 다음과 같다.

주16) 이 부분은 Hagnaars(1987), 김진욱(1998), 이준구(1992)의 논문과 책을 참조하였다.

주17) 센(Sen)이 1976년 자신의 논문에서 지적한 공리는 기본적인 공리로서는 단조성공리와 이전의 공리를 설명하였으며, 자신의 지수를 도출하기 위해 네 가지의 세부적인 공리(① 공리 E: 상대적 형평성(Relative Equity), ② 공리 R: 순위가중치(Ordinal Rank Weights), ③ 공리 M: 단조적 후생(Monotonic Welfare), ④ 공리 N: 빈곤가치의 정규화(Normalized Poverty Value))를 주장했다. 핵심공리는 1981년 자신의 책에서 설명하고 있으며, 이를 도날드슨과 웨이마크(Donaldson & Weymark, 1986)에서 재인용했다(이준구(1992); Donaldson & Weymark(1986)의 논문참조).

첫째, 인구대칭의 공리(population symmetry axiom)는 개개인의 빈곤지수로 구성된 동일한 인구집단 하에서의 빈곤지수는 변하지 않아야 한다는 공리이다. 즉 인구대칭의 공리는 불평등지수에서도 함께 적용되는 공리로써 대칭성(symmetry) 공리라고도 일컬어진다. 이는 두 사람이 소득상의 위치를 서로 바꾸어도 빈곤지수에는 아무런 변화가 없음을 의미한다. 즉 빈곤지수는 오직 소득 그 자체의 분포에만 의존할 뿐 특정한 개인이 어떤 위치를 차지하고 있는가는 관련이 없다는 공리이다.

둘째, 빈곤비율의 공리(proportion of poverty axiom)는 빈곤층의 상대적 수의 증가는 빈곤지수를 증가시켜야 한다는 공리이다. 동 공리는 다시 인구가 변하는 경우와 인구가 변하지 않는 경우로 나누어 분석할 수 있다. 이를 수식을 표현하면 아래와 같다. 모든  $x \in R_n$ 에 대하여,  $\hat{x}$ 를  $(x_1, x_2, \dots, x_n, x_{n+1})$ 이라고 하면,  $x_{n+1} \geq 0$  이라면, ① 만약  $x_{n+1} < \pi$ 이면,  $P(\hat{x}, \pi) > P(x, \pi)$  이며, ② 만약  $x_{n+1} > \pi$ 이면,  $P(\hat{x}, \pi) < P(x, \pi)$  이다(주18).

인구증가공리는 인구가 증가( $x_{n+1}$ )한 경우, 이 사람이 빈곤층에 속한다면( $x_{n+1} < \pi$ ) 빈곤지수는 증가하고, 이 사람이 빈곤층에 속하지 않는다면( $x_{n+1} > \pi$ ) 빈곤지수는 감소한다는 공리이다.

셋째, 이전 민감성 공리(transfer sensitivity axiom)는 콰크와니(Kakwani, 1980)가 주장한 공리로 셴의 지수가 이전민감성 공리를 만족하고 있지 못하다고 주장했다. 이전 민감성 공리는 다른 모든 조건이 동일한 상태에서 저소득층 내에서 소득의 이전이 발생할 경우, 이 소득이전이 더 가난한 사람사이에서 발생한다면 빈곤지수는 증가해야 한다는 공리이다. 반면에 저소득층간의 소득의 이전이 빈곤선에 가까운 곳에서 발생할 경우 빈곤지수의 변화는 작아지게 된다.

만약 소득이전( $t > 0$ )이 소득이  $y_i$ 인 빈곤한 사람으로부터 소득이  $y_{i+d}$  ( $d > 0$ )인 빈곤한 사람에게로 소득이전이 발생할 경우, 빈곤지수의 증가 정도는  $y_i$ 가 클수록 작아져야 함을 의미한다.

주18) 쿤드와 스미드(Kundu & Smith, 1983)는 자신들의 논문에서 ①을 빈곤성장공리(Poverty Growth Axiom), ②를 비빈곤성장공리(Nonpoverty Growth Axiom)공리라고 소개하고 있다.

마지막으로 가법성 공리(decomposability axiom)는 포스터 등(Foster et al., 1984)에 의해 주장된 공리로, 다른 모든 조건이 동일한 상태에서 하위그룹의 빈곤이 증가하면 빈곤지수가 증가해야만 한다는 공리이다. 이를 좀 더 구체적으로 설명하면 다음과 같다(주19).

계층별 특성에 따라 전체 인구( $n$ )를  $k$ 개의 그룹으로 나누어준 경우에 전체 인구에 대한 소득분배 상태는  $y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$ 로 표현이 가능하며, 여기서  $y_j$ 는  $j$ 번째 세부그룹(subgroup)의 소득분배를 나타내며,  $j$ 번째 세부그룹에 속한 사람수는  $n_j$ 이며,  $j = 1, 2, \dots, m$  이고, 모든 세부그룹에 속한 사람의 합은 전체 인구가 된다(즉,  $\sum_{j=1}^m n_j = n$ ).

## 2. 빈곤지수

### 가. 대표적인 빈곤지수

#### 1) 빈곤율(Headcount Ratio: H)

빈곤율은 라운트리(Rowntree, 1901)이후 일반적으로 사용되어온 빈곤지수로서 Poverty Ratio 혹은 Headcount Ratio라고 부르고 있다. 빈곤율은 빈곤선 이하의 소득(혹은 지출)을 가지는 사람(혹은 가구)을 전체 인구(혹은 가구) 수로 나눈 값을 의미하며, 이를 구체적으로 표현하면 다음과 같다.

$$HR(y, z) = \frac{q}{n} \quad \text{주20)}$$

여기서 HR은 빈곤율(주21),  $q$ 는 소득(또는 지출)이 빈곤선 이하인 인구(혹은 가

주19) Foster, Greer and Thorbecke(1984), 김진욱(1998) 참조

주20) 만약 빈곤층의 소득이 연속함수라고 가정하면, HR은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$HR(x, z) = \int_0^z f(x) dx, \quad \text{단 } f(x) \text{는 } x \text{의 밀도함수를 나타낸다.}$$

주21) 빈곤율은 head-count ratio을 우리말로 표기한 것인데 만일 빈곤측정 단위가 가구일 경우

구)수이며,  $n$ 은 전체 인구(혹은 가구)수를 나타내며  $y$ 는 개인(혹은 가구)소득(혹은 지출),  $z$ 는 빈곤선을 나타낸다.

위에서 계산된 빈곤율은 빈곤의 전체적인 수준을 표현하는데 좋은 지표이나 빈곤선 이하의 빈곤층이 느끼는 박탈의 정도를 표현하는 데는 부족하다는 단점을 지니고 있다. 공리적 측면에서 빈곤율은 핵심공리를 만족시키지만 주어진 소득분배 상태에서는 빈곤층내부의 소득변화에 상관없이 항상 빈곤층 수가 일정하므로 빈곤율은 일정하게 나타나고, 따라서 빈곤층의 소득과는 무관하게 된다. 따라서 빈곤율은 단조성공리와 이전공리를 만족시키지 못하게 된다.

## 2) 빈곤갭 비율(Poverty Gap Ratio)

빈곤율과 더불어 많이 사용되는 대표적인 빈곤지표로는 빈곤갭(poverty gap)을 들 수 있다. 빈곤갭은 빈곤선을 기준으로 빈곤선 이하에 있는 사람들의 빈곤선과 개인(혹은 가구)의 소득(혹은 지출)과의 차이를 계산한 값을 의미한다.

즉, 개인(또는 가구)  $n$ 명으로 구성된 경제에서 빈곤층에 속한 개인(또는 가구)  $i$ 의 빈곤갭은 빈곤선과 빈곤선 이하에 있는 개인(또는 가구)의 소득차( $g_i = z - y_i$ )로 정의되며, 총빈곤갭은 빈곤층 전체의 빈곤갭을 합한

$\sum_{i \in z(y)}^q g_i = \sum_{i=1}^q (z - y_i)$  가 된다. 여기서 빈곤갭은 빈곤선 이하에 있는 개인(또는 가구)의 소득을 빈곤선 상태로 끌어올리는데 필요한 액수를 의미한다. 이러한 총빈곤갭은 미국사회보장위원회(Social Security Administration of the US)에서 개발되었다.

위에서 구한 총빈곤갭을 빈곤선 이하에 있는 개인(또는 가구)의 수에 빈곤선을 곱한 액수로 나눌 경우 빈곤갭 비율(poverty gap ratio)이 되며 이는 다음과 같이 구할 수 있다.

---

빈곤가구율, 그리고 빈곤측정단위가 개인일 경우 빈곤인구율로 표기하여 측정단위의 차이에 의한 혼돈을 피할 수 있다.

$$PGR = \frac{\sum_{i=1}^q (z - y_i)}{z q}$$

여기서 PGR은 빈곤갭 비율<sup>주22)</sup>,  $z$ 는 빈곤선을 나타내며,  $y_i$ 는 빈곤선 이하에 속한 개인의 소득(혹은 지출), 그리고  $q$ 는 빈곤선 이하에 있는 개인(또는 가구)의 수를 나타낸다.

빈곤갭 비율은 빈곤율과 달리 빈곤의 심각성 또는 심도(depth)를 나타내 주지만 빈곤의 규모는 설명하지 못하는 약점이 있다. 이에 따라 빈곤갭 비율은 빈곤층 소득의 감소함수이므로 단조성공리를 만족시키지만, 빈곤층의 수가 일정하고 빈곤층의 평균소득이 변하지 않는다면 소득분배상태가 일정하므로 이전공리는 만족시키지 못하게 된다.

#### 나. 기타 빈곤지수

##### 1) 센지수(Sen Index)

센지수는 1976년 자신의 논문에서 새로이 제안한 지수로서, 기존에 사용되고 있던 빈곤율과 빈곤갭의 개념이 빈곤지수가 지녀야 할 주요공리인 단조성공리

주22) 위에서 표현된 PGR을 세계은행(2002, 혹은 Hagenaars, 1987)에서는 소득갭 비율(Income Gap Ratio)이란 용어로 사용하고 있다. 빈곤갭과 빈곤갭 비율 혹은 소득갭 비율은 다음과 같은 차이가 있다. 우선 빈곤갭(Poverty Gap)은 앞에서 설명한대로 빈곤의 심도(the Depth of Poverty)를 나타내며, 빈곤선으로부터 떨어진 사람들의 평균적인 거리를 의미한다. 만약 그 거리가 "0"이라면 이 사람은 비빈곤한 것으로 간주한다. 빈곤갭의 식은 다음과 같이 표현이 가능하다.

$$PG = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left[ \frac{z - y_i}{z} \right]$$

여기서  $n$ 은 전체사람(혹은 가구) 수,  $z$ 는 빈곤선,  $y_i$ 는 개별 사람(혹은 가구)소득을 의미한다. 위식을 다시 표현하면 소득갭 비율과 빈곤율과의 곱으로 표현이 가능하다.

$PG = I^* H$  여기서,  $I = \frac{z - y_q}{z}$  이며,  $y_q = \frac{1}{q} \sum_{i=1}^q y_i$  으로 나타낼 수 있다.

와 이전공리에 맞지 않는 단점을 지니고 있음을 지적하며, 기존 공리와 새로운 공리에 부합하는 지수로써 센이 제안한 지수이다. 센의 지수를 수식으로 표현하면 아래와 같다.

$$P = H[I + (1 - I) \times G_p]$$

위 식에서 H는 빈곤율(headcount ratio), I는 소득갭 비율(income gap ratio 혹은 빈곤갭 비율)을 의미하며, G<sub>p</sub>는 저소득층의 분배상태를 나타내는 저소득층의 지니계수이다.

센지수는 0과 1사이의 값을 가지며, 그 값이 1에 가까워질수록 빈곤의 정도가 심하다는 것을 의미한다. 센지수는 세 가지 변수 즉 H, I, G<sub>p</sub>의 변화에 민감하게 반응한다는 점이며, 즉, 세 가지 변수중 하나의 변수 혹은 그 이상의 변수가 증가하게 되면 센지수도 같은 방향으로 증가하며 이를 반영할 수 있다는 점이다.

## 2) FGT지수

FGT지수는 1981년 포스터, 그리어, 토어벡(Foster, Greer & Thorbecke)이 제시하였으며 이들 이름의 첫자를 따서 FGT로 명명되고 있다. FGT지수는 다른 빈곤지수와는 달리 파라미터 α의 값에 따라 다소 상이한 기능을 하는데 파라미터 α는 빈곤에 대한 혐오감(aversion)을 나타내주는 파라미터로서 α값이 커질수록 이 지수는 빈곤에 대해 민감해짐을 의미한다.

이 지수는 빈곤층의 규모(extent)와 빈곤정도(depth)의 유의성을 동시에 설명할 수 있다는 장점을 갖고 있으며, 수식으로 표현하면 아래와 같다.

$$FGT_{\alpha} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left[ \frac{z - y_i}{z} \right]^{\alpha}$$

여기서 FGT<sub>α</sub>는 파라미터 α인 FGT지수, n은 전체 인구(또는 가구)수, q는 빈곤선 이하의 개인(또는 가구)수, z는 빈곤선, y<sub>i</sub>는 빈곤선 이하에 있는 가구 i

의 소득,  $\alpha$ 는 빈곤혐오감(poverty-aversion)을 나타내는 파라미터( $\alpha \geq 0$ )이다.

만약 빈곤선( $z$ )이 증가하면 FGT지수는 증가함을 의미하므로  $z$ 의 증가함수이다. 이 지수는 소득에 대칭적이며,  $\alpha$ 가 0보다 큰 경우 소득( $y$ )과 빈곤선( $z$ )에 대하여 FGT $\alpha$ 는 연속이다. FGT지수는 파라미터  $\alpha$ 의 값에 따라 빈곤의 규모(extent), 심도(depth), 그리고 분배를 고려할 수 있는데,  $\alpha = 0$ 인 경우,

$$FGT_{\alpha=0} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left[ \frac{z - y_i}{z} \right]^0 = \frac{q}{n} = HR \quad \text{이므로 빈곤율과 동일하며, 빈곤의 규모(extent)를 나타낸다.}$$

$$\alpha=1인 경우, FGT_{\alpha=1} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left[ \frac{z - y_i}{z} \right]^1 = HR \times PGR$$

이므로 빈곤율과 빈곤갭 비율<sup>주23)</sup>을 곱한, 즉 빈곤의 규모(extent)와 심도(depth)를 나타낸다. 그리고  $\alpha$ 의 값이 1 이상으로 증가할수록 빈곤에 민감한 기능을 하게 되며 일반적으로 주로 사용하는  $\alpha=2$ 인 경우, 센지수가 지니계수와 함수관계에 있는 것과 마찬가지로 FGT $\alpha$ 는 일종의 불평등지수인 빈곤층의 분산계수와 함수관계에 있으며, 이를 표현하면 다음과 같다.

$$FGT_{\alpha=2} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left[ \frac{z - y_i}{z} \right]^2 = HR [PGR^2 + (1 - PGR)^2 CV^2]$$

동 지수는 분배상태에 민감한 지수가 된다<sup>주24)</sup>. 여기서 CV는 변이계수(coefficient of variation:  $\sigma/\mu$ )이다. 따라서 FGT 계수는 파라미터 값에 따라 빈곤율, 빈곤갭 비율, 그리고 센지수와 비슷한 기능을 하는 편리한 빈곤계측 지수이며 주로 세계은행, UNDP 등 국제기구에서 많이 이용하고 있다.

공리적인 측면에서  $\alpha$ 가 0보다 크면 단조성공리를 만족시키고,  $\alpha$ 가 1보다 크다면 이전공리를 만족시키며,  $\alpha$ 가 2보다 크다면 이전민감성공리를 만족시킨다.

주23) 빈곤갭 비율을 달리 표현하면 소득갭 비율이라 할 수 있다. 저자들 및 세계은행에서는 소득갭 비율이라는 표현을 사용하고 있다.

주24)  $\alpha=2$ 인 경우 위와 같은 수식을 통해 계산되기 보다는 세계은행(World Bank)과 콰카와니(Kakwani)교수는 윗식의 중간항을 기준으로 계산하여 동 지수를 제공된 빈곤갭(squared poverty gap)으로 부르고 있다. 일반적으로 동 지수는 빈곤의 고통(혹은 혹독감=the severity of poverty)을 의미하는 것으로 해석된다.

이외에도  $\alpha$ 값에 관계없이 FGT지수는 가법분해공리를 만족시킨다.

### 3. 불평등지수에 대한 공리

불평등지수를 설명하기 전에 먼저 불평등지수가 가져야할 바람직한 성질은 무엇인지에 대해 논의할 필요가 있다. 이를 불평등지수의 공리<sup>주25)</sup>라 칭하기로 한다. 불평등지수가 어떠한 성질을 가져야 하는지를 전술함으로써 후에 불평등지수들 간의 비교가 용이하며, 본 연구에서 사용할 불평등지수에 대한 최소한의 기본적인 합의를 도출할 수 있을 것이다.

불평등지수의 공리는 기본적으로 이전의 원칙(principle of transfer), 소득의 비례적 가산 원칙(principle of proportionate addition to income), 소득의 동액가산 원칙(principle of equal addition to income), 소득인원의 비례적 가산 원칙(principle of proportionate addition to person), 익명성의 원칙(principle of anonymity) 등이 자주 언급되며, 후에 가법성의 원칙(principle of decomposibility)이 추가되었다(윤기중, 1997:68-82; Litchfield, 1999)

불평등지수의 공리를 차례로 살펴보면, 먼저 이전의 원칙(Pigou-Dalton transfer principle)<sup>주26)</sup>이란 두 사람의 소득자가 있다고 할 때, 고소득자의 소득 가운데 일부를 저소득자에게 이전시키면 불평등도는 작아져야 한다는 것이다. 예컨대  $y_j$ 로부터  $y_i$ 에게로  $\delta$ 를 이전함으로써(이 때  $y_j > y_i$ , 그리고  $y_j - \delta > y_i + \delta$ 임) 벡터  $y$ 가  $y'$ 로 변형될 때,  $I(y) \geq I(y')$ 라면 이전의 원칙을 만족하는 것이 된다. 불평등지수 중 일반화된 엔트로피지수(GE), 앳킨슨 지수, 지니계수를 포함한 대부분의 측정치가 이 원리를 만족하지만, 대수의 분산<sup>주27)</sup>은 이러한 원칙을 만족하지 않는다.

주25) 공리란 어떠한 논리적 체계를 구성하기 위해 가장 기본이 되는 몇 가지 명제들을 증명 없이 받아들여기로 하고 사용하는 것, 혹은 어떠한 구조를 정의하기 위해 그 구조의 성질을 나타내는 규칙을 정한 것이다. 어떠한 정의를 따르든 상관없지만, 불평등 공리 자체가 논란의 소지가 있다는 점에서 후자의 정의가 좀 더 가깝다고 할 있다.

주26) 이 원리는 처음 피구(A. C. Pigou)에 의해서 설명되었기 때문에 후에 피구-달톤조건이라 하기도 한다.



둘째, 소득의 비례적 가산원칙(principle of proportionate addition to income)은 불평등측정치가 균일한 비례적 변화에 대해 불변해야 한다는 것이다. 즉 만일 각 개인들의 소득이 동일한 비율로 변화한다면, 불평등 측정치가 변화해서는 안된다는 것이다. 이 원칙에 의하면, 스칼라  $\lambda > 0$ 이면,  $I(y) = I(\lambda y)$ 이 된다. 이러한 성질은 불평등 측정치가 규모(scale measurement)와는 무관해야 하고 또 평균소득과도 무관함을 뜻한다(주28). 대부분의 측정치들이 이 검증 또한 통과하지만, 변량은  $var(\lambda y) = \lambda^2 var(y)$ 이므로 예외적으로 이러한 원칙을 만족하지 않는다.

셋째, 소득의 동액가산원칙(principle of equal addition to income)이란 모든 소득에 대하여 동액을 가산하면 사회적 후생은 증가하고 불평등도는 감소해야 한다는 것이다. 즉 모든 소득  $x_1, x_2, \dots, x_n$ 에 대하여 다같이  $d$ 만큼 가산하여  $x_1 + d = y_1, x_2 + d = y_2, \dots, x_n + d = y_n$ 을 얻으면  $d > 0$ 일 때 소득의 분포가 보다 균등해지므로 사회적 후생은 증가하고 동시에 불평등도는 감소하게 된다는 것이다. 이러한 원칙은 대부분의 불평등 측정치에 일반적으로 적용되는 성질이다.

넷째, 소득인원의 비례적 가산원칙(principle of proportionate addition to person)이란 소득계층별 인원분포에 대하여 일정비율의 소득인원을 가산해도 불평등도는 변화하지 않아야 한다는 것이다. 그 이유는 각 계층별 인원에 대하여 일정 비율의 인원을 가산해도 상대도수는 변하지 않기 때문이다. 즉, 어떤 스칼라  $\lambda > 0$ 에 대해,  $I(y) = I(y[\lambda])$ (여기에서  $y(\lambda)$ 는 벡터  $y$ 를  $\lambda$ 배한 것임)이 된다는 것이다.

다섯째, 익명성 원칙(principle of anonymity)은 대칭성(symmetry)으로 일컬어지

주27) 특히 고소득자들 사이에서 소득의 이전이 일어날 때 대수의 분산은 이전의 원칙과 전혀 반대의 결과를 나타낼 수 있다.

주28) 이러한 의미에서 이 원칙을 규모독립 또는 규모무관성(scale irrelevance) 공리라고도 한다. 콜(Kolm, 1976; 이준구, 1992:282 재인용)은 이 원칙을 채택할 경우, 모든 사람의 소득이 예컨대 10%씩 동일한 비율로 오를 때 불평등도에는 아무런 변화가 없는 반면, 3만원씩 동일한 액수로 오를 경우는 불평등도가 줄어드는 결과가 나오게 된다는 점에서 이 원칙에 대해 이의를 제기했다.

기도 하며, 불평등 측정치가 개인의 소득(혹은 분포를 측정하는 복지지표) 이외의 어떠한 개인들의 특성과도 무관해야 한다는 것이다. 즉, 어떤  $y$ 를  $y'$ 로 치환할 때,  $I(y) = I(y')$ 여야 한다는 것이다. 이것은 두 소득자간에 순위만 서로 바뀌는 것이므로 불평등도에는 영향을 주지 않으며, 불평등도는 순위의 교환에 의한 분포 내에서 개인간의 순위에 의존하지 않고 다만 소득분포에만 의존한다는 것을 뜻한다.

마지막으로, 가법성 원칙(principle of decomposability)은 전반적인 불평등이 인구 하위집단과 같이 분포의 일부로 일관되게 구성되어 있는 것과 관련이 있다. 예컨대, 불평등이 인구의 각 하위집단에서 증가한다면, 전반적인 불평등 또한 증가하리라 기대할 수 있다. 일반화된 엔트로피지수와 같은 측정치들은 집단내 불평등과 집단간 불평등의 요소로 쉽게 분해될 수 있다. 즉,  $I_{total} = I_{within} + I_{between}$ 로 분해가 가능하다는 것이다. 이에 비해, 앳킨슨지수 같은 측정치들은 분해는 될 수 있지만, 집단내 불평등과 집단간 불평등의 두 요인들은 총 불평등으로 합산되지는 않는다. 지니계수는 분할(partitions)이 중복적이지 않을 때에만, 즉 인구 하위집단이 소득 벡터에서 중복되지 않아야만 분해가능하다는 점에서 가법성 원칙에 취약하다.

#### 4. 불평등지수

분배의 불평등을 측정하고자 할 때 그것을 객관적인 방법으로 계측하고자 하는가 혹은 논리적 가치판단을 통한 주관적 개입시키는데 따라 불평등지수를 분류할 수 있다. 전자를 실증적 혹은 객관적 척도라 하며, 후자를 규범적 척도라 한다(윤기중, 1997:49~51). 실증적 척도는 단순히 통계적 방법을 구사하여 소득의 상대적 격차정도를 표현하는 것, 즉 불평등의 정도만을 계측하는 객관적 방법이며, 범위, 평균편차, 대수표준편차, 분산 및 변이계수, 로렌츠곡선, 타일의 엔트로피지표, 지니계수 등 대부분의 불평등지수가 여기에 해당한다. 이에 비해, 규범적 척도는 사회적 후생이라는 규범적 개념에 의해서 불평등을 계측하는 척도이며, 논리적 측면에서 불평등도를 평가하는 방법이다. 이러한 규범적

척도에는 달톤의 척도, 앳킨슨의 사회후생지표 등이 있다.

가. 실증적 측정치(Sen, 1973)

### 1) 범위(Range)

가장 단순한 불평등 측정치는 분배의 극단치들(extreme values) 즉, 가장 낮은 소득수준과 가장 높은 소득수준을 비교하는 것이다. 범위는 이와 같이 두 극단치 소득과 평균소득간의 격차(gap)의 비율로서 정의된다.

$n$ 명의 사람들,  $i=1,2,\dots,n$ 에 대한 소득분배를 생각해 보자. 이 때  $y_i$ 는 개인  $i$ 의 소득이라 하자. 평균소득수준을  $\mu$ 라고 하면,  $n$ 명의 소득합계는 평균소득에  $n$ 을 곱한 것과 동일하다.

$$\sum_i^n y_i = n\mu$$

이 때, 개인  $i$ 에게 돌아가는 소득의 상대적 비중을  $x_i$ 라고 하면 다음이 성립한다.

$$y_i = n\mu x_i$$

이 때 범위  $E$ 는 다음과 같이 주어진다.

$$E = (\text{Max } y_i - \text{Min } y_i) / \mu$$

만일 모든 사람의 소득이 동일하게 분배된다면  $E=0$ 이 되며, 반대로 한 사람이 모든 소득을 가진다면,  $E=n$ 이 된다. 따라서  $E$ 는 일반적으로 0과  $n$  사이의 값을 가진다. 이러한 불평등 측정치로서의 범주가 갖는 치명적 약점은 직관적으로 알 수 있듯이 극단치들 사이에서의 분포를 무시한다는 것이다.

## 2) 상대적 평균차(Relative Mean Deviation)

범위에서와 같이 극단치만이 아니라 전체 분포를 보는 한 가지 방법은 평균 소득과 각각의 소득수준을 비교하여 모든 차이의 절대값을 합하고, 이를 통해 총소득의 상대적 평균차(relative mean deviation),  $M$ 을 보는 것이다. 이는 다음 식과 같이 표현될 수 있다.

$$M = \frac{\sum_{i=1}^n |\mu - y_i|}{n\mu}$$

이 때 완전한 평등일 경우  $M=0$ 이고, 한 사람에게만 모든 소득이 갈 경우  $M=2(n-1)/n$ 이 된다. 상대적 평균차가 가지는 주요한 문제점은 둘 다 평균 소득과 차이가 있는 더 가난한 사람으로부터 더 부유한 사람에게로의 이전에 전혀 민감하지 않다는 것이다. 예컨대, 1만원을 가장 가난한 사람으로부터 더 부유한 어떤 사람에게로 이전하면, 평균소득 이하를 가질 경우 더 가난한 사람의 평균차는 감소하지만, 정확하게 동일한 양으로 더 부유한 사람의 평균차가 증가함으로써  $M$ 은 불변인 채 유지된다는 것이다. 이는 앞에서 제시한 불평등 측정치의 공리 중 가장 기본적인 것이라 할 수 있는 피구-달턴의 이전공리를 충족시키지 못함을 의미한다.

## 3) 분산과 변이계수(Variance and Coefficient of Variation)

차이의 절대값을 단순히 더하는 것보다는 그것을 제곱해서 더한다면, 이는 평균으로부터 더 멀리 있을수록 그 차이를 강조하는 결과를 가질 것이다. 이는 상대적 평균차가 만족시키지 못했던 피구-달턴의 이전공리를 충족시키게 됨을 의미한다. 따라서 이러한 이전은 불평등 측정치를 감소시킬 것이다. 변량과 변이는 공통적으로 이러한 특성을 가진다.

분산은 평균에서 각 개인의 소득을 빼 금액을 제곱하여 더한 값을 인구수로 나누어준 값이다. 따라서 분산은 평균소득수준의 크기에 따라 값이 달라지는

결점을 가지게 된다.

$$V = \frac{\sum_{i=1}^n (\mu - y_i)^2}{n}$$

이러한 결점을 가지지 않으려면 상대 분산에 주목하는 측정치가 변이계수 (coefficient of variation)이며, 이는 평균소득수준에 의해 나누어진 분산의 제곱근으로 표현된다.

$$C = \frac{\sqrt{V}}{\mu}$$

변이계수는 모든 소득수준에서의 소득이전에 민감한 특성을 가지고 있으면서, 분산과 달리 평균소득수준에 대해 독립적이다. 또한,  $y$ 를 가진 어떤 사람으로부터 소득  $(y-d)$ 를 가진 어떤 사람에게로의 작은 이전의 영향이  $y$ 의 값과 무관하게 동일하다는 특성을 가진다. 그러나 이러한 중립성에 대해 이를 제기하는 사람도 있다. 또한, 평균만으로 각 소득수준의 차이를 측정하는 것이 최선인가, 혹은 소득의 모든 쌍 간의 비교가 이루어져야만 하는가에 대한 문제는 여전히 남는다.

#### 4) 대수표준편차(Standard Deviation of Logarithms)

만일 저소득층에서의 소득이전에 더 큰 중요성을 부여하고 싶다면, 합리적인 방법은 소득을 변형하기 위해 거기에 로그를 씌우는 것이다.

$$H = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\log \mu - \log y_i)^2}{n}}$$

로그변형이 소득수준을 변화시킨다는 사실은 그것이 편차를 감소시킴으로써 불평등을 반영하기에 취약하게 하는 경향이 있기는 하지만, 반면 저소득층에서

의 차이에 초점을 맞추는 특성을 가지게 됨을 의미한다. 또한,  $H$ 는 임의적인  
 제곱공식-로그변형을 한 후에라도에 의존하며, 이는  $V, C$ 와 마찬가지로 평균  
 으로부터의 차이만 취하는 한계를 지닌다.

5) 지니계수(Gini Coefficient)

불평등의 정도를 나타내는 매우 널리 사용되어온 측정치는 지니(1912)에 의  
 해 고안된 지니계수(Gini coefficient)이다. 이를 보는 하나의 방식은 로렌츠  
 (1905)가 고안한 로렌츠곡선의 측면에서이며, 이를 통해 가장 가난한 사람부터  
 가장 부유한 사람까지 정렬한 인구의 비율이 횡단축을 나타내고 인구의  $x\%$ 에  
 의해 향유되는 소득의 비율이 종단축을 나타낸다. 이 때, 인구의 0%가 0%의  
 소득을 향유하며, 100%는 모든 소득을 향유한다. 따라서 로렌츠 곡선은 단위  
 사각형의 한쪽 꼭지점에서 정반대쪽(diametric) 꼭지점까지 움직임이다. 만일 모든  
 사람이 동일한 소득을 가진다면 로렌츠 곡선은 단순히 사선(45도선)이 되지만,  
 완전한 평등이 아닌 상태에서는 하위 소득집단들은 비율적으로 더 낮은 비율의  
 소득을 향유할 것이다. 따라서 로렌츠 곡선은 일반적으로 사선 아래쪽에 있을  
 것이며(사선이 되는 완전한 평등의 상태를 제외하고는), 그 기울기는 인구의 점  
 점 더 부유한 부분으로 움직일수록 점증할 것이다(어떠한 경우에도 떨어지지  
 않을 것이다).

이와 같이, 지니계수는 절대적 평등선(사선)과 로렌츠곡선 간의 차이의 비율  
 (ratio)-사선 아래쪽의 삼각형 지역이다. 지니계수를 정의하는 방식은 다양하며,  
 약간의 조작을 하면 모든 쌍의 소득들 간의 차이의 절대값의 산술평균으로 정  
 의되는 상대평균차의 정확히 절반(1/2)이다.

$$\begin{aligned}
 G &= (1/2n^2\mu) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j| \\
 &= 1 - (1/n^2\mu) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \text{Min}(y_i, y_j) \\
 &= 1 + (1/n) - (2/n^2\mu)[y_1 + 2y_2 + \dots + ny_n] \text{ for } y_1 \geq y_2 \geq \dots \geq y_n.
 \end{aligned}$$

모든 쌍의 소득들의 차이를 취함에 있어, 지니계수는 V, C, 혹은 H와 같이 평균에서의 차이에 완전히 집중하는 것을 피한다. C, V, 혹은 H의 임의적인 제곱절차를 피함으로써 모든 수준에서 부자로부터 빈자로의 이전에 민감한 성질을 희생시키지 않고서도 더 직접적인 접근법을 취한다. 따라서 지니계수의 장점 중 하나는 모든 쌍의 소득들 간의 차이에 주목하면서, 매우 직접적으로 소득차이를 측정한다는 사실에 있다.

#### 6) 엔트로피지수(Entropy Index)

타일(Theil, 1967)에 의해 제기된 불평등 측정치는 정보이론에서 엔트로피라는 개념으로부터 도출되었다. 정보이론에서는 기대정보량(H), 즉 어떤 사건이 일어났는지 아닌지를 알기 이전에 기대되는 정보의 양을 엔트로피라고 부르는데, 타일은 이를 불평등 측정치로 응용하여 다음과 같은 공식을 도출하였다.

$$T = \log n - H(x) = \sum x_i \cdot \log n \cdot x_i$$

여기에서, n은 개인(혹은 가구) 수를 의미하며,  $x_i$ 는 i번째 사람의 소득몫, 즉 전체 소득 중에서 i번째 사람의 소득이 차지하는 비중이다. 타일의 엔트로피지수를 좀 더 보편적인 공식으로 바꾼 것이 일반화된 엔트로피지수이며, 공식은 다음과 같다.

$$GE(\alpha) = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \left[ \frac{1}{n} \sum_i \left( \frac{y_i}{\mu} \right)^\alpha - 1 \right]$$

여기서 y는 개인(혹은 가구) i의 소득을 의미하며,  $\mu$ 는 평균소득을 의미한다. 또한,  $\alpha$ 값은 각 소득계층에 대한 가중치이다. 일반적으로 엔트로피지수 함수에서 가장 많이 사용되는  $\alpha$ 값은 0, 1, 2이다. 여기서  $\alpha=0$  이면, 소득(혹은 소비지출)이 낮은 계층의 소득(혹은 소비지출) 변화에 보다 더 큰 비중이 주어진다는

것이고,  $\alpha=1$  이면, 모든 소득(혹은 소비지출)분포에 고르게 비중이 주어진다는 것이다.  $\alpha=2$  이면, 소득(혹은 소비지출)이 높은 계층의 소득(혹은 소비지출) 변화에 보다 더 큰 비중이 주어진다는 의미를 지닌다. 엔트로피지수는 앞서 제시한 다섯 가지 공리를 모두 만족하며, 특히 가법적 분해가 가능하여 하위집단별 분해에서 많이 활용된다.

#### 나. 규범적 측정치

##### 1) 앳킨슨지수(Atkinson Index)

앳킨슨(Atkinson, 1970)은 로렌츠 곡선에 기초하여 사회후생을 비교할 수 있는 규범적인 기준을 최초로 제안하였으며(박찬용 외, 1999), 이를 앳킨슨지수라 한다. 그는 우리가 채택하기를 원하는 사회후생함수를 먼저 찾아놓고 이를 반영하는 불평등도의 지수를 구하는 것이 올바른 접근법일 것이라는 견해를 제시하였다(이준구, 1992).

이러한 견해에 따라 기존 불평등지수의 대안으로서 제시한 것이 앳킨슨지수이다. 앳킨슨지수는 ‘균등분배대등소득’(equally distributed equivalent level of income,  $y_{EDE}$ )의 개념에 의존하고 있다. 이는 어떤 총소득의 수준이 있어 만약 이 수준의 소득을 모든 사람에게 균등하게 나누어주기만 한다면 현재의 분배상태 하에서 누리고 있는 사회후생과 동일한 수준의 사회후생을 가져다줄 수 있다고 할 때, 이 총소득의 평균을 지칭하는 것이다. 그러므로 균등분배대등소득은 현재의 분배상태에 불평등성이 존재하고 이로 인해 사회후생이 저하되고 있는 한 현실의 평등분배보다 작을 수밖에 없으며, 불평등의 정도가 심하면 실패할수록 양자간의 격차는 더욱 커질 것이다. 이러한 아이디어에 입각하여 세워진 앳킨슨지수는 다음과 같은 구체적 형태를 갖는다(이준구, 1992)

$$A=1-(y_e/\mu)$$

앳킨슨지수에서 소득이 평등하게 분배되어 있다면  $y_e$ 는  $\mu$ 와 동일하고, 앳



킨슨 측정치 값은 0이 될 것이다. 어떠한 분포에서든, A값은 0과 1 사이에 있다. 앳킨슨지수는 위험이론에서 위험을 회피하는 경우, 위험이 포함된 선택과 위험이 포함되지 않은 선택 사이에서 위험을 선택함으로써 지불하여야 하는 최대 가치를 나타내기도 한다. 이를 변형하면 다음과 같이 표현할 수도 있다.

$$A_\varepsilon = 1 - \left[ \frac{1}{N} \sum \left( \frac{y_i}{\mu} \right)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad \varepsilon \neq 1, \varepsilon \geq 0$$

$$= 1 - \exp \left[ \frac{1}{N} \sum \ln \frac{y_i}{\mu} \right] \quad \varepsilon = 1$$

여기에서, 파라미터  $\varepsilon$ 는 불평등을 혐오하는 정도를 나타낸다. 즉,  $\varepsilon$ 이 커질수록 사회구성원은 불평등을 싫어하며,  $\varepsilon = 0$  이면 불평등에 관심이 전혀 없다는 것이다.  $\varepsilon = 0$  인 경우에는  $A_\varepsilon = 0$ 이 되고, 사회후생은 분배에는 무관하고 소득 증대 (효율성)에만 좌우하게 된다. 따라서 X, Y 두 분배 상태가 동일한 로렌츠 곡선을 나타낸다 할지라도 위험을 회피하는 정도에 따라  $A_\varepsilon$  값은 달라질 것이다. 예를 들어 부유층의 소득  $y_j$ 가 빈곤층의 소득  $y_i$ 보다 4배 더 많고, 불평등 수준을 개선하기 위해서 조세와 이전지출 정책을 동시에 실시한다면 빈곤층이 만원을 받기 위해 부유층이 지출해야 하는 조세는 4ε만원이 될 것이다. 이 경우에 불평등도에 대한 반응 정도에 따라 부유층의 조세 규모는 변하게 되는 것이다.

코웰(Cowell, 1995)은 이러한 불평등지수들 중 앞에서 설명한 불평등에 관한 공리들을 모두 만족하는 측정치  $I(y)$ 는 일반화된 엔트로피(GE)균임을 보여주었다. 이에 비해, 지니계수는 대부분의 공리를 만족하지만 소득의 하위 벡터들이 중복될 경우 가법성 공리는 만족하지 않는다. 지니를 분해하는 방법이 있지만 총불평등과 요인 항목들의 불평등의 합계가 직관적 혹은 수학적으로 항상 일치하지는 않는다(주29). 가장 기본적인 공리라 할 수 있는 이전의 원칙과 소득(인원)의 비례적 가산원칙에 대한 각 불평등 측정치의 만족 여부는 아래 <표

주29) 예컨대 페이(Fei et al, 1978)를 보라. 그리고 이차키와 러만(Yitzhaki & Lerman, 1991)은 더 직관적인 잔차항을 가진 분해를 시도하였다.

2-2>에 제시되어 있다.

<표 2-2> 불평등 지수의 성격

불평등 지수	정의	이전 공리	평균독립 공리	가법성 공리	범위
범위	$E = (Max_i y_i - Min_i y_i) / \mu$	불만족	만족	불만족	(0-n)
상대적 평균차	$M = \sum_{i=1}^n  \mu - y_i  / n\mu$	불만족	만족	만족	(0-2(n+1)/n)
분산	$V = \sum_{i=1}^n (\mu - y_i)^2 / n$	만족	불만족	만족	(0-∞)
변이계수	$C = V^{1/2} / \mu$	만족	만족	만족	(0- $\sqrt{n-1}$ )
대수표준 편차	$H = [ \sum_{i=1}^n (\log \mu - \log y_i)^2 / n ]^{1/2}$	불만족	만족	만족	(0-∞)
지니계수	$Gini = 1 - \sum_{i=1}^n (y_i + y_{i+1})(n_{i+1} - n_i)$	만족	만족	취약	(0-1)
엔트로피 지수	$GE(\alpha) = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \left[ \frac{1}{n} \sum_i \left( \frac{y_i}{\mu} \right)^\alpha - 1 \right]$	만족	만족	만족	(0-log n)
엡킨슨 지수	$A_\epsilon = 1 - \left[ \frac{1}{N} \sum \left( \frac{y_i}{\mu} \right)^{1-\epsilon} \right]$	<sup>1</sup> 만족	만족 <sup>1</sup> , 불만족 <sup>2</sup>	불만족 <sup>2</sup>	(0-1)

### 제3절 빈곤 및 불평등지수의 분해 방법

#### 1. 센(Sen) 지수 분해

##### 가. 기존연구

국내에서의 센분해에 관한 연구는 많지 않으나, 박찬용(1999)과 김진욱(2004)의 연구가 대표적이라 할 수 있다. 박찬용(1999)은 통계청에서 조사한 도시가계 조사 1996~1999년 3/4분기의 원자료를 활용하여 소득, 가계지출, 소비지출에 대하여 센지수를 산출하였으며, 근로자 가구와 비근로자 가구로 구분하여 센지수의 변화 추이를 살펴보고 집단간 비교분석을 하였다. 그런데, 이 연구에서는 단순히 센지수를 집단간 비교하고 있으며, 집단간 구분이 가법분할공리<sup>주30)</sup>를 만족시키지 못하기 때문에 그 의미가 크지 않다.

이에 비해, 김진욱(2004)은 존슨(Johnson, 1996)이 제시한 센분해에 관한 연구를 토대로, 통계청에서 실시한 1996년 및 2000년 가구소비실태조사 원자료를 활용하여 분해를 시도하였다. 1996년과 2000년의 2개 시점의 변화를 분석하였는데, 먼저 근로자가구와 비근로자가구로 구분하고, 그 안에서 각각 부부, 부부+1, 부부+2, 부부+3, 부부+4 이상, 독신, 한부모+1, 한부모+2, 한부모+3 이상으로 구분하여 빈곤율효과, 빈곤층의 평균소득효과, 빈곤층 사이의 소득분배효과의 3가지로 센지수를 분해하여 분석을 실시하였다. 분석결과 우리나라의 경우 1996년에 비해 2000년에 빈곤율이 악화되고, 빈곤층 사이의 소득분배효과가 크게 악화된 것으로 추정되었으나, 빈곤층의 평균소득효과는 일부 계층을 제외하고는 (-) 부호로 나타나 빈곤층의 평균 소득이 1996년과 비교하여 2000년에는 상승한 것으로 나타났다.

외국의 대표적인 연구로서 존슨(Johnson, 1996)은 호주의 빈곤 및 불평등에

주30) 가법분할 공리란 계층별 특성에 따라 전체 인구(n)를 k개의 그룹으로 나누어준 경우에 전체 인구에 대한 소득분배 상태가  $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)$  라고 하면, 모든 세부그룹에 속한

사람의 합은 전체인구가 된다(즉,  $\sum_{j=1}^k n_j = n$ ).

관한 연구를 진행하면서 센지수를 분해하였다. 자료는 ABS(1992)자료를 활용하였다. 1989년과 1990년의 2개 시점의 변화를 분석하였는데, 먼저 근로자가구와 비근로자가구로 구분하고, 그 안에서 각각 부부, 부부+1, 부부+2, 부부+3, 부부+4 이상, 독신, 한부모+1, 한부모+2, 한부모+3 이상으로 구분하여 빈곤율효과, 빈곤층의 평균소득효과, 빈곤층 사이의 소득분배효과의 3가지로 센지수를 분해하여 분석을 실시하였다. 분석결과 빈곤율효과는 대부분의 비근로자가구에서 악화된 것으로 나타났고, 근로자가구에서는 한부모가구를 제외한 가구들에서 개선된 것으로 나타나는 등 가구형태에 따라 그 효과가 다른 것으로 나타나고 있다.

앞에서 살펴본 바처럼 선행연구들은 집단간 분해를 시도한 연구와 센지수의 구성요소인 빈곤율, 빈곤 겹, 지니로 분해한 연구로 나누어진다. 하지만 빈곤율, 빈곤겹, FGT지수 등이 가법분할공리를 만족하는 시키는데 비해, 센지수의 경우 가법분할공리를 만족시키지 못한다(김진욱, 1998). 그러므로 센지수의 경우 집단간 분해, 소득원천별 분해 등은 분해할지라도 그 의미가 반감된다. 따라서 본 연구에서는 존슨(Johnson, 1996)과 김진욱(2004)의 분해 모형을 이용하여 센지수를 빈곤율효과, 빈곤층의 평균소득효과, 빈곤층 사이의 소득분배효과로 분해하고자 한다.

#### 나. 센분해 모형

존슨(Johnson, 1996)과 김진욱(2004)은 센지수를 빈곤율, 빈곤겹, 빈곤층의 지니계수로 분해하기 위하여 다음과 같은 순차적인 접근을 하고 있다. 먼저 빈곤율 효과를 계산한다. 빈곤율 효과는 두기간 사이의 빈곤율의 차이( $\% \Delta P_H$ )로서 비빈곤 가구가 빈곤가구로 전환되거나, 반대로 빈곤했던 가구가 빈곤하지 않게 되는 효과이다. 그러므로 빈곤율 효과는 빈곤의 절대적인 양의 증가 또는 감소를 나타내게 된다.

둘째, 빈곤층의 평균소득효과를 추정한다. 빈곤층의 평균소득효과란 두 기간 사이의 빈곤겹의 차이에서 두기간 사이의 빈곤율 차이를 감해준 값( $\% \Delta P_{H, \text{avg}}$ )을 의미한다.

$\% \Delta P_G - \% \Delta P_H$ )을 의미한다. 이는 빈곤상태에 있던 가구의 소득이 증가할지라도 두 기간 사이의 빈곤선 증가보다 적은 증가였다면 빈곤의 정도는 악화된 것을 의미하며, 반대로 소득 증가가 빈곤선 증가보다 클 경우 빈곤의 정도는 개선된 것으로 파악한다는 의미를 내포하고 있다. 이러한 효과를 산출하기 위해서는 빈곤층으로 새로 진입하는 효과를 제거할 필요가 있으며, 빈곤갭의 변화에서 빈곤을 변화에 의해 영향을 받는 부분을 제거하게 된다.

셋째, 빈곤층 사이의 소득분배효과를 추정한다. 빈곤층 사이의 소득분배효과는 두 기간 사이의 센지수 차이에서 두 기간 사이의 빈곤갭의 차이를 감해준 값( $\% \Delta P_S - \% \Delta P_G$ )을 의미한다. 이는 빈곤층 내에서 평균소득이 같더라도 그 소득분포가 달라진다면 빈곤의 정도는 달라지므로 이러한 효과를 추정하고자 함이다. 예를 들어 2명이 빈곤한데, 그 중 한명은 소득이 증가하고 다른 한명은 감소했다면 이전 시점에 비해 빈곤갭은 동일하지만, 이전 시점과 이후 시점의 빈곤의 정도는 달라진다. 따라서 전체 센지수 변화에서 빈곤갭 변화를 제외하여 산출한다.

이러한 3가지 요인을 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\% \Delta P_S \doteq (\% \Delta P_S - \% \Delta P_G) + (\% \Delta P_G - \% \Delta P_H) + (\% \Delta P_H)$$

$$\% \Delta P_S = \frac{100(P_{S2} - P_{S1})}{0.5(P_{S2} + P_{S1})} \text{ 주31),}$$

$$\% \Delta P_G = \frac{100(P_{G2} - P_{G1})}{0.5(P_{G2} + P_{G1})},$$

$$\% \Delta P_H = \frac{100(P_{H2} - P_{H1})}{0.5(P_{H2} + P_{H1})}$$

여기에서  $\% \Delta P_S$ 는 두 기간 센지수의 평균값에 대한 센지수의 변화분이고,

주31) 존슨(Johnson, 1996) 및 김진욱(2004)에서는 시작시점과 비교시점의 산술평균을 활용하여 % 변화를 도출하고 있다. 산술평균을 적용하는 이유는 기준시점에 따라 결과가 달라지기 때문이다. 즉, 시작시점을 기준으로 할 경우와 비교시점을 기준으로 하는 경우 그 변화율이 달라진다. 본 연구에서도 선행연구와 동일한 방법으로 산술평균을 적용하고자 한다.

$\% \Delta P_H$  는 두 기간 빈곤율의 평균값에 대한 빈곤율의 변화분이며,  $\% \Delta P_G$  는 두 기간 빈곤갭 비율의 평균값에 대한 빈곤갭 비율의 변화분이다. 그리고  $P_{S1}$  은 첫 시점의 센지수,  $P_{S2}$  은 두 번째 시점의 센지수이며,  $P_G$  은 첫 시점의 빈곤갭지수,  $P_{G2}$  는 두 번째 시점의 빈곤갭 지수,  $P_H$  은 첫 시점의 빈곤율,  $P_{H2}$  는 두 번째 시점의 빈곤율을 나타낸 것이다.

이와 같이 센지수를 빈곤율효과, 빈곤층의 평균소득효과, 빈곤층 사이의 소득 분배효과로 분해하면 몇 가지 주요한 정책적인 시사점을 얻을 수 있다. 예컨대, 두 사회의 센지수가 동일할지라도 세 가지 효과는 다를 수 있다. 이는 센지수가 동일해도 빈곤의 두 사회간의 빈곤 양상과 원인이 다르다는 것을 의미한다. 그러므로 대응정책도 달라져야 한다. 첫째, 빈곤율 효과에서 빈곤이 악화된 것으로 나타났다면, 이는 일자리의 상실이나 소득의 감소 등으로 빈곤하지 않았던 가구가 빈곤한 가구로 바뀐 것을 설명한다. 둘째, 빈곤층의 평균소득효과에서 빈곤의 정도가 악화된 것으로 나타난다면, 빈곤한 가구들의 소득증가가 빈곤선 증가보다 적은 것으로 빈곤층의 소득증가 또는 정부지원이 빈곤선 증가보다 적은 경우이다. 셋째, 소득분배효과가 악화된 것으로 나타나는 것은 빈곤층 내부의 부익부 빈익빈 현상이 나타나고 있음을 의미한다.

하지만 센지수는 가법적 분할공리를 만족시키지 못하기 때문에 공식의 오차가 존재한다. 오차의 수준은 김진욱(2004), 존슨(Johnson, 1996)에 의하면 매우 적은 수준으로 나타나고 있다. 본 연구에서도 오차는 나타나지만 0.1%이하로 나타나기 때문에 본고에서는 감안하지 않기로 한다.

## 2. 성장 몫 분해

### 가. 기존연구

대표적인 분배 및 빈곤지수인 지니계수와 센 지수와 관련하여 다양한 해석들이 제시되고 있다. 파이아트(Pyatt, 1976)에 의하면 지니계수를 통계적 게임(statistical game)과 연관시켜 해석하여 “지니계수는 한사회의 우울감의 총합을

의미한다”고 주장하고, 이차키(Yitzhaki, 1979)는 “한 사회의 평균소득에 지니계수를 곱한 것은 한 사회의 상대적 박탈감(relative deprivation)의 총량을 의미한다”고 주장한다. 블랙코비-도날드슨(Blackorby & Donaldson, 1980)에 의하면 “센지수는 우리가 쉽게 구할 수 있는 정보인 빈곤한 사람들의 비율(H), 빈곤한 사람들의 평균적인 소득격차(I), 빈곤한 사람들 간의 불평등도(G) 모두를 적절한 방법으로 포괄하고 있는 장점을 지니고 있다고 한다”.

하지만 이러한 계수 및 지수들은 총괄적이고 개괄적인 지표이므로 분배 및 빈곤의 실상을 파악하는데 일정한 한계가 있다. 즉, 지니계수로는 계층간 심화되는 갈등감이나, 위화감, 박탈감, 배제감 등을 설명하기에는 피아아트, 이차키 등의 주장에도 불구하고 일정한 한계가 있는 것이 사실이다. 예컨대, 저소득층의 소득이 불변인 상태에서 고소득층 간의 소득격차가 축소될 경우 지니계수는 줄어들지만, 이 경우 저소득층의 박탈감이나 배제감이 줄었다고 볼 수 없다. 또한 센지수의 경우 다카야마(Takayama, 1979)가 지적한 바와 같이 “빈곤층 이상의 소득을 지닌 사람들을 고려하지 않기 때문에 센 자신의 주장에도 불구하고 상대적 박탈감(relative deprivation)을 충분히 반영하지 못한다”.

불평등 및 빈곤 지수의 이러한 성격을 이준구 교수(1992)는 ‘체온계’에 비유하고 있다. “체온계는 ‘열’만을 잴 뿐 병의 원인을 파악할 수 없다”는 것이다. 불평등 및 빈곤 지수가 병의 원인을 파악할 수 없다는 것은 본 연구의 관심분야 중의 하나인 경제성장의 몫이 어느 계층에 분배되었는지도 알 수 없다는 것을 의미한다.

이러한 점에서 케리필드의 성장 몫 분해는 비교정태 분석(comparative static analysis)이용하여 성장에 따른 계층간 또는 부분간 분배 몫이 어느 계층 또는 부분에 분배되었는지를 파악할 수 있게 해 준다는 점에서 의미가 있다. 동 성장 몫 분해 방법은 1975년 필드(Gary S. Fields)에 의하여 개발되었고, 우리나라에서는 김적교 교수가 1987년 동 모형을 이용한 연구를 시도한 바 있다.

필드(Fields, 1977)는 1960년대 브라질 경제성장의 분배적 성격에 대한 연구를 통해, 첫째, 브라질 고도경제성장의 결과가 부자는 더욱 부자가 되고, 가난한 자는 더욱 가난하게 만들었는가와, 둘째, 빈곤층의 소득증가가 비빈곤층의 소득

증가에 비해 더 느리게 증가해 나갔는가에 대해 검증하고자 성장 몫 분해 방법을 개발하였다. 그 결과, 빈곤층과 비빈곤층의 60년대와 70년대의 평균소득증가율은 빈곤층이 63%, 비빈곤층이 28%로 나타나 빈곤층이 비빈곤층에 비해 2배 정도 높게 증가한 것으로 추정되었다. 성장의 몫을 누가 가져갔는가에 대한 분석결과, 1960~70기간 동안 전체성장의 82%( $\beta$ )를 비빈곤층이 가져갔으며, 빈곤층은 16%( $\alpha+\delta$ )만 가져가고, 2%( $\gamma$ )는 어느 계층이 가지고 갔는지 알 수 없는 몫이라고 밝히고 있다.

김적교(1987)는 도시가계연보 자료에 서상목박사가 추정한 최저생계비를 적용하여 도시 가구들을 빈곤층과 비빈곤층을 구분한 후 필드(Fields, 1977) 성장 몫 분해 방식을 적용하여 양 계층 간의 분배 몫을 추정하였다. 그 결과, 1965~84년 소득증가의 39%는 비빈곤층에 15%는 빈곤층에 돌아간 것으로 나타났고, 어느 계층의 몫인지 알 수 없는 몫이 46%로 나타났다. 이들 기간을 좀 더 세분해 보면 1965~76년은 비빈곤층이 41%, 빈곤층이 27%, 1976~84년은 비빈곤층이 68%, 빈곤층이 18%를 가져간 것으로 나타나 70년대 이후 계층간 소득증가 몫의 분배가 비빈곤층에 집중되고 있음을 밝히고 있다.

〈표 2-3〉 한국·브라질·미국의 빈곤층과 비빈곤층 간의 경제성장의 분배몫 (단위:%)

구분	한국			브라질	미국
	1965~84	1965~76	1976~84	1960~70	1959~69
$\alpha$	14	21	17	6	19
$\beta$	39	41	68	82	72
$\gamma$	41	32	14	2	8
$\delta$	1	6	1	10	1
( $\alpha+\delta$ )	(15)	(27)	(18)	(16)	(20)
합 계	100	100	100	100	100

자료: 김적교, 『빈곤층과 비빈곤층간의 소득분배』, 『경제연구』 제8권 제2호, 1987.

이후, 필드(Fields, 1977) 성장 몫 분해방법은 우리나라 연구에 거의 적용된 바 없다. 동 모형이 더 이상 적용되지 않고 있는 이유가 여러 가지 있겠지만,



다음과 같은 동 모형의 한계점에 기인한다고 판단된다. 첫째, 분배 몫 중 어느 계층이 가지고 있는지를 알 수 없는 부분(y)이 발생한다는 점이다. 앞의 <표 2-3>에 나타나 있듯이 미국과 브라질 같이 구분할 수 없는 몫이 상대적으로 적을 경우 별 문제가 되지 않지만 우리나라처럼 동 몫이 상대적으로 클 경우 모형의 설득력이 줄어들게 된다. 둘째, 동 모형은 비교시점 간에 빈곤율이 줄어드는 경우 설득력이 있으나, 빈곤율이 늘어나는 경우 동 모형대로 해석할 수 없는 문제가 발생한다. 그러나 본 연구의 분석기간인 1990년대 초반에서 2000년대 초반은 우리나라뿐만 아니라 OECD 주요국에서도 (상대)빈곤율이 증가하는 경우가 발생하고 있다.

따라서 본 연구에서는 동 모형을 개선하여 빈곤율이 줄어드는 경우에도 적용이 가능하고, 구분할 수 없는 몫을 없앤 모형을 개발하여 적용하고자 한다. 새로 개발된 모형은 성장 몫에 대한 분해라는 차원에서는 필드(Fields, 1977) 모형과 동일하나, 접근방식은 다소간 차이점이 있다(자세한 논의는 뒤의 모형 참조).

본 연구에서는 동 모형의 분해방법을 통해 우리나라의 빈곤층과 비빈곤층 간의 소득분배 실상을 살펴보고, OECD 주요국과 비교해 보고자 한다. 이를 통하여 최근 빈곤과 불평등, 상대적 박탈감의 심화, 양극화 등과 관련하여 일정 정도의 시사점을 도출할 수 있을 것으로 기대된다.

나. 성장 몫 분해 모형

1) 필드(G. S. Fields)의 성장 몫 분해 모형

한 사회의 총소득(Y)은 아래 식과 같이 빈곤층 가구소득( $Y_p$ )과 비빈곤층 가구소득( $Y_n$ )의 합계로 표시할 수 있다.

$$Y = Y_p + Y_n \dots\dots\dots(2-1)$$

이 때, 빈곤층 가구의 소득은 빈곤층 가구수에 빈곤층 가구의 평균소득을 곱한 것과 같고, 비빈곤층 가구의 소득은 비빈곤층 가구수에 비빈곤층 가구의 평

균소득을 곱한 것과 같다. 여기에서 가구수 대신 가구비율을 사용하면, 위의 식 (2-1)은 전체계층의 평균소득을 나타내며, 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$Y = y_p f_p + y_n f_n \dots\dots\dots(2-2)$$

여기에서 Y는 전체계층의 평균소득이며,  $y_p$ 는 빈곤층 가구의 평균소득,  $f_p$ 은 빈곤층 가구비율,  $y_n$ 은 비빈곤층 가구의 평균소득,  $f_n$ 은 비빈곤층 가구비율을 나타낸다. 두 시점간의 경제성장의 과실이 빈곤층과 비빈곤층 간에 어떻게 배분되는가를 알기 위해서 식(2-2)를 1차 차분방정식으로 풀 필드(Fields, 1977)의 분해 모형은 다음과 같다. 여기에서 1과 2는 비교시점을 나타낸다.

$$\begin{aligned} \Delta \bar{Y} = \bar{Y}_2 - \bar{Y}_1 &= (f_n^2 - f_n^1)(y_n^1 - y_p^1) + (y_n^2 - y_n^1)f_n^1 && (a) \quad (b) \\ &+ (y_n^2 - y_n^1)(f_n^2 - f_n^1) + (y_p^2 - y_p^1)f_p^2 && \dots\dots\dots(2-3) \\ &(c) \quad (d) \end{aligned}$$

필드(Fields, 1977)에 의하면, 위 식에서 “a는 비빈곤층의 비율 변화에 1기에서의 빈곤층과 비빈곤층의 소득차이를 곱한 것으로서, 이는 빈곤층에 있던 가구가 비빈곤층으로 올라갔을 때 이들 비빈곤층의 소득이 그 전보다 얼마나 향상되었는지를 나타내므로 a는 빈곤층에게 돌아가는 몫이 된다”는 것이다<sup>주32)</sup>. 그리고 “b는 두 시점간의 비빈곤층 소득증가에 1기 비빈곤층의 비율을 곱한 것이므로 비빈곤층에 돌아간 분배 몫”이라고 해석하였다. 한편 “c는 비빈곤층의 소득 증가와 비빈곤층의 비율 증가<sup>주33)</sup>의 곱이므로 이는 계층의 몫인지 알 수 없다”라고 규정하였다. 마지막 요소인 “d는 b와는 반대로 빈곤층에 돌아간

주32) 비빈곤층의 확대는 1기의 빈곤층이 2기에 비빈곤층이 된 것이므로 1기의 빈곤층에게 돌아가는 몫이 된다.  
 주33) 비빈곤층의 증가는 1기의 빈곤층이 2기에 비빈곤층이 된 것이다. 그러므로 1기를 기준으로 할 경우 빈곤층에 속하는 비율이다. 여기에 비빈곤층의 소득증가를 곱하므로 구분할 수 없는 몫이라고 해석하고 있다.

분배 몫을 의미한다”고 하였다. 결국,  $\alpha$ 와  $\delta$ 는 전체소득증가분 중 빈곤층에 돌아가는 몫이며,  $\beta$ 는 비빈곤층에 돌아가는 몫을 의미한다.

## 2) 본 연구의 성장 몫 분해 모형

필드(Fields, 1977) 모형은 1차 차분방정식을 이용하여 계층간 분배 몫을 확대 효과(enlargement of the higher income sector,  $\alpha$ ), 비빈곤층의 부유효과(enrichment of the high income sector,  $\beta$ ), 상호작용효과(interaction between enlargement and enrichment of the higher income sector,  $\gamma$ ), 빈곤층의 부유효과(enrichment of the low income sector,  $\delta$ )로 구분한 후  $\beta$ 를 비빈곤층의 몫으로,  $(\alpha+\delta)$ 를 빈곤층의 몫으로, 그리고 상호작용효과를 분해할 수 없는 몫으로 설명하고 있다(Fields, 1977). 여기서 상호작용효과는 논외로 하고  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\delta$ 에 대하여 앞의 식 (2-3)을 중심으로 살펴보자.

$\alpha$ 의 경우 빈곤율이 증가할 경우에도 빈곤층의 몫으로 분류할 수 있는가. 빈곤율이 감소하는 경우는 1기에 빈곤층에 있던 가구들이 2기에는 비빈곤층으로 계층상승된 경우이므로 필드(Fields, 1977)의 설명대로 빈곤층 몫으로 분류할 수 있다. 그러나 빈곤율이 증가하는 경우는 1기에 빈곤하지 않았던 가구들이 2기에 빈곤층으로 전락한 경우이므로 비교정태 분석에서는  $\alpha$ 를 비빈곤층의 소득이 하락한 것으로 해석되어야 한다. 왜냐하면 식(2-3)의  $\alpha$ 를 구성하는 요소 중 빈곤율의 증가는 음(-)으로 나타나고, 비빈곤층의 평균소득은 빈곤층의 평균소득보다 크므로 양(+)이므로 결국  $\alpha$ 가 음이 되기 때문이다. 만약  $\alpha$ 를 필드(G. S. Fields, 1977)설명대로 빈곤층 몫으로 분류된다면 양 기간 간에 빈곤층의 소득이 증가한 경우에도 빈곤층의 몫은 음(-)의 값을 가질 수 있다. 이는 비교정태 분석에서는 논리적 모순이다.

$\beta$ 의 경우 비빈곤층의 1기와 2기간의 소득차이에 1기의 비빈곤율을 곱하고 있다. 이는 빈곤율이 감소하는 경우는 비빈곤층의 몫으로 분류하여도 문제없다. 하지만, 빈곤율이 증가하는 경우는 비빈곤층 몫을 실제보다 과대 추정하는 결과를 초래한다. 왜냐하면, 1기에서의 비빈곤율을 곱하므로 1기에서 2기로 넘어

오는 과정에서 빈곤층으로 전락한 가구들까지 비빈곤층 몫으로 계산되기 때문이다. 이 또한 비교정태 분석의 논리로는 이해되기 어려운 측면이다.

δ의 경우 빈곤층의 1기와 2기 간의 소득차이에 2기의 빈곤율을 곱하고 있다. 이는 다른 것과 마찬가지로 빈곤율이 감소하는 경우는 빈곤층으로 몫으로 분류하여도 문제없다. 하지만, 빈곤율이 증가하는 경우는 빈곤층 몫을 실제보다 확대시키는 결과를 초래한다<sup>34</sup>). 왜냐하면 순수한 빈곤층의 부유효과는 1기나 2기 모두 빈곤층에 속한 가구들의 소득증가를 의미하나, 1기에서 빈곤하지 않았던 가구들까지 포함되기 때문이다. 결국 필드(Fields, 1977)의 모형은 빈곤율이 증가하는 경우 적용할 수 없다.

따라서 본 연구에서는 경제성장에 따른 빈곤층과 비빈곤층 간의 분배 몫을 다음과 같이 분해하고자 한다. 한 사회의 총소득(Y)은 아래 식과 같이 빈곤층 가구 소득( $Y_p$ )과 비빈곤층 가구소득( $Y_n$ )의 합계로 표시할 수 있다.

$$Y = Y_p + Y_n \dots\dots\dots(2-4)$$

이 때, 빈곤층 가구의 소득은 빈곤층 가구수에 빈곤층 가구의 평균소득을 곱한 것과 같고, 비빈곤층 가구의 소득은 비빈곤층 가구수에 비빈곤층 가구의 평균소득을 곱한 것과 같다. 여기에서 가구수 대신 가구비율을 사용하면, 위의 식(2-4)는 전체계층의 평균소득을 나타내며, 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$Y = y_p f_p + y_n f_n \dots\dots\dots(2-5)$$

여기에서 Y는 전체계층의 평균소득이며,  $y_p$ 는 빈곤층 가구의 평균소득,  $f_p$ 은 빈곤층 가구비율,  $y_n$ 은 비빈곤층 가구의 평균소득,  $f_n$ 은 비빈곤층 가구비율을 나타낸다. 두 시점간의 경제성장의 과실이 빈곤층과 비빈곤층 간에 어떻게 배분되는가를 알기 위하여 식(2-5)를 다음과 같이 전개한다.

주34) 빈곤율이 증가하는 경우 β와 δ가 과대하게 계산되므로 α와 γ의 값이 음(-)으로 크게 나타난다. 이는 결과 해석을 어렵게 만든다.

$$\Delta \bar{Y} = y_n^2 \cdot f_n^2 + y_p^2 \cdot f_p^2 - (y_n^1 \cdot f_n^1 + y_p^1 \cdot f_p^1) \dots\dots(2-6)$$

여기서 계층간의 분배 몫을 산출하기 위하여 빈곤층 및 비빈곤층에 속한 가구들을 4개 그룹으로 구분한다. A그룹은 1기 2기 모두 빈곤층으로 남아있는 그룹, B 그룹은 1기에 빈곤층에서 2기에 비빈곤층으로 계층상승이 일어난 그룹, C 그룹은 1기 2기 모두 비빈곤층에 남아 있는 그룹, D 그룹은 1기에 비빈곤층이었으나 2기에 빈곤층으로 전락한 그룹을 의미한다. 이들의 각각의 비율을 a, b, c, d라고 하면 다음과 같은 관계식이 성립한다.

<표 2-4> 1기와 2기 간의 계층이동 전후의 구성비

구분	빈곤층	비빈곤층
1기	$a+b=f_p^1 \dots \textcircled{1}$	$c+d=f_n^1 \dots \textcircled{2}$
2기	$a+d=f_p^2 \dots \textcircled{3}$	$c+b=f_n^2 \dots \textcircled{4}$

식 (2-6)은 4개 그룹(A~D)들의 양 기간 소득변화( $a(y_p^2 - y_p^1)$ ,  $b(y_n^2 - y_p^1)$ ,  $c(y_n^2 - y_n^1)$ ,  $d(y_p^2 - y_n^1)$ )의 합과 같으므로 다음과 같은 등식이 성립한다.

$$\Delta \bar{Y} = a(y_p^2 - y_p^1) + b(y_n^2 - y_p^1) + c(y_n^2 - y_n^1) + d(y_p^2 - y_n^1) \dots\dots(2-7)$$

식 (7)에서 그룹 B의 소득변화  $b(y_n^2 - y_p^1)$ 은  $b(y_n^2 - y_n^1) + b(y_n^1 - y_p^2) + b(y_p^2 - y_p^1)$ 으로 분해될 수 있다. 여기서 그룹 B의 소득변화를 재 분해한 이유는 첫째, 계층 상승과정에서 발생한 소득 증가분을 동태적으로 해석하기 위함이다. 소득증가분을 동태적으로 해석할 경우 빈곤선 이하에서의 소득증가를 빈곤층의 몫으로 할당하고, 빈곤선 이상에서의 소득증가를 비빈곤층의 몫으로 구분할 수 있다. 이점이 비교정태분석에서 분배 몫의 귀속분이 1기에 어느 계층에 속하느냐를 기준으로 해석하는 것과 다른 점이며, 필드(Fields, 1977)

의 모형과 다른 점 중의 하나이다. 둘째, 우리가 이용할 수 있는 자료는 1기 및 2기의 빈곤율 또는 비빈곤층비율 밖에 없다<sup>주35)</sup>는 점이다. 결국 그룹 B의 비율을 분해하여 다른 그룹의 비율과 더함으로써 1기 및 2기의 빈곤율 또는 비빈곤층비율을 모형에 사용할 수 있기 때문이다. 분해된 내용을 식 (2-7)에 대입하여 정리하면 다음과 같다.

$$\Delta \bar{Y} = (c+b)(y_n^2 - y_n^1) + (a+b)(y_p^2 - y_p^1) + (b-d)(y_n^1 - y_p^2) \cdots (2-8)$$

( X )                      ( ψ )                      ( ω )

식 (2-8)를 기준으로 빈곤층과 비빈곤층 간의 분배 몫을 설명하면 다음과 같다. 먼저, 그룹 B의 소득변화는 빈곤층에서의 소득변화와 비빈곤층에서의 소득변화분의 합계이고, 이 중  $b(y_n^2 - y_n^1)$ 은 빈곤층에 있던 가구들이 비빈곤층으로 계층상승한 후의 소득변화이고,  $b(y_p^2 - y_p^1)$ 는 빈곤층에서 머물고 있는 상태에서의 소득변화이다. (X)의 앞부분은 1기 2기 모두 비빈곤층에 머물던 그룹C의 비율 c와 비빈곤층 소득변화를 곱한 것이므로 비빈곤층 몫이다. 그리고 (X)의 뒷부분은 앞에서 설명한 바처럼 비빈곤층의 몫이다. 그러므로 (X)는 비빈곤층 몫이 된다. 그리고 중간부분(ψ)은 동일한 논리에 의하여 빈곤층 몫이 된다.

마지막 부분(ω)은 2기<sup>주36)</sup> 빈곤선의 위치에 따라 어느 계층의 몫인지가 결정된다. 왜냐하면 그룹 B나 그룹 D의 경우 동태분석에서는 빈곤선을 기준으로 빈곤선 보다 높은 상태에서의 소득변화나 낮은 상태에서의 소득변화나에 따라 비빈곤층 또는 빈곤층 몫으로 분류되기 때문이다. 이에 대하여 그룹 B를 중심으로 설명하면 다음과 같다. 만약 2기 빈곤선이 2기의 빈곤층 평균소득( $y_p^2$ )보

주35) 앞에서 1기 및 2기의 계층전후의 그룹을 4개의 그룹(A~D)으로 구분하고, 이들과 빈곤비율 및 비빈곤비율에 관한 관계식을 ①~④로 정리하였지만, 이들 관계식은 함수적으로 종속(functionally dependent)이므로 a~d의 값을 산출할 수 없다.

주36) 계층이동 중인 그룹 B의 경우 비교정태인 경우 두개의 빈곤선이 존재할 수 있으나, 1기에서는 빈곤한 그룹이었으므로 2기의 빈곤선이 관건이 된다. 그러나 동태적인 관점에서는 어느 시점에서 빈곤선을 초과하였는지 알 수 없으므로 양기의 빈곤선의 평균값 등을 이용할 수도 있다.

다 낮다면 ( $\omega$ )는 계층 상승 후의 소득변화이므로 비빈곤층의 몫이 되나, 이는 개념상 성립할 수 없다. 왜냐하면 빈곤층의 평균소득이란 빈곤선 이하의 소득의 평균이기 때문이다. 한편 2기의 빈곤선이 1기의 비빈곤층 평균소득( $y_n^1$ )보다 높다면 B그룹의 계층 상승 전 소득변화이므로 빈곤층의 몫이 된다. 하지만 이 경우도 장기분석이 아닌 경우 개념상 거의 존재할 수 없다<sup>37)</sup>. 결국 대부분의 경우 2기 빈곤선은 1기 비빈곤층의 평균소득( $y_n^1$ )과 2기 빈곤층의 평균소득( $y_p^2$ ) 사이에 존재하게 된다. 따라서 빈곤선( $pl$ )을 중심으로 다음과 같이( $b(y_n^1 - pl)$ ,  $b(pl - y_p^2)$ ) 재분해 후 전자를 비빈곤층의 몫으로 할당하고, 후자를 빈곤층의 몫으로 규정할 수 있다. 반면 D 그룹은 계층 하락 그룹이므로 빈곤선을 중심으로 재분해 된  $d(y_n^1 - pl)$ 를 비빈곤층 몫의 감소부분으로 해석하고,  $d(pl - y_p^2)$ 를 빈곤층 몫의 감소부분으로 해석하여야 한다. 여기서 빈곤율이 감소할 경우 ( $\omega$ )의 (b-d) 값은 양의 값으로 나타나고<sup>38)</sup>, 빈곤율이 증가할 경우 (b-d) 값은 음의 값을 가지게 된다.

결국 본 연구의 성장 몫 분해 모형은 비빈곤층이 ( $\chi + \omega_n$ ) 만큼 가지게 되고, 빈곤층이 ( $\psi + \omega_p$ )만큼 가지게 된다.

$$\begin{aligned} \Delta \bar{Y} = & (c+b)(y_n^2 - y_n^1) + (a+b)(y_p^2 - y_p^1) \\ & \quad \quad \quad (\chi) \quad \quad \quad (\psi) \\ & + (b-d)(y_n^1 - pl) + (b-d)(pl - y_p^2) \dots\dots\dots(2-9) \\ & \quad \quad \quad (\omega_n) \quad \quad \quad (\omega_p) \end{aligned}$$

주37) 1기의 비빈곤층 평균소득은 1기 빈곤선 이상 소득을 지닌 가구들의 평균이기 때문이다. 여기에는 현실적으로 소득이 아주 많은 가구들이 존재하기 한다.  
 주38) 양으로 나타난다는 것은 비빈곤층에서 빈곤층으로 전락하는 그룹 D가 없다는 것을 의미하는 것이 아니라, 계층상승하는 그룹과 계층하락하는 그룹의 비율이 상쇄되어 차이만큼 양으로 나타난다는 것을 의미한다.

### 3. 지니 분해

#### 가. 기존연구

우리나라의 지니분해에 관한 연구로는 김상권(1998), 여유진(2002), 그리고 가장 최근의 임병인·전승훈(2005) 등이 있다. 김상권(1998)은 망가하스(Mangahas, 1975)의 지니분해 방법을 이용하여 성별·학력별·산업별·직종별·기업규모별 요인분해를 시도하고 있다. 노동부에서 매년 발간하는 노동통계연감(1990~1996)을 이용한 그의 분석결과, 전체적인 임금불평등 경향은 1990년대 초반까지 개선되어 오다가 1992년 이후에는 매우 안정적인 것으로 나타났다. 또한, 성별임금 불평등에서는 남성 취업자의 임금이 상대적으로 불평등하게 분배되어 있는 한편, 여성 취업자의 임금분배가 점차 악화되고 있는 것으로 분석되었다. 기업규모별로는 대기업의 임금불평등이 낮은 것으로 나타났고, 산업별로는 광업의 지니계수가 현저하게 낮은 반면, 공공, 개인 및 사회 서비스업에서의 지니계수가 상대적으로 높게 나타났다. 이러한 연구는 소득이 아니라 임금을 사용하여 다양한 부문별 불평등의 요인을 분석하고 있다는 점에서 높이 평가할 수 있으나, 자료가 총량자료인데다 상용근로자 10인 이상 사업장을 대상으로 한 자료라는 점에서 일반화하는데 어려움이 있을 것으로 보인다.

여유진(2002)의 연구는 소득 대신 소비지출을 사용하여 불평등의 경향과 요인을 분석하고 있다는 점에서 특이점을 찾을 수 있다. 동 연구는 도시가계조사(1982~2000) 원자료를 이용하여 각 비목의 소비지출이 총 소비지출의 불평등에 미치는 영향을 지니분해를 통해 분석하고 있다. 분석결과, 보건의료비, 광열수도비 등 집합재의 성격이 강화된 비목들의 불평등 기여도는 점차 감소하는 반면, 주거비, 교육비, 교통통신비 등 사적 소비의 경향이 강화된 비목들의 불평등 기여도는 점차 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 연구는 소비지출을 대상으로 장기적인 불평등 경향과 기여요인을 분석했다는 점에서 의의가 있으나, 소득의 불평등 결정요인에 주는 함의는 비교적 적다.

임병인·전승훈(2005)의 연구는 『한국노동패널』(KLIPS)의 1998~2002년 자



료를 이용하여 연령집단별 지니분해를 시도하였다. 분해결과, 연령집단 내 소득 불평등도가 전체 소득불평등의 약 10%, 연령집단 간 소득불평등도가 약 30~40%, 그리고 ‘나머지’가 50% 이상을 설명하고 있는 것으로 나타났다. 이와 같이, 소득서열상 중복이 나타날 경우 지니계수는 완전분해되지 않는 한계를 가진다는 점은 2장에서 이미 지적한 바와 같다.

외국의 경우 지니분해에 관한 연구는 훨씬 더 풍부하고 다양하게 시도되고 있으며, 대표적인 연구로는 러만과 이차키(Lerman & Yitzhaki, 1994), 셔록(Shorrocks, 1982), 페이(Fei et al., 1978), 콰크와니(Kakwani, 1982) 등을 들 수 있다. 이러한 연구들을 종합할 때, 지니분해—지니분해 뿐만 아니라 여타의 불평등지수 분해도 마찬가지로—는 크게 두 가지 종류로 나눌 수 있다(정진호·최강식, 2001). 첫째는 모집단의 인구학적 특성별로 요인을 분해하는 방법(decomposition by population sub-group)이 있다. 예를 들면 남녀간의 분해, 연령별 분해, 지역별 분해 등이 그것이다. 두 번째는 소득의 원천별로 요인분해하는 방법(decomposition by income source)이다. 이는 근로소득, 사업소득, 재산소득, 이전소득 등으로 분해하는 것이다. 이러한 두 가지 요인분해 중 인구학적 특성별로 지니분해를 할 경우 완전한 분해가 이루어지지 않는다. 즉 앞에서 살펴본 바와 같이 지니계수는 가법적 분해가능성의 공리를 충족하지 않는데, 이는 인구의 하위집단별 서열이 중복되며, 전체 소득평균과 하위집단별 소득평균이 일치하지 않는다는 사실에서 기인한다. 따라서 인구학적 특성별로 지니분해를 시도할 경우 잔차가 남게 된다.

본 연구에서는 이러한 점을 감안하여, 인구학적 특성별 분해는 엔트로피 분해의 과제로 남기고 지니분해에서는 소득원천별 분해만을 시도하기로 한다. 지니계수 분해 공식은 각 소득원천별 지니계수, 총소득과 원천별 소득의 순위 상관관계, 원천별 소득이 전체소득에서 차지하는 비중으로 구성되어 있으므로, 원천별 소득과 전체 소득 불평등 간의 관계에 대한 풍부한 해석을 제공해 줄 수 있을 것으로 기대된다.

## 나. 소득원천별 지니분해 방법

지니분해의 방법은 몇 가지가 있으나 여기에서는 가장 일반적으로 통용되는 러만과 이차키(Lerman & Yitzhaki, 1994)의 공변량방법을 이용하여 지니계수를 분해하고자 한다. 이는 소득의 원천별로 지니계수를 분해함으로써 특정 소득원천의 한계적 변화가 총소득 불평등에 미친 영향을 확인할 수 있게 해 준다<sup>39)</sup>.

먼저, 모집단에 대한 총가구소득 분포에 있어서의 불평등 추정치를 산출하기 위해 총지니계수가 적용된다. 이 공식은 총소득(X), 총소득의 누적분포(F)의 공변량, 그리고 총소득의 평균( $m$ )으로 표현할 수 있다. 즉 총지니계수는 다음과 같이 정의된다.

$$G = \frac{2cov(X, F)}{m}$$

여기에서 물론 지니계수의 값이 낮을수록 소득분포에서의 불평등은 더 낮으며 0은 절대 평등을 나타낸다.

다음으로,  $x_1, \dots, x_k$  가 각 소득원천별 소득수준을 나타낸다고 하면,  $X = \sum_{k=1}^K x_k$  가 된다. 또한,  $F_k$ 는  $x_k$ 의 누적분포를 나타내고,  $m_k$ 가 평균소득을 나타낸다고 하면, 소득원천  $k$ 에 대한 지니집중계수는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$G_k = \frac{2cov(X_k, F_k)}{m_k}$$

러만과 이차키의 도출식에 따라, 소득원천별 소득과 총지니계수와의 관계는 다음과 같이 표현될 수 있다.

주39) 지니 요인분해에 대해서는 주로 이차키와 러만(Yitzhaki & Lerman, 1994), 가너(Gamer, 1993), 워덴(Woden, 1999), 베르하누(Berhanu, 1999)를 참고하였다.

$$G = \frac{2 \sum_{k=1}^K cov(x_k, F)}{m}$$

여기에서,  $cov(x_k, F)$  는 총소득  $X$ 의 상호적 분포와 관련하여 소득원천  $k$ 의 소득 집중지수(concentration index)를 나타낸다. 위 방정식에서 각 소득원천  $k$ 에  $cov(x_k, F)$  을 곱하고  $m_k$ 로 나누어줌으로써 다음과 같이 분해된 소득원천별 요인들의 합계를 산출할 수 있다.

$$G = \sum_{k=1}^K \left[ \frac{cov(x_k, F)}{cov(x_k, F)} \cdot \frac{2cov(x_k, F)}{m_k} \cdot \frac{m_k}{m} \right] = \sum_{k=1}^K R_k G_k S_k$$

여기에서,  $R_k$ 는 소득원천  $k$ 의 순위와 총소득의 순위 간의 지니상관계수로 규정되고,  $G_k$ 는 소득원천  $k$ 의 상대 지니(요인  $k$ 에 대한 집중지수)이며,  $S_k$ 는 소득원천  $k$ 의 총소득에 대한 비중이다(Lerman & Yitzhaki, 1994).

#### 다. 지니분해의 활용

분해 방법을 사용함으로써 특정 소득원천에서의 한계적 변화가 전체 소득불평등에 얼마나 영향을 미칠 수 있는지를 검토할 수 있다. 특정 소득원천  $k$ 에 대한 각 가구의 소득에서의 변화를  $ex_k$ 라고 가정하자. 만일  $e$ 가 전체 가구와 동일한 요인  $k$ 에 대한 소득에서의 퍼센티지 변화를 나타낸다면, 전체 지니계수에 대한 그 요인의 상대적 효과는 다음과 같이 나타낼 수 있다(Garner, 1989):

$$\frac{\partial G}{\partial e_k} = \frac{R_k G S_k}{G} - S_k$$

위 방정식은 한 소득원천의 작은 변화에 의해 유발되는 총지니계수에서의 퍼센티지 변화는 전체 불평등에 대한 그 소득원천의 기여( $I_k$ )와 동일하다는 것을

보여준다. 즉 총지니계수는 만일 모든 요인들에 e가 곱해진다면 불변할 것이다 (Lerman and Yitzhaki, 1985). 이러한 지니분해를 통해 다음 <표 2-5>와 같은 요인들이 도출된다.

<표 2-5> 지니분해 요소

요 소	기 술
$C_k$	소득원천 k의 총소득지니계수에 대한 기여도
$G_k$	소득원천 k의 지니계수
$R_k$	총소득과 소득원천 k의 순위 상관관계 (지니상관계수)
$S_k$	소득원천 k의 전체소득에서 차지하는 비중
G	전체 모집단의 총지니계수
$I_k$	소득원천 k의 소득불평등 비중
$I_k/S_k$	소득원천 k의 상대적 소득불평등
$I_k \cdot S_k$	소득원천 k의 상대적 한계효과

예컨대 근로소득이 총소득의 불평등(지니계수)에 기여하는 정도를  $C_f$ 라고 할 때  $C_f$ 는 다음과 같이 계산된다.

$$C_f = R_f \times G_f \times S_f$$

여기에서,  $R_f$ 는 총소득과 근로소득과의 순위상관관계(지니상관계수)를 나타내며,  $G_f$ 는 근로소득의 지니계수, 그리고  $S_f$ 는 근로소득이 총소득에서 차지하는 비중을 나타낸다. 즉 근로소득의 총소득 불평등에 대한 기여도( $C_f$ )는 근로소득의 지니계수( $G_f$ )에 근로소득과 총소득 간의 지니상관계수( $R_f$ ), 그리고 근로소득이 총소득에서 차지하는 비중( $S_f$ )을 곱한 값이다.

이와 같이 각 소득원천을 f, h, w, e라 하면 이러한 소득원천이 총소득 불평등에 대한 기여도를 계산할 수 있으며, 이 소득원천별 소득의 기여도를 모두 합하면 총소득의 지니계수와 동일한 값이 됨. 즉, 이는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$\text{총소득 지니계수} = C_f + C_h + C_w + C_e$$

#### 4. 엔트로피 지수 분해

##### 가. 기존연구

엔트로피 지수 분해에 대한 국내의 선행연구를 살펴보면 외국에 비해서는 활발히 연구가 진행되지 않은 편이며, 다른 불평등 지수분해-지니분해, 타일분해 등-에 비해서도 많이 이루어지지 않는 편이었다. 엔트로피에 대한 연구는 2000년 이후 주로 연구기관에서 이루어졌으며 이를 살펴보면 다음과 같다.

정진호 외(2002)의 연구에서는 우리나라 근로자가구의 소득분배변화를 파악하기 위해, 경제위기 전후를 기준으로 소득불평등에 대한 각종 지표(지니계수, 대수편차평균, 앳킨슨지수) 및 분위별로 세분화된 분석과 더불어 소득원천 및 구성별로 분해하여 그 요인을 분석하고 있다. 분석을 위한 기초자료로는 통계청의 도시가계조사(1990~2000) 원자료를 이용하였다. 지니계수, 대수편차평균, 앳킨슨의 불평등지수의 분석결과는 모두 경제위기를 전후로 하여 매우 악화되고 있는 것으로 나타났다. 5분위 점유율을 기준으로 저소득층(1분위), 중산층(2~4분위), 고소득층(5분위)으로 분류하여 분석한 결과 실제와 달리 중산층 붕괴와 같은 현상은 없었으며, 오히려 저소득층의 소득감소가 크게 나타나고 있는 것으로 분석되었다. 소득원천별 분석에서는 외환위기 전후인 1997년과 2000년 자료를 기준으로 엔트로피지수를 이용하여 소득분배를 악화시킨 원인에 대해 정태 및 동태적 분석<sup>주40)</sup>을 시도하고 있다. 분석결과 소득불평등도에 미친 상대적 기여도에서 1997년은 근로소득이 59.0%로 높은 반면 2000년에는 비경상소득이 65.2%로 나타났다. 연구자들은 이에 대해 외환위기로 인한 일시적 현상인지 아니면 고용관행의 변동에 따른 영향인지는 구분이 어렵다고 분석하고 있다. 또한 1997년과 2000년의 경상소득을 기초로 한 동태적 분석에서 근로소득에 의한 소득불평등도의 상대적 기여도가 179.6%로 가장 높게 나타난다고

주40) 이러한 연구는 시계열자료를 이용한 경향분석이라고 보기 어렵고, 오히려 두 시점 간의 변화에 대한 분석이므로 엄격히 말해서 동태분석이라기보다는 비교정태분석이라고 하는 것이 옳다. 그러나 인용자료를 비롯한 여러 문헌에서 동태분석이라는 용어를 사용하고 있으므로 여기에서도 편의상 동태분석으로 칭하기로 한다.

주장했다. 마지막으로 가구주 근로소득만을 기준으로 구성집단별(가구주를 기준으로 학력별, 연령별) 불평등수준 및 기여도를 분석하였으며, 그 결과 학력수준별 분석에서는 집단내 불평등도에 대한 기여도가 대부분을 차지하고 있었으며, 학력수준이 낮을수록 소득불평등도가 높은 것으로 나타났다. 연령계층별 분석에서는 학력과 같이 집단내 불평등이 높게 나타나고 있으며, 연령이 높을수록 불평등이 높다고 분석하고 있다. 위 연구는 엔트로피지수는 물론 다른 불평등지수를 이용하여 경제위기 전후의 변화를 다양하게 분석했다는 점에서 높이 평가될 수 있다. 그러나 분석된 자료는 도시기계조사자료로 분석에 많은 한계를 지니고 있는 자료라 할 수 있다. 따라서 분석결과를 우리나라 전체로 확대하기보다는 근로자계층의 분석에만 한계를 지니고 있어야 하며, 또한 근로자 가구 중에서도 경제위기이후 증가한 비정규직의 증가로 인한 영향을 함께 분석할 필요성이 제기된다.

김성용 외(2002)의 연구는 비슷한 시기에 나온 정진호 외(2002)의 연구와 같이 엔트로피지수를 이용하여 대상자를 농업가구의 소비지출을 기준으로 불평등도를 분석하였다. 분석자료는 통계청의 농가경제조사를 이용하였으며 분석기간은 정진호 외(2002)의 연구와 동일한 1990~2000년을 기준으로 하고 있다. 분석에서 소득과 소비지출에 대한 차이를 상관계수 및 순위상관계수를 통해 분석함으로써 소득과 소비지출이 서로 다른 분포임을 증명하였다. 전체적인 농가소득과 농가소비지출의 불균등도 분석에서는 소득불균등도가 소비지출 불균등도에 비해 더 높게 나타나고 더 악화되고 있는 것으로 분석되었다. 불평등지수 GE(2)를 이용하여 지출항목별로 분석시 음식물비, 광열수도비, 주거비 등 필수재에 대한 지출불균등도는 작고, 관혼상제비, 교육비, 교양오락비 등 선택재에 대한 불균등도는 큰 것으로 나타났다. 또한 농가유형별로 분해할 경우 집단내의 불균등도가 전체 소비지출 불균등도의 대부분을 설명하고 있는 것으로 분석되었다. 동 연구는 엔트로피지수를 이용하여 농가소비지출의 불평등도를 요인별로 분석한 초기연구로서 그 의미가 있다 할 수 있다. 그러나 저자가 나름대로 소비지출이 중요성을 설명하였지만 일반적으로 소득불평등의 분석은 소득을 기준으로 하고 있다는 점과 소비지출은 지출가구의 특성에 따라 소비억제를 통

한 저축이 나타남으로써 실제 소비가 과소추정 되거나 실제 소득분위와의 역전 현상이 발생할 수 있다는 단점을 지니고 있다.

박준기 외(2004)의 연구에서는 김성용 외(2002) 및 정진호 외(2002)의 연구와 비슷한 엔트로피지수를 이용하여 우리나라 농가소득에 대한 소득 불평등도를 경영주 연령과, 표준영농규모를 기준으로 하여 정태적 분석을 시도하였다. 분석 자료는 통계청의 농가경제조사(1998~2002)를 사용하였다. 전체적인 농가의 소득불평등도를 파악하기 위해 지니계수, 대수편차평균을 이용하였으며, 1998년과 2002년 자료를 기초로 농업소득별(GE(0)계열분석), 연령별 및 표준영농규모별로 불평등도 요인분해(GE(2)계열)를 시도하였다. 분석결과 전체적인 농가소득은 지니계수나 대수편차 평균 모두 불평등도가 악화되고 있었으며 특히 2000년 이후 심화되고 있는 것으로 분석되었다. 농가소득의 요인별 분해에서는 농업소득 불평등도가 전체 농가소득 불평등도에서 차지하는 비중이 1998년 38.1%에서 2002년 51.0%로 높아진 것으로 분석되었다. 농가특성을 기준으로 연령별 요인 분해 결과 연령계층간 불평등도가 확대되고 있으며, 30대 이하의 젊은 경영층의 농가소득 및 농업소득 불평등도가 악화되고 있는 것으로 조사되었다. 또한 영농규모가 작을수록 불평등도가 심화되는 추세를 보이고 있으며, 특히 3~5ha의 중대규모 농가의 불평등도가 심화되고 있다고 지적하고 있다. 동 연구 분석은 불평등분석에서 많이 제외되어 있는 농가소득에 대한 불평등을 전체적으로 그리고 요인별로 분석하고 있다는 데서 의의를 찾을 수 있다. 그러나 연구자가 지적하고 있듯이 요인분해시 정태적인 분석에 한하고 있으며 불평등 원인규명에는 한계를 지니고 있다고 할 수 있다. 또한 분석기간이 짧아 장기적인 시계열 분석을 통한 불평등분석이 이루어지지 않은 것을 한계로 지적할 수 있다.

#### 나. 엔트로피지수를 이용한 소득불평등 요인분해

엔트로피 분해의 장단점을 살펴보면 장점으로는 일반적으로 지수분해를 통해 집단내, 집단간의 분석이 가능할 뿐만 아니라 지니계수와 마찬가지로 소득원천별 분해도 가능하다는 점이다. 반면, 단점으로는 지수값의 상한값이 총 가구수

에 따라 달라지므로 국제간의 비교에는 한계가 있다는 점이다.

1) 소득원천별 요인분해

가) 정태적 요인분해

$S_f$ 를 소득원천  $f$ 가 전체 불평등도에 미치는 절대적인 기여분이라면, 전체 불평등도는 아래와 같이 소득원천별 기여분의 합계로 표시가 가능하다.

$$GE(2) = \sum_f S_f \dots\dots\dots(2-10)$$

$S_f$ 를 전체 불평등도  $GE(2)$ 로 나누면 상대적인 기여도,  $s_f$ 가 도출된다.  $s_f$ 는, 셔록(Shorrocks, 1982)이 정의하는 바와 같이, 개별 소득원천  $y_f$ 를 전체 소득  $y$ 에 회귀분석한 회귀계수로 정의된다.  $s_f$ 가 이와 같이 정의되면  $S_f$ 는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$S_f = s_f \cdot GE(2) = \rho_f \cdot X_f \sqrt{GE(2) \cdot GE(2)_f}$$

단,  $\rho_f$ : 소득원천  $y_f$ 와 전체소득  $y$ 의 상관계수

$X_f$ : 소득원천  $y_f$ 와 전체소득  $y$ 에 대한 비율( $\equiv \mu_f/\mu$ )

나) 동태적 요인분해

위 식 (2-10)을 시간에 대해 차분 후, 백분율(%) 변화로 표현하면 아래와 같은 상대적 기여도가 도출된다.

$$\% \Delta GE(2) = \frac{\Delta GE(2)}{\Delta GE(2)_t} = \frac{\sum_f \Delta S_f}{S_f/s_f} = \sum_f \Delta s_f \% \Delta S_f \dots\dots(2-11)$$



2) 구성집단별 요인분해

가) 정태적 요인분해

전체 불평등도는 아래와 같이 집단간 불평등도와 집단내 불평등도로 분해할 수 있다.

$$GE(0) = \sum_k v_k GE(0)_k + \sum_k v_k \log\left(\frac{1}{\lambda_k}\right) \dots\dots\dots (2-12)$$

- 단,  $GE(0)_k$  : k집단의 소득불평등도,
- $v_k$  : k집단이 모집단에서 차지하는 비율(  $\equiv n_k/n$  )
- $\lambda_k$  : k집단 평균소득의 모집단 평균소득에 대한 비율(  $\equiv \mu_k/\mu$  )

나) 동태적 요인분해

시간의 경과에 따른 전체 불평등도의 변화는 정태적 요인분해(윗식)에 관한 식을 시간에 대한 차분하고 이를 근사치를 이용하여 정리하면 다음과 같은 식이 도출된다.

$$\begin{aligned} \Delta GE(0) &\equiv GE(0)_{t+1} - GE(0)_t \\ &= \sum_k \overline{v_k} \Delta GE(0)_k + \sum_k \overline{GE(0)_k} \Delta v_k \\ &\quad - \sum_k \overline{\log(\lambda_k)} \Delta v_k - \sum_k v_k \Delta \log(\lambda_k) \\ &\approx \sum_k \overline{v_k} \Delta GE(0)_k && \text{(A항)} \\ &\quad + \sum_k \overline{GE(0)_k} \Delta v_k && \text{(B항)} \\ &\quad + \sum_k [\overline{(\lambda_k)} - \overline{\log(\lambda_k)}] \Delta v_k && \text{(C항)} \\ &\quad + \sum_k [\overline{\Theta_k} - \overline{v_k}] \Delta \log(\mu_k) && \text{(D항)} \end{aligned}$$

위 식에서  $\Delta$ 은 차분연산자이며,  $\bar{v}_k$ 는 비교대상이 되는 두 기간간의 평균을 의미한다. 근사치에 의한 식을 자세히 설명하면 먼저 좌변은 모집단 전체의 불평등 변화를 의미하며, 우변 A항은 불평등 변화의 순효과(pure inequality effects), B항 및 C항은 집단구성 변화의 효과(allocation effects), D항은 집단간 상대소득 변화의 효과(income effect)를 의미한다.

## 제4절 본 연구의 접근방식

### 1. 빈곤선의 설정

본장의 1절에서 설명한 바와 같이, 빈곤의 일반적인 정의는 한 개인 혹은 가구의 자원이 그 개인 혹은 가구의 기본적 욕구에 미달하는 상태를 의미한다. 또한, 이러한 ‘기본적 욕구’를 어떤 방법으로 조작화하느냐에 따라 빈곤선(poverty line)은 상이하게 설정된다. 본 연구에서는 1절에 제시된 빈곤선중 예산기준(budget standard)빈곤선 즉, 마켓바스켓방식에 의한 절대빈곤선과 중위(혹은 평균)소득을 기준으로 한 상대빈곤선을 적용하고자 한다.

먼저, 절대빈곤선은 우리나라만을 대상으로 한 빈곤 분석에서 활용된다. 왜냐하면, 외국의 경우 절대빈곤선을 설정하지 않는 경우가 대부분이고, 미국 등과 같이 빈곤선을 설정하고 있다 하더라도(Poverty Threshold, Poverty Guideline) 각 나라의 실정에 따라 달리 설정되어 국가간 비교가 어렵기 때문이다.

우리나라의 경우, 마켓바스켓방식에 의한 빈곤선은 공식적인 정책적 빈곤선으로 활용되고 있는 중소도시 기준 최저생계비를 활용한다<sup>주41)</sup>. 최저생계비는 5년 단위<sup>주42)</sup>로 계속되어 왔기 때문에 비계측연도에는 추정치를 사용하여야 한

주41) 최저생계비는 엄밀히 말해 라운트리가 말한 ‘신체적 효율성을 유지할 수 있는 최소수준’이라는 절대빈곤관과는 다소 거리가 있다. 그러나 절대빈곤의 수준도 시간과 공간에 따라 달라질 수 있다는 점을 감안할 때 최저생계비를 광의의 절대빈곤으로 분류해도 크게 무리가 없을 것으로 보인다.

주42) 2004년 국민기초생활보장법 개정에서 향후에는 3년 단위로 계속하도록 규정하고 있다.

다. 비계측연도의 최저생계비로는 국가의 공식적 최저생계비로 발표되는 수치를 활용하는 방법, 물가와 생활수준을 반영하는 PQ방식, 그리고 5년간 동일한 비율로 증가했다고 가정하는 보간법 등이 활용될 수 있다. 본 연구에서는 이러한 방법들 중, 계측연도인 1994, 1999년 최저생계비를 기준으로 동일한 증가율을 적용한 값(보간법)을 사용한다. 이는 비계측연도 추정치에도 생활의 질 변화가 포함된 최저생계비를 적용하기 위함이다<sup>43)</sup>. 이렇게 측정된 연도별 최저생계비는 아래 <표 2-6>과 같다.

<표 2-6> 1996~2003년 중소도시기준 가구규모별 최저생계비

(단위: 원)

구분	1	2	3	4	5	6	7 <sup>1)</sup>
1996	243,950	414,004	607,680	751,093	859,125	955,579	1,036,888
1997	265,527	446,970	642,005	798,169	911,151	1,018,323	1,113,850
1998	289,012	482,560	678,268	848,195	966,326	1,085,187	1,196,524
1999	314,574	520,984	716,579	901,357	1,024,843	1,156,441	1,285,335
2000	327,549	542,474	746,136	938,536	1,067,115	1,204,142	1,338,352
2001	341,060	564,850	776,913	977,249	1,111,132	1,253,810	1,393,557
2002	355,128	588,149	808,959	1,017,559	1,156,965	1,305,528	1,451,039
2003	369,776	612,409	842,327	1,059,531	1,204,687	1,359,378	1,510,891

주: 1) 정부에서는 7인 이상 가구의 최저생계비를 발표하지 않고 있음. 기초보장제도에서는 가구원 1인 증가마다 6인가구와 5인가구의 최저생계비 차액을 가산하고 있음. 여기에 제시된 금액은 최저생계비 연구에서 추정된 값을 적용하였으므로 행정적으로 적용하고 있는 수치와 차이가 있음.

또한, 절대빈곤을 산출시 8인 이상 가구는 분석대상에서 제외한다. 그 이유는 최저생계비 계측시 8인 이상 가구는 직접 계측되지 않고 5~6인 가구에서의 차

주43) 1999년 이래로 비계측연도 최저생계비는 중앙생활위원회의 심의와 의결을 거쳐 12월 1일 공식적으로 발표되고 있으나, 본 연구에서는 이를 사용하는 대신 계측연도 사이(1999~2004)의 동일한 증가율을 가정하여 계산하는 방식을 적용하였다. 그 이유는 비계측연도 기간에는 주로 물가상승률만을 적용하고 계측연도에는 생활의 질 변화도 일부 반영한 결과, 비계측연도 동안은 3~3.5% 정도 상승하는 반면 계측연도에는 2~3배 이상의 상승률을 보여 빈곤율에서 연도별 편의를 발생시킬 우려가 있기 때문이다.

액을 단순가산함으로써 규모의 경제를 적절히 반영하지 못하므로, 전체 빈곤율 수치를 왜곡시킬 수 있는 소지가 있기 때문이다.

다음으로, 상대빈곤선은 중위소득을 기준으로 산출된다. 펜의 ‘난장이의 행렬’ 비유에서는 알 수 있듯이, 대부분의 소득분포는 대수 정규분포(log normal distribution)를 하고 있으므로 우편포되어 나타난다. 그러므로 평균소득은 (최)고 소득자의 소득에 의해 큰 영향을 받는다. 이러한 이유로 대부분의 국제비교연구에서는 평균소득 대신 중위소득을 사용하여 상대빈곤선을 계측하고 있다. 따라서 본 연구에서도 OECD, LIS 등에서 주로 사용하고 있는 중위소득의 40%, 50%, 60% 기준을 활용하여 상대빈곤율을 측정하고자 한다.

마지막으로 유의해야 할 점은 빈곤율을 산출할 때 빈곤경계선 소득을 제외할 것인가 포함할 것인가에 관한 것이다. 대부분의 연구에서 이를 명시적으로 밝히지 않고 있는데, 경우에 따라서는 이러한 경계소득의 포함여부가 빈곤율의 수준에 상당한 영향을 미칠 수 있다. 예컨대, 4인가구의 빈곤선이 100만원일 경우 100만원 ‘이하’를 빈곤하다고 볼 것인가, 100만원 ‘미만’을 빈곤하다고 볼 것인가에 따라 빈곤율은 달라질 수 있다. 본 연구에서는 ‘기본욕구에 미달하는 상태’라는 빈곤의 정의에 따라 빈곤선 ‘미만’의 소득을 빈곤하다고 보고 빈곤율을 산출하고자 한다.

## 2. 측정의 단위

### 가. 경제적 측정단위

본 장의 제1절에서 논의한 빈곤 및 불평등의 측정과 관련해서 세 가지 측면, 즉 경제적 측정단위, 시간적 측정단위, 그리고 인구학적 측정단위에 대해 살펴본 바 있다.

본 연구에서는 먼저 경제적 측정단위로서 소득, 지출, 부 중 소득을 사용하여 빈곤율과 불평등도를 측정하고자 한다. 이는 첫째, 자본주의사회에서 자원에 대한 통제권(command) 그 자체가 욕구충족의 정도를 결정하며, 둘째, 불평등의

정도는 기본적 욕구충족이라는 제한된 영역보다는 자원의 편재 정도를 파악하고자 하는 것이기 때문이다. 마지막으로, 자료에 대한 접근가능성 측면에서도 소득이 가장 보편적으로 활용되고 있다는 점이다.

소득 중에서도 어떠한 범주의 소득을 사용할 것인가의 문제가 제기될 수 있다. 본 연구에서는 통계청과 LIS의 소득의 정의와 범주에 따라, 경상소득과 가처분소득(DPI)을 중심으로 소득을 분석하고자 한다. [그림 2-1]에서 보는 바와 같이, 본 연구에서 주로 사용하고 있는 우리나라의 통계청 자료와 외국의 LIS 자료는 소득에 대해 다소 상이한 범주구분을 하고 있다. 특히, 우리나라에서 소득불평등도 계측 시에는 주로 경상소득을 이용하나, OECD와 LIS에서는 시장소득(market income)이나 가처분소득(disposal income)을 주로 이용한다.

본 연구에서는 우리나라의 경우 경상소득과 가처분소득을 모두 활용하고, 국제비교 시에는 가처분소득 개념을 중심으로 빈곤율과 불평등도를 측정하고자 한다. 주지하자면, 경상소득(ordinary income)은 근로소득, 사업소득, 재산소득, 이전소득(사적이전소득+공적이전소득)의 합산액이며, 가처분소득은 경상소득에서 소득세와 사회보장분담금을 제한 금액으로 조작화된다. 단, 본 연구에서 사용된 자료 중 우리나라의 1996년 가구소비실태조사와 2003년 국민생활실태조사에서는 소득세가 따로 분리되어 있지 않고 직접세로 통합되어 있어 이를 사용할 수밖에 없었음을 한계로 밝혀둔다.

#### 나. 시간적 측정단위

본 연구에서 사용하는 시간적 측정단위는 연(年)이다. 이는 대부분의 자료들이 연간단위로 소득을 측정하고 있을 뿐만 아니라, 연단위가 비교적 가변적 요인이 적으면서 회상가능한 단위이기 때문이다. 단, 우리나라의 절대빈곤율은 월 기준으로 산출되고 있기 때문에 연단위로 측정된 소득을 12로 나누어준 월소득을 이용하여 절대빈곤율을 산출할 것이다. 절대빈곤율을 제외한 나머지 측정치—상대빈곤율, 빈곤지수, 불평등지수—는 연단위 소득을 그대로 사용한다. 물론 본 연구에서 사용하는 빈곤지수와 불평등지수는 규모독립의 기본공리를 모두

만족하므로 연단위 소득을 사용하든 월환산치를 사용하든 결과는 같을 것이다.

#### 다. 인구학적 측정단위와 가구균등화지수

본 연구에서 사용되는 인구학적 분석단위는 특히 유의해야 할 부분이다. 본 연구에서의 인구학적 분석단위는 ‘1인 균등화된 소득’(single-adult equivalent income)을 가진 개인이다. 이는 기본적 측정단위가 가구이지만 빈곤율이나 불평등도는 주로 인구로 접근하기 때문에 만들어진 개념이다. 예컨대, 일반적으로 빈곤율이라고 할 때 이는 ‘빈곤가구율’이 아니라 ‘빈곤인구율’이다. 불평등도 역시 가구로 표현되는 것보다는 인구로 표현되는 것이 전체 불평등 상황을 더 잘 나타낼 수 있다<sup>44)</sup>. 또한, LIS와 같은 국제비교연구에서도 ‘가구’단위 빈곤 혹은 불평등도보다는 ‘개인’단위 빈곤 혹은 불평등도를 사용하고 있음을 알 수 있다.

본 연구에서 빈곤과 불평등도 측정에 사용될 균등화소득은 다음과 같은 과정을 통해 도출된다. 먼저, 가구의 상이한 욕구와 규모의 경제를 반영하기 위하여 가구균등화지수를 적용한다. 본 연구에는 OECD와 LIS에서 전통적으로 가장 많이 사용되고 있는<sup>45)</sup> 다음과 같은 가구균등화지수를 사용하여 ‘가구의 1인 균등화된 소득’을 구한다.

$$Y^* = Y_i / \sqrt{s_i}$$

주44) 이에 대해서는 논쟁의 여지가 있고, 지금까지 우리나라의 불평등도 분석에서는 대부분 ‘1인균등화된 가구불평등도’를 사용해 온 것으로 보인다. 그러나 엄밀히 말해서 균등화지수를 취한 가구소득의 불평등도를 측정하는 것은 가구불평등도라고 하기에 모호하고, 인구불평등도라고 하기에 모호하다.

주45) 최근 OECD에서는 성인균등화지수를 더 많이 활용하는 경향이 있다. 초기의 성인균등화지수는 추가적인 성인 1인에 대하여 0.7, 아동 1인에 대하여 0.5의 가중치를 부여하였으나, 수정된 균등화지수에서는 추가적인 성인 1인에 대하여 0.5, 아동 1인당 0.3의 가중치를 부여하고 있다. 그러나 여기에서 특히 아동 1인에 대하여 0.5 혹은 0.3을 부여하는 것은 우리나라의 실정에 맞지 않는다. 왜냐하면, 선진 외국의 경우 공공보육과 공교육 등의 보편적 활용이 가능하므로 아동에 대한 가계예산이 성인에 비해 매우 낮을 수 있지만, 우리나라의 경우 보육과 교육이 개별 가구 지출에서 매우 큰 비중을 차지하고 있기 때문이다.

여기에서  $Y_i$ 는  $i$ 가구의 소득,  $s_i$ 는  $i$ 가구의 가구원수,  $Y^*$ 는  $i$ 가구의 균등화된 소득이다.

다음으로, 빈곤과 불평등도를 분석하기 위해서는 개인가중치(personal weight)를 부여하여야 한다. 즉, 가구원 수를 가중치로 부여해 줌으로써 가구단위를 인구단위로 환산해 주는 과정을 거쳐야 한다. 이러한 과정을 거쳐 분석된 결과는 인구 빈곤과 불평등도를 나타낸다. 단, 빈곤갭을 산출하는 과정에서는 가구원 수 대신  $\sqrt{s_i}$ , 즉 가구원수의 제곱근을 개인가중치로 부여해 준다.

### 3. 분석자료

#### 가. 국내자료

본 연구에서는 주지한 바와 같이, 대표성의 문제와 적시성의 문제를 동시에 고려하기 위하여, 1996년과 2000년에 통계청에서 실시된 가구소비실태조사와 2004년에 한국보건사회연구원에서 실시된 국민생활실태조사의 원자료를 사용하여 국내의 빈곤 및 불평등도를 분석한다.

통계청에서 실시한 가구소비실태조사는 도시가계조사에서 파악하지 못하고 있는 1인 가구와 16개 시도별 자료의 범위를 포함하여 가구소득 분포 및 소비수준, 가구 내구재 보유현황과 저축, 부채 등에 관한 종합적인 가계실태에 대한 자료를 제공해 주고 있으며, 조사주기는 5년이다(통계청, <http://www.nso.go.kr>). 단, 소득파악의 어려움 등을 감안하여 1996년에는 농가가 조사에서 제외되었으며, 2000년에는 농어가 조사에 포함은 되어 있으나 배포시에 이들 가구를 제외하였다. 그 결과 분석에 사용되는 실제 표본가구 수는 1996년 24,290가구, 2000년 27,001가구였다.

한국보건사회연구원의 국민생활실태조사는 최저생계비 계측과 차상위계층의 실태파악을 위해 2004년에 4월에 실시되었다. 단, 소득은 2003년 1년간의 연간 소득으로 조사되었다. 여기에서는 1인 가구와 농어를 포함한 전국 대표가구가 선정되었으며, 이들 가구의 가구소득 분포 및 소비수준, 저축, 부채, 생활수

준 등에 관한 종합적인 가계실태를 파악하였다. 그러나 본 연구에서는 가구소비실태조사와의 조사대상의 일관성을 유지하고 비교가능성을 높이기 위하여 농어가를 제외한 23,222가구를 분석대상으로 한다<sup>주46)</sup>.

이와 같은 표준화 과정을 거쳤음에도 불구하고 본 연구에서 사용하는 자료들은 다음과 같은 몇 가지 불일치로 인해 비교가능성에 일정한 한계를 가지는 것도 사실이다. 첫째, 표준화 작업에도 불구하고 1999년과 2000년의 가구소비실태 조사와 2003년의 국민생활실태조사 간에는 표본추출과 조사방식 등의 차이로 인해 동일한 대표성을 갖는다고 보기 어려운 점이 있다. 둘째, 앞에서 이미 지적한 바와 같이 1996년 가구소비실태조사와 2003년 국민생활실태조사에서 가처분소득 계산 시 소득세 대신 직접세를 감해 줌으로써 소득이 약간 과소추정 되는 경향이 있다. 셋째, 사업소득의 경우도 1996년 가구소비실태조사와 2003년 국민생활실태조사에서는 총수입에서 인건비와 재료비 등을 제한 금액으로 정의되는 반면, 2000년 가구소비실태조사에서는 총수입에서 재료비 및 일반관리비 등의 제비용을 차감한 순수익 중 가계에 들어온 금액으로 정의되고 있어 다소 차이를 보인다. 결국, 이러한 요인들로 인해 세 연도의 분석결과를 완전히 동일 선상에서 비교하는 데는 일정한 한계가 있다. 그럼에도 불구하고, 세 연도의 자료 모두 인구총조사를 기초로 대표성 있는 표본추출을 통해 표본이 확보되었고, 표준화과정을 거치는 등 자료 간의 일치성을 높이기 위한 노력을 하였으며, 따라서 전체적인 경향성을 보는 데는 무리가 없을 것으로 보인다.

#### 나. 해외자료

본 연구에서 사용되는 해외자료는 LIS 원자료이다. LIS는 OECD를 중심으로 총 29개국<sup>주47)</sup>의 가구 및 개인별 소득과 지출에 관한 변수로 구성된 데이터를

주46) 농어가의 조작적 정의는 통계청의 방식대로 1. 경지면적 10ha(약 300평) 이상 직접 경작하는 가구, 2. 농축산물을 판매목적으로 재배하여 연간 50만원 이상의 소득을 획득하는 가구, 3. 판매목적으로 1년에 1개월 이상 어업에 종사하는 가구로 정의하였다. 최종 조사가구 중 이와 같은 방식으로 제외된 가구는 전체 표본의 약 8.7%였다.

주47) OECD 회원국이 23개국, 비회원국이 6개국이다. 우리나라는 아직 LIS에 데이터를 제공하고 있지 않다.



수집하여 연구자에게 제공하는 비영리기구이다. 2005년 2월 현재 각 국가별로 최소 1개부터 최대 10개까지의 시점에 대한 데이터를 구축해 놓고 있다. 1980년 이전의 historical database를 포함하여 Wave I (1980년)부터 5년 간격으로 현재 Wave V (2000년 전후)까지 데이터로 구성되어 있다. 본 연구에서는 비교시점과 동향분석에 유의미한 시점 수 등을 고려하여 빈곤과 불평등의 동향분석과 요인분해에는 Wave III(1990년 전후), Wave IV(1995년 전후), Wave V(2000년 전후) 데이터를 사용한다.

분석대상 국가의 선정은 기본적으로 에스핑-앤더슨(Esping-Andersen, 1990)의 ‘복지국가 레짐’(welfare state regime)분류에 따르고 있다. 그가 분류한 복지국가 레짐별 기본적 특징은 아래 표와 같이 정리될 수 있다.

〈표 2-7〉 에스핑-앤더슨(1990) 복지국가 레짐의 주요특징 및 포함된 국가

레짐	주요 특징	포함된 국가
자유주의	낮은 수준의 탈상품화 시장차별적 복지	호주, 캐나다, 미국, 뉴질랜드, 아일랜드, 영국
조합주의 (보수주의)	중간정도의 탈상품화 사회적 급여는 주로 이전의 기여 및 지위와 관련이 있음.	이탈리아, 일본, 프랑스, 독일, 스페인
사민주의	높은 수준의 탈상품화 보편적 급여와 높은 수준의 급여 평등	오스트리아, 벨기에, 네덜란드, 덴마크, 노르웨이, 스웨덴

본 연구에서는 위의 복지국가 레짐을 참고로 해서 LIS 자료의 활용가능성 등을 고려하여 사회민주주의유형 3개국(스웨덴, 노르웨이, 네덜란드), 조합주의유형 3개국(독일, 이탈리아, 스페인), 자유주의유형 3개국(영국, 미국, 캐나다)을 대상국가로 선정하였으며, 이에 덧붙여 우리나라와 비슷하게 중진국으로 분류되는 대만과 멕시코를 추가적인 대상국가로 선정하였다. 구체적인 분석대상 국가와 분석시점은 아래 표와 같다.

〈표 2-8〉 분석대상 국가 및 시점(LIS)

		Wave III	Wave IV	Wave V	
사민주의	네덜란드	1991	1994	1999	
	노르웨이	1991	1995	2000	
	스웨덴	1992	1995	2000	
조합주의	독일	1989	1995	2000	
	이탈리아	1989	1994	2000	
	스페인	1990	1995	2000	
자유주의	캐나다	1991	1995	1999	
	영국	1991	1994	2000	
	미국	1991	1994	2000	
유사경제수준 국가	대만	1991	1995	2000	
	멕시코	1989	1996	2000	
	한국		1996	2000	2003

자료: LIS(<http://www.lisproject.org/keyfigures/ineqtable.htm>)

## 제3장 빈곤 동향 및 요인분해

### 제1절 빈곤 동향

#### 1. 우리나라의 빈곤 동향

통계청의 1996년, 2000년 가구소비실태조사 및 한국보건사회연구원의 2003년 국민생활실태조사 자료를 기준으로 외환위기 이전인 1996년부터 2003년 까지 농어업 가구를 제외한 전 가구의 빈곤 동향을 빈곤율, 소득갭 비율, 센지수 등 다양한 빈곤지수를 통해 분석하였다.

#### 가. 빈곤율

먼저, 빈곤의 양적 측면을 보여주는 빈곤율을 기준으로 절대빈곤과 상대빈곤의 관점에서 각각 변화추이를 살펴본 결과, 가장 중요한 특징은 분석기간 동안 우리나라의 빈곤율이 지속적으로 큰 폭의 증가경향을 나타내고 있다는 점이다 (표 3-1 참조). 특히, 외환위기를 경험한 직후인 2000년의 빈곤율은 경상소득 및 가처분소득 기준 모두 1996년에 비해 큰 폭으로 상승하였으며, 이후에도 회복되지 않고 계속해서 증가하고 있다. 경상소득 기준으로 절대빈곤율은 1996년 3.1%에서 2000년에는 8.2%로 급격하게 상승하였으며, 중위소득의 40%, 50%, 60%를 기준으로 각각 측정한 상대빈곤율 역시 4.6%→8.1%, 9.0%→13.3%, 14.6%→19.4%로 약 4-5%p 정도 크게 증가하였다. 가처분소득을 기준으로 산출한 빈곤율 역시 이와 비슷한 수준으로 가파르게 상승하는 경향을 보여주고 있다. 이처럼 빈곤의 양적 규모는 절대적 관점뿐만 아니라 상대적 관점에서 모두 큰 폭의 증가경향을 나타냈는데, 이는 외환위기로 인한 실업증가와 소득감소 등이 주된 원인인 것으로 보인다.

<표 3-1> 우리나라의 빈곤율 변화 추이

(단위: %)

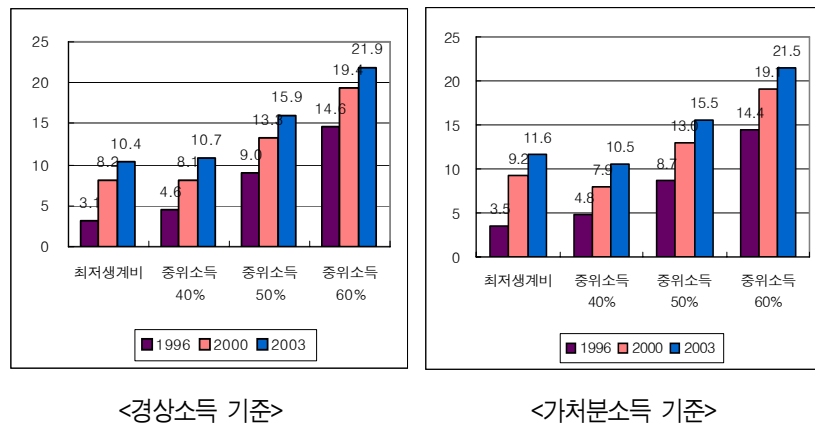
구 분	경상소득			
	절대빈곤율	상대빈곤율		
	최저생계비	중위소득 40%	중위소득 50%	중위소득 60%
1996	3.1	4.6	9.0	14.6
2000	8.2	8.1	13.3	19.4
2003	10.4	10.7	15.9	21.9

구 분	가처분소득			
	절대빈곤율	상대빈곤율		
	최저생계비	중위소득 40%	중위소득 50%	중위소득 60%
1996	3.5	4.8	8.7	14.4
2000	9.2	7.9	13.0	19.1
2003	11.6	10.5	15.5	21.5

자료: 통계청, 가구소비실태조사 원자료, 1996·2000.  
 한국보건사회연구원, 국민생활실태조사 원자료, 2003.

[그림 3-1] 우리나라의 빈곤율 변화 추이



1999년 이후 우리나라는 외환위기로부터 벗어나 경기가 회복되고 빈곤의 증가경향도 다소 둔화되었으나, 2000년 이후 빈곤율의 변화를 살펴보면 여전히 빈곤 규모가 증가하고 있음을 알 수 있다. 특히, 절대빈곤에 비해 상대빈곤의

증가경향은 상대적으로 더욱 크게 나타나는 특징을 보이고 있다. 경상소득 기준으로 2003년의 절대빈곤율은 2000년에 비해 2.2%p 증가한 10.4%로 나타나 증가율은 1996년과 2000년에 비해 크게 낮아졌다. 상대빈곤율은 중위소득의 40%를 기준으로 2.6%p 증가하여 10.7%로 나타났으며, 중위소득의 50%와 60% 기준으로는 각각 약 2.5%p 높아져 15.9%와 21.9%를 나타냈다. 이는 가처분소득을 기준으로 한 분석결과에서도 동일하게 나타났는데, 절대빈곤의 증가폭이 더 컸었던 외환위기 전후에 비해 상대빈곤의 증가경향도 두드러지게 나타나고 있다. 이는 우리 사회가 외환위기를 극복하고 경제를 회복하는 과정에서 절대빈곤 규모의 증가는 어느 정도 안정되어 가고 있지만, 비정규직 증가 등 불안정한 일자리의 확대와 이로 인한 소득 양극화 등으로 인해 상대빈곤의 관점에서 빈곤의 규모가 구조적으로 증가하기 시작하였음을 나타낸다고 할 수 있다<sup>주48)</sup>.

이러한 경향은 1996년부터 2004년까지의 도시근로자가구 빈곤동향을 통해서도 확인할 수 있다(표 3-2 참조). 통계청의 도시가계조사와 전국가계조사의 도시근로자가구를 대상으로 절대빈곤과 상대빈곤의 변화 추이를 살펴보면, 외환위기 직전인 1996~1997년에는 빈곤율이 다소 감소하거나 또는 안정되는 추세를 보였으나 외환위기를 경험하면서 급격하게 증가하였다. 이후에는 외환위기를 정점으로 다소 감소하였으나 최근 다시 증가하고 있으며, 이러한 경향은 특히 상대빈곤의 관점에서 두드러지게 나타나고 있다.

최저생계비 기준으로 산출한 도시근로자가구의 절대빈곤율은 1996년 5.4%에서 1998년에 9.7%까지 급격히 증가하였다가 2002년에는 외환위기 이전보다 낮은 수준인 4.9%까지 감소하였으나 이후 다시 상승하여 2004년에는 6.0%로 나타났다. 한편, 상대빈곤율은 외환위기 이후 다소 낮아졌으나 외환위기 이전의

주48) 예컨대, 김유선(2003)에 따르면, 2002년 8월 부가조사 결과를 2001년과 비교할 때, 비정규직은 737만명(임금노동자의 55.7%)에서 772만명(56.6%)으로 36만명(0.9%) 증가했고, 정규직은 585만명(44.3%)에서 591만명(43.4%)으로 6만명 증가한 것으로 나타났다. 월평균임금 100만원 이하 정규직은 119만명(20.2%), 비정규직은 539만명(69.7%)이다. 또한, OECD 기준 저임금계층 663만명(전체 노동자의 48.6%)으로, 이 중 정규직이 122만명(5명중 1명), 비정규직 541만명(10명중 7명)이었다. 2002년 8월 법정 최저임금 2,100원 미달자 64만명 중 62만명이 비정규직이었다. 비정규직의 증가와 임금양극화 등에 대해서는 김유선(2003), 전병유(2002), 정진호(2004) 등을 참조하시오.

수준을 회복하지 못하였으며 오히려 2000년 이후 지속적으로 증가하는 경향을 보이고 있다. 중위소득의 50%를 기준으로 할 경우 외환위기 이전인 1996년에는 8.6%에 불과했으나, 1998년 10.8%까지 증가하였고 2002년에는 10.0%로 다소 낮아졌으나 다시 증가하여 2004년에는 가장 높은 수준인 11.7%를 나타내고 있다. 이는 중위소득의 60%를 기준으로 분석한 결과 역시 동일하여 2004년에는 17.9%까지 상승하였다.

〈표 3-2〉 도시근로자가구 빈곤율 변화 추이(가처분소득 기준)

(단위: %)

구 분	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
최저생계비 기준	5.4	4.9	9.7	8.8	7.1	6.1	4.9	6.1	6.0
중위소득 40% 기준	4.7	4.4	6.3	6.0	5.5	5.4	5.1	6.5	7.0
중위소득 50% 기준	8.6	8.7	10.8	10.6	10.0	9.9	10.0	11.1	11.7
중위소득 60% 기준	14.9	15.4	16.8	16.7	16.4	16.7	17.0	17.1	17.9

주: OECD 가구균등화지수 적용

자료: 통계청, 도시가계조사 원자료, 각 연도.

도시근로자가구의 빈곤율 증가경향은 특히 일을 하면서도 소득수준이 낮아 빈곤에 머무르는 근로빈곤층의 증가경향에 기인하는 것으로 볼 수 있다. 아래 <표 3-3>에서 확인할 수 있는 바와 같이 임금근로자 내 빈곤층의 비율 또한 외환위기 직후 다소 감소하였으나 2001년 이후 증가하고 있다. 도시근로자가구를 대상으로 측정한 중위소득 50% 기준의 상대빈곤율 변화 추이에 따르면, 외환위기 직전 6.8%로 가장 낮은 수준이었던 임금근로빈곤층 비율은 외환위기 당시에 8.9%까지 급격히 증가한 후 2001년에는 7.6%까지 감소하였으나, 이후 지속적으로 증가하기 시작하여 2004년에는 9.3%로 가장 높은 수치를 나타냈다. 이는 외환위기 이후 나타난 새로운 빈곤의 양상인 근로빈곤층의 확대를 단적으로 보여주는 결과이다. 즉, 주지한 바와 같이 불안정취업이나 실업의 증가로 인한 실질소득의 감소가 주된 원인인 것으로 보인다.

〈표 3-3〉 전체 임금근로자 대비 임금근로빈곤층 변화 추이(중위소득 50%기준)  
(단위: %)

구 분	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
임금근로빈곤층	7.1	6.8	8.9	8.8	7.9	7.6	7.6	8.3	9.3

자료: 통계청, 도시가계조사 원자료, 각 연도.

#### 나. 기타 빈곤지수: 소득갭 비율 & 센지수

다음으로 빈곤율과 더불어 많이 사용되는 대표적인 빈곤지표인 소득갭 비율 (Income Gap Ratio)을 기준으로 1996년부터 2003년까지 우리나라의 빈곤동향을 분석한 결과를 살펴보도록 하겠다.

절대 빈곤의 관점에서 최저생계비를 기준으로 측정한 소득갭 비율과 상대 빈곤의 관점에서 중위소득의 40~60%를 기준으로 산출한 소득갭 비율의 변화 추이는 아래 <표 3-4>와 같다.

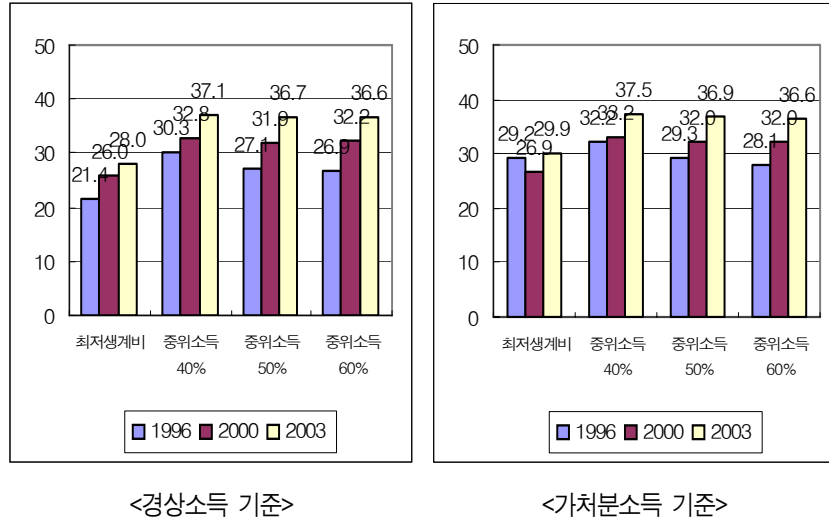
〈표 3-4〉 우리나라의 소득갭 비율 변화 추이  
(단위: %)

구 분	경상소득			
	절대빈곤율	상대빈곤율		
	최저생계비	중위소득 40%	중위소득 50%	중위소득 60%
1996	21.4	30.3	27.1	26.9
2000	26.0	32.8	31.9	32.2
2003	28.0	37.1	36.7	36.6
구 분	가처분소득			
	절대빈곤율	상대빈곤율		
	최저생계비	중위소득 40%	중위소득 50%	중위소득 60%
1996	29.2	32.2	29.3	28.1
2000	26.9	33.2	32.0	32.0
2003	29.9	37.5	36.9	36.6

자료: 통계청, 가구소비실태조사 원자료, 1996·2000.

한국보건사회연구원, 국민생활실태조사 원자료, 2003.

[그림 3-2] 우리나라의 소득갭 비율 변화 추이



경상소득 기준으로 절대빈곤과 상대빈곤의 관점에서 분석한 소득갭 비율의 변화 추이는 전반적으로 1996년 이후 외환위기를 거치면서 우리나라의 빈곤의 질적 악화경향을 뚜렷하게 보여주고 있다. 절대빈곤(최저생계비 기준) 관점에서 산출한 소득갭 비율은 1996년 21.4%에서 계속 증가하여 2003년 28.0%로 높아졌으며, 상대빈곤의 관점에서 산출한 소득갭 비율 역시 26.9%~30.3%에서 지속적으로 상승하여 2003년에는 약 37%를 나타내고 있다. 가처분소득을 기준으로 분석할 경우 절대빈곤 기준은 다소 낮아졌다가 다시 상승하였으나 전반적으로 외환위기 이전보다 약 5~8%p 증가하여 2003년 현재 37% 정도로 나타났다.

이와 같은 결과는 다음과 같은 의미를 내포하고 있다. 첫째, 우리나라의 빈곤 양상이 앞서 살펴본 바처럼 양적인 증가와 함께 빈곤의 심도도 증가하고 있음을 나타낸다. 소득갭 비율이 증가하였다는 것은 빈곤층을 빈곤선 이상으로 끌어올리는데 필요한 예산이 증가한다는 것을 의미하기 때문이다. 둘째, 빈곤의 양상이 질적으로도 악화되고 있는 상황임을 암시하고 있다. 소득갭 비율은 빈곤율, 빈곤선과 빈곤층 평균소득간의 격차에 의하여 결정된다. 분석기간 동안



우리나라의 경우 빈곤율이 증가하였으므로 소득갭 비율 증가를 빈곤율 증가가 다 설명할 수도 있다. 즉, 소득갭 비율 증가에 미친 빈곤율 증가의 기여율이 100% 이상일 수 있다. 그러나 100% 이하일 경우는 빈곤선과 빈곤층 평균소득 간의 격차가 영향을 주었다는 것을 의미한다. 이러한 점들은 센지수 분해를 통하여 확인할 수 있지만, 총체적인 지표로는 빈곤양상이 질적인 변화를 보이고 있을 가능성만 확인할 수 있다.

이러한 경향은 빈곤의 양적 규모를 보여주는 빈곤율과 빈곤심도를 의미하는 소득갭 비율, 그리고 빈곤층 내부의 분배상태를 나타내는 지니계수까지 고려하고 있는 빈곤지수인 센지수의 분석결과에서도 동일하게 나타나고 있다. 센지수는 0과 1사이의 값을 가지며, 그 값이 1에 가까워질수록 빈곤의 정도가 심하다는 것을 의미하는데, 1996년부터 2003년 사이의 센지수 변화 추이는, 절대빈곤과 상대빈곤의 관점에서 경상소득과 가처분소득을 기준으로 각각 산출한 결과에서 모두 동일하게 급격한 증가양상을 나타내고 있다.

〈표 3-5〉 우리나라의 센지수 변화 추이

(단위: %)

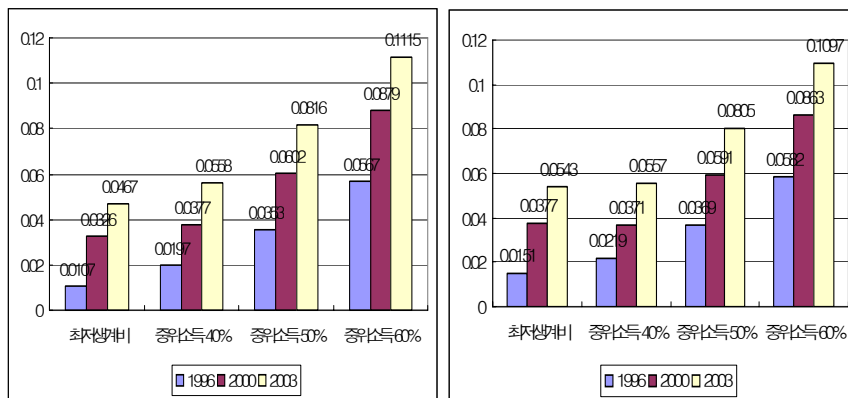
구 분	경상소득			
	절대빈곤율	상대빈곤율		
	최저생계비	중위소득 40%	중위소득 50%	중위소득 60%
1996	0.0107	0.0197	0.0353	0.0567
2000	0.0326	0.0377	0.0602	0.0879
2003	0.0467	0.0558	0.0816	0.1115
구 분	가처분소득			
	절대빈곤율	상대빈곤율		
	최저생계비	중위소득 40%	중위소득 50%	중위소득 60%
1996	0.0151	0.0219	0.0369	0.0582
2000	0.0377	0.0371	0.0591	0.0863
2003	0.0543	0.0557	0.0805	0.1097

자료: 통계청, 가구소비실태조사 원자료, 1996·2000.

한국보건사회연구원, 국민생활실태조사 원자료, 2003.

경상소득을 기준으로 분석한 결과에 따르면, 절대빈곤의 관점에서 1996년 0.0107로 매우 낮았던 센지수가 2003년에는 0.0467까지 크게 증가하였다. 또한, 상대빈곤의 관점에서도 중위소득의 40, 50, 60%를 기준으로 각각 1996년에 0.0197, 0.0353, 0.0567에서 2003년에는 0.0558, 0.0816, 0.1115로 2배 가까이 크게 높아진 것으로 나타났으며, 이러한 변화는 가처분소득을 기준으로도 유사하게 나타났다. 이후 분석하고 있는 센지수 분해를 통해 이와 같은 변화경향에 어떠한 부분이 더 큰 영향을 미쳤는지 확인할 수 있지만 앞서 살펴본 빈곤율과 소득갭 비율의 변화경향을 고려할 때 빈곤의 양과 심도, 그리고 빈곤층 내부의 분배상태 모든 부분에서 우리나라의 빈곤상태가 지난 10여년 동안 크게 악화되고 있음을 알 수 있다.

[그림 3-3] 우리나라의 센지수 변화 추이



<경상소득 기준>

<가처분소득 기준>

## 2. 외국과의 비교

여기서는 LIS 데이터 원자료를 바탕으로 복지국가 유형(사민주의, 조합주의, 자유주의, 유사경제수준국가)에 따라 각각 3개국씩 선정하여 총 12개 국가를 대상으로 1990년대 초반, 1990년대 중반, 2000년 전후까지 빈곤 동향을 살펴보

고 이를 우리나라의 1996~2003년 빈곤 동향과 비교하였다. 국가간 비교를 위해 활용한 빈곤율 등 다양한 빈곤지수는 가처분소득을 기준으로 상대빈곤의 관점에서 중위소득의 40, 50, 60%를 기준으로 측정하였다.

### 가. 빈곤율

빈곤의 양적 규모를 보여주는 빈곤율을 기준으로 각국의 빈곤 동향을 비교하면 다음과 같다. 중위소득의 40~60%를 기준으로 살펴본 빈곤 동향의 전반적인 특징은 사민주의 복지국가 유형에 속하는 스웨덴, 노르웨이 등과 유럽대륙 조합주의 국가모형인 독일이 가장 낮은 수준의 빈곤율을 나타내고 있으며, 유사 경제수준 국가로 분류한 대만의 경우가 이와 비슷한 수준을 보이고 있다는 점이다. 또한, 조합주의 국가 중 남부유럽 국가모형에 해당하는 이탈리아와 스페인의 빈곤율은 상대적으로 높게 나타났으며, 우리나라의 경우 2000년 이전에는 이들 국가들보다 빈곤율이 낮았으나 경제위기를 거치면서 빈곤율이 지속적으로 상승하여 2000년 이후에는 이들 국가보다 높은 수준을 나타내고 있다. 한편, 자유주의 복지국가 모형에 해당하는 3개국 중 미국의 경우는 비교대상 국가들 중 멕시코와 함께 빈곤수준이 가장 높은 국가군에 속하고 있었으며, 영국과 캐나다의 미국에 비해 상대적으로 빈곤율이 낮게 나타났다.

구체적으로 1990년대 이후 각국의 빈곤동향을 살펴보면, 먼저 대표적인 사민주의 복지국가인 스웨덴의 경우 중위소득의 40%를 기준으로 1992년 4.1%에서 1995년 4.7%로 다소 상승하였으나 2000년 3.8%로 다시 낮아졌으며 중위소득의 50%를 기준으로는 약 6.5%로 거의 비슷한 수준을 유지하고 있다. 그러나 중위소득의 60%를 기준으로는 1995년 10.0%에 비해 다소 높아져 2000년에는 12.3%까지 증가하였다. 노르웨이의 경우 중위소득의 40%를 기준으로는 2000년 2.9%로 스웨덴보다 다소 낮은 수준이지만 중위소득의 50%와 60%를 기준으로는 비슷한 빈곤수준을 보이고 있다. 또한, 90년대 중반까지 빈곤수준이 다소 높아졌으나 2000년에는 다시 90년대 초반 수준으로 낮아졌다. 네덜란드의 경우에는 중위소득의 40%와 50%를 기준으로 90년대 초부터 빈곤율이 다소 상승하였으

나 60% 기준으로는 90년대 후반 들어 다시 낮아졌다.

조합주의 국가인 독일의 경우, 통일 이전인 1989년에 비해 1990년대 초반 빈곤율이 크게 증가하는 경향을 보여주고 있으나 그 후 증가경향은 다소 완화되고 있는 것으로 나타났다. 중위소득의 40%를 기준으로 3.2%에서 2000년 4.7%로 상승하였으며, 중위소득의 50%를 기준으로는 지난 10여 년간 5.8%에서 8.3%로 빈곤율이 상승하였다. 중위소득의 60%를 기준으로 할 경우에는 1994년 13.6%에서 2000년에는 13.2%로 약간 낮아진 것으로 나타났다. 이탈리아 역시 전반적으로 1990년대 초반부터 중반까지는 빈곤율이 크게 증가하였으나 1990년대 후반부에는 빈곤수준이 점차 개선되는 경향을 보여주고 있다. 중위소득의 40%를 기준으로 4.5%에서 8.5%까지 2배 가까이 증가하였으나 이후 7.3%까지 감소하였으며, 중위소득의 50%와 60%를 기준으로도 각각 10.4%→14.1%→12.7%, 19.1%→21.2%→19.9%로 비슷한 변화추이를 나타내고 있다. 반면, 스페인은 90년대 후반에도 계속해서 빈곤율이 상승하여 중위소득의 50%와 60%를 기준으로 지난 10년간 약 4%p의 빈곤율이 높아진 것으로 나타났다.

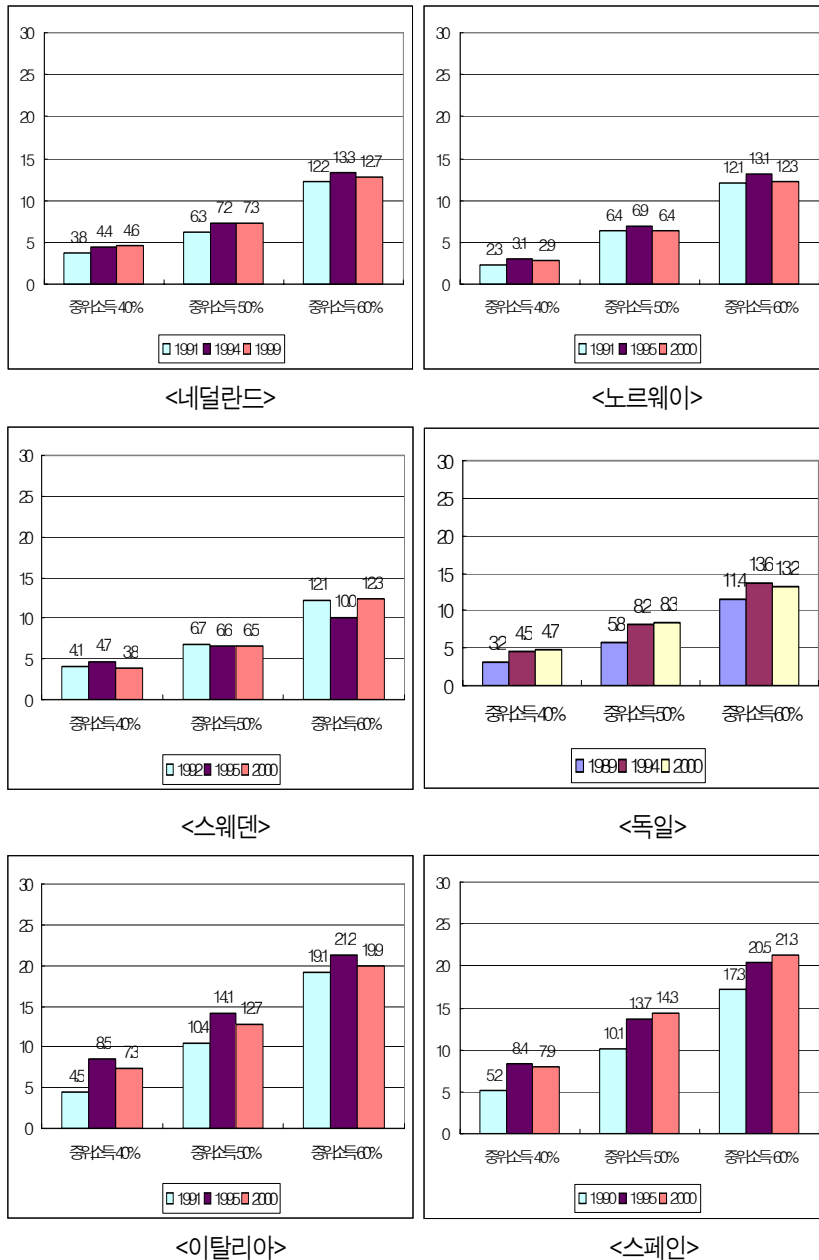
자유주의 복지국가 유형인 영국과 미국은 빈곤율이 상대적으로 높은 수준이지만, 1990년대 이전 빈곤수준이 급격히 높아졌던 것과 달리 1990년대 이후 점차 감소하는 경향을 보여주고 있다. 미국은 빈곤율이 가장 높은 국가군에 해당할 정도로 영국보다 빈곤수준이 월등히 높지만 1990년대 들어 다소 감소하는 추세를 나타내고 있다. 중위소득의 40%를 기준으로 12.1%→10.8%, 중위소득의 50%와 60%를 기준으로 18.1%→17.0%, 24.3%→23.8%로 낮아지고 있다. 영국의 경우에는 중위소득의 40~60%를 기준으로 각각 6.7%→5.8%, 14.6%→12.4%, 22.8%→21.2%로 약간씩 감소하였다. 그러나 영국은 미국과 비교할 경우 절대 빈곤 수준에 가까운 중위소득의 40% 기준의 빈곤율에서는 절반 정도밖에 되지 않지만, 중위소득의 60%에서는 1999년에 21.2%로 미국과 2.6%p에 불과한 차이를 나타내고 있다. 영국은 우리나라와 비교할 경우에도 중위소득의 40%를 기준으로 하면 빈곤율이 낮지만 중위소득의 60% 기준으로는 오히려 높은 수준의 빈곤율을 보이고 있다. 캐나다의 경우에는 미국과 영국에 비해 빈곤수준이 상대적으로 낮은 것으로 나타났으며, 1990년대 이후 다소 높아졌지만 뚜렷한 변

화경향을 보이지 않고 있다.

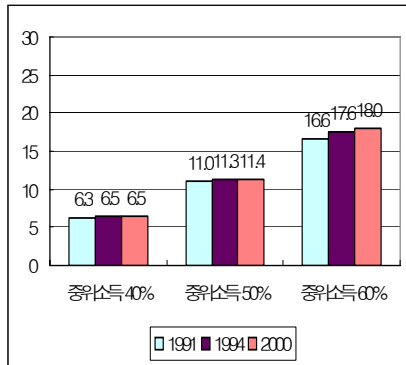
OECD 회원국 중 후발국가인 멕시코는 비교대상 국가 중 가장 빈곤수준이 높으며, 1990년대 초반 빈곤율이 다소 감소하였으나 후반 들어서는 오히려 이전보다 더 높은 수준으로 증가하였다. 중위소득의 40%, 50%, 60%를 기준으로 각각 살펴보면 14.9%→15.4%, 20.6%→21.5%, 26.3%→28.1%로 오히려 상승하였다. 동아시아 국가를 대표하는 대만과 우리나라의 경우에는 공통적으로 1990년대 이후 빈곤율이 지속적으로 증가하는 경향을 나타내고 있다. 대만의 경우, 빈곤수준이 가장 낮은 스웨덴과 견줄 정도로 1990년대 초반까지 빈곤율이 매우 낮은 수준이었으나 이후 지속적으로 증가하고 있다. 중위소득의 40~60% 기준의 빈곤율 변화를 살펴보면 각각 2.3%→4.5%, 6.5%→9.1%, 12.5%→15.7%로 상승하였다. 우리나라의 경우에는 분석대상 국가들과 비교할 경우 외환위기 이전인 1996년에는 독일과 비슷한 수준이었으나 외환위기를 거치면서 가장 가파른 증가추세를 보이며 급격히 상승하여 멕시코와 미국 다음으로 높은 수준으로 빈곤 규모가 확대되었다.

이상에서 살펴본 바와 같이 우리나라의 빈곤동향을 주요국가와 비교결과를 통해 빈곤의 증가폭이 상대적으로 크고 빈곤수준 자체도 매우 높은 국가군에 해당하고 있음을 확인할 수 있으며, 절대적 빈곤 뿐만 아니라 상대적 빈곤에 더욱 초점을 맞추어 이를 완화시킬 수 있는 정책적 대안 마련이 필요하다는 시사점을 도출할 수 있다.

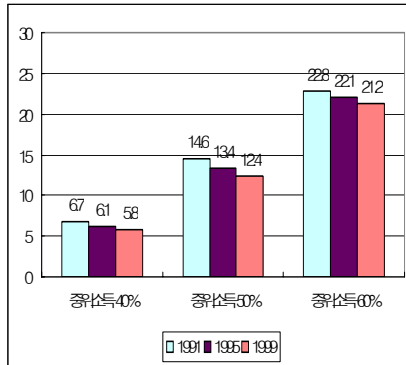
[그림 3-4] 국가별 상대빈곤율 변화 추이



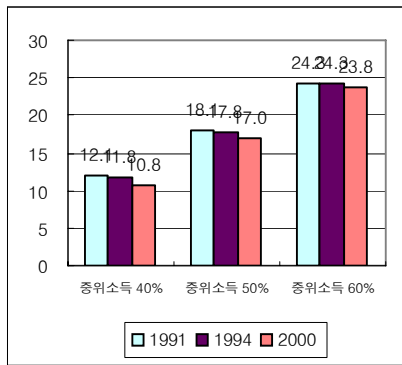
[그림 3-4] 계속



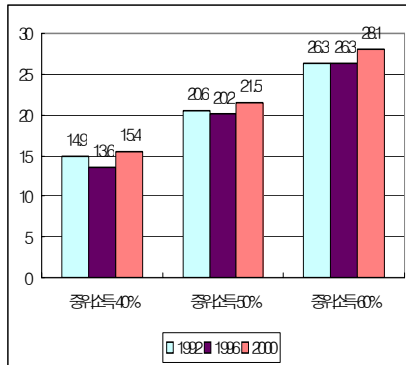
<캐나다>



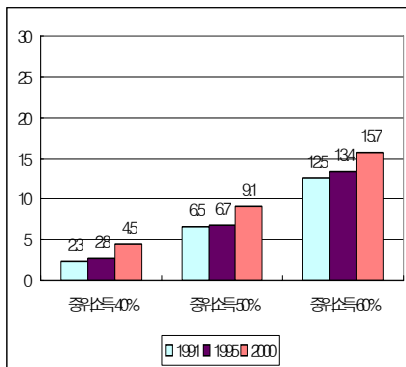
<영국>



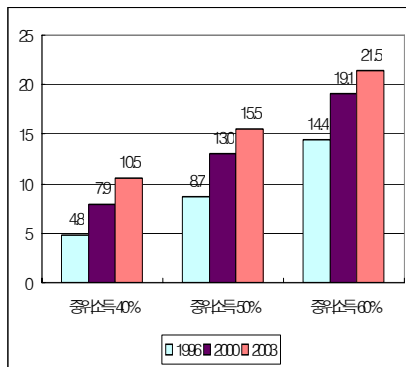
<미국>



<멕시코>



<대만>



<한국>

#### 나. 기타 빈곤지수: 소득갭 비율 & 센지수

상대빈곤의 관점에서 빈곤의 질적 측면에서 심도를 나타내는 소득갭 비율을 기준으로 각국의 빈곤 동향을 요약하면 다음과 같다. 먼저, 스웨덴, 이탈리아, 스페인, 영국 등은 1990년부터 1995년 사이에 증가하였으나 1990년대 후반부에는 다시 감소추세로 전환되었으며 스웨덴의 경우에는 1990년대 초반보다 더 낮은 수준으로 회복되었다. 노르웨이는 다소 증가한 반면, 네덜란드, 독일, 미국의 경우에는 다소 감소하는 경향을 보이고 있으며 캐나다와 멕시코는 1990년대 중반 약간 감소하였다가 이후 다시 증가하는 경향을 나타내고 있다. 한편, 대만과 우리나라는 뚜렷한 증가추세를 보이고 있는데, 대만은 1990년대 초반 중위소득 40~60%를 기준으로 다른 국가보다 월등히 낮은 수준의 소득갭 비율을 나타냈으나 이후 계속해서 증가하고 있다. 우리나라의 소득갭 비율은 1996년을 기준으로 비교대상 국가들과 비슷하거나 다소 낮은 수준이었으나 가파른 증가경향을 보이며 다른 국가들의 2000년 소득갭 비율 수준과 비교할 때 높은 국가군에 속하는 것으로 나타났다.

구체적으로 1990년대 이후 각 국가별 빈곤의 심도 변화를 살펴보면, 스웨덴은 중위소득의 40%를 기준으로 1992년 42.3%에서 1995년 47.0%로 다소 상승하였으나 2000년에는 35.9%로 오히려 더 낮아졌으며 중위소득의 50%와 60%를 기준으로도 이와 비슷한 경향을 나타내어 36.9%→43.7%→31.7%, 29.2%→37.4%→26.5%로 변화되었다. 네덜란드의 소득갭 비율은 중위소득의 40%를 기준으로 약 10%p 정도 크게 감소하였으나, 중위소득의 60%를 기준으로 오히려 약 4%p 증가하였다. 독일의 경우에는 1990년대 초반 빈곤율이 크게 증가하였음에도 불구하고 소득갭 비율은 오히려 약간씩 낮아져 빈곤의 심도 측면에서 개선되었음을 보여주고 있다. 즉, 중위소득의 40%와 50%를 기준으로 각각 37.0%에서 28.4%, 31.6%에서 28.1%로 낮아졌다. 그러나 중위소득의 60%를 기준으로 할 경우에는 1989년 25.8%에서 2000년 28.2%로 다소 상승하였다. 이탈리아의 소득갭 비율은 빈곤율과 마찬가지로 1990년대 전반부에 크게 증가하다가 1990년대 후반부에는 점차 개선되고 있으나 아직까지 1990년대 초반 수준을



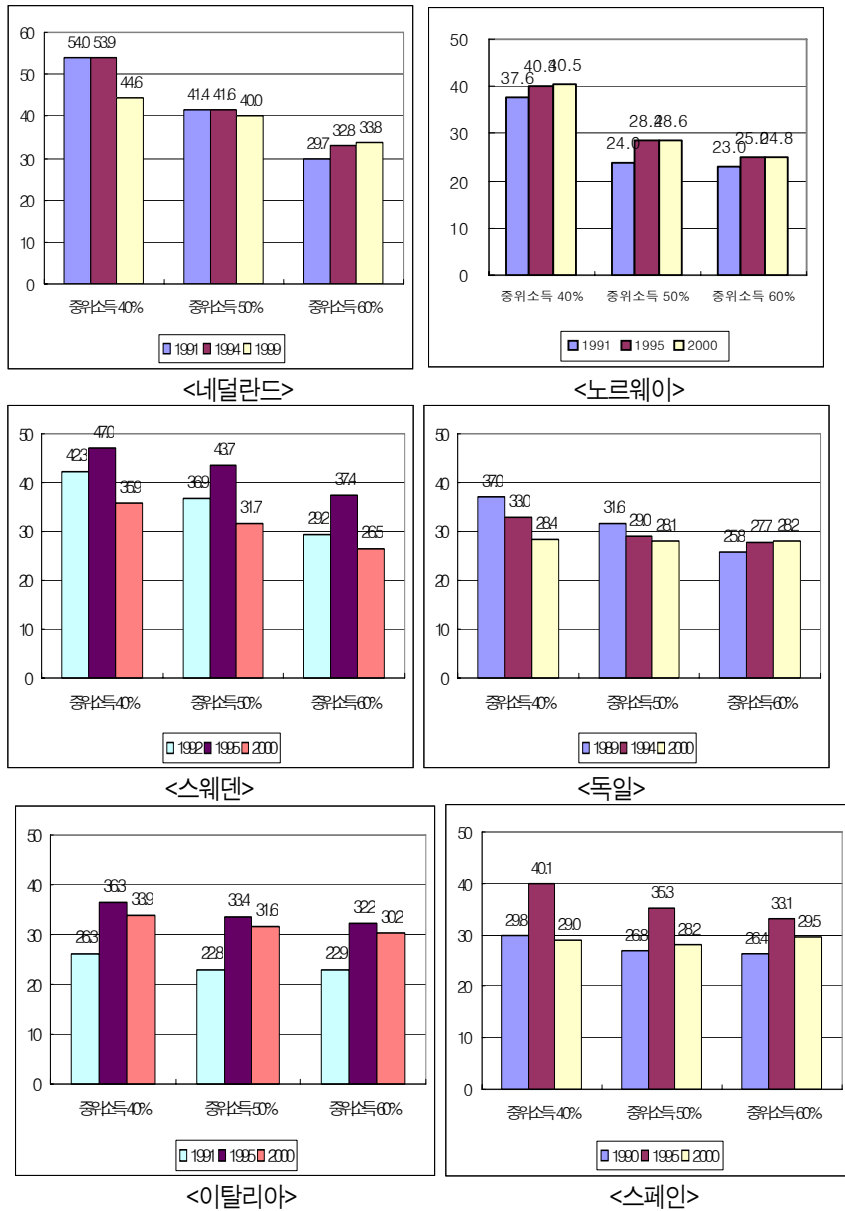
회복하지 못한 것으로 나타났다. 이러한 경향은 스페인에서도 나타나고 있는데 90년대 중반까지의 증가폭이 이탈리아와 비슷하지만 소득갭 비율의 수준은 상대적으로 낮았다.

자유주의 복지국가 유형인 영국의 경우 1990년대 들어 빈곤율은 계속해서 약간씩 감소하였으나 소득갭 비율은 중위소득의 40~60%를 기준으로 각각 28.6%→40.1%→34.1%, 25.1%→28.5%→26.7%, 27.2%→27.8%→26.3%로 1990년대 중반 오히려 약간 증가했다가 다시 감소하고 있는 것으로 나타났다. 미국의 경우에는 중위소득의 40%를 기준으로 1990년대 초 34.3%에서 2000년 33.1%, 중위소득의 50%와 60%를 기준으로 34.8%→33.1%, 36.1%→34.0%로 변화되어 이 기간동안 나타난 빈곤율 감소경향과 함께 소득갭 비율은 거의 변화가 없거나 아주 작은 폭으로 감소한 것으로 나타났다. 캐나다의 경우에는 중위소득의 50%와 60%를 기준으로 큰 변화는 없었으나 중위소득의 40%를 기준으로 측정된 소득갭 비율은 약 4%p 정도 증가하여 32%에 이르렀다. 멕시코는 중위소득의 40~60%를 기준으로 소득갭 비율이 35~40% 수준으로 비교대상 국가 중 빈곤율과 함께 빈곤의 질적 측면 역시 심각한 상태로 1990년대 초반 소득갭 비율이 다소 감소하였으나 다시 증가하고 있다.

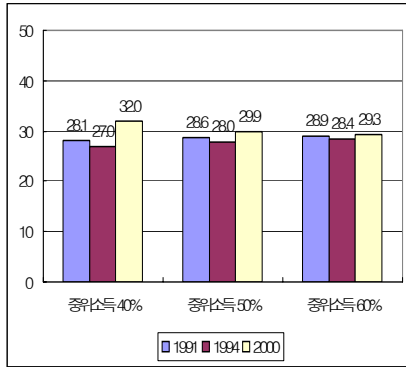
대만과 우리나라는 빈곤율과 마찬가지로 소득갭 비율 역시 뚜렷한 증가경향을 나타내 빈곤의 양적 규모와 질적 측면이 동시에 악화되고 있음을 알 수 있다. 대만의 경우, 1990년대 초반 비교대상 국가 중 가장 낮은 소득갭 비율 수준을 나타냈으나 중위소득의 40~60% 기준으로 각각 19.5%→24.9%, 18.5%→24.3%, 20.4%→24.6%로 상승하였다. 우리나라의 경우에는 1996년부터 2003년까지 중위소득의 40~60% 기준으로 소득갭 비율의 변화추이를 살펴보면 32.2%→37.5%, 29.3%→36.9%, 28.1%→36.6%로 상승한 것으로 나타났다.

이처럼 주요국가의 빈곤 동향을 살펴보면, 복지국가 유형별 특징보다는 개별 국가별로 다양한 변화경향을 나타내고 있음을 알 수 있다. 한편, 우리나라는 빈곤의 양적 규모뿐만 아니라 심도 측면에서도 증가폭이 가장 크게 나타나는 복합적인 문제점을 지니고 있다. 또한, 빈곤의 심도 자체도 다른 국가에 비해 상대적으로 매우 높은 국가군으로 변화되고 있음을 확인할 수 있다.

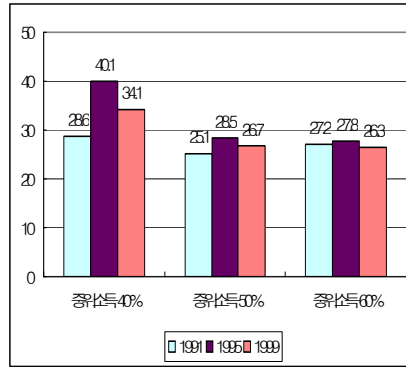
[그림 3-5] 국가별 소득갭 비율 변화 추이



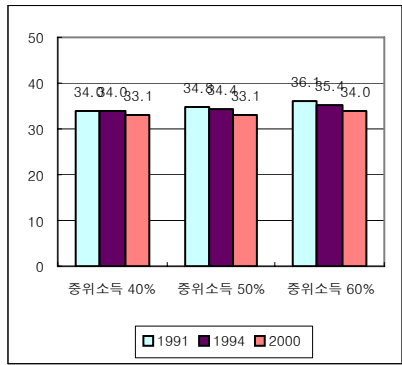
[그림 3-5] 계속



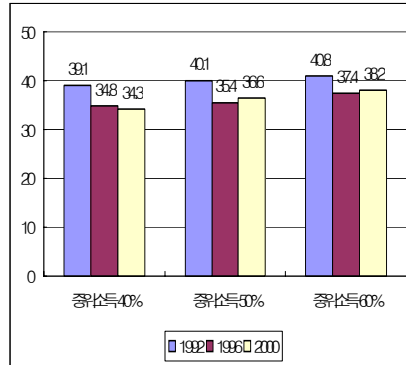
<캐나다>



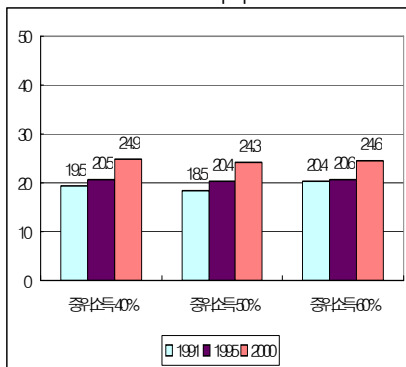
<영국>



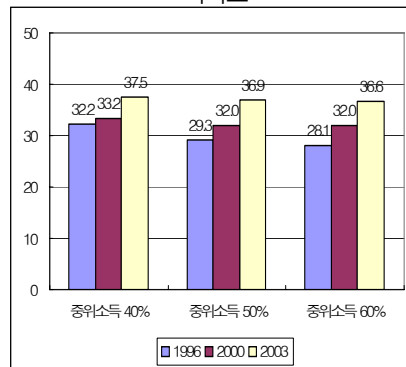
<미국>



<멕시코>



<대만>



<한국>

다음으로, 빈곤의 양적 측면과 심도 측면, 그리고 빈곤층의 분배상태까지 반영하고 있는 센지수를 기준으로 각국의 빈곤동향을 비교하면 다음과 같다. 중위소득의 40~60%를 기준으로 살펴본 센지수 변화 동향의 전반적인 특징은 앞서 살펴본 빈곤율과 소득갭 비율의 변화 동향을 종합적으로 보여주고 있다. 스웨덴, 독일, 대만이 센지수가 낮은 국가군에 해당하며 이탈리아와 영국이 중간 그룹, 미국과 멕시코가 가장 높은 국가군에 속하는 것으로 분류되었다. 우리나라는 센지수가 크게 상승하여 중간 정도의 국가군에서 점차 높은 국가군으로 변화되고 있는 것으로 나타났다.

국가별 센지수의 변화경향을 살펴보면 스웨덴, 독일, 이탈리아, 영국 등이 1990년부터 1995년 사이에 다소 증가하였다가 1990년대 후반부에 다시 감소추세로 전환된 것으로 나타났는데, 1990년대 초반의 증가경향을 가져온 것은 독일의 경우가 주로 빈곤의 양적 규모의 확대에 기인한 것이었던 반면 나머지 국가들은 빈곤의 질적 측면에서 원인을 찾을 수 있다. 미국의 경우에는 1990년대 이후 빈곤율과 소득갭 비율 모두 다소 감소하여 센지수 역시 약간 낮아지고 있으나 변화폭은 매우 작았다. 멕시코 역시 빈곤율과 소득갭 비율의 변화경향을 그대로 반영한 결과가 나타났는데 1990년대 중반 약간 감소하다가 이후 다시 증가하는 경향을 보여주고 있다. 동아시아를 대표하는 대만과 우리나라는 뚜렷한 증가추세를 보이고 있다. 그러나 대만과 우리나라는 상황이 다른데, 대만은 1990년대 초 센지수에서도 다른 국가에 비해 월등히 낮은 수준을 나타냈으므로 크게 증가한 2000년 이후에도 스웨덴이나 다른 유럽국가들보다 비슷하거나 오히려 낮은 수준인 것으로 나타났다. 반면에 우리나라의 경우에는 외환위기 이전이던 1996년 당시 이미 대만보다 높은 수준에서 지난 10여년간 지속적으로 증가하여 2003년에는 멕시코와 미국 다음으로 높은 국가로 상승하였다.

구체적으로 1990년대 이후 국가별 빈곤상태의 종합적인 변화를 센지수를 기준으로 살펴보면, 스웨덴의 경우 중위소득의 40%를 기준으로 1992년 0.0241에서 1995년 0.0298로 90년대 전반부에 다소 상승하였으나 2000년에는 0.0190으로 이전보다 더 낮아졌으며 중위소득의 50%와 60%를 기준으로 이와 비슷한 경향을 보이고 있다. 노르웨이와 네덜란드 역시 스웨덴과 유사한 변화경향을 나

타내고 있지만, 스웨덴과 달리 감소폭이 작아 90년대 초반의 수준을 회복하지는 못하고 있다.

조합주의 국가인 독일, 이탈리아, 스페인의 경우에도 1990년대 초반 센지수가 크게 상승하였다가 1990년대 후반부에는 점차 개선되고 있으나 아직까지 1990년대 초반 수준을 회복하지 못한 것으로 나타났다. 독일의 경우 중위소득의 40~60%를 기준으로 0.0169→0.0213→0.0196, 0.0266→0.0349→0.0336, 0.0475→0.0545→0.0530으로 변화되었다. 이탈리아의 경우 중위소득의 40%~60%를 기준으로 산출된 센지수는 0.0171→0.0427→0.0353, 0.0349→0.0667→0.0570, 0.0632→0.0970→0.0860으로 변화되었다.

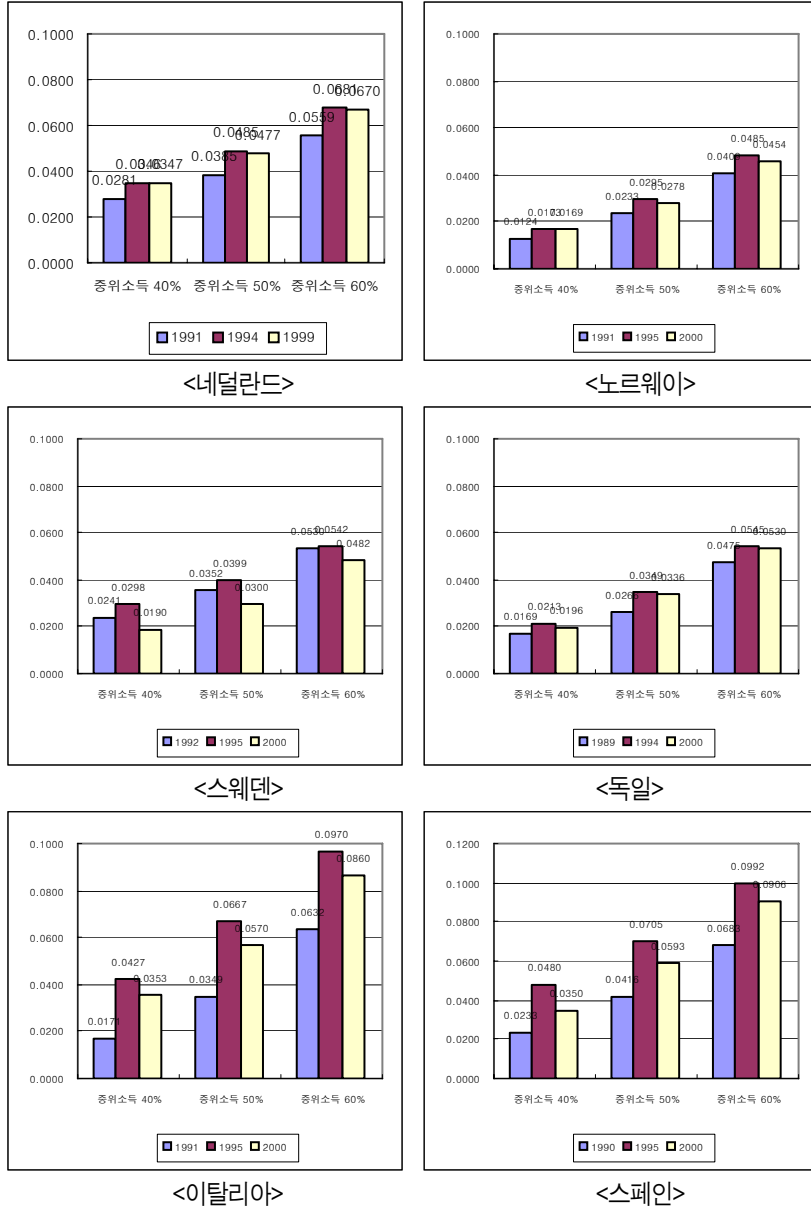
자유주의 복지국가인 영국은 앞서 살펴본 국가들과 비슷한 경향을 보이지만 2000년대 들어 1990년대 초반 수준을 회복하며 오히려 이전보다 개선된 것으로 나타났다. 중위소득의 40%~60%를 기준으로 0.0288→0.0360→0.0293, 0.0529→0.0582→0.0498, 0.0863→0.0894→0.0806으로 변화되었다. 반면에, 캐나다는 90년대 중반까지 센지수가 감소하였으나 그 후 증가하여 2000년에는 90년대 초반보다 오히려 악화된 것으로 나타났다. 한편, 미국의 경우에는 중위소득의 40~60%를 기준으로 0.0582→0.0565→0.0511, 0.0877→0.0858→0.0794, 0.1210→0.1192→0.1127로 변화되어 모두 약간씩 감소하였으나 절대적인 수준은 다른 국가들에 비해 상당히 높은 것으로 나타났다. 멕시코는 빈곤율, 소득갭비율과 함께 센지수 역시 가장 악화된 국가로서 1990년대 초반 다소 감소하였으나 이후 다시 증가하는 경향을 보이고 있다.

대만과 우리나라는 빈곤율, 소득갭 비율과 마찬가지로 증가경향이 뚜렷하게 나타나 빈곤의 양적 규모와 질적 측면이 동시에 악화되고 있음을 반영하고 있다. 그러나, 대만의 경우는 1990년대 초반 비교대상 국가 중 센지수가 가장 낮은 국가였으며 중위소득의 40~60% 기준으로 0.0065→0.0087→0.0160, 0.0175→0.0208→0.0317, 0.0364→0.0420→0.0552로 상승한 이후에도 우리나라의 1996년 수준보다 낮은 것으로 나타났다. 우리나라의 경우에는 1996년부터 2003년까지 센지수가 약 2배 이상 크게 증가한 것으로 나타났다. 중위소득의 40~60% 기준으로 변화추이를 살펴보면 각각 0.0200→0.0371→0.0557, 0.0354→0.0591→

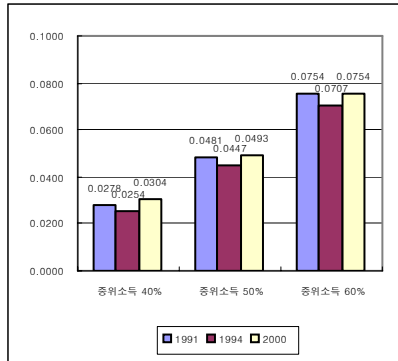
0.0805, 0.0566→0.0863→0.1097로 상승하였다.

이처럼 센지수를 기준으로 주요국가와 비교한 우리나라의 빈곤동향은 빈곤의 양적 규모뿐만 아니라 빈곤의 심도 측면에서 동시에 증가폭이 매우 큰 것으로 나타났으며, 빈곤수준이 다른 국가에 비해 상대적으로 높은 고빈곤 국가군으로 이동하고 있음을 알 수 있어 이에 대한 정책적 대응이 요구되는 상황이라고 할 수 있다.

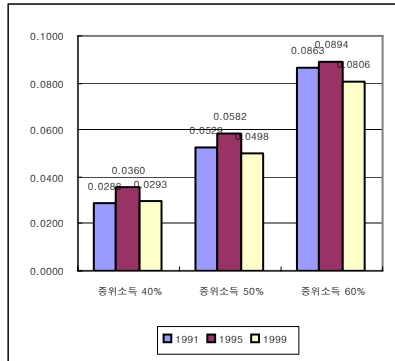
[그림 3-6] 국가별 센지수 변화 추이



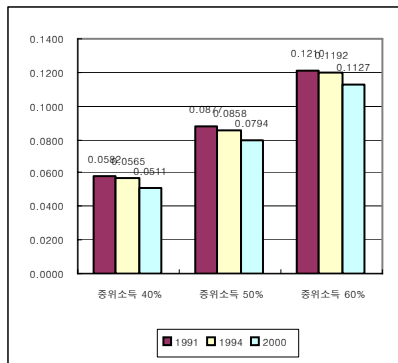
[그림 3-6] 계속



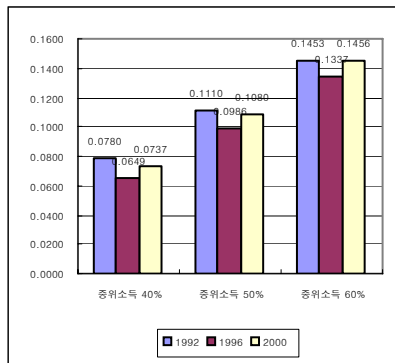
<캐나다>



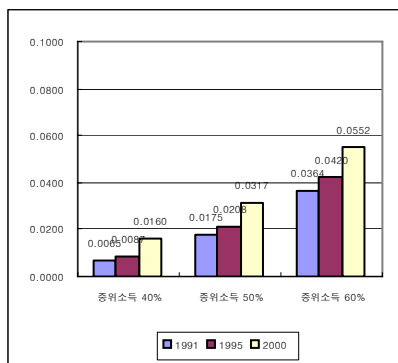
<영국>



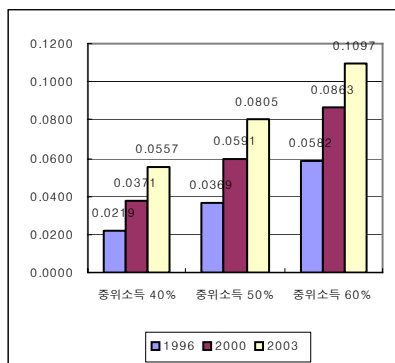
<미국>



<멕시코>



<대만>



<한국>



## 제2절 빈곤 요인분해

### 1. 센지수 분해

#### 가. 국내

제2장에서 살펴본 바와 같이, 센지수는 빈곤율, 빈곤갭, 빈곤층의 지니계수의 조합으로 구성된다. 이 때 두 기간 사이의 센지수의 변화는 빈곤율 효과(두 기간 사이의 빈곤율의 차이), 빈곤층의 평균소득효과(두 기간 사이의 빈곤갭의 차이에서 두 기간 사이의 빈곤율 차이를 감해준 효과), 그리고 빈곤층 사이의 분배효과(두 기간 사이의 센지수 차이에서 두 기간 사이의 빈곤갭의 차이를 감해준 효과)로 분해된다. 이 때 해석에 있어 수치가 + 방향으로 커질수록 빈곤이 악화된 것을 의미하며, 반대로 - 방향으로 커질수록 빈곤이 완화된 것을 의미한다는데 주의할 필요가 있다. 여기에서는 가구소비실태조사 1996년과 2000년 원자료, 그리고 국민생활실태조사 2003년 원자료를 바탕으로 두 기간 동안의 센지수 변화를 분해하고자 한다.

먼저, 1996년에서 2000년 사이, 그리고 2000년에서 2003년 사이의 센지수 분해 결과는 <표 3-6> 및 [그림 3-7]과 같다. 표에서 보는 바와 같이, 1996년에서 2000년 사이의 센지수 변화는 빈곤선 기준에 따라 38.9~88.3%로 그 방향성은 모두 악화된 것으로 나타났다. 빈곤율 효과도 1996년에 비해서 2000년이 27.9~89.7%의 비율만큼 악화된 것으로 나타나며, 빈곤층 사이의 분배효과도 1999년에 비해 2000년이 25.7~88.7%의 비율만큼 악화되는데 비해, 빈곤층의 평균소득효과는 14.7~90.1%의 비율만큼 개선된 것으로 나타났다. 이는 1996에서 2000년 기간 동안, 즉 외환위기를 전후로 하여 빈곤층으로 유입된 인구가 증가하였고 빈곤층 사이의 분배 또한 악화되었지만 빈곤층의 평균소득은 증가하였음을 의미한다. 특히, 이 기간 동안 절대빈곤층의 규모와 분배상황은 매우 악화된 반면, 이들의 소득은 이전에 비해 상당히 개선된 것으로 나타났다. 이러한 결과는 외환위기 이후 중산층에서 빈곤계층으로의 추락인구가 급증하였으나,

이들의 상대소득이 이전의 빈곤층(주로 근로무능력자)에 비해 높았던 점과 이 시기 빈곤계층을 대상으로 한 국가의 정책적 노력이 적극적으로 이루어진 점 등의 결과로 평균소득효과는 개선된 것으로 보인다.

〈표 3-6〉 우리나라의 센지수 분해 결과

(단위: %)

구분			센지수 변화	빈곤율 효과	빈곤층의 평균소득 효과	빈곤층 사이 분배효과
1996~ 2000	상대 빈곤	중위소득 40%	51.6	49.7	-46.6	48.6
		중위소득 50%	46.2	39.4	-30.7	37.5
		중위소득 60%	38.9	27.9	-14.7	25.7
	절대빈곤		88.3	89.7	-90.1	88.7
2000~ 2003	상대 빈곤	중위소득 40%	40.1	28.4	-16.4	28.1
		중위소득 50%	30.6	17.7	-3.4	16.4
		중위소득 60%	23.9	11.6	1.5	10.7
	절대빈곤		39.0	22.8	-5.4	21.6

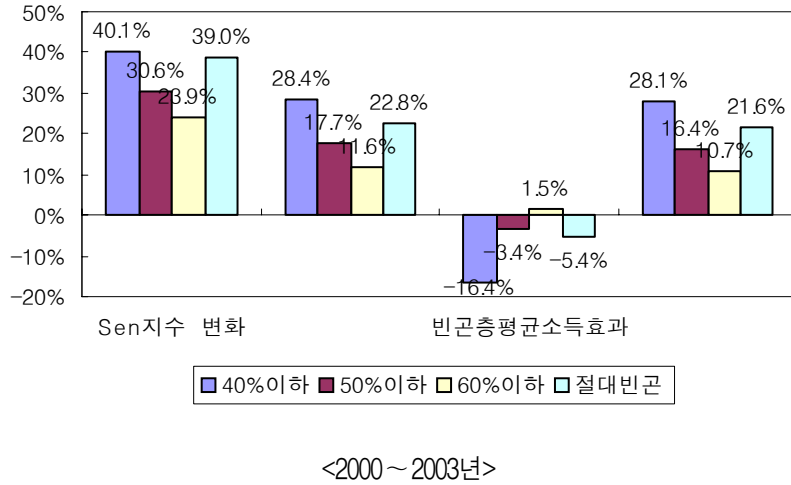
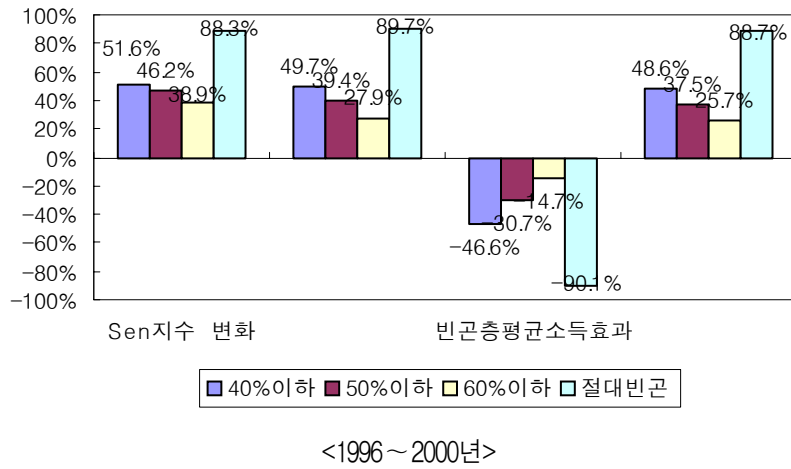
자료: 통계청, 가구소비실태조사 원자료, 1996·2000.  
한국보건사회연구원, 국민생활실태조사 원자료, 2003.

다음으로 2000년에서 2003년 기간 동안, 센지수 변화는 빈곤선 기준에 따라 23.9~40.1%로, 그 방향성은 모두 악화되고 있는 것으로 나타났다. 빈곤율 효과도 2000년에 비해서 2003년이 11.6~28.4%의 비율만큼 악화된 것으로 나타났으며, 빈곤층 사이의 분배효과도 2000년에 비해 2003년이 10.7~28.1%의 비율만큼 악화되었다. 이에 비해, 빈곤층의 평균소득효과는 중위소득 40%, 50%, 절대빈곤에서 3.4~16.4% 개선되는 것으로 나타났지만, 중위소득 60%에서는 1.5% 악화되는 것으로 나타났다.

그러나 전체적으로 볼 때 2000~2003년 기간 동안의 변화량은 1996~2000년 기간 동안에 비해 (분석기간의 차이에도 불구하고) 줄어들었음을 알 수 있다. 이는 1997년 말에 촉발되었던 외환위기가 2000년을 전후로 점차로 회복된 결과로 볼 수 있다. 그럼에도 불구하고, 2000~2003년 기간 동안 여전히 빈곤율과 빈

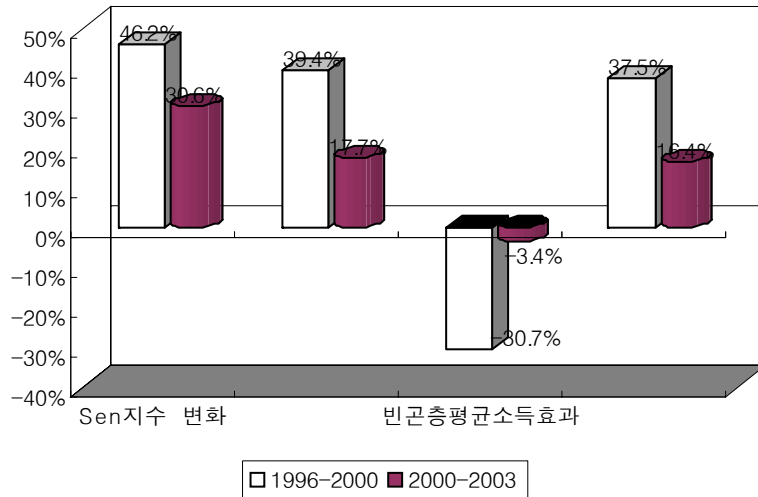
곤층 사이의 분배효과가 악화되고 있다는 것은 앞의 빈곤동향에서 살펴본 바와 같이 빈곤이 구조적으로 심화되고 있음을 시사한다 하겠다.

[그림 3-7] 우리나라의 센지수 분해 결과



1996~2000 및 2000~2003년 기간 동안의 센분해 결과를 비교한 결과를 요약 하면 아래 [그림 3-8]과 같다. 그림에서 나타나듯이 두 기간 동안 센지수를 포함한 각 요인들의 부호는 동일한 방향을 나타내지만 변화의 규모는 200~2003년 기간 동안 크게 감소하였다. 특히, 양 기간 동안 빈곤율이 지속적으로 상승 하였다는 것은 일차적으로 시장소득의 불안정과 감소로 인해 빈곤계층으로 떨어진 인구가 증가하였음을 의미하는 동시에, 정부의 빈곤정책이 빈곤을 감소시키는데 큰 효과를 발휘하지 못하였음을 의미한다고 볼 수 있다. 빈곤층 평균소득이 증가한 점에 대해서는 물가를 통제하지 않은 상태에서의 소득효과라는 점에서 실질적인 생활의 질 향상을 의미한다고 보기 어렵다는 점을 감안해야 하지만, 다른 한편 일정 정도 정부 빈곤정책의 효과로 볼 수도 있을 것이다. 요컨대, 이러한 모든 점을 고려할 때 빈곤층의 규모가 확대되면서 빈곤층 내부의 유형이 다양해지고 분화되는 양상이 나타나고 있지만, 정부의 빈곤정책은 이에 대처할 만큼 충분히 효과를 발휘하지 못하고 있는 것으로 보인다.

[그림 3-8] 우리나라의 센지수 분해 결과(중위소득 50% 기준)



## 나. 외국과의 비교

다음으로, LIS 원자료를 이용하여 제2장에서 제시한 주요 국가들의 센지수 분해를 시도하고자 한다. LIS의 Wave 중 3개 Wave(III, IV, V), 2개 기간(III~IV, IV~V)을 이용하여 센지수를 분해한다. Wave III은 1990년 전후, Wave IV는 1995년 전후, 그리고 Wave V는 2000년을 전후로 한 시점이다. 따라서 우리나라 자료의 시점(1996, 2000, 2003)과 다소 다르다는 점에 유의할 필요가 있다. 국가 간 비교를 위하여 가처분소득에 OECD 균등화지수를 곱한 균등화 소득을 기준으로 분석하였으며, 상대빈곤선은 중위소득의 40%, 50%, 60%를 모두 적용하여 분석하였다. 본문에서는 상대빈곤선 50%기준으로 설명하고 나머지 분석결과는 부록에 수록하였다.

중위소득 50%의 상대빈곤선을 기준으로 하여 센지수를 분해한 결과는 아래 <표 3-7> 및 [그림 3-9]로 제시되어 있다. 먼저, Wave III에서 Wave IV 기간, 즉 1990~1995년 기간 동안의 센지수 분해 결과에서 가장 두드러진 특징은 조합주의 국가들(독일, 이탈리아, 스페인)의 악화, 사민주의 국가들(네덜란드, 노르웨이, 스웨덴)의 고투, 그리고 자유주의 국가들(캐나다, 영국, 미국)의 선전으로 요약될 수 있다.

특히, 독일의 경우 이 기간 동안 빈곤층 사이의 분배가 35.4%, 빈곤율이 34.4% 악화되었으며, 평균소득만이 43.0% 정도 개선되어 전체적으로 센지수가 26.8% 악화된 것으로 나타났다. 이러한 결과는 당시 실업의 급증 뿐만 아니라 통일의 후유증을 겪고 있었던 독일의 상황을 반영하는 결과라 할 수 있다. 지중해식 조합주의 국가라 할 수 있는 이탈리아와 스페인의 경우는 센지수를 구성하고 있는 세 요소(빈곤율, 평균소득, 분배) 모두 악화된 것으로 나타나서 이 기간 동안 높은 실업률과 낮은 경제성장률, 그리고 유럽대륙 국가들에 비해 협소한 사회복지의 결과를 반영해 주고 있다.

사민주의 유형의 복지국가들 역시 조합주의 국가들에 비해서 그 정도는 약하지만, 전반적으로 빈곤 상황이 악화된 것으로 평가된다. 네덜란드의 경우 빈곤 계층의 평균소득은 23.5% 향상되었지만, 빈곤율이 24.2% 높아졌고 빈곤층 내에

서의 분배 역시 22.4% 악화되었다. 스웨덴의 경우 빈곤율은 미미한 개선(1.4%)을 보였지만, 빈곤층의 평균소득은 18.3% 악화되어 빈곤층의 생활수준이 떨어진 것으로 보인다.

이에 비해, 이 시기 동안 상대적으로 자유주의 유형의 국가들 특히 북미의 캐나다와 미국에서는 빈곤 상황이 전반적으로 개선된 것으로 나타나고 있다. 캐나다의 경우, 이 기간 동안 빈곤율이 5.4%, 빈곤층 사이의 분배가 5.2% 개선되고 평균소득만 3.2% 악화되어 전체적으로 센지수는 7.5% 개선되었다. 미국 또한 빈곤율이 1.5%, 빈곤층 사이의 분배가 1.1% 개선되고 평균소득이 0.4% 악화되어 센지수가 2.3% 개선되었다. 다만, 영국의 경우 빈곤율이 6.9%, 빈곤층 사이의 분배효과가 3.4% 개선되었으나, 빈곤층의 평균소득이 19.8% 악화되어 전체적인 센지수는 9.5% 악화된 것으로 나타났다. 이들 자유주의 국가들의 공통적인 특징은 빈곤율은 다소 감소하였으나, 동시에 빈곤층의 삶의 질도 떨어졌다는 점이다. 이러한 결과는 이들 국가가 유럽대륙 국가들보다 좀더 일찍 경제회복기에 들어섰다는 점과 실업률이 상대적으로 낮았던 점 등으로 부분적인 설명이 가능하다. 한 가지 주의할 점은 이들 국가들의 상대적인 빈곤율이 떨어졌다는 것을 의미할 뿐, 절대적인 빈곤율이 유럽대륙 국가보다 낮다는 것을 의미하지는 않는다(주49).

한편, 멕시코의 경우 이 시기 동안 빈곤율이 9.2%, 빈곤층의 평균소득이 2.6% 개선되어 비교대상 국가들 중 가장 높은 개선을 보였다. 대만은 빈곤층의 평균소득은 21.3% 개선되었으나, 빈곤율이 25.4%, 빈곤층 내의 분배가 24.2% 악화되어 결과적인 센지수는 29.2% 악화된 것으로 나타났다.

이러한 모든 비교대상 국가들 중 이 기간 중에 이탈리아와 함께 우리나라의 빈곤 상황은 가장 악화된 것으로 평가된다. 우리나라의 경우 빈곤층의 평균소득은 46.6% 개선되었으나, 빈곤율이 49.7%, 빈곤층 사이의 분배가 48.6% 악화되어 전체적인 센지수가 51.6%나 악화된 것이다. 이는 한국이 당시 외환위기라는 특수한 상황에 있었다는 점이 일차적 원인이라고 할 수 있으나, 사회의 위

주49) 예컨대, 이 시기 동안 빈곤상황이 가장 악화된 나라 중 하나인 독일의 경우 1994년 중위 소득 50% 기준 빈곤율이 8.4%였지만, 미국의 경우 같은 시기 빈곤율이 17.4%에 이른다.

기 대처능력 부족을 부분적으로 반영한다고 볼 수 있을 것이다.

〈표 3-7〉 국가별 센지수 분해 결과(중위소득 50% 기준)

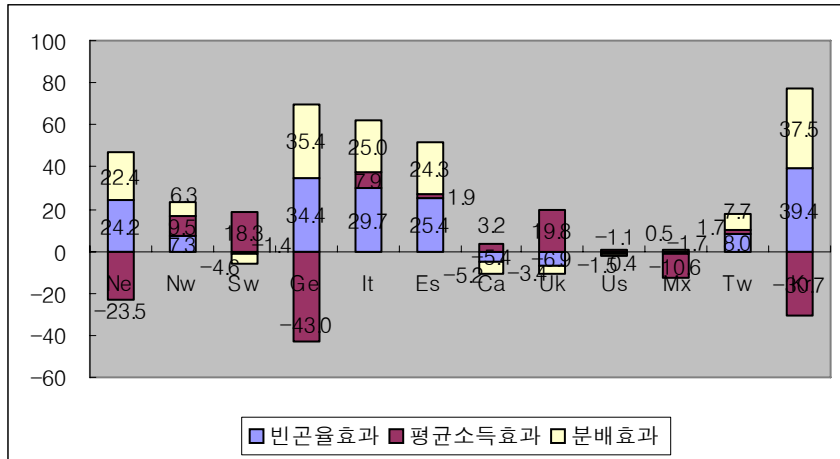
(단위: %)

국가	연도	센지수 변화	빈곤율 효과	빈곤층의 평균소득 효과	빈곤층 사이 분배효과
네덜란드	1991~1994	23.1	24.2	-23.5	22.4
	1994~1999	-1.7	3.4	-7.4	2.3
노르웨이	1991~1995	23.2	7.3	9.5	6.3
	1995~2000	-5.9	-7.5	8.1	-6.6
스웨덴	1992~1995	12.3	-1.4	18.3	-4.6
	1995~2000	-28.2	-0.8	-31.0	3.6
독일	1989~1994	26.8	34.4	-43.0	35.4
	1994~2000	-3.6	2.1	-5.4	-0.3
이탈리아	1991~1995	62.6	29.7	7.9	25.0
	1995~2000	-15.7	-10.4	4.9	-10.2
스페인	1990~1995	51.6	25.4	1.9	24.3
	1995~2000	-17.3	5.6	-28.1	5.1
캐나다	1991~1994	-7.5	-5.4	3.2	-5.2
	1994~2000	9.8	1.1	5.4	3.2
영국	1991~1995	9.5	-6.9	19.8	-3.4
	1995~1999	-15.6	-7.7	1.0	-8.9
미국	1991~1994	-2.3	-1.5	0.4	-1.1
	1994~2000	-7.8	-4.5	0.7	-3.9
멕시코	1992~1996	-11.8	-1.7	-10.6	0.5
	1996~2000	9.1	6.3	-3.1	5.8
대만	1991~1995	17.4	8.0	1.7	7.7
	1995~2000	41.6	24.9	-7.4	24.1
한국	1996~2000	46.2	39.4	-30.7	37.5
	2000~2003	30.6	17.7	-3.4	16.4

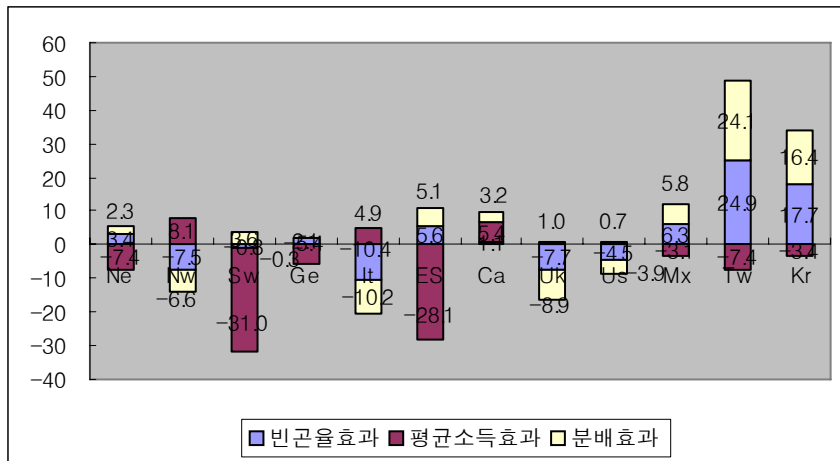
자료: 1) 외국의 경우 LIS, LIS 원자료, 각 연도.

2) 한국의 경우 통계청, 가구소비실태조사 원자료, 1996·2000; 한국보건사회연구원, 국민생활실태조사 원자료, 2003.

[그림 3-9] 국가별 센지수 분해 결과



<1990~1995년경(단, 한국은 1996~2000)>



<1995~2000년경(단, 한국은 2000~2003)>



다음으로, <표 3-7>과 [그림 3-9]를 통해 Wave IV(1990년대 중반)에서 Wave V(2000년경) 사이의 센지수 분해의 결과를 살펴보면, 전반적으로 대만, 캐나다 등 몇몇 나라들을 제외하고는 전반적으로 이전시기에 비해 빈곤 상황이 개선된 것으로 평가할 수 있다. 특히, 이전 시기에 악화되었던 나라들 중 스페인, 이탈리아, 스웨덴의 개선이 두드러지는 반면, 이전 시기에 개선된 것으로 나타났던 캐나다, 멕시코 등은 악화되었다. 미국은 이전 시기에 이어 개선을 보였으며, 대만과 우리나라는 이전 시기에 이어 악화 경향이 지속되었다.

좀 더 구체적으로 살펴보면, 이전 시기에 전반적으로 빈곤 상황이 악화된 것으로 평가되었던 이탈리아, 독일, 스페인 등 조합주의 복지국가들과 네덜란드, 노르웨이, 스웨덴 등 사민주의 복지국가들은 이 시기 동안 공히 개선의 경향을 보여주고 있다. 또한, 이전 시기에 악화의 폭이 컸던 국가일수록 반등으로 인한 개선의 폭 역시 크게 나타나고 있다. 대표적으로, 스페인의 경우 이 시기에도 빈곤율과 빈곤층 간의 분배효과는 각각 5.6%와 5.1% 악화되었지만, 빈곤층의 평균소득이 28.1% 상승하여 전체적인 센지수가 17.3% 개선된 것으로 나타났다. 이와는 반대의 경향으로 개선된 이탈리아의 경우, 빈곤층의 생활수준은 4.9% 떨어졌으나 빈곤율이 10.4%, 빈곤층 사이의 분배가 10.2% 개선되어 전체적으로 15.7%의 개선을 보여주고 있다. 사민주의 국가 중 가장 두드러진 개선을 보여주고 있는 스웨덴의 경우, 이 기간 동안 평균소득이 31.0% 개선되어 전체적으로 센지수는 28.2%가 개선된 것으로 나타났다.

자유주의 국가 중 미국은 빈곤층의 평균소득은 정체된 가운데 빈곤율이 4.5%, 빈곤층 간의 분배가 2.9% 개선되어 전체 센지수는 7.8% 개선된 것으로 나타났으며, 두 기간 동안 지속적으로 센지수가 개선된 유일한 국가로 기록되었다. 이러한 결과는 물론 일차적으로는 이 시기 동안 유럽국가들에 비해 상대적으로 높은 경제성장률과 낮은 실업률을 구가한 데 그 원인이 있다고 볼 수 있으며, 다른 한편 이전의 빈곤율이 매우 높았던 데 대한 반등이라고도 볼 수 있다. 정책적으로는 높은 노동유연성과 근로유인형 복지제도(workfare)의 효과를 부분적으로 지적할 수 있겠으나, 이에 대해서는 좀 더 엄밀한 분석이 요구된다.

이러한 미국과는 완전히 반대의 경향성을 보이는 나라가 우리나라와 대만이

다. 우리나라의 경우, 전 시기에 이어 2000~2003년 사이에도 빈곤층의 평균소득만 약간 개선되었을 뿐, 빈곤율과 빈곤층 사이의 분배가 각각 17.7%, 16.4% 악화되어 센지수는 30.6% 악화된 것으로 나타났다. 대만의 경우, 1995~2000년 기간 동안에 전 시기보다 빈곤 상황이 더욱 악화되어 빈곤층의 평균소득만 7.4% 개선되었을 뿐, 빈곤율과 분배는 각각 14.9%와 24.1% 악화되어 센지수는 41.6% 악화된 것으로 나타났다. 아래 <표 3-8>은 두 기간 동안의 센지수 분해 결과를 요약하여 보여주고 있다.

<표 3-8> 국가 간 센지수 분해 결과 비교(중위소득 50% 기준)

센지수변화	빈곤율효과	빈곤층의 평균소득효과	빈곤층사이의 분배효과	국가
( + )	( + )	( + )	( + )	노르웨이 I, 이탈리아 I, 스페인 I, 캐나다II, 대만 I
	( + )	( - )	( + )	네덜란드 I, 독일 I, 대만II, 멕시코II, <b>한국II, 한국III</b>
	( - )	( + )	( - )	스웨덴 I, 영국 I
( - )	( + )	( - )	( + )	네덜란드II, 스페인II
	( + )	( - )	( - )	독일II,
	( - )	( + )	( - )	노르웨이II, 이탈리아II, 미국 I, 미국II, 캐나다 I, 영국II
	( - )	( - )	( + )	스웨덴II, 멕시코 I
	( - )	( - )	( - )	-

주: 1) I : WaveIII~WaveIV, II: WaveIV~WaveV

요컨대, 주요 국가들의 센분해 결과는 다음과 같이 요약될 수 있다. 빈곤상향도 경기와 마찬가지로 부침을 거듭하는 것으로 보이며, 이는 일차적으로 그 나라의 경제상황, 실업률 등에 영향을 받을 뿐만 아니라, 국가의 노동시장정책과 사회복지제도에 의해서도 크게 좌우되는 것으로 보인다. 대부분의 사민주의 국가들과 조합주의 국가들, 즉 유럽대륙 국가들의 경우, 1990년대 초반 빈곤상향

은 악화되는 경향을 보였으나, 1990년대 후반들어 개선되는 기미를 보여주고 있다. 이에 비해, 자유주의 국가들은 일관된 경향을 보이지 않으며, 특히 미국의 경우 두 기간 동안 빈곤 상황이 지속적으로 개선된 것으로 나타났다. 그러나, 이러한 사실이 유럽에 비해 미국의 빈곤 상황이 더 낫다는 것을 의미하지는 않으며, 여전히 절대적인 수준에 있어서는 미국은 멕시코와 함께 가장 높은 수준의 빈곤율을 기록하고 있다. 우리나라와 대만의 경우, 이 시기에 지속적인 빈곤 상황 악화를 경험한 것으로 보인다. 이는 1990년대 중후반의 동아시아 국가들의 경제위기와 상대적으로 취약한 사회복지제도 등의 결과를 반영한 것으로 보이지만, 구체적인 원인을 밝히기 위해서는 좀더 심층적인 연구가 필요할 것으로 보인다.

## 2. 성장 몫 분해

### 가. 국내

경제성장의 몫을 빈곤층과 비빈곤층 간의 분배 몫으로 분해하기 위해서는 빈곤선, 빈곤층의 평균소득, 비빈곤층의 평균소득, 빈곤 가구율, 비빈곤 가구율 등이 추정되어야 한다. 빈곤선은 국제간 비교를 위하여 OECD에서 적용하고 있는 중위소득의 40%, 50%, 60%를 상대빈곤선으로 사용하였다. 각각의 빈곤선을 통계청의 1996년, 2000년 가구소비실태 자료와 한국보건사회연구원의 국민생활실태조사(기준시점 2003년) 자료에 적용하여 빈곤층의 평균소득, 비빈곤층의 평균소득, 빈곤 가구율, 비빈곤 가구율 등을 추정하였다. 추정결과 중위소득의 40% 기준 상대빈곤선을 적용할 경우 빈곤가구율은 1999년 7.09%, 2000년 11.29%, 2003년 15.06%로 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 증가 추세는 상대빈곤선을 50%, 60% 적용할 경우에도 동일하게 증가하고 있는 것으로 나타났다.

<표 3-9> 우리나라 계층별 소득 및 빈곤 가구율(가처분 균등소득<sup>1)</sup> 기준

(단위: 원, %)

구분	상대 빈곤선	전 가구 균등화 소득	균등화 빈곤선	빈곤가구 균등화 소득	비빈곤 가구 균등화 소득	빈곤 가구율	비빈곤 가구율
1996	40%	1,068,432	389,165	252,522	1,130,675	7.09	92.91
	50%		486,457	324,402	1,165,580	11.55	88.45
	60%		583,748	395,949	1,210,865	17.48	82.52
2000	40%	1,144,750	410,688	267,014	1,256,508	11.29	88.71
	50%		513,361	332,715	1,310,200	16.93	83.07
	60%		616,033	396,258	1,370,992	23.21	76.79
2003	40%	1,229,583	451,500	284,430	1,397,121	15.06	84.94
	50%		564,375	348,115	1,464,306	21.03	78.97
	60%		677,250	410,847	1,536,780	27.28	72.72

주: 1) 가구규모의 변화를 통제하기 위하여 가처분 소득을 OECD균등화 지수( $\sqrt{n}$ , n은 가구규모) 로 나눈 소득(이하 등)

자료: 통계청, 가구소비실태조사 원자료, 1996·2000.

한국보건사회연구원, 국민생활실태조사 원자료, 2003

이상의 기초자료를 바탕으로 제2장 3절에서 논의한 경제성장 및 분해모형을 적용하여 1996~2000년, 2000~2003년간 빈곤층과 비빈곤층 간의 분배 몫을 추정해 보자. 경제성장 몫은 아래와 같이 4개( $X, \psi, \omega_n, \omega_p$ )요소로 분리된다. 여기서 ( $X$ )는 비빈곤층의 부유효과<sup>50)</sup>이고, ( $\psi$ )은 빈곤층의 부유효과<sup>51)</sup>이다. 그리고 ( $\omega_n$ )와 ( $\omega_p$ )는 계층상승( $b$ )과 계층하락( $d$ )을 상쇄한 값에 계층이동 중 빈곤선 이상의 소득증가분과 빈곤선 이하의 소득증가분을 곱한 값이므로 ( $\omega_n$ )는 비빈곤층의 이동효과<sup>52)</sup>이고, ( $\omega_p$ )는 빈곤층의 이동효과이다. 따라서 등 모형은

주50) 1기 2기 모두 비빈곤층인 가구들의 소득증가와 1기 빈곤층인 가구들이 2기 비빈곤층으로 계층상승하는 과정 중 비빈곤 상태에서의 소득증가를 합한 값이므로 이를 비빈곤층 부유효과로 부르기로 한다.

주51) 1기 2기 모두 빈곤층인 가구들의 소득증가와 1기 빈곤층인 가구들이 2기 비빈곤층으로 계층상승하는 과정 중 빈곤 상태에서의 소득증가를 합한 값이므로 이를 빈곤층 부유효과로 부르기로 한다.

주52) 비빈곤층의 이동효과는 ( $b-d$ )의 부호가 음이냐 양이냐에 따라 해석을 달리해야 한다. 음인

비빈곤층이  $(\chi + \omega_n)$  만큼 가지게 되고, 빈곤층이  $(\psi + \omega_p)$  만큼 가지게 됨은 이미 제2장에서 살펴본 바와 같다.

$$\begin{aligned} \Delta \bar{Y} = & (c+b)(y_n^2 - y_n^1) + (a+b)(y_p^2 - y_p^1) \\ & \quad \quad \quad (\chi) \quad \quad \quad (\psi) \\ & + (b-d)(y_n^1 - pl) + (b-d)(pl - y_p^2) \\ & \quad \quad \quad (\omega_n) \quad \quad \quad (\omega_p) \end{aligned}$$

분해 결과, 빈곤층의 분배 몫은 빈곤가구들의 부유효과( $\psi$ )에도 불구하고, 빈곤층으로의 이동효과( $\omega_p$ )가 커 빈곤층의 분배 몫은 1996~2000년, 2000~2003년 간 모두 음(-)으로 나타났다. 이는 비빈곤층의 경우 전체 경제성장 몫보다 큰 몫을 가지고 갔다는 의미가 된다. 이와 같은 결과가 산출된 것에 대하여 음미해 보자. <표 3-9>에서 살펴본 바와 같이, 1996~2000년, 2000~2003기간 동안 우리나라의 상대빈곤 가구율이 증가하였다. 상대빈곤 가구율이 증가할 경우 ( $\omega_p$ )는 음(-)이 된다<sup>주53)</sup>. 이는 비빈곤층이 빈곤층으로 전락하는 가구들(그룹 B)이 빈곤층에서 비빈곤층으로 계층상승하는 가구(그룹 D)보다 상대적으로 많다는 것을 의미한다. 1기(1996년 또는 2000년)에 비빈곤층이었던 가구들이 2기(2000년 또는 2003년)에 빈곤층으로 계층 하락하는 과정 중 빈곤층 상태에서의 소득 감소( $\omega_p$ )가 빈곤층의 소득( $\psi$ )보다 커서 빈곤층 몫이 음(-)으로 나타났다. 이러한 결과를 정리하면 <표 3-10> 및 [그림 3-10]과 같다.

다음으로 1996~2000년과 2000~2003년을 비교해 보면, 빈곤층 몫은 양 기간 모두 음(-)이지만 중위소득 40%, 50%, 60% 기준 상대빈곤선 모두에서 2000~2003년의 빈곤층 분배 몫이 1996~2000년보다 개선된 것으로 나타난다. 이

경우 비빈곤층이 빈곤층으로 전락하는 과정 중 비빈곤 상태에서의 소득하락을 의미한다. 반면 양인 경우 빈곤층이 비빈곤층으로 계층상승하는 과정 중 비빈곤 상태에서의 소득상승을 의미한다.

주53) 계층상승(b)한 가구보다 하락한 가구(d)들이 많으므로 (b-d)가 음의 된다. 그리고 빈곤층의 평균소득은 논리상 빈곤선보다 낮으므로 (빈곤선-2기 빈곤층 평균소득)은 양이 된다.

는 빈곤으로의 이동효과( $\omega_p$ )가 감소하고, 빈곤층의 부유효과( $\psi$ )가 증가하기 때문에 나타난 결과이므로 동기의 사회안전망 역할이 전기에 비해 상대적으로 강화되었음을 의미한다(주54).

그리고 같은 기간 내에 상대빈곤선이 높아지면, 빈곤층의 몫이 더 줄어드는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과의 주된 이유는 빈곤층의 부유효과( $\psi$ )보다 빈곤으로의 이동효과( $\omega_p$ )가 상대적으로 더 큰 영향을 주었기 때문이다. 실제로 2000~2003년의 경우 빈곤층의 부유효과( $\psi$ )는 증가하였지만, 상대빈곤선이 높아지면서 빈곤층으로의 이동효과( $\omega_p$ )가 더 큰 폭으로 감소(2000~2003년의 경우 -5,529에서 -9,597)하여 결과적으로 빈곤층 몫( $\psi + \omega_p$ )을 감소시켰다.

〈표 3-10〉 우리나라 빈곤층과 비빈곤층 간의 분배 몫

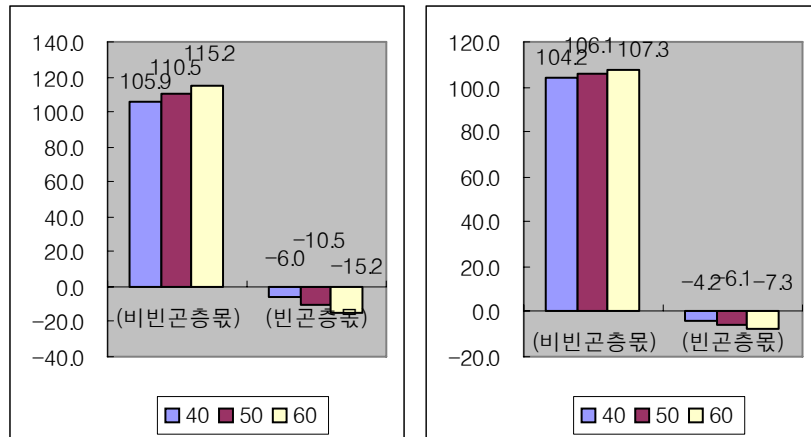
(단위: 원, %)

구분	상대 빈곤선	분배 몫				구성비	
		비빈곤층 부유효과 ( $\chi$ )	이동효과 I ( $\omega_n$ )	이동효과 II ( $\omega_p$ )	빈곤층 부유효과 ( $\psi$ )	비빈곤층몫 ( $\chi + \omega_n$ )	빈곤층몫 ( $\psi + \omega_p$ )
1996~2000	40	111,627	-30,691	-5,582	1,027	105.96	-5.96
	50	120,136	-35,813	-8,995	960	110.53	-10.53
	60	122,961	-35,009	-11,668	54	115.21	-15.21
2000~2003	40	119,436	-31,118	-5,529	1,966	104.20	-4.20
	50	121,698	-31,625	-7,821	2,607	106.14	-6.14
	60	120,561	-29,481	-9,597	3,386	107.32	-7.32

자료: 통계청, 가구소비실태조사 원자료, 1996·2000.  
한국보건사회연구원, 국민생활실태조사 원자료, 2003.

주54) 일반적으로 비빈곤층의 부유효과( $\chi$ )는 주로 경제적인 요인(실질 경제성장, 물가상승(경상 소득으로 분석하는 경우) 등)에 기인한다. 그리고 빈곤층의 부유효과( $\psi$ )와 빈곤으로의 이동효과( $\omega_p$ )는 경제적인 요인과 조세 및 사회보장제도 등이 종합적으로 반영된 효과이다. 하지만, 빈곤으로의 이동효과( $\omega_p$ )는 빈곤층의 부유효과( $\psi$ )보다 상대적으로 그 사회의 사회안전망(social safety nets) 발전정도에 따라 더 큰 영향을 받는다. 예컨대 1기에 비빈곤층 근로자가 퇴직 후 연금을 수령한다든지 또는 실직 후 실업급여를 받을 경우 (b-d)의 값을 낮추거나 (빈곤선-2기 빈곤층 평균소득)의 값을 낮추기 때문이다.

[그림 3-10] 우리나라 빈곤층과 비빈곤층 간의 분배 몫



#### 나. 외국과의 비교

LIS자료를 이용하여 빈곤층과 비빈곤층 간의 성장 몫 분해를 시도한 결과는 다음과 같다. 분석모형은 우리나라에 적용한 모형과 동일하다. 국가간 비교를 위하여 가처분소득에 OECD 균등화지수를 곱한 균등화 소득을 기준으로 분석한다. 그리고 상대빈곤선은 중위소득의 40%, 50%, 60%를 모두 적용하여 분석하였다. 본문에서는 상대빈곤선 50%기준으로 설명하고 나머지 분석결과는 부록에 수록한다.

분석대상 국가는 다른 분해(센분해, 지니분해 등)와 마찬가지로 사민주의 국가군으로 분류할 수 있는 네덜란드<sup>55)</sup>, 노르웨이, 스웨덴과 조합주의 국가군으로 분류할 수 있는 이탈리아, 독일, 스페인과 자유주의 국가군으로 분류할 수 있는 영국, 미국, 캐나다 그리고 우리나라와 경제수준이 비슷한 국가군인 멕시코와 대만을 비교한다.

주55) 성장몫 분해 결과, 네덜란드의 경우 소득평균이 마이너스를 나타내는 등 다소 이상한 점이 발견되었으나 분석결과를 그대로 실었다. 따라서 해석의 과정에서 네덜란드 수치에 대해서는 주의를 요한다.

〈표 3-11〉 국가별·계층별 소득 및 빈곤가구율(중위소득 50% 기준)

(단위: 각국화폐단위, %)

구분	연도	전가구 균등화 소득	균등화 빈곤선	빈곤가구 균등화 소득	비빈곤 가구 균등화 소득	빈곤 가구율	비빈곤 가구율
네덜란드	1991	29,647	13,373	8,385	31,250	7.01	92.99
	1994	29,938	13,879	8,410	32,006	8.77	91.23
	1999	37,529	17,208	10,770	39,832	7.93	92.07
노르웨이	1991	140,919	70,732	53,688	151,693	10.99	89.01
	1995	151,561	76,975	55,709	164,534	11.92	88.08
	2000	202,020	100,320	71,699	217,931	10.88	89.12
스웨덴	1992	123,306	62,604	39,224	132,941	10.28	89.72
	1995	127,180	64,265	35,121	137,793	10.34	89.66
	2000	155,948	76,675	50,951	167,479	9.90	90.10
독일	1989	27,259	12,668	8,364	29,064	8.72	91.28
	1994	31,412	14,443	10,181	33,993	10.84	89.16
	2000	36,075	16,915	12,070	39,113	11.23	88.77
이탈리아	1991	19,470	8,745	6,842	21,107	11.47	88.53
	1995	21,645	9,456	6,654	24,243	14.77	85.23
	2000	26,551	11,411	8,022	29,305	12.94	87.06
스페인	1990	1,013,042	450,711	329,970	1,096,960	10.94	89.06
	1995	1,548,165	642,422	429,212	1,728,810	13.90	86.10
	2000	2,095,330	935,500	689,858	2,397,635	17.70	82.30
캐나다	1991	23,391	11,222	7,603	25,667	12.60	87.40
	1994	24,218	11,189	7,983	26,631	12.94	87.06
	2000	27,907	12,758	8,579	30,927	13.51	86.49
영국	1991	8,803	3,827	2,913	10,025	17.17	82.83
	1995	10,183	4,353	3,142	11,304	13.73	86.27
	1999	12,716	5,416	3,908	14,259	14.91	85.09
미국	1991	19,252	8,363	5,462	22,431	18.74	81.26
	1994	21,480	9,059	5,934	25,041	18.64	81.36
	2000	28,920	12,047	7,980	33,724	18.66	81.34
멕시코	1992	9,525	2,916	1,733	11,383	19.26	80.74
	1996	15,837	4,810	3,069	18,676	18.19	81.81
	2000	36,883	11,027	6,916	44,274	19.78	80.22
대만	1991	317,532	138,373	108,889	336,044	8.15	91.85
	1995	432,160	193,693	145,390	463,400	9.82	90.18
	2000	454,185	199,133	144,443	498,542	12.53	87.47
한국	1996	1,068,432	486,457	324,402	1,165,580	11.55	88.45
	2000	1,144,750	513,361	332,715	1,310,200	16.93	83.07
	2003	1,229,583	564,375	348,115	1,464,306	21.03	78.97

자료: 1) 외국의 경우 LIS, LIS 원자료, 각 연도.

2) 한국의 경우 통계청, 가구소비실태조사 원자료, 1996·2000; 한국보건사회연구원, 국민생활실태조사 원자료, 2003.



먼저, 경제성장의 몫을 빈곤층과 비빈곤층 간의 분배 몫으로 분해하기 위해서는 빈곤선, 빈곤층의 평균소득, 비빈곤층의 평균소득, 빈곤 가구율, 비빈곤 가구율 등이 추정되어야 한다. LIS자료를 이용한 추정결과는 <표 3-11>과 같다. 독일, 스페인, 캐나다, 대만, 한국의 경우 두 기간(1996~2000, 2000~2003) 모두 빈곤가구율이 증가하였고, 나머지 나라들은 적어도 한 기간 동안 빈곤가구율이 증가하는 것으로 나타났다.

이상의 기초자료를 바탕으로 제2장 3절에서 논의한 경제성장 몫 분해모형을 적용하여 국가별 빈곤층과 비빈곤층 간의 분배 몫을 추정한 결과는 <표 3-12>와 [그림 3-11]에 제시되어 있다. 분석결과에 의하면, 두 기간(WaveIII~IV, WaveIV~V<sup>주56)</sup>) 모두 빈곤층의 몫이 양으로 나타난 국가로는 노르웨이, 독일, 스페인, 영국, 미국, 캐나다, 멕시코이다. 빈곤층 몫이 1990년경부터 1995년 전후 기간 동안만 양으로 나타난 국가는 대만이며, 1995년경부터 2000년 기간 동안만 양으로 나타난 국가는 네덜란드, 스웨덴, 이탈리아이다. 그리고 양 기간 모두 음으로 나타난 국가는 한국뿐이다. 이러한 분석결과만을 놓고 볼 때, 복지 국가 레짐별로 일관된 특징을 찾을 수는 없는 것으로 보인다.

또한, 이러한 결과를 상대빈곤 가구율과 같이 고려하면, 독일, 스페인, 캐나다의 경우 두 기간 모두 빈곤가구율이 증가했지만, 다른 한편 빈곤층의 몫 또한 증가한 것으로 나타났다. 대만 역시 두 기간 모두 빈곤가구율이 증가한 것으로 나타났지만, 1991년부터 1995년 기간 동안 빈곤층의 몫이 늘어난 것으로 나타났다. 분석대상 국가들 중 우리나라만이 두 기간 모두 상대빈곤 가구율이 증가하고 빈곤층의 몫이 감소한 것으로 나타났다.

주56) 본 연구의 분석대상 기간인 1990년대 초반, 1990년대 중반, 2000년 초반 자료는 LIS 자료상 WaveIII, WaveIV, Wave V에 해당한다. 여기서는 편의상 이와 같이 표현한다.

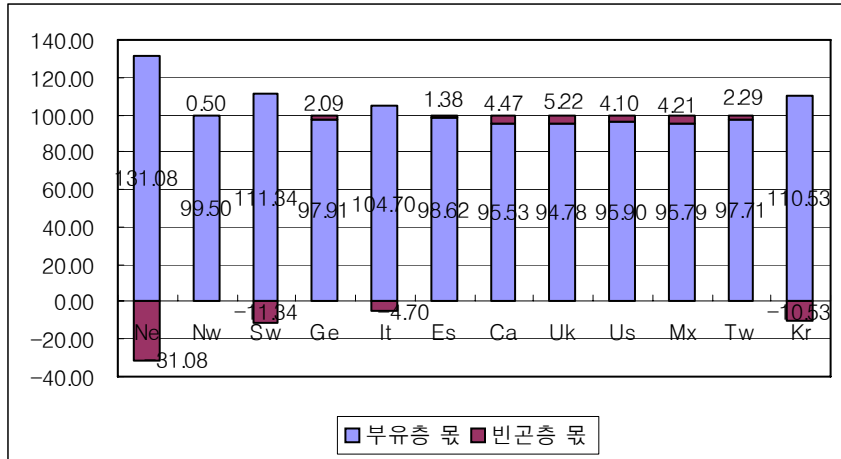
〈표 3-12〉 국가별 빈곤층과 비빈곤층간의 분배 몫(중위소득 50% 기준)  
(단위: 각국화폐단위, %)

구분		분배 몫				구성비	
		비빈곤층 부유효과 ( $\chi$ )	이동효과 I ( $\omega_n$ )	이동효과 II ( $\omega_p$ )	빈곤층 부유효과 ( $\psi$ )	비빈곤층 몫 ( $\chi + \omega_n$ )	빈곤층 몫 ( $\psi + \omega_p$ )
네덜란드	1991~1994	690	-310	-92	2	131.08	-31.08
	1994~1999	7,206	138	40	207	96.75	3.25
노르웨이	1991~1995	11,311	-724	-169	222	99.50	0.50
	1995~2000	47,588	789	176	1,906	95.87	4.13
스웨덴	1992~1995	4,350	-42	-17	-422	111.34	-11.34
	1995~2000	26,747	296	86	1,637	94.01	5.99
독일	1989~1994	4,395	-329	-72	158	97.91	2.09
	1994~2000	4,545	-71	-14	205	95.91	4.09
이탈리아	1991~1995	2,673	-396	-81	-22	104.70	-4.70
	1995~2000	4,407	253	44	202	94.98	5.02
스페인	1990~1995	544,023	-16,292	-3,474	10,857	98.62	1.38
	1995~2000	550,443	-35,714	-3,766	36,230	94.07	5.93
캐나다	1991~1994	839	-49	-11	48	95.53	4.47
	1994~2000	3,716	-84	-19	77	98.43	1.57
영국	1991~1995	1,103	204	33	39	94.78	5.22
	1995~1999	2,515	-76	-12	105	96.30	3.70
미국	1991~1994	2,123	14	3	89	95.90	4.10
	1994~2000	7,063	-3	-1	381	94.88	5.12
멕시코	1992~1996	5,967	80	8	257	95.79	4.21
	1996~2000	20,534	-171	-16	700	96.75	3.25
대만	1991~1995	114,850	-2,839	-345	2,975	97.71	2.29
	1995~2000	30,739	-7,235	-1,408	-93	106.82	-6.82
한국	1996~2000	120,136	-35,813	-8,995	960	110.53	-10.53
	2000~2003	121,698	-31,625	-7,821	2,607	106.14	-6.14

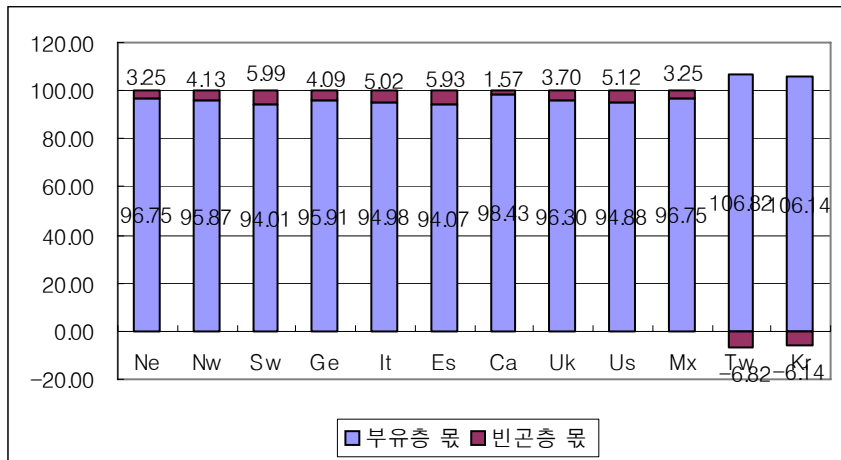
자료: 1) 외국의 경우 LIS, LIS 원자료, 각 연도.

2) 한국의 경우 통계청, 가구소비실태조사 원자료, 1996·2000; 한국보건사회연구원, 국민생활실태조사 원자료, 2003.

[그림 3-11] 국가별 빈곤층과 비빈곤층간의 분배 몫(중위소득 50% 기준)



<1990~1995년경(단, 한국은 1996~2000)>



<1995~2000년경(단, 한국은 2000~2003)>

앞에서 논의한 바와 같이, 빈곤층으로의 이동효과( $\omega_p$ )가 음으로 크게 나타난다는 것은 그 나라의 사회안전망이 미약함을 간접적으로 나타내는 지표이다. 빈곤층으로의 이동효과( $\omega_p$ )를 경제성장의 몫(평균소득 증가분)으로 나누어 보면, LIS 자료상 약간의 문제가 있는 네덜란드 1991~1995년을 제외하면, 우리나라 1996~2000년 기간이 -11.79%, WaveⅢ ~ IV기간이 -9.22%, 대만 WaveⅢ ~ IV기간이 -6.40% 순이다. 이는 우리나라의 사회안전망 수준이 다른 나라에 비하여 미흡하다는 것을 간접적으로 나타내는 지표이다.

빈곤층과 비빈곤층 간의 분배 몫과 함께 다른 몇 가지 지표를 이용하여 빈곤층의 박탈감, 양극화 현상 등을 살펴본 결과는 <표 3-13>과 같다(주57). 평균 균등소득 대비 비빈곤층과 빈곤층간의 소득격차가 심한 나라는 멕시코, 미국, 한국 순이다. 그리고 비빈곤층 균등소득을 빈곤층 균등소득으로 나눈 배율이 높은 나라 역시 멕시코, 미국, 한국 순이다. 멕시코와 미국의 경우 빈곤층의 몫이 양으로 나타난 국가이고, 상대빈곤율은 WaveⅢ ~ IV기간에서만 증가하고 있다. 하지만 우리나라의 경우 빈곤층의 몫이 두 기간(1996~2000, 2000~2003) 모두 음으로 나타나고 있고, 상대빈곤율이 증가하고 있다.

이러한 점을 종합적으로 고려하면 빈곤층의 박탈감, 양극화 현상은 멕시코와 미국이 우리나라보다 상대적으로 심하지만 개선되는 추세를 보이고 있다고 볼 수 있다. 반면 우리나라의 경우 현재로서는 이들 나라보다 나쁜 상태는 아니지만, 상대빈곤율이 큰 폭으로 증가하는 추세이고, 빈곤층 몫이 마이너스이므로 향후 이들 나라보다 더 나쁜 상태에 이를 가능성을 보이고 있다.

주57) 박탈감, 양극화 등은 소득외의 다른 변수들을 종합하여 분석되어야 하나, 여기서는 자료의 한계상 소득만을 기준으로 살펴본다.

〈표 3-13〉 국가별 빈곤층과 비빈곤층간의 소득차이(중위소득 50% 기준)

(단위: 각국화폐단위, %)

구분	연도	평균 균등소득 (A)	비빈곤층 평균균등 소득 (B)	빈곤층 평균균등 소득 (C)	소득균등 격차 (D=B-C)	평균소득 대비 소득격차 (D/A)	배율 (B/C)
네덜란드	1991	29,647	31,250	8,385	22,865	77.12	3.73
	1994	29,938	32,006	8,410	23,596	78.82	3.81
	1999	37,529	39,832	10,770	29,063	77.44	3.70
노르웨이	1991	140,919	151,693	53,688	98,005	69.55	2.83
	1995	151,561	164,534	55,709	108,825	71.80	2.95
	2000	202,020	217,931	71,699	146,233	72.39	3.04
스웨덴	1992	123,306	132,941	39,224	93,717	76.00	3.39
	1995	127,180	137,793	35,121	102,673	80.73	3.92
	2000	155,948	167,479	50,951	116,528	74.72	3.29
독일	1989	27,259	29,064	8,364	20,700	75.94	3.47
	1994	31,412	33,993	10,181	23,812	75.81	3.34
	2000	36,075	39,113	12,070	27,043	74.96	3.24
이탈리아	1991	19,470	21,107	6,842	14,265	73.26	3.08
	1995	21,645	24,243	6,654	17,589	81.26	3.64
	2000	26,551	29,305	8,022	21,283	80.16	3.65
스페인	1990	1,013,042	1,096,960	329,970	766,990	75.71	3.32
	1995	1,548,165	1,728,810	429,212	1,299,598	83.94	4.03
	2000	2,095,330	2,397,635	689,858	1,707,777	81.50	3.48
캐나다	1991	23,391	25,667	7,603	18,065	77.23	3.38
	1994	24,218	26,631	7,983	18,648	77.00	3.34
	2000	27,907	30,927	8,579	22,348	80.08	3.60
영국	1991	8,803	10,025	2,913	7,112	80.79	3.44
	1995	10,183	11,304	3,142	8,162	80.16	3.60
	1999	12,716	14,259	3,908	10,351	81.40	3.65
미국	1991	19,252	22,431	5,462	16,969	88.15	4.11
	1994	21,480	25,041	5,934	19,107	88.95	4.22
	2000	28,920	33,724	7,980	25,744	89.02	4.23
멕시코	1992	9,525	11,383	1,733	9,650	101.32	6.57
	1996	15,837	18,676	3,069	15,608	98.55	6.09
	2000	36,883	44,274	6,916	37,358	101.29	6.40
대만	1991	317,532	336,044	108,889	227,156	71.54	3.09
	1995	432,160	463,400	145,390	318,010	73.59	3.19
	2000	454,185	498,542	144,443	354,099	77.96	3.45
한국	1996	1,068,432	1,165,580	324,402	841,178	78.73	3.59
	2000	1,144,750	1,310,200	332,715	977,485	85.39	3.94
	2003	1,229,583	1,464,306	348,115	1,116,192	90.78	4.21

자료: 1) 외국의 경우 LIS, LIS 원자료, 각 연도.

2) 한국의 경우 통계청, 가구소비실태조사 원자료, 1996·2000; 한국보건사회연구원, 국민생활실태조사 원자료, 2003.

이상의 내용을 정리하면, 우리나라의 경우 1996~2000, 2000~2003 기간 모두 빈곤층의 몫이 음(-)으로 나타났지만, 2000~2003년의 빈곤층 분배 몫이 1996~2000년보다는 나은 것으로 확인되었다. 하지만, 1996~2003년간의 상대 빈곤율이 증가하고 있고, 비빈곤층 평균소득을 빈곤층 평균소득으로 나눈 배율이 분석대상 국가 중에서 높은 국가군에 속한다. 또한 빈곤층으로의 이동효과( $\omega_p$ )를 평균소득 증가분으로 나눈 값이 분석대상 국가 중에서 우리나라가 가장 높다. 이러한 사실은 빈곤층의 상대적 박탈감, 양극화 심화 등을 설명하는 부분적인 지표이자, 우리나라의 사회안전망이 다른 나라에 비하여 상대적으로 취약함을 나타내는 간접지표라고 할 수 있다.

## 제4장 불평등 동향 및 요인분해

### 제1절 불평등 동향

#### 1. 우리나라의 불평등 동향

통계청의 1996년, 2000년 가구소비실태조사 및 보건사회연구원에서 조사한 2003년 국민생활실태조사 자료를 기준으로 외환위기 이전인 1996년부터 2003년까지 농어업 가구를 제외한 전 가구의 불평등 동향을 분배수, 지니계수, dot킨슨 지수 등 다양한 불평등지수를 통해 분석하였다.

##### 가. 분배수를 이용한 불평등 추이

먼저 1996년과 2000년을 기준으로 소득점유율을 이용해 불평등추이를 살펴본 결과는 <표 4-1> 및 [그림 4-1]과 같다. 경상소득을 기준으로 한 5분위 배율은 1996년에 4.29배에서 2000년에는 6.01배로, 다시 2003년에는 6.62배로 증가한 것으로 나타났다. 또한, 경상소득기준으로 1996년 2, 3, 4분위의 합계 소득점유율은 53.86%에서 2000년에는 51.31%로 감소하였다가 2003년에는 52.98%로 다시 약간 증가하였다. 그러나 1분위, 즉 하위 20%의 소득점유율은 1996년 8.72%에서 2000년 6.94%로 2003년에는 다시 6.17%로 지속적으로 감소하는 경향을 보이고 있다. 이러한 경향은 가처분소득을 기준으로 하더라도 유사한 결과로 나타난다. 소득점유율에서의 이러한 변화경향은 좀 더 장기적인 추세를 살펴볼 필요가 있지만, 본 연구의 결과만을 놓고 볼 때 우리나라 소득분포의 양극화 현상을 보여주는 하나의 지표라고 할 수 있다.

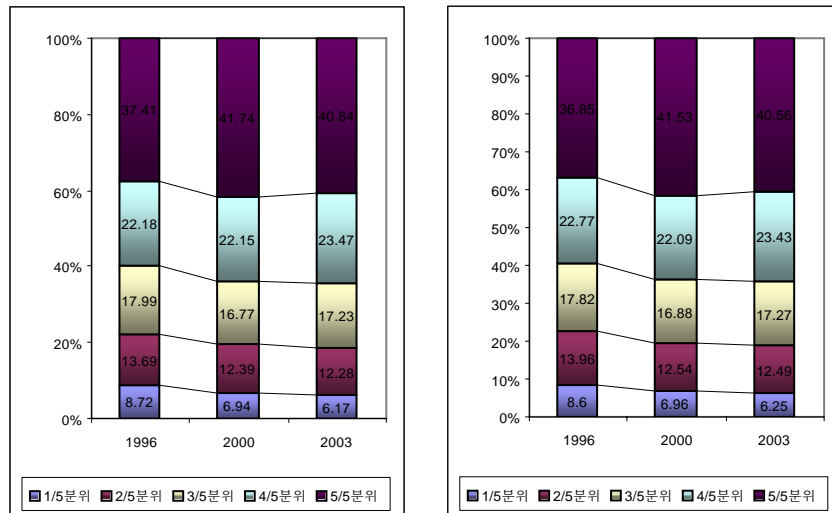
<표 4-1> 우리나라의 소득점유율 변화 추이

(단위: %, 배)

구분	경상소득					
	1/5분위	2/5분위	3/5분위	4/5분위	5/5분위	5분위배율 <sup>1)</sup>
1996	8.72	13.69	17.99	22.18	37.41	4.29
2000	6.94	12.39	16.77	22.15	41.74	6.01
2003	6.17	12.28	17.23	23.47	40.84	6.62
구분	가처분소득					
	1/5분위	2/5분위	3/5분위	4/5분위	5/5분위	5분위배율
1996	8.60	13.96	17.82	22.77	36.85	4.28
2000	6.96	12.54	16.88	22.09	41.53	5.97
2003	6.25	12.49	17.27	23.43	40.56	6.49

주: 1) 5/5분위 점유율과 1/5분위의 비율을 말함.  
 자료: 통계청, 가구소비실태조사 원자료, 1996·2000  
 한국보건사회연구원, 국민생활실태조사 원자료, 2003

[그림 4-1] 우리나라의 소득점유율 변화 추이





〈표 4-2〉 우리나라의 10분위소득 변화 추이

(단위: 천원, 배)

구분	경상소득					
	P10	P50	P90	P90/10	P90/50	P50/10
1996	529	1,010	1,847	3.49	1.83	1.91
2000	481	1,089	2,139	4.45	1.96	2.26
2003	467	1,223	2,504	5.36	2.05	2.62
구분	가처분소득					
	P10	P50	P90	P90/10	P90/50	P50/10
1996	508	973	1,766	3.47	1.81	1.91
2000	460	1,027	1,987	4.32	1.93	2.23
2003	437	1,129	2,291	5.25	2.03	2.58

자료: 통계청, 가구소비실태조사 원자료, 1996·2000

한국보건사회연구원, 국민생활실태조사 원자료, 2003

다음으로 10분위소득(Percentile)을 이용해 소득불평등추이를 살펴본 결과는 <표 4-2>에 제시되어 있다. 표에서 보는 바와 같이, 경상소득을 기준으로 할 때 하위 10%(P10)의 평균소득은 1996년 529천원, 2000년 481천원, 2003년 467천원으로 계속 감소하는 경향을 보여주고 있다. 이에 비해, 중산층이라 할 수 있는 중간 10%(P50)의 평균소득은 1996년 1,010천원에서 2000년 1,089천원으로 미미한 감소를 보이다가, 외환위기를 극복한 2003년에는 1,223천원으로 증가한 것으로 나타났다. 특히, 상위 10%(P90)의 소득은 외환위기에도 불구하고 1996년 1,847천원에서, 2000년 2,139천원으로, 그리고 2003년에는 2,504천원으로 지속적인 상승 추세를 보여주고 있다.

P90/10의 배율에서도 경상소득 기준으로 1996년 3.49배에서 2000년 4.45배로, 2003년에는 5.36배로 계속 격차가 증가하고 있는 것으로 나타났다. 역시 P90/50과 P50/10에서도 전체적으로 분배수준이 악화되고 있는 것을 살펴볼 수 있다. 가처분소득을 기준으로 살펴볼 경우에도 분배불평등이 동일하게 나타나고 있음을 볼 수 있다. 2000년과 2003년 사이에는 앞의 점유율에서 살펴본 바와 같이 오히려 분배수준이 더욱 악화되고 있음을 볼 수 있다. 결국, 3장에서 살펴본 바

와 같이 성장몫의 대부분이 중산층 이상에게 분배되고, 빈곤층의 몫은 줄어들고 있는 현상이 여기에서도 확인된다.

나. 각종 불평등지수에 의한 추이

다음으로, 지니계수와 앳킨슨지수 등의 불평등지수를 사용하여 불평등추이를 살펴본 결과는 아래 <표 4-3>과 같다. 앳킨슨지수의 경우에는  $\epsilon=0.5$ ,  $\epsilon=1.0$ 을 기준으로 살펴보았다.

먼저 경상소득을 기준으로 지니계수의 변화를 살펴보면 1996년 0.2787에서 2000년에는 0.3317로 매우 크게 증가했음을 살펴볼 수 있다. 이는 1998년 경제 위기로 인한 소득분배의 악화가 계속적으로 이어지고 있음을 볼 수 있다. 또한, 앳킨슨지수들의 변화에서도 동일한 현상을 살펴 볼 수 있다. 즉 전체적으로 1996년과 2000년 사이에 소득분배가 악화되고 있음을 지수들이 설명하고 있다.

이러한 현상은 2000년과 2003년 사이에도 계속적으로 나타나고 있는데 그 증가추이는 다소 줄어든 것을 발견할 수 있다. 경상소득과 가처분소득간의 차이를 살펴볼 경우 경상소득에 비해 가처분소득의 분배불평등이 다소 감소되고 있음을 볼 수 있다.

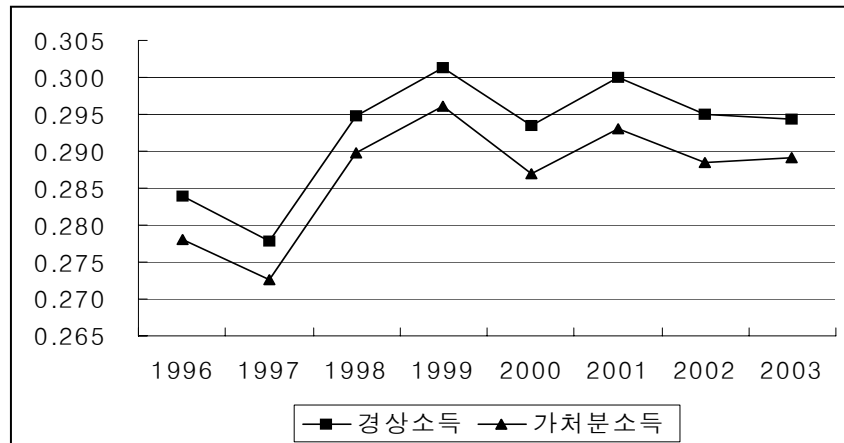
<표 4-3> 불평등지수를 이용한 불평등 변화 추이

구분	경상소득		
	지니계수	앳킨슨 지수( $\epsilon=0.5$ )	앳킨슨 지수( $\epsilon=1$ )
1996	0.2787	0.0654	0.1288
2000	0.3317	0.0941	0.1824
2003	0.3410	0.0996	0.2073
구분	가처분소득		
	지니계수	앳킨슨 지수( $\epsilon=0.5$ )	앳킨슨 지수( $\epsilon=1$ )
1996	0.2778	0.0657	0.1313
2000	0.3269	0.0920	0.1793
2003	0.3367	0.0981	0.2065

자료: 통계청, 가구소비실태조사 원자료, 1996·2000  
한국보건사회연구원, 국민생활실태조사 원자료, 2003

본 연구에서 주로 다루고 있는 자료의 경우, 분석 기간 간에 연속성이 다소 결여되어 있어 이를 보완하기 위해 도시가계조사를 기초로 1996년에서 2003년 사이의 지니계수의 변화를 살펴보았다. 아래 그림에서 살펴보면, 경상소득과 가처분소득의 1996년 1997년 사이 지니계수는 다소 감소하다가 경제위기를 지나면서 지니계수가 크게 증가하고 있음을 볼 수 있다. 이후에는 지니계수의 등락이 관찰되나 여전히 경제위기 이전의 불평등수준을 회복하지는 못하고 있음을 알 수 있다. 도시가계조사의 지니계수는 도시근로자만을 대상으로 한 것임으로 앞에서 분석한 가구소비실태조사와 국민생활실태조사 자료상의 지니계수에 비해서는 수치가 전체적으로 낮게 나타나고 있다.

[그림 4-2] 도시가계조사를 통한 불평등 변화 추이



자료: 통계청, 도시가계조사 원자료, 각년도

## 2. 외국과의 비교

외국의 불평등에 대한 분석자료는 LIS의 자료를 기초로 빈곤동향의 분석과 동일하게 11개국을 중심으로 파악해 보았다. LIS에서 사용한 자료는 가처분소득을 기준으로 하고 있으며, 균등화지수는 가구원수에 제공근을 사용하는

OECD 균등화지수를 이용하고 있다.

전체적인 지니계수를 중심으로 볼 경우, 지난 70~80년대와 90년대 후반을 비교해 보면 네덜란드를 제외하고는 대부분의 국가의 지니계수가 높아지거나 큰 차이를 보이지 않는 것으로 나타나고 있다. 이는 선진국의 경우 70~80년대의 복지국가모형에서 90년대 들어 세계화를 통한 노동시장유연화, 신자유주의에 의한 사회복지에 대한 국가적 지출의 축소된 영향을 미친 것으로 분석된다.

<표 4-4>의 국가별 불평등 추이를 중심으로 살펴보면, 먼저 사민주의 국가로 분류되는 국가들 중, 노르웨이와 스웨덴은 특히 1990년대 후반에 불평등도가 악화된 것으로 나타났다. 예컨대, 노르웨이의 경우 1995년 0.238이던 지니계수가 2000년에는 0.251로 악화되었으며, 스웨덴의 경우도 같은 시기에 지니계수가 0.221에서 0.252로 악화되었다. 스웨덴의 경우 상위 10분위 대비 하위 10분위의 비율이 1995년 2.61배에서 2000년 2.96배로 증가하여 양극화 현상이 나타나고 있는 것으로 보인다. 그럼에도 불구하고, 전체적인 지니계수나 10분위배율은 여전히 OECD 국가들, 특히 자유주의 국가들보다 낮은 수준으로 유지되고 있다.

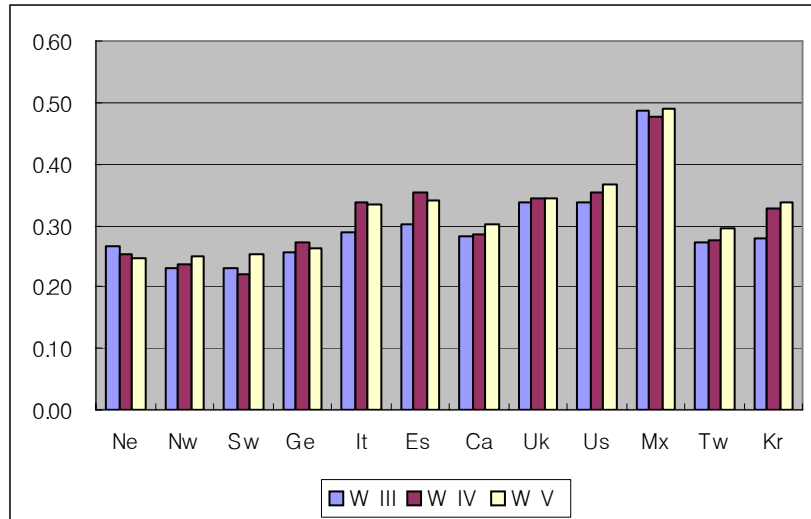
조합주의 유형의 국가로 분류되는 독일, 이탈리아, 스페인의 경우 1990년대 중반의 불평등도 악화가 두드러진다. 독일의 경우 1989년 0.257이던 지니계수가 1994년 0.272로 악화되었으나 2000년에는 다시 0.264로 약간 감소한 것으로 나타났다. 이탈리아의 경우도 1991년 0.290이던 지니계수가 1995년에는 0.338로 크게 악화되었다가 2000년에는 0.333으로 약간 낮아졌다. 스페인 역시 1990년 0.303이던 지니계수가 1995년 0.353으로 크게 높아졌다가 2000년 0.340으로 약간 감소하는 추세를 보여주고 있다. 특히, 스페인의 경우 상위 10% 대비 하위 10%의 비율이 1990년 3.96에서 1995년 5.10으로 크게 높아져서 양극화 현상이 두드러지게 나타나고 있는 것으로 보인다. 이러한 현상의 원인은 다양하게 분석될 수 있겠으나, 주요하게는 1990년대 정점에 달했던 유럽대륙 국가들의 고실업과 이탈리아와 스페인의 상대적으로 취약한 복지시스템을 그 원인으로 들 수 있을 것이다. 독일의 경우, 이러한 원인과 함께 독일 통일의 후유증도 하나의 요인인 것으로 보인다.

〈표 4-4〉 국가별 불평등 변화 추이

구분	연도	지니계수	엡킨슨지수 ( $\epsilon=0.5$ )	엡킨슨지수 ( $\epsilon=1.0$ )	P90/10	P90/50
네덜란드	1991	0.266	0.065	0.141	3.02	1.73
	1994	0.253	0.057	0.126	3.07	1.71
	1999	0.248	0.055	0.120	2.98	1.67
노르웨이	1991	0.231	0.047	0.095	2.79	1.58
	1995	0.238	0.052	0.104	2.83	1.57
	2000	0.251	0.059	0.117	2.80	1.59
스웨덴	1992	0.229	0.047	0.102	2.78	1.59
	1995	0.221	0.047	0.104	2.61	1.56
	2000	0.252	0.056	0.112	2.96	1.68
독일	1989	0.257	0.058	0.118	2.99	1.73
	1994	0.272	0.064	0.128	3.39	1.82
	2000	0.264	0.059	0.119	3.29	1.77
이탈리아	1991	0.290	0.069	0.135	3.76	1.85
	1995	0.338	0.097	0.195	4.65	2.00
	2000	0.333	0.093	0.183	4.48	1.99
스페인	1990	0.303	0.076	0.149	3.96	1.97
	1995	0.353	0.106	0.217	5.10	2.23
	2000	0.340	0.096	0.189	4.78	2.09
캐나다	1991	0.281	0.066	0.134	3.78	1.82
	1994	0.284	0.067	0.136	3.87	1.85
	2000	0.302	0.078	0.158	3.95	1.88
영국	1991	0.336	0.094	0.186	4.67	2.06
	1995	0.344	0.100	0.204	4.57	2.10
	1999	0.345	0.100	0.197	4.59	2.15
미국	1991	0.338	0.096	0.201	5.65	2.04
	1994	0.355	0.105	0.214	5.85	2.15
	2000	0.368	0.115	0.224	5.45	2.10
멕시코	1992	0.485	0.192	0.348	10.72	3.12
	1996	0.477	0.185	0.333	9.26	3.11
	2000	0.491	0.196	0.353	10.38	3.31
대만	1991	0.271	0.060	0.114	3.35	1.89
	1995	0.277	0.062	0.119	3.38	1.89
	2000	0.296	0.072	0.139	3.81	1.96
한국	1996	0.278	0.066	0.131	3.47	1.81
	2000	0.327	0.092	0.179	4.32	1.93
	2003	0.337	0.098	0.207	5.25	2.03

자료: LIS(<http://www.lisproject.org/keyfigures/ineqtable.htm>)

[그림 4-3] 국가별 불평등 변화 추이



다음으로, 자유주의 국가로 분류되는 영국, 미국, 캐나다의 경우 전체적인 불평등도는 사민주의 국가들에 비해 높게 나타났으며, 조합주의 국가들과 비슷한 수준이었다. 특히, 제3장에서 이 기간 동안 자유주의 국가들의 경우 다른 국가들에 비해 빈곤이 상대적으로 개선된 것으로 평가되었으나, 불평등은 여타의 국가들과 마찬가지로 이 시기에 증가한 것으로 나타났다. 특히, 미국의 경우 1991년 0.338이던 지니계수가 1994년에는 0.355로, 다시 2000년에는 0.368로 지속적인 큰 폭의 악화 경향을 보여주고 있다. 이보다는 덜하지만 영국과 캐나다 역시 이 시기 동안 빈곤이 악화된 것으로 나타났다. 그러나 상위 10% 대비 하위 10%의 비율로 볼 때, 미국은 이 시기 동안 5.65배→5.85배→5.45배로 나타나 소득의 분화가 중하위계층보다는 상위계층에서 발생한 것으로 추정된다.

마지막으로, 멕시코와 대만의 경우 앞의 다른 국가들과 같이 1990년대 들어 분배수준은 악화되고 있는 것으로 나타났다. 특히, 멕시코의 경우 전체적 불평등의 수준이 매우 높은 것으로 나타났으며, 상위 10% 대비 하위 10%의 비율도 1992년 10.72배, 1996년 9.26배, 2000년 10.38배로 매우 불평등한 사회구조를 가

지고 있는 것으로 나타났다. 이는 소수의 식민지 지배계층과 다수의 농업원주민으로 구성된 남미의 특수한 역사적 배경과 무관치 않은 것으로 보인다. 이에 비해, 대만의 경우 사민주의 국가들과 비슷한 수준의 낮은 불평등도를 보이고 있으나, 1990년대 이래로 차츰 불평등도가 높아지고 있는 것으로 나타났다.

마지막으로, 우리나라는 비교대상 국가들 중 유사한 기간 동안 가장 불평등이 많이 증가한 나라 중 하나였다. 1996년의 지니계수는 대만, 독일 등과 비슷한 수준이었으나, 외환위기 직후인 2000년과 2003년의 지니계수는 각각 0.327과 0.337로 크게 높아졌다. 특히, 상위 10% 대비 하위 10% 소득계층을 대비한 결과는 동기간 중 3.47→4.32→5.25배로 크게 높아져서, 전체적인 불평등도가 높아졌을 뿐만 아니라 상하위계층의 격차가 커지는 양극화현상이 심화되고 있는 것으로 나타났다. 특히, 2003년의 P90/10은 멕시코, 미국 다음으로 높은 수준이었다.

요컨대, 불평등의 절대적 수준에 있어서 멕시코가 가장 높았으며, 대체적으로는 자유주의 국가가 그 뒤를 이었으며, 사민주의 복지국가의 불평등 수준이 가장 낮게 나타났다. 그러나 대부분의 나라에서 공통적으로 1990년 이래 불평등도가 악화되는 경향을 나타내고 있다. 특히, 우리나라의 경우 불평등도가 악화되었을 뿐만 아니라 빈부격차가 크게 악화된 것으로 나타나, 이에 대한 대응기제를 강구할 필요성이 제기되고 있다.

## 제2절 불평등 요인분해

### 1. 소득원천별 지니분해

제2장에서 기술한 바와 같이 지니계수는 소득원천  $k$ 의 지니계수(집중계수), 소득원천  $k$ 가 전체 소득에서 차지하는 비중, 그리고 지니상관계수의 세 가지 요소로 나누어진다. 이 때, 절대적 기여도는 각 소득원천이 전체소득의 지니계수에서 차지하는 절대값을 나타내며, 상대적 기여도는 각 소득원천이 전체소득의 지니계수에서 차지하는 비중을 나타낸다. 또한, 상대적 기여도를 각 소득원

천이 전체 소득에서 차지하는 비중으로 나누어준 값(아래 <표 4-5>에서 B/A)은 각 소득원천이 전체소득과 비교해서 얼마나 (불)평등한가를 보여준다. 즉, 어떤 소득원천의 B/A값이 1보다 작으면 전체 소득불평등에 비해 상대적으로 더 평등함을 의미하고, 반대로 1보다 크면 전체 소득불평등에 비해 상대적으로 더 불평등함을 의미한다. 비슷하게, 상대적 기여도에서 각 소득원천이 전체 소득에서 차지하는 비중을 빼준 값(아래 <표 4-51>에서 B-A) 역시 각 소득원천이 전체소득과 비교해서 얼마나 (불)평등한가를 보여주는데, 이 경우에는 마이너스인 경우 전체소득에 비해 더 평등함을 의미하고, 플러스인 경우 더 불평등함을 의미한다.

본 절의 지니분해에서는 가처분소득을 분해한다. 주지한 바와 같이, 가처분소득은 근로소득, 재산소득, 사업소득, 이전소득의 합산액에서 세금 및 사회보장기여금을 빼준 금액으로 조작화된다. 따라서, 이후 분석에서 모든 수치들은 (근로소득 + 재산소득 + 사업소득 + 이전소득 - 세금 및 사회보장기여금)으로 계산되었음을 주지한다. 이러한 개념들을 염두에 두고, 국내와 해외의 소득원천별 지니분해 결과를 분석한다.

#### 가. 국내

우리나라의 1996년, 2000년, 2003년 가처분소득의 지니계수를 분해한 결과는 아래 <표 4-5>와 같다. 먼저 각 소득원천별 지니계수를 나타내는 집중계수를 살펴보면, 1996년에서 2003년 기간 동안 근로소득(0.47→0.51→0.51), 사업소득(0.77→0.81→0.82), 재산소득(0.91→0.87→0.94)의 집중도가 높아진 반면, 이전소득(0.92→0.89→0.85)과 세금 및 사회보장기여금(0.64→0.55→0.51)의 집중도는 낮아진 것으로 나타났다. 그러한 총합적 결과로 동 기간동안 가처분소득의 지니계수는 0.28→0.33→0.34로 높아졌다.

다음으로 지니분해의 또 다른 요소인 각 소득원천이 총소득에서 차지하는 비중의 경우, 근로소득의 비중증가(62%→62%→70%)가 두드러지며, 또한 이전소득(4%→6%→7%)과 세금 및 사회보장기여금(5%→7%→9%)의 비중도 점차로



증가하고 있는 것으로 나타났다(그림 4-4의 (1) 참조).

소득원천별 지니분해의 결과 각 소득원천이 총가처분소득의 지니계수에 미치는 영향의 변화를 보여주는 것이 [그림 4-4]의 (2)이다. 그림에 의하면, 근로소득이 총지니계수에 미치는 영향력이 1996년 46%에서, 2000년 51%, 2003년 68%로 크게 증가한 반면 자영소득의 영향력은 동 기간 동안 각각 49%→47%→37%로 줄어든 것으로 나타났다. 이러한 결과는 앞에서 살펴본 바와 같이 가처분소득에서 근로소득이 차지하는 비중이 늘어난 데 일차적 원인이 있는 것으로 보인다. 따라서 이러한 결과만으로 임금불평등이 증가하고 있다고 보는 데는 무리가 있다. 또 다른 주목할 만한 점은 세금 및 기여금의 지니계수 개선효과(마이너스 효과)가 3%→7%→9%로 미미하지만 상승하는 경향을 보여준다는 점이다. 이는 동 기간 중에 조세의 소득재분배효과가 재고되었음을 의미한다고 볼 수 있다. 이에 비해, 이전소득의 소득재분배효과는 여전히 0에 가까운 것으로 나타났다.

이를 좀 더 구체적으로 살펴보기 위해서, 각 소득원천의 총지니계수에 대한 한계효과를 나타내는 B/A를 보여주는 것이 [그림 4-4]의 (3)이다. 그림에서 보는 바와 같이, 근로소득의 불평등효과는 여전히 사업소득이나 재산소득보다는 낮게 나타나지만 증가하는 경향을 보여주고 있다(0.74→0.82→0.96). 이러한 결과를 앞에서 총지니계수에 대한 근로소득의 기여도가 증가하고 있는 현상과 결합해 볼 때 전반적인 임금불평등 경향이 강화되고 있다고 볼 수 있다.

〈표 4-5〉 우리나라의 소득원천별 지니분해 결과

	항목	집중 계수 <sup>1)</sup>	비중 <sup>2)</sup> (A)	상관 계수 <sup>3)</sup>	절대적 기여도 <sup>4)</sup>	상대적 기여도 <sup>5)</sup> (B)	B/A <sup>6)</sup>	B-A <sup>7)</sup>
1996	근로소득	0.47	0.62	0.44	0.13	0.46	0.74	-0.17
	사업소득	0.77	0.33	0.55	0.14	0.49	1.50	0.16
	재산소득	0.91	0.05	0.49	0.02	0.08	1.57	0.03
	이전소득	0.92	0.04	0.02	0.00	0.00	0.06	-0.04
	공적이전	0.99	0.01	0.01	0.00	0.00	0.02	-0.01
	사적이전	0.93	0.04	0.00	0.00	0.00	-0.01	-0.04
	세금및기여금	0.64	-0.05	0.30	-0.01	-0.03	0.69	0.01
	가처분소득	0.28	1.00		0.28	1.00	1.00	0.00
2000	근로소득	0.51	0.62	0.56	0.18	0.51	0.82	-0.11
	사업소득	0.81	0.35	0.59	0.17	0.47	1.36	0.13
	재산소득	0.87	0.06	0.54	0.03	0.08	1.33	0.02
	이전소득	0.89	0.06	0.09	0.01	0.01	0.24	-0.05
	공적이전	0.96	0.02	0.11	0.00	0.01	0.29	-0.01
	사적이전	0.92	0.04	0.08	0.00	0.01	0.21	-0.04
	세금및기여금	0.55	-0.07	0.69	-0.03	-0.07	1.09	-0.01
	가처분소득	0.33	1.02		0.35	1.00	0.98	-0.02
2003	근로소득	0.51	0.70	0.65	0.23	0.68	0.96	-0.03
	사업소득	0.82	0.28	0.55	0.13	0.37	1.31	0.09
	재산소득	0.94	0.04	0.50	0.02	0.05	1.36	0.01
	이전소득	0.85	0.07	-0.03	0.00	0.00	-0.06	-0.07
	공적이전	0.94	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.03
	사적이전	0.90	0.04	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.04
	세금및기여금	0.51	-0.09	0.72	-0.03	-0.09	1.06	-0.01
	가처분소득	0.34	1.01		0.34	1.00	0.99	-0.01

주: 1) 집중계수: 소득원천 k의 지니계수

2) 비중: 소득원천 k의 전체소득에서 차지하는 비중

3) 상관계수: 총소득과 소득원천 k의 순위 상관관계 (지니상관계수)

4) 절대적기여도: 소득원천 k의 총소득지니계수에 대한 기여도

5) 상대적기여도: 소득원천 k의 소득불평등 비중

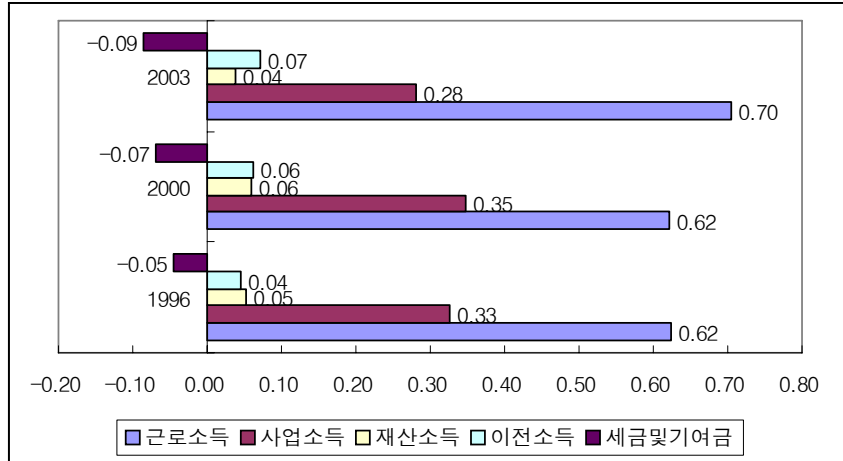
6) B/A: 소득원천 k의 상대적 소득불평등

7) B-A: 소득원천 k의 상대적 한계효과

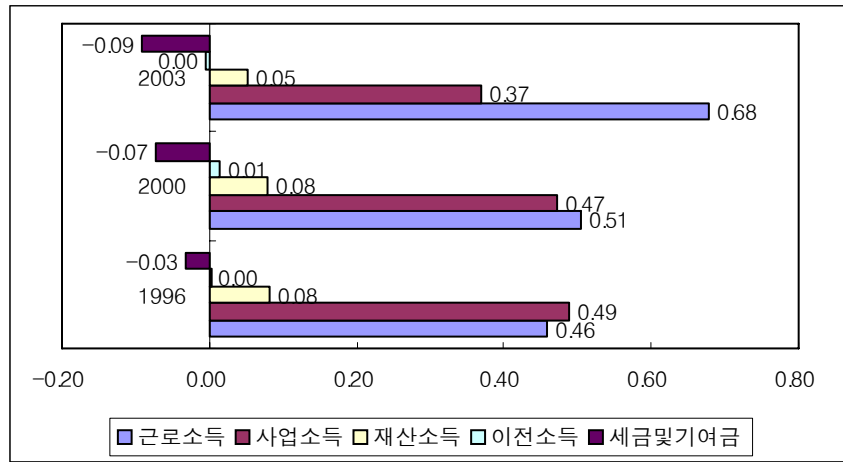
자료: 통계청, 가구소비실태조사 원자료, 1996·2000

한국보건사회연구원, 국민생활실태조사 원자료, 2003

[그림 4-4] 우리나라의 소득원천별 지니분해 결과

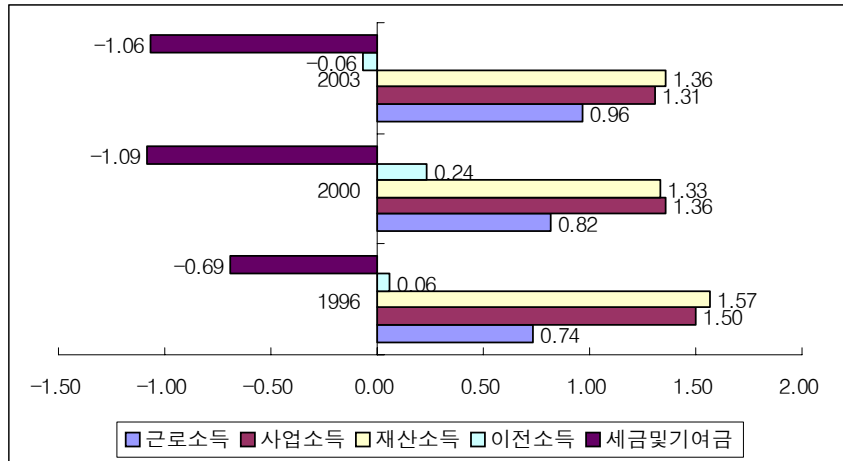


(1) 각 소득원천이 총가처분소득에서 차지하는 비중의 변화



(2) 소득원천별 지니계수에의 상대적 기여도 변화

[그림 4-4] 계속



(3) 소득원천별 지니계수에 미치는 한계효과의 변화

한편, 이전소득의 한계효과는 1996년에서 2000년 사이에 증가하였으나(0.06→0.24), 2000년에서 2003년 사이에는 감소하여 마이너스로 돌아선 것으로 나타났다(0.24→0.06). 또한 앞서서의 결과를 뒷받침해주듯이, 세금 및 사회보장기여금의 마이너스 한계효과, 즉 지니계수를 낮추는 효과 역시 증가한 것으로 나타나(-0.69→-1.09→-1.06) 사회복지와 조세의 소득재분배효과가 미미하지만 개선된 것으로 보인다.

요컨대, 1996년에서 2003년 사이, 즉 외환위기를 전후해서 전체적인 소득불평등도는 증가하였으며, 특히 임금불평등의 강화가 이러한 흐름을 주도한 것으로 보인다. 반면, 이 기간 동안 정책적 노력과 그 효과 또한 다소 강화된 것으로 나타났다. 즉, 세금 및 사회보장기여금의 소득재분배 효과가 미미하지만 개선된 것으로 나타났으며, 이전소득 역시 전체적인 불평등 개선효과는 매우 미미하지만 소득에서 차지하는 비중과 불평등 완화의 한계효과는 다소 커진 것으로 나타났다.

#### 나. 외국과의 비교<sup>주58)</sup>

다음으로 주요 OECD 국가와 대만의 지니계수 분해 결과를 우리나라와 비교하고자 한다. 먼저, 아래 <표 4-6>와 [그림 4-5]는 2000년을 전후로 한 주요 국가들의 각 소득원천이 총경상소득 및 가처분소득에서 차지하는 비중을 나타낸 것이다. 경상소득을 기준으로 볼 때, 여타의 나라에 비해 우리나라의 두드러진 특징 중 하나는 근로소득과 이전소득의 비중이 각각 56.9%와 5.7%로 상대적으로 낮은 반면, 사업소득의 비중이 31.3%로 상대적으로 매우 높게 나타난다는 점이다. 네덜란드, 노르웨이, 스웨덴을 포함하는 사민주의 국가들과 조합주의로 분류되는 독일의 경우 근로소득과 이전소득, 그 중에서도 공적 이전소득의 비중이 매우 높게 나타남을 알 수 있다. 특히, 가장 발달한 복지국가로 알려진 스웨덴의 경우 공적이전소득이 총경상소득에서 차지하는 비중은 23.3%에 이른다.

이에 비해, 자유주의 복지국가들<sup>주59)</sup> 중 북미국가들, 즉 미국과 캐나다는 근로소득의 비중이 매우 높다는 점은 유럽대륙 국가들과 유사하지만, 이전소득의 비중은 미국이 10.3%, 캐나다 16.7%로 상대적으로 낮게 나타난다. 또한, 우리나라와 비슷한 사회경제적 배경을 가진 국가로서 대만의 경우, 우리나라와 소득 구조 역시 매우 유사하게 나타났다. 즉, 우리나라보다는 낮지만 서구 국가들에 비해서는 사업소득의 비중(19.3%)이 높고, 반대로 우리나라보다는 높지만 서구 국가들에 비해서는 이전소득(10.3%)의 비중은 매우 낮게 나타난 것이다. 특히, 이전소득 중에서도 공적 이전소득의 비중(3.9%)은 매우 낮은 반면 사회 이전소득의 비중(6.4%)이 높게 나타난 것은 우리나라와 마찬가지로 유교문화적 발전 국가의 특징을 명확하게 보여주는 결과라 할 수 있다.

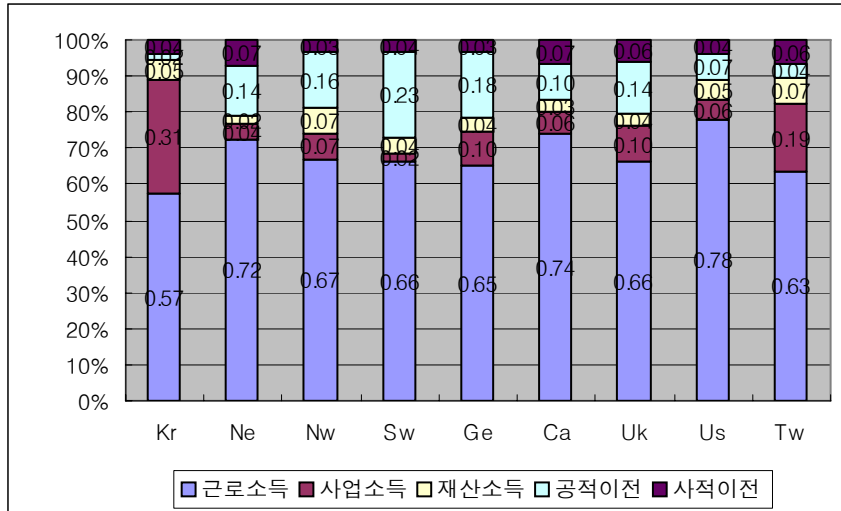
주58) 이탈리아, 스페인, 멕시코는 원천별 소득자료가 불완전하여 분석에서 제외되었다. 또한, 각 국가별 연도별(Wave III, IV, V) 지니분해 결과에 대한 완전한 표는 지면상 부록 3에 제시하였다.

주59) 1990년 에스핑-앤더슨(Esping-Andersen)의 분류에서도 영국의 경우 사실상 자유주의 복지국가로 분류하기에 모호하다고 결론내리고 있지만, 본 연구에서는 분류의 편의상, 그리고 최근 신보수주의적 경향을 반영하여 자유주의 유형으로 분류하였다.

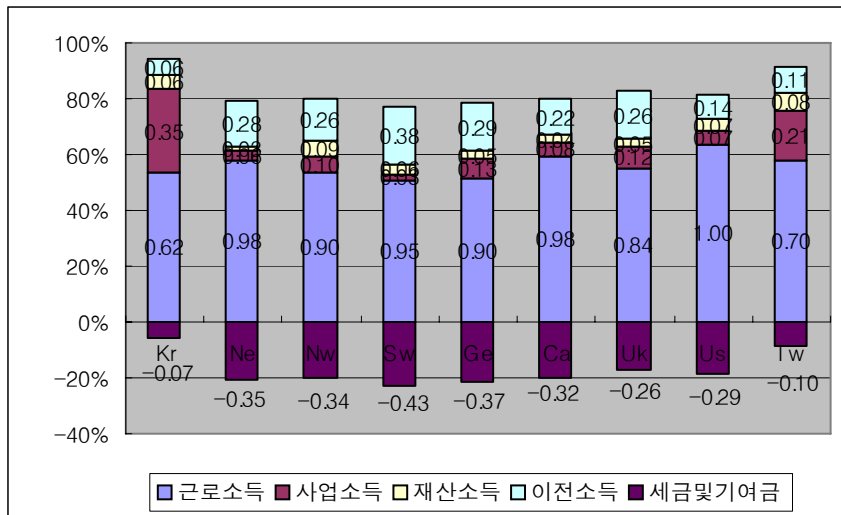
〈표 4-6〉 국가별 각 소득원천의 비중(2000년 전후)

	국가	근로 소득	사업 소득	재산 소득	이전 소득	공적 이전	사적 이전	세금 및 기여금	총소득
경 상 소 득	네덜란드	72.4	4.5	2.1	21.0	13.8	7.2		100.0
	노르웨이	67.1	7.2	6.8	18.9	15.7	3.2		100.0
	스웨덴	66.5	2.3	4.4	26.9	23.3	3.6		100.0
	독일	65.3	9.5	3.7	21.4	18.1	3.3		100.0
	캐나다	73.8	6.2	3.3	16.7	10.0	6.7		100.0
	영국	66.4	9.6	3.8	20.3	14.2	6.1		100.0
	미국	77.9	5.8	5.2	11.1	7.2	3.9		100.0
	대만	63.3	19.3	7.1	10.3	3.9	6.4		100.0
	한국	56.9	31.3	5.4	5.7	1.6	4.0		99.3
가 처 분 소 득	네덜란드	97.5	6.1	2.9	28.3	18.6	9.6	-34.7	100.0
	노르웨이	90.5	9.7	9.2	25.5	21.2	4.3	-33.6	101.3
	스웨덴	95.2	3.3	6.2	38.5	33.4	5.1	-43.2	100.0
	독일	89.6	13.1	5.1	29.4	24.9	4.6	-37.3	100.0
	캐나다	97.9	8.2	4.3	22.1	13.3	8.9	-32.4	100.2
	영국	83.9	12.1	4.7	25.6	17.9	7.7	-26.4	99.9
	미국	100.4	7.4	6.7	14.2	9.2	5.0	-28.8	100.0
	대만	69.8	21.3	7.8	11.4	4.3	7.0	-10.3	100.0
	한국	62.1	34.8	6.0	6.3	1.8	4.5	-6.8	102.3

[그림 4-5] 국가별 각 소득원천의 비중(2000년 전후)



<각 소득원천이 총경상소득에서 차지하는 비중>



<각 소득원천이 총가처분소득에서 차지하는 비중>

세금 및 사회보장기여금의 효과를 보기 위해서는 가처분소득의 비중을 살펴보는 것이 유용하다. 가처분소득을 기준으로 볼 때, 가장 주목되는 점은 한국(6.8%)과 대만(10.3%)의 세금 및 사회보장기여금의 비중이 매우 낮는데 비해, 스웨덴(43.2%), 독일(37.3%), 네덜란드(34.7%) 등의 세금 및 사회보장기여금 비중은 매우 높고, 자유주의 복지국가로 분류되는 미국(28.8%) 역시 유럽대륙 국가들에 비해서는 낮지만 세금 및 사회보장기여금의 비중이 상당히 높게 나타난다는 점이다. 이는 우리나라와 대만 같은 개발주의적 발전국가들은 국가에 의한 재분배정책이 상대적으로 미비하고, 주로 시장과 가족의 책임을 강조하는 반면, 스웨덴을 비롯한 유럽대륙 복지국가들의 경우 복지국가 위기와 재편 이후에도 여전히 국가의 개입과 책임이 개인의 복지에 중요한 영향을 미치고 있음을 나타낸다. 미국과 캐나다 등 북미 자유주의 국가들 역시 유럽대륙에 비해서는 약하지만, 우리나라에 비해서 훨씬 더 높은 수준의 국가개입에 의한 재분배정책을 추구하고 있는 것으로 나타났다.

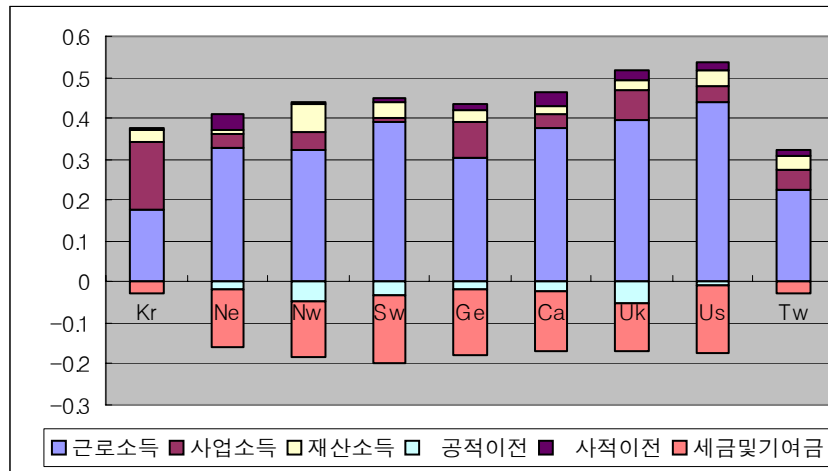
이러한 분석결과는 각 국가의 불평등 수준, 이전소득과 세금 및 사회보장기여금의 불평등 완화 효과 등에 대한 분석에서 더욱 분명하게 드러난다. <표 4-7>과 [그림 4-6]은 국가별로 각 소득원천이 가처분소득의 지니계수에 미친 절대적 및 상대적 기여도를 나타낸 것이다. 먼저 가처분소득의 지니계수는 스웨덴(0.25), 네덜란드(0.25), 노르웨이(0.26), 독일(0.26) 등 유럽대륙 복지국가가 상대적으로 낮게 나타나며, 캐나다(0.30), 대만(0.30)이 중간 정도 수준이며, 한국(0.35), 미국(0.35), 영국(0.36)은 높은 수준으로 분류된다. 앞에서 살펴본 바와 같이, 한국의 경우 근로소득과 사업소득이 지니계수에 미치는 영향이 절대적인 것으로 나타났으며, 이 두 소득원천의 절대적·상대적 기여도는 비슷한 수준이었다. 우리나라를 제외한 여타의 국가들에서는 근로소득이 지니계수에 미치는 영향이 절대적인 것으로 나타났다. 특히, 전체 지니계수에 대한 상대적 영향력(기여도)을 살펴보면, 우리나라의 경우 근로소득과 사업소득이 지니계수를 높이는 데 큰 영향을 미치지만, 이전소득(1%)과 세금 및 사회보장기여금(-7%)을 지니계수를 낮추는 데는 매우 미미한 영향만을 미치는 것으로 나타났다.



〈표 4-7〉 각 소득원천의 총불평등도에 대한 절대적·상대적 기여도(2000년전후)

		근로	사업	재산	이전	공적	사적	세금및	가처분
		소득	소득	소득	소득	이전	이전	기여금	소득
절 대 적 기 여 도	네덜란드	0.33	0.03	0.01	0.02	-0.02	0.04	-0.14	0.25
	노르웨이	0.32	0.05	0.07	-0.04	-0.05	0.00	-0.14	0.26
	스웨덴	0.39	0.01	0.04	-0.02	-0.03	0.01	-0.16	0.25
	독일	0.30	0.09	0.03	0.00	-0.02	0.01	-0.16	0.26
	캐나다	0.38	0.04	0.02	0.01	-0.02	0.03	-0.14	0.30
	영국	0.40	0.07	0.02	-0.03	-0.05	0.02	-0.12	0.35
	미국	0.44	0.04	0.04	0.01	-0.01	0.02	-0.17	0.36
	대만	0.23	0.05	0.03	0.02	0.00	0.01	-0.03	0.30
	한국	0.18	0.17	0.03	0.01	0.00	0.00	-0.03	0.35
상 대 적 기 여 도		근로	사업	재산	이전	공적	사적	세금및	가처분
		소득	소득	소득	소득	이전	이전	기여금	소득
	네덜란드	1.29	0.14	0.05	0.08	-0.07	0.15	-0.56	1.00
	노르웨이	1.24	0.18	0.25	-0.16	-0.19	0.01	-0.52	1.00
	스웨덴	1.55	0.04	0.16	-0.10	-0.14	0.04	-0.65	1.00
	독일	1.16	0.35	0.11	-0.02	-0.07	0.06	-0.61	1.00
	캐나다	1.27	0.13	0.06	0.03	-0.08	0.10	-0.49	1.00
	영국	1.14	0.20	0.07	-0.07	-0.14	0.07	-0.33	1.00
	미국	1.20	0.11	0.12	0.03	-0.02	0.05	-0.45	1.00
대만	0.75	0.16	0.11	0.07	0.01	0.03	-0.09	1.00	
한국	0.51	0.47	0.08	0.01	0.01	0.01	-0.07	1.00	

[그림 4-6] 각 소득원천의 총지니계수에 대한 절대적 기여도(2000년 전후)

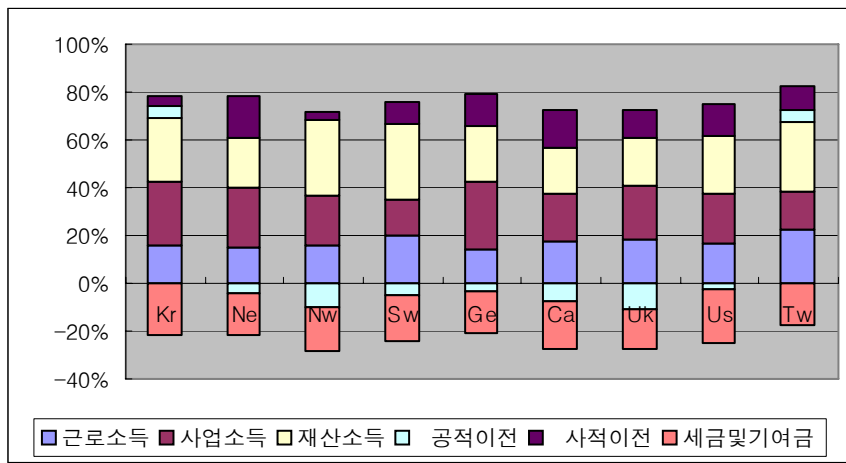


이에 비해, 스웨덴의 경우 공적 이전소득(-10%)과 세금 및 사회보장기여금(-65%)이 전체 지니계수를 낮추는데 매우 큰 기여를 하고 있는 것으로 나타났다. 이외에도 네덜란드(각각 -7%와 -56%), 노르웨이(-19%와 -52%), 독일(-7%와 -61%)도 공적이전과 세금 및 사회보장기여금이 지니계수를 낮추는데 매우 큰 효과를 가지는 것으로 나타났다. 이보다는 덜하지만, 자유주의 복지국가로 분류되는 캐나다(각각 -8%와 -49%), 영국(-14%와 -33%)도 공적이전과 세금 및 사회보장기여금이 지니계수를 낮추는데 크게 기여하였다. 미국의 경우, 공적 이전소득(-2%)의 지니계수 감소효과는 상대적으로 낮는데 비해 세금 및 기여금(-45%)의 지니계수 감소효과가 매우 크게 나타났다. 다만, 대만의 경우 우리나라와 마찬가지로 공적 이전소득(1%)의 경우 지니계수를 감소시키기보다는 오히려 미미하지만 증가시키는 것으로 나타났으며, 세금 및 사회보장기여금(-9%)의 지니계수 감소효과도 여타의 나라에 비해 상대적으로 낮았다.

<표 4-8> 각 소득원천의 총지니계수에 대한 한계효과(B/A)(2000년 전후)

	근로 소득	사업 소득	재산 소득	이전 소득	공적 이전	사적 이전	세금및 기여금	가처분 소득
네덜란드	1.32	2.23	1.89	0.28	-0.36	1.57	-1.60	1.00
노르웨이	1.37	1.88	2.76	-0.61	-0.90	0.34	-1.56	0.99
스웨덴	1.63	1.18	2.56	-0.26	-0.41	0.77	-1.50	1.00
독일	1.30	2.71	2.20	-0.06	-0.30	1.26	-1.64	1.00
캐나다	1.30	1.52	1.49	0.13	-0.59	1.18	-1.51	1.00
영국	1.36	1.66	1.47	-0.29	-0.79	0.86	-1.27	1.00
미국	1.20	1.43	1.73	0.20	-0.20	0.92	-1.58	1.00
대만	1.07	0.76	1.39	0.59	0.26	0.49	-0.83	1.00
한국	0.82	1.36	1.33	0.24	0.29	0.21	-1.09	0.98

[그림 4-7] 각 소득원천의 총지니계수에 대한 한계효과(2000년 전후)



이러한 결과는 물론 앞에서 살펴본 바와 같이 우리나라의 공적이전소득과 세금 및 사회보장기여금의 비중이 여타의 OECD 국가들에 비해 낮는데 일차적 원인이 있지만, 또다른 한편 공적 이전소득과 세금 및 사회보장기여금의 소득재분배 효과가 미미한데 또다른 원인이 있는 것으로 보인다. 이는 <표 4-8>과 [그림 4-6]에 제시되어 있는 각 소득원천별 총지니계수에 대한 한계효과에서 잘 드러난다. 예컨대, 스웨덴의 경우 총지니계수에 대한 근로소득(1.63)과 재산소득(2.56)의 한계 증가효과가 매우 높으며, 공적 이전소득(-0.90)과 세금 및 사회보장기여금(-1.50)의 한계 감소효과 역시 매우 높게 나타난다. 네덜란드, 노르웨이, 독일 등도 정도의 차이는 있지만 이와 유사한 경향을 보인다. 이와 대조적으로, 우리나라의 경우 근로소득(0.82)과 재산소득(1.33)의 총지니계수에 대한 한계 증가효과는 여타 OECD 국가들에 비해 상당히 낮은 것으로 나타났지만, 공적이전(0.29)과 세금 및 사회보장기여금(-1.09)의 한계 감소효과, 즉 지니계수 개선효과 역시 매우 낮게 나타났다. 대만도 우리나라와 비슷한 경향을 보여주고 있다.

요컨대, 시민주의와 조합주의 복지국가 유형의 국가들은 일차적 시장소득에서의 불평등이 우리나라보다 오히려 높게 나타나지만, 공적 이전과 조세를 통한 적극적 개입을 통해 최종적인 가처분소득의 경우 우리나라보다 훨씬 평등하게 나타났다. 캐나다, 미국, 영국과 같은 자유주의 유형의 복지국가 역시 정도는 덜하지만 이와 유사한 경향을 보여주고 있다. 이에 비해, 우리나라와 대만의 경우 상대적으로 시장소득에서의 불평등도는 상대적으로 낮게 나타나지만, 공적 이전과 조세의 소득재분배효과가 매우 미미한 결과 최종적인 가처분소득에서의 불평등도는 시민주의 국가들에 비해 높은 것으로 나타났다.

## 2. 구성집단별 엔트로피분해

제2장에서 살펴본 바와 같이, 엔트로피지수는 모든 불평등공리를 만족하는 불평등지수이다. 따라서 소득원천별 뿐만 아니라 학력별, 성별, 연령별로도 가법적 분해가 가능한 지수로 알려져 있다. 소득원천별 분해는 지니분해를 통해 살펴본 바 있으므로, 여기에서는 엔트로피 지수를 통해 학력별, 연령별 분해를 시도하고자 한다. 학력별, 연령별 분해는  $GE(0)$ 의 공식을 통해 집단내 불평등과 집단간 불평등으로 분해된다.

### 가. 국내

먼저 학력별 특성을 살펴보면, 예상할 수 있는 바와 같이 학력이 높을수록 평균소득은 높게 나타났다. 예컨대, 2003년의 경우 초졸 이하의 월평균소득은 770,938원인데 비해, 대학이상의 월평균 소득은 1,802,510원으로 나타났다. 학력별 비중의 경우, 중졸 이하와 고졸 이하의 비중 계속 감소하는 추세에 있는 반면, 대학 이상의 비중은 지속적으로 증가하고 있어 전반적인 학력상승의 추세를 반영하고 있다.

학력별로  $GE(0)$ 의 변화를 살펴보면, 전체적인 불평등도의 수준은 1996년 0.1408에서 2000년은 0.1980로 2003년은 0.2315로 크게 높아진 것으로 나타났다. 이를 집단내 불평등과 집단간 불평등으로 나누어 살펴보면, 1996년의 경우 집단내 불평등이 전체 불평등의 90.2%를 점유하고 있으며, 집단간 불평등은 9.8%인 것으로 나타났다. 2000년의 경우에는 집단내의 불평등도가 88.0%, 집단간 불평등이 12.0%였으며, 2003년의 경우에는 집단내 불평등이 84.1% 집단간 불평등이 15.9%로 나타났다.

〈표 4-9〉 우리나라의 학력별 엔트로피분해 결과

구분	전체 불평등도	집단 k 비중 $\nu_k$	집단내 불평등도	집단간 불평등도	월평균 가처분소득 (원)	
			GE(0) <sub>k</sub>	log(1/ $\lambda_k$ )		
1996	0.1408	초졸 이하	0.1268	0.1875	0.2982	809,007
		중졸 이하	0.1610	0.1140	0.1181	968,690
		고졸 이하	0.4396	0.1115	0.0267	1,061,400
		전문대졸 이하	0.0622	0.1118	-0.0195	1,111,508
		대학 이상	0.2104	0.1375	-0.2545	1,405,958
		전체	1.0000	0.1270	0.0138	1,090,072
2000	0.1980	초졸 이하	0.1459	0.2188	0.3612	829,298
		중졸 이하	0.1383	0.1659	0.1987	975,634
		고졸 이하	0.4099	0.1633	0.0397	1,143,719
		전문대졸 이하	0.0964	0.1593	-0.0541	1,256,243
		대학 이상	0.2095	0.1773	-0.3226	1,643,070
		전체	1.0000	0.1743	0.0237	1,190,074
2003	0.2315	초졸 이하	0.1413	0.2402	0.5249	770,938
		중졸 이하	0.1212	0.1944	0.2341	1,031,109
		고졸 이하	0.4003	0.1953	0.0696	1,215,477
		전문대졸 이하	0.0585	0.1470	-0.0528	1,373,783
		대학 이상	0.2787	0.1804	-0.3244	1,802,510
		전체	1.0000	0.1946	0.0370	1,303,128

자료: 통계청, 가구소비실태조사 원자료, 1996·2000  
한국보건사회연구원, 국민생활실태조사 원자료, 2003

〈표 4-10〉 학력수준이 소득불평등에 미친 영향

구분	전체변화	순효과 A항	집단구성의 변화		집단간 상대소득변화 D항	
			B항	C항		
1996→2000	절대적 기여도	0.0571	0.0462	0.0011	0.0006	0.0092
	상대적 기여도(%)	100.0	80.8	2.0	1.1	16.2
2000→2003	절대적 기여도	0.0335	0.0195	0.0007	0.0032	0.0100
	상대적 기여도(%)	100.0	58.3	2.1	9.5	30.0

<표 4-9>를 통해 학력별 불평등도를 좀 더 구체적으로, 학력별 집단내 불평등도를 살펴보면 초졸 이하와 대학 이상의 집단내 불평등이 상대적으로 높게 나타난 반면, 중졸 이하와 고졸 이하의 집단내 불평등은 상대적으로 낮게 나타났다. 집단간 불평등에서도 초졸 이하와 대졸 이상의 집단간 불평등이 매우 높게 나타났다. 또한, 집단내 불평등과 집단간 불평등 모두 1996년에 비해 2003년에 크게 높아진 것을 알 수 있다.

동태적인 변화요인을 살펴볼 경우, 전체 불평등도에서 불평등에 의한 순효과의 상대적 기여도는 1996년과 2000년 사이에는 80.8%로 거의 대부분을 차지하고 있으며, 다음으로는 집단간 상대소득변화가 16.2%로 나타났다. 집단구성의 변화에 의한 불평등에의 영향도 2.8%로 나타났다. 2000년과 2003년 사이에는 동태적 변화가 크게 변하고 있음을 볼 수 있다. 즉, 순효과는 58.3%로 1996년과 2000년에 비해 22.5%포인트 감소한 반면에 집단간 상대소득변화는 30.0%로 1996년과 2000년에 비해 13.8%포인트 증가하였으며, 집단구성의 변화에 있어서도 11.6%로 8.5%포인트 증가한 것으로 분석되었다.

다음으로, 연령변화에 따른 GE(0)의 변화를 살펴보면, 1996년의 경우 집단내 불평등이 전체 불평등의 97.5%를 점유하고 있으며, 집단간 불평등은 단지 2.5%인 것으로 나타났다. 이는 앞에서 분석한 학력에서의 결과와는 큰 차이를 보이는 것으로 연령에 있어서는 연령집단 내에서의 불평등의 변화가 전체 불평등에 미치는 영향이 매우 크다는 것을 볼 수 있다. 2000년의 경우 역시 집단내의 불평등도가 96.7%로 대부분을 차지하고 있으며, 집단간 불평등이 3.3%에 불과한 것으로 분석되었다. 2003년의 경우 집단내 불평등이 95.1%, 집단간 불평등이 4.9%로 나타났다.

또한 불평등에 대한 수준에서도 연령이 높아질수록 불평등도가 증가하고 있음을 볼 수 있다. <표 4-11>에 나타난 바와 같이, 1996년의 경우 29세 이하의 집단내 불평등이 0.1100인 반면 60세 이상은 0.3225로 29세 이하에 비해 2.93배 높은 것으로 나타나고 있다. 2000년의 경우에는 동 비율이 2.31배, 2003년에는 2.23배로 다소 낮아지고 있음을 볼 수 있다.

<표 4-11> 우리나라의 연령별 엔트로피분해 결과

구분	전체 불평등도	집단 k 비중 $\nu_k$	집단내 불평등도	집단간 불평등도	월평균 가치분소득	
			GE(0) <sub>k</sub>	log(1/ $\lambda_k$ )		
1996	0.1408	29세 이하	0.1050	0.1100	0.1125	974,070
		30~39세	0.3652	0.1143	0.0294	1,058,460
		40~49세	0.2882	0.1182	-0.0328	1,126,469
		50~59세	0.1654	0.1533	-0.1354	1,248,186
		60세 이상	0.0761	0.3225	0.1692	920,360
		전체	1.0000	0.1373	0.0036	1,090,072
2000	0.1980	29세 이하	0.0673	0.1383	0.1189	1,056,611
		30~39세	0.2973	0.1570	0.0606	1,120,051
		40~49세	0.3343	0.1860	-0.0721	1,279,065
		50~59세	0.1836	0.1944	-0.1288	1,353,691
		60세 이상	0.1175	0.3191	0.2413	934,921
		전체	1.0000	0.1914	0.0066	1,190,074
2003	0.2315	29세 이하	0.0467	0.1462	0.0412	1,250,577
		30~39세	0.2903	0.1629	-0.0395	1,355,643
		40~49세	0.3364	0.2260	-0.0625	1,387,237
		50~59세	0.1806	0.2347	-0.0826	1,415,367
		60세 이상	0.1459	0.3266	0.3896	882,680
		전체	1.0000	0.2202	0.0113	1,303,128

자료: 통계청, 가구소비실태조사 원자료, 1996·2000  
한국보건사회연구원, 국민생활실태조사 원자료, 2003

<표 4-12> 연령이 소득불평등에 미친 영향

구분	전체변화	순효과 A항	집단구성의 변화		집단간 상대소득변화 D항	
			B항	C항		
1996→2000	절대적 기여도	0.05719	0.04454	0.00955	0.00076	0.00235
	상대적 기여도(%)	100.0	77.9	16.7	1.3	4.1
2000→2003	절대적 기여도	0.03362	0.02393	0.00492	0.00123	0.00354
	상대적 기여도(%)	100.0	71.2	14.6	3.7	10.5



연령이 시간변화에 따라 미친 불평등효과를 살펴보면, 전체 불평등도에서 불평등에 의한 순효과에 대한 상대적 기여도는 1996년과 2000년 사이에는 77.9%로 거의 대부분을 차지하고 있는 것으로 나타났다(표 4-12 참조). 다음으로는 학력과는 달리 집단구성 변화 중 B항 즉 연령별 집단구성비의 변화가 불평등에 미치는 영향이 16.7%로 높게 나타나고 있다. 전체적으로는 18.0%로 학력에 비해 높은 수준을 차지하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 집단구성의 변화가 불평등에 좋지 않은 영향을 미치고 있는 것으로 1996년에 비해 우리나라 인구의 고령화로 인해 연령이 높은 집단의 불평등도가 청년층에 비해 높게 나타남에 따른 영향으로 분석된다. 반면에 집단간 상대소득변화가 4.1%로 가장 낮게 나타났다. 2000년에서 2003년 사이의 순효과는 71.2%로 앞의 비교년도에 비해 다소 감소한 반면 집단간 상대소득의 변화는 10.5%로 비교년도에 비해 6.4%포인트 증가한 것으로 분석되었다.

요컨대, 이상에서 살펴본 바와 같이 우리나라의 전체적인 불평등도의 수준은 1996년 0.1408에서 2000년은 0.1980로 2003년은 0.2315로 높아진 것으로 나타났으며, 학력수준별 집단내 불평등도의 경우 학력수준이 낮을수록 집단내 불평등도가 높은 것으로 분석되었다. 불평등에 대한 수준에서도 연령이 높아질수록 불평등도가 증가하고 있음을 볼 수 있다.

#### 나. 외국과의 비교

외국의 경우 국가별 학제의 편차가 심하여 표준화된 분류를 하기 어렵고 이에 대한 사전지식이 부족하므로, 연령별 분해만을 시도하였다. 2000년 전후, 즉 Wave V를 기준으로 할 때, 각 나라의 연령별 GE분해의 결과는 아래 <표 4-13>과 같다. 먼저, 전체적인 엔트로피지수의 수준은 사민주의 국가로 분류될 수 있는 네덜란드, 노르웨이, 스웨덴이 각각 0.1382, 0.1201, 0.1177로써 다른 비교대상국가에 비해 매우 낮다는 점을 발견할 수 있다. 연령별 특성에 있어서는 우리나라에 비해 60대 이상의 비중이 높으며, 집단내 불평등에 있어서도 매우 낮다는 것을 볼 수 있다. 집단내 불평등이 공히 30~50대 사이의 왕성하게 경

제활동에 참가하고 있는 연령층에 비교해 낮은 수준임을 볼 수 있다.

다음으로, 조합주의 국가로 분류된 이탈리아, 독일, 스페인의 경우 독일을 제외하고는 사민주의 국가들에 비해서는 전체적인 GE(0)의 값이 높게 나타났다. 연령별 특성에 있어서는 60대 이상의 비중이 다른 연령대에 비해 높게 분포하고 있으며, 집단내 불평등에 있어서도 이탈리아와 스페인의 경우에는 연령대별로 큰 차이를 보이고 있지 않은 반면에 독일의 경우에는 29세 이하와 60세 이상의 집단내 불평등도가 높은 것으로 볼 수 있다.

자유주의 국가로 분류된 영국, 미국, 캐나다의 경우 캐나다를 제외하고는 우리나라에 비해 불평등도가 높게 나타나고 있다. 특히 미국의 경우에는 0.2522로써 다른 선진국들에 비해 높게 나타나고 있다. 연령별 특성에 있어 영국과 캐나다의 경우에는 60세 이상의 집단내 불평등이 다른 연령대에 비해 낮게 나타나고 있는 반면에 미국의 경우에는 오히려 높게 나타나고 있음을 볼 수 있다.

대만의 경우, 우리나라에 비해 불평등수준이 낮은 반면 멕시코는 비교대상국들 중 불평등도가 가장 높은 0.4288수준으로 나타났다. 연령별 특성에 있어서도 멕시코는 연령대가 높아질수록 집단내 불평등수준이 증가하고 있는 것으로 나타났으며, 대만의 경우에는 60세 이상의 집단내 불평등도가 높은 것으로 나타났다. 이러한 점은 우리나라와 유사한 경향을 가지고 있는 것을 볼 수 있다.

[그림 4-8]에서 보는 바와 같이, 사민주의 국가들과 독일은 전반적인 연령집단내 불평등이 매우 낮으며, 29세 이하의 불평등도가 높은 반면 60세 이상의 불평등도는 낮게 나타났다. 이와는 대조적인 경향을 보이는 것이 미국과 멕시코이다. 이 두 국가의 경우 모든 연령집단의 집단내 불평등이 비교적 높게 나타날 뿐만 아니라, 특히 노인집단, 즉, 60세 이상의 연령집단내 불평등이 매우 높게 나타나고 있다. 대만과 우리나라의 경우 집단내 불평등의 수준은 미국과 멕시코보다 높지 않지만, 60세 이상의 연령집단내 불평등이 다른 연령집단에 비해 매우 높게 나타나고 있다. 특히, 노인집단내 불평등도는 노령연금과 같은 국가의 소득보장시스템이 얼마나 잘 갖추어져 있는가와 무관치 않은 것으로 보인다.

〈표 4-13〉 국가별 연령별 엔트로피분해

구분		전 체 불평등도	집단 k 비중 $\nu_k$	집단내 불평등도	집단간 불평등도
				$GE(0)_k$	$\log(1/\lambda_k)$
네덜란드 (1999)	29세 이하	0.1382	0.0875	0.1581	0.1048
	30~39세		0.2718	0.1537	0.0252
	40~49세		0.2710	0.1152	-0.0132
	50~59세		0.1769	0.1487	-0.1233
	60세 이상		0.1928	0.1180	0.0605
	전체		1.0000	0.1359	0.0023
노르웨이 (2000)	29세 이하	0.1201	0.1161	0.1479	0.2432
	30~39세		0.2481	0.0908	0.0362
	40~49세		0.2509	0.0950	-0.0974
	50~59세		0.1675	0.1280	-0.2002
	60세 이상		0.2173	0.1144	0.1428
	전체		1.0000	0.1098	0.0103
스웨덴 (2000)	29세 이하	0.1177	0.1084	0.1679	0.3074
	30~39세		0.2314	0.0867	0.0511
	40~49세		0.2369	0.0912	-0.0628
	50~59세		0.1874	0.1090	-0.2297
	60세 이상		0.2359	0.1075	0.1052
	전체		1.0000	0.1057	0.0120
독일 (2000)	29세 이하	0.1260	0.0710	0.1470	0.3707
	30~39세		0.2306	0.1060	0.0723
	40~49세		0.2400	0.1025	-0.0860
	50~59세		0.1742	0.1180	-0.1690
	60세 이상		0.2842	0.1303	0.0562
	전체		1.0000	0.1171	0.0089
이탈리아 (2000)	29세 이하	0.2008	0.0279	0.1932	0.0842
	30~39세		0.1772	0.1863	0.1133
	40~49세		0.2479	0.2032	0.0357
	50~59세		0.2354	0.2000	-0.1276
	60세 이상		0.3117	0.1976	0.0069
	전체		1.0000	0.1974	0.0034
스페인 (2000)	29세 이하	0.2073	0.0523	0.2049	0.1013
	30~39세		0.1949	0.1836	0.0427
	40~49세		0.2214	0.2188	-0.0427
	50~59세		0.1983	0.2003	-0.1783
	60세 이상		0.3330	0.2002	0.1117
	전체		1.0000	0.2013	0.0060

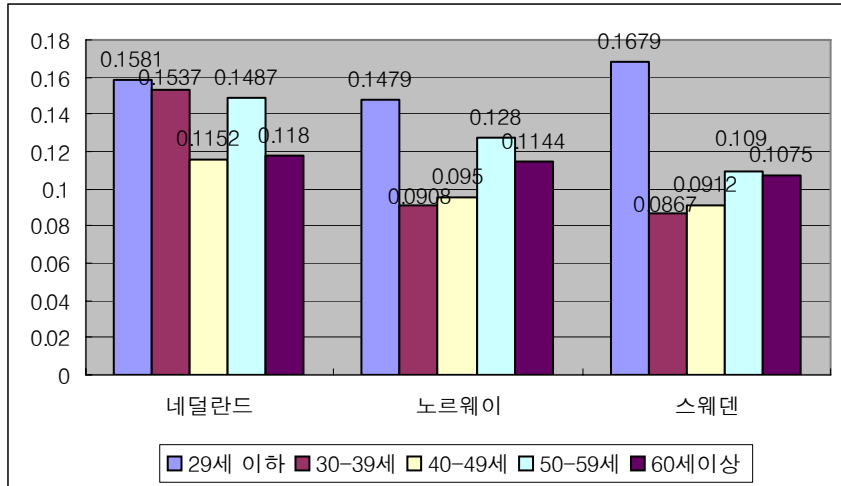
자료: LIS, LIS 원자료. 각 연도.

<표 4-13> 계속

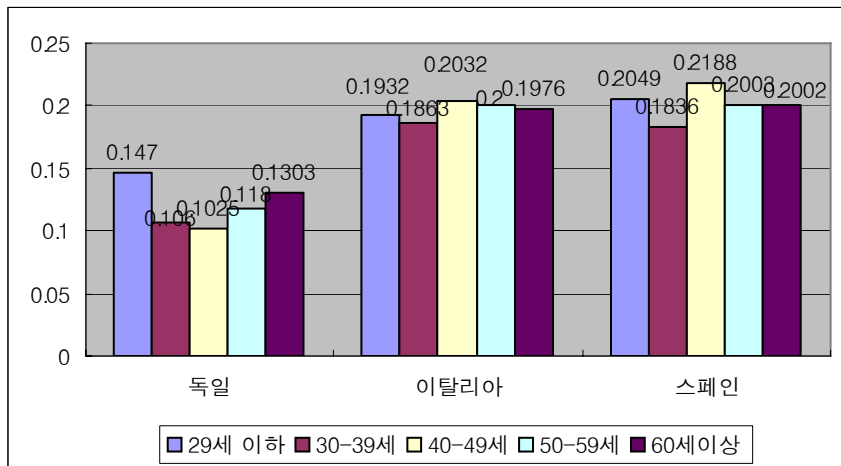
구분		전 체 불평등도	집단 k 비중 $\nu_k$	집단내 불평등도	집단간 불평등도
				GE(0) <sub>k</sub>	log(1/ $\Lambda_k$ )
캐나다 (2000)	29세 이하	0.1710	0.1096	0.1873	0.1860
	30~39세		0.2545	0.1575	0.0472
	40~49세		0.2876	0.1510	-0.0382
	50~59세		0.1765	0.1926	-0.1824
	60세 이상		0.1718	0.1558	0.0989
	전체		1.0000	0.1648	0.0062
영국 (1999)	29세 이하	0.2171	0.1079	0.2451	0.1313
	30~39세		0.2414	0.2084	0.0340
	40~49세		0.2307	0.1978	-0.1045
	50~59세		0.1843	0.2248	-0.2124
	60세 이상		0.2357	0.1733	0.2260
	전체		1.0000	0.2047	0.0124
미국 (2000)	29세 이하	0.2522	0.1296	0.2436	0.2696
	30~39세		0.2482	0.2285	0.0822
	40~49세		0.2699	0.2258	-0.0903
	50~59세		0.1616	0.2553	-0.2260
	60세 이상		0.1908	0.2636	0.0891
	전체		1.0000	0.2407	0.0115
멕시코 (2000)	29세 이하	0.4288	0.1071	0.3047	0.1840
	30~39세		0.2708	0.3910	0.0826
	40~49세		0.2626	0.4841	-0.1306
	50~59세		0.1773	0.4247	-0.1006
	60세 이상		0.1823	0.4459	0.0915
	전체		1.0000	0.4222	0.0066
대만 (2000)	29세 이하	0.1489	0.0849	0.0985	0.0684
	30~39세		0.2883	0.1247	0.0416
	40~49세		0.3509	0.1272	-0.0032
	50~59세		0.1577	0.1499	-0.2064
	60세 이상		0.1182	0.2574	0.1844
	전체		1.0000	0.1430	0.0059
한국 (2000)	29세 이하	0.1980	0.0673	0.1383	0.1189
	30~39세		0.2973	0.1570	0.0606
	40~49세		0.3343	0.1860	-0.0721
	50~59세		0.1836	0.1944	-0.1288
	60세 이상		0.1175	0.3191	0.2413
	전체		1.0000	0.1914	0.0066

자료: LIS, 『LIS 원자료』. 각 연도

[그림 4-8] 연령별 집단내 불평등도 추이

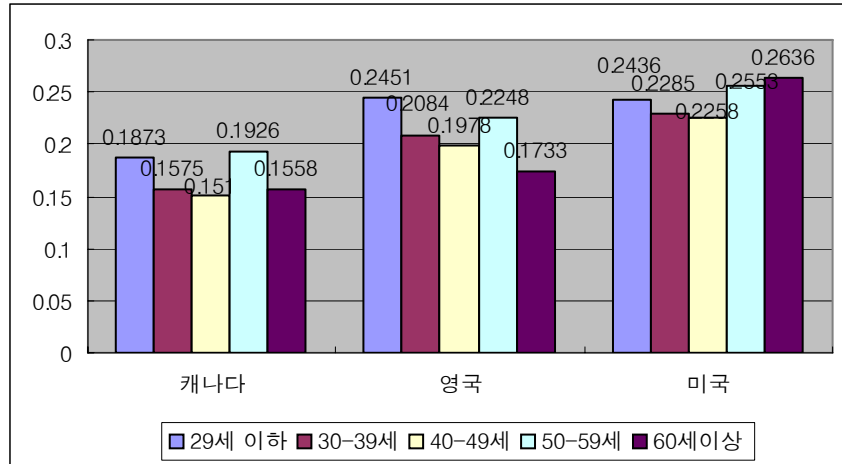


<사민주의 국가>

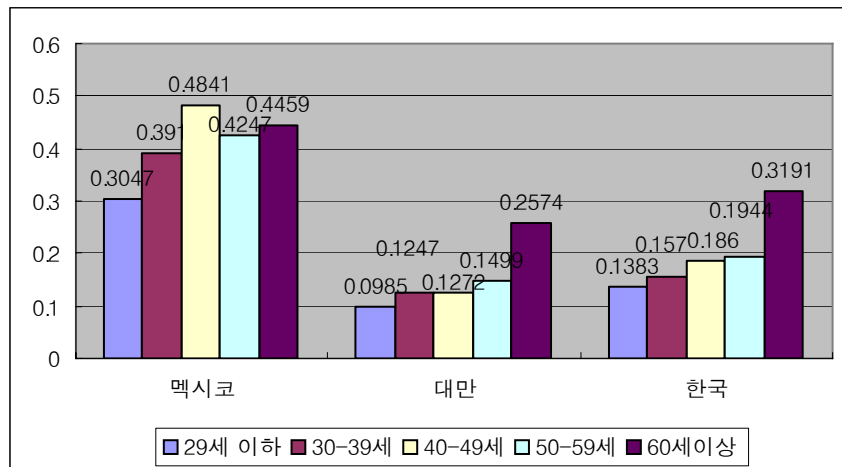


<조합주의 국가>

[그림 4-8] 계속



<자유주의국가>



<한국과 유사경제수준국가>

## 제5장 결론 및 정책적 함의

### 제1절 요약

지금까지 빈곤과 불평등을 둘러싼 이론적·실증적 연구들을 고찰하고, 이를 바탕으로 우리나라의 가구소비실태조사(1996, 2000), 국민생활실태조사(2003), 그리고 외국의 LIS(Luxembourg Income Study) 원자료를 활용하여 빈곤과 불평등의 동향 및 요인분해를 시도하였다. 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 외환위기를 전후로 우리나라의 빈곤과 불평등 지표는 크게 악화하였으며, 경제적으로 외환위기를 극복한 이후에도—증가폭은 줄어들었지만—계속 악화되는 추세에 있다. 빈곤과 불평등의 절대적 수치에 있어서는 멕시코가 가장 높고, 미국이 그 뒤를 이었으며, 독일과 사민주의 국가들이 가장 낮은 수준인 것으로 나타났다. 그러나 1990년대 이래 빈곤과 불평등의 수준은 사민주의 국가들을 포함한 대부분의 국가들에서 전반적으로 높아지는 추세를 보이고 있다. 우리나라의 경우, 외환위기 이전인 1996년에 빈곤과 불평등 관련 지표들은 사민주의 국가들을 약간 상회하는 수준이었으나, 외환위기 이후 크게 높아져 2003년에는 자유주의 국가들과 거의 비슷한 수준인 것으로 나타났다. 특히, 분배율을 비롯한 지표들은 사회양극화가 심화되고 있는 추세를 보여주고 있어 이에 대한 대책이 마련되어야 할 것으로 보인다.

둘째, 센지수분해는 빈곤율, 빈곤갭, 빈곤층의 지니계수로 나누어 빈곤의 실태를 보여주고 있다. 센분해 결과에 의하면, 우리나라는 외환위기를 전후로 빈곤율과 빈곤층 사이의 분배효과가 크게 악화되었으며, 다만 빈곤층의 평균소득은 상당히 개선된 것으로 나타났다. 외환위기를 벗어난 2000년에서 2003년 사이에도 이러한 추세는 계속되었으나 그 폭은 다소 감소하였다. 외국의 경우, 레짐별로 일관된 경향을 나타내지는 않았으나, 전체적으로 유럽대륙 국가들의 경

우, 1990년대 초반에 빈곤율과 분배효과를 중심으로 한 지표들이 매우 악화되는 경향을 보이다가, 1995년을 전후로 해서는 다소 개선되는 쪽으로 선회하였다. 미국은 동 기간 동안 미미하지만 빈곤층의 평균소득을 제외한 지표가 개선되었으나, 대만과 우리나라는 두 기간 동안 지표들이 악화되었으며, 특히 우리나라의 수치 악화가 두드러진 것으로 나타났다.

셋째, 새로운 분해방법을 적용해서 분석한 성장몫 분해의 결과에 의하면, 어떠한 상대빈곤선을 사용하더라도, 1996~2000년 그리고 2000~2003년 사이에 비빈곤층의 몫은 늘어난데 비해, 빈곤층의 몫은 줄어든 것으로 나타났다. 그러나 이러한 빈곤층의 몫의 감소는 기존 빈곤층의 몫이 줄어든 결과라기보다는, 하향이동효과, 즉, 비빈곤층에서 빈곤층으로의 추락에 기인하는 것으로 밝혀졌다. 외국과의 비교분석의 결과, 두 비교기간 동안 공히 빈곤층의 몫이 줄어든 국가는 우리나라가 유일한 것으로 나타났다. 즉, 스웨덴과 이탈리아는 1990년대 전반기에 빈곤층의 몫이 감소하였고, 대만은 1990년대 후반기에 빈곤층의 몫이 감소하였으며, 여타의 국가들은 양 기간 동안 미미하나마 빈곤층의 몫이 증가한 것으로 나타났다.

넷째, 소득원천별로 지니계수를 분해한 결과에 의하면, 분석기간 중 불평등도의 증가를 주도한 것은 임금소득인 것으로 나타났다. 이에 대해, 동 기간 중 세금 및 사회보장기여금의 소득재분배효과도 개선되었지만, 전체 불평등도 개선에 미치는 효과는 여전히 매우 미미한 것으로 나타났다. 특히 외국과의 비교 결과, 사민주의와 조합주의 유형의 국가들은 일차적인 시장소득에서의 불평등이 우리나라보다 오히려 높게 나타나지만, 공적이전과 조세를 통한 적극적 개입을 통해 최종적인 가처분소득에 있어서는 우리나라보다 훨씬 평등한 것으로 밝혀졌다. 예컨대, 스웨덴의 경우 공적이전이 14%, 세금 및 사회보장기여금이 65% 정도 불평등을 감소시키는 효과를 가지는데 비해, 우리나라의 경우 공적이전은 오히려 불평등을 1% 증가시키고, 세금 및 사회보장기여금은 불평등을 7% 감소시키는데 그치고 있다. 결국, 우리나라의 경우 임금소득을 비롯한 일차적인 시장소득의 불평등이 계속 증가하고 있는 상황에서 공적이전과 세금 및 사회보장기여금의 소득재분배효과는 매우 낮은 수준에 머물러 있는 것으로 나



타났다.

마지막으로, 학력별 엔트로피분해 결과, 집단간 불평등보다는 집단내 불평등이 매우 큰 것으로 나타났으며, 집단내 불평등과 집단간 불평등 모두 1996년에 비해 2003년에 크게 높아진 것으로 분석되었다. 초졸 이하와 대학 이상의 집단내 불평등도가 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 연령별 엔트로피 분해 결과에서도 집단내 불평등이 전체 불평등도의 대부분을 설명하고 있는 것으로 분석되었다. 특히, 외국과의 비교분석 결과 흥미로운 결과를 도출할 수 있다. 즉, 사민주의 국가들과 독일의 경우 전반적인 연령집단내 불평등이 매우 낮으며 60세 이상의 불평등도가 상대적으로 낮게 나타난 반면, 우리나라, 대만, 미국, 멕시코 등은 60세 이상의 연령집단내 불평등이 상대적으로 매우 높게 나타난 것이다. 이러한 결과는 노후소득보장체계의 국가간 차이가 큰 영향을 미쳤을 것으로 보인다. 이는 시사하는 바가 크다.

이상의 내용을 요약하면, 우리나라의 경우 외환위기를 전후로 하여 빈곤과 불평등은 크게 악화되었으며, 외환위기를 외현적으로 극복한 최근까지도 빈곤과 불평등은 상황은 호전되지 않고 있다. 이는 외국과의 비교를 통해 더욱 분명하게 드러난다. 1990년대 중반을 전후로 빈곤과 불평등도가 증가하는 것이 일반적인 국제적 추세라 하더라도, 그 증가폭과 지속성에 있어 한국의 악화경향은 두드러진다. 양 기간 동안 빈곤율과 불평등도는 조합주의 국가들의 수준에서 자유주의 국가들의 수준으로 높아졌으며, 동 기간 중 빈곤층의 분배몫도 줄어든 것으로 나타났다. 특히, 이 기간 중 임금불평등이 전체불평등도에 미치는 효과가 커졌으나, 공적이전과 세금 및 사회보장기여금이 이를 줄이는데 미치는 효과는 매우 미미하였다. 연령별·학력별로도 불평등이 매우 커진 것으로 나타났으며, 특히 미국, 대만 등과 함께 연령별로 60세 이상의 집단내 불평등이 매우 높은 것으로 나타났다.

## 제2절 결론 및 정책적 함의

인류의 역사와 함께 해온 빈곤의 문제를 해결하고자 하는 노력은 어느 시대, 어느 사회에서나 공공정책의 주요대상이 되어 왔다. 그러나 오늘날 자본주의적 세계화라는 공통분모에도 불구하고 빈곤과 불평등에 대한 각 국가의 관심과 개입의 정도에는 큰 차이가 있다. 선진 제국들의 이러한 개입을 분류하고 유형화(classification)하려는 (신)제도주의적 시도들도 이러한 ‘차이’의 정도와 원인을 밝히고자 하는 노력의 일환이었다. 즉, 수렴론 혹은 분기론 중심의 단선적인 기능주의적 분석틀이 스웨덴과 같은 개입주의적 국가와 미국과 같은 자유주의적 국가의 차이가 어떻게 왜 나타나는가에 대해 답하지 못하는 한계를 극복하고자 한 것이다. 이러한 관점에서 본 연구는 다음과 같이 2단계로 진행되었다. 먼저 지니, 센, 엔트로피 등의 기존의 총괄적인 지수들을 바탕으로 우리나라와 주요 외국의 빈곤과 불평등 동향을 살펴보았다. 하지만, 이러한 총괄적인 지수들은 빈곤 및 분배 실상만 보여줄 뿐 어떠한 요인들이 얼마나 영향을 미치고 있는지에 대한 정보를 제공하여 주지 못한다. 따라서 이들 지표들을 분해함으로써 빈곤 및 분배에 미친 요인들을 밝히고, 아울러 외국과 비교함으로써 정책적 함의를 도출하고자 하였다. 분석결과를 통해 도출될 수 있는 정책적 함의는 다음과 같다.

첫째, 빈곤 및 불평등에 대한 총괄적인 지수에 대한 동향 분석결과 우리나라의 빈곤 및 분배 상황이 예상보다 심각하므로 이에 대한 국민적 관심과 정책적 배려가 필요하다는 것이다. 분석기간 동안(1996~2003) 빈곤율 뿐만 아니라 빈부격차가 계속 확대되고 있고, 임금불평등도가 증가하고 빈곤층의 몫은 음(-)으로 나타나고 있으며 노령층 내부의 소득편차가 확대되고 있다. 이러한 상황을 단순히 세계화에 따른 보편적인 추세 또는 외환위기 여파의 연장선으로 해석하여 정책적 관심을 등한시하는 것은 바람직하지 못하다. 빈곤 및 분배상태가 악화되면 사회적 배제 및 상대적 박탈감이 증가하여 사회통합을 저해한다. 사회통합의 저해는 중장기적으로 성장 잠재력을 훼손하고 이는 다시 사회통합의 저해라는 악순환으로 이어진다. 따라서 복지에 대한 투자의 증액이 어느 때

보다도 필요한 시점이다.

둘째, 선행해 결과의 함의는 빈곤에 대한 예방 정책과 분배정의에 따라 가장 열악한 계층에게 보다 많은 관심과 배려가 필요한 것으로 나타났다. 우리나라의 선행지수는 분석기간 동안 계속 악화되었고, 악화의 주된 요인은 빈곤율 증가와 빈곤층 사이 분배상태 악화로 나타났다. 빈곤율 증가의 원인은 여러 가지가 있겠지만, 1차적으로는 노동시장에서의 실업으로 인한 소득단절이고, 2차적으로는 이들에 대한 사회안전망의 미흡이다. 한편 빈곤층의 간의 분배상태 악화는 우리나라의 저소득층 대책이 국민기초생활보장제도를 중심으로 설계된 것과 무관하지 않다. 즉, 빈곤하지만 기초보장제도의 수급자가 아닌 비수급빈곤층의 경우 여타 수당들도 받지 못하고 있다. 예컨대, 장애수당은 기초보장 수급자에게 지급되고, 경로연금도 부양의무자기준을 뚫으로써 부양의무자기준 때문에 비수급빈곤층이 된 대부분은 혜택을 받지 못하고 있다. 이러한 점을 감안하면 빈곤 위험계층에 대한 빈곤예방 정책과 비수급빈곤층에 대한 대책이 강화되어야 할 것으로 판단된다.

셋째, 성장 몫 분해 결과의 함의는 국민연금, 고용보험 등의 1차 사회안전망이 취약하여 비빈곤층에서 빈곤층으로 전락하는 계층을 적당히 받쳐주지 못하고 있는 것으로 분석되었다. 경제성장의 몫을 빈곤층과 비빈곤층의 몫으로 분해한 결과 비빈곤층 몫은 양(+)으로 나타나고, 빈곤층 몫은 음(-)으로 나타났다. 빈곤층 몫이 음으로 나타난 이유는 빈곤으로의 음(-)으로 나타난 이동효과가 양(+)으로 나타난 부유효과보다 크기 때문에 발생하였다. 이는 빈곤층으로 전락하는 과정에서 1차 사회안전망이 효과적으로 대처하지 못하였다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 빈곤위험계층에 대한 사회안전망 강화가 필요함을 의미한다.

넷째, 지니계수 분해 결과의 함의는 국가 기능 즉, 세금 및 사회보장기여금을 통한 소득분배의 개선이 필요하고, 소득원천별로는 임금소득에 대한 불평등도를 개선할 필요가 있는 것으로 나타났다. 외국과의 비교 결과, 시장소득의 불평등도는 중간정도(조합주의 국가와 유사)이지만, 세금 및 사회보장기여금을 고려한 가처분소득의 불평등도는 높은 수준(자유주의 국가와 유사)인 것으로 나타났다. 이는 국가의 기능이 상대적으로 약함을 의미한다. 그리고 시장소득 중 임

금소득의 불평등도가 다른 나라보다 높게 나타나고 있으므로 비정규직 보호, 최저임금 강화, 차별금지 등에 대한 정책 강화가 필요한 것으로 판단된다.

다섯째, 엔트로피분해 결과의 다양한 함의 중 우선적으로 고려되어야 할 사항은 노인들에 대한 소득보장정책이 필요하다는 점이다. 우리나라의 경우 대만, 미국, 멕시코 등과 마찬가지로 60세 이상의 연령집단내 불평등이 상대적으로 매우 높게 나타나고 있다. 국민연금이 미성숙한 상태이기 때문에 연금제도가 발달한 나라보다 고령층내의 불평등도가 높을 것이라는 것은 예상된 결과이다. 대부분의 선진국들은 연금제도를 도입할 때 특례노령연금, 무각출 노령연금 등의 보완대책을 아울러 도입하였다. 우리나라의 경우도 특례노령연금, 경로연금 등의 보완대책을 두고 있으나, 특례노령연금의 경우 가입자가 매우 적고, 경로연금의 경우 까다로운 조건으로 수급비율이 적고, 급여액 또한 매우 적은 수준이다. 이 결과 노령층의 빈곤율은 다른 나라보다 높은 수준이다. 이러한 점을 감안할 때 경로연금의 확대 개편 등 노령층에 대한 대책이 강구되어야 할 것으로 판단된다.

이상의 내용을 종합하면, 불평등 지표들과 성장몫 분해 등의 결과를 통해 볼 때, 최근 정책적 화두로 떠오르고 있는 양극화 현상이 심화되고 있는 것은 비교적 분명해 보인다. 이러한 양극화의 양상은 임금, 연령, 학력 등 각 범주별로도 확인되고 있다. 따라서 지금까지 빈곤 대 비빈곤이라는 단순한 정책목표보다는 좀 더 다양화되고 타겟팅화된 정책목표의 설정이 필요한 것으로 보인다. 근로가능한 계층에 대해서는 시장소득의 평등화를 추구하는 전략—비정규직 보호, 최저임금 강화, 차별금지 등—을 강화하는 한편, 노인들에 대한 소득보장체계의 적절성과 보편성을 강화하는 방안, 아동빈곤의 예방과 교육기회의 평등을 통해 빈곤의 재생산을 방지하는 방안 등이 그러한 예이다.

또한 성장 대 분배라는 대립적 시각보다는 ‘분배를 통한 성장’이라는 좀 더 통합적이고 거시적인 목표와 방향 설정이 필요할 것으로 보인다. 개방된 사회에서 상대적 박탈감의 증가는 단기간 내에 가시적·비가시적으로 사회의 분열과 갈등을 조장할 것이며, 장기적인 국가발전을 저해하는 주요한 요소일 수 있음을 자각할 필요가 있다. 자유(방임)주의적 자본주의체제의 대표주자격이라 할

수 있는 미국조차 우리나라보다 훨씬 더 높은 수준의 국가개입이 이루어지고 있음은 주지의 사실이다. 또한, 분석국가 중 빈곤과 불평등이 가장 심한 멕시코가 풍부한 자원과 유리한 지리적 조건에도 불구하고 우리나라에 비해 국가발전에 뒤쳐져 있는 것은 우연이 아니다. 유교주의적 가족관에 의해 사적 네트워크에 많이 의존했던 우리나라와 대만의 빈곤과 불평등이 공히 최근 매우 악화되고 있는 것은 더 이상 가족이 안전망의 기능을 소화해 내지 못하고 있음을 의미한다는 점에서 시사하는 바 크다 하겠다.

## 참고문헌

- 김재호·김승택, 『빈곤의 원인에 관한 실증분석』, 한국노동경제학회 2001년 추계 학술세미나, 2001. 9, pp.93~129.
- 권순원·고일동·김관영·김선웅, 『한국의 소득분극등 실태와 주요정책과제』, 한국개발연구원, 1992.
- 김대모·안국신, 『한국의 소득분배 및 그 결정요인과 분배문제에 대한 국민의 의식』, 1987.
- 김미곤 외, 『1999년 최저생계비 계측조사 연구』, 한국보건사회연구원, 1999.
- 김미곤·김태완, 『우리나라의 빈곤현황과 정책과제』, 『사회보장연구』 제20권 제3호, 2004, pp.173~2000.
- 김상권, 『1990년대 한국의 소득분배와 결정요인』, 『부산대학교 논문집』 제44집, 1997.
- 김성용·이계임, 『농가 소비지출의 불균등도 분석』, 『농촌경제』 25권 4호, 2002 겨울.
- 김유선, 『비정규직 규모와 실태: 통계청 ‘경제활동인구조사 부가조사’ 결과』, 한국노동사회연구소, 2003.
- 김적교, 『빈곤층과 비빈곤층간의 소득분배』, 『경제연구제』 제8권 제2호, 1987.
- 김진욱, 『빈곤지수의 공리적 접근』, 『경상연구』 제23집 1호, 1998.
- 김진욱, 『빈곤층 변화 요인분석: Sen 지수를 중심으로』, 『경제개발연구』 제10권 제2호, 2004.
- 김태성·손병돈, 『빈곤과 사회복지정책』, 청목출판사, 2002.
- 박순일, 『빈부격차의 실태, 요인분석 및 정책제언』, 『정책논총』 제13집 제1권, 2001.
- 박순일·최현수·강성호, 『빈곤격차 확대요인의 분석과 빈곤·서민생활 대책』, 한국보건사회연구원, 2000.

- 박준기·문한필·김용택, 「농가소득 불평등도의 요인분해」, 『농촌경제』, 제27권 4호, 2004 겨울.
- 박찬용·강석훈·김태완, 『소득분배와 빈곤동향 및 변화요인분석』, 연구 02-12, 한국보건사회연구원, 2002.
- 박찬용·김진욱·김태완, 『경제위기에 따른 빈곤수준 및 소득불평등 변화와 정책 방향』, 연구보고서 99-07, 한국보건사회연구원, 1999.
- 성명재·김종면, 『부문별·가구유형별 소득분배구조 고찰 및 소득재분배 기능 재고방안에 관한 연구』, 한국조세연구원, 2004.
- 안종범·김철희·전승훈, 「빈곤과 실업의 원인과 복지정책의 효과」, 『노동경제논집』 제25권 1호, 2002.
- 안창수 외, 『최저생계비 계측조사연구』, 한국보건사회연구원, 1989.
- 유경준·김대일, 『소득분배 국제비교와 빈곤연구』, 연구 03-05, 한국개발연구원, 2003.
- 윤기중, 『한국경제의 불평등 분석』, 박영사, 1997.
- 여유진, 「한국에서의 소비지출 불평등에 관한 연구: 집합적 소비의 사회복지적 함의를 중심으로」, 서울대 대학원 박사학위논문, 2002.
- 이두호·최일섭·김태성·나성린, 『빈곤론』, 나남출판사, 1991.
- 이병희·정재호, 「경제위기 이후의 빈곤구조 분석: 반복빈곤 및 고용과의 관계를 중심으로」, 한국사회과학연구소·한국산업노동학회 『한국경제 전환기의 노동자 상태 및 노사관계』, 2001. 12.
- 이정우, 『소득분배론』, 비봉출판사, 1997.
- 이정우·황성현, 「한국의 분배문제: 현황, 문제점과 정책방향」, 『KDI정책연구』 20(1) 20(2), 1998, pp.153~214.
- 이준구, 『소득분배의 이론과 현실』, 다산출판사, 1992.
- 이준구, 『재정학』, 다산출판사, 2004.
- 임병인·전승훈, 「연령집단별 소득불평등도와 전체불평등도에 대한 기여도 분석」, 『한국노동패널 학술대회 논문집』 제6회, 한국노동연구원, 2005.
- 전병유, 「경제위기 전후 노동시장유연화 I: 고용유연성 추이」, 『매월노동동향』,

- 한국노동연구원, 2004. 10.
- 정건화·남기곤, 『경제위기 이후 소득 및 소비구조의 변화』, 윤진호·유철규(편), 『구조조정과 정치경제학과 21세기 한국경제』, 풀빛, 2000, pp.323~350.
- 정진호, 『근로빈곤계층과 임금정책』, 『매월노동동향』, 한국노동연구원, 2002. 4.
- 정진호·황덕순·이병희·최강식, 『소득불평등 및 빈곤의 실태와 정책과제』, 연구 02-04, 한국노동연구원, 2002.
- 정진호·최강식, 『임금소득 불평등 확대에 대한 요인분석』, 한국노동연구원, 2001.
- 주학중, 『한국의 소득분배와 결정요인』 (상, 하), 한국개발연구원, 1982.
- 통계청, 『가구소비실태조사 원자료』, 1996·2001.
- \_\_\_\_\_, 『도시가계조사 원자료』, 각 연도.
- 한국보건사회연구원, 『국민생활실태조사 원자료』, 2003.
- 현진권·강석훈, 『한국 소득분배의 국제비교』, 『경제학연구』 46(3), 1998, pp.145~167.
- Antolin, Pablo, Thai-Thanh & Howard Oxley, "Poverty Dynamics In Four OECD Countries", *ECO/WKP(4)*, 1999.
- Atkinson, A. B. & Bourguignon, F., *Handbook of Income Distribution*, Elsevier, 2000.
- Atkinson, A. B., Rainwater, L. & Smeeding, T. M., *Income Distribution in OECD Countries*, OECD, 1995.
- Barrett, Garry F., Thomas F. Crossley, & Christopher Worswick, "Demographic Trends and Consumption Inequality in Australia Between 1975~1993," *Review of Income and Wealth*, Vol.46, No.4, 2000, pp.437~457.
- Berhanu, Samuel, "Economic Analysis of Household Expenditures", *Department of Agricultural and Resource Economics*, West Virginia University, 1999.
- Blacklow, Paul. & Ranjan Ray, "A Comparison of Income and Expenditure Inequality Estimate: The Australian Evidence, 1975~76 to 1993~94", *The*



- Australian Economic Review*, Vol.33, No.4, 2000, pp.317~29.
- Blackorby, C. & Donaldson, D., "Measures of Relative Equality and Their Meaning in Terms of Social Welfare," *Journal of Economic Theory*, 18, 1978, pp. 55~80.
- Blundell, R. & Preston, I., "Income, Expenditure and the Living Standards of UK Households," *Fiscal Studies*, Vol.16, No.3, 1995.
- Burniaux J-M., Dang T-T., Fore D., Förster M., d'Ercole M. M. & Oxley H., *Income Distribution and Poverty in Selected OECD Countries: Economics Department Working Papers No.189.*, ECO/WKP (98) 2, OECD, 1998.
- Cutler, D. & Katz, L., "Rising Inequality? Changes in the distribution of income and consumption in the 1980s", *American Economic Review*, vol.82, 1992, pp.546~51.
- Dalton, H., "The Measurement of the Inequality of Income," *Economic Journal*, Vol.30, pp.348~361, 1920.
- Deaton, A., & Muellbauer, J. *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge University Press, 1980.
- Donaldson, D. & Weymark, J. A., "Properties of fixed population poverty indices", *International Economic Review*, Vol.27, No.3, 1986, pp.667~688.
- Esping-Andersen, Gosta., *The Three Worlds of Welfare Capitalism*, Princeton: Princeton University Press, 1990.
- Fei, J. C. H., Rains, G. & Kuo, S. W. Y., "Growth and the Family Distribution of Income by Factor Components, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.92, No.1, 1978, pp.17~53.
- Fields, G. S., *Poverty, Inequality and Development*, Cambridge, 1980.
- \_\_\_\_\_, "A Welfare Economic Approach to the Growth and Distribution in the Dual Economy", *Quarterly Journal of Economics* Vol. XCIII August 1979
- \_\_\_\_\_, "Who benefit from Economic Development? A Reexamination of Brazilian Growth in the 1960's", *American Economic Review* Vol.67, No.4, 1977.

- Förster Michael F., *Measurement of Low Incomes and Poverty in a Perspective of International Comparisons*, Labour Market and Social Policy Occasional Papers No.14, OECD/GD(94)10, OECD, Paris 1994.
- Foster J., Greer, J & Thorbecke, E., "A Class of Decomposable Poverty Measures", *Econometrica* Vol.52, No.3, 1984.
- Garner, Thesia I, "Consumer Expenditures and Inequality: An Analysis Based on Decomposition of the Gini Coefficient," *The Review of Economics and Statistics*, 1993, pp.134~138.
- Goodman, Aliss., Paul Johnson & Steven Webb, *Inequality in the UK*, Oxford University Press, 1997.
- Hagenaars, Aldi, "A Class of Poverty Indices", *International Economic Review*, vol 28, no 3, 1987, *The Economics of Poverty and Inequality II*(F. A. Cowell, edit), 2003.
- Johnson, D., *Poverty, Inequality and Social Welfare in Australia*, Physica-Verlag Heideberg, 1996.
- Johnson, D. & S. Shipp, "Trends in inequality in the United State Using Consumption Expenditures", *Review of Income and Wealth* 43(2), 1997.
- Kawani, Nanak, "Inequality, Welfare and Poverty: Three Interrelated Phenomena", *Handbook on Income Inequality Measurement*, Kluwer Academic Publishers, 1999, pp.599~628.
- \_\_\_\_\_, "On a Class of Poverty Measures", *Econometrica* Vol.48, No.2, 1980.
- Kundu, A. & Smith, T. E., "An Impossibility Theorem on Poverty Indices", *International Economic Review* Vol.24, No.2, 1983.
- Lancaster, Geoffrey, Ranjan Ray & Maria Rebecca Valenzuela, "A Cross-country Study of Equivalence Scales and Expenditure Inequality on Unit Record Household Budget Data", *Review of Income and Wealth*, Vol.45, No.4., 1999, pp.455~482.

- Lerman, Robert I. & Shlomo Yitzhaki, "Effect of Marginal Changes in Income Sources on U.S. Income Inequality", *Public Finance Quarterly*, Vol.22, No.4, October, 1994.
- Litchfield, Julie A., "Inequality: Methods and Tools", World Bank PovertNet website: <http://www.worldbank.org/poverty>, 1999.
- Liu, Eva & Jackie Wu, *The Measure of Poverty, Research and Library Services Division*, Provisional Legislative Council Secretariat, 1998.
- Mack, Joanna & Lansley, Stewart, *Poor Britain*, London: Allen and Unwin, 1985, p.324.
- McGregor, P. & V. K. Barooha, "Is Low Spending or Low Income a Better Indicator of Whether of not a House is Poor: Some Results from the 1985 Family Expenditure Survey", *Journal of Social Policy* 21(1), 1992, pp.53~69.
- Marx, Karl, *Das Capital*, 1867.
- Paglin, M., "The Measurement and Trend of Inequality", *Journal of Economic Theory* Vol.2, 1975, pp.598~609.
- Pendakur, Krishna, "Changes in Canadian Family Income and Family Consumption Inequality Between 1978 and 1992", *Review of Income and Wealth*, Vol.44, No.2, 1998, pp.259~283.
- Rowntree, Seebohm, *Poverty: The Study of Town Life*, London: Macmillan. 1901.
- Ravallion, M. & Shaohua Chen, "Measuring Pro-poor Growth", *Economic Letters*, Vol 78(1), 2003.
- \_\_\_\_\_, *Measuring Pro-poor Growth*, World Bank Group, 2001, August.
- Saunders, Peter, "Towards a Credible Poverty Framework: From Income Poverty to Deprivation", *SPRC(Social Policy Research Centre) Discussion Paper* No.131, 2004.
- Sen, Amartya, "Poor, Relatively Speaking", *Oxford Economic Papers* 35, 1983, pp.153~169.

- \_\_\_\_\_, "Poverty: An Ordinal Approach to Measurement", *Econometrica*, Vol.44, No.2, 1976.
- \_\_\_\_\_, *Economic Inequality*, Oxford University Press, 1973.
- Shorrocks, A. F., "Inequality Decomposition by Factor Components", *Econometrica* Vol.50 No.1, 1982, pp.193~211.
- Slesnick, Daniel T., "Consumption, Needs and Inequality", *International Economic Review*, Vol.35, No.3, 1994, pp.677~703.
- Smith, Adam, *The Wealth of Nations*, 1776.
- Takayama, N., "Poverty, Income Inequality, and Theil Measures: Professor Sen's Axiomatic Approach Reconsidered," *Econometrica*, Vol.47, 1979, pp. 747~759.
- Townsend, P., *Poverty in the United Kingdom*, Harmondsworth: Allen Lane and Penguin Books, 1979.
- \_\_\_\_\_, *The Concept of Poverty*, New York: American Elsevier Publishing Co., 1970.
- Wodon, Quentin, "Between Group Inequality and Targeted Transfer," *Review of Income and Wealth*, Vol.45, No.1, 1999, pp.21~39.
- World Bank, *A Sourcebook for Poverty Reduction Strategies-vol 1 Core Techniques and Cross-country issues*, 2002.
- Yitzhaki, S., "Relative Deprivation and the Gini Coefficient," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.93, 1979, pp.321~324.
- Yitzhaki, S. & R. Lerman, "Income Stratification and Income Inequality", *Review of Income and Wealth*, 37(3), 1991, pp.313~329.

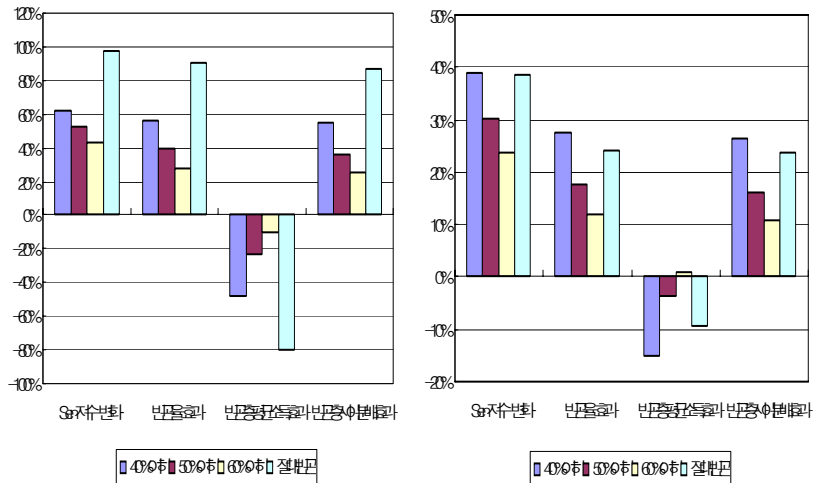
## 부록 1. 센지수 분해

〈부표 1-1〉 센지수 분해 결과(경상소득 기준)

(단위: %)

구분		센지수 변화	빈곤율 효과	빈곤층의 평균소득 효과	빈곤층 사이 분배효과	
1996~2000	상대 빈곤	중위소득 40%	62.5	55.5	-47.7	54.7
		중위소득 50%	52.1	39.1	-22.9	35.9
		중위소득 60%	43.2	28.1	-10.2	25.2
	절대빈곤		97.5	90.3	-79.5	86.7
2000~2003	상대 빈곤	중위소득 40%	38.8	27.6	-15.2	26.4
		중위소득 50%	30.1	17.6	-3.5	16.0
		중위소득 60%	23.7	11.9	0.9	10.9
	절대빈곤		38.5	24.2	-9.3	23.6

[부록 그림 1-1] 센지수 분해 결과(경상소득 기준)



## 〈부표 1-2〉 외국의 센지수 분해 결과(중위소득 40% 기준)

(단위: %)

	국가	연도	센지수 변화	빈곤율 효과	빈곤층의 평균소득 효과	빈곤층 사이 분배효과
사민주의	네덜란드	1991~1994	20.7	24.8	-25.0	20.9
		1994~1999	0.2	12.8	-31.8	19.2
	노르웨이	1991~1995	32.9	27.9	-21.1	26.1
		1995~2000	-2.5	-3.7	4.2	-3.0
	스웨덴	1992~1995	20.8	12.5	-2.0	10.3
		1995~2000	-44.1	-22.3	-4.3	-17.5
조합주의	이탈리아	1991~1995	85.5	60.3	-28.1	53.3
		1995~2000	-19.0	-14.0	7.1	-12.1
	독일	1989~1994	23.0	32.7	-44.3	34.6
		1994~2000	-8.4	5.5	-20.3	6.5
	스페인	1990~1995	69.4	42.9	-13.5	40.0
		1995~2000	-31.4	-4.1	-28.0	0.7
자유주의	영국	1991~1995	22.3	-8.3	41.8	-11.2
		1995~1999	-20.5	-5.7	-10.2	-4.6
	미국	1991~1994	-2.9	-3.1	3.2	-3.0
		1994~2000	-10.0	-8.6	5.9	-7.3
	캐나다	1991~1994	-9.1	-6.0	2.1	-5.3
		1994~2000	18.0	0.5	16.6	0.9
유사경제 수준	대만	1991~1995	29.2	25.4	-20.3	24.2
		1995~2000	59.4	40.3	-21.3	40.4
	멕시코	1992~1996	-18.3	-9.2	-2.6	-6.5
		1996~2000	12.6	12.7	-14.1	14.0
한국		1996~2000	51.6	49.7	-46.6	48.6
		2000~2003	40.1	28.4	-16.4	28.1

[부록 그림 1-2] 외국과의 센지수 분해 비교(중위소득 40% 기준)

센지수변화	빈곤율효과	빈곤층의 평균소득효과	빈곤층사이의 분배효과	국가
( + )	( + )	( + )	( + )	캐나다Ⅱ
	( + )	( - )	( + )	네덜란드 I, 네덜란드Ⅱ, 노르웨이 I, 스웨덴 I / 이탈리아 I, 독일 I, 스페인 I / 대만 I, 대만Ⅱ, 멕시코Ⅱ / 한국Ⅱ, 한국Ⅲ
	( - )	( + )	( - )	영국 I
( - )	( + )	( - )	( + )	독일Ⅱ
	( - )	( + )	( - )	노르웨이Ⅱ / 이탈리아Ⅱ / 미국 I, 미국Ⅱ, 캐나다 I
	( - )	( - )	( + )	스페인Ⅱ
	( - )	( - )	( - )	스웨덴Ⅱ / 영국Ⅱ / 멕시코 I

주: 1) I : WaveⅢ~WaveⅣ, Ⅱ: WaveⅣ~WaveⅤ, Ⅲ: WaveⅤ~WaveⅥ

## 〈부표 1-3〉 외국의 센지수 분해 결과(중위소득 60% 기준)

(단위: %)

	국가	연도	센지수 변화	빈곤율 효과	빈곤층의 평균소득 효과	빈곤층 사이 분배효과
사민주의	네덜란드	1991~1994	19.7	12.2	-2.2	9.7
		1994~1999	-1.5	-2.1	5.0	-4.4
	노르웨이	1991~1995	17.0	7.7	0.4	8.9
		1995~2000	-6.6	-6.6	6.1	-6.1
	스웨덴	1992~1995	2.2	-18.7	43.3	-22.4
		1995~2000	-11.8	20.0	-54.2	22.4
조합주의	이탈리아	1991~1995	42.2	10.3	23.4	8.6
		1995~2000	-12.0	-6.1	-0.4	-5.6
	독일	1989~1994	13.8	9.0	-2.2	6.9
		1994~2000	-2.9	-2.7	4.4	-4.6
	스페인	1990~1995	37.0	14.1	8.4	14.5
		1995~2000	-9.1	4.7	-16.0	2.2
자유주의	영국	1991~1995	3.5	-2.7	5.1	1.1
		1995~1999	-10.3	-3.9	-1.7	-4.7
	미국	1991~1994	-1.4	-0.1	-1.9	0.5
		1994~2000	-5.6	-2.2	-1.7	-1.8
	캐나다	1991~1994	-6.4	-4.8	3.2	-4.8
		1994~2000	6.4	2.1	1.0	3.3
유사경제 수준	대만	1991~1995	14.2	11.8	-10.9	13.3
		1995~2000	27.2	10.2	7.8	9.3
	멕시코	1992~1996	-8.3	-0.1	-8.5	0.3
		1996~2000	8.5	6.6	-4.6	6.5
한국	1996~2000	38.9	27.9	-14.7	25.7	
	2000~2003	23.9	11.6	1.5	10.7	



[부록 그림 1-3] 외국과의 센지수 분해 비교(중위소득 60% 기준)

센지수변화	빈곤율효과	빈곤층의 평균소득효과	빈곤층사이의 분배효과	국가
( + )	( + )	( + )	( + )	노르웨이 I / 이탈리아 I , 스페인 I / 캐나다 II / 대만 II / 한국 III
	( + )	( - )	( + )	네덜란드 I / 독일 I / 대만 I , 멕시코 II / 한국 II
	( - )	( + )	( + )	영국 I
	( - )	( + )	( - )	스웨덴 I
( - )	( + )	( - )	( + )	스웨덴 II / 스페인 II
	( + )	( - )	( - )	-
	( - )	( + )	( - )	네덜란드 II / 노르웨이 II / 독일 II / 캐나다 I
	( - )	( - )	( + )	미국 I , 멕시코 I
	( - )	( - )	( - )	이탈리아 II / 영국 II , 미국 II

주: 1) I : Wave III~Wave IV, II : Wave IV~Wave V, III: Wave V ~Wave VI

## 부록 2. 성장 몫 분해

〈부표 2-1〉 국가별 빈곤가구율 및 비빈곤가구율(중위소득 40% 기준)

(단위: 자국화폐단위, %)

구분	연도	전가구 균등화 소득	균등화 빈곤선	빈곤가구 균등화 소득	비빈곤 가구 균등화 소득	빈곤 가구율	비빈곤 가구율
네덜란드	1991	29,647	10,699	5,779	30,685	4.17	95.83
	1994	29,938	11,103	5,558	31,285	5.24	94.76
	1999	37,529	13,766	8,062	39,128	5.15	94.85
노르웨이	1991	140,919	56,585	34,321	145,162	3.83	96.17
	1995	151,561	61,580	37,170	157,624	5.03	94.97
	2000	202,020	80,256	47,702	210,100	4.98	95.02
스웨덴	1992	123,306	50,083	28,886	129,849	6.48	93.52
	1995	127,180	51,412	26,867	135,459	7.62	92.38
	2000	155,948	61,340	38,903	163,459	6.03	93.97
독일	1989	27,259	10,134	6,297	28,417	5.24	94.76
	1994	31,412	11,554	7,590	32,912	5.92	94.08
	2000	36,075	13,532	9,413	37,843	6.22	93.78
이탈리아	1991	19,470	6,996	5,377	20,185	4.83	95.17
	1995	21,645	7,565	4,873	23,007	7.51	92.49
	2000	26,551	9,129	6,161	28,087	7.01	92.99
스페인	1990	1,013,042	360,569	255,218	1,056,306	5.40	94.60
	1995	1,548,165	513,938	307,649	1,653,666	7.84	92.16
	2000	2,095,330	748,400	532,516	2,246,407	8.81	91.19
캐나다	1991	23,391	8,978	6,100	24,797	7.52	92.48
	1994	24,218	8,951	6,519	25,702	7.73	92.27
	2000	27,907	10,206	6,615	29,809	8.20	91.80
영국	1991	8,803	3,061	2,273	9,369	7.97	92.03
	1995	10,183	3,483	2,178	10,721	6.31	93.69
	1999	12,716	4,333	2,900	13,503	7.43	92.57

자료: 1) 외국의 경우 LIS, LIS 원자료, 각년도.

2) 한국의 경우 통계청, 가구소비실태조사 원자료, 1996, 2000; 한국보건사회연구원, 국민생활실태조사 원자료, 2003.

## 〈부표 2-1〉 계속

(단위: 자국화폐단위, %)

구분	연도	전가구 균등화 소득	균등화 빈곤선	빈곤가구 균등화 소득	비빈곤 가구 균등화 소득	빈곤 가구율	비빈곤 가구율
미국	1991	19,252	6,690	4,436	21,376	12.54	87.46
	1994	21,480	7,248	4,776	23,821	12.29	87.71
	2000	28,920	9,638	6,440	32,027	12.14	87.86
멕시코	1992	9,525	2,333	1,396	10,842	13.94	86.06
	1996	15,837	3,848	2,468	17,717	12.33	87.67
	2000	36,883	8,822	5,641	41,981	14.03	85.97
대만	1991	317,532	110,698	86,818	325,772	3.45	96.55
	1995	432,160	154,955	119,684	448,984	5.11	94.89
	2000	454,185	159,306	118,238	480,264	7.20	92.80
한국	1996	1,068,432	389,165	252,522	1,130,675	7.09	92.91
	2000	1,144,750	410,688	267,014	1,256,508	11.29	88.71
	2003	1,229,583	451,500	284,430	1,397,121	15.06	84.94

자료: 1) 외국의 경우 LIS, LIS 원자료, 각년도.

2) 한국의 경우 통계청, 가구소비실태조사 원자료, 1996, 2000; 한국보건사회연구원, 국민생활실태조사 원자료, 2003.

## 〈부표 2-2〉 국가별 빈곤가구율 및 비빈곤가구율(중위소득 60% 기준)

(단위: 자국화폐단위, %)

구분	연도	전가구 균등화 소득	균등화 빈곤선	빈곤가구 균등화 소득	비빈곤 가구 균등화 소득	빈곤 가구율	비빈곤 가구율
네덜란드	1991	29,647	16,048	11,912	32,796	15.08	84.92
	1994	29,938	16,655	11,692	33,446	16.13	83.87
	1999	37,529	20,649	14,618	41,394	14.44	85.56
노르웨이	1991	140,919	84,878	64,062	159,075	19.11	80.89
	1995	151,561	92,370	67,861	173,016	20.40	79.60
	2000	202,020	120,384	89,253	229,810	19.77	80.23
스웨덴	1992	123,306	75,125	52,412	138,840	17.97	82.03
	1995	127,180	77,117	46,045	141,269	14.80	85.20
	2000	155,948	92,010	65,838	175,211	17.61	82.39
독일	1989	27,259	15,201	10,730	30,237	15.27	84.73
	1994	31,412	17,331	12,287	35,368	17.14	82.86
	2000	36,075	20,298	14,388	40,601	17.26	82.74
이탈리아	1991	19,470	10,494	8,116	22,436	20.71	79.29
	1995	21,645	11,347	7,926	25,558	22.19	77.81
	2000	26,551	13,694	9,688	30,839	20.27	79.73
스페인	1990	1,013,042	540,853	399,631	1,161,944	19.53	80.47
	1995	1,548,165	770,907	540,356	1,844,280	22.71	77.29
	2000	2,095,330	1,122,600	794,212	2,550,446	25.91	74.09
캐나다	1991	23,391	13,467	9,149	26,886	19.70	80.30
	1994	24,218	13,427	9,602	28,001	20.56	79.44
	2000	27,907	15,309	10,513	32,505	20.91	79.09
영국	1991	8,803	4,592	3,381	10,823	27.14	72.86
	1995	10,183	5,224	3,826	12,121	23.37	76.63
	1999	12,716	6,499	4,706	15,296	24.36	75.64
미국	1991	19,252	10,035	6,393	23,532	24.97	75.03
	1994	21,480	10,871	6,985	26,354	25.16	74.84
	2000	28,920	14,456	9,380	35,571	25.39	74.61
멕시코	1992	9,525	3,499	2,064	11,983	24.78	75.22
	1996	15,837	5,772	3,611	19,714	24.08	75.92
	2000	36,883	13,233	8,176	47,035	26.12	73.88
대만	1991	317,532	166,048	127,665	349,088	14.25	85.75
	1995	432,160	232,432	172,549	483,981	16.64	83.36
	2000	454,185	238,960	171,428	522,609	19.48	80.52
한국	1996	1,068,432	583,748	395,949	1,210,865	17.48	82.52
	2000	1,144,750	616,033	396,258	1,370,992	23.21	76.79
	2003	1,229,583	677,250	410,847	1,536,780	27.28	72.72

자료: 1) 외국의 경우 LIS, LIS 원자료, 각년도.

2) 한국의 경우 통계청, 가구소비실태조사 원자료, 1996, 2000; 한국보건사회연구원, 국민생활실태조사 원자료, 2003.

〈부표 2-3〉 국가별 빈곤층과 비빈곤층간의 분배 몫(중위소득 40% 기준)

(단위: 자국화폐단위, %)

구분		분배 몫				구성비	
		$\chi$	$\omega_n$	$\omega_p$	$\psi$	$\chi + \omega_n$	$\psi + \omega_p$
네덜란드	1991 ~ 1994	569	-212	-57	-9	122.84	-22.84
	1994 ~ 1999	7,439	17	4	131	98.22	1.78
노르웨이	1991 ~ 1995	11,835	-1,033	-263	109	101.44	-1.44
	1995 ~ 2000	49,863	43	12	530	98.93	1.07
스웨덴	1992 ~ 1995	5,183	-902	-272	-131	110.39	-10.39
	1995 ~ 2000	26,312	1,257	278	917	95.85	4.15
독일	1989 ~ 1994	4,229	-119	-22	68	98.90	1.10
	1994 ~ 2000	4,624	-61	-9	108	97.89	2.11
이탈리아	1991 ~ 1995	2,610	-346	-65	-24	104.09	-4.09
	1995 ~ 2000	4,724	73	11	97	97.81	2.19
스페인	1990 ~ 1995	550,527	-15,105	-3,162	2,831	100.06	-0.06
	1995 ~ 2000	540,521	-9,918	-957	17,630	96.95	3.05
캐나다	1991 ~ 1994	835	-33	-5	31	96.82	3.18
	1994 ~ 2000	3,771	-76	-14	7	100.18	-0.18
영국	1991 ~ 1995	1,267	101	18	-8	99.23	0.77
	1995 ~ 1999	2,575	-76	-11	46	98.65	1.35
미국	1991 ~ 1994	2,144	36	5	43	97.84	2.16
	1994 ~ 2000	7,210	23	3	205	97.21	2.79
멕시코	1992 ~ 1996	6,027	125	10	149	97.47	2.53
	1996 ~ 2000	20,860	-193	-12	391	98.20	1.80
대만	1991 ~ 1995	116,916	-3,203	-218	1,134	99.20	0.80
	1995 ~ 2000	29,028	-6,100	-813	-74	104.02	-4.02
한국	1996 ~ 2000	111,627	-30,691	-5,582	1,027	105.96	-5.96
	2000 ~ 2003	119,436	-31,118	-5,529	1,966	104.20	-4.20

자료: 외국의 경우 LIS, LIS 원자료, 각년도.

한국의 경우 통계청, 가구소비실태조사 원자료, 1996, 2000; 한국보건사회연구원, 국민생활 실태조사 원자료, 2003.

〈부표 2-4〉 국가별 빈곤층과 비빈곤층간의 분배 몫(중위소득 60% 기준)

(단위: 자국화폐단위, %)

구분		분배 몫				구성비	
		$\chi$	$\omega_n$	$\omega_p$	$\psi$	$\chi + \omega_n$	$\psi + \omega_p$
네덜란드	1991 ~ 1994	545	-173	-49	-33	128.23	-28.23
	1994 ~ 1999	6,800	250	68	472	92.89	7.11
노르웨이	1991 ~ 1995	11,097	-909	-268	726	95.70	4.30
	1995 ~ 2000	45,565	420	108	4,364	91.14	8.86
스웨덴	1992 ~ 1995	2,070	1,988	953	-1,144	104.93	-4.93
	1995 ~ 2000	27,965	-1,593	-526	2,929	91.65	8.35
독일	1989 ~ 1994	4,251	-261	-74	238	96.07	3.93
	1994 ~ 2000	4,330	-20	-5	360	92.39	7.61
이탈리아	1991 ~ 1995	2,429	-170	-44	-39	103.85	-3.85
	1995 ~ 2000	4,210	250	54	391	90.92	9.08
스페인	1990 ~ 1995	527,378	-16,093	-3,674	27,484	95.55	4.45
	1995 ~ 2000	523,198	-28,721	-4,881	57,651	90.36	9.64
캐나다	1991 ~ 1994	886	-116	-33	89	93.20	6.80
	1994 ~ 2000	3,563	-48	-13	187	95.29	4.71
영국	1991 ~ 1995	995	223	41	121	88.29	11.71
	1995 ~ 1999	2,401	-62	-11	206	92.33	7.67
미국	1991 ~ 1994	2,112	-25	-7	148	93.66	6.34
	1994 ~ 2000	6,877	-31	-8	603	92.00	8.00
멕시코	1992 ~ 1996	5,870	51	7	383	93.81	6.19
	1996 ~ 2000	20,184	-208	-27	1,099	94.91	5.09
대만	1991 ~ 1995	112,447	-3,581	-638	6,396	94.98	5.02
	1995 ~ 2000	31,103	-7,051	-1,825	-187	109.13	-9.13
한국	1996 ~ 2000	122,961	-35,009	-11,668	54	115.21	-15.21
	2000 ~ 2003	120,561	-29,481	-9,597	3,386	107.32	-7.32

자료: 1) 외국의 경우 LIS, LIS 원자료, 각년도.

2) 한국의 경우 통계청, 가구소비실태조사 원자료, 1996, 2000; 한국보건사회연구원, 국민생활실태조사 원자료, 2003.

### 부록 3. 국가별 지니분해

〈부표 3-1〉 지니분해(한국)

	항목	집중 계수	비중 (A)	상관 계수	절대적 기여도	상대적 기여도 (B)	B/A	B-A
1996	근로소득	0.47	0.62	0.44	0.13	0.46	0.74	-0.17
	사업소득	0.77	0.33	0.55	0.14	0.49	1.50	0.16
	재산소득	0.91	0.05	0.49	0.02	0.08	1.57	0.03
	이전소득	0.92	0.04	0.02	0.00	0.00	0.06	-0.04
	공적이전	0.99	0.01	0.01	0.00	0.00	0.02	-0.01
	사적이전	0.93	0.04	0.00	0.00	0.00	-0.01	-0.04
	세금및기여금	0.64	-0.05	0.30	-0.01	-0.03	0.69	0.01
	가처분소득	0.28	1.00		0.28	1.00	1.00	0.00
2000	근로소득	0.51	0.62	0.56	0.18	0.51	0.82	-0.11
	사업소득	0.81	0.35	0.59	0.17	0.47	1.36	0.13
	재산소득	0.87	0.06	0.54	0.03	0.08	1.33	0.02
	이전소득	0.89	0.06	0.09	0.01	0.01	0.24	-0.05
	공적이전	0.96	0.02	0.11	0.00	0.01	0.29	-0.01
	사적이전	0.92	0.04	0.08	0.00	0.01	0.21	-0.04
	세금및기여금	0.55	-0.07	0.69	-0.03	-0.07	1.09	-0.01
	가처분소득	0.33	1.02		0.35	1.00	0.98	-0.02
2003	근로소득	0.51	0.70	0.65	0.23	0.68	0.96	-0.03
	사업소득	0.82	0.28	0.55	0.13	0.37	1.31	0.09
	재산소득	0.94	0.04	0.50	0.02	0.05	1.36	0.01
	이전소득	0.85	0.07	-0.03	0.00	0.00	-0.06	-0.07
	공적이전	0.94	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.03
	사적이전	0.90	0.04	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.04
	세금및기여금	0.51	-0.09	0.72	-0.03	-0.09	1.06	-0.01
	가처분소득	0.34	1.01		0.34	1.00	0.99	-0.01

## 〈부표 3-2〉 지니분해(네덜란드)

	항목	집중 계수	비중 (A)	상관 계수	절대적 기여도	상대적 기여도 (B)	B/A	B-A
1991	근로소득	0.48	0.93	0.73	0.32	1.21	1.31	0.29
	사업소득	0.97	0.05	0.55	0.03	0.10	1.98	0.05
	재산소득	0.89	0.03	0.54	0.01	0.05	1.78	0.02
	이전소득	0.64	0.34	0.05	0.01	0.04	0.13	-0.29
	공적이전	0.60	0.23	-0.20	-0.03	-0.10	-0.44	-0.33
	사적이전	0.90	0.11	0.42	0.04	0.15	1.41	0.04
	세금맞기여금	0.40	-0.35	0.81	-0.11	-0.41	1.19	-0.07
	가처분소득	0.27	1.00		0.27	1.00	1.00	0.00
1994	근로소득	0.49	1.00	0.74	0.36	1.36	1.36	0.36
	사업소득	0.96	0.07	0.60	0.04	0.15	2.16	0.08
	재산소득	0.89	0.04	0.58	0.02	0.07	1.95	0.04
	이전소득	0.65	0.35	0.03	0.01	0.02	0.06	-0.33
	공적이전	0.55	0.25	-0.20	-0.03	-0.10	-0.41	-0.35
	사적이전	0.91	0.10	0.40	0.04	0.14	1.38	0.04
	세금맞기여금	0.42	-0.46	0.81	-0.16	-0.60	1.29	-0.14
	가처분소득	0.26	0.99		0.27	1.00	1.01	0.01
1999	근로소득	0.46	0.98	0.72	0.33	1.29	1.32	0.31
	사업소득	0.96	0.06	0.59	0.03	0.14	2.23	0.07
	재산소득	0.89	0.03	0.53	0.01	0.05	1.89	0.03
	이전소득	0.71	0.28	0.10	0.02	0.08	0.28	-0.20
	공적이전	0.60	0.19	-0.15	-0.02	-0.07	-0.36	-0.25
	사적이전	0.91	0.10	0.44	0.04	0.15	1.57	0.05
	세금맞기여금	0.46	-0.35	0.89	-0.14	-0.56	1.60	-0.21
	가처분소득	0.26	1.00		0.25	1.00	1.00	0.00



## 〈부표 3-3〉 지니분해(노르웨이)

	항목	집중 계수	비중 (A)	상관 계수	절대적 기여도	상대적 기여도 (B)	B/A	B-A
1991	근로소득	0.44	0.88	0.75	0.29	1.25	1.43	0.37
	사업소득	0.90	0.11	0.52	0.05	0.23	2.03	0.12
	재산소득	0.76	0.07	0.54	0.03	0.12	1.80	0.05
	이전소득	0.62	0.23	-0.20	-0.03	-0.12	-0.53	-0.35
	공적이전	0.63	0.19	-0.33	-0.04	-0.17	-0.89	-0.35
	사적이전	0.89	0.04	0.22	0.01	0.04	0.86	-0.01
	세금맞기여금	0.44	-0.29	0.87	-0.11	-0.49	1.68	-0.20
	가처분소득	0.23	1.00		0.23	1.00	1.00	0.00
1995	근로소득	0.46	0.88	0.77	0.31	1.32	1.49	0.44
	사업소득	0.91	0.11	0.51	0.05	0.23	1.98	0.11
	재산소득	0.87	0.06	0.69	0.03	0.14	2.56	0.09
	이전소득	0.57	0.27	-0.23	-0.04	-0.15	-0.57	-0.42
	공적이전	0.63	0.22	-0.34	-0.05	-0.21	-0.92	-0.43
	사적이전	0.88	0.05	0.16	0.01	0.03	0.58	-0.02
	세금맞기여금	0.44	-0.32	0.90	-0.13	-0.54	1.67	-0.22
	가처분소득	0.24	1.00		0.24	1.00	1.00	0.00
2000	근로소득	0.45	0.90	0.78	0.32	1.24	1.37	0.34
	사업소득	0.93	0.10	0.52	0.05	0.18	1.88	0.09
	재산소득	0.89	0.09	0.80	0.07	0.25	2.76	0.16
	이전소득	0.61	0.26	-0.26	-0.04	-0.16	-0.61	-0.41
	공적이전	0.67	0.21	-0.35	-0.05	-0.19	-0.90	-0.40
	사적이전	0.89	0.04	0.10	0.00	0.01	0.34	-0.03
	세금맞기여금	0.46	-0.34	0.88	-0.14	-0.52	1.56	-0.19
	가처분소득	0.25	1.01		0.26	1.00	0.99	-0.01

## 〈부표 3-4〉 지니분해(스웨덴)

	항목	집중 계수	비중 (A)	상관 계수	절대적 기여도	상대적 기여도 (B)	B/A	B-A
1992	근로소득	0.50	0.84	0.79	0.33	1.45	1.73	0.62
	사업소득	0.96	0.02	0.27	0.00	0.02	1.12	0.00
	재산소득	0.72	0.06	0.46	0.02	0.09	1.46	0.03
	이전소득	0.53	0.42	-0.07	-0.02	-0.07	-0.17	-0.49
	공적이전	0.54	0.41	-0.06	-0.01	-0.06	-0.15	-0.47
	사적이전	0.92	0.01	-0.23	0.00	-0.01	-0.93	-0.02
	세금맞기여금	0.38	-0.34	0.87	-0.11	-0.49	1.47	-0.16
	가처분소득	0.23	1.00		0.23	1.00	1.00	0.00
1995	근로소득	0.52	0.86	0.76	0.34	1.57	1.84	0.72
	사업소득	0.96	0.02	0.21	0.00	0.02	0.92	0.00
	재산소득	0.82	0.05	0.51	0.02	0.09	1.92	0.05
	이전소득	0.52	0.49	-0.03	-0.01	-0.03	-0.06	-0.52
	공적이전	0.50	0.42	-0.13	-0.03	-0.13	-0.31	-0.55
	사적이전	0.85	0.07	0.36	0.02	0.10	1.42	0.03
	세금맞기여금	0.39	-0.41	0.88	-0.14	-0.66	1.61	-0.25
	가처분소득	0.22	1.00		0.22	1.00	1.00	0.00
2000	근로소득	0.50	0.95	0.82	0.39	1.55	1.63	0.60
	사업소득	0.95	0.03	0.31	0.01	0.04	1.18	0.01
	재산소득	0.89	0.06	0.72	0.04	0.16	2.56	0.10
	이전소득	0.54	0.38	-0.12	-0.02	-0.10	-0.26	-0.48
	공적이전	0.53	0.33	-0.19	-0.03	-0.14	-0.41	-0.47
	사적이전	0.86	0.05	0.22	0.01	0.04	0.77	-0.01
	세금맞기여금	0.39	-0.43	0.96	-0.16	-0.65	1.50	-0.22
	가처분소득	0.25	1.00		0.25	1.00	1.00	0.00

〈부표 3-5〉 지니분해(독일)

	항목	집중 계수	비중 (A)	상관 계수	절대적 기여도	상대적 기여도 (B)	B/A	B-A
1989	근로소득	0.46	0.99	0.66	0.30	1.21	1.23	0.22
	사업소득	0.93	0.13	0.70	0.09	0.35	2.64	0.22
	재산소득	0.84	0.04	0.67	0.02	0.08	2.28	0.05
	이전소득	0.71	0.22	-0.07	-0.01	-0.04	-0.19	-0.26
	공적이전	0.71	0.17	-0.19	-0.02	-0.09	-0.53	-0.26
	사적이전	0.94	0.05	0.28	0.01	0.05	1.05	0.00
	세금맞기여금	0.48	-0.38	0.83	-0.15	-0.61	1.61	-0.23
	가처분소득	0.26	1.00		0.25	1.00	1.00	0.00
1994	근로소득	0.49	0.97	0.70	0.33	1.25	1.30	0.29
	사업소득	0.94	0.09	0.71	0.06	0.24	2.52	0.14
	재산소득	0.84	0.05	0.71	0.03	0.10	2.23	0.06
	이전소득	0.67	0.25	-0.05	-0.01	-0.03	-0.13	-0.28
	공적이전	0.67	0.21	-0.16	-0.02	-0.08	-0.39	-0.29
	사적이전	0.94	0.04	0.33	0.01	0.05	1.16	0.01
	세금맞기여금	0.50	-0.36	0.83	-0.15	-0.56	1.57	-0.20
	가처분소득	0.27	1.00		0.27	1.00	1.00	0.00
2000	근로소득	0.53	0.90	0.64	0.30	1.16	1.30	0.27
	사업소득	0.93	0.13	0.75	0.09	0.35	2.71	0.22
	재산소득	0.84	0.05	0.68	0.03	0.11	2.20	0.06
	이전소득	0.60	0.29	-0.02	0.00	-0.02	-0.06	-0.31
	공적이전	0.60	0.25	-0.13	-0.02	-0.07	-0.30	-0.32
	사적이전	0.94	0.05	0.35	0.01	0.06	1.26	0.01
	세금맞기여금	0.53	-0.37	0.80	-0.16	-0.61	1.64	-0.24
	가처분소득	0.26	1.00		0.26	1.00	1.00	0.00

## 〈부표 3-6〉 지니분해(캐나다)

	항목	집중 계수	비중 (A)	상관 계수	절대적 기여도	상대적 기여도 (B)	B/A	B-A
1991	근로소득	0.46	0.91	0.82	0.34	1.24	1.37	0.33
	사업소득	0.93	0.07	0.47	0.03	0.11	1.59	0.04
	재산소득	0.87	0.06	0.50	0.03	0.09	1.56	0.03
	이전소득	0.62	0.21	-0.06	-0.01	-0.03	-0.13	-0.23
	공적이전	0.60	0.16	-0.26	-0.02	-0.09	-0.56	-0.24
	사적이전	0.91	0.05	0.35	0.02	0.06	1.14	0.01
	세금맞기여금	0.52	-0.24	0.91	-0.12	-0.42	1.72	-0.18
	가처분소득	0.28	1.00		0.28	1.00	1.00	0.00
1994	근로소득	0.48	0.91	0.82	0.36	1.29	1.42	0.38
	사업소득	0.93	0.07	0.42	0.03	0.10	1.41	0.03
	재산소득	0.91	0.04	0.49	0.02	0.06	1.60	0.02
	이전소득	0.65	0.23	-0.05	-0.01	-0.03	-0.12	-0.25
	공적이전	0.61	0.16	-0.29	-0.03	-0.10	-0.64	-0.26
	사적이전	0.91	0.06	0.37	0.02	0.08	1.18	0.01
	세금맞기여금	0.54	-0.24	0.91	-0.12	-0.43	1.75	-0.18
	가처분소득	0.28	1.00		0.28	1.00	1.00	0.00
2000	근로소득	0.48	0.98	0.80	0.38	1.27	1.30	0.29
	사업소득	0.94	0.08	0.48	0.04	0.13	1.52	0.04
	재산소득	0.91	0.04	0.48	0.02	0.06	1.49	0.02
	이전소득	0.68	0.22	0.06	0.01	0.03	0.13	-0.19
	공적이전	0.65	0.13	-0.27	-0.02	-0.08	-0.59	-0.21
	사적이전	0.88	0.09	0.40	0.03	0.10	1.18	0.02
	세금맞기여금	0.51	-0.32	0.87	-0.14	-0.49	1.51	-0.17
	가처분소득	0.30	1.00		0.30	1.00	1.00	0.00

〈부표 3-7〉 지니분해(영국)

	항목	집중 계수	비중 (A)	상관 계수	절대적 기여도	상대적 기여도 (B)	B/A	B-A
1991	근로소득	0.56	0.88	0.81	0.40	1.18	1.35	0.30
	사업소득	0.93	0.11	0.53	0.05	0.16	1.46	0.05
	재산소득	0.87	0.08	0.64	0.05	0.13	1.65	0.05
	이전소득	0.62	0.24	-0.17	-0.02	-0.07	-0.30	-0.31
	공적이전	0.60	0.17	-0.48	-0.05	-0.14	-0.86	-0.31
	사적이전	0.89	0.07	0.36	0.02	0.07	0.95	0.00
	세금맞기여금	0.58	-0.27	0.86	-0.14	-0.40	1.48	-0.13
	가처분소득	0.34	1.03		0.34	1.00	0.97	-0.03
1995	근로소득	0.60	0.78	0.74	0.35	0.99	1.27	0.21
	사업소득	0.92	0.17	0.76	0.12	0.34	2.00	0.17
	재산소득	0.89	0.05	0.60	0.03	0.08	1.53	0.03
	이전소득	0.59	0.28	-0.11	-0.02	-0.05	-0.18	-0.33
	공적이전	0.58	0.19	-0.42	-0.05	-0.13	-0.70	-0.32
	사적이전	0.88	0.09	0.36	0.03	0.08	0.90	-0.01
	세금맞기여금	0.61	-0.26	0.80	-0.13	-0.36	1.41	-0.10
	가처분소득	0.34	1.03		0.35	1.00	0.98	-0.03
1999	근로소득	0.58	0.84	0.82	0.40	1.14	1.36	0.30
	사업소득	0.93	0.12	0.62	0.07	0.20	1.66	0.08
	재산소득	0.91	0.05	0.56	0.02	0.07	1.47	0.02
	이전소득	0.62	0.26	-0.16	-0.03	-0.07	-0.29	-0.33
	공적이전	0.61	0.18	-0.45	-0.05	-0.14	-0.79	-0.32
	사적이전	0.90	0.08	0.33	0.02	0.07	0.86	-0.01
	세금맞기여금	0.57	-0.26	0.78	-0.12	-0.33	1.27	-0.07
	가처분소득	0.34	1.00		0.35	1.00	1.00	0.00

〈부표 3-8〉 지니분해(미국)

	항목	집중 계수	비중 (A)	상관 계수	절대적 기여도	상대적 기여도 (B)	B/A	B-A
1991	근로소득	0.49	0.94	0.80	0.37	1.12	1.19	0.18
	사업소득	0.94	0.08	0.43	0.03	0.09	1.21	0.02
	재산소득	0.88	0.08	0.69	0.05	0.14	1.82	0.06
	이전소득	0.74	0.16	0.09	0.01	0.03	0.19	-0.13
	공적이전	0.75	0.10	-0.15	-0.01	-0.04	-0.34	-0.14
	사적이전	0.90	0.06	0.41	0.02	0.07	1.12	0.01
	세금맞기여금	0.58	-0.26	0.86	-0.13	-0.38	1.49	-0.13
	가처분소득	0.34	1.00		0.33	1.00	1.00	0.00
1994	근로소득	0.51	0.97	0.85	0.42	1.19	1.23	0.23
	사업소득	0.95	0.07	0.48	0.03	0.09	1.29	0.02
	재산소득	0.89	0.06	0.71	0.04	0.11	1.81	0.05
	이전소득	0.75	0.16	0.09	0.01	0.03	0.20	-0.13
	공적이전	0.75	0.11	-0.13	-0.01	-0.03	-0.28	-0.14
	사적이전	0.91	0.06	0.44	0.02	0.06	1.14	0.01
	세금맞기여금	0.61	-0.26	0.94	-0.15	-0.43	1.62	-0.16
	가처분소득	0.36	1.00		0.35	1.00	1.00	0.00
2000	근로소득	0.51	1.00	0.86	0.44	1.20	1.20	0.20
	사업소득	0.95	0.07	0.55	0.04	0.11	1.43	0.03
	재산소득	0.90	0.07	0.70	0.04	0.12	1.73	0.05
	이전소득	0.76	0.14	0.09	0.01	0.03	0.20	-0.11
	공적이전	0.77	0.09	-0.09	-0.01	-0.02	-0.20	-0.11
	사적이전	0.91	0.05	0.37	0.02	0.05	0.92	0.00
	세금맞기여금	0.62	-0.29	0.92	-0.17	-0.45	1.58	-0.17
	가처분소득	0.37	1.00		0.36	1.00	1.00	0.00

〈부표 3-9〉 지니분해(대만)

	항목	집중 계수	비중 (A)	상관 계수	절대적 기여도	상대적 기여도 (B)	B/A	B-A
1991	근로소득	0.46	0.70	0.70	0.23	0.75	1.07	0.05
	사업소득	0.78	0.21	0.29	0.05	0.16	0.76	-0.05
	재산소득	0.70	0.08	0.60	0.03	0.11	1.39	0.03
	이전소득	0.91	0.11	0.20	0.02	0.07	0.59	-0.05
	공적이전	0.56	0.04	0.14	0.00	0.01	0.26	-0.03
	사적이전	0.79	0.07	0.19	0.01	0.03	0.49	-0.04
	세금맞기여금	0.35	-0.10	0.72	-0.03	-0.09	0.83	0.02
	가처분소득	0.30	1.00		0.30	1.00	1.00	0.00
1995	근로소득	0.46	0.63	0.69	0.20	0.70	1.11	0.07
	사업소득	0.77	0.22	0.30	0.05	0.18	0.82	-0.04
	재산소득	0.70	0.06	0.62	0.03	0.10	1.53	0.03
	이전소득	0.91	0.11	0.17	0.02	0.06	0.55	-0.05
	공적이전	0.40	0.05	0.07	0.00	0.01	0.11	-0.05
	사적이전	0.79	0.05	0.18	0.01	0.03	0.51	-0.03
	세금맞기여금	0.55	-0.03	0.81	-0.01	-0.04	1.59	-0.02
	가처분소득	0.28	1.00		0.28	1.00	1.00	0.00
2000	근로소득	0.45	0.68	0.70	0.21	0.78	1.16	0.11
	사업소득	0.75	0.23	0.23	0.04	0.14	0.64	-0.08
	재산소득	0.73	0.05	0.61	0.02	0.08	1.64	0.03
	이전소득	0.94	0.06	0.12	0.01	0.03	0.41	-0.04
	공적이전	0.88	0.01	0.03	0.00	0.00	0.08	-0.01
	사적이전	0.66	0.05	0.14	0.00	0.02	0.33	-0.03
	세금맞기여금	0.81	-0.01	0.79	-0.01	-0.03	2.34	-0.02
	가처분소득	0.27	1.00		0.27	1.00	1.00	0.00

연구보고서 2005-11

---

## 빈곤과 불평등의 동향 및 요인분해

Poverty and Inequality: Trends and actor Decomposition

---

발행일	2005년 12월 일	값 7,000원
저 자	여 유 진 외	
발행인	김 용 문	
발행처	한국보건사회연구원 서울특별시 은평구 불광동 산42-14 (우: 122-705) 대표전화: 02) 380-8000 <a href="http://www.kihasa.re.kr">http://www.kihasa.re.kr</a>	
등 록	1994년 7월 1일 (제8-142호)	
인 쇄	동원문화사	

© 한국보건사회연구원 2005

---

ISBN 89-8187-352-6 93330