Korean Journal of Social Welfare, Vol. 58, No. 3, 2006. 8, pp. 245-268.

# 우리나라에서의 경제성장과 빈곤의 관계\*: 1982-2004년 도시가구를 중심으로

이상은

(숭실대학교)

#### [요 약]

본 연구는 우리나라에서의 경제성장과 빈곤간의 관계에 대한 실증적 연구결과를 제공하는 것을 그목적으로 한다. 특히 외환위기 후 2000년대 들어 경제 성장과 빈곤간의 관계에 어떤 변화가 발생했는 지를 검토한다. 이를 위하여 도시가계조사 1982-2004년 원자료를 이용하여 도시지역의 빈곤율 연간자료를 구축하고, 거시경제지표로서 실질GDP와 실업율의 연간자료를 이용하였다. 분석결과 1980-1990년대에 걸쳐 우리나라에서 거시경제성장은 빈곤감소에 이주 직접적이고 중요한 역할을 담당한 것으로 나타났다. 2000년 이후에도 거시경제성장은 여전히 빈곤감소의 주요한 도구로서 작동한 것으로 나타났다. 그러나 1980-1990년대에 비해 2000년대 이후에는 거시경제성장에 의해 설명되지않는 빈곤의 증가현상이 존재한 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 향후 반빈곤전략이 과거의 경제성장 우선전략에서 경제성장과 함께 사회보장제도 확충을 동시에 강조하는 전략으로 전환되어야 한다는 것을 제시한다.

주제어: 경제성장, 거시경제성과, 빈곤, 사회보장

## 1. 서론

우리나라는 전국민이 절대적 빈곤 상태에 처해 있다가 한강의 기적으로 표현되는 급속한 경제성장으로 빈곤 탈피에 성공한 대표적 국가이다. 과거에 우리나라는 경제성장이 곧 최고의 반빈곤 (anti-poverty) 대책이라는 인식하에 경제성장 일변도의 정책을 실시해 왔고 또 상당한 성공을 거두었다.

그러나 최근 우리나라에서 사회양극화 문제가 화두로 대두되고 있다. 2006년 대통령 연두회견에서

<sup>\*</sup> 본 연구는 숭실대학교 교내연구비 지원으로 이루어졌음.

노무현 대통령은 우리나라가 직면한 가장 주요한 문제로 사회양극화 문제를 들고, 이의 해소를 향후 국정의 주요 목표로 제시하였다. 이 문제를 둘러싸고 향후 국가정책의 방향에 대한 논란이 제기되고 있다. 한편에서는 경제성장이 빈곤감소와 소득불평등 감소를 위한 가장 확실한 대책이라고 주장하면서 감세를 통한 민간부분의 경제활성화를 강조하고 있다. 다른 한편에서는 우리나라에서 성장과 분배 개선 간의 고리가 약화되어 경제성장이 빈곤과 소득불평등 감소로 연결되지 않는다고 하면서 사회안전망의 강화를 주장하고 있다. 후자의 주장에 따르면, 주력 수출산업에서는 대기업을 중심으로 한 수출은 성장하고 있지만, 대기업과 중소기업간의 연계구조 취약, 수출과 내수간의 연계성 약화, 그리고산출과 고용간의 연결고리 약화 등으로 인해 대기업 주도의 수출산업에 의한 경제성장이 저소득층의소득증대로 연결되지 못하고 있다는 것이다(국민경제자문회의, 2006).

경제성장과 빈곤의 관계를 둘러싼 논란은 우리나라에서 뿐만 아니라 역사적으로 상당한 논쟁의 대상이 되어 왔다. 일반적으로 경제성장은 빈곤 감소를 위한 가장 효과적인 수단 중의 하나로 인식되어왔다. 거시경제의 성장은 일자리를 증가시켜 저소득층들의 고용을 증대시키고 그 결과 빈곤과 소득불평등를 감소시키기 때문이다. 또한 거시경제의 침체는 일자리 특히 저소득층들의 일자리를 감소시켜 저소득층들의 실업을 증가시키고 그 결과 빈곤과 소득불평등을 악화시키기 때문이다. 그래서 "밀물은모든 배를 들어올린다(Rising tides lift all boats)" 또는 성장과실의 "확산효과(trickle-down effect)" 등의 주장들이 제기되어 왔다.

그러나 다른 한편에서는 경제성장이 빈곤감소를 위한 가장 효과적인 수단이라는 입장에 대한 반대도 만만치 않다. 경제성장이 모든 부문들에서 고르게 발생하는 것이 아니라 부문별로 불균형적으로 발생할 수 있기 때문이다. 성장을 주도하는 부문에 의해 전반적인 경제성장은 이루어지더라도 그 이면에는 전반적 성장의 과실을 향유하지 못하는 쇠퇴부분과 소외부문이 존재한다는 것이다. 이 경우 전반적인 경제성장이 이루어지더라도 저소득층의 고용과 임금수준이 개선되지 못하여 경제성장의 과실이 저소득층에게로 분배되지(trickle down) 않고 중간층 및 고소득층들에 의해 독점될 수 있다는 것이다.

현실적으로 어떠한 입장이 타당한지에 대해서는 상당한 논란이 있다. 미국에서 경제성장과 빈곤간의 관계를 연구한 실증적 연구결과들은 대체로 1960~70년대 동안에는 경제가 성장하는 동안 빈곤이감소하는 "확산효과(trickle down)" 효과가 발생한 반면, 1980년대 동안에는 경제성장의 빈곤감소 효과가 제대로 작동되지 않았다는 것을 발견했다. 그리고 1990년대에는 다시 경제성장의 빈곤감소 효과가 다시 작동되고 있다는 것을 재발견하고 있다(Haveman and Schwabish, 2000).

그러나 우리나라의 경우에는 경제성장과 빈곤의 관계가 어떠한 양상으로 나타났는지에 대한 본견적인 실증연구가 거의 부재한 상황이다. 이에 본 연구는 우리나라에서 경제성장과 빈곤간의 관계에 대한 실증적 연구 결과를 제공하고자 한다. 특히 외환위기 이후 2000년대에 경제성장의 빈곤감소 기능에 어떠한 변화가 있는지를 분석해 보고자 한다. 이를 위하여 다음 2장에서는 경제성장과 빈곤간의 관계를 검토했던 기존연구문헌들을 검토해 본다. 3장에서는 연구자료와 연구방법을 소개한다. 4장에서는 분석결과를 제시한다. 마지막으로 5장에서는 분석결과에 기반하여 정책적 함의를 제시한다.

#### 2. 기존연구문헌

거시경제성장과 빈곤간의 관계를 실증적으로 분석한 연구들은 1980년대 중반 이래 미국에서 활발하게 이루어져 왔다. 블랭크와 블라인더(Blank and Blinder, 1986)는 1948-1983년 동안의 미국의 시계열 자료를 이용하여 실업률과 인플레이션이 빈곤율에 미치는 영향을 분석하였다. 회귀분석 결과 인플레이션보다는 실업률이 빈곤율에 영향을 미치는 주요한 요인임을 발견하였다. 또한 실업률과 인플레이션의 5분위 소득집단의 점유율에 미치는 영향을 회귀분석을 통해 분석하였다. 그 결과 실업률이 높을 수록 하위 2개 소득집단의 소득점유율이 감소되는 반면 상위 2개 소득집단의 소득점유율은 증가되어, 경제침체로 인한 가장 큰 피해자는 저소득층이라는 것을 발견하였다. 인플레이션은 각 소득집단의 소득점유율에는 통계적으로 유의한 영향 미치지 않는 것으로 나타났다. 이러한 분석에 기반하여 블랭크와 블라인더는 전후부터 1980년대 초반까지의 시기 동안 미국에서는 거시경제의 성장 과실의 저소득층에게로의 확산효과(trickle-down effect)가 잘 작동하고 있다고 결론내렸다.

커틀러와 카쯔(Cutler and Katz, 1991)는 1989년까지 확장된 미국의 시계열 자료를 이용하여 거시경제성과와 빈곤율간의 관계를 분석하였다. 그 결과 실업률이 높을수록 빈곤율은 증가되는 것으로 나타났으나, 그 회귀계수의 크기가 블랭크와 블라인더의 연구결과에 비해 작고 1983년 이후의 trend 변수의 회귀계수가 크게 나타난다는 것을 발견하였다. 즉 1983년 이후 매년 설명되지 않는 빈곤율이 모델에 따라 0.2~0.5% 포인트만큼 증가되는 것으로 나타났다. 이들은 1983년까지의 자료를 이용하여 회귀분석을 실시한 결과를 바탕으로 실제 빈곤율의 추이와 회귀분석을 통해 예측되는 빈곤율의 추이를 비교해 보았다. 그 결과 1983년까지는 실제 빈곤율 추이와 예측 빈곤율 간에 큰 차이가 없었으나, 1984~1989년의 기간에 있어서는 실제 빈곤율 추이와 예측 빈곤율간에 차이가 커서 1989년의 경우 실제 빈곤율(12.8%)이 예측 빈곤율에 비해 2.1~3.4 퍼센트 포인트만큼 더 큰 것으로 나타났다.

또한 이들은 거시경제성과의 소득5분위 집단별 소득점유율에 대한 영향을 분석하였다. 회귀분석 결과 실업률의 증가는 하위 분위 집단들의 소득점유율을 감소시키는 것으로 나타났다. 그러나 1983년 이후 추세변수(trend variable)의 회귀계수가 유의하게 나타났고, 최상위 다섯 번째 분위 집단의 경우에는 1983년 이후 설명되지 않는 소득점유율의 증가가 있었던 반면 나머지 분위 집단들의 경우에는 1983년 이후 설명되지 않는 소득점유율의 감소가 발생한 것으로 나타났다. 또한 1983년까지의 자료에서의 회귀분석 결과를 바탕으로 소득 분위 집단별 예측 점유율과 실제 점유율을 비교해 본 결과, 최하 1분위 집단의 경우 예측점유율에 비해 실제점유율이 훨씬 낮게 나타났고 최고 다섯 번째 집단의 경우 예측점유율에 비해 실제점유율이 훨씬 높게 나타났다. 이러한 분석결과를 바탕으로 커틀러와 카쯔는 1983년 이후에 거시경제의 반빈곤효과 또는 소득불평등 감소효과가 과거와 달리 현저하게 감소되었고, 그 결과 1984~1989년동안의 경제성장에도 불구하고 빈곤율은 그에 상응하여 감소되지 않게 되었다고 결론내렸다.

커틀러와 카쯔가 1983년 이후 추세변수(trend variable)를 이용하여 설명되지 않는 빈곤의 증가가 있다는 것을 보임으로써 간접적으로 경제성장과 빈곤간의 연계약화를 제시한 반면, 블랭크(Blank,

1993)는 1959-1989년의 시계열 자료를 이용하여 보다 직접적으로 1983년 이후에 경제성장과 빈곤간의 연계 약화를 분석하였다. 블랭크(Blank, 1993)는 분석모델에 1983년 이후 시기 더미변수와 실업률간의 상호작용항을 직접적으로 포함하여 회귀분석을 실시하였다. 그 결과 이 상호작용항의 회귀계수가 (-)의 값으로 나타나 1983년 이후에는 실업률의 증가가 빈곤을 감소시키는 것으로 나타났다. 또한 GNP 변화의 빈곤율 변화에 대한 영향의 회귀분석 결과 1980년대에 GNP변화에 대한 빈곤율의 반응성이 떨어졌다는 것을 발견하였다.

토빈(Tobin, 1994)은 1961-1990년의 미국 시계열 자료를 이용하여 거시경제성과와 빈곤율간의 관계를 분석하였다. 앞의 연구들이 수준(level)에서의 분석이라면, 토빈(Tobin, 1994)은 일차계분 (first-difference)한 자료에서 평균주당근로소득과 실업율의 변화의 빈곤율 변화에 대한 회귀분석을 실시하였다. 회귀분석에 있어서 1961-1983까지의 자료를 이용한 경우와 1961-1990까지의 자료를 이용한 경우를 비교하였다. 그 결과 전자에 비해 후자의 경우 실업률 감소의 빈곤감소 효과는 작아졌다는 것을 발견하였다.

블랭크와 카드(Blank and Card, 1993)는 1968-1991년의 미국 CPS(Current Population Survey) 자료를 이용하여 매년 9개 센서스 지역별, 6개 소득집단별, 그리고 6개 가구형태별로 노동시장과 소득변수들의 평균값을 구하여 25년 자료에 총 9000개 관측치들(cases)을 구축하여, 거시경제성과의 빈곤율에 대한 영향을 고정효과모델(fixed effects model)의 회귀분석을 통해 분석하였다. 그 결과 1980년대에 GDP성장이 빈곤율 감소로 연결되지 않은 것은 생산성 증가 둔화와 임금불평등의 증가에 기인하는 것이라고 결론내렸다.

해브만과 쉬와비쉬(Haveman and Schwabish, 2000)는 1990년대까지 확대된 1959-1998년의 연간자료(annual data)를 이용하여 커틀러와 카쯔(Cutler and Katz, 1991)와 블랭크(Blank, 1993)에서 이용된 회귀분석모델과 유사한 모델을 분석하였다. 그 결과 1993년 이후에는 실업 감소의 빈곤감소 효과와 GDP성장의 빈곤감소 효과가 1960년대 수준으로 회복되었다는 것을 발견하였다. 그러나 해브만과 쉬와비쉬는 1980년대의 상황과 1990년대의 상황 중 어느 것이 정상적인 것이고 어느 것이 일탈적인 것인지는 이야기하기 어렵다고 결론내렸다.

이와 같이 미국에서는 1980년대 이래 미국의 거시경제성과와 빈곤간의 관계에 대한 실증연구들이 활발하게 이루어져 왔다. 그러나 우리나라의 경우에는 거시경제성장과 빈곤간의 관계에 대한 실증적 연구가 이루어지지 못했다. 우리나라에서 그동안의 연구들은 빈곤과 소득분포 양상 자체를 분석하는 연구들이 대부분이었다(박찬용, 강석훈, 김태완, 2002; 유경준, 김대일, 2003). 또 최근에는 빈곤과 소득분배의 변화를 인구구조변화, 가족구조변화, 소득불평등 등의 요인들로 요인분해 하는 연구들이 나타났다(정진호, 최강식, 2001; 성명재, 2002; 구인회, 2004). 그러나 아직 거시경제성과와 빈곤간의 관계를 직접적으로 분석한 연구는 없는 것으로 보인다. 본 연구는 우리나라에서의 거시경제지표와 빈곤율의 관계에 대한 직접적인 실증적 연구를 시도해 보고자 한다.

### 3. 연구방법

#### 1) 빈곤지표 장기자료 구축

거시경제성과와 빈곤 추세간의 관계를 검토하기 위해서는 거시경제성과지표와 빈곤지표에 대한 장기자료가 존재하여야 한다. 거시경제성과에 대해서는 정부의 발표자료가 존재하므로 이를 이용할 수있다. 그러나 빈곤 추세에 대해서는 정부의 발표 자료가 존재하지 않는다. 그래서 거시경제성과와 빈곤 추세간의 관계를 검토함에 있어서 우선적 과제는 빈곤 추세에 대한 장기자료를 구축하는 것이다.

우리나라에서 전국적 소득 및 지출에 대한 조사자료로는 통계청에서 조사하는 가구소비실태조사와 도시가계조사, 그리고 한국노동연구원에서 조사하는 한국노동패널자료 등이 있다. 이 중 가구소비실 태조사는 1991년 이후 5년마다 조사가 이루어지므로 현재까지 1991, 1996, 2000년의 3개년도의 자료만을 가지고 있다. 한국노동패널은 1998년 처음 조사가 이루어진 이후 매년 조사가 이루어지고 있으나 아직까지 약 7년 정도의 자료만을 가지고 있어 그 포괄기간이 너무 짧다. 따라서 빈곤의 장기추세를 검토할 수 있는 자료는 도시가계조사가 유일하다.

도시가계조사는 통계청으로부터 1982년 이후의 자료가 이용가능하다. 이 도시가계조사로부터 1982년부터 2004년까지 23년간의 연간 빈곤지표 자료를 구축할 수 있다. 그런데 도시가계조사의 표본은 전국민을 대표하지 못한다. 그 표본이 도시지역으로 제한되어 있고, 도시지역 중에서도 2인 이상 가구만을 표본에 포함하고 있다. 이러한 제한점에도 불구하고 도시가계조사는 장기 빈곤 추계를 위해서 우리나라에서 이용가능한 유일한 조사자료이다. 따라서 본 연구에서는 도시가계조사를 이용하여 도시지역 2인 이상 가구의 1982-2004년 동안의 빈곤의 연간 자료를 구축하고자 한다. 따라서 본 연구의 대상은 거시경제성과의 도시지역 빈곤에 대한 영향을 분석하는 것으로 제한되다.

도시가계조사를 이용하여 연간 빈곤 자료를 구축함에 있어서 또 다른 문제는 소득자료가 가구주 가 근로자인 가구(이후 근로자가구로 통칭)에 대해서만 제공된다는 것이다. 따라서 도시지역의 빈곤 지표를 구하기 위해서는 비근로자가구의 소득을 추정하여야 한다. 기존 연구들에서는 도시가계조사에서 비근로자가구의 소득을 추정하기 위하여 크게 두가지의 방법들을 사용하여 왔다.

첫째, 근로자가구의 소비함수를 추정하여 비근로자가구의 소득을 추정하는 방법이다. 박찬용·김진 욱(1999)은 근로자가구와 비근로자가구의 소비함수가 동일하다는 가정하에 근로자가구의 주거형태, 가구원수, 소득을 이용하여 소비함수를 추정하고, 그 결과를 이용하여 비근로자가구의 소득을 추정하였다. 박찬용·강석훈·김태완(2002)은 이 소비함수에 몇가지의 독립변수들을 추가하여 유사한 방법으로 비근로자가구의 소득을 추정하였다. 그 결과는 이전 모델들의 분석결과와 유사하였다. 그러므로 본 연구에서는 박찬용·김진욱(1999)의 모델을 이용하여 비근로자가구의 소득을 추정하고자 한다. 박찬용·김진욱(1999)에서 이용된 모델은 다음과 같다.

$$\ln C = \alpha_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_3 D_3 + \alpha_4 D_4 + \beta_1 \ln N + \gamma_1 \ln Y +$$

$$+ \beta_2 (D_2 \times \ln N) + \beta_3 (D_3 \times \ln N) + \beta_4 (D_4 \times \ln N)$$

$$+ \gamma_2 (D_2 \times \ln Y) + \gamma_3 (D_3 \times \ln Y) + \gamma_4 (D_4 \times \ln Y) + \varepsilon$$

여기에서  $D_2^*D_4$ 변수들은 각각 주거형태 더미변수들로 각각 전세, 월세, 그리고 기타 주거유형이고, N은 가구원수, Y는 가구소득이다.

둘째, 근로자가구의 소득함수를 직접 추정하여 비근로자가구의 소득을 추정하는 방법이다. 성명 재·전영준(1999)은 소득의 로그값에 대한 교육수준, 가구원수의 로그값, 소비지출의 로그값의 회귀 분석을 통하여 소득함수를 추정하였다. 박찬용·강석훈·김태완(2002)은 이 모형에 추가적으로 다양한 독립변수들을 추가하여 설명력을 높이려 하였다. 그러나 그 결과는 비슷하였다. 성명재·전영준(1999)에서 이용된 모델은 다음과 같다.

$$\ln Y = \alpha_1 + \alpha_2 dedu_2 + \alpha_3 dedu_3 + \alpha_4 dedu_4 + \alpha_5 dedu_5 + \alpha_6 dedu_6 + \beta \ln N + \gamma \ln C + \varepsilon$$

이 두가지 추정 방법 중 어느 방법이 보다 적합한 것인지에 대한 뚜렷한 답은 없다. 본 연구에서는 박찬용ㆍ김진욱(1999)와 성명재ㆍ전영준(1999)의 두가지 모형 모두를 이용하여 비근로자가구의 소득을 추정하고자 한다. 만일 두가지 모형의 추정결과 빈곤율의 추세가 유사하게 나타난다면 그리고 빈곤지표와 거시경제지표간의 관계가 유사하게 나타난다면, 소득추정의 문제에도 불구하고 본 연구의목표인 거시경제성장과 빈곤 관계의 추정결과에 일정한 신뢰성을 부여할 수 있을 것으로 생각된다.

본 연구에서는 빈곤지표로서 절대적 빈곤선에 기반한 절대적 빈곤율을 이용하고자 한다. 빈곤선은 크게 절대적 빈곤선과 상대적 빈곤선의 두 가지로 구분될 수 있다. 절대적 빈곤선은 특정 시점에서 빈곤선을 설정하고 그 전후의 기간에 대해서는 물가상승률만큼 그 빈곤선을 조정해 주어 통시적으로 최저생활의 수준을 절대적으로 고정시킨다. 상대적 빈곤선은 평균 또는 중위소득의 일정 비율로 빈곤선을 설정하여 소득분포에 따라 빈곤선이 계속 변화하게 된다. 그런데 상대적 빈곤선에 따라 빈곤을 측정하는 경우 아무리 경제성장에 따라 전반적인 생활수준의 향상이 있더라도 소득분포 양상이 변하지 않으면 빈곤율은 동일하게 나타나게 된다. 본 연구에서는 소득분포 양상의 변화보다는 시계열자료에 기반하여 통시적으로 거시경제성장과 빈곤간의 직접적 관계를 검토하는데 그 목적이 있으므로, 절대적 빈곤선을 이용하여 빈곤율을 추정하고자 한다. 미국의 경제성장과 빈곤율간의 관계에 대한 실증연구들도 30~40년간의 물가상승률만 고려한 절대적 빈곤율을 이용하였다. 따라서 본 연구에서는 우리나라의 1999년 최저생계비를 기준으로 각 연도에 있어서 물가변동만큼 조정하여 절대적 빈곤선을 설정하였다. 1999년 최저생계비는 다음 <표 1>과 같다.

<표 1> 1999년 최저생계비

가구원수	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
균등화 지수	0.349	0.578	0.795	1.000	1.137	1.283	1.426	1.571	1.711	1.847
월최저생 계비(원)	314,574	520,984	716,579	901,357	1,024,843	1,156,441	1,285,335	1,416,032	1,542,222	1,664,806

자료: 김미곤 외(1999).

다음으로 이렇게 설정된 절대적 빈곤선은 도시가계조사의 소득 또는 지출 자료에 적용되어야 한다. 본 연구에서는 소득과 지출 자료를 모두 이용하여 빈곤율을 추정하고자 한다. 통계청의 도시가계조사에서는 <표 2>에서 제시된 바와 같이 소득을 경상소득과 비경상소득으로 구분한다. 가계지출은 소비지출과 비소비지출로 구분한다. 본 연구에서는 소득의 경우 총소득과 경상소득을 이용하고 지출의 경우 가계지출과 소비지출을 이용하여 빈곤율을 계산하고자 한다. 소비지출을 이용하는 경우 빈곤선은 최저생계비에서 비소비지출비를 제외한 액수(1999년 표준가구기준 881637원=901,357-19,720)로 설정하였다.

<표 2> 소득의 구성항목

종류구분		정의	구성항목
총소득	경상소득	가구 소득중 정기적이고 재 현가능성이 있는 소득	근로소득, 사업 및 부업소득, 재산소득, 이 전소득
	비경상소득	경상소득 이외의 비경상적인 소득	경조소득, 퇴직금 및 연금일시금, 기타 비 경상소득
가계지출	소비지출	생계유지에 필요한 재화와 용 역의 구입을 위한 지출	식료품, 주거, 광열수도, 가구집기 가사용 품, 피복 및 신발, 보건의료, 교육, 교양오 락, 교통통신, 기타 소비지출
	비소비지출	소비지출 이외의 비소비적 지출	조세, 공적연금 및 사회보험료, 기타 비소 비지출(지급이자, 부담금, 송금보조)

자료: 통계청, 도시가계연보.

#### 2) 분석방법

1982-2004년 동안의 빈곤율을 추정한 후 거시경제성과와의 관계를 검토한다. 거시경제성과 지표로 서는 GDP와 실업률을 이용한다. GDP와 실업률은 경제성장의 빈곤율에 대한 영향의 정도를 추정하기 위한 주요 변수들이다. GDP 시계열자료는 통계청의 국민계정 자료로부터 획득되었다. 실업률은 통계청의 경제활동인구조사로부터 도시지역 남성의 실업률 자료를 획득하여 이용하였다. 실업률 지표

로서 남성과 여성을 모두 포함한 총실업률 대신 남성 실업률 자료를 이용한 것은 남성실업률이 인구 구조변화와 무관하게 노동시장의 상황을 대변할 수 있는 보다 나은 지표이기 때문이다. 미국에서의 거시경제성장과 빈곤간의 관계에 대한 연구들에서도 Blank and Blinder(1986) 이후 이러한 이유 때문에 남성실업율을 이용하여왔다

본 논문에서는 빈곤율과 거시경제성과의 관계를 크게 두가지 차원에서 검토하고자 한다. 첫째, 빈 곤율과 거시경제지표의 수준(level) 차원에서 양자의 관계를 검토하는 것이다. 우선 기술적으로 (Discriptive) 1982-2004년 동안의 빈곤율과 GDP 및 실업률의 추세를 살펴본다. 그리고 회귀분석을 통하여 거시경제지표와 빈곤율간의 관계를 보다 직접적으로 분석한다. 이때 주된 관심 중의 하나는 외환위기 이후 2000년대 들어 거시경제지표와 빈곤율의 관계에 어떤 변화가 있는가 하는 점이다. 회 귀분석에 있어서 다음의 모델을 이용한다.

$$P_{t} = \alpha + \beta_{1}G_{t} + \beta_{2}U_{t} + \beta_{3}S_{t} + D + \gamma_{1}D * G_{t} + \gamma_{2}D * U_{t} + \varepsilon_{t}$$

여기에서 P는 빈곤율, G는 실질 GDP, U는 도시지역 남성들의 실업률, S는 GDP 대비 사회보장지출비의 비중, D는 2000년 이후를 나타내는 시기더미변수이다.1) t는 연도를 표시한다. 이 모델에서 회 귀계수  $\chi$ 1과  $\chi$ 2는 2000년 이후 GDP와 실업률의 빈곤율에 대한 영향의 변화 여부를 보여준다. 통제변수 S는 종속변수가 공적이전소득을 포함하고 있으므로 복지지출의 증가에 따른 빈곤율 감소 효과를 통제하기 위한 변수이다. GDP 대비 사회보장비지출 비중은 보건복지부의 보건복지통계연보로부터 획득되었다.

둘째, 빈곤율과 거시경제지표의 변화율(growth rate)의 차원에서 양자의 관계를 검토한다. 수준 (level) 분석에서와 같이 빈곤율과 거시경제지표의 변화율(growth rate)의 관계를 기술적으로 그 추세를 비교해 보고 그 다음 회귀분석을 통하여 보다 직접적으로 양자간의 관계를 분석한다. 이용된 회귀 분석 모델은 다음과 같다.

<sup>1)</sup> 시기더미의 기준을 2000년으로 잡은 이유는 두가지이다. 첫째, 기본적으로 IMF위기 발생 직후에는 거시경제성장과 빈곤율간의 관계가 과거와 같이 직접적인 관계를 갖고 있는 반면, 2000년 이후에 거시경제성장과 빈곤율간의 관계에 일련의 변화가 발생했다고 생각했기 때문이다. IMF위기 직후에 빈곤율이 증가하기는 했지만 이는 경제위기에 따른 것으로 과거의 경제성장에 따른 빈곤율 감소와 서로 방향만 다를 뿐 경제성장과 빈곤율간의 직접적인 관계는 동일한 것으로 볼 수 있다. 사실 IMF위기 극복과정에서 노동시장유연화 등 노동시장환경의 변화가 발생하고 경제성장과 분배간의 관계변화가 나타되게 된 데에는 1-2년의 조정기간이 있었을 것으로 볼 수 있다. 그래서 이러한 조정변화과정을 거쳐 2000년 이후에 본격적으로 경제성장과 분배간의 관계 변화가 발생하였을 것으로 판단하였다. 실제로 분석과정에서 1999년을 기준으로 더미를 설정하여 분석을 실시해 보았다. 그러나 이경우 더미변수의 회귀계수가 유의하지 않게 나타났고 또한 더빈-왓슨검정결과도 안정적이지 않았다. 그래서 2000년을 시기더미의 기준으로 설정하였다. 둘째, 이러한 IMF위기 극복과정에서의 노동시장의 조정변화기간의 존재의 측면뿐만 아니라 시기적 측면에서도 1980-90년대에 비해 2000년대 이후의 변화를 검토해 보고자 하였다.

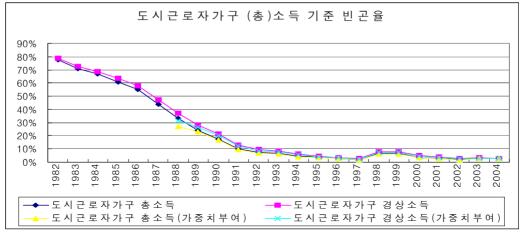
$$\Delta P_t = \alpha + \beta_1 \Delta G_t + \beta_2 \Delta U_t + \beta_3 \Delta S_t + D + \gamma_1 D * \Delta G_t + \gamma_2 D * \Delta U_t + \varepsilon_t$$

여기에서 △는 전년도 대비 변화율(growth rate)를 표시한다.

#### 4 분석결과

#### 1) 빈곤율 추정결과

빈곤율의 연간자료(annual data)는 1999년 최저생계비를 기준으로 설정된 절대적 빈곤선을 소득과 지출, 그리고 소득과 지출 중에서도 어떤 소득과 지출 항목에 적용하는가에 따라 다양하게 도출될 수 있다. 여기에서는 먼저 소득에 기반하여 추정된 빈곤율을 제시하고 다음으로 지출에 기반하여 추정된 빈곤율을 제시하다.



<그림 1> 도시근로자가구의 소득 빈곤율

먼저 소득에 기반하여 추정된 1982-2004년 동안의 빈곤율의 장기추세는 <그림 1>과 <그림 2>에서 제시된다. <그림 1>은 도시근로자가구의 소득에 기반하여 추정된 빈곤율의 장기추세를 보여준다. 도시 근로자가구의 경상소득을 기준으로 추정된 빈곤율의 추세를 보면, 이 기간동안에 빈곤율이 급속하게 하락했다는 것을 볼 수 있다. 특히 1980년대 동안의 빈곤율의 하락 속도는 놀라울 정도이다. 1999년 최저생계비를 빈곤선으로 적용한 결과 1982년도의 경우 도시근로자가구의 78.7%가 빈곤선 이하의 소 득을 가진 것으로 나타났으나, 1989년까지 빈곤율이 28%선으로 떨어졌다. 1990년대 동안에도 외환위기 이전까지는 빈곤율의 감소추세가 계속되었다. 빈곤율은 1990년에 21.5%였으나 외환위기 직전인

1997년까지 약 3%선으로 떨어졌다. 외환위기 이후 빈곤율은 다시 약 8% 수준으로 증가되었으나 이후 점차 감소되어 2004년까지 약 3% 수준으로 떨어졌다.

이처럼 1999년 최저생계비를 소비자물가지수를 반영하여 조정한 절대적 빈곤선을 적용하여 도시근로자가구의 빈곤율을 추정한 결과 1980년대의 빈곤율이 아주 높게 나타났다. 사실 그동안 우리나라에서의 절대적 빈곤율의 장기추세에 대한 연구결과가 없었기 때문에 1982년도 빈곤율이 78.7%로 높게나타난 본 연구의 빈곤율 추정결과는 믿기 어려울 정도이다. 본 연구에서의 빈곤율 추정결과가 신뢰할만한 것인지를 살펴보기 위하여 1982년 이후의 주요한 몇가지 지표들의 변화를 검토해 보자.

<표 3> 소비자 물가지수, 절대빈곤선 수준, 월평균가구소득, 그리고 빈곤율 추이

(단위: 원. %)

	T				
연도	소비자물가지수	4인가구 절대빈곤선 <sup>1)</sup>	통계청 발표 근로자가구 월평균소득	도시가계조사 근로자가구 빈곤율 <sup>2)</sup>	
1982	43.18433	398037.7	313,608	78.7	
1983	44.6615	411653	359,041	72.5	
1984	45.67708	421013.8	395,613	68.8	
1985	46.80033	431367	423,788	63.3	
1986	48.08733	443229.5	473,553	57.7	
1987	49.55383	456746.5	553,099	47.2	
1988	53.095	489386	646,672	37.1	
1989	56.1215	517281.8	804,938	28.2	
1990	60.93283	561628.7	943,272	21.5	
1991	66.62033	614051.4	1,158,608	12.9	
1992	70.759	652198.3	1,356,110	9.5	
1993	74.15633	683512.1	1,477,828	8.2	
1994	78.80283	726339.7	1,701,304	6.3	
1995	82.33383	758885.6	1,911,064	4.8	
1996	86.3885	796258.1	2,152,687	3.6	
1997	90.22367	831607.5	2,287,335	2.9	
1998	97.002	894084.6	2,133,115	7.9	
1999	97.791	901357	2,224,743	8.1	
2000	100	921717.7	2,386,947	4.9	
2001	104.0667	959200.9	2,625,118	3.7	
2002	106.9417	985700.3	2,792,400	2.9	
2003	110.7	1020342	2,940,026	3.2	
2004	114.675	1056980	3,113,362	3.0	

자료: 통계청, 물가연보 및 도시가계연보. 각년도.

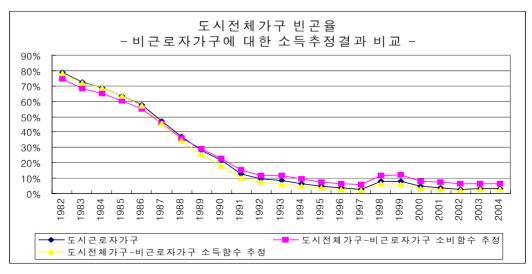
- 1) 1999년 4인가구 최저생계비를 소비자물가지수변화에 따라 조정한 것.
- 2) 도시가계조사 근로자가구의 경상소득에 절대적 빈곤선을 적용하여 측정한 빈곤율.

<표 3>은 1982년부터 2004년까지의 우리나라의 소비자물가지수, 4인가구 절대빈곤선 수준, 통계청 발표 근로자가구 월평균소득액, 그리고 본 연구에서 계산한 도시가계조사 근로자가구의 경상소득 기준 절대적 빈곤율의 시계열 추이를 보여준다. 1999년도의 4인가구 최저생계비 90만1천원은 소비자물가지수에 따라 조정한 결과 1982년도에 39만8천원으로 낮아진다. 그러나 통계청 도시가계연보자료에 발표된 1982년 근로자가구 월평균소득액은 31만3천원에 불과하다. 일반적으로 평균소득이 중위소득보다 크다는 점을 고려하면 빈곤율은 최소한 50% 이상으로 나타날 것이다. 또한 1982년도의 4인가구 절대빈곤선이 근로자가구 월평균소득액이 보다 약 25%(=100\*8만원/31만3천원) 더 높게 나타났다. 이러한 점들을 고려하면, 본 연구에서 계산된 1982년도 절대빈곤율 78.7%는 단순히 계산상의 실수에 의해 나타난 것이 아니라 지난 20여년간 우리나라 국민들의 절대적인 생활수준이 얼마나 급속한속도로 향상되어 왔는지를 제시해 주는 놀라운 결과이다.

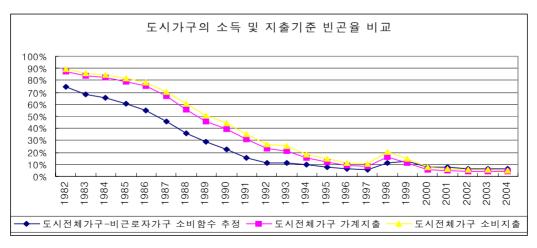
이러한 도시근로자가구의 소득 빈곤율의 추세는 경상소득 대신 총소득을 사용한 경우에도 거의 유사하게 나타났다. 이후 본 논문에서는 소득의 종류로서 경상소득을 사용하도록 한다. 한편, 통계청에서는 도시가계조사 원자료에 가중치를 제공한다. 그러나 이 가중치는 1988년 이후의 자료에 대해서만제공된다. 가중치의 적용에 따라 빈곤율의 추세에 어떤 차이가 발생되는지를 보기 위해, 가중치가 이용가능한 1988년 이후의 자료에서 가중치를 적용한 결과 추정된 빈곤율을 계산해 보았다. 그 결과 그림에서 제시된 바와 같이 가중치를 적용한 경우의 빈곤율도 가중치를 적용하지 않은 경우의 빈곤율과유사하게 나타났다. 그러므로 이후에서는 자료의 일관성을 기한다는 측면에서 가중치 없이 추정된 빈곤율을 사용하도록 한다.

도시가계조사에서 제공되는 소득자료는 도시근로자가구로 제한되므로, 앞의 연구방법에서 제시한 것과 같이 소비함수와 소득함수의 두 모델들을 이용하여 비근로자가구의 소득을 추정하였다. 이들 비근로자가구를 포함하여 전체 도시가구의 경상소득 빈곤율을 계산한 결과가 <그림 2>에서 제시된다. 소득함수 추정결과의 경우 소득함수 추정을 위해 필요한 교육수준 변수가 1982-1984년에는 존재하지 않아 이 기간 동안의 비근로자가구의 소득을 추정할 수 없다. 그래서 이 시기 동안의 빈곤율은 근로 자가구의 빈곤율을 대신 이용하였다. <그림 2>에서 제시된 것처럼, 소비함수를 추정한 결과를 이용한 빈곤율이 소득함수 추정결과를 이용한 빈곤율보다 더 높게 나타났다. 그러나 전반적인 빈곤율의 추세는 상당히 유사하게 나타났다.

다음으로 소득이 아니라 지출에 기반하여 빈곤율의 장기추세를 추정하였다. 그 결과 <그림 3>에서 제시된 바와 같이, 소비함수 추정을 이용한 도시전체가구의 소득 빈곤율에 비하여, 지출에 기반한 빈곤율의 경우 1998년까지는 빈곤율이 더 높고 1999년 이후에는 빈곤율이 더 낮게 나타났다. 하지만 지출에 기반한 빈곤율의 장기추세도 소득에 기반한 빈곤율의 장기추세와 마찬가지로 그 역사적 추세는 유사하게 나타났다. 또한 지출의 종류에 있어서 가계지출과 소비지출간에는 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 이후의 분석에서는 지출의 종류로서 소비지출을 이용한다.



<그림 2> 도시전체 가구의 소득 빈곤율

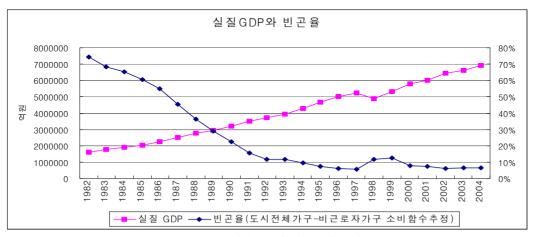


<그림 3> 도시전체가구의 지출 빈곤율

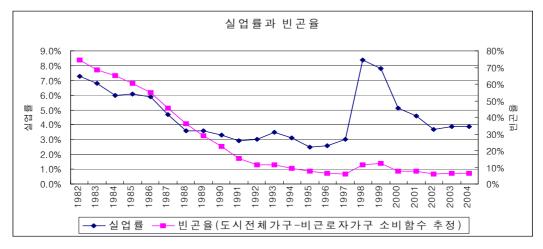
#### 2) 거시경제지표와 빈곤율의 수준(level) 분석 결과

이상과 같이 추정된 빈곤율 연간자료를 이용하여, 이제 본격적으로 거시경제지표와 빈곤율의 관계를 분석해 본다. 먼저, 거시경제지표와 빈곤율의 수준의 추세를 기술적(descriptive)으로 비교해 본다. <그림 4>는 실질GDP와 빈곤율의 추세를 보여준다. 전반적으로 실질GDP와 빈곤율의 부적(-) 관계가 뚜렷하게 나타난다. 2000년 기준으로 물가조정된 실질GDP가 외환위기 결과 1998년 감소한 것으로 제외하고는 1982년 약 160조원으로부터 2004년까지 약660조원으로 지속적으로 성장해 왔다. 이에 상응하여 빈곤율도 외환위기 시기를 제외하고는 1982년의 74.4%로부터 2004년 6.5%로 감소되어 왔다. 이

러한 십질(CDP와 빈곤윸의 강한 부적(-)관계는 (CDP의 증가가 빈곤윸 감소에 중요한 역할을 담당하 영을 것임을 시사한다. 특히 GDP성장과 빈곤율 감소의 관계는 1990년대까지 거의 완벽한 그림 (perfect picture)을 보여준다. 그런데 이러한 GDP와 빈곤율의 관계는 외환위기 이후 2000년대에 들 어서는 GDP의 증가에도 불구하고 빈곤율의 감소 추세가 상당히 약화된 것을 볼 수 있다. 이는 외화 위기 이후 2000년대 들어 GDP성장의 빈곤감소 효과가 이전과 달리 두화되었을 가능성을 제시한다.



<그림 4> 실질GDP와 빈곤율의 추세



<그림 5> 실업률과 빈곤율의 추세

또 다른 주요 거시경제지표인 실업률과 빈곤율의 단순 추세 비교가 <그림 5>에서 보여진다. 전반적 으로 실업률과 빈곤율은 양의(+) 관계를 보인다. 실업률은 1982년 7.3%로부터 1990년대 중반 2.5%수 준으로까지 감소되었다. 그러나 외환위기를 거치면서 1998년의 경우 8.4%까지 증가되었다가 이후 감 소되어 2004년 현재 약 4%선에 이르고 있다. 이러한 실업률의 변화와 함께 빈곤율도 유사한 변화를 경험하였다. 실업율이 감소되던 1990년대 중반까지 빈곤율도 같이 감소되다가, 외환위기를 거치면서 실업율의 증가와 함께 빈곤율도 상승하고, 2000년 이후에는 실업율의 감소와 함께 빈곤율도 경향을 보인다. 다만, 2000-2002년 시기 동안 실업률의 감소에도 불구하고 빈곤율의 감소 폭이 작게 나타나 십업율의 빈곤율에 대한 영향력이 둔화되었을 가능성을 보여준다

이러한 거시경제지표와 빈곤율의 단순 추세비교에서 볼 수 있었던 점 중의 하나는 1980년대와 1990년대 동안 거시경제성과와 빈곤율의 관계가 거의 완벽에 가깝도록 밀접한 연관성을 보여준다는 것이다. 또한 2000년대 들어 거시경제성과와 빈곤율간의 관계가 상당히 둔화되었다는 점이다. 이러한 가능성을 좀 더 살펴보기 위하여 보다 직접적으로 회귀분석을 통하여 거시경제지표와 빈곤율간의 관계를 살펴보았다.

우선 1999년까지의 자료를 이용하여 거시경제지표와 빈곤율간의 회귀분석을 실시해 보았다. 그 결과가 <표 4>에서 제시된다. 표에서 네 개의 칼럼들은 각각 다른 소득 및 지출 자료에 기반한 빈곤율을 이용하였다. 칼럼(1)은 도시근로자가구의 경상소득을 기준으로 계산된 빈곤율을, 칼럼(2)는 도시비근로자가구의 경우 소비함수를 추정하여 도시전체가구의 경상소득을 기준으로 추정된 빈곤율을, 칼럼(3)은 도시비근로자가구의 경우 소득함수 추정 결과를 이용한 도시전체가구의 경상소득 기준 빈곤율을, 그리고 칼럼(4)는 도시전체가구의 소비지출에 기반한 빈곤율을 이용하였다. 네가지 빈곤율 자료들의 분석결과는 아주 유사하였다. 전반적으로 1980년대와 1990년대 동안의 거시경제성장은 빈곤율 감소에 이주 직접적으로 기여한 것으로 나타났다. 거시경제지표들은 빈곤율의 변량의 96%에서 99%를 설명하였다. 실질GDP의 증가는 빈곤율을 감소시키고 실업율의 증가는 빈곤율을 증가시켰다. GDP 대비 사회보장비지출의 증가도 빈곤율을 감소시키는 것으로 나타났다.

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	coef.	s.e.	coef.	s.e.	coef.	s.e.	coef.	s.e.
 상수	0.787***	0.065	0.721***	0.057	0.775***	0.072	1.091***	0.041
실질GDP	0.001	0.000	0.001	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000
(조원)	-0.001***	0.000	-0.001***	0.000	-0.001**	0.000	-0.002***	0.000
실업률(%)	0.044***	0.008	0.041***	0.007	0.046***	0.009	0.030***	0.005
사회보장지출	0.400.	0.100	0.040.	0.100	0.457	0.154	0.000	0.000
비/GDP (%)	-0.403*	0.139	-0.340*	0.123	-0.457**	0.154	-0.268**	0.088
	R2=0.96		R2=0.96		R2=0.96		R2=0.99	
-	DW=2.149		DW=2.149		DW=2.093		DW=1.82	
	N=18		N=18		N=18		N=18	

<표 4> 1982-1999년 동안의 실질 GDP, 실업률, 그리고 빈곤율의 회귀분석 결과

<sup>\*\*\*</sup> p<.001, \*\* p<.01, \* p<.05

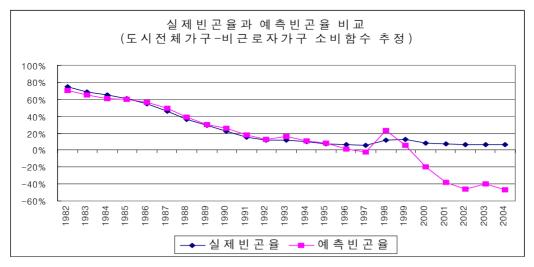
<sup>(1)</sup> 도시근로자가구 경상소득기준

<sup>(2)</sup> 도시전체가구- 비근로자가구 소비함수 추정

<sup>(3)</sup> 도시전체가구- 비근로자가구 소득함수 추정

<sup>(4)</sup> 도시전체가구- 소비지출

칼럼(2)를 기준으로 회귀부석결과를 보다 자세하게 살펴보면 다음과 같다. 2000년 가격 기준 심질 GDP 1조원의 증가는 빈곤윸을 0.1%포인트 만큼 감소시키는 것으로 나타났다. 이는 실질GDP가 100 조원 증가될 경우 빈곤율이 10%포인트 만큼 감소된다는 것으로서 GDP 성장이 빈곤율 감소에 미친 영향이 막대함을 알 수 있다. 실업률의 경우에도 실업율 1%포인트의 감소는 빈곤율을 약 4%포인트 만큼 감소시키는 것으로 나타나 실업율의 빈곤율 감소효과가 아주 컸다는 것을 알 수 있다.



<그림 6> 예측 빈곤율과 실제빈곤율의 비교 그림

이러한 1982-1999년 시기에 대한 회귀분석 결과에 기반하여 2004년까지의 예측빈곤율을 추정하여 실제 빈곤율과 비교하여 보았다. <그림 6>에서 제시된 바와 같이. 예측빈곤율은 1996년까지 실제 빈곤 율과 거의 동일한 추세를 보여준다. 그리고 1997년부터 1999년 동안에는 예측빈곤율이 실제빈곤율에 비하여 거시경제변동에 따른 반응율이 조금 더 크지만 대체로 그 차이는 크지 않다. 그러나 2000년 이후에는 예측빈곤율은 음(-)의 값을 가지며 실제 빈곤율과의 큰 차이를 보여준다. 빈곤율이 음(-)의 값을 갖는다는 것은 비현실적이다. 하지만 이러한 결과는 한편에서는 1999년까지 거시경제성장의 빈 곤 감소 효과가 얼마나 컸는지를 반증해 준다. 또한 다른 한편에서는 거시경제성장의 빈곤율 감소 효 과가 외환위기 이후 둔화되었을 가능성을 제시한다.

다음으로 1982-2004년의 전체 기간동안의 자료를 이용하여 1980-90년대에 비하여 외환위기 이후 2000년대에 거시경제지표와 빈곤율의 관계에 어떤 변화가 발생했는지를 회귀분석을 통하여 보다 직접 적으로 분석하였다. 그 결과가 <표 5>에서 제시된다. <표 5>에서 4개의 칼럼들은 각기 다른 소득 및 지출자료에 기반한 빈곤율을 종속변수로 사용한 경우들이다. 아래에서 살펴볼 것처럼 회귀계수들은 다양한 소득 및 지출 자료에 기반한 빈곤율의 사용에도 불구하고 아주 유사하게 나타났다. 또한 <표 5>에서는 세 개의 모델들의 분석결과가 제시된다. 모델(1)은 거시경제지표들에 더하여 2000년 이후 시기더미 변수를 추가한 것이다. 모델(2)는 2000년 이후 시기더미 변수를 제거한 대신 이 시기더미

변수와 GDP 및 실업률의 상호작용항들을 추가한 것이다. 모델(3)은 시기더미변수와 함께 상호작용항 들을 동시에 투입한 것이다.

<표 5> 1982-2004년 동안의 실질GDP, 실업률, 그리고 빈곤율

<모델1>	(1)		(2)		(3)		(4)	
	coef.	s.e.	coef.	s.e.	coef.	s.e.	coef.	s.e.
상수	0.766***	0.079	0.702***	0.070	0.751***	0.086	1.073***	0.064
실질GDP	-0.001***	0.000	-0.001***	0.000	-0.001***	0.000	-0.002***	0.000
실업률	0.040***	0.009	0.038***	0.008	0.042***	0.010	0.027**	0.008
복지지출/GDP	-0.271	0.137	-0.224	0.122	-0.305	0.150	-0.186	0.112
2000년이후	0.430***	0.097	0.369***	0.086	0.461***	0.106	0.336***	0.079
	R2=0.9391		R2=0.9394		R2=0.9396		R2=0.9698	
	DW=1.724		DW=1.728		DW=1.672		DW=1.46	
<모델2>	(1)		(2)		(3)		(4)	
	coef.	s.e.	coef.	s.e.	coef.	s.e.	coef.	s.e.
상수	0.774***	0.063	0.710***	0.055	0.760***	0.069	1.083***	0.040
실질GDP	-0.001***	0.000	-0.001 ***	0.000	-0.001***	0.000	-0.002***	0.000
실업률	0.042***	0.007	0.040***	0.007	0.045***	0.008	0.029***	0.005
복지지출/GDP	-0.284*	0.107	-0.236*	0.095	-0.318*	0.119	-0.205**	0.068
2000년이후 *GDP	0.001***	0.000	0.001***	0.000	0.001***	0.000	0.001***	0.000
2000년이후*실 업률	-0.080*	0.034	-0.073*	0.030	-0.085*	0.037	-0.089***	0.021
	R2=0.9636		R2=0.9642		R2=0.9565		R2=0.9892	
	DW=1.978		DW=2.005		DW=1.878		DW=1.928	
<모델3>	(1)		(2)		(3)		(4)	
	coef.	s.e.	coef.	s.e.	coef.	s.e.	coef.	s.e.
상수	0.776***	0.064	0.711***	0.057	0.762***	0.071	1.083***	0.041
실질GDP	-0.001***	0.000	-0.001***	0.000	-0.001***	0.000	-0.002***	0.000
실업률	0.042**	0.008	0.040***	0.007	0.045***	0.009	0.029***	0.005
복지지출/GDP	-0.307*	0.120	-0.253*	0.107	-0.348*	0.133	-0.205*	0.077
2000년 이후	0.603	1.297	0.457	1.151	0.780	1.436	-0.021	0.825
2000년이후 *GDP	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
2000년이후*실 업률	-0.126	0.106	-0.108	0.094	-0.146	0.118	-0.087	0.068
	R2=0.9641		R2=0.9645		R2=0.9573		R2=0.9892	
	DW=2.085		DW=2.097		DW=2.006		DW=1.923	

- \*\*\* p<.001, \*\* p<.01, \* p<.05 (1) 도시근로자가구 경상소득기준
  - (2) 도시전체가구- 비근로자가구 소비함수 추정
  - (3) 도시전체가구- 비근로자가구 소득함수 추정
  - (4) 도시전체가구- 소비지출

모델(1)의 추정결과를 보면, 실질GDP와 실업률의 빈곤율에 대한 영향의 크기는 앞의 1999년까지

의 자료에 대한 분석결과와 거의 유사하게 나타난다. 그런데 2000년 이후 기간에 대한 시기더미변수의 회귀계수가 통계적으로 유의하고 아주 큰 양의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이는 1980-1990년대에 비해 2000년 이후에 거시경제지표에 의하여 설명되지 않는 빈곤율의 상승 현상이 존재했다는 것을 제시하다

모델(2)에서는 2000년 이후 시기더미와 실질GDP의 상호작용항과 2000년 이후 시기더미와 실업률의 상호작용항을 추가적으로 투입하였다. 그 결과 실질GDP와 실업률의 회귀계수값은 거의 변화가 없었다. 그러나 2000년 이후 시기더미와 실질GDP의 상호작용항의 회귀계수는 약 +0.001로서 실질GDP의 회귀계수 -0.001과 서로 상쇄되어 2000년 이후에는 실질GDP의 크기 증가는 빈곤율 감소 효과를 거의 발생시키지 못하는 것으로 나타났다. 또한 실업률의 경우 2000년 이후 시기더미와 실업률의 상호작용항의 회귀계수가 약-0.08으로 실업률의 회귀계수 약 0.04를 상쇄한 후에도 -0.033으로 실업률의 감소가 빈곤율을 감소시키지 못하는 것으로 나타났다. 이와같은 2000년 이후 시기더미변수와 거시경제지표의 상호작용항들의 회귀계수들은 1980-90년대에 비해 2000년대 이후 거시경제성과의 빈곤감소효과가 현저하게 둔화되었을 가능성을 제시한다.

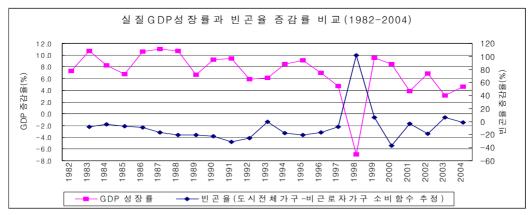
그러나 모델(3)에서 2000년 이후 시기더미변수를 투입하자 이러한 상호작용항들의 회귀계수들의 통계적 유의성이 사라져 버렸다. 이는 모델(2)의 상호작용항의 회귀계수들이 상당히 불안정한 것으로서 신뢰하기 어려운 것이라는 것을 제시한다. 하지만 상호작용항 회귀계수들의 통계적 유의성 변화에도 불구하고 실질GDP와 실업률의 회귀계수는 모델(1)-(2)에서와 같이 모델(3)에서도 거의 변화없이 유지되었다.

이러한 분석결과는 기본적으로 2000년대 이후에도 우리나라에서 거시경제성과가 빈곤감소의 주요한 도구로서 여전히 작용하고 있다는 것을 보여준다. 세 가지의 모델 모두에서 실질GDP와 실업률의 회귀계수는 앞의 1980-1990년대 자료에서의 회귀분석결과와 거의 유사하였다. 그러나 회귀분석결과는 2000년 이후 거시경제성장의 빈곤율 감소효과가 둔화되었을 가능성을 제시하기도 한다. 모델1에서의 2000년대 이후 시기더미변수의 회귀계수는 2000년대 이후에 과거에 비해 거시경제성장에 의해 설명되지 않는 빈곤율의 증가 현상이 있음을 제시하고 있다. 또한 모델(2)에서의 상호작용항의 회귀계수는 모델(3)에서 시기더미변수의 투입과 함께 그 통계적 유의성이 상실되기는 하지만 여전히 회귀계수의 크기는 유사하게 나타난다. 이상의 분석결과는 어떤 명확한 단일의 결론을 제시하는지 못하는 것 같다(inconclusive). 오히려 이중적 해석을 가능케 한다. 즉, 한편으로는 2000년대 이후에도 우리나라에서 거시경제성장이 빈곤감소에 중요한 역할을 수행해 왔다. 하지만 다른 한편으로는 거시경제성장에 의해서 설명되지 않는 빈곤증가 현상이 존재하여 경제성장의 반빈곤(anti-poverty) 도구로서의 역할이 감소되었을 가능성을 제시한다.

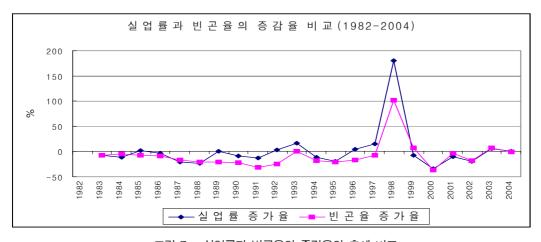
### 3) 실질 GDP와 빈곤율의 변화율(growth rate) 분석 결과

거시경제지표와 빈곤율의 수준(level)의 관계에 대한 분석결과는 단일의 명확한 결론을 제시하지 못했다. 여기에서는 수준(level)이 아니라 증가율(growth rate)<sup>2)</sup>의 측면에서 거시경제지표와 빈곤율 의 관계에 대한 추가적인 분석을 해보고자 한다.

우선 거시경제지표와 빈곤율의 증가율의 단순 추세를 기술적으로 비교해 보았다. <그림 6>은 실질 GDP 성장률과 빈곤율 증감율의 단순 추세를 보여준다. 1980년대에는 GDP성장률의 변화에도 불구하고 빈곤율의 증감율은 큰 변화를 보이지 않는다. GDP성장률의 빈곤율 증감율의 관계는 오히려 1990년대 들어 보다 명확해지고, 2000년대 들어서는 양자간의 부적인(-) 관계가 이주 뚜렷하다.



<그림 6> 실질GDP 성장률과 빈곤율 증감율의 추세 비교



<그림 7> 실업률과 빈곤율의 증감율의 추세 비교

<sup>2)</sup> 증가율은 100\*(t년도지표 - t-1년도지표)/(t-1년도지표) 으로 계산되었다.

<표 6> 1983-2004년 동안의 실질GDP 성장률과 빈곤율 증감률

					П		T	
<모델1>	(1)		(2)		(3)		(4)	
	coef.	s.e.	coef.	s.e.	coef.	s.e.	coef.	s.e.
GDP성장률	2.148	2.137	-1.564	1.884	1.628	2.839	0.461	1.661
실업률증감률	1.243***	0.183	0.521**	0.161	1.322***	0.244	0.688***	0.145
복지지출비중 증감률	-0.340	0.178	-0.238	0.147	-0.425	0.234	-0.291*	0.134
2000년이후 더미	35.875**	9.543	12.670	8.128	40.278**	12.852	22.358**	7.523
	R2=0.9687		R2=0.9439		R2=0.9553		R2=0.9492	
	DW=1.769		DW=2.692		DW=1.922		DW=2.004	
			•		1			
<모델2>	(1)		(2)		(3)		(4)	
	coef.	s.e.	coef.	s.e.	coef.	s.e.	coef.	s.e.
GDP성장률	2.131	2.520	-1.801	1.966	0.296	3.216	0.757	1.930
실업률증감률	1.230***	0.210	0.481*	0.166	1.201***	0.269	0.696***	0.163
복지지출비중 증감률	-0.418*	0.192	-0.153	0.172	-0.356	0.298	-0.335*	0.144
2000년이후 *GDP성장률	-1.213	2.772	2.927	2.364	8.485	3.959	-2.417	2.174
2000년이후 *실업률증감률	9.388	4.710	0.742	0.524	1.132	0.901	7.811	3.689
	R2=0.9663		R2=0.9429		R2=0.949		R2=0.9453	
	DW=1.683		DW=2.046		DW=1.876		DW=1.711	
					•			
<모델3>	(1)		(2)		(3)		(4)	
	coef.	s.e.	coef.	s.e.	coef.	s.e.	coef.	s.e.
GDP성장률	2.712	2.554	0.411	1.381	2.337	3.427	2.265	1.674
실업률증감률	1.286***	0.214	0.673**	0.117	1.376***	0.288	0.831***	0.142
복지지출비중 증감률	-0.303	0.217	-0.255*	0.115	-0.425	0.292	-0.116	0.143
2000년이후 더미	47.782	43.307	72.846**	16.908	57.975	41.346	82.435*	30.279
2000년이후*GDP 성장률	-1.194	2.749	-12.563**	3.912	-3.746	9.522	-2.558	1.780
2000년이후*실업 률증감률	-0.945	10.465	-1.143	0.555	-0.354	1.370	-10.001	7.205
	R2=0.9694		R2=0.9776		R2=0.9562		R2=0.9662	
	DW=1.764		DW=1.636		DW=1.934		DW=1.976	

주: 회귀분석에서 전년도 빈곤율과 추세(trend) 변수가 포함되었다. 그러나 이 표에서는 간 결성을 위해 상수, 전년도 빈곤율, 추세변수의 회귀계수의 제시는 생략하였다.

<sup>\*\*\*</sup> p<.001, \*\* p<.01, \* p<.05

<sup>(1)</sup> 도시근로자가구 경상소득기준

<sup>(2)</sup> 도시전체가구- 비근로자가구 소비함수 추정

<sup>(3)</sup> 도시전체가구- 비근로자가구 소득함수 추정

<sup>(4)</sup> 도시전체가구- 소비지출

<그림 7>은 실업률의 증감율과 빈곤율의 증감율의 단순 추세를 보여준다. 실업률과 빈곤율의 증감율은 아주 밀접한 관계를 보인다. 특히 양자의 관계는 2000년 이후 거의 동일한 추세를 보인다. 이러한 단순한 추세의 비교는 실질GDP 성장률과 실업률 증감률이 빈곤율 증감율과 아주 긴밀한 관계를 가진다는 것을 보여준다. 2000년 이후에도 이러한 관계는 아주 강했고 오히려 과거보다 더 긴밀해진 양상을 보여준다.

실질GDP성장률과 실업률 증감율의 빈곤율 증감율에 대한 관계가 과거에 비해 2000년대 들어 변화가 있는지를 보다 직접적으로 검토해 보기 위해 회귀분석을 실시하였다. 그 결과가 <표 6>에서 제시된다. 이 표에서 4개의 칼럼들은 앞의 표와 같이 각기 다른 소득 및 지출자료에 기반한 빈곤율을 종속 변수로 사용한 경우들이다. 또한 2000년 시기더미변수와 상호작용항들의 투입에 따라 세 개의 모델들이 분석되었다.

모델(1)의 추정결과를 보면, 실업률 증감율이 통계적으로 유의한 영향을 미치는 반면, GDP 성장률의 회귀계수는 통계적으로 유의하지 않다. 이는 앞의 그림에서 제시된 것처럼 1980년대에 빈곤율의 변화가 GDP 성장률에 그다지 반응하지 않았다는 사실을 반영한 것으로 보인다. 한편 2000년 이후 시기더미변수의 회귀계수가 두 번째 칼럼을 제외한 세 개의 회귀분석 결과에서 통계적으로 유의하고 아주 큰 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이는 1980-1990년대에 비해 2000년 이후에 거시경제성과 증가율에 의하여 설명되지 않는 빈곤율의 상승 현상이 존재했다는 것을 제시한다.

모델(2)는 모델(1)에 2000년 이후 시기더미변수를 제거하는 대신 이 시기더미변수와 거시경제지표 의 상호작용항을 투입한 것이다. 그 결과 대체로 거시경제지표 자체의 회귀계수들은 큰 변화가 없었고 상호작용항의 계수들은 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 또한 모델(3)에서는 모델(2)에 2000년 이후의 시기더미변수를 추가적으로 투입하였다. 그 결과 칼럼(2)의 GDP성장률 상호작용항의 계수를 제외하고는 모든 분석에서 상호작용항들의 회귀계수가 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 이러한 결과는 거시경제지표 성장률의 빈곤율 증감률에 대한 영향이 2000년 이후에 변화되지 않았다는 것을 의미한다. 하지만, 2000년 이후 시기더미들의 회귀계수는 4개의 분석 중 2개의 경우에 통계적으로 유의한 양의 값을 갖는 것으로 나타났고 또한 통계적으로 유의하지 않은 경우에도 회귀계수의 방향이나 크기는 유사하게 나타났다.

이러한 분석결과는 1980년대 이래 2000년대 이후까지 우리나라에서 거시경제성과가 빈곤감소의 주요한 도구로서 작동하고 있다는 것을 보여준다. 특히 실업률의 감소는 빈곤율 감소에 주요한 역할 담당하고 있는 것으로 나타났다. 예외적 경우를 제외하고는 대체로 거시경제지표의 성장률의 빈곤율 중감율에 대한 영향은 1980-1990년대와 비교하여 2000년 이후 큰 변화가 없는 것으로 나타났다. 하지만, 2000년 이후 시기더미 변수의 회귀계수가 유의한 양의 값을 갖는다는 사실은 2000년대 이후에 과거에비해 거시경제성장에 의해 설명되지 않는 빈곤율의 증가 현상이 있을 가능성을 제시한다.

#### 5. 결론

본 연구에서는 1982년 이후 2004년까지의 시기 동안 경제성장과 빈곤의 관계에 대하여 검토하였다. 그 결과 전반적으로 우리나라에서 거시경제성장은 주요한 반빈곤 도구(anti-poverty measure)로서 기능해 왔음을 발견하였다. 특히 1980년대와 1990년대 중반까지 우리나라에서 거시경제성장과 빈곤간의 관계는 거의 완벽에 가까운 모습을 보였다

그러나 외환위기 이후 2000년대에 있어서는 거시경제의 성장에도 불구하고 빈곤율이 과거와 같이 급속하게 감소하지 않는 현상을 보였다. 이에 본 연구에서는 거시경제지표와 빈곤율의 수준(level)과 성장률(growth rate)의 측면에서 2000년대 이후 거시경제의 빈곤율에 대한 영향에 과거와 차이가 있는지를 검토하였다. 그 결과 거시경제지표의 빈곤율 감소 효과가 2000년대 이후 변화되었다는 직접적이고 일관된 증거를 발견하지 못하였다. 이는 2000년대에 있어서도 여전히 거시경제성장은 우리나라의 빈곤감소의 주요한 도구로 작동하고 있다는 것을 제시한다.

하지만, 다른 한편에서는 거시경제지표의 빈곤율에 대한 영향을 통제하고 난 후에도 2000년대의 빈곤율이 1980-1990년대에 비해 더 높은 것으로 나타났다. 이는 1980-1990년대에 비하여 2000년대에는 거시경제지표에 의해 설명되지 않는 어떤 요인들이 빈곤율의 하락을 저해하였을 가능성을 시사한다. 즉, 2000년대 이후 빈곤감소에 있어서 경제성장의 역할 비중이 감소되었을 것으로 보인다.

본 연구의 분석결과는 우리나라의 빈곤감소를 위한 전략과 관련하여 다음과 같은 정책적 함의를 제공한다. 우리나라는 과거 급속한 경제성장을 통하여 빈곤을 감소시키고자 하는 경제성장 우선전략을 채택하여 왔다. 본 연구의 분석결과는 이러한 전략이 1980-1990년대에 대단히 성공적이었다는 실증적 증거를 제시한다. 그리고 2000년대에 있어서도 거시경제성장은 빈곤감소의 주요 도구로 작동해왔음을 보여준다. 그러나 본 연구의 결과는 또한 2000년대 이후에는 과거와 달리 거시경제의 성장에도 불구하고 다른 요인들로 인하여 빈곤율이 과거와 같이 급속하게 감소되지 않게 되었음을 보여준다. 이는 정책적 측면에서 과거와 같은 경제성장 일변도의 전략으로는 향후 우리나라의 빈곤감소에한계가 있을 것임을 제시한다. 앞으로는 경제성장과 함께 정부의 사회보장제도를 확충하여 빈곤가구에 사회적 안전망을 제공하는 것이 필요하다. 즉, 본 연구의 결과는 향후 우리나라에서의 반빈곤 전략이 과거의 경제성장 우선전략을 탈피하여 경제성장과 함께 정부의 사회보장확충을 동시에 추구하는 전략으로 전환되어야 함을 제시한다.

마지막으로 본 연구의 몇가지 제한점을 지적하면서 논문을 맺도록 한다. 첫째, 본 연구는 거시경제 성장과 빈곤간의 관계를 살펴보는데 초점을 둔 연구이므로, 어떠한 요인들이 2000년대의 빈곤율 하락을 저해하고 있는지를 직접적으로 분석하는 데까지 나아가지는 못했다. 본 연구는 1982년에서 2004년 동안의 23년간의 시계열 자료에 기반한 분석으로 가족구조 변화나 인구구조의 변화, 그리고 소득분배 구조의 변화 등 다양한 빈곤결정요인들의 영향을 살펴보기에는 자료상의 한계가 많다. 이러한 점은 본 연구의 주요한 한계이다. 다양한 빈곤결정요인들의 상대적 영향력을 살펴보기 위해서는 오히려 빈

곤율 변화의 요인분해 등의 방법이 적절할 것으로 생각된다. 구인회(2004)와 성명재(2002) 등은 이러한 빈곤율 변화의 요인분해 방법을 이용하여 인구고령화에 따른 노인가구의 증가와 소득불평등의 증가가 빈곤율 변화의 주요 요인으로 작용하였다는 결과를 제시한바 있다. 둘째, 본 연구의 주요 분석방법인 빈곤과 경제성장간의 회귀모형에서 경제성장과 빈곤율간의 내생성의 문제가 있을 수 있다. 더빈 -왓슨 검증 결과 자기상관의 문제는 없는 것으로 평가되었으나 내생성의 문제가 완전히 해소되었다고보기는 어렵다. 만일 내생성의 문제가 존재한다면, 그러한 정도로 회귀분석 결과는 편의의 문제를 가질 것이다. 셋째, 도시가계조사자료는 근로자가구에 대해서만 소득자료를 가지므로 자영자가구의 소트을 근로자가구의 소비함수로부터 추정하였다. 그러나 자영자가구의 소비함수가 근로자가구의 소비함수와 다른 정도로 자영자가구의 추정된 소득은 오류를 가질 수 있다.

### 참고문헌

구인회. 2004. "한국의 빈곤, 왜 감소하지 않는가?: 1990년대 이후 빈곤 추이의 분석". 『한국사회복지학』. 56(4): 57-78

국민경제자문회의. 2006. 『동반성장을 위한 새로운 비전과 전략』.

김미곤·여유진·양시현·강성호·김태완·이강민. 1999. 『1999년 최저생계비 계측조사연구』. 한국보 건사회연구원.

김태성. 1995. "저소득층 소득분배 형태의 변화추세:1966-1992". 『사회복지연구』. 제6호: 35-68.

박찬용·김진욱·김태완. 1999. 『경제위기에 따른 빈곤수준 및 소득불평등 변화와 정책방향』. 한국보건 사회연구원.

박찬용, 강석훈, 김태완. 2002. 『소득분배와 빈곤 동향 및 변화요인 분석』. 한국보건사회연구원.

성명재. 2002. 『소득분배 변화추이와 결정요인분석: 도시가구를 중심으로』. 한국조세연구원.

성명재·전영준. 1999. 『경제위기 1년간 소득세·소비세 부담분포의 변화와 조세정책방향』. 한국조세 연구원.

유경준·김대일. 2003. 『소득분배 국제비교와 빈곤 연구』. 한국개발연구원.

Blank, R., and A. Blinder. 1986. "Macroeconomics, Income distribution, and poverty." pp. 180-208. in *Fighting poverty: What works and what doesn't?* edited by S. Danziger and D. Weinberg. Cambridge, MA: Harvard University Press.

Blank, R., and D. Card. 1993. "Poverty, income distribution, and growth: Are they still connected?" *Brookings Papers on Economic Activity*, Part2: 285-339.

Cutler, D., and L. Katz. 1991. "Macroeconomic performance and the disadvantaged." Brookings Papers on Economic Activity, Part 2: 1-74.

Gottschalk, P., and S. Danziger. 1985. "A framework for evaluating the effects of economic growth and transfers on poverty." *American Economic Review*, 75(1): 153-161.

Haveman, R., and J. Schwabish. 2000. "Has macroeconomic performance regained its antipoverty bite?" *Contemporary Economic policy*, 18 (4): 415-427.

Tobin, J. 1994. "Poverty in relation to macroeconomic trends, cycles, and policies." pp.

147-167. in *Confronting poverty: Prescriptions for change*. edited by S. Danziger, G. Sandefur, and D. Weinberg. Cambridge, MA: Harvard University Press.

# Macroeconomic Growth and Poverty in Korea: Analysis of Urban Households in 1982-2004

Lee, Sang-eun (Soongsil University)

The purpose of this study is to investigate the empirical relation between economic growth and poverty in Korea. Especially, the focus is put on exploring if there are any changes in the relation of economic growth and poverty. From 1982-2004 Korea Urban Household Survey, I constructed the annual data of poverty rate. I also obtained the annual data of the real GDP and the unemployment rate from the National Statistical Office. Using these annal data of the poverty rate and the macroeconomic performance, I analyzed the relation of them. As the result, I found that the macroeconomic growth have played very important role in reducing the poverty rate in Korea. Since 2000, the macroeconomic growth have still worked as an effective instrument for poverty reduction. However, there have been poverty increase that has not been explained by the macroeconomic growth since 2000. Based on these results, this paper suggests that the anti-poverty strategy in Korea should be changed from the old strategy emphasizing only economic growth to the new strategy pursuing both economic growth and social security simultaneously.

Key words: economic growth, macroeconomic performance, poverty, social security

[접수일 2006. 3. 14 게재확정일 2006. 7. 10]