

빈곤의 동태적 분석 :

빈곤지속기간과 그 결정요인*

구 인 회

(서울대학교)

[요 약]

본 연구는 한국노동패널조사, 1998-2003 자료를 이용하여 빈곤지속기간과 이에 관련된 요인을 분석하였다. 본 연구의 발견에 따르면 우리나라에서는 빈곤에 진입한 사람들의 4분의 3 정도가 2년 안에 빈곤을 탈피하는 정도로 매우 활발한 빈곤탈출양상이 나타난다. 그러나 한 시점에서의 빈곤층을 볼 경우에는 장기빈곤층이 무시할 수 없는 비중을 차지한다. 5년 이상의 장기 빈곤층이 전체 빈곤층의 50%를 차지하며 10년 이상의 최장기 빈곤층도 25%를 넘어선다. 반복빈곤을 분석에 포함하는 경우 장기빈곤층의 비중은 더욱 증가한다. 장기빈곤층의 대표적 집단은 노인가구이다. 장기빈곤의 경향이 강한 다음 집단은 비노인 여성가구주 가구이다. 90년대 후반 경제위기 이래로 근로빈곤층의 증가가 커다란 사회적 관심의 대상이 되었지만 이들의 주력을 차지하는 비노인 남성가구주 가구의 대다수는 일시적으로 빈곤을 경험하는 단기빈곤층인 것으로 보인다.

주제어: 빈곤, 빈곤주기, 빈곤의 동태, 빈곤탈출률, 빈곤지속기간, 반복빈곤, 장기빈곤

1. 서론

1997년 말 시작된 외환위기는 대량실업사태와 빈곤층의 급증을 초래하여 위기의 전후 기간에 정부의 최저생계비 기준 빈곤율은 급증하였다. 도시가계연보를 이용하여 개인단위의 빈곤율을 추정한 박순일(2000)에 따르면 한국보건사회연구원이 계측한 1994년 최저생계비를 기준으로 한 빈곤율은 경제위기 이전인 1996년과 1997년에는 각각 3.6%, 4.9%의 낮은 수준을 유지하다가 외환위기 이후인 1998년에는 10.9%로 증가하였다. 2000년대에 들어서서는 실업률은 크게 감소하였지만 빈곤율은 여전히 외환위기 이전의 시기를 크게 상회하고 있다(구인회, 2004).

* 이 논문은 2003년도 한국학술진흥재단의 지원에 의하여 연구되었음(KRF-2003-003-B00162). 이 논문은 제6회 한국노동패널 학술대회와 2005 경제학 공동학술대회에서 발표한 것을 수정, 보완한 것임.

빈곤율의 급증과 함께 자연스럽게 제기되는 또 하나의 문제는 빈곤의 동태적 양상(dynamics of poverty)에 관한 것이다. 빈곤의 동학에 대한 관심이 확산되는 데에는 타당한 이유가 있다. 동일한 수치의 빈곤율을 가진 사회라 할지라도 빈곤층의 다수가 일시적으로 빈곤을 경험한 후 이내 빈곤을 탈피하는 이동성이 높은 경우가 있을 수 있고, 이동성이 낮아 장기빈곤을 경험하는 소수로 빈곤층이 고정되어 있는 경우가 있을 수 있다. 빈곤이 매우 장기적인 현상으로 고착되어 있는 경우에는 빈곤이 개인에 미치는 악영향이 더욱 심각할 수 있다. 또 비교적 정책에 대한 의존이 일시적인 단기 빈곤층과는 달리 장기빈곤층에 대해서는 정책적 처방의 다양한 효과에 대한 면밀한 검토가 요구된다. 서구의 경험에 따르면 빈곤의 부정적 영향을 완화하면서 장기빈곤의 고리를 끊는 정책의 개발과 집행은 용이하지 않다.

외환위기 이전 소수의 연구가 빈곤의 동태적 양상에 대한 분석적 접근을 시도한 바 있다(강철희, 1997; 박병현, 1997). 외환위기 이후에는 빈곤의 동태적 양상에 대한 관심이 확산되고 패널자료들이 이용가능하게 됨에 따라 종단적 자료를 이용하여 빈곤의 진입과 탈피에 대한 분석을 시도하는 연구들이 증대되고 있다(금재호·김승택, 2001; 황덕순, 2001; 구인회, 2002; 이병희·정재호, 2002; 김교성, 2002; 금재호, 2003; 김교성·반정호, 2004; 홍경준, 2004). 이들 연구는 대체로 우리나라에서는 빈곤진입과 탈출이 매우 활발하다는 점을 보이고 이러한 빈곤층의 높은 이동성이 우리나라 빈곤층의 특성이란 점을 강조한다. 또 이들 연구는 가구 근로소득의 변화가 빈곤 진입과 탈피에 영향을 미치는 중요한 요인임을 밝히고 있다.

그러나 빈곤의 동태적 양상을 분석한 국내 선행연구들에서는 빈곤탈피와 빈곤진입과 같은 빈곤 이행(poverty transition)의 양상에 관심을 집중하여 빈곤 지속기간(poverty duration)에 대한 분석은 체계적으로 이루어지지 않았다. 또 빈곤의 지속기간을 검토하는 경우에는 매우 짧은 기간 동안 축적된 패널자료에서 빈곤경험을 직접 관찰하는 방식에 의존함으로써 빈곤의 지속성에 대해 저평가할 가능성이 높다. 최근의 연구는 우리나라 빈곤의 중요한 특성으로서 반복빈곤의 문제를 제기하였지만(이병희·정재호, 2002), 대다수 기존연구들은 빈곤지속기간에 대한 논의에서 반복빈곤을 고려하지 않았다. 이러한 기존연구의 공백으로 우리나라의 빈곤층이 빈곤지속기간별로 어떠한 분포상태를 보이는지에 대한 이해는 매우 초보적인 단계에 있다.

본 연구는 한국노동패널조사, 1998-2003 자료를 이용하여 우리나라 빈곤의 동태적 양상, 특히 빈곤 지속기간과 이에 관련된 요인을 분석하는 것을 목표로 한다. 본 연구에서는 한국노동패널의 조사 1차년도(1998년)에서 6차년도(2003년)까지 매년 인터뷰에서 수집된 총 6년의 자료가 이용된다. 본 연구는 Bane and Ellwood(1986)의 방법을 따라 빈곤지속기간에 대해 분석한다. 패널 자료에서 관찰되는 빈곤주기(poverty spells)에 관한 정보를 이용하여 생명표분석(life table analysis)의 방법으로 빈곤탈출확률(poverty exit probability)을 추정하고, 이로부터 빈곤주기의 지속기간(poverty duration)을 계산하고 빈곤주기의 지속기간별 분포를 구성한다. 또한 이산시간 모형(discrete time hazard model)의 추정을 통해 빈곤주기의 지속기간에 영향을 미치는 요인을 밝힌다.

2. 선행연구 검토

서구의 선행연구는 빈곤의 동태적 양상과 지속성을 분석하기 위해서 다양한 접근방법을 이용하였다(이에 대한 자세한 논의는 Bane and Ellwood(1986), Stevens(1999)를 보라). 그러나 Bane and Ellwood(1986)의 선구적인 작업이 커다란 반향을 얻은 이래 서구에서 빈곤의 동태적 양상에 대한 연구는 위험률(hazard rate) 추정을 통한 빈곤주기(poverty spell)의 분석으로 수렴되는 경향을 보였다.

Bane and Ellwood(1986)는 빈곤의 동태적 양상 분석에 주기 접근법(spell approach)을 취하여 그 이전 연구의 한계를 크게 넘어섰다. 이들은 현실에서 관찰이 가능한 빈곤주기는 패널자료의 짧은 측정기간으로 관측이 절단된 미완성형 주기(censored uncomplete spells)라는 점에 주목하였다. 이렇게 관측절단된 주기에 대한 직접 관찰 방식에 의존해 빈곤의 지속성을 판단하는 경우 상당한 과소평가의 가능성이 있음을 지적한다. 이들은 이러한 관측절단의 문제를 교정하기 위해 시간별 빈곤탈피확률을 추정하고 이 정보를 이용하여 완성된 주기(completed spell)를 구하는 방법을 제안한다.

또한 Bane and Ellwood(1986)는 대상 집단을 어떻게 잡느냐에 따라 완성된 빈곤주기의 지속기간 별 분포가 매우 상이한 양상을 보일 수 있다는 점을 설득력 있게 제시한다. 이를 통해 빈곤을 경험하는 사람들 중 다수는 빈곤을 일시적으로 경험하고 단기간에 빈곤을 탈출하지만 한 시점에서 관찰되는 빈곤층의 상당수는 장기빈곤의 과정에 있다는 일견 모순된 사실을 명쾌하게 해명한다.

Stevens(1999)는 Bane and Ellwood(1986)의 위험률(hazard rate) 접근법을 이용한 다변인 분석을 통해 반복된 빈곤주기(multiple spells of poverty)를 포괄하는 분석으로 확장하였다. Stevens(1999)는 PSID 1969-1988 자료의 분석 결과 미국에서 빈곤을 탈피한 사람들의 절반은 그 다음 4년 이내에 빈곤에 재진입하는 것으로 나타나 빈곤의 지속성에 관한 연구에서 반복된 빈곤주기를 고려하는 것이 매우 중요하다는 점을 보였다. Jenkins(2000)는 Bane and Ellwood(1986)와 Stevens(1999)의 연구방법을 적용하여 영국에서 빈곤의 동태적 양상에 관한 발견을 제시하였다.

국내에서도 근래 패널자료가 이용가능하게 됨에 따라 빈곤의 동태에 관한 연구가 시작되었다. 국내의 연구는 주요 분석내용에 따라 몇 가지로 구분될 수 있다. 일부 연구는 빈곤의 지속성이나 빈곤이행의 양상 자체를 분석하는 것을 주요 내용으로 하고, 다른 연구는 빈곤이행의 관련요인을 발견하는 것을 주요한 목적으로 한다.

빈곤의 지속성을 파악하기 위해 국내의 연구에서 사용된 전형적인 한 접근은 과거 서구 연구의 예에서와 같이 패널자료를 이용하여 관찰이 가능한 일정기간 중에서 개인들이 경험하는 빈곤의 횟수를 계산하는 방법이다. 금재호·김승택(2001)은 한국노동패널조사 1998-2000 자료를 이용하여 상대적 빈곤의 동태적 특성을 분석하였다. 이 연구는 분석기간 3년간 빈곤을 경험한 적이 있는 가구는 36.7%나 되지만 3년 내내 빈곤을 경험한 가구는 8.2%임을 발견하고 외환위기 이후 시기 빈곤층의 대부분이 일시적인 빈곤상태에 있다는 결론을 내린다. 유사한 접근법으로 한 해의 빈곤층이 다음 해에 어떠한 빈곤지위에 있는지를 파악하여 빈곤이행의 정도를 파악하려는 시도도 이루어졌다. 금재호(2003)는 한

국노동패널조사 1998-2001 자료를 이용하여 근로빈곤층을 대상으로 유사한 분석을 행하였다.

이러한 접근은 단순한 방법을 통해 우리나라 빈곤의 동태적 특성을 보여준다. 그런데 이 접근법의 결함은 특정 기간, 혹은 특정 해에 빈곤을 끝낸(혹은 빈곤을 시작한) 사람들이 자료상으로는 한두 해 정도 빈곤한 것으로 나타나지만 실제로는 매우 장기간의 빈곤기간을 끝냈을(혹은 빈곤을 시작했을) 가능성이 있다는 점에 있다. 이는 관찰기간의 시작 시점이나 끝 시점에 의해 관측이 절단된(censored) 장기 빈곤주기(poverty spells)의 존재로 인해 발생하는 현상으로 빈곤의 지속성을 저평가하는 결과를 초래한다(Bane and Ellwood, 1986; Stevens, 1999).

서구 연구와 마찬가지로 국내에서도 이러한 빈곤주기의 관측 절단(censoring) 문제를 해결하는 방법으로 빈곤의 지속기간별 빈곤탈출률 추정을 하는 연구가 있다(이병희·정재호, 2002; 홍경준, 2004). 이들 연구는 위험률 추정을 통해 서구 연구에서와 같이 빈곤이 지속기간이 길어질수록 빈곤탈출률이 떨어지는 현상을 재확인한다. 또 우리나라의 경우 빈곤에 진입한 사람들이 단기간에 빈곤을 탈출할 확률이 매우 높아 장기빈곤층이 소수임을 시사한다. 그러나 이들 연구는 탈출률을 이용하여 빈곤의 지속기간을 구하고 그 분포를 구성하는 작업으로 나아가지는 못하였다.

몇몇 연구는 우리나라에서 반복빈곤의 문제가 심각할 수 있다는 발견을 제시한다. 황덕순(2001)은 도시가계조사 자료를 이용하여 소비계층 간 이동을 분석하여 빈곤 진입과 탈출의 약 삼분의 이 정도가 빈곤선을 중심으로 차상위계층과 차하위계층 사이에 일어났음을 제시하여 빈곤이행의 다수가 매우 불안정하게 이루어짐을 시사하였다. 이병희·정재호(2002)는 동일한 자료를 이용하여 빈곤경험가구 중 56%가 2회 이상 빈곤을 경험한 것을 보여주어 반복빈곤 문제가 우리나라 빈곤의 중요한 특징임을 시사하였다. 이러한 연구결과는 총 빈곤지속기간에 미치는 반복 빈곤의 영향이 매우 클 것임을 시사하나 이를 분석한 연구는 존재하지 않는다.

빈곤이행의 관련요인을 분석한 연구들은 기술적인 분석과 다변인 분석을 이용하였다. 기술적인 분석을 한 연구들은 Bane and Ellwood(1986)의 방법을 따라 빈곤진입과 빈곤탈출에 관련된 사건(event)을 분석한다. 구인회(2002)는 한국노동패널 1998-1999를 이용하여 비노인가구 빈곤이행의 압도적인 비율이 가구근로소득의 변화와 관련되어 있음을 보여주었다. 홍경준(2004)은 한국노동패널 1998-2002 자료를 이용한 빈곤이행과 관련된 사건의 분석에서 가구주나 가구규모 변화와 같은 인구학적 변화와 이전소득액의 변화가 빈곤진입과 빈곤탈출에 무시하지 못할 영향을 미친다는 발견을 제시하였다.

빈곤이행의 관련요인에 대한 다변인 분석에서는 빈곤 지속기간에 대한 정보와 관측절단된 빈곤주기(censored poverty spell)의 정보를 최대한 활용한다는 점에서 사건사 분석을 이용한 접근법이 표준적인 로짓분석이나 회귀분석에 비해 우월하다는 것이 일반적 평가이다(Allison, 1997). 그러나 국내의 연구들은 표준적인 로짓모형(logit model)을 추정한 연구가 다수이고(금재호·김승택, 2001; 황덕순, 2001; 이병희·정재호, 2002; 김교성, 2002; 김교성·반정호, 2004), 사건사 분석(event history analysis)의 맥락에서 위험률모형(hazard model)을 추정한 연구(황덕순, 2002; 홍경준, 2004)는 소수이다. 이들 연구들은 대체로 가구주의 성, 연령, 학력, 가구주의 고용상태와 취업가구원수 등이 빈곤이행에 영향을 미침을 보여주었다.

3. 연구 방법

본 연구에서는 한국노동연구원이 매년 수행하는 패널조사 자료인 한국노동패널조사 자료를 이용하여 생명표 분석(life table analysis)을 행하여 빈곤탈출확률을 구하고 이를 이용하여 빈곤주기의 지속 기간과 그 분포를 구한다. 또 빈곤탈출 및 빈곤재진입에 대한 이산시간 위험률 모형(discrete-time hazard model)을 추정을 통해 빈곤지속기간과 관련된 요인을 규명한다.

1) 분석 자료

본 연구의 분석에는 한국노동패널조사, 1998-2003을 이용한다. 한국노동패널조사는 한국노동연구원이 제주도를 제외한 전국의 비농촌지역에 거주하는 가구와 가구원을 대표하는 5000가구의 가구원을 대상으로 1998년부터 연 1회 노동시장활동 및 소득, 소비, 교육 및 직업훈련을 추적조사하는 종단적(longitudinal) 조사이다(방하남 외, 1999). 본 연구에서는 한국노동패널의 조사 1차년도(1998년)에서 6차년도(2003년)까지 매년 인터뷰에서 수집된 총 6년치의 소득자료를 이용하여 분석을 진행할 것이다.

본 연구의 분석에는 한국노동패널에서 구성되는 개인단위 빈곤주기 자료가 이용된다. 빈곤주기를 구성하기 위해서는 우선 가구의 빈곤 지위(poverty status)를 결정해야 한다. 본 연구에서 빈곤 지위는 절대적 빈곤선을 이용하여 결정되며, 정부가 공식 발표하고 실제 행정적 기준으로 처음으로 사용된 2000년 가구규모별 최저생계비를 해당가구의 빈곤 여부를 결정하는 기준으로 이용한다. 그러나 최저생계비를 빈곤선으로 직접 이용할 경우 한국노동패널에서의 소득의 과소보고 문제로 인해 빈곤층이 실제보다 과대하게 포착될 가능성이 크다. 이러한 문제를 해결하기 위하여 홍경준(2004)을 따른다. 2000년 최저생계비가 중위소득의 40% 정도에 해당함을 고려하여(2000년 가구소비실태조사 자료 기준) 2000년 한국노동패널조사의 중위소득의 40%에 해당하는 소득액을 2000년 빈곤선으로 이용하였다.¹⁾ 2000년 이외의 연도에 대해서는 각 년도 명목소득을 2000년 물가기준 실질소득으로 전환한 후 2000년 빈곤선을 그대로 적용하여 가구의 빈곤지위를 판별하였다. 개인의 빈곤지위는 해당 가구의 빈곤지위에 의해 결정된다.

본 연구에서는 빈곤 진입과 빈곤 탈출을 년 단위로 측정한다. 개인이 소속한 가구의 총소득이 한 해에 최저생계비 이상이었다가 다음 해에 최저생계비 미만으로 떨어지게 되면 그 개인은 빈곤에 진입한 것으로 분류된다. 또 개인이 소속한 가구의 총소득이 한 해에 최저생계비 미만이었다가 최저생계비 이상으로 상승한다면 그 개인은 빈곤을 탈출한 것으로 분류된다. 그러나 소득에 대한 측정오차로

1) 이런 과정을 통해 도출된 4인 가족 기준 빈곤선은 2000년 정부발표 4인 가족 최저생계비의 75%에 해당하였다. 4인 이외의 가족규모에 대해서도 정부발표 최저생계비의 75%에 해당하는 소득액을 빈곤선으로 선택하였다.

인해 빈곤이행이 과다하게 발생할 가능성을 배제하기 위해 빈곤이행이 최저생계비의 10% 이내에서의 소득변화로 발생하는 경우에는 관측절단된 것으로 처리하여 분석에서 제외하였다(Jenkins, 2000).

빈곤지속기간의 분석에서 빈곤주기의 시작이 관찰되지 않는 좌측절단(left-censored)된 빈곤주기는 그 지속기간을 확정할 수 없어 분석에서 제외된다.²⁾ 그러나 우측절단된(right-censored) 빈곤주기는 절단된 해를 제외한 모든 년도의 정보가 분석에 이용된다(Allison, 1997). 이러한 이유로 짧게는 1년부터 길게는 5년까지의 관찰된 지속기간을 갖는 빈곤주기가 분석된다.

2) 분석 방법

(1) 빈곤탈출확률 추정과 빈곤 주기 분포의 구성

본 연구에서는 생명표 분석(life table analysis)을 이용하여 빈곤주기의 시작이 관찰되는 모든 빈곤주기에 관한 자료를 이용하여 빈곤탈출확률(exit probability 혹은 hazard rates)을 추정한다. 생명표 방법은 빈곤 탈피 같은 사건의 발생 시간을 일정한 시간 간격(본 연구의 경우는 1년의 간격)으로 집합한 후 각 시간 간격의 중간 시점에서 위험률 함수(hazard function)를 추정한다. 이 함수로 추정된 위험률은 본 연구의 경우 빈곤탈피확률에 해당하는 바 i 년 동안 빈곤을 경험한 어떤 사람이 그 다음 해에 빈곤을 탈피할 확률을 의미한다(Allison, 1997).

Bane and Ellwood(1986)에 따르면 이렇게 추정된 빈곤탈피확률로부터 앞에서 언급한 빈곤주기의 지속기간별 분포를 도출할 수 있다. 그런데 빈곤주기의 지속기간별 분포는 다양한 방식으로 구성될 수 있다.

첫째, 빈곤에 새로 진입하는 사람들을 대상으로 하여 이들 중 장기빈곤자가 어느 정도의 퍼센트를 차지하는지를 분석하는 경우와 특정 시점에서 빈곤을 경험하고 있는 사람들 중 장기빈곤자가 차지하는 퍼센티지를 분석하는 것은 빈곤주기의 지속기간별 분포에서 매우 다른 결과를 초래한다. Bane and Ellwood(1986)는 그 이유를 간결하게 제시한다. 이들에 따르면 빈곤에 진입하는 사람들을 대상으로 비중을 따지는 경우에는 장기 빈곤자는 소수일지라도, 이들 장기 빈곤자가 오랜 기간 빈곤상태에 머무르기 때문에 어느 한 시점에서는 장기 빈곤자가 빈곤층 중의 상당한 비중을 차지하는 것이다.

빈곤진입자를 대상으로 한 빈곤주기의 분포는 식 (1)을 통해 계산된다. 먼저 $D(i)$ 를 정확히 i 년 동안 지속되는 빈곤주기를 가진 사람들의 비율이라고 하면 이는 다음과 같이 계산된다.

2) 이러한 선택은 서구의 대다수 기존연구에서 이용된 일반적인 방법을 따른 것이다. 그러나 만약 좌측절단된 주기가 분석에 포함된 주기와 특별한 특성의 차이가 있다면 이러한 일반적 해결방식은 상당한 표본선택의 편의(selection bias)를 초래할 가능성이 있다(Iceland, 1997; Stevens, 1999). 예컨대, 좌측절단된 주기가 분석에 포함된 주기에 비해 장기 주기라면 본 연구의 결과는 우리나라 빈곤의 지속성을 과소평가한 것이 된다. 본 연구 자료의 관찰 시작시점이 1997년 외환위기가 본격화하기 이전 시점이어서 좌측절단된 주기에 장기빈곤주기가 다수 포함될 가능성이 있다.

$$D(1) = h(1),$$

$$(1) \quad D(i) = h(i) \left[1 - \sum_{j=1}^{i-1} D(j) \right], \text{ for } T > i > 1,$$

$$D(T) = 1 - \sum_{j=1}^{T-1} D(j),$$

T는 빈곤주기의 최대시간(maximum length)을 나타낸다. D(i) 공식의 첫째 항 h(i)는 생명표 분석을 통해서 추정된 빈곤탈출확률을 나타내고, 두 번째 항은 i-1까지의 생존비율(본 연구에서는 빈곤상태를 유지한 비율)을 나타낸다.

한 시점에서 본 완성된 주기(completed spell)의 분포는 다음의 공식을 통해서 계산될 수 있다.

$$(2) \quad F(t) = iD(i) / \sum_{j=1}^T jD(j)$$

F(t)는 어느 한 시점에서 빈곤 상태에 있는 사람들 중 정확히 i년 동안 빈곤 상태에 있을 사람의 비율을 제시한다.³⁾

둘째, 또 하나의 구성 가능한 빈곤주기의 분포는 어느 한 시점에서 빈곤을 경험중인 사람들이 그 시점까지 빈곤을 경험한 기간을 빈곤의 지속기간으로 규정하고 이러한 지속기간에 따라 빈곤주기의 분포를 구성하는 것이다. 이러한 빈곤주기 분포의 구성은 현실에서 빈번하게 발견되는데 그 이유는 빈곤주기의 분석에 이용할 수 있는 패널자료의 제약 때문이다. 국내외의 어느 패널자료도 빈곤의 시작이 관찰된 모든 주기에 대해서 빈곤이 끝나는 시점까지 관찰할 수 있을 만큼 오랜 기간 정보를 축적하지는 않았기 때문이다.

그러나 문제는 이러한 방식으로 구성된 빈곤주기의 분포는 특정 시점에서 관찰이 중지되어 빈곤주기의 끝까지가 포착되지 않은 불완전한 빈곤 주기(uncompleted spell)의 분포라는 점을 명확히 하지 않고 마치 빈곤 종료 시점까지 관찰이 이루어진 완전한 빈곤 주기(completed spell)의 분포인 것처럼 해석하는 것에 있다. 이러한 해석은 장기빈곤자의 비중에 대한 저평가를 초래한다. 가령, 어느 한 해에 4년 미만으로 관찰된 빈곤층을 그 이후 계속 추적된다면 이들 중 일부는 5년 이상의 장기빈곤자로 판명될 것이기 때문이다.

어느 한 시점에서 빈곤 상태에 있는 사람에 대한 불완전한 주기(uncompleted spell)의 분포는 i년 전에 빈곤주기를 시작한 사람 중 그 시점까지 계속 빈곤상태에 있는 사람의 비율을 계산함으로써 구성될 수 있다.

3) 빈곤에 진입하는 사람 중에서 장기 빈곤자의 비중을 구하는 것은 모든 빈곤 경험자를 개인 단위로 보고 그 중 장기 빈곤자 수의 비중을 구하는 것이라면, 한 시점에서 빈곤층 중에서 장기 빈곤자의 비중을 구하는 것은 모든 개인의 빈곤경험을 개인-연(person-year) 단위로 변환한 뒤 전체 개인-연 수 중에서 장기 빈곤자의 개인-연수가 차지하는 비중을 구하는 것과 같다. 후자의 경우 전자의 경우에 비해 장기 빈곤자는 훨씬 큰 가중치를 갖는 것이기 때문에(예컨대, 1년 빈곤자는 1의 가중치를 갖고 10년 장기 빈곤자는 10의 가중치를 갖는다) 그 비중이 커지는 것이다.

$$(3) G(t) = \frac{[1 - \sum_{j=1}^{i-1} D(j)]}{\sum_{s=1}^T [1 - \sum_{k=1}^{s-1} D(k)]}$$

본 연구에서는 먼저, 빈곤탈출확률을 이용하여 빈곤에 새로 진입하는 사람들을 대상으로 구성된 빈곤주기의 분포를 구성하고 둘째, 앞의 빈곤주기 분포를 이용하여 한 시점에서 빈곤층을 대상으로 구성된 완전한 빈곤주기(completed spell)의 분포를 구성하며 셋째, 한 시점에서 빈곤을 경험중인 사람들이 그 시점까지 빈곤을 경험한 기간을 빈곤의 지속기간으로 정의한 불완전한 빈곤주기(uncompleted spell)의 분포를 구성하여 완전한 빈곤주기의 분포와 비교할 것이다.

이상에서의 빈곤지속기간의 분포에 관한 방법론적 논의는 단일한 빈곤주기를 가정한 것이다. 그러나 반복주기를 고려하더라도 이러한 방법론적 논의는 대부분 유효하다. 그러나 총 빈곤기간별로 발생 확률을 구하는 데에는 단순한 생명표분석 방법의 적용이 불가능하다. 본 연구에서는 Bane and Ellwood(1994)가 공공부조 프로그램 참가의 동학에 관한 연구에 적용한 계산방법을 이용하여 총 빈곤기간별 발생확률을 구한다. 확률의 계산은 최장빈곤기간이 30년이고, 개인이 두 개까지만 빈곤주기를 경험할 수 있으며, 개인의 첫 주기와 반복주기는 독립적으로 발생한다는 가정 하에 이루어진다. 어떤 사람이 s년의 총 빈곤기간을 경험할 확률[PTOT(s)]은, s년 간 지속되는 두 개의 완성주기를 경험할 확률[PC2(s)]과 s년 간 지속되는 한 개의 완성주기를 경험할 확률[PC1(s)], 한 개의 완성주기와 한 개의 미완성주기를 통해 s년 간 빈곤을 경험할 확률[PU2(s)], 한 개의 미완성주기를 통해 s년 간 빈곤을 경험할 확률[PU1(s)]의 합이다.⁴⁾

$$(4) PTOT(s) = PC2(s) + PC1(s) + PU2(s) + PU1(s)$$

4) 각각 경우의 확률은 다음과 같이 계산된다(보다 자세한 설명은 Bane and Ellwood(1994)를 참조하라). t년의 첫 주기를 경험하는 사람들의 비율을 P1(t), t년의 반복 주기를 경험하는 사람들의 비율을 P2(t)라고 하고, 한 주기를 끝낸 사람이 t년째 빈곤에 재진입할 확률을 PR(t)라고 하자. 또 각각의 누적분포를 C1(t)와 C2(t), CR(t)라고 하자.

먼저, 개인이 하나의 미완성주기를 경험하는 것은 s=30인 경우에만 발생하며 그 확률은 다음과 같이 계산된다.

$$(1) PU1(s) = 1 - C1(29)$$

다음으로, 개인이 하나의 완성주기와 하나의 미완성주기를 경험할 확률은,

$$(2) PU2(s) = \sum_{j=1}^{s-1} P1(j)[1 - C2(s-j-1)]PR(30-s)$$

하나의 완성주기를 경험할 확률은,

$$(3) PC1(s) = P1(s)[1 - CR(30-s-1)]$$

마지막으로 두 개의 완성주기를 경험할 확률은 다음과 같다.

$$(4) PC2(s) = \sum_{j=1}^{s-1} P1(j)[P2(s-j)] \sum_{k=1}^{30-s-1} PR(k)[1 - CR(30-s-k-1)]$$

(2) 이산시간 위험률 모형(discrete time hazard model)의 추정

마지막으로 본 연구에서는 이산시간모형(discrete time hazard model)의 추정을 통해 빈곤지속기간의 결정요인을 밝힌다. 구체적으로는 빈곤탈출확률과 빈곤재진입확률을 주요 사회경제적 변수에 회귀시키는 모형을 추정한다. 빈곤탈출확률과 빈곤재진입확률은 빈곤의 지속기간을 결정하는 것으로서 이들의 결정요인은 빈곤지속기간의 결정요인과 동일한 의미를 지닌다.

빈곤탈출(재진입)확률을 사건(본 연구에서는 빈곤탈피 혹은 빈곤재진입)이 아직 일어나지 않은 개인 p 가 i 시점에서 사건(빈곤 탈피)을 경험할 확률이라고 하자. h_{pi} 와 독립변수들의 관계는 로지스틱 회귀방정식(logistic regression equation)으로 다음과 같이 표현된다.

$$(5) \log \left(\frac{h_{pi}}{1 - h_{pi}} \right) = \alpha_i + \beta_1 x_{pi1} + \dots + \beta_k x_{pik}$$

α_i 는 a 가 시간 i 의 함수임을 나타내는 것으로서 빈곤탈피확률이 빈곤지속기간에 따라 크게 달라짐을 가정하는 것이고 이러한 가정은 기존의 연구 결과와 부합한다(Bane and Ellwood, 1986; Stevens, 1994; 1999). α_i 는 통상적으로 지속기간 가변수(duration dummies)로서 비모수적(nonparametrically)으로 추정되며 본 연구에서는 빈곤주기의 지속기간을 나타내는 더미변수의 회귀계수로서 추정된다.

이외에도 빈곤탈출확률은 시간과 개인에 따라 변화하는 다른 많은 변수들로부터 영향을 받는다. 기존의 횡단적 연구는 가구주의 연령과 성, 학력 등의 특성에 따른 빈곤율에 차이가 있음을 보여준다. 가구주의 인적 특성에 따른 빈곤율의 차이를 분석한 연구에 따르면 가구주가 저학력인 가구, 가구주가 60세 이상인 가구, 가구주가 여성인 가구가 높은 빈곤율을 보인다(박찬용 외, 1999). 빈곤이행을 검토한 대다수의 선행연구 또한 이들 변수의 영향을 확인하였다. 따라서 본 연구에서는 가구주의 연령, 성, 교육수준을 독립변수로 하여 모형을 추정한다. 또한 아동의 양육부담의 영향을 포착하기 위해 가족 내 아동의 존재 여부 변수를 모형에 투입한다.

마지막으로 빈곤이행의 시기를 모형에 포함한다. 빈곤진입시기 변수는 통상적으로 경기순환과 같은 경제적 조건의 시간적 추이를 통제하기 위해서 모형에 많이 포함되는데 본 연구에서 다루는 시기는 외환위기가 발발하였다가 진정되어 가는 시기를 포함하고 있어 이러한 시간적 추이를 통제할 필요성은 더욱 크다 하겠다.

4. 분석 결과

1) 빈곤지속기간의 분포

<표 1>은 분석에 이용된 한국노동패널 자료를 이용한 1997년에서 2002년까지의 연도별 소득과 빈곤율이다. 외환위기의 시기 높았던 빈곤율이 위기의 진정과 함께 낮아지는 추세를 확인할 수 있다. 그러나 앞에서 언급하였듯이 한국노동패널의 소득 과소보고 문제를 해결하기 위해 빈곤선을 조정하였음에도 불구하고 빈곤율이 다소 높게 추정된 경향을 보인다.

<표 1> 가구소득과 빈곤율

	1997	1998	1999	2000	2001	2002
가구소득	180.2	176.4	186.2	197.9	234.6	243.7
가구원수	4.0	4.0	4.1	4.0	4.0	3.9
빈곤률	17.4	16.3	14.7	14.1	10.7	10.2
사례가구수	5000 (5000)	4508 (4378)	4266 (4142)	4248 (4090)	4298 (4181)	4592 (4389)

자료: 한국노동패널조사 1-6차년도 자료

주: 1) 모든 통계치는 전년도 가구가중치* 전년도 가구원수로 가중화되었음.

2) 가구소득은 2000년 가격기준으로 조정된 액수임.

3) 괄호 속의 수치는 빈곤율 계산에 이용된 사례가구수임. (신규가구원은 전년도 빈곤지위를 파악할 수 없어 제외됨.)

<표 2>는 한국노동패널 자료로부터 추정된 빈곤탈출률을 보여준다. 표는 빈곤주기가 길어질수록 빈곤탈출확률이 떨어짐을 잘 보여준다. 빈곤주기의 첫해를 경험하고 있는 사람들 중에서는 58%가 둘째 해 전에 빈곤을 탈출하는 반면 빈곤주기의 3년차를 경험하는 사람들은 30%로 탈출확률이 떨어지게 된다. 이러한 빈곤탈출확률의 기간의존성(duration dependency) 발생 원인에 대해서는 두 가지 대안적 설명이 있다. 하나는 빈곤 경험이 빈곤탈피를 어렵게 한다는 주장으로 빈곤이 길어질수록 취업 등에서 어려움이 커져 빈곤기간이 더욱 길어지게 된다는 것이다. 다른 한편에는 빈곤층은 단기적으로 빈곤을 경험하는 집단과 장기적으로 빈곤을 경험하는 집단 등 다양한 층으로 구성(population heterogeneity)되어 있고 그 결과 빈곤시간의 경과와 함께 빈곤탈출확률이 감소하게 된다는 주장이 있다. 빈곤주기가 길어질수록 장기빈곤층이 빈곤집단의 다수를 차지하게 되어 빈곤탈출가능성이 떨어지게 된다는 것이다(Bane and Ellwood, 1986).

<표 2>에 따르면 우리나라의 경우 전반적인 빈곤탈출확률의 수준이 비교적 높은 것으로 판단된다. PSID(Panel Study of Income Dynamics) 자료를 이용한 미국의 연구는 빈곤을 경험한 사람들의 60% 정도가 2년 이내에 빈곤을 탈출하고 빈곤주기의 3년차에 있는 사람들 중 40%가 2년 이내에 빈곤을 탈출함을 보여준다(Bane and Ellwood, 1986). 또 영국의 연구에 따르면 빈곤을 경험한 사람들의 65%

정도가 2년 이내에 빈곤을 탈출하고 빈곤주기의 3년차에 있는 사람들 중 47% 정도가 2년 이내에 빈곤을 탈출한다(Jenkins, 2000). 이와 비교해 <표 2>의 결과를 이용하여 구한 우리나라의 수치는 각각 73.3%와 53.6%로서 훨씬 활발한 빈곤탈출양상을 보여준다. 이러한 우리나라의 높은 빈곤탈출률은 1997년 외환위기로 인해 일시적으로 급증한 빈곤층이 위기의 진정과 함께 단기간에 빈곤을 탈출한 시계적 특성을 어느 정도 반영한 것으로 보인다.

<표 2> 빈곤기간별 빈곤탈출률

빈곤기간(연)	구간 시작 시점의 개인의 수	구간 시작 시점의 빈곤 개인 퍼센트(표준오차)	연단위 빈곤탈출률 (표준오차)
1	2652	100.0 (-)	0.580
2	690	42.0 (1.0)	0.363
3	293	26.7 (1.1)	0.309
4	140	18.5 (1.1)	0.225
5	65	14.3 (1.1)	-

자료: 한국노동패널조사 1-6차년도 자료

그렇다면 우리나라에서 빈곤층은 빈곤에 진입한 후 얼마나 오랜 빈곤주기를 경험하는가? 이에 대한 답변은 빈곤주기를 구하는 대상에 따라 달라진다. 즉 빈곤을 시작하는 사람들을 대상으로 이들이 빈곤을 탈출하는 시간까지 추적하여 구한 빈곤주기의 분포와 어느 한 시점에서 빈곤상태에 있는 사람을 대상으로 그들의 빈곤경험기간으로 구성된 빈곤주기의 분포는 상이하게 나타난다.

<표 3>은 <표 2>의 빈곤탈출률과 식 (2), (3), (4)를 이용하여 계산된 다양한 빈곤주기 분포를 보여준다. 분석에 이용된 패널 기간이 짧아 5년 이상의 빈곤주기에 대해서는 빈곤탈출률을 구할 수 없다. 따라서 5년 이후의 빈곤기간에 대해서는 4년차 확률 0.225보다는 작은 수준에서 빈곤탈출이 가장 활발한 경우를 상정하여 빈곤탈출률이 0.2인 것으로 가정하였다. 또 최장빈곤주기를 30년으로 제한하여 30년차에는 빈곤탈출률이 1.0인 것으로 가정하였다. 첫 번째 열에 제시된 결과는 빈곤을 시작한 사람들을 대상으로 빈곤의 지속기간을 구하여 얻어낸 빈곤주기의 분포에 해당된다. 표에 따르면 빈곤진입자의 4분의 3에 가까운(73.2%) 사람들이 2년 안에 빈곤을 벗어나며 85% 넘는 수가 5년 안에 빈곤을 벗어나는 것으로 나타났다. 5년 이상의 장기빈곤층은 14.3%이고, 10년 이상의 최장기 빈곤층은 4.7%에 불과하다.⁵⁾

미국의 경우 5년 이상 장기빈곤층이 24%, 10년 이상의 최장기 빈곤층은 12%이고(Bane and Ellwood, 1986), 영국의 경우 5년 이상 장기빈곤층이 18%인 점을 고려할 때(Jenkins, 2000), 우리나라의 경우 서구에 비해 장기빈곤층의 비중이 매우 낮음을 알 수 있다. 이렇게 우리나라에서 장기빈곤층의 비중이 비교적 낮게 나타나는 우선적인 이유로는 서구와는 달리 우리나라에서는 편모가족이 빈곤층의 소수집단으로 남아 있는 점을 들 수 있다. 서구에서는 편모가족은 장기빈곤의 경향이 강한 대표적 집단으로 나타났다(Bane and Ellwood, 1986).

5) 이러한 결과는 빈곤탈출률 가정에 크게 영향을 받지 않는다. 5년 이후의 빈곤탈출률을 0.15로 가정하는 경우에는 10년 이상 최장기 빈곤층은 6.4%로 약간 증가한다.

<표 3>의 두 번째 열에서는 매년 빈곤진입자의 구성이 동일하다고 가정한 상태에서⁶⁾ 어느 한 시점에서 빈곤한 사람을 대상으로 빈곤시작시점에서 탈출시점까지의 기간을 계산하여 빈곤주기의 분포를 제시하였다. 빈곤진입자 대상의 빈곤주기 분포와 비교할 때 2년 안에 빈곤을 탈피하는 빈곤층은 34.2%로 크게 떨어진다. 5년 이상의 장기빈곤층은 전체 빈곤층의 50%로 증가하며 10년 이상의 최장기빈곤층도 4분의 1을 넘어선다.⁷⁾

<표 3> 빈곤기간의 분포: 단일 빈곤주기의 경우

빈곤기간(연)	빈곤진입자 대상	특정시점 빈곤자 대상	
	완성된 주기의 분포	완성된 주기의 분포	미완성 주기의 분포
1	58.0	22.4	38.7
2	15.2	11.8	16.2
3	8.3	9.6	10.3
4	4.2	6.4	7.1
5-30	14.3	49.8	27.6
10-30	4.7	25.3	9.0
합계	100.0	100.0	100.0
평균	2.6	6.5	3.8

자료: 한국노동패널조사 1-6차년도 자료

이러한 결과는 장기빈곤층은 빈곤진입자들 중에서는 매우 작은 비중을 차지하지만 어느 한 시점의 빈곤층을 놓고 볼 때에는 전체 빈곤층의 절반에 가까운 비중을 차지함을 의미한다. 이러한 분포상의 차이는 빈곤 개인(person)의 수를 단위로 계산할 때에는(빈곤진입자를 대상으로 하는 경우에서처럼) 장기빈곤층의 비중이 적게 나타나더라도 빈곤 개인-연(person-year) 수를 단위로 계산할 때에는(한 시점의 빈곤자를 대상으로 하는 경우에서처럼) 장기빈곤층의 비중이 증가하기 때문이다.⁸⁾ 빈곤진입자를 대상으로 한 빈곤주기의 분포만을 고려할 경우 이러한 빈곤주기 분포상의 차이는 간과되기 쉽다.

한 시점에서 빈곤을 경험중인 사람을 대상으로 한 또 하나의 대안적인 빈곤주기 분포는 관찰 시점 현재까지의 빈곤기간을 빈곤주기의 지속기간으로 간주하여 구성될 수 있다. <표 4>의 세 번째 열의

6) 본 연구에서 분석하고 있는 1997년에서 2002년까지의 기간에 이러한 가정이 적용하는 것이 합리적 인지에 대해서 의문이 제기될 수 있다. 한국노동패널에 따르면 1997-1998년에는 빈곤율이 16-17% 인 한편 2001-2002년에는 빈곤율이 10%대이다. 각 년도 빈곤진입자의 규모에도 현격한 차이가 있다. 특히 경제위기가 극심했던 1998년의 빈곤진입자 규모는 2001-2002년의 4-5배에 달한다. 위기 시기의 빈곤진입자가 단기빈곤층 중심으로 구성되었다고 판단할 때 본 연구의 결과는 단기빈곤층의 비중을 크게 과대평가하는 경향이 크다. 따라서 본 연구의 발견은 경제위기의 영향이 사라진 2000년 이후의 시기를 대상으로 한 후속연구를 통해 재검토될 필요가 있다.

7) 5년 이후의 빈곤탈출률을 0.15로 가정하는 경우에는 5년 이상의 장기빈곤층은 53.8%, 10년 이상 최장기 빈곤층이 34.9%이다.

8) 예컨대, 빈곤진입자 대상으로 빈곤주기의 분포를 구할 때에는 5년의 장기빈곤자 1명은 1년의 단기 빈곤자 1명과 동일한 비중을 차지한다. 그러나 한 시점의 빈곤자를 대상으로 빈곤주기의 분포를 구할 때에는 5년의 장기빈곤자 1명은 1년의 단기빈곤자 5명과 동일한 비중을 차지하게 된다.

미완성된 빈곤주기의 분포는 특정시점에서 빈곤자를 대상으로 빈곤시작시점부터 관찰 시점까지의 지속기간을 계산하여 구성되었다. 이 분포에서는 두 번째 열의 완성주기 분포에 비해 단기빈곤자의 비중이 커지고 장기빈곤자의 비중은 작아진다. 이러한 차이는 단기빈곤으로 간주된 빈곤주기가 관찰 시점 현재 관측 절단된 주기(censored spell)로서 이들 중 상당수는 빈곤주기의 진행 중에 있는 장기빈곤주기이기 때문에 발생한 것이다. 따라서 관측 절단된 주기의 분포를 근거로 5년 이상의 장기빈곤층이 27.6%라고 결론내리는 것은 현실을 왜곡하는 것이다.⁹⁾

지금까지는 빈곤 경험이 있는 사람들을 대상으로 개인당 하나의 빈곤주기만을 고려하여 구한 빈곤 진입시점부터 빈곤탈출시점까지의 빈곤지속기간의 분포에 대해 논의하였다. 그러나 기존 연구에 따르면 빈곤탈출자 중 상당수는 단기간 안에 빈곤에 재진입하는 것으로 알려져 있다(Stevens, 1999; 이병희-정재호, 2002). 이러한 연구결과가 사실이라면 하나의 빈곤주기만을 분석한 결과는 불완전 한 것으로서 빈곤지속기간의 분포에 대한 보다 완전한 이해를 위해서는 빈곤으로의 재진입과 반복된 빈곤주기의 고려가 필요하다.

<표 4> 비빈곤기간별 빈곤재진입률

비빈곤기간(연)	구간 시작 시점의 개인 수	구간 시작시의 비빈곤 개인 퍼센트(표준오차)	연단의 빈곤재진입률 (표준오차)
1	4215	100.0 (-)	0.134
2	2840	86.6 (0.6)	0.079
3	1812	79.8 (0.7)	0.050
4	1208	75.8 (0.8)	0.033
5	574	73.3 (0.9)	-

자료: 한국노동패널조사 1-6차년도 자료

<표 4>는 빈곤탈출자가 빈곤에 재진입하는 확률을 비빈곤기간별로 보여준다.¹⁰⁾ 비빈곤주기의 첫해를 경험하고 있는 탈출자들 중에서는 약 15%가 빈곤에 재진입하고 빈곤탈출자의 약 20%가 셋째 해 전에 빈곤에 재진입한다. 빈곤주기의 3년차 이후에는 재진입확률이 5%대 이하로 나타나서 5년차에는 73% 정도가 비빈곤 상태를 유지한다. 미국의 경우 빈곤 재진입률이 우리나라보다 높아 빈곤탈출자의 4분의 1 이상이 한 해를 넘기지 못한다. 또 빈곤에 재진입하고 5년차에는 절반만이 비빈곤 상태를 유지하는 것으로 나타나 우리나라보다 훨씬 높은 재진입확률을 보인다(Stevens, 1994). 그러나 영국의 경우에는 빈곤을 탈출한 사람들의 15%를 약간 넘는 수가 2년 이내에 빈곤에 재진입하고 빈곤주기의 5년차에도 80% 가까운 수가 비빈곤 상태를 유지하는 것으로 나타났다(Jenkins, 2000).¹¹⁾ 이러한 국제

9) 이렇게 일정기간 추적된 패널자료에서 구한 관측 절단된 주기에 대한 정보를 이용하여 빈곤주기의 분포를 구하는 방법은 국내외의 여러 연구에서 이용되었다. 그러나 자료의 관찰기간이 짧아 이들 빈곤주기 중 상당수는 빈곤의 시작시점이 관측되지 않거나(좌측절단) 빈곤의 종료시점이 관측되지 않아(우측절단) 장기빈곤의 정도를 과소추정하게 된다.

10) 이 분석에서는 달리 좌측절단된 빈곤주기가 하더라도 빈곤탈출시기가 확인된 경우는 표본에 포함되므로 빈곤탈출률 분석에서보다 표본크기가 크다.

11) 본 논문에서 언급한 빈곤탈출률과 재진입률의 국제적 비교는 매우 대략적인 것으로서 받아들여져야 한다. 각 나라 연구에서 이용된 빈곤선의 개념과 수준, 포괄하는 빈곤층의 범위, 분석 시기의

비교는 우리나라의 빈곤재진입확률이 낮은 수준은 아님을 시사한다. 이러한 반복빈곤 현상이 우리나라 빈곤의 구조적 특성인지, 1997년 외환위기의 여파와 같은 경기순환 때문에 나타난 특성인지에 대한 면밀한 검토가 필요하다.

<표 5> 총 빈곤기간의 분포: 반복빈곤주기를 포함한 경우

빈곤기간(연)	빈곤진입자 대상		특정시점 빈곤자 대상	
	완성 단일주기	완성 중복주기	완성 단일주기	완성 중복주기
1	58.0	24.8	22.4	6.2
2	15.2	25.1	11.8	12.5
3	8.3	13.2	9.6	9.8
4	4.2	8.4	6.4	8.3
5-30	14.3	28.3	49.8	63.2
10-30	4.7	8.9	25.3	31.7
합계	100.0	100.0	100.0	100.0
평균	2.6	4.0	6.5	8.2

자료: 한국노동패널조사 1-6차년도 자료

<표 5>에서는 반복되는 빈곤주기를 포함하여 빈곤지속기간의 분포를 구한 결과를 제시하였다.¹²⁾ 첫 빈곤주기와 반복주기는 독립적으로 발생한다는 가정을 하고 빈곤지속기간의 계산을 하였다. 그러나 Stevens(1999)는 이들 주기 사이에 상관관계가 존재함을 밝혔고 따라서 여기서 제시된 결과는 총 빈곤기간의 분포에 관한 개략적인 모습을 제시한 것으로 받아들여야 한다. 비교를 위해 단일주기만을 고려한 <표 3>의 결과를 함께 제시하였다.

표에 따르면 반복주기를 포함하여 추정한 빈곤지속기간의 분포는 단일주기만을 고려한 경우와 상당한 차이를 보인다. 빈곤진입자를 대상으로 추정된 경우 5년 이상의 장기빈곤자가 14%에서 28%로 증가하였으며 평균지속기간도 2.6년에서 4.0년으로 증가하였다. 특정 시점의 빈곤자를 대상으로 추정할 경우에도 큰 차이가 나타난다. 5년 이상의 장기빈곤자는 50%에서 63%로 증가하였으며 평균지속기간도 6.5년에서 8.2년으로 증가하였다.

지금까지의 분석은 우리나라에서 빈곤진입자 중 소수만이 장기빈곤층이라고 말하는 것은 어느 정도 타당하지만, 횡단적 조사를 통해서 파악된 빈곤층에 대해 압도적 다수가 단기빈곤층이라고 결론 내리는 것은 적절치 못하다는 점을 보여준다. 빈곤을 경험하는 사람의 대다수가 단기간 안에 빈곤을 벗어난다는 주장은 타당하지만 한 시점의 빈곤층 중 적지 않은 수가 장기빈곤층이라는 점 또한 사실이다. 반복빈곤의 현상을 고려할 때 이러한 점은 더욱 명확히 확인된다.

차이 등으로 인해 엄밀한 비교는 매우 어렵다.

- 12) 패널 기간이 짧아 빈곤재진입률을 구할 수 없는 5년 이후의 빈곤기간에 대해서는 빈곤재진입률이 0.02인 것으로 가정하였다. 반복된 빈곤주기를 포함한 빈곤지속기간의 분포를 구하는 데에는 공공부조 프로그램의 동학을 분석한 Bane and Ellwood(1994)가 이용한 방법을 따랐다. 구체적 내용은 III장의 연구방법을 참조하라.

2) 빈곤지속기간의 결정요인

<표 6>은 이산시간위험 모형(discrete-time hazard model)의 추정을 통해 빈곤탈출과 관련된 요인을 분석한 결과이다. 모형 I에서는 빈곤지속기간 더미변수를 이용하여 시간의 변화에 따른 빈곤탈출률을 추정한 것으로서 <표 2>의 생명표 분석 결과와 본질적으로 동일한 것이다. 단 빈곤기간 5년차의 회귀계수는 분석사례수의 부족으로 인해 매우 부정확하게 추정되어 빈곤기간 4년과 5년을 결합하여 추정하였다. 모형 I의 추정결과에 따르면 빈곤기간이 증가할수록 탈출률이 감소하게 됨을 알 수 있다. 또 모형 I은 빈곤진입시기를 외환위기의 시기인 1998-1999년과 위기 이후의 시기인 2000-2002년의 두 시기로 나눈 더미변수를 포함한 결과를 보여준다. 빈곤진입시기를 나타내는 변수는 통계적으로 유의미한 값을 보여 외환위기 시기에 빈곤에 진입한 집단이 외환위기 이후에 빈곤에 진입한 집단보다 빈곤탈출률이 높은 수준임을 보여준다. 이러한 결과는 앞에서 추정한 높은 빈곤탈출률이 일정 부분 외환위기 시기의 특성을 반영한 것임을 확인시켜 준다.

모형 II에는 가구주의 연령 변수를 추가적으로 투입하였다. 44세 이하의 젊은 가구주를 가진 가구원을 기준으로 볼 때 45-54세의 가구주를 가진 가구 구성원은 높은 빈곤탈출률을 보인다. 반면에 55-64세의 중고령자 가구주를 가진 가구 구성원은 낮은 빈곤탈출률을 보이고 65세 이상의 노인가구주 가구 구성원은 한층 낮은 빈곤탈출률을 나타낸다. 모형 III에서는 가구주의 성 변수를 추가한 결과, 가구주가 여성인 경우에는 빈곤탈출률이 낮아지는 것으로 나타났다.

모형 IV에는 가구주 교육수준 변수를 새로이 투입하였다. 예상대로 초등학교 졸업 이하의 학력을 가진 가구주의 구성원들에 비해 학력이 중졸에서 고졸 사이인 가구주의 가구구성원들은 높은 빈곤탈출률을 보였다. 그러나 대입 이상의 가구주 구성원들의 탈출률은 초졸 이하 가구주 구성원들과 통계적으로 유의미한 차이를 보이지 않았다. 가구주 교육수준을 통제했을 때에 가구주 연령이나 성변수의 영향력에도 약간의 변화가 일어났다. 가구주의 연령이 높을수록, 그리고 가구주가 여성일수록 모형 3의 추정치와 비교해서 탈출률이 높아지는 경향을 보인다. 이러한 현상은 고령자 가구주나 여성 가구주는 타 가구주에 비해 학력수준이 낮기 때문에 발생하는 것으로 판단된다.

마지막으로 모형 V에는 가족 내에 18세 미만의 아동이 존재하는지 여부를 나타내는 변수를 추가하였다. 아동이 가족 내에 존재할 경우 가족은 경제적 부양의 부담을 안게 되고 특히 어린 아동의 경우에는 양육 부담으로 인해 가족 내 성인의 경제활동 참여를 어렵게 할 수 있다. 이러한 이유로 가족 내 아동의 존재는 빈곤탈출률을 떨어뜨릴 것으로 예측된다. 그러나 추정의 결과 아동을 부양하는 가족의 구성원들은 높은 빈곤탈출률을 보이는 것으로 나타났다.

이러한 부양아동 존재와 빈곤탈출 사이의 정적인 관계는 인과적 관련을 반영하는 것으로 보이지는 않는다. 가족 내 아동의 수나 가장 어린 아동의 나이 등을 범주화한 변수를 투입하여 모형을 추정할 결과 부양부담의 정도를 나타내는 아동의 수나 나이는 빈곤탈출률에서 유의미한 차이를 초래하지 않았다. 이러한 결과에 비추어 볼 때 가족 내 아동의 존재는 충분히 통제되지 않은 다른 변수의 영향을 반영하는 지표로서 작용하고 있는 것으로 보인다. 가령 아동의 존재는 근로능력 있는 부모의 존재를

의미할 수 있고 우리나라의 경우 특히 아동은 대다수가 경제활동의 여력이 큰 양부모 가족 내에 존재한다. 즉 아동의 존재 변수의 영향력은 모형에 투입된 가구주의 연령 변수나 가구주의 성 변수 등에서 충분히 포착되지 않은 가구 내 근로능력의 정도를 반영하는 대리변수로서 기능하고 있을 가능성이 있다.¹³⁾

<표 6> 빈곤탈출모형의 추정결과

변수	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV	모형 V
상수	-.162** (.059)	.011 (.073)	.025 (.073)	-.180 (.120)	-.346** (.142)
빈곤기간 더미 (기준범주: 1년)					
2년	-.889***(.092)	-.781***(.094)	-.777***(.094)	-.766***(.094)	-.772***(.094)
3년	-1.163***(.139)	-.945***(.143)	-.941***(.143)	-.943***(.143)	-.951***(.143)
4-5년	-2.138***(.215)	-1.799***(.219)	-1.798***(.219)	-1.806***(.220)	-1.808***(.220)
진입시기 더미 (기준: 2000+)					
1998-1999	.371***(.073)	.355***(.075)	.352***(.075)	.390***(.076)	.378***(.076)
가구주 연령 (기준:18-44)					
45-54		.255***(.091)	.277***(.092)	.275***(.094)	.335***(.098)
55-64		-.369***(.092)	-.342***(.093)	-.291***(.101)	-.165 (.116)
65+		-.978***(.101)	-.941***(.102)	-.858***(.113)	-.734***(.126)
가구주 성 (여성=1)			-.244** (.107)	-.190* (.109)	-.155 (.110)
교육수준 (기준:초졸이하)					
고졸되 이하				.342***(.105)	.340***(.105)
고졸				.196* (.103)	.192* (.103)
대입 이상				.049 (.120)	.050 (.120)
아동 부양 여부					.193** (.088)
-2LL	4997.5	4849.4	4844.1	4831.3	4826.5
표본 크기	3834				

자료: 한국노동패널조사 1-6차년도 자료

주: * 10%에서 통계적으로 유의, ** 5%에서 통계적으로 유의, *** 1%에서 통계적으로 유의.

<표 7>에서는 빈곤재진입모형을 추정한 결과를 제시하였다. 각 모형에 투입된 변수는 <표 6>의 빈곤탈출모형에서와 동일하다. 모형 I에서는 비빈곤기간이 증가할수록 반복빈곤으로 재진입할 확률이 감소하게 됨을 보여준다. 또 외환위기의 시기인 1998-1999년에 빈곤을 탈출한 경우는 위기 이후의 시기에 탈출한 경우보다 빈곤재진입확률이 높은 것으로 나타났다. 외환위기는 빈곤탈출과 빈곤재진입 모두를 활발하게 만드는 영향을 미친 것으로 보여 기존연구에서 보여준 우리나라의 활발한 빈곤이행 양상이 일정 부분 외환위기 시기의 특성을 반영한 것임을 확인시켜 준다.

13) 이러한 변수 들 이외에 가구 내 18-64세의 가구원 수 변수를 투입하여 근로능력자의 수가 빈곤탈출에 미치는 영향을 포착하려 시도하였으나 예상과는 달리 이 변수는 대체로 빈곤탈출률과 유의미한 관련을 보이지 않았다.

<표 7> 빈곤재진입모형의 추정결과

변수	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV	모형 V
상수	-2.40*** (.076)	-2.89*** (.099)	-2.94*** (.100)	-2.65*** (.135)	-2.48*** (.160)
빈곤기간 더미 (기준범주: 1년)					
2년	-.659***(.089)	-.610***(.090)	-.609***(.090)	-.607***(.090)	-.607***(.090)
3년	-1.244***(.127)	-1.178***(.128)	-1.171***(.128)	-1.168***(.128)	-1.166***(.128)
4-5년	-2.309***(.192)	-2.229***(.193)	-2.223***(.193)	-2.213***(.193)	-2.210***(.193)
진입시기 더미 (기준: 2000+)					
1998-1999	.644***(.086)	.777***(.088)	.789***(.088)	.775***(.088)	.780***(.088)
가구주 연령 (기준:18-44)					
45-54		.067 (.105)	.032 (.105)	-.086 (.109)	-.166 (.116)
55-64		.621***(.103)	.578***(.104)	.421***(.112)	.285** (.132)
65+		1.335***(.104)	1.261***(.105)	1.072***(.118)	.929***(.138)
가구주 성 (여성=1)			.500***(.102)	.421***(.105)	.398***(.106)
교육수준 (기준:초졸이하)					
고졸퇴 이하				-.033 (.105)	-.031 (.105)
고졸				-.330***(.111)	-.332***(.111)
대입 이상				-.552***(.146)	-.554***(.146)
아동 부양 여부					-.196** (.100)
-2LL	5372.5	5192.6	5170.2	5148.5	5144.6
표본 크기	10633				

자료: 한국노동패널조사 1-6차년도 자료

주: * 10%에서 통계적으로 유의, ** 5%에서 통계적으로 유의, *** 1%에서 통계적으로 유의.

모형 II에서는 55세 이상 가구주를 가진 가족 구성원이 44세 이하의 젊은 가구주의 가족 구성원에 비해 빈곤재진입률이 높고 65세 이상 노인 가구주 가구는 특히 재진입 확률이 높은 것으로 나타났다. 그러나 빈곤탈출모형에서와는 달리 45-54세 가구주 가구 구성원은 빈곤재진입률에서 44세 이하 가구주 가구와 차이가 발견되지 않았다. 모형 III은 여성 가구주 가구가 빈곤재진입률이 높음을 보여준다. 가구주의 성을 통제했을 때에는 연령 변수의 고령자 범주 회귀계수 값이 작아져 고령자 가구의 취약성 중 일부는 가구주가 여성인 데에서 기인함을 짐작케 한다.

모형 IV는 가구주 학력이 고졸 이상인 경우 학력이 높을수록 초등학교 졸업 이하의 학력을 가진 가구주의 구성원들에 비해 빈곤재진입률이 낮음을 보여준다. 고교 중퇴 이하의 학력을 가진 가구 사이에서는 재진입률의 차이가 발견되지 않았다. 빈곤탈출모형에서와 같이 학력을 통제한 결과 가구주 연령변수와 성 변수의 회귀계수 값이 작아져 고령자 가구주나 여성 가구주는 낮은 학력수준이라는 또 하나의 취약성을 공유하는 경향이 있음을 시사한다.

모형 V에서는 가족 내 아동의 존재가 빈곤재진입 확률을 낮추는 점이 확인되어 빈곤탈출모형과 동일한 결과를 나타냈다. 흥미로운 현상은 가족 내 아동의 존재를 통제할 경우 빈곤재진입을 촉진하는

가구주 연령이나 성 변수의 영향력이 축소된다는 점이다. 빈곤탈출모형에 대한 논의에서도 제시되었듯이 이는 가구 내에 아동이 있다는 사실이 저연령 가구나 양부모가구의 긍정적 특성을 반영하기 때문에 나타난 현상으로 보인다.

일반적인 로짓모형의 추정치들과 같이 앞의 <표 6>과 <표 7>에서 제시된 회귀계수 값들에서는 각 변수가 빈곤탈출률이나 빈곤재진입률에 미치는 영향력의 크기를 그대로 파악할 수 없다. <표 8>에서는 빈곤의 지속기간에 미치는 주요한 변수를 파악하기 위해 앞의 모형들에서 확인된 주요한 특성별로 빈곤탈출과 빈곤재진입에 미치는 영향을 확률의 형태로 제시하였다.

<표 8> 단일 가구특성별 빈곤이행확률의 추정치

빈곤이행시점의 특성	빈곤탈출확률(%)		빈곤재진입확률(%)	
	다른 특성 통제	다른 특성 비통제	다른 특성 통제	다른 특성 비통제
전체	44.0	44.0	7.6	7.6
가구주 연령				
18-44	46.3	50.2	6.4	5.4
45-54	54.1	58.7	5.5	5.7
55-64	42.4	39.0	8.2	9.4
65+	30.1	24.1	14.2	18.3
가구주 성				
남성	44.5	45.5	7.2	6.9
여성	41.1	34.8	10.1	13.1
교육수준				
초졸이하	40.8	33.2	8.7	12.0
고졸이하	48.4	50.4	8.5	7.8
고졸	45.1	49.9	6.5	5.6
대입 이상	41.9	46.0	5.3	4.4
아동 존재 여부				
없음	41.6	36.7	8.2	10.4
있음	45.9	50.0	6.9	5.6
표본크기	3834		10633	

자료: 한국노동패널조사 1-6차년도 자료

우선, 표의 첫째 열과 셋째 열에서는 <표 6>과 <표 7>의 모형V에 제시한 다변인 분석모형에 포함된 다른 모든 변수를 통제한 상태에서 각각의 변수의 영향력을 제시하였다. 첫 행의 수치는 모형 V의 추정결과에 표본의 실제 특성 값들을 적용하여 예측한 전체 표본의 확률의 평균값으로 빈곤탈출확률이 44%, 빈곤재진입확률이 7.6%인 것으로 나타났다.

둘째 행부터는 모형 V의 추정결과에 영향력을 추정하는 해당 변수를 제외하고 나머지 모든 특성 변수에 대해서 표본의 실제 값을 적용한 결과 나타난 확률치를 보여준다. 예컨대, 18-44세의 가구주 연령 범주의 46.3%는 다른 특성은 실제 표본 값 대로이면서 가구주 연령은 표본 전체가 18-44세인 가설적인 경우의 탈출확률이다. 가구주 연령 범주 별로 이렇게 예측된 확률의 차이를 본 결과 노인가구의 빈곤탈출확률이 30.1%로서 다른 가구에 비해 크게 낮다는 점이 두드러진다. 노인가구는 빈

곤재진입확률 또한 14.2%로서 다른 가구에 비해 크게 높아 노인가구의 취약성을 확인시킨다. 가구주 연령에 비해서는 그 차이는 작지만 가구주의 성에 따라서도 빈곤탈출률과 재진입률에 일관된 차이가 나타난다.

그러나 가구주 교육수준의 영향력은 예상보다 두드러지지 않는다. 빈곤탈출확률은 고교 중퇴와 고졸자 집단이 높고 초등학교 졸업 이하가 낮은 것으로 나타나지만 대입 이상의 경우도 유사하게 낮은 수준을 보여 일관성 있는 양상을 보이지 않는다. 빈곤재진입확률의 경우에는 학력이 높을수록 확률이 감소하는 보다 일관된 양상을 보이지만 그 격차는 가구주 연령이나 성 변수에 비교해 크지 않다. 아동의 존재 여부에 따라서도 빈곤탈출률과 빈곤재진입률에 적지 않은 차이가 나타난다.

<표 8>의 첫 번째와 세 번째 열에 관한 지금까지의 논의는 다른 변수를 통제한 상태에서의 각 변수의 영향력을 알려준다. 그러나 현실에서는 각 변수의 개인별 분포는 상당한 상관관계를 보인다. 예컨대, 많은 경우 노인은 연령에서 취약성을 가질 뿐만 아니라 낮은 학력이라는 취약성 또한 가진다. 따라서 빈곤의 지속성이 현저한 집단을 포착하여 정책적 대응을 위해서는 다른 특성을 통제하지 않은 상태에서 각 특성집단별로 빈곤탈출률과 재진입률을 보는 것이 의미가 있다(Bane and Ellwood, 1994). 이러한 취지에서 <표 8>의 두 번째와 네 번째 열에서는 <표 6>과 <표 7>의 모형 5와 표본의 실제 특성을 이용하여 예측한 확률 값을 단일특성에 따라 구분한 집단별로 제시하였다.

가구주 연령을 따라 첫 번째와 둘째 열을 비교하면 가구주가 54세 이하인 가구에서는 빈곤탈출률이 증가하고 55세 이상 가구에서는 빈곤탈출률이 감소한다. 이는 젊은 가구주의 학력이 고령 가구주에 비해 상대적으로 높아 학력을 통제하지 않은 경우 고령가구의 탈출률이 더 떨어지기 때문에 발생한다. 그 결과 노인가구의 탈출률은 젊은 가구주의 절반에도 미치지 못하는 낮은 수준임이 확인된다. 이러한 현상은 빈곤재진입률에서도 유사하게 나타나 노인가구의 빈곤재진입률은 젊은 가구의 3배 이상으로 나타난다.

다른 특성을 통제하지 않은 상태에서 가구주의 성별로 집단을 나누어 본 결과 남성가구주와 여성가구주 사이의 격차는 더욱 크게 확대되었다. 빈곤탈출률에서는 여성가구주는 남성가구주에 비해 10%포인트 이상 낮은 수준을 보이고 빈곤재진입률에서도 두 배 이상의 높은 수준을 보인다. 가구주 교육수준이나 아동의 존재 여부로 나누어 본 경우에도 다른 특성을 통제한 결과와 비교해 집단 간의 격차가 증대하는 양상을 보여준다.

이러한 결과는 많은 경우 빈곤에 취약한 특성들이 중첩되어 있어 이 중 주요한 소수의 특성만을 이용하여도 정책의 우선적 고려대상인 장기빈곤층을 충분히 포착할 수 있다는 점을 시사한다. 지금까지의 분석에서 확인된 장기빈곤의 지표 중 단연 두드러지는 특성은 가구주의 연령과 성이다. <표 9>에서는 우선 가구주의 연령을 기준으로 노인가구를 하나의 집단으로 구분하였다. 그리고 비노인가구에서 다시 여성가구주가구를 분리하여 비노인 여성가구주 가구를 또 하나의 집단으로 구분하였다. 그리고 비교집단으로서 비노인 남성가구주 가구를 교육수준별로 나누어 살펴보았다.

<표 9> 복합 가구특성별 빈곤이행확률의 추정치

빈곤이행시점의 특성	빈곤진입자 중 비중	빈곤탈출확률(%)	빈곤탈출자 중 비중	빈곤재진입확률(%)
전체	100.0	44.0	100.0	7.6
노인 가구(65+)	21.2	24.1	10.6	18.3
비노인 여성 가구	8.6	42.4	8.5	10.2
비노인 남성 가구	(70.2)	(50.3)	(80.9)	(6.0)
저교육(초졸이하)	13.9	42.7	14.3	8.1
기타(고중퇴 이상)	56.3	52.1	66.6	5.4
표본크기	3834		10633	

자료: 한국노동패널조사 1-6차년도 자료

표에 따르면 노인가구는 빈곤탈출률과 빈곤재진입률 모든 면에서 장기빈곤의 경향이 가장 강한 집단으로 빈곤층 중 차지하는 비중도 상당한 규모이다. 노인가구의 경우 이 중 다수는 저학력자이고 여성의 비중도 높아 이들 가구 구성원은 빈곤탈출이 어렵고 빈곤을 탈출하여도 재진입하는 경향이 강해 장기빈곤층의 주요한 구성 집단을 이루는 것으로 보인다. 따라서 우리나라 장기빈곤의 문제를 해결하기 위해서는 노인빈곤층에 집중된 정책방안의 수립이 절대적으로 요청된다 하겠다.

장기빈곤의 경향이 강한 다음 집단은 비노인 여성가구주 가구이다. 이들은 규모나 장기빈곤의 정도에서 노인가구보다 작은 비중을 차지하지만 최근의 이혼 등의 급증 추세를 고려할 때 이들을 대상으로 한 장기적인 대책이 수립될 필요가 있다.

비노인 남성가구주 가구의 경우 장기빈곤의 경향이 약하지만 이들 중 저교육 집단에 대해서는 주의 기울일 필요가 있다. 그러나 이들의 과반수(57%)는 55-64세의 고령자 집단으로서 이들의 장기빈곤경향은 고연령에서 비롯되었을 가능성이 있다. 현실적으로도 이들 장기빈곤의 원인을 저학력에 두고 이를 해결하려는 정책적 처방은 효과를 거두기 어려운 것으로 보인다. 고연령으로 인한 근로능력의 저하에 대한 다각적인 대책이 필요하다.

5. 결 론

본 연구는 한국노동패널조사, 1998-2003 자료를 이용하여 우리나라 빈곤의 동태적 양상, 특히 빈곤 지속기간과 이에 관련된 요인을 분석하였다. 본 연구에서는 패널 자료에서 관찰되는 빈곤주기에 관한 정보를 이용하여 빈곤탈출확률을 추정하였고, 이로부터 빈곤주기의 지속기간을 계산하고 빈곤주기의 지속기간별 분포를 구성하였다. 또한 빈곤이행 유형에 대한 기술적 분석과 이산시간 위험률 분석 방법을 이용하여 빈곤주기의 지속기간에 영향을 미치는 요인에 대한 분석을 하였다. 본 연구의 발견을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 우리나라 빈곤층의 빈곤탈출률은 비교적 높은 수준이어서 매우 활발한 빈곤탈출양상을 보여

준다. 빈곤에 진입한 사람들의 4분의 3 가까운 수가 2년 안에 빈곤을 탈피한다. 5년 이상의 장기 빈곤층의 비중은 14% 정도에 그치며, 10년 이상의 최장기 빈곤층의 비중은 매우 낮다. 그러나 어느 한 시점에서 빈곤한 사람들을 대상으로 빈곤의 지속기간을 볼 경우에는 장기빈곤층의 비중이 무시할 수 없는 비중을 차지함을 알 수 있다. 2년 안에 빈곤을 탈피하는 빈곤층은 3분의 1에 불과하다. 5년 이상의 장기 빈곤층이 50%를 차지하며 10년 이상의 최장기 빈곤층도 25%를 넘어선다.

이러한 발견에 따르면 우리나라에서 빈곤을 경험하는 사람의 대다수가 단기간 안에 빈곤을 벗어나지만, 한 시점의 빈곤층 중 적지 않은 수가 장기빈곤층이라는 점 또한 사실이다. 반복빈곤의 현상을 고려하면 이러한 점은 더욱 분명해진다. 반복주기를 포함하여 추정한 빈곤지속기간의 분포에 따르면 단일주기만을 고려한 경우에 비해 장기빈곤층의 비중이 크게 증가한다. 특정 시점의 빈곤자를 대상으로 추정한 경우에도 5년 이상의 장기빈곤자는 50%에서 63%로 증가하였다.

둘째, 빈곤탈출과 빈곤재진입에 관한 이산시간모형을 추정한 결과 빈곤지속기간의 주요한 결정요인은 가구주의 연령과 성인 것으로 나타났다. 노인가구는 빈곤탈출률과 빈곤재진입률 모든 면에서 장기 빈곤의 경향이 가장 강한 집단이고 빈곤층에서 차지하는 비중도 상당하다. 노인가구주의 다수는 저학력자이고 여성이 차지하는 비중도 커서 장기빈곤경향이 특히 강한 것으로 보인다. 장기빈곤의 경향이 강한 다음 집단은 비노인 여성가구주 가구이다. 비노인 남성가구주 가구의 경우 전반적으로 장기빈곤의 경향이 약하지만 55-64세의 고령자 집단 또한 잠재적인 장기빈곤집단으로서 주목할 필요가 있다.

이러한 분석결과에 비추어 볼 때 우리나라 장기빈곤의 문제를 해결하기 위해서는 노인빈곤층에 집중된 정책방안을 수립하는 것이 매우 중요하다. 노인가구의 경제적 취약성은 근로능력 저하의 불가피한 결과로서 이전소득의 확대를 통한 빈곤감소 전략이 우선적인 대책으로 고려되어야 한다. 1990년대 중반까지는 친족 간의 사적인 소득이전이 노인빈곤의 완화에 큰 역할을 하였다. 그러나 1990년대 후반을 경과하며 저소득 노인가구의 사적 이전소득은 크게 감소하였다. 여기에는 사적인 소득이전의 제공자인 근로저소득층의 경제적 지위 악화가 영향을 미친 것으로 보이며 이러한 추세는 쉽게 역전되지 않을 것으로 판단된다(구인회, 2004). 따라서 저소득 노인가구의 사적 이전소득 감소를 보완할 공적 이전의 확대 대책이 우선적으로 마련되어야 한다.

비노인 여성가구주의 경우 그 규모나 장기빈곤의 정도에서 노인가구보다는 심각성이 떨어지지만, 최근의 이혼 등의 급증 추세를 고려할 때 이들을 대상으로 한 장기적인 대책이 수립될 필요가 있다. 문제는 이들의 소득부족을 보완하면서 경제적 능력 향상을 촉진하는 적절한 방안을 찾는 것이다. 그런데 가족 내 아동의 존재는 빈곤의 장기화와 관련이 없는 것으로 나타나, 이들의 장기빈곤경향에 여성가구주의 가족 내 부양자로서의 부담보다는 취약한 교육수준이나 열악한 노동시장지위 등이 더욱 중요한 원인일 수 있으며 이를 개선할 정책적 방안의 마련에 더욱 역점을 두어야 함을 시사한다. 하지만 이에 대해서는 후속연구를 통한 엄밀한 분석이 요구된다.

90년대 후반 경제위기 이래로 근로빈곤층의 증가가 커다란 사회적 관심의 대상이 되었지만 비노인 남성가구주 가구의 대다수는 일시적으로 빈곤을 경험하는 단기빈곤층인 것으로 보인다. 이들의 빈곤 이행에는 근로소득의 변화가 압도적인 영향을 미친다는 기존 연구의 결과를 볼 때 효과적인 노동시장 정책의 수립을 통해 근로소득을 빈곤선 이상으로 증대시키는 노력이 장기빈곤의 예방차원에서 매우

중요하다. 저숙련층 노동시장 여건이 악화하는 상황에서 저소득층 근로지원 세액공제제도(Earned Income Tax Credit)의 도입과 최저임금 수준의 현실화가 요구되고 저소득층 인적자본 향상대책이 장기적으로 추진되어야 할 것이다.

참고문헌

- 강철희. 1997. "자활보호기구의 자활보호 프로그램으로부터의 탈피와 탈피율에 관한 실증적인 분석: 로지스틱 회귀분석과 생존표 분석을 이용한 접근". 『한국사회복지학』 31: 87-118.
- 구인회. 2002. "빈곤층의 사회경제적 특성과 빈곤이행: 경제위기 이후의 시기를 중심으로". 『한국사회복지학』 48: 82-112.
- 구인회. 2004. "한국의 빈곤, 왜 감소하지 않는가?: 1990년대 이후 빈곤추이의 분석". 『한국사회복지학』 56(4): 57-78.
- 금재호. 2003. "일과 빈곤". 『제4회 한국노동패널 학술대회 논문집』. 한국노동연구원·한국노동경제학회.
- 금재호·김승택. 2001. "빈곤의 원인에 대한 실증분석: 패널데이터 분석을 중심으로". 한국노동경제학회 추계 학술세미나.
- 김교성. 2002. "소득이전의 빈곤완화 및 빈곤이행 효과에 관한 연구". 『한국사회복지학』 48: 113-149.
- 김교성·반정호. 2004. "고용상태와 빈곤경험이 빈곤이행에 미치는 영향에 관한 연구". 『사회복지정책』 18: 31-52.
- 박병현. 1997. "빈곤의 지속기간에 관한 연구 - 자활보호대상자를 중심으로". 『한국사회복지학』 32: 45-67.
- 박순일. 2000. "빈곤 및 소득분배 실태". 『보건복지포럼』 41, 17-25.
- 박찬용·김진옥·김태원. 1999. 『경제위기에 따른 빈곤수준 및 소득불평등 변화와 정책과제』. 한국보건사회연구원.
- 방하남·안주엽·장지연·박은경·호정화·정혜원. 1999. 『한국 가가와 개인의 경제활동: 한국노동패널 1차년도 자료분석』. 한국노동연구원, 고용보험연구센터.
- 이병희·정재호. 2002. "경제위기 이후의 빈곤구조 분석: 반복빈곤 및 고용과의 관계를 중심으로". 『동향과 전망』 52: 128-150.
- 황덕순. 2001. "경제위기 이후의 빈곤에 대한 동태 분석". 『노동정책연구』 가을호: 31-59.
- 황덕순. 2002. "빈곤에 대한 동태적 분석". 정진호·황덕순·이병희·최강식 편. 『소득불평등 및 빈곤의 실태와 정책과제』. 한국노동연구원. pp. 88-124.
- 홍경준. 2004. "빈곤에 대한 동태적 분석: 빈곤주기를 중심으로". 『사회복지연구』 24: 187-209.
- Allison, P. D. 1997. *Survival Analysis Using the SAS System: A practical guide*. NC: SAS Institute.
- Bane, M.J., and D. Ellwood. 1986. "Slipping into and out of Poverty: The dynamics of spells." *Journal of Human Resources* 21(1): 1-23
- Bane, M.J., and D. Ellwood. 1994. *Welfare Realities: From rhetoric to reform*. MA: Harvard University Press.
- Iceand, J. 1997. "The Dynamics of Poverty Spells and Issues of Left-censoring." *PSC Research Report Series*. (<http://www.psc.lsa.umich.edu/pubs/>)

- Jenkins, S. P. 2000. "Modelling Household Income Dynamics." *Journal of Population Economics* 13: 529-567.
- Stevens, A. H. 1994. "The Dynamics of Poverty Spells: Updating Bande and Ellwood." *American Economic Review* 84(2): 34-37.
- Stevens, A. H. 1999. "Climbing out of Poverty, Falling back in." *Journal of Human Resources* 34(3): 557-588.

Poverty Dynamics in Korea: Poverty Duration and its Determinants

Ku, In-Hoe
(Seoul National University)

This study examines dynamics of poverty in Korea, focusing on poverty duration and its determinants. Data come from Korean Labor and Income Panel Study(KLIPS), 1998-2003. KLIPS is a longitudinal survey of 5,000 families and their members which are representative of urban residents in Korea. Respondents of KLIPS annually report detailed information on their income, economic activities, and other socio-economic characteristics. This study use poverty exit probabilities to generate distributions of spell lengths, following Bane and Ellwood(1986)'s methodology.

This study finds a high level of poverty exit rates in Korea. About three quarters of those beginning a poverty spell exit from poverty within two years. Only 14.3 percent of all the poverty spells consist of long spells which persists five years or more. Yet, a different picture emerges when spells of the poor persons at a given time are analysed. Persistent poor occupy a considerable share of all the poor. Almost 50 percent of those who would be in poverty at a given time are in the midst of poverty spells lasting five years or more. When repeat spells of poverty are also included in the analyses, the proportion of long-term poor increases further. 63 percent of persons poor at a given time are long-termers.

The majority of long-term poor are members of families headed by the aged. They show both a low level of poverty exit rates and a high level of reentry rates, and thus are most likely to experience long-term poverty. In the first place, they occupy a substantial share of all the poor. The second who are likely to be poor longer is members of families headed by non-aged women. Researchers have recently paid much attention to the working poor who have increased since the economic crisis in 1997. Yet, it is very likely that families headed by non-aged male who largely consist of the working poor temporarily experience poverty. Findings for this study suggest that further studies and policy proposals addressing persistent poverty are necessary.

Key words: poverty, poverty spell, dynamics of poverty, poverty exit rate, poverty duration, repeat spells of poverty, long-term poverty

[접수일 2005. 2. 28. 게재확정일 2005. 4. 8.]