

勞 動 經 濟 論 集  
 第25卷(1), 2002. 3, pp. 75~95  
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

## 빈곤과 실업의 원인과 복지정책의 효과\*

안종범\*\* · 김철희\*\*\* · 전승훈\*\*\*\*

본 연구는 빈곤과 실업의 결정요인과 상호관계를 살펴보고, 복지정책의 효과를 분석해 본다. 특히, 빈곤가구와 가구주의 특성, 가구주의 경제활동상태 변화 및 이들 변수에 영향을 미치는 결정요인을 분석해 본다. probit 모형과 bivariate probit 모형을 이용한 실증분석 결과, 빈곤의 주된 원인으로 실업이 작용했고, 가구원수, 가구주의 연령 및 저학력 등도 원인으로 작용했음이 밝혀졌다. 사회보험 수급 등을 포함하는 복지정책은 이러한 실업이 빈곤에 미치는 영향을 축소시키는 요인으로 역할하고 있음이 추정 결과 나타났다.

— 주제어: 빈곤, 실업, 복지정책, probit 분석, bivariate probit 모형.

### I. 서 론

1990년대 들어 우리 나라는 소득분배 구조가 개선되고, 빈곤이 감소하는 추세를 보였다(이정우·황성현, 1998). 하지만 외환위기 이후 우리 나라의 실업과 빈곤이 급격히 증

투고일: 2001년 12월 31일, 심사일: 2002년 1월 5일, 심사완료일: 2월 21일

- \* 본 논문은 제3회 한국노동패널 학술대회에서 발표한 논문을 수정·보완한 것이다. 본 논문을 세심하게 읽고 유익한 논평을 해주신 한국노동연구원의 금재호 박사와 안주엽 박사에게 감사드린다.
- \*\* 성균관대학교 경제학부 교수
- \*\*\* 한국직업능력개발원 전문연구원
- \*\*\*\* 성균관대학교 경제학부 박사과정

가하는 과정을 거침과 동시에 소득분배 구조가 다시 악화되었다. 즉, 외환위기 이후 경기침체와 구조조정의 여파가 상대적으로 저소득층에 더욱 큰 영향을 미치면서 소득분배 구조의 악화가 빈곤의 증가로 이어졌다는 분석 결과가 제시되기도 하였다(정건화·남기곤, 2000; 이정우·이성립, 2001)<sup>1)</sup>.

외환위기 이후 소득분배 구조 악화에 커다란 영향을 미친 것으로 보이는 경제적 현상은 실업이다. 급격한 경기위축과 경제 전 부문에 걸친 구조조정의 여파로 노동시장에서의 고실업이 심각한 사회문제로 대두되었으며, 최근 다소 낮아지기는 했지만 1997년 이전 자연실업률에 가까웠던 것과 비교할 때 상대적으로 높은 실업률이 현재까지도 지속되고 있다. 실업으로 인한 근로소득의 상실 혹은 감소는 전체 소득에서 근로소득이 차지하는 비중이 높은 저소득층이 빈곤층으로 편입될 가능성을 높게 한다.

본 연구에서는 외환위기 이후 급격히 증대했다가 감소하는 과정을 거친 바 있는 빈곤과 실업의 원인과 상호관계를 분석하는 데 그 목적이 있다. 이를 위해 빈곤가구와 실업가구를 추출하여 이들 가구의 특성과 가구주의 경제활동상태 변화를 분석해 봄으로써 가구의 빈곤과 가구주의 실업의 결정요인을 분석한다. 특히, 빈곤에 영향을 미치는 여러 요인 중에서 실업이 미치는 영향에 대해 분석하고 나아가 이러한 빈곤과 실업의 상호관계가 사회보험 급여의 수급 여부에 어떠한 영향을 받는지도 살펴본다.

제Ⅱ장에서는 빈곤의 구분 및 경제활동상태 변화에 대한 국내외의 선행연구를 개관한다. 제Ⅲ장에서는 본 연구에서 사용하는 빈곤의 개념에 대해 정의하고, 이에 입각한 빈곤실태 및 빈곤의 결정요인에 대하여 살펴본다. 제Ⅳ장에서는 실업과 빈곤의 상호작용에 대하여 검토하는데, 특히 실업에 주목하는 이유는 저소득층의 경우, 소득에서 근로소득이 차지하는 비중이 아주 높아 실업이 빈곤에 미치는 영향이 매우 클 것이기 때문이다. 또한 실업과 사회보험 수급 유무가 빈곤에 미치는 영향을 추정한다. 제Ⅴ장은 분석 결과를 요약하고, 향후 정책수립 및 집행에서 고려해야 할 함의를 정리한다.

1) Feldstein(1999)은 저소득층의 소득이 줄지 않고, 고소득층의 소득이 증가하여 발생하는 소득불균형은 그리 큰 문제가 아니라고 지적하였다. 즉, 소득불균형 자체가 문제라기보다는 소득불균형이 심화되는 과정에서 저소득층의 소득감소로 인해 발생하는 빈곤이 커다란 사회적 문제라고 주장하였다.

## II. 선행연구

일반적으로 빈곤 연구의 범위는 빈곤의 정의와 범위에 대한 논의, 현황과 원인, 추세에 대한 분석, 추세와 관련된 빈곤의 동학(poverty dynamics), 복지제도 및 빈곤관련 정책과의 연관관계 등 다양한 분야에 걸쳐 있다. 그러나 그동안 우리 나라의 빈곤에 관한 경제학적 연구는 소득분배와 소득불평등에 집중되는 경향을 보이고 있다.

소득불평등도 측정 문제와 더불어 빈곤의 현상과 원인에 대한 연구가 활기를 띠기 시작한 것은 외환위기 이후의 일이다<sup>2)</sup>. 문형표·유경준(1999)은 「도시가계조사」를 이용하여 소득분배와 함께 빈곤율을 추정하였는데 1997년 4/4분기에 3.0%였던 빈곤율이 1998년에는 8.5%까지 증가하였음을 보여주었다.

박찬용·김진욱(2000)은 「도시가계조사」를 이용하여 외환위기 전후 가구주 특성별 빈곤 수준의 변화를 계측하였다. 이들은 근로자 소득을 이용하여 비근로자 가구의 소득을 간접적으로 추정한 후 이들 자료를 이용하여 전 가구의 소득자료를 만들어 빈곤율, 빈곤갭 비율, Sen지수를 구하고, 가구주 특성별 빈곤 수준을 계측하였다. 그 결과, 가구 특성별로는 60대 이상, 저학력자, 여성이 가구주인 가구의 빈곤상태가 심각한 것으로 나타났으며, 외환위기에 따른 파급효과는 중학교를 졸업한 50대 남성 가구주 가구에게 가장 크게 나타난 것을 밝혀냈다.

이혜경·김진욱(2001)은 대우패널 자료를 이용하여 1992년부터 1998년 사이의 우리나라 소득분배 현실을 실증적으로 분석하였다. 연구 결과, IMF 관리체제를 거치면서 부익부빈익빈 현상이 심화되었고, 소득분배의 악화는 빈곤인구의 급증으로 이어진 것으로 나타났으며, 정부의 생활보호 선정 기준과 보수적인 동등화 지수를 사용하였음에도 불구하고 외환위기 이후 한국의 빈곤인구는 전체 인구의 19.7%, GDP 대비 빈곤갭은 2.6%에 달하는 것으로 나타났다. 이러한 연구 결과를 토대로 빈곤 퇴치를 위한 단기적인 빈곤정책뿐만 아니라 시장배분의 불공정성을 근본적으로 교정할 수 있는 방안이 필요하다고 주장하고 있다.

---

2) 금재호·김승택(2001) p.101.

다른 한편, 빈곤의 현상과 원인에 대한 연구가 비교적 활기를 띠기 시작하였음에도 불구하고 빈곤 문제에 관한 동태적 연구 즉, 빈곤으로의 진입과 탈출 행태와 원인에 관한 연구는 찾아보기 어려운 실정이다. 박순일·최현수·강성호(2000)는 1998년과 1999년을 비교한 결과 절대빈곤으로의 유입은 46.2%인 데 비해 탈출은 42.2%로 하향 이동한 가구가 더 많았음을 지적하였다. 또한 그 원인으로 가구주의 종사 직종을 중심으로 한 경제변수와 별거 가구 여부, 거주 형태 등의 가구 특성을 제시하였는데 취약한 직업 및 고용형태가 빈곤으로의 진입에 깊은 연관관계가 있음을 지적하였다.

금재호·김승택(2001)은 「한국노동패널」 조사 1~3차년도 자료를 이용하여 OECD가 정의한 상대적 빈곤 개념에 기초하여 우리 나라 빈곤의 유형, 행태 및 요인, 빈곤으로부터 유입 및 탈출 양태 등을 연구하였다. 이들은 연구를 통해 경제위기 이후 매년 20% 정도의 가구들이 빈곤상태에 놓여 있으며, 경기적 요인에 의한 일시적 빈곤가구의 비중이 높고, 빈곤으로의 진입과 탈출이 매우 활발하다는 것을 확인하였다. 또한 이들은 빈곤의 동태적 이행과정을 파악하기 위하여 logit 모형을 설정하여 추정한 결과, 빈곤으로의 진입과 탈출에 '주평균가구근로소득'의 증가가 매우 중요한 역할을 한다는 것을 밝혀냈다. 이는 단순한 소득지원 정책보다는 고용연계형 복지정책이 빈곤 해결에 핵심적이라는 사실을 의미한다고 해석할 수 있다.

### Ⅲ. 빈곤가구의 특성 및 빈곤의 결정요인

#### 1. 분석자료

본 연구에서 분석을 위해 사용한 자료는 「한국노동패널」 조사 (KLIPS)의 1차년도(1998), 2차년도(1999), 3차년도(2000)의 3개 연도별 자료이다. 신규 조사자, 탈락자 등의 존재로 인하여 조사에 응답한 가구의 수는 매 조사 시기마다 차이가 발생하며, 이에 따라 각 연도의 자료를 전체로 사용할 경우 표본상의 불일치로 인한 문제가 발생하게 된다. 따라서 이러한 문제점을 해결하기 위하여 1, 2, 3차 연도에 걸쳐 모두 조사에 응답한 가구를 분석대상으로 하였다. 또한 이들 가구 중 소득이 정확히 파악되지 않은 가구(소득 항목이 0 혹은 모름/무응답으로 응답한 가구)를 제외한 결과 3,507 가구의 자료가 분

석에 이용되었다.

## 2. 빈곤의 정의

본 논문에서 사용된 빈곤의 개념<sup>3)</sup>은 중위소득의 1/2 이하를 빈곤으로 정의하는 유사 상대빈곤이다. 이유는 유사상대빈곤 개념은 절대적 빈곤의 개념과 상대적 빈곤의 개념이 일정정도 통합되어 있기 때문이다. 유사상대빈곤의 개념에는 '평균적인 생활수준을 유지하기 위해 필요한 기본적인 필요의 충족'이라는 개념이 포함되어 상대성과 함께 기본 필요 충족이라는 개념이 동시에 포함되어 있다. 또한 중위소득의 1/2 이하를 빈곤으로 정의할 경우 최근 이루어진 많은 연구들<sup>4)</sup>과 비교가 가능하다는 이점을 가질 수 있다.

이러한 빈곤에 대한 정의를 기초로 하여 본 연구에서는 빈곤을 가구단위로 발생하는 사회 현상으로 보고, 빈곤가구의 판단 기준으로 전체 가구소득을 사용하였다. 분석대상 가구의 소득분포를 <표 1>에서 볼 수 있다. 가구 평균소득은 1998년 149.3만 원에서 1999년 157.5만 원, 2000년에는 167.3만 원으로 나타나 지속적으로 증가하는 것으로 관찰

<표 1> 가구소득 분포

(단위: 만원)

구 분	1998	1999	2000
가구 평균소득	149.3 (139.3)	157.5 (156.0)	167.3 (210.6)
가구원 1인당 평균소득	45.1 ( 44.7)	47.5 ( 47.1)	50.8 ( 60.2)

주: ( )은 표준편차임.

- 3) 빈곤의 개념에 대한 논의는 주로 빈곤의 절대성과 상대성을 중심으로 진행되어 왔으며, Rowntree(1901)는 절대적 빈곤에 대한 개념을, Veit-Wilson(1986)은 절대적 빈곤개념의 상대적 측면을 강조하였다. 빈곤을 측정하는 방법으로는 Ghez & Becker(1975), Orshansky(1965) 등이 소비 수준을 빈곤측정 기준으로 주장했다. 소득 기준 측정방법 중 순수상대빈곤 개념에 입각한 방법은 소득분배상의 하위 일정 비율을 빈곤으로 정의하는데 대표적으로 소득분배상 하위 10%를 빈곤으로 정의하는 Miller & Roby(1970), 20%를 빈곤으로 정의하는 Blinder(1980), 40%를 빈곤으로 정의하는 Chenery(1974) 등이 있다. 유사상대빈곤 개념에 입각한 방법은 평균소득 혹은 중위소득을 이용하여 지표의 특정 비율 이하를 빈곤선으로 정의하며, 이 개념에 입각하여 Townsend는 평균소득의 80% 이하를, Fuchs(1967)는 중위소득의 1/2 이하를, World Bank는 평균소득의 1/3 이하를 빈곤층이라고 각각 정의하였다.
- 4) 최근 금재호·김승택(2001), OECD(2001) 결과를 토대로 본 연구에서도 이러한 기준을 적용하였다.

되었다. 또한 가구원 1인당 평균소득도 1998년에는 45.1만 원에서 1999년 47.5만 원, 2000년에는 50.8만 원으로 꾸준히 증가하고 있으며, 가구 평균소득과 유사한 증가세를 보이고 있다.

가구의 전체 소득을 파악할 때 주의해야 할 점은 가구원수가 고려되지 않고 있다는 것이다. 가구원수가 적을 경우, 가구원 1인당 소득은 높음에도 불구하고 소득이 있는 가구원수가 작음으로 인해 가구소득이 낮게 나타날 수 있다. 이런 현상은 특히 20대 가구주 가구에 나타날 가능성이 높으며, 이에 따라 빈곤층에 20대 가구주 가구가 부당하게 편입될 가능성이 높다. 우리는 이러한 문제점을 해결하기 위해 OECD가 제시한 가구균등화지수(equivalence scale)<sup>5)</sup> 즉, 가구원수의 제곱근( $\sqrt{n}$ )을 가중치로 부여하였으며, 가중치가 부여된 소득을 빈곤가구를 결정하는 기준으로 사용하였다.

가구균등화지수를 반영한 가구 평균소득은 <표 2>와 같다. 1998년에 79.9만 원에서 1999년 84.3만 원, 2000년 90.0만 원으로 증가세를 보이고 있으며, 가구균등화지수를 반영하지 않은 가구 평균소득보다 각각 69.4만 원, 73.2만 원, 77.3만 원의 차이가 있음을 알 수 있다. 가구원 1인당 평균소득 역시 가구균등화지수를 반영하지 않은 소득과 각각 17.3만 원, 18.9만 원, 20.2만 원의 차이가 있는 것으로 나타났다. 가구 평균소득 및 가구원 1인당 평균소득이 점진적으로 증가하는 추세는 가구균등화지수 반영 여부와 무관하게 발견할 수 있다.

<표 2> 가구균등화지수를 반영한 소득 분포

(단위: 만원, 명)

구 분	1998	1999	2000
가구 평균소득	79.9 (72.9)	84.3 (80.3)	90.0 (108.0)
가구원 1인당 평균소득	27.3 (33.9)	28.6 (34.1)	30.6 ( 39.3)
중간값 (median)	67.1	70.0	75.0
평균 가구원수	3.5 ( 1.4)	3.5 ( 1.4)	3.5 ( 1.4)

주: ( )은 표준편차임.

<표 3>에서 빈곤가구 수 및 빈곤가구<sup>6)</sup>의 비중을 볼 수 있다. 빈곤가구수는 1998년에

5) 가구균등화지수는 서로 다른 가구 규모 및 가구 구성원을 가진 가구원들 사이의 생활수준을 비교하기 위한 기술적 지수를 의미한다.

6) 「한국노동패널」 조사에서의 이전소득은 연금 등 사회보험에서 받은 소득을 제외한 기타 소득으로 정의되어 있고, 이전소득 또한 정부보조금, 사회단체보조금, 친척/친지보조금, 기타 보조금 등으로 세분화 및 혼재되어 있으며, 특히, 1차 조사(1998)에는 이 또한 구분이 되어 있지 않아 일관성 유지에 문제가 있어 본 분석에서는 이를 반영하지 않았다.

는 636가구(18.1%)에서 1999년에는 638가구(18.2%)로, 2000년에는 626가구(17.9%)로 나타나, 전체 가구에서 차지하는 규모는 큰 변화가 없는 것으로 나타나고 있다. 이를 통하여 분석대상 기간 동안 빈곤계층이 줄어들지 않고 있음을 알 수 있다.

〈표 3〉 빈곤가구수

(단위: 가구, %)

	1998	1999	2000
전 체	3,507 (100.0)	3,507 (100.0)	3,507 (100.0)
빈곤가구	636 ( 18.1)	638 ( 18.2)	626 ( 17.9)
비빈곤가구	2,871 ( 81.9)	2,869 ( 81.8)	2,881 ( 82.1)

빈곤가구의 소득 분포를 <표 4>에서 살펴보면, 가구 평균소득은 1998년 32.2만 원에서 1999년 34.0만 원, 2000년에는 36.9만 원으로 꾸준히 증가하고 있다. 또한, 가구원 1인당 평균소득 및 빈곤선은 지속적으로 증가하고 있으며, 평균가구원수는 보험세를 보이다가 2000년 들어서는 감소하는 것으로 나타나고 있다.

〈표 4〉 빈곤가구의 소득 분포

(단위: 만원, 명)

	1998	1999	2000
가구 평균소득	32.2 (18.5)	34.0 (19.6)	36.9 (20.8)
가구원 1인당 평균소득	12.2 ( 6.4)	13.0 ( 6.8)	14.8 ( 7.6)
빈곤선(median의 50%)	33.5	35.0	37.5
평균 가구원수	2.9 ( 1.5)	2.9 ( 1.5)	2.7 ( 1.4)

주: ( )은 표준편차임.

### 3. 빈곤실태

한 나라의 빈곤상태를 측정하기 위하여 빈곤선의 설정 이후 고려해야 할 것은 빈곤의 정도를 측정하는 지수를 선택하는 것이다. 일반적으로 가장 많이 사용되는 빈곤측정 지수는 빈곤율(Head-Count Ratio: HR)이다. 빈곤율은 소득 수준이나 지출 수준이 빈곤선 이하인 가구수가 전체 가구에서 차지하는 비율이며, 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$HR(x, \pi) = \frac{q}{n} \quad (1)$$

여기서,  $n$ 은 전체 가구수,  $q$ 는 빈곤가구수,  $x$ 는 가구소득,  $\pi$ 는 빈곤선을 의미한다. 이 방법은 계산의 용이함으로 인하여 많이 사용되지만 빈곤의 규모(extend), 얼마나 많은 가구가 빈곤상태에 빠져 있는가를 설명할 수 있는 데 반하여 빈곤의 깊이(death), 빈곤의 정도가 얼마나 심각한가를 설명하지 못하는 한계가 있다. 이러한 한계로 인해 빈곤율과 함께 사용되는 지수로는 빈곤갭(Poverty Gap)이 있다. 개인 혹은 가구로 구성된 경제에서 빈곤층에 속한  $i$ 의 빈곤갭은 빈곤선과  $i$ 의 소득 격차( $\pi - x_i$ )로 정의되며, 사회 전체의 빈곤갭 비율(Poverty Gap Ratio: PGR)은 다음과 같이 정의된다.

$$PGR = \frac{1}{q} \cdot \frac{\sum_{x=1}^q (\pi - x_i)}{\pi} \quad (2)$$

즉, 총 빈곤갭/(빈곤선 이하에 있는 가구×빈곤선)이 빈곤갭 비율이 된다. <표 5>는 빈곤율과 빈곤갭 비율을 이용하여 3개년 동안의 빈곤실태를 측정된 결과이다.

<표 5> 연도별 빈곤율 및 빈곤갭 비율

	(단위: %)		
	1998	1999	2000
빈곤율	18.1	18.2	17.9
빈곤갭 비율	42.8	39.9	40.5

측정 결과, 빈곤율<sup>7)</sup>은 1998년 18.1%에서 1999년 18.2%로 증가한 후 2000년에는 17.9%로 감소했으며, 빈곤갭 비율은 1998년에 42.8%에서 1999년 39.9%로 감소하였다가 2000년에는 40.5%로 다시 증가하였다. 하지만 전체적으로는 3개 연도 모두 유사한 수준과 변화 정도를 유지하고 있음을 볼 수 있다.

<표 6>은 각 연도별로 가구주 특성별 빈곤가구의 비중을 보여주고 있다. 표에서 알 수 있듯이 여성 가구주 가구 중 빈곤가구의 비중은 각각 39.5%, 40.2%, 41.3%로 남성 가구주 비중보다 3배 가까이 높게 나타났다. 연령별로는 60세 이상 가구주 가구 중 빈곤가구의 비중이 40% 이상인 것으로 나타났으며, 그 비중은 점차 줄어들고 있음을 볼 수 있

7) 일반적으로 빈곤율을 계산할 때 빈곤선으로 많이 사용되는 것은 최저생계비이다. 따라서 이러한 방식으로 제시된 빈곤율은 절대적 빈곤율이라고 할 수 있다. 하지만, 본 연구에서 사용하는 빈곤의 개념은 유사상대빈곤이며, 빈곤율 계산에 사용된 빈곤선 역시 중위소득의 50%이다. 즉, 본 연구의 빈곤율은 유사상대빈곤율이라고 할 수 있다.



다. 학력별로는 초졸 이하, 중졸 가구주 가구 중 빈곤가구의 비중이 높았다. 가구원수를 중심으로 볼 때에는 2인 이하 가구의 빈곤 비중이 높은 것으로 나타났으며, 입주형태<sup>8)</sup>로 보면 월세 및 기타 가구의 빈곤 비율이 높은 것으로 나타났다.

〈표 6〉 가구주 특성별 빈곤가구의 비중

(단위: 명, %)

		1998			1999			2000		
		전체가구 (A)	빈곤가구 (B)	B/A	전체가구 (A)	빈곤가구 (B)	B/A	전체가구 (A)	빈곤가구 (B)	B/A
전 체		3,507	636	100.0	3,705	638	100.0	3,507	626	100.0
성 별	남 성	3,013	441	14.6	2,992	431	14.4	2,977	407	13.7
	여 성	494	195	39.5	515	207	40.2	530	219	41.3
연 령	19세 이하	3	0	0	3	1	33.3	2	1	50.0
	20~29세	222	15	6.8	188	13	6.8	98	4	4.1
	30~39세	922	80	8.7	902	81	9.0	846	62	7.3
	40~49세	935	109	11.7	957	118	12.3	983	106	10.8
	50~59세	734	108	14.7	726	106	14.6	757	106	14.0
	60세 이상	691	324	46.9	731	319	43.6	821	347	42.6
학 력	초졸 이하	859	346	40.3	839	353	42.1	862	343	39.8
	중 졸	558	114	20.4	554	108	19.4	557	106	19.0
	고 졸	1,301	127	9.8	1,310	140	10.7	1,298	140	10.8
	전문대졸	172	11	6.4	177	13	7.3	174	7	4.0
	대졸 이상	617	38	6.2	627	24	3.8	616	30	4.9
가구원수	2인 이하	787	293	37.2	818	279	34.1	861	320	37.2
	3인	682	109	16.0	672	124	18.5	670	121	18.1
	4인	1,297	142	11.0	1,317	139	10.6	1,315	113	8.6
	5인	529	56	10.6	526	65	12.4	491	56	11.4
	6인 이상	212	36	17.0	174	31	17.8	170	16	9.4
사회보험 수혜	있 음	124	32	25.8	131	11	8.4	137	24	17.5
	없 음	3,383	604	17.9	3,376	627	18.7	3,370	602	17.9
입주형태	자 가	2,063	406	19.7	188	14	7.5	116	7	6.0
	전 세	1,021	139	13.6	299	28	9.4	224	24	10.7
	월 세	291	62	21.3	84	21	25.0	54	14	25.9
	기 타	132	29	22.0	21	6	28.6	28	5	17.9

8) 입주형태 항목은 조사 첫 해에는 모두 응답하였으나, 2차년도에는 592 가구, 3차년도에는 422 가구만이 응답하였다.

#### 4. 빈곤의 결정요인 분석

빈곤의 결정요인을 분석하기 위해 종속변수에 빈곤인 경우 1, 비빈곤의 경우 0의 값을 주고 probit 분석<sup>9)</sup>을 실시하였다.

설명변수로 사용된 가구 또는 가구의 특성은 일반적인 특성, 고용관련 특성, 사회보험관련 특성으로 분류될 수 있다. 먼저, 가구의 일반적인 특성으로 가구의 성, 연령, 학력과 가구원수를 포함하였으며, 빈곤과 고용상태 변화를 알아보기 위하여 종사상 지위를 설정하여 분석하였다. 또한, 실업과 사회보험수급\*실업 등을 사회보험관련 변수로 포함하였다. 연령을 제외한 각각의 변수들은 더미변수인데, 성은 여성을 기준으로 남성 변수가, 학력은 고졸을 기준으로 초졸 이하, 중졸, 전문대졸, 대졸 이상 변수가, 고용상태는 상용직을 기준으로 임시직/일용직 변수가 각각 사용되었다. 그리고 실업의 경우 비실업을 기준으로 실업 변수가, 사회보험 수급의 경우 사회보험 미수급을 기준으로 사회보험 수급 변수가 사용되었다.

<표 7>은 빈곤의 결정요인에 대한 분석 결과를 제시한 것이다. 성별로는 남성의 경우, 빈곤 가능성이 여성보다 낮게 나타났다. 이는 앞서 빈곤가구의 특성에서 여성 가구주 가구의 빈곤 비중이 높게 나온 것과 일치하는 것이다. 한편, 연령은 음의 부호, 연령제곱은 양의 부호를 가지는 것으로 유의하게 나타났는데, 이는 연령이 높아질수록 빈곤 가능성이 낮아지다가 어느 정도 연령층이 지나서 고령층으로 갈수록 빈곤 가능성이 다시 높아지는 이른바 연령별 빈곤확률이 U자형을 가질 가능성이 높아진다는 것을 의미한다. 고졸을 기준으로 한 학력을 보면, 학력이 초졸 이하와 중졸일 경우 빈곤 가능성이 높은 것으로 나타났으며, 전문대졸이거나 대졸 이상일 경우에는 빈곤 가능성이 낮은 것으로 나타났다. 따라서 고학력일수록 상대적으로 빈곤에 빠질 확률이 적은 것으로 해석할 수 있다. 가구원수는 많을수록 빈곤 가능성이 낮으나 이는 유의하지 않게 나타났다.

빈곤과 고용상태와의 관계에서 종사상 지위가 임시직 및 일용직일 경우에는 빈곤 가능성이 높아 노동시장에서의 종사상 지위에 따라 빈곤에 큰 영향을 미침을 발견할 수 있다.

실업 변수의 경우에도 실업일수록 빈곤 가능성이 높게 나타났으며, 실업이 빈곤을 유

9) 빈곤 결정요인에 대한 logit 분석을 한 기존 연구(김승택·김재호, 2001)에 따라 본 연구에서는 logit 분석도 시도하였지만 probit 분석 결과와 다르지 않았다.

도하는 계수 변화를 보기 위하여 도입한 사회보험 수급\*실업에서는 실업이 빈곤에 미치는 영향을 낮추는 것으로 나타났다. 이는 실업급여 수급이 빈곤을 줄여준다는 것을 의미하며, 실업이 빈곤에 직접적인 영향을 미치고 있음을 확인시켜 주는 것이라 하겠다<sup>10)</sup>.

<표 7> 빈곤의 결정요인 분석(probit analysis)

변수명		계수	표준오차
상수항		0.783***	0.356
가구주 성별	(남성=1)	-0.406***	0.729
가구주 연령		-0.756***	0.144
가구주 연령제곱		0.968***	0.137
가구주 학력 최저: 초졸 이하	(초졸 이하=1)	0.570***	0.721
저 : 중졸	(중졸=1)	0.354***	0.712
고 : 전문대졸	(전문대졸=1)	-0.399***	0.144
최고: 대졸 이상	(대졸 이상=1)	-0.347***	0.809
가구원수		-0.173	0.205
가구주 종사상지위 임시직/일용직	(임시직/일용직=1)	0.299***	0.777
실업	(실업=1)	0.797***	0.718
사회보험 수급*실업	(사회보험수급=1) & (실업=1)	-0.477***	0.260
-2 Log L		-1700.115	
N		3507	

주: 가구주 학력은 고졸을 기준으로 하여 최저, 저, 고, 최고의 4가지 더미 변수를 사용.  
 \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의 수준임.

## IV. 실업과 빈곤의 상호관계

### 1. 실업과 빈곤의 상호관계

<표 8>은 가구주의 실업경험 유무와 가구의 빈곤경험 유무를 표로 그린 것이다. 가구주가 3개 연도 중 한 번이라도 실업상태에 놓여 있었다면 U, 그렇지 않은 경우는  $\bar{U}$ 로

10) 빈곤 결정요인 분석에 활용한 변수를 그대로 실업 결정요인 분석에 적용하여 본 결과, 여성일수록, 연령이 높을수록 실업 가능성이 높게 나타났으며, 연령자승의 경우에는 나이가 들수록 실업 가능성이 높고, 나이가 많으면 줄어드는 역U자형을 보였다. 학력에서도 중졸에서는 실업 가능성이 높으며, 대졸 이상에서는 낮게 나타나, 여전히 학력에 따른 큰 차이를 보이고 있다. 또한 가구원수가 많을수록 실업 가능성이 낮고, 사회보험 수급을 받을수록 실업 가능성이 높게 나타났다.

표시하였다. 또한 가구가 한 번이라도 빈곤에 놓여 있었다면  $P$ , 한 번도 빈곤에 놓여 있지 않았다면  $\bar{P}$ 로 표시하였다. 조사 결과, 가구주가 한 번이라도 실업상태에 놓여 있었던 경험이 있는 가구의 수는 416가구이고, 가구가 한 번이라도 빈곤상태를 경험했던 가구의 수는 1,083가구이다.

표에서 보면  $[\bar{U}, \bar{P}]$ 에 속한 2,233가구가 실업이나 빈곤을 한 번도 경험하지 않았음을 알 수 있다. 이는 전체 가구수의 약 2/3에 해당하는 가구가 사회안전망의 도움 없이 평균적인 생활수준을 유지할 수 있음을 보여준다.  $[U, \bar{P}]$ 에 속한 191가구는 실업은 경험하였지만 빈곤은 경험하지 않은 가구로 주로 중산층 이상 가구로 생각할 수 있다. 이들의 경우 외환위기 이후 한시적으로 실직을 경험한 가구와 항상 실직상태에 놓여 있는 가구로 구분할 수 있을 것인데, 어떠한 경우이든 일정 정도 이상의 자산소득으로 평균적인 생활수준 유지가 가능한 가구이다.  $[\bar{U}, P]$ 는 조사 연도에 실업을 경험하지 않았지만 빈곤을 경험한 가구이다. 분석 결과 약 24%의 가구가 실업 경험과 상관없이 빈곤상태에 놓여 있으며, 사회안전망 혜택이 필요한 가구인 것으로 밝혀졌다. 마지막으로  $[U, P]$ 에 속해 있는 225가구는 실업 및 빈곤을 한 번 이상 경험한 가구로 본 연구에서 가장 주목하는 가구이다. 이들 가구는 빈곤을 경험한 가구이지만 실업 경험 여부가 빈곤에 영향을 미쳤을 가능성이 높다는 점에서  $[\bar{U}, P]$ 에 속한 858가구와 차이가 있다. 따라서 이들 가구에는 빈곤대책으로 집중적인 재취업 훈련 등이 유용할 수 있다. 우리는 다음 장에서 이들 가구를 대상으로 실업이 빈곤에 중요한 영향을 미치는가 여부를 분석할 것이다.

〈표 8〉 실업 및 빈곤경험 유무

	$P$ (빈곤)	$\bar{P}$ (비빈곤)	전 체
$U$ (실업)	225	191	416
$\bar{U}$ (비실업)	858	2,233	3,091
전 체	1,083	2,424	3,507

〈표 9〉는 3개년 동안 한 번이라도 빈곤 혹은 실업을 경험한 가구의 가구주 특성별 비중을 보여준다. 빈곤을 경험한 가구의 특징은 앞서 각 연도별로 살펴본 것과 유사하다.

여성 가구주 가구 중 한 번이라도 빈곤을 경험한 가구의 비중은 58.7%로 남성 가구주 가구보다 2배 이상 높게 나타났으며, 연령별로는 60세 이상 가구주 가구 중 한 번이라도

빈곤을 경험한 가구의 비중은 61.4%나 되었다. 학력별로는 가구주 학력이 초졸 이하인 경우 60%가 넘는 가구가 한 번 이상 빈곤을 경험했으며, 입주형태별로 보면 월세 혹은 기타 가구의 빈곤경험 비중이 높았다.

실업과 관련해서 보면 가구주가 남성인 경우 실업을 경험한 가구의 비중이 12.1%인데 비해 가구주가 여성인 경우에는 10.8%로 남성보다 오히려 낮은 것으로 나타났다. 이는 여성의 실업 가능성이 높기 때문이기보다는 우리 나라의 낮은 여성 취업률을 고려할 때 여성 가구주 중 취업인구의 비중이 낮기 때문인 것으로 보인다. 즉, 대다수의 여성 가구주의 경우 임금근로자가 아닌 자영업자로 분류되기 때문으로 보인다. 연령별로는 가구주가 20~29세인 경우와 60세 이상의 경우의 비중이 높게 나타나, 청년실업 및 고령

〈표 9〉 빈곤 및 실업경험 가구의 특성(1998~2000)

(단위: 명, %)

		전체가구 (A)	빈곤		실업	
			빈곤경험가구(B)	B/A	실업경험가구(C)	C/A
전 체		3,507	1,083	30.9	416	11.9
성별	남 성	2,977	772	25.9	359	12.1
	여 성	530	311	58.7	57	10.8
연령	19세 이하	2	2	100.0	0	0
	20~29세	98	17	17.4	15	15.3
	30~39세	846	130	15.4	80	9.5
	40~49세	983	218	22.2	114	11.6
	50~59세	757	212	28.0	111	14.7
	60세 이상	821	504	61.4	96	11.7
학력	초졸 이하	862	519	60.2	105	12.2
	중졸	557	207	37.2	89	16.0
	고졸	1,298	269	20.7	157	12.1
	전문대졸	174	17	9.8	14	8.1
	대졸 이상	616	71	11.5	51	8.3
가구원수	2인 이하	861	439	51.0	97	11.3
	3인	670	219	32.7	102	15.2
	4인	1,315	259	19.7	157	11.9
	5인	491	110	22.4	46	9.4
	6인 이상	170	59	34.7	14	8.2
	사회보험수혜	있 음	137	52	38.0	27
없 음		3,370	1,031	30.6	389	11.5
입주형태	자 가	116	16	13.8	17	14.7
	전 세	224	47	21.0	28	12.5
	월 세	54	18	33.3	13	24.1
	기 타	28	10	35.7	4	3.6

인구 실업이 심각한 것으로 나타났다. 또한 학력별로는 고졸 이하인 경우 실업경험 비중이 높게 나타나, 전문대졸 이상의 전문직·관리직보다는 고졸 이하의 미숙련자의 실업이 심각함을 보여주고 있다. 따라서 청년층에 대한 직업교육훈련이 유의한 실업대책이 될 수 있음을 시사하고 있는 것으로 볼 수 있다.

본 연구에서는 실업과 빈곤의 상호관계를 살펴보기 위해서 가구주가 한 번이라도 실업을 경험하였고, 또한 동시에 한 번이라도 빈곤상태를 경험하였던 225가구 [U, P]가 최초로 실업을 경험한 시기, 최초로 빈곤을 경험한 시기를 기준으로 재분류하였다. 이를 <표 10>을 통하여 살펴보면, 조사기간 동안 최초로 실업이 발생한 시기에 동시에 빈곤이 나타난 가구는 105가구로 전체 가구의 46.7%에 달하였다. 실업이 빈곤에 선행한 가구는 79가구로 35.1%를 차지하였고, 빈곤이 실업에 선행한 가구는 41가구로 18.2%이다.

이 표에서 알 수 있듯이 빈곤이 실업과 동시에 나타나거나 실업 발생 후 나타나는 비중은 대상 가구의 81.8%에 달하는 것으로 나타났다. 따라서 빈곤과 실업을 동시에 경험한 가구의 경우, 실업이 빈곤을 유발하는 중요한 원인이라고 볼 수 있다.

<표 10> 빈곤과 실업의 상호관계

(단위: 가구, %)

가구 유형	가구수	비 중
실업과 빈곤이 동시에 나타난 가구	105	46.7
실업이 빈곤에 선행한 가구	79	35.1
빈곤이 실업에 선행한 가구	41	18.2
전 체	225	100.0

## 2. 실업과 빈곤의 상호 결정요인 분석

이상에서 살펴본 실업과 빈곤 결정요인 분석에 기초하여 실업과 빈곤의 상호관계를 구조적 모형(structural model)을 이용하여 분석한다. 즉, 실업이라는 위험이 발생하는 것과 빈곤이라는 위험이 발생하는 것이 상호연계성을 갖는다는 모형을 설정하여 실업과 빈곤의 상호관계를 추정하고자 하는 것이다. 특히, 앞에서 <표 8>에서의 빈곤 결정요인에서 실업이 빈곤의 주요 원인으로 작용하고 있음을 확인하였던바, 실업에 이은 빈곤의 발생 가능성을 이변량 프로빗 모형(bivariate probit model)을 설정하여 추정한다. 이 모

형은 빈곤에 영향을 미치는 다양한 결정요인 중에서 실업의 영향을 구별할 수 있다는 장점이 있다. 분석을 위한 모형은 아래와 같이 설정한다.

$$\text{실업: } I_1^* = Z_1\gamma_1 + K\delta_1 + \varepsilon_1 \quad (3)$$

$$\text{빈곤: } I_2^* = Z_2\gamma_2 + K\delta_2 + \varepsilon_2 \quad (4)$$

여기에서  $I_1^*$ 은 실업을 나타내고,  $I_2^*$ 는 실업에 이어 빈곤상태에 이른 경우를 나타낸다.

$$I_1 = \begin{cases} 1, & \text{만약 } I_1^* > 0 \quad (\text{실업}) \\ 0, & \text{그렇지 않으면} \quad (\text{비실업}) \end{cases} \quad (5)$$

$$I_2 = \begin{cases} 1, & \text{만약 } I_2^* > 0 \text{ 그리고 } I_1 = 1 \quad (\text{실업이면서 빈곤}) \\ 0, & \text{만약 } I_2^* \leq 0 \text{ 그리고 } I_1 = 1 \quad (\text{실업이면서 비빈곤}) \end{cases} \quad (6)$$

표준화에 의하여  $V(\varepsilon_1) = V(\varepsilon_2) = 1$ 이 되며, 식 (3)과 식 (4)의 공분산 행렬은 아래와 같이 주어진다.

$$\Sigma = \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix}$$

외생변수로 구성된  $Z$  벡터는  $I_1$ 과  $I_2$ 에 영향을 미치는 별도의 변수 벡터를 의미하며, 변수  $K$ 는 두 방정식에서 공통으로 포함되는 설명변수이다.  $P_i$ 의 확률은 식 (5)와 식 (6)에 따라, 개별 확률과 함께 아래와 같이 구성된다.

$$\begin{aligned} P_1 &= \Pr(I_1 = 0) = \Pr(I_1^* \leq 0) \\ &= \Pr(\varepsilon_1 \leq -Z_1\gamma_1 - K\delta_1) \\ &= 1 - F(Z_1\gamma_1 + K\delta_1) \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} P_2 &= \Pr(I_2 = 0) = \Pr(I_1^* > 0, I_2^* \leq 0) \\ &= \Pr(\varepsilon_1 > -Z_1\gamma_1 - K\delta_1, \varepsilon_2 \leq -Z_2\gamma_2 - K\delta_2) \\ &= G(Z_1\gamma_1 + K\delta_1, -Z_2\gamma_2 - K\delta_2; \rho) \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned}
 P_3 &= \Pr(I_2 = 1) = \Pr(I_1^* > 0, I_2^* > 0) \\
 &= \Pr(\varepsilon_1 > -Z_1\gamma_1 - K\delta_1, \varepsilon_2 > -Z_2\gamma_2 - K\delta_2) \\
 &= G(Z_1\gamma_1 + K\delta_1, Z_2\gamma_2 + K\delta_2; \rho)
 \end{aligned}
 \tag{9}$$

여기에서  $F(\cdot)$ 과  $G(\cdot)$ 는 표준화된 단일변량(univariate)과 이변량(bivariate) 정규분포함수(normal distribution function)이다. 분석에서 사용될 표본은 아래와 같이 독립적인 세 가지의 부표본(subsample)으로 구성된다.

- $S_1$ ; 비실업
- $S_2$ ; 실업이면서 비빈곤
- $S_3$ ; 실업이면서 빈곤

전체 표본에 대한 우도함수(likelihood function)는 아래와 같은 형식을 취한다.

$$\begin{aligned}
 L &= \prod_{s1} [1 - F(Z_1\gamma_1 + K\delta_1)] \\
 &\quad \cdot \prod_{s2} G(Z_1\gamma_1 + K\delta_1, -Z_2\gamma_2 - K\delta_2; \rho) \\
 &\quad \cdot \prod_{s3} G(Z_1\gamma_1 + K\delta_1, Z_2\gamma_2 + K\delta_2; \rho)
 \end{aligned}
 \tag{10}$$

이 모형의 추정 가능한 모수(parameters)는  $\gamma_1, \gamma_2, \delta_1, \delta_2, \rho$ 인데, 식 (10)의 극대화 문제를 풀면  $\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2, \hat{\delta}_1, \hat{\delta}_2, \hat{\rho}$ 과 일치하는 추정치를 구할 수 있다<sup>11)</sup>.

모형에 사용된 변수는 실업과 빈곤 각각의 분석에 사용된 변수와 동일하며, 분석대상 표본은 전체 3,507가구와 전체 가구 중 실업을 경험한 416가구이다. 순차적 결정모형은 실업이 먼저 발생한 다음 빈곤으로 이행한 가구의 결정요인을 살펴보는 것이며, 실업에 대한 결정요인은 전체 표본에서 추정된다. 두 가지 결정 과정의 순차적 특성과 선택(빈곤으로의 이행) 과정은 이 모형에서 밀접한 관계를 가지며, 큰 영향을 미친다.

<표 11>은 bivariate probit 모형으로 추정된 실업과 실업의 뒤를 이어 나타나는 빈곤 현상을 분석한 결과를 보여주고 있는데 앞서 분석한 빈곤 결정요인 분석과 유사한 결과를 보여준다. 실업의 경우, 여성일수록, 연령이 높을수록 실업 가능성이 높게 나타나고 있으며, 중졸에서 실업 가능성이 높고 대졸 이상에 낮게 나타나, 학력이 실업에 큰 영향

11) 즉, 식 (10)은 이변량 프로빗 순차적 모형(bivariate probit sequential model)을 기초로 한 우도함수이다.



을 미침을 볼 수 있다. 또한 사회보험 수급을 받을수록 실업 가능성이 높아, 현재의 사회보험제도가 실업과 밀접한 연관관계를 가짐을 알 수 있다.

〈표 11〉 실업과 빈곤의 bivariate probit 추정

변수명		실업		빈곤	
		계수	표준오차	계수	표준오차
상수항		-2.184***	0.417	0.777**	0.352
가구주 성별	(남성=1)	0.158**	0.846	-0.392***	0.959
가구주 연령		0.499***	0.177	-0.729***	0.189
가구주 연령제곱		-0.526***	0.175	0.935***	0.195
가구주 학력	최저: 초졸 이하				
	(초졸 이하=1)	0.785	0.835	0.576***	0.725
	저 : 중졸				
	(중졸=1)	0.183***	0.798	0.366***	0.803
	고 : 전문대졸				
	(전문대졸=1)	-0.213	0.149	-0.413***	0.150
	최고: 대졸 이상				
	(대졸 이상=1)	-0.220***	0.867	-0.363***	0.949
가구원수		-0.742***	0.243	-0.216	0.271
가구주 종사상지위	임시직/일용직			0.298***	0.761
	(임시직/일용직=1)				
사회보험 수급	(사회보험수급=1)	0.360***	0.130	0.149	0.166
실업	(실업=1)			0.452	0.139
사회보험 수급*실업				-0.565***	0.323
-2 Log L		-2954.788			
Rho(1, 2)		2.55			

주: \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준임.

이러한 실업이라는 변수가 뒤를 이어 나타나는 빈곤에 어떠한 영향을 미치는가를 살펴본 결과 여성일수록, 연령이 높을수록 빈곤 가능성은 낮게 나타나고 있다. 여기에서도 연령이 음의 부호, 연령제곱이 양의 부호를 가지는 것으로 유의하게 나타나 연령이 높아질수록 빈곤 가능성이 낮아지며, 일정 연령층이 지나 고령층이 될수록 빈곤 가능성이 다시 커지는 연령별 빈곤확률이 U자형을 가질 가능성이 있음을 의미한다. 학력 또한 앞에서 살펴보았듯이 저학력일수록 빈곤 가능성이 높으며, 고학력일수록 빈곤 가능성이 낮음을 보여주고 있다. 특히, 여기에서도 사회보험 수급\*실업 변수가 높을수록 빈곤 가능성이 낮게 나타나, 실업이 빈곤에 미치는 영향을 줄여줌을 알 수 있다. 이는 실업 발생에 따라 지급받는 실업급여 등 고용보험과 같은 사회보험이 실업에 의한 빈곤의 결정 과정을 약화시킨다는 결과를 다시 한번 검증한 것으로 해석될 수 있다.

이 순차적 결정모형에서도 실업 결정요인과 실업이라는 선행조건하에서의 빈곤 결정이 크게 영향을 받고 있음을 보여주고 있다. 표에 제시된 Rho는 설정된 빈곤방정식과 실업방정식의 오차항 간의 공분산을 의미하고, 동시에 두 방정식 구조로 설명하지 못하

는 부분들 간의 상호관계를 나타낸다. 즉, 양 설정모형 간에 설명변수 외의 오차항 간에도 영향을 미치고 있음을 보여준다고 하겠다. 여기서  $Rho$ 는 유의성 있게 나타났으며, 이것은 두 모형에서의 순차적(sequential) 관계가 유의미하다는 것을 의미한다. 따라서 이 분석에서도 실업이 빈곤의 결정에 영향을 미치고 있다는 해석이 가능하다.

## V. 요약 및 결론

이상의 빈곤과 실업의 영향과 복지정책의 효과 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 전체 분석대상 가구의 가구소득 지속적인 상승과 더불어 빈곤가구도 가구 평균소득은 증가하고 있으나 빈곤가구의 비율은 18%대를 유지하고 있어, 우리 사회의 빈곤 정도가 개선되고 있지 않음을 확인할 수 있다.

둘째, 빈곤가구는 높은 여성 가구주, 60세 이상의 연령층, 중졸 이하의 학력층에서 높은 분포를 보이고 있어, 이들에 대한 적극적인 정책적인 노력이 필요한 것을 발견할 수 있으며, 빈곤 결정요인의 분석 결과 여성과 저학력, 임시직 및 일용직, 실업의 경우 높은 빈곤 가능성을 보이는 것을 보았다. 이는 빈곤정책이 뚜렷한 목표집단별 특성에 맞추어 수립되고 집행되어야 한다는 시사점을 제공해 준다.

셋째, 실업과 빈곤을 순차적 모형으로 분석한 결과 사회보험 수급\*실업 변수가 실업이 빈곤에 미치는 영향을 낮추는 것을 확인할 수 있으며, 이는 실업급여 수급이 빈곤을 줄여주는 것으로 해석할 수 있어, 실업이 빈곤에 직접적인 영향을 미치고 있음을 발견하였다. 즉, 정부의 사회보험정책이 실업이 빈곤에 미치는 영향을 축소시키는 기능을 한다고 해석할 수 있을 것이다.

본 연구의 한계는 자료의 제약상 다양한 복지정책의 유형이 제시되어 있지 않아 복지정책의 효과를 보다 구체적으로 다루지 못했으며, 사회보험 수급 경험을 가진 표본이 지나치게 작아 그 영향 정도를 쉽게 파악할 수 없었던 점이다. 이는 향후 연구과제로 돌리고자 한다.

## 참고문헌

- 금재호·김승택. 「빈곤의 원인에 관한 실증분석」. 『한국노동경제학회 2001년 추계학술세미나』(2001. 9): 93-129.
- 문형표·유경준. 「실업·복지대책의 향후과제: 생산적 복지를 중심으로」. 『KDI 경제포럼』 146호(1999. 7).
- 박순일·최현수·강성호. 『빈곤격차 확대요인의 분석과 빈곤·서민생활 대책』. 서울: 한국보건사회연구원, 2000.
- 박찬용·김진욱. 「경제위기 전후 가구주 특성별 빈곤수준 변화계측」. 『사회보장연구』 16권 1호(2000. 6): 1-23.
- 이정우·이성림. 「경제위기와 빈부격차: 1997년 위기 전후의 소득분배와 빈곤」. 『국제경제연구』 7권 2호(2001. 8): 79-109.
- 이정우·황성현. 「한국의 분배문제: 현황, 문제점과 정책방향」. 『KDI 정책연구』 20권 1, 2호(1998. 12): 153-230.
- 이혜경·김진욱. 「한국의 소득분배와 빈곤: 1992-1998년」. 『연세사회복지연구』 6-7(2001): 212-243.
- 정건화·남기곤. 「경제위기 이후 소득 및 소비구조의 변화」. 윤진호·유철규 편저, 『구조 조정의 정치경제학과 21세기 한국경제』. 서울: 풀빛, 2000, pp. 323-350.
- Blinder, B. S. "The level and Distribution of Economic well-being." *The American Economy in Transition*. Feldstein M.S. ed, 1980.
- Chenery, H. *Redistribution with Growth*. Oxford University Press, 1974.
- Feldstein, M. *Reducing Poverty, Not Inequality*. The Public Interest, No. 137, 1999.
- Fuchs, V. *Redefining Poverty and Redistributing Income*. The Public Interest, (Summer 1967): 88-95.
- Ghez, G. R., & G. S. Becker. *The Allocation of Time and Goods over the Life Cycle*. New York, 1975.
- Miller, S. M., and P. Roby. *The Future of Inequality*. New York: Basic Books, 1970.

OECD. *Employment Outlook*. 2001.

Orshansky, M. "Counting the Poor: Another Look at the Poverty Profile." *Social Security Bulletin*, 28 (1) (January 1965): 3-29.

Rowntree, B. S. *Poverty: A Study of Town life*. London: Macmillan, 1901.

Smith, A. *An inquiry into the nature and causes of the wealth of Nations*. 1776.

Townsend, P. "The Meaning of Poverty." *The British Journal of Sociology*, 18 (3) (September 1962): 210-227.

Veit-Wilson, J. H. "Paradigmes of Poverty: A Rehabilitation of B. S. Rowntree." *Journal of Social Policy* 15 (1) (1986): 69-99.

---

abstract

---

## Interdependence of Poverty and Unemployment and the Welfare Policy Effectiveness

Chong-Bum An, Cheol-Hee Kim, Seung-Hoon Jeon

Using 3 years of panel data on nearly 3,507 households, the Korea Labor Income Panel Survey(KLIPS) data, the authors measure the determinants of poverty and unemployment, and the extents to which poverty influenced unemployment.

The probit analysis of unemployment shows that unemployment probability is lower, when male, lower age and is higher, high-school and over junior college, work duration is over 3 years. The probit analysis of poverty shows that poverty probability is lower, when male, higher education level, longer career. specially unemployment and social insurance is determinants of increasing poverty.

Bivariate probit model of unemployment and poverty also provides similar findings to those probit analysis and shows an evidence of the influence of unemployment on poverty along with the positive role of social welfare policy such that social welfare receipt reduces the impact of unemployment on poverty.