

한국의 빈곤동향과 정책방향

김미곤* · 양시현** · 최현수***

본 논문에서는 1996~2003년간 빈곤동향을 살펴본 후 대표적인 빈곤지수인 센 (Sen)지수 분해와 경제성장 몫 분해 결과를 바탕으로 빈곤정책에 대한 방향을 제시하고 있다. 분석에 사용된 국내 자료는 1996년과 2000년 통계청의 가구소비실태조사와 2004년 한국보건사회연구원의 국민생활실태조사의 원자료이고, 외국의 자료는 LIS(Luxembourg Income Study) 12개국 원자료이다.

분석결과 1996~2003년간 우리나라의 빈곤지표(빈곤율, 빈곤 갭, 센 지수)는 분석대상 국가인 12국 중 가장 빠르게 악화되고 있는 것으로 나타났다. 센 지수 분해 결과 센지수의 악화의 주된 요인은 빈곤율 증가와 빈곤층 사이 분배상태 악화로 나타났다. 반면 빈곤층의 평균소득 효과는 센지수를 개선하는 것으로 나타났다. 경제성장의 몫을 빈곤층과 비빈곤층 간에 어떻게 분배하고 있는지를 살펴본 결과 성장의 과실은 비빈곤층이 모두 가지고 간 것으로 나타났으며, 빈곤층의 경우 초기의 상태보다 더 나빠진 것으로 나타났다.

현재 상태의 빈부격차의 심화 정도는 미국, 한국 순으로 나타났으나, 멕시코와 미국의 경우 경제성장의 몫을 빈곤층도 나누어 받고 있었고, 상대빈곤율은 1990년대 중반이후 개선되는 것으로 나타났다. 반면 우리나라의 경우 현재로서는 이들 나라보다 나쁜 상태는 아니지만, 상대빈곤율이 증가하는 추세이고, 빈곤층 몫이 마이너스이므로 향후 이들 나라보다 더 나쁜 상태에 이를 가능성을 보이고 있다.

빈곤 및 분배상태가 악화되면 사회적 배제 및 상대적 박탈감이 증가하여 사회통합을 저해하고, 사회통합의 저해는 중장기적으로 성장 잠재력을 훼손하고 이는 다시 사회통합의 저해라는 악순환으로 이어진다. 따라서 복지에 대한 관심과 배려가 어느 때 보다 필요한 시점이다.

주요 용어: 빈곤, 상대빈곤, 센지수, 센지수 분해, 경제성장 몫 분해

* 한국보건사회연구원 부연구위원

** 한국보건사회연구원 주임연구위원

*** 한국보건사회연구원 주임연구위원

I. 서론

우리나라의 경우 1997년 말에 시작된 IMF 경제위기는 빈곤인구를 양산하고 각종 사회병리현상과 사회양극화를 초래하는 계기가 되었다. 경제위기 이후 발생한 대규모 실업은 한계계층의 빈곤으로 이어졌고, 세계화의 진전과 함께 심화된 우리사회의 양극화는 저소득층의 상대적인 박탈감을 증폭시키고 있다. 이러한 시대 흐름은 빈곤문제가 사회담론으로 형성되는 계기가 되었다. 실제로 1998년 이후 여러 기관 및 학자들에 의하여 발표된 빈곤실태 및 정책관련 연구들은 과거 어느 때 보다 많았다.

하지만, 담론의 내용을 들여다보면 문제점 및 한계점들이 발견된다. 무엇보다도 먼저 지적되고 있는 문제는 빈곤대책 수립의 기초자료가 되는 빈곤관련 지표들이 사용자료의 차이, 빈곤선의 차이, 개별가구의 능력을 나타내는 지표의 차이 등으로 인하여 연구자간에 현격한 차이를 보이고 있다는 점이다. 두 번째로 지적하고 싶은 문제로는 빈곤실태에 관한 선행 연구들의 대부분이 빈곤율, 빈곤갭, 센지수 등의 총괄적이고 개괄적인 지표 산출에 초점을 맞추고 있다는 점이다. 이러한 총괄적인 지표들은 정책 설계에 유의미한 자료이기는 하지만 지표자체의 고유 한계와 함께 원인을 파악할 수 없다는 한계를 지닌다.

이러한 문제인식 하에 본 연구에서는 다음과 같은 연구문제를 다루고자 한다. 첫째, 외환위기 전후 한국의 빈곤동향을 살펴보고, 외국과 비교해 보고자 한다. 둘째, 센지수 분해를 통하여 지수 변화의 원인을 파악해보고 이에 대한 정책적 시사점을 도출하고자 한다. 셋째, 빈곤층과 비빈곤층간에 경제성장 몫을 분해해 봄으로써 우리사회의 물흐름 효과(trickling down effect)를 확인해 보고자 한다.

이를 위하여 본 연구에는 전국 자료에 가까운 통계청의 1996년과 2000

년 가구소비실태조사와 2003년 한국보건사회연구원의 국민생활실태조사를 활용하여 최근까지의 빈곤 동향을 분석한다. 아울러 LIS(Luxembourg Income Study) 원 자료를 이용한 국가간 비교를 통해 좀 더 풍부한 정책적 함의를 이끌어내고자 한다.

본 연구는 5개의 장으로 구성되어 있다. 제2장에서는 분석에 앞서 분석에 사용되는 개념들에 대한 조작적 정의와 자료에 대해 설명하고, 센지수 분해와 성장 몫 분해 등의 분석기법에 대해 간략하게 소개한다. 제3장에서는 빈곤율 및 센지수(Sen Index)를 사용하여 1990년 전후부터 2000년 전후까지 우리나라와 주요 국가들의 빈곤 동향을 비교분석한다. 제4장에서는 센지수 분해와 성장 몫 분해 방법을 사용하여 센지수 변화에 대한 요인별 영향도와 빈곤층과 비빈곤층간의 분배 몫을 살펴보고자 한다. 그리고 제5장에서는 분석 결과에 대해 요약하고, 향후 빈곤 관련 정책의 방향성을 제시하고자 한다.

II. 연구방법

1. 조작적 정의와 분석단위

가치판단으로부터 자유로운 빈곤개념은 존재할 수 없다. 그러므로 빈곤을 정의한다는 것은 쉬운 일이 아니다. 미국의 빈곤선을 설정한 Orshansky(1965)에 의하면 아름다움(美)이 사람마다 달라지듯이 빈곤도 보는 사람의 눈에 따라 달라진다고 한다. 빈곤은 절대인 관점에서 객관적으로 정한 최저한도보다 적게 가지는 것으로 볼 수도 있고, 상대인 관점에서 주어진 사회의 다른 사람들보다 적게 가지는 것으로 정의할 수도 있다. 본 연구에서는 절대빈곤은 J. Drewnowski(1976), Watts(1968) 등이 정의한 빈곤의 개념을 준용하여 개별가구의 경제적인 능력이 기본적인 물질

적인 욕구를 충족하지 못하는 상태라고 정의하고, 상대빈곤은 개별가구의 소득이 중위소득의 40, 50, 60%이하(OECD기준)라고 정의한다.

빈곤의 개념을 이와 같이 정의할 때 상대빈곤을 측정하는 데는 크게 문제가 되지 않으나, 절대빈곤을 측정함에 있어서는 개별가구의 능력과 기본적인 물질적인 욕구에 대한 조작적 정의가 필요하다. 개별가구의 경제적인 능력을 나타내는 지표로는 소득수준, 재산수준, 소득인정액, 소비수준 등이 있다. 이들 지표 중 개별가구의 능력은 소득과 재산을 모두 고려하는 것이 바람직하다. 왜냐하면 기본적인 물질적인 욕구(일반적으로 최저생계비)에는 최저주거면적에 해당하는 주거재산(stock)이 유량(flow)화되어 포함되어 있기 때문이다¹⁾. 그러나 개별가구의 소득과 재산에 관한 자료가 미흡하여 분석할 수 없다. 일부 연구에서는 소비수준을 기준으로 분석하고 있으나, 통계청에서 발표하고 있는 지출에는 유량(flow)만 포함되어 있기 때문에 소비를 기준으로 분석하는 것은 바람직하지 않다. 이는 최저생계비의 최저주거비에는 귀속임대료(imputed rent) 개념이 들어 있으나, 통계청의 지출에는 전세평가액 또는 자가 평가액이 포함되어 있지 않기 때문이다.

따라서 본 연구에서는 소득을 사용하여 빈곤을 측정하고자 한다. 우리나라의 분석에서는 경상소득과 가처분소득을 모두 활용하고, 국제비교 시에는 가처분소득 개념을 중심으로 빈곤을 측정하였다. 여기에서, 경상소득(ordinary income)은 근로소득, 사업소득, 재산소득, 이전소득(사적이전소득+공적이전소득)의 합산액이며, 가처분소득은 경상소득에서 소득세와 사회보장분담금을 제한 금액으로 정의 된다²⁾.

본 연구에서 사용된 인구학적 분석단위는 '1인 균등화된 소득'(single-adult equivalent income)을 가진 개인이다. 이는 상이한 가구규모에 대

한 통계의 필요성과 함께, 빈곤은 주로 인구로 접근하기 때문에 만들어진 개념이다. 예컨대, 일반적으로 빈곤율이라고 할 때 이는 '빈곤가구율'이 아니라 '빈곤인구율'이다. 이러한 이유로 LIS와 같은 국제비교연구에서도 '가구' 단위 보다는 '개인' 단위 빈곤을 사용하고 있다. 본 연구에서 빈곤 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 다음과 같은 가구균등화지수를 사용하여 '가구의 1인 균등화된 소득'을 구한다.

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

여기에서 Y_i 는 i 가구의 소득, s_i 는 i 가구의 가구원수, Y^* 는 i 가구의 균등화된 소득이다. 다음으로, 개인 단위의 빈곤을 분석하기 위해서는 개인가중치(personal weight)를 부여 한다. 즉, 가구원 수를 가중치로 부여해 줌으로써 가구단위를 인구단위로 환산해 주는 과정을 거쳐야 한다. 이러한 과정을 거쳐 분석된 결과는 개인 단위의 빈곤을 나타낸다.

2. 분석자료

분석자료는 대표성과 시의성이 가장 중요하다. 본 연구에서는 대표성의 문제와 적시성의 문제를 동시에 고려하기 위하여, 1996년과 2000년에 통계청에서 실시된 가구소비실태조사와 2004년에 한국보건사회연구원에서 실시된 국민생활실태조사의 원자료를 사용하여 국내의 빈곤을 분석한다. 가구소비실태조사와 국민생활실태조사 간에 조사대상의 일관성을 유지하고 비교가능성을 높이기 위하여 국민생활실태조사에서 농어를 제외한 가구를 분석대상으로 하였다³⁾.

1) 본문의 내용은 전물량방식에 의한 최저생계비 계측방식이나, 최저생계비를 상대적인 관점에서 계측할지라도 최저주거비에는 이러한 개념이 포함되었다고 보는 것이 타당하다.

2) 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.

3) 농어의 조작적 정의는 통계청의 방식대로 1. 경지면적 10ha(약 300평) 이상 직접 경작

이와 같은 표준화 과정을 거쳤음에도 불구하고 본 연구에서 사용된 자료들은 다음과 같은 몇 가지 불일치로 인해 비교가능성에 일정한 한계를 가지는 것도 사실이다. 첫째, 1996년과 2000년의 가구소비실태조사와 2003년의 국민생활실태조사 간에는 표본추출과 조사방식 등의 차이로 인해 동일한 대표성을 갖는다고 보기 어려운 점이 있다. 둘째, 1996년 가구소비실태조사와 2003년 국민생활실태조사에서 가처분소득 계산 시 직접세를 감해 주었으나, 2000년 가구소비실태조사에서는 소득세를 감해 주었다. 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 동일선상에서 비교하는 데는 부분적인 한계가 있다. 그럼에도 불구하고, 세 연도의 자료 모두 인구·주택총조사를 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.

다음으로 본 연구에서 사용되는 해외자료는 LIS 원자료이다. LIS는 OECD를 중심으로 총 29개국⁴⁾의 가구 및 개인별 소득과 지출에 관한 변수로 구성된 데이터를 수집하여 연구자에게 제공하는 비영리기구이다. 2005년 2월 현재 각 국가별로 최소 1개부터 최대 10개까지의 시점에 대한 데이터를 구축해 놓고 있다. 본 연구에서는 비교시점과 동향분석에 유의미한 시점 수 등을 고려하여 Wave III(1990년 전후), Wave IV(1995년

전후), Wave V(2000년 전후) 데이터를 사용하였다.

분석대상 국가의 선정은 기본적으로 에스핑-앤더슨(Esping-Andersen, 1990)의 '복지국가 레짐(welfare state regime)' 분류에 따르고 있으며, LIS 자료의 활용가능성 등을 고려하여 사회민주주의 유형 3개국(스웨덴, 노르웨이, 네덜란드), 조합주의 유형 3개국(독일, 이탈리아, 스페인), 자유주의 유형 3개국(영국, 미국, 캐나다)을 대상국가로 선정하였으며, 이에 덧붙여 우리나라와 비슷하게 중진국으로 분류되는 대만과 멕시코를 추가적인 대상국가로 선정하였다.

3. 빈곤지수와 센지수 및 성장 몫 분해

1) 빈곤지수

본 연구에서는 우리나라와 주요 국가들의 빈곤 동향을 분석하기 위하여 빈곤율, 빈곤갭, 센지수 등의 빈곤 지표들을 사용하였다. 빈곤율(HR)은 소득이 빈곤선 이하인 빈곤인구수(q)를 전체 인구수(n)로 나눈 값으로서 다음과 같이 표현된다. 여기서 y는 소득, z는 빈곤선을 나타낸다⁵⁾.

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

총 빈곤갭(poverty gap)은 빈곤선과 빈곤선 이하에 있는 사람들의 소득과의 차이의 합을 의미하고, 빈곤갭 비율(poverty gap ratio, PGR)은 총빈곤갭을 빈곤선 이하에 있는 인구수에 빈곤선을 곱한 액수로 나눈 값을 의미한다. 여기서 z는 빈곤선을 나타내며, y_i 는 빈곤선 이하에 속한 소득, q는 빈곤선 이하에 있는 인구수를 나타낸다.

하는 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.

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

5) 소득을 '1인 균등화된 소득'(single-adult equivalent income)을 사용하기 때문에 빈곤선도 1인 균등화된 빈곤선을 적용한다. 이하 동.

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

한편 센지수(Sen Index)는 빈곤지수가 지녀야 할 공리(axiom) 충족시킬 수 있도록 고안된 지수로서 수식으로 표현하면 아래와 같다. 여기서 H는 빈곤율(headcount ratio), I는 소득갭 비율(income gap ratio 혹은 빈곤갭 비율)을 의미하며, GP는 저소득층의 분배상태를 나타내는 저소득층의 지니계수이다. 센지수는 0과 1사이의 값을 가지며, 그 값이 1에 가까워질수록 빈곤의 정도가 심하다는 것을 의미한다.

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

2) 센지수 분해

센지수 분해에 관한 대표적인 국내연구로는 박찬용(1999)과 김진옥(2004)의 연구가 있고, 외국의 대표적인 연구로는 호주의 빈곤 및 불평등에 관한 연구를 진행하면서 센지수(Sen Index)를 분해한 존슨(Johnson, 1996)의 연구를 들 수 있다. 선행연구들은 집단간 분해를 시도한 연구(박찬용)와 센지수의 구성요소인 빈곤율, 빈곤 갭, 지니계수로 분해한 연구(김진옥, 존슨)로 나누어진다. 센지수의 경우 가법분할공리를 만족시키지 못하므로(김진옥, 1998) 센지수를 집단간 또는 소득원천별로 분해하는 것은 그 의미가 반감된다. 따라서 본 연구에서는 존슨(Johnson, 1996)과 김진옥(2004)의 분해 모형을 이용하여 센지수의 동태적 변화를 빈곤율효과, 빈곤층의 평균소득효과, 빈곤층 사이의 소득분배효과로 분해하고자 한다.

존슨(Johnson, 1996)과 김진옥(2004)은 센지수의 변화를 분해하기 위하여 다음과 같은 순차적인 접근을 하고 있다. 먼저 빈곤율 효과를 계산한다. 빈곤율 효과는 두기간 사이의 빈곤율의 차이(% ΔP_H)로서 비빈곤 가구가 빈곤가구로 전환되거나, 반대로 빈곤했던 가구가 빈곤하지 않게 되는 효과이다. 그러므로 빈곤율 효과는 빈곤의 절대적인 양의 증가 또는 감소

를 나타내게 된다.

둘째, 빈곤층의 평균소득효과를 추정한다. 빈곤층의 평균소득효과란 두기간 사이의 빈곤갭의 차이에서 두기간 사이의 빈곤율 차이를 감해준 값(% ΔP_G -% ΔP_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 있다. 따라서 빈곤갭의 변화에서 빈곤율 변화에 의해 영향을 받는 부분을 제거한다.

셋째, 빈곤층 사이의 소득분배효과를 추정한다. 빈곤층 사이의 소득분배 효과는 두 기간 사이의 센지수 차이에서 두 기간 사이의 빈곤갭의 차이를 감해준 값(% ΔP_S -% ΔP_G)을 의미한다. 이는 빈곤층 내에서 평균소득이 같더라도 그 소득분포가 달라진다면 빈곤의 정도는 달라지므로 이러한 효과를 추정하고자 함이다.

이러한 세 가지 요인을 식으로 표현하면 다음과 같다⁶⁾. 여기에서 % ΔP_S 는 두 기간 센지수의 평균값에 대한 센지수의 변화분이고, % ΔP_H 는 두기간 빈곤율의 평균값에 대한 빈곤율의 변화분이며, % ΔP_G 는 두 기간 빈곤갭 비율의 평균값에 대한 빈곤갭 비율의 변화분이다. 그리고 P_{S1} 은 첫시점의 센지수, P_{S2} 은 두 번째 시점의 센지수이며, P_{G1} 은 첫 시점의 빈곤갭 비율, P_{G2} 는 두 번째 시점의 빈곤갭 비율, P_{H1} 은 첫 시점의 빈곤율, P_{H2} 는 두 번째 시점의 빈곤율을 나타낸 것이다.

6) 이와 같이 분해할 경우 약간의 오차가 발생한다. 오차의 수준은 김진옥(2004), 존슨(Johnson, 1996)에 의하면 매우 적은 수준으로 나타나고 있다. 본 연구에서도 오차는 나타나지만 0.1%이하로 나타나기 때문에 본고에서는 감안하지 않기로 한다.

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

$$\% \Delta P_s = \frac{100(P_{S2} - P_{S1})}{0.5(P_{S2} + P_{S1})^7},$$

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

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

이와 같이 센지수의 동태적 변화를 빈곤율효과, 빈곤층의 평균소득효과, 빈곤층 사이의 소득분배효과로 분해하면 몇 가지 주요한 정책적인 시사점을 얻을 수 있다. 예컨대, 두 사회의 센지수의 변화가 동일할지라도 세 가지 효과는 다를 수 있다. 이는 센지수가 동일해도 두 사회의 빈곤 양상과 원인이 다르다는 것을 의미한다. 그러므로 대응정책도 달라져야 한다. 첫째, 빈곤율효과에서 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(김진욱, 2004).

3) 성장 몫 분해

경제성장 몫 분해방법은 1975년 필드(Gary S. Fields)에 의하여 개발

7) 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.

되었고, 우리나라에서는 김적교 교수가 1987년 동 모형을 이용한 연구를 시도한 바 있다. 필드(Fields, 1977)는 1960년대 브라질 경제성장의 분배적 성격에 대한 연구에서 성장 몫 분해방법을 개발하였다. 분석 결과 1960~70년 동안 전체성장의 82%(β)를 비빈곤층이 가져갔으며, 빈곤층은 16%(α+δ)만 가져가고, 2%(V)는 어느 계층이 가지고 갔는지 알 수 없는 몫이라고 밝히고 있다. 도시가계연보를 이용한 김적교(1987)의 연구에 의하면, 1965~84년 소득증가의 39%는 비빈곤층에 15%는 빈곤층에 돌아간 것으로 나타났고, 어느 계층의 몫인지 알 수 없는 몫이 46%로 나타났다.

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 갔는지를 알 수 없는 부분(V)이 발생한다는 점이다. 미국과 브라질 같이 구분할 수 없는 몫이 상대적으로 적을 경우 별 문제가 되지 않지만 우리나라처럼 동 몫이 상대적으로 클 경우 모형의 설득력이 약해진다. 둘째, 동 모형은 비교시점 간에 빈곤율이 줄어드는 경우 설득력이 있으나, 빈곤율이 늘어나는 경우 동 모형대로 해석할 수 없는 문제가 발생 한다⁸⁾. 그러나 본 연구의 분석기간인 1990년대 초반에서 2000년대 초반까지는 우리나라뿐만 아니라 OECD 주요국에서도 (상대) 빈곤율이 증가하는 경우가 발생하고 있다. 따라서 본 연구에서는 동 모형을 개선하여 빈곤율이 증가하는 경우에도 적용이 가능하고, 구분할 수 없는 몫을 없앤 모형을 다음과 같이 개발하여 적용하고자 한다.

먼저 한 사회의 총소득(Y_t)은 아래 식과 같이 빈곤층 가구 소득(Y_p)과 비빈곤층 가구소득(Y_n)의 합계로 표시할 수 있다.

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

이 때, 빈곤층 가구의 소득은 빈곤층 가구수에 빈곤층 가구의 평균소득

8) 필드 모형 및 한계에 대해서는 여유진, 김미곤 외(2005)를 참조하시기 바랍니다.

을 곱한 것과 같고, 비빈곤층 가구의 소득은 비빈곤층 가구수에 비빈곤층 가구의 평균소득을 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 는 빈곤층 가구비율, y_n 는 비빈곤층 가구의 평균소득, f_n 은 비빈곤층 가구비율을 나타낸다. 두 시점간의 경제성장의 과실이 빈곤층과 비빈곤층 간에 어떻게 배분되는가를 알기 위하여 식(2-2)를 다음과 같이 차분한다.

$$\Delta \bar{Y} = y_n^2 \cdot f_n^2 + y_p^2 \cdot f_p^2 - (y_n^1 \cdot f_n^1 + y_p^1 \cdot f_p^1) \dots\dots\dots (2-3)$$

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

〈표 1〉 1기와 2기 간의 계층이동 전후의 구성비

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

그리고 A그룹과 B그룹, C그룹과 D그룹의 소득분포가 동일하다고 가정하면, 식 (2-3)은 4개 그룹(A~D)들의 양 기간 소득변화($a(y_p^2-y_p^1)$, $b(y_n^2-y_n^1)$,

$c(y_n^2-y_n^1)$, $d(y_p^2-y_p^1)$)의 합과 같으므로 다음과 같은 등식이 성립한다.

$$\Delta \bar{Y} = a(y_p^2-y_p^1) + b(y_n^2-y_n^1) + c(y_n^2-y_n^1) + d(y_p^2-y_p^1) \dots (2-4)$$

식 (2-4)에서 그룹 B의 소득변화 $b(y_n^2-y_n^1)$ 은 다시 $b(y_n^2-y_n^1)+b(y_n^1-y_p^1)+b(y_p^2-y_p^1)$ 으로 재 분해될 수 있다. 그룹 B의 소득변화를 재 분해한 이유는 첫째, 계층 상승과정에서 발생한 소득 증가분을 동태적으로 해석하기 위함이다. 즉, 계층 상승과정에서 빈곤선까지의 소득증가를 빈곤층의 몫으로 할당하고, 빈곤선 이상에서의 소득증가를 비빈곤층의 몫으로 구분할 수 있다. 둘째, 우리가 이용할 수 있는 자료는 1기 및 2기의 빈곤율(〈표 1〉의 ①, ③) 또는 비빈곤층비율(〈표 1〉의 ②, ④) 밖에 없고, a, b, c, d의 값은 알 수 없다⁹⁾는 점이다. 결국 이러한 과정은 그룹 B의 소득변화를 재 분해하여 공통부분을 정리해 줌으로써 우리가 알 수 있는 1기 및 2기의 빈곤율 또는 비빈곤층비율을 모형에 적용하기 위함이다. 분해된 내용을 식 (2-4)에 대입하여 정리하면 다음과 같다.

$$\Delta \bar{Y} = (c+b)(y_n^2-y_n^1) + (a+b)(y_p^2-y_p^1) + (b-d)(y_n^1-y_p^1) \dots\dots (2-5)$$

(x) (ψ) (ω)

식 (2-5)에서 빈곤층과 비빈곤층 간의 분배 몫을 설명하면 다음과 같다. 먼저, 그룹 B의 소득변화는 빈곤층에서의 소득변화와 비빈곤층에서의 소득변화분의 합계이다. 이 중 $b(y_n^2-y_n^1)$ 은 빈곤층에 있던 가구들이 비빈곤층으로 계층상승한 후의 소득변화이고, $b(y_p^2-y_p^1)$ 은 빈곤층에서 머물고 있는 상태에서의 소득변화이다. 따라서 (x)는 비빈곤층 몫이 된다¹⁰⁾. 그리고 (ψ)은 동일한 논리에 의하여 빈곤층 몫이 된다. 한편 (ω)은 2기 빈곤선의

9) 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.
10) 그룹 C의 소득변화는 비빈곤층의 소득변화이고 는 빈곤층에 있던 가구들이 비빈곤층으로 계층상승한 후의 소득변화이기 때문이다.

위치에 따라 어느 계층의 몫인지가 결정된다. 왜냐하면 그룹 B나 그룹 D의 경우 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. 장기가 아닌 경우 2기 빈곤선은 1기 비빈곤층의 평균소득(y_n')과 2기 빈곤층의 평균소득(y_p'') 사이에 존재¹¹⁾하므로 빈곤선(pl)을 중심으로 다음과 같이 ($b(y_n'-pl)$, $b(pl-y_p'')$) 재분해할 수 있다. 여기서 전자는 비빈곤층의 몫이고, 후자는 빈곤층의 몫이 된다. 반면 D 그룹은 계층 하락 그룹이므로 빈곤선을 중심으로 재분해 된 $b(y_n'-pl)$ 는 비빈곤층 몫의 감소부분이 되고, $d(pl-y_p'')$ 는 빈곤층 몫의 감소부분이 된다. 여기서 빈곤율이 감소할 경우 (ω)의 (b-d) 값은 양의 값으로 나타나고¹²⁾, 빈곤율이 증가할 경우 (b-d) 값은 음의 값을 가지게 된다.

이를 종합하면 본 연구의 성장 몫 분해 모형은 비빈곤층이 ($x+\omega_n$) 만큼 가지게 되고, 빈곤층이 ($\Psi+\omega_p$)만큼 가지게 된다.

$$\Delta \bar{Y} = (c+b)(y_n' - y_n'') + (a+b)(y_p'' - y_p') + (b-d)(y_n' - pl) + (b-d)(pl - y_p'') \dots\dots (2-9)$$

(x)
(Ψ)
(ω_n)
(ω_p)

11) 본 연구의 분석기간 동안 분석대상 국가 모두 이에 해당된다.
 12) 양으로 나타난다는 것은 비빈곤층에서 빈곤층으로 전락하는 그룹 D가 없다는 것을 의미하는 것이 아니라, 계층상승하는 그룹과 계층하락하는 그룹의 비율이 상쇄되어 차이만큼 양으로 나타난다는 것을 의미한다.

Ⅲ. 빈곤 동향

1. 우리나라의 빈곤 동향

1) 빈곤율

빈곤율 추이 분석에서 가장 중요한 특징은 분석기간 동안 우리나라의 빈곤율이 지속적으로 큰 폭의 증가경향을 나타내고 있다는 점이다(〈표 2〉 참조). 특히, 외환위기를 경험한 직후인 2000년의 빈곤율은 경상소득 및 가처분소득 기준 모두 1996년에 비해 큰 폭으로 상승하고 있는 것으로 나타났다. 경상소득 기준 절대빈곤율은 1996년 3.1%에서 2000년에는 8.2%로 급격하게 상승하였으며, 중위소득의 40%, 50%, 60%를 기준으로 각각 측정된 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.

1999년 이후 우리나라는 외환위기로부터 벗어나 경기가 회복되고 빈곤의 증가경향도 다소 둔화되었으나, 2000년 이후 빈곤율의 변화도 여전히 빈곤 규모가 증가하고 있는 것으로 나타나고 있다. 특히, 절대빈곤에 비해 상대빈곤의 증가경향은 더욱 크게 나타나는 특징을 보이고 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 빈곤 규모가 구조적으로 증가하기 시작하였음을 나타낸다고 할 수 있다¹³⁾.

13) 예컨대, 김유선(2003)에 따르면, 2002년 8월 부가조사 결과를 2001년과 비교할 때, 비정

〈표 2〉 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.

2) 소득갭 비율

경상소득 기준으로 측정한 소득갭 비율의 변화 추이는 1996년 이후 외 환위기를 거치면서 악화된 질적 빈곤양상을 뚜렷하게 보여주고 있다. 즉, 절대적 관점의 소득갭 비율은 1996년 21.4%에서 계속 증가하여 2003년 28.0%로 높아졌으며, 상대적 관점에서 산출한 소득갭 비율 역시 26.9~30.3%에서 지속적으로 상승하여 2003년에는 약 37%를 나타내고 있다. 한편 가처분소득을 기준으로 분석할 경우 절대빈곤 기준은 다소 낮

규직은 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%) 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 참조하기 바란다.

아졌다가 다시 상승하였으나 전반적으로 외환위기 이전보다 약 5~8%p 증가하여 2003년 현재 37% 정도로 나타났다.

〈표 3〉 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.

3) 센지수

빈곤갭 비율의 악화 추이는 센지수에서도 동일하게 나타나고 있다. 1996년부터 2003년 사이의 센지수 변화 추이는, 절대빈곤과 상대빈곤의 관점에서 경상소득과 가처분소득을 기준으로 각각 산출한 결과에서 모두 동일하게 급격한 증가양상을 나타내고 있다.

경상소득을 기준으로 분석한 결과를 살펴보면, 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 가처

분소득 기준에서도 유사하게 나타났다.

〈표 4〉 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.

2. 외국과의 비교

1) 빈곤율

중위소득의 40~60%를 기준으로 살펴본 빈곤율 동향의 전반적인 특징은 사민주의 복지국가 유형에 속하는 스웨덴, 노르웨이 등과 유럽대륙 조합주의 국가모형인 독일이 가장 낮은 수준을 나타내고 있으며, 유사경제수준 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 캐나다는 미국에 비해 상대적으로 빈곤율이 낮게 나타났다.

2) 소득갭 비율

빈곤의 심도를 나타내는 소득갭 비율의 동향은 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.

3) 센지수

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 국가군

에서 점차 높은 국가군으로 변화되고 있는 것으로 나타났다.

IV. 빈곤지수 및 성장 몫 분해결과

1. 센지수 분해

1) 국내

센지수는 빈곤율, 빈곤갭, 빈곤층의 지니계수의 조합으로 구성되며, 분해 결과는 두 기간 사이의 빈곤율 효과(두 기간 사이의 빈곤율의 차이), 빈곤층의 평균소득효과(두 기간 사이의 빈곤갭의 차이에서 두 기간 사이의 빈곤율 차이를 감해준 효과), 그리고 빈곤층 사이의 소득분배효과(두 기간 사이의 센지수 차이에서 두 기간 사이의 빈곤갭의 차이를 감해준 효과)로 나타난다. 이 때 해석에 있어 수치가 (+) 방향으로 커질수록 빈곤이 악화된 것을 의미하며, 반대로 (-) 방향으로 커질수록 빈곤이 완화된 것을 의미한다는데 주의할 필요가 있다.

1996년에서 2000년 사이의 센지수 변화는 모든 빈곤선 기준에서 악화된 것으로 나타났다. 빈곤율효과도 1996년에 비해서 2000년이 27.9~89.7%의 비율만큼 악화된 것으로 나타나며, 빈곤층 사이의 분배효과도 1999년에 비해 2000년이 25.7~88.7%의 비율만큼 악화된 것으로 나타났다. 반면, 빈곤층의 평균소득효과는 14.7~90.1%의 비율만큼 개선된 것으로 나타났다. 이는 1996~2000년 기간 동안, 즉 외환위기를 전후로 하여 빈곤층으로 유입된 인구가 증가하였고 빈곤층 사이의 분배 또한 악화되었지만 빈곤층의 평균소득은 증가하였음을 의미한다.

〈표 5〉 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 2000~2003년 기간 동안, 센지수 변화는 1996~2000년과 마찬가지로 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 빈곤층 사이의 분배효과가 악화되고 있다는 것은 앞의 빈곤동향에서 살펴본 바와 같이 빈곤이 구조적으로 심화되고 있음을 시사한다.

2) 외국과의 비교

LIS의 Wave 중 3개 Wave(Ⅲ, Ⅳ, Ⅴ), 2개 기간(Ⅲ~Ⅳ, Ⅳ~Ⅴ)을 이용하여 센지수를 분해한 결과는 다음과 같다. 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.

본고에서는 중위소득 50%의 상대빈곤선 기준으로 설명한다. 먼저, 센지수 추이의 경우 Wave Ⅲ에서 Wave Ⅳ 기간, 즉 1990~1995년 기간 동안의 가장 두드러진 특징은 조합주의 국가들(독일, 이탈리아, 스웨덴)의 악화, 사민주의 국가들(네덜란드, 노르웨이, 스웨덴)의 고투, 그리고 자유주의 국가들(캐나다, 영국, 미국)의 선전으로 요약될 수 있다. 한편 Wave Ⅳ(1990년대 중반)에서 Wave Ⅴ(2000년경) 사이의 추이는 전반적으로 대만, 캐나다 등 몇몇 나라들을 제외하고는 전반적으로 이전 시기에 비해 상황이 개선된 것으로 평가할 수 있다. 특히, 이전 시기에 악화되었던 나라들 중 스웨덴, 이탈리아, 스웨덴의 개선이 두드러진 반면, 이전 시기에 개선된 것으로 나타났던 캐나다, 멕시코 등은 악화되었다. 미국은 이전 시기에 이어 개선을 보였으며, 대만과 우리나라는 이전 시기에 이어 악화 경향이 지속되었다. 그러나, 이러한 사실이 유럽에 비해 미국의 빈곤 상황이 더 낮다는 것을 의미하지는 않으며, 여전히 절대적인 수준에 있어서는 미국은 멕시코와 함께 가장 높은 수준의 빈곤율을 기록하고 있다.

센지수 분해 결과 가장 나쁜 상태인 빈곤율 증가, 빈곤층의 평균소득 효과 감소, 빈곤층 사이의 분배 악화로 나타난 국가는 노르웨이(Ⅲ~Ⅳ), 이탈리아(Ⅲ~Ⅳ), 스웨덴(Ⅲ~Ⅳ), 캐나다(Ⅳ~Ⅴ), 대만(Ⅲ~Ⅳ)이고, 가장 좋은 상태인 빈곤율 감소, 빈곤층의 평균소득 효과 증가, 빈곤층 사이의 분배 개선으로 나타난 국가는 없었다. 우리나라의 경우 빈곤율 증가, 빈곤층의 평균소득 효과 증가, 빈곤층 사이의 분배 악화 양상을 보이고 있으며, 이와 동일한 형태를 보이는 국가로는 네덜란드(Ⅲ~Ⅳ), 독일(Ⅲ~Ⅳ), 대

만(Ⅳ~Ⅴ), 멕시코(Ⅳ~Ⅴ)의 경우이다.

<표 6> 국가별 센지수 분해 결과(중위소득 50% 기준)

(단위: %)

국가	연도	센지수 변화	빈곤율 효과	빈곤층의 평균소득효과	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.

2. 성장 몫 분해

1) 국내

경제성장 몫은 전술한 바와 같이 4개(x , Ψ , ω_n , ω_p)요소로 분리된다. 여기서 (x)는 비빈곤층의 부유효과¹⁴⁾이고, (Ψ)은 빈곤층의 부유효과¹⁵⁾로 개념 정의하고자 한다. 그리고 (ω_n)와 (ω_p)는 계층상승(b)과 계층하락(d)을 상쇄한 값에 계층이동 중 빈곤선 이상의 소득증가분과 빈곤선 이하의 소득증가분을 곱한 값이므로 (ω_n)는 비빈곤층의 이동효과¹⁶⁾이고, (ω_p)는 빈곤층의 이동효과로 개념 정의한다.

분해 결과, 빈곤층의 분배 몫은 빈곤가구들의 부유효과(Ψ)에도 불구하고, 빈곤층으로의 이동효과(ω_p)가 커 빈곤층의 분배 몫은 1996~2000년, 2000~2003년간 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 7>에 나타난 바와 같이 1996~2000년, 2000~2003기간 동안 우리나라의 상대빈곤 가구율이 증가하였다. 상대빈곤 가구율이 증가할 경우 (ω_p)는 음(-)이 되고¹⁷⁾ 빈곤층 상태에서의 소득하락을 의미하므로 빈곤층 몫의 감소를 의미한다. 이러한 감소분이 빈곤층

의 소득증가(Ψ)보다 커서 결국 빈곤층 몫이 음(-)으로 나타났다.

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. 이는 빈곤으로의 이동효과(ω_p)가 감소하고, 빈곤층의 부유효과(Ψ)가 증가하기 때문에 나타난 결과이므로 동기의 사회안전망 역할이 전기에 비해 상대적으로 강화되었음을 의미한다¹⁸⁾.

<표 7> 우리나라 빈곤층과 비빈곤층 간의 분배 몫

(단위: 원, %)

구분	상대 빈곤선	분배 몫				구성비	
		비빈곤층 부유효과(x)	이동효과 (ω_n)	이동효과 (ω_p)	빈곤층 부유효과(Ψ)	비빈곤층몫 ($x + \omega_n$)	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
2000 ~ 2003	40	122,961	-35,009	-11,668	54	115.21	-15.21
	50	119,436	-31,118	-5,529	1,966	104.20	-4.20
2000 ~ 2003	40	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.

14) 1기·2기 모두 비빈곤층인 가구들의 소득증가와 1기 빈곤층인 가구들이 2기 비빈곤층으로 계층상승하는 과정 중 비빈곤 상태에서의 소득증가를 합한 값이므로 이를 비빈곤층 부유효과로 부르기로 한다.

15) 1기·2기 모두 빈곤층인 가구들의 소득증가와 1기 빈곤층인 가구들이 2기 비빈곤층으로 계층상승하는 과정 중 빈곤 상태에서의 소득증가를 합한 값이므로 이를 빈곤층 부유효과로 부르기로 한다.

16) 비빈곤층의 이동효과는 비빈곤층 몫이지만, (b-d)의 부호가 음이나 양이냐에 따라 해석을 달리해야 한다. 음인 경우 비빈곤층이 빈곤층으로 전락하는 과정 중 비빈곤 상태에서의 소득하락을 의미한다. 반면 양인 경우 빈곤층이 비빈곤층으로 계층상승하는 과정 중 비빈곤 상태에서의 소득상승을 의미한다.

17) 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.

18) 일반적으로 비빈곤층의 부유효과(x)는 주로 경제적인 요인(실질 경제성장, 물가상승(경상 소득으로 분석하는 경우) 등)에 기인한다. 그리고 빈곤층의 부유효과(Ψ)와 빈곤으로의 이동효과(ω_p)는 경제적인 요인과 조세 및 사회보장제도 등이 종합적으로 반영된 효과이다. 하지만, 빈곤으로의 이동효과(ω_p)는 빈곤층의 부유효과(Ψ)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.

2) 외국과의 비교

국가별 빈곤층과 비빈곤층 간의 분배 몫을 추정한 결과를 정리하면 다음과 같다. 두 기간(Wave III~IV, Wave IV~V) 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.

〈표 8〉 국가별 빈곤층과 비빈곤층간의 분배 몫(중위소득 50% 기준)

(단위: 각국화폐단위, %)

구분	분배 몫				구성비		
	비빈곤층 부유효과(x)	이동효과 I (ωn)	이동효과 II (ωp)	빈곤층 부유효과(ψ)	비빈곤층몫 ($x + \omega n$)	빈곤층몫 ($\psi + \omega p$)	
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	1637	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

〈표 8〉 계속

구분	분배 몫				구성비		
	비빈곤층 부유효과(x)	이동효과 I (ωn)	이동효과 II (ωp)	빈곤층 부유효과(ψ)	비빈곤층몫 ($x + \omega n$)	빈곤층몫 ($\psi + \omega p$)	
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.

이러한 결과를 상대빈곤 가구율 변화와 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. 이상의 결과의 시사점은 우리나라의 사회안전망 수준이 다른 나라에 비하여 미흡하다는 것을 간접적으로 나타낸다.

V. 결론 및 정책방향

본 연구에서는 먼저 빈곤율, 빈곤갭 비율, 센지수 등의 기존의 총괄적인 빈곤지수들을 바탕으로 우리나라와 외국의 빈곤 동향을 살펴보았다. 이러

한 총괄적인 지수들은 빈곤 실상만 보여줄 뿐 어떠한 요인들이 얼마나 영향을 미치고 있는지에 대한 정보를 제공하여 주지 못한다. 따라서 센지수를 분해함으로써 빈곤에 미친 요인들을 밝히고, 경제성장 몫을 분해함으로써 빈곤층과 비빈곤층이 성장의 몫을 얼마만큼 가지고 갔는지를 살펴보았다. 아울러 외국과 비교함으로써 정책적 함의를 도출하고자 하였다. 분석 결과를 통해 도출된 정책적 함의는 다음과 같다.

첫째, 빈곤율, 빈곤갭 비율, 센지수에 대한 동향 분석결과 우리나라의 빈곤상황이 예상보다 심각하므로 이에 대한 국민적 관심과 정책적 배려가 필요하다는 것이다. 분석기간 동안(1996~2003) 빈곤율이 증가하고 빈곤갭이 확대되고 있고, 센지수도 악화되고 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, 센지수 변화 분해결과의 함의는 빈곤에 대한 예방 정책과 분배정의에 따라 열악한 계층에게 보다 많은 관심과 배려가 필요한 것으로 나타났다. 우리나라의 센지수는 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 빈곤층 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 빈곤위험계층에

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(-)의 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, 이상의 내용을 외국과 비교해 보면, 빈곤율, 빈곤갭 비율, 센지수 분석에서 우리나라의 상대빈곤은 주요국가에 비하여 증가폭이 상대적으로 크고 빈곤수준 자체도 높은 국가군에 해당하고 있음을 확인할 수 있었다. 따라서 절대빈곤 뿐만 아니라 상대빈곤 감소를 위한 정책적 대안 마련이 필요하다는 시사점을 도출할 수 있다. 센지수 분해에서는 우리나라의 경우 빈곤율 효과와 빈곤층 사이 분배효과가 비교대상국가 중 가장 나쁜 것으로 나타났다. 따라서 노동정책의 강화, 공공부조외의 다른 사회안전망 강화 그리고 비수급 빈곤층에 대한 대책 마련이 매우 필요한 시점이다. 한편 성장 몫 분해결과 두 분석기간 모두 빈곤층 몫이 음으로 나타난 국가는 우리나라가 유일하다.

이상의 내용을 종합하면, 빈곤 지표들과 성장 몫 분해결과 우리나라의 경우 매우 나쁜 상태이거나 악화되는 경향을 보이고 있다. 따라서 노동정책, 1차 사회안전망, 공공부조성 수당의 확대가 필요하고, 정책의 최우선순위는 비수급 빈곤층에 두어야 하는 것으로 나타났다.

참 고 문 헌

- 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.
- 박찬용 · 강석훈 · 김태완, 『소득분배와 빈곤동향 및 변화요인분석』, 연구 02-12, 한국보건사회연구원, 2002.
- 박찬용 · 김진욱 · 김태완, 『경제위기에 따른 빈곤수준 및 소득불평등 변화와 정책방향』, 연구보고서 99-07, 한국보건사회연구원, 1999.
- 여유진 · 김미곤 · 김태완 · 양시현 · 최현수, 「빈곤과 불평등의 동향 및 요인 분해」, 한국보건사회연구원, 2005.
- 이준구, 「소득분배의 이론과 현실」, 다산출판사, 1992.
- 통계청, 「가구소비실태조사 원자료」, 1996 · 2001.
- 한국보건사회연구원, 「국민생활실태조사 원자료」, 2003.
- Antolin, Pablo, Thai-Thanh & Howard Oxley, “Poverty Dynamics In Four OECD Countries”, ECO/WKP(4), 1999.
- 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.
- Esping-Andersen, Gosta., *The Three Worlds of Welfare Capitalism*, Princeton: Princeton University Press, 1990.
- 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.
- 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.
- Takayama, N., “Poverty, Income Inequality, and Theil Measures: Professor Sen's Axiomatic Approach Reconsidered,” *Econometrica*, Vol.47, 1979, pp. 747~759.
- Yitzhaki, S. & R. Lerman, “Income Stratification and Income Inequality”, *Review of Income and Wealth*, 37(3), 1991, pp.313~329.

Summary

The trend of poverty and the policy in Korea

MeeGon Kim, SiHyun Yang, HyunSoo Choi

This paper shows us the right way of poverty policy using the result of the decomposition of sen index, which is the representative index of poverty, and share of economic growth after observing the trend of poverty 1996 through 2000. The domestic source we used is the raw data of 1996 and 2000 Korea National Statistical Office “The National Survey of Household Income and Expenditure” and 2004 Korea Institute of Health and Social Welfare “The National Survey of the Actual Conditions of Household Livelihood”. The international source is the raw data of twelve countries which LIS(Luxembourg Income Study) collects.

According to the result of analysis, the national indicators of poverty (Poverty rate, Poverty gap, Sen index) is getting worse most rapidly out of twelve countries. The result of the decomposition of Sen index says that the major cause of Sen index deterioration is the growth of poverty rate and the aggravation of distribution among the poor, but the average income effect of the poor improves Sen index. The distribution analysis of share of economic growth between the poor and non-poor tells us that all share of economic growth goes to the non-poor and the poor went from bad to worse.

At present the gap between poor and non-poor in USA is worse than Korea. Points we must see here are that some share of economic growth goes to the poor and relative poverty rate has been making better after

mid-1990's in USA and Mexico. Because the relative poverty rate, however, is getting worse and the benefit of economic growth going to the poor is negative although the current status of Korea is not worse than countries we just mentioned, the gap between poor and non-poor in Korea may deteriorate in future more than USA and Mexico.

The deterioration of poverty and distribution impedes the social integration and the impediment of social integration reduces the potential of economic growth in the long run, which causes a vicious circle of the impediment of social integration. Consequently we think that ‘Welfare’ may be the solution of these problem now.