

빈곤의 지속: 상태의존성 검증

석 상 훈*

이 연구는 『한국노동패널조사』 1-8차년도 자료를 이용하여 우리나라 빈곤의 고착화와 관련하여 문제가 되는 빈곤의 지속성이 관찰되지 않는 개인의 이질적인 속성으로 인하여 발생하는지 아니면 과거 빈곤의 경험이 미래 빈곤경험과 인과관계(상태의존효과)를 갖는지에 대한 검증을 시도하였다. 관찰된 그리고 관찰되지 않은 속성을 통제한 분석 결과, 우리나라에서도 과거 빈곤의 경험이 미래 시점의 빈곤 위험을 증가시키는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 빈곤계층에게 현재와 같은 시혜적인 복지정책보다는 폭넓은 취업의 기회를 제공하고 이와 더불어 취업의 질을 높이는 보다 적극적인 고용전략이 탈빈곤 정책으로 더 실효성이 있음을 강하게 제기하는 것이다.

1. 서론: 빈곤의 함정은 존재하는가

1990년대 중반이후 외환위기는 우리나라 소득분배구조를 악화시키고 빈곤의 문제를 사회이슈로 등장시켰다. 빈곤의 규모가 절대적으로 증가하였을 뿐만 아니라 빈곤의 심도도 심각해졌다. 소득분배 구조나 빈곤문제는 이후 지속적으로 개선되고 있는 상태이지만, 장기간의 경기침체로 인해 2003년 다시 악화되는 양상을 보이고 있다. 통계청의 『도시가계조사』 자료를 분석한 결과, 경상소득 기준으로 최저생계비 이하 소득을 갖는 빈곤층의 비율은 1996년 4.42%에서 1999년 8.21%까지 증가하다가, 2002년 4.04%까지로 감소하였지만 2003년 다시 5.27%로 증가하였다. 중위소득의 50%를 기준으로 하는 상대빈곤율도 1996년 9.36%에서 1999년 10.79%까지 증가하다가, 2002년 9.95%까지로 감소하였지만 2003년 다시 11.19%로 증가하였다(이현주 외, 2005).

이러한 빈곤율의 급증과 함께 자연스럽게 제기되는 또 하나의 문제는 빈곤의 동태적 양상(dynamics of poverty)에 관한 것이다. 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 빈곤층이 고정되어 있는 경우가 있을 수 있다. 빈곤이 매우 장기적인 현상으로 고착되어 있는 경우에는 빈곤이 개인에 미치는 악영향이 더욱 심각할 수 있다.

* 성균관대학교 경제학과 박사과정, good@skku.edu

또한 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(구인회, 2005).

이는 빈곤을 경험한 개인은 빈곤을 경험하지 않은 개인보다 미래 기간에 빈곤 위험 높을 수 있다는 것을 의미한다. 일반적으로 과거 빈곤경험과 미래 빈곤간의 관계는 두 가지의 경로로 결정될 수 있다. 그 첫 번째 가능성은 빈곤에 진입한 개인은 빈곤을 경험할 수밖에 없는 개인적 특성(heterogeneity)을 지니고 있기 때문이다. 예를 들어, 쉽게 생각할 수 있듯이 낮은 인적자본을 가지고 있다든지, 고용상태가 불안하다든지, 건강상태가 나쁘다든지, 또는 부양해야 되는 가구원이 많게 된다면 빈곤을 경험할 위험이 높아지게 된다. 또한 낮은 지능이나 능력부족 또는 근로의욕 저하는 빈곤의 위험을 증가시키는 요인이 될 것이다. 이러한 특성이 지속되게 된다면 현재의 빈곤뿐만 아니라 미래 기간에도 빈곤을 경험할 위험은 커지게 되는데 이로 인해 형성된 현재와 미래 빈곤간의 관계는 허구적(spurious)로 발생하게 된다.

두 번째 가능성은 과거에 경험한 빈곤 자체가 미래 빈곤에 영향을 미치게 된다.¹⁾ 만약 가구소득이 최저생계비보다 낮아 정부로부터 공공부조를 받게 된다면, 근로를 통해 빈곤에서 벗어나기 보다는 빈곤선 이하에 머물며 지원을 받는 것이 더 이득을 수 있으며, 소득활동에 나서기보다 취업을 지연시키는 것이 더 나을 수 있고, 또한 수급자가 되면 의료, 교육, 주거 등 부가적인 급여의 이용이 가능하기 때문에 종합적인 의존경향이 발생할 수 있다.

미래 빈곤이 과연 개인의 이질적인 특성에 의한 것인지 아니면 과거의 빈곤 경험에 의한 것인지를 구별하는 것은 중요한 정책적 함의를 가진다. 만약 빈곤의 경험이 다른 원인과 독립적으로 새로운 빈곤을 야기하고 있다면 현재 빈곤뿐 아니라 미래 빈곤을 피하기 위한 정책 마련이 필요할 것이다. 또한 빈곤 그 자체가 빈곤을 재생산하는 경향을 가지고 있다면 어떠한 요인에 의해 그러한 메커니즘을 작동하는지에 대해서도 연구되어야 한다.

따라서 본 연구는 우리나라에서도 빈곤의 상태의존(빈곤 함정)효과가 있는지를 검증하고자 한다. 이는 현재 우리나라 빈곤 실태를 보다 정확하게 파악함으로써 빈곤에 대한 효과적인 정책방안을 모색하기 위한 선행연구로서 의미를 지닌다고 할 수 있다. 이를 위해 본 연구에서는 한국노동연구원의 『한국노동패널조사』(1998년-2005년; 이하 『노동패널』) 자료를 활용하여 우리나라 빈곤 구조의 동태적 특질을 규명하고, 이를 토대로 빈곤의 상태의존성이 있는 지에 대한 검증 작업은 동태적 확률효과 프로빗 모형(dynamic random effects probit model)과 Honoré and Kyriazidou(2000)의 동태적 조건부 로짓 모형(dynamic conditional logit model)을 원용하고자 하고자 한다. 이를 위하여 이장에 이어 2절에서는 빈곤의 동태적 특성을 연구한 기존의 연구 성과를 살펴보고, 3절에서는 우리나라 빈곤층의 경제활동상태 및 소득지위의 변화를 살펴본다. 4절에서는 빈곤 구조의 동태적 특질을 규명하고, 이를 토대로 빈곤의 상태의존성이 있는지에 대한 검증 작업을 시도한다. 이를 기초로 5절에서는 탈빈곤 대책이 내실화 할 수 있는 방안에 대한 결론을 도출한다.

1) 이를 통상적으로 상태의존효과(state dependence effect)라고 한다.

II. 기존연구

적절하고 효과적인 탈빈곤정책을 수립하기 위해서는 정책의 대상이 되는 빈곤층의 구성과 특성에 대한 정확한 이해가 필요하다. 이에 본 장에서는 빈곤에 대한 기존연구를 정리함에 있어 빈곤의 동태적 측면에 대한 연구 동향을 중심으로 정리한다.

빈곤의 동태적 양상과 지속성에 대한 서구의 선행연구는 Bane and Ellwood(1986)에 의해 고안된 분석 방법에 따라 위험률(hazard rate) 추정을 통한 빈곤주기(poverty spell)의 분석으로 수렴되는 경향을 보인다. Bane and Ellwood(1986)의 위험률 접근법은 Stevens(1999)의 다변인 분석을 통해 반복된 빈곤주기(multiple spells of poverty)를 포괄하는 분석으로 확장되었다²⁾.

Bane and Ellwood(1986)의 빈곤주기 접근법은 우리나라의 동태적 빈곤 연구에도 주로 이용되는데 이에 대한 본격적인 연구는 빈곤계층의 구성변화에 기점이 되는 외환위기 이후에 들어와서 시도되었다. 이는 빈곤의 이행과정에 대한 동태적 분석을 하기 위해서는 어떤 사회경제적 특성을 가진 집단을 지속적으로 관찰하는 종단적(longitudinal) 자료가 필요한데, 우리나라의 경우 종단적 자료의 이용이 1998년부터 시행된 『노동패널』에 의해 가능해졌기 때문이다. 이에 대한 국내연구로, 금재호·김승택(2001)은 이 조사자료의 1-3차년도 자료를 활용하여 빈곤의 진입과 탈출에 관한 분석을 시도했다. 이들은 상대적 빈곤개념을 활용하여 빈곤의 규모를 추정하고, 빈곤의 진입과 탈출이 빈번하게 이루어진다는 점이 한국 사회 빈곤의 중요한 특징임을 규명하였다. 한편, 구인회(2002)는 『노동패널』의 1-3차년도 자료를 활용하여 빈곤의 진입과 탈출에 영향을 미치는 요인을 분석하였다. 이 연구는 절대적 빈곤개념을 활용하여 빈곤의 규모를 추정하였고, Bane and Ellwood(1986)에 의해 고안된 분석방법의 일부를 활용하여 빈곤에 대한 동태적 분석을 시도 하였다. 금재호(2003)는 금재호·김승택의 연구를 1-4차년도 자료까지로 확장하고 근로빈곤가구에 초점을 두어 분석하였다. 분석결과 빈곤으로부터 탈출한 가구의 절반 이상은 낮은 소득수준에 머물러 있음을 규명하였다. 홍경준(2004)는 『노동패널』 1-5차년도 자료를 이용하여 개인별 빈곤주기를 구하고, 그에 대한 동태분석을 통해 탈빈곤 정책의 방향을 제시하였다. 이 연구에서도 빈곤의 진입과 탈출이 매우 활발하게 이루어지고 있는 것으로 나타나 빈곤에 진입한 표본의 60% 이상은 1년 만에 빈곤으로부터 탈출한 것으로 조사되었다. 이러한 탈출은 주로 취업관련 요인 때문에 이루어진다고 보아 우리나라에서 빈곤계층의 공공부조 의존성이나 근로동기의 악화는 미약하다는 점을 밝혔다. 또한 구인회(2005)는 『노동패널』 1-6차년도 자료를 이용하여 우리나라 빈곤의 동태적 양상, 특히 빈곤 지속기간과 이에 관련된 요인을 분석하였다. 이 연구에서는 우리나라 빈곤층의 탈출률은 비교적 높은 수준이어서 매우 활발한 빈곤탈출양상을 보이고 있음을 재확인했다. 즉, 빈곤에 진입한 사람들의 3/4 가까운 수가 2년 안에 빈곤을 탈피하고 있음을 밝혔다³⁾. 그리고 이 연구에서는 패널

2) Stevens(1999)은 빈곤주기(poverty spell)의 분석에서 반복된 주기를 고려하지 않고 단일 주기(single-spell)로 가정하고 분석할 경우 빈곤의 이행확률이 과대 추계됨을 보였다. 빈곤주기 분석을 원용한 국내의 연구에서는 아직까지 Stevens(1999)이 제안한 반복된 주기를 고려하지 못하고 있는 실정이며, 구인회(2006b)의 연구에서 이를 강한 가정을 통해 반영하고 있는 수준이다.

3) Bane and Ellwood(1986)와 Jenkins(2000)에 의하면, 미국의 경우 빈곤을 경험한 사람들의 60%정도가 2년

자료에서 관찰되는 빈곤주기에 관한 정보를 이용하여 빈곤탈출확률을 추정하고, 이로부터 빈곤주기의 지속기간을 계산하여 빈곤주기의 지속기간별 분포를 구성한 결과, 5년 이상의 장기빈곤층의 비중은 14% 정도에 그치며, 10년 이상의 최장기 빈곤층의 비중은 매우 낮게 나왔지만, 한 시점에서 빈곤한 사람들을 대상으로 빈곤의 지속기간을 볼 경우 장기빈곤층의 비중은 무시할 수 없는 비중을 차지하고 있음을 보여주었다. 즉, 5년 이상의 장기빈곤층이 50%를 차지하며 10년 이상의 최장기 빈곤층도 25%를 넘어선다는 것을 보여주었다.

『도시가계조사』 자료는 1998년 표본을 개편한 이후로 동일한 표본가구를 대상으로 하고 있기 때문에 자료를 연결하여 패널화할 수 있다. 물론 이 과정은 상당히 복잡할 뿐 아니라 삽입(imputation)된 자료의 처리과정에서 상당수의 표본을 누락시키게 되어 결국 패널화된 자료가 원자료를 적절하게 대표할 수 없다는 문제점을 가진다. 그럼에도 불구하고 『도시가계조사』 자료의 패널화는 상대적으로 정확한 소득 및 지출정보의 활용이 가능하며, 분기별 관찰을 통해 빈곤의 동태적 변화를 좀 더 정확하게 파악할 수 있다는 점 때문에 그 유용성은 상당히 크다고 할 수 있다. 1998-99년의 『도시가계조사』 자료를 이용한 박순일·최현수·강성호(2000)는 빈곤의 추세 및 결정요인을 분석하고 취업자의 수와 가구주 종사 직종이 빈곤이행에 큰 영향을 미침을 보고하고 있다. 또한 1998년과 1999년 사이에서 빈곤에 진입한 가구가 빈곤에서 탈출한 가구보다 더 많음을 보여주었다. 한편 황덕순(2001)은 1998-99년의 분기별 『도시가계조사』 자료를 활용해서 11개의 분기연결 패널자료를 구성한 후, 빈곤의 진입 및 탈출 확률의 추이와 가구특성에 따른 차이를 분석하였다. 또한, 빈곤에의 진입과 탈출이 빈번하게 이루어지지만, 그러한 이동의 2/3 가량은 빈곤선 주의(빈곤선의 80%-150%)에서의 이동으로 결코 안정적인 빈곤 탈출이 이루어지지 않음을 보여주었다. 하지만, 이 연구는 연속된 2개의 분기만을 연결한 자료를 활용함으로써 빈곤기간의 처음과 끝을 정확하게 알 수 없고 실제의 빈곤기간 또한 파악하지 못한다는 한계를 가진다. 이러한 문제점은 분석기간 전체에 대한 시계열 자료의 구축을 통해 해결될 수 있지만, 앞서 언급한 『도시가계조사』 자료의 특성상 여러 가지 어려움이 있다. 또한 이병희·정재호(2002)는 1998년-2001년의 12개 분기자료를 모두 연결한 『도시가계조사』 패널자료를 활용하여 선행연구들에서 고려되지 못했던 빈곤의 지속기간에 관한 분석을 시도하고 있다. 분석결과 80% 정도의 빈곤가구는 빈곤에 빠진 지 1년 만에 빈곤에서 탈출하고 있으며, 빈곤에서 탈출한 가구의 60% 정도는 1년 만에 다시 빈곤에 진입하는 것으로 나타났다.

한편 『도시근로자가구조사』를 패널로 구성한 김대일(2004)의 연구에 의하면, 실제 소득의 변동성을 통해 빈곤 탈출률을 추정할 경우, 빈곤가구가 빈곤으로부터 탈출할 확률은 60%를 넘는 것으로 추정되고 있어 빈곤의 함정효과는 크지 않은 것처럼 보이지만, 이러한 결과는 소득의 일시적 변동성을 반영한 결과에 불과한 것으로 추정되었다. 항상적 요인에 더 밀접히 연계된 소비지출로 빈곤을 정의할 경우 빈곤 탈출률은 50% 미만으로 하락할 뿐만 아니라, 소득의 항상적 요인을 기준으로 한 계량모형에서는 빈곤 탈출률이 30% 미만으로 하락하는 결과를 얻었다. 그러나 빈곤에서

이내에 빈곤을 탈출하고 빈곤주기의 3년차에 있는 사람들 중 40%가 2년 이내에 빈곤을 탈출하고 있으며, 영국의 경우에는 동 비율이 65%, 47%인 것으로 조사되었다. 이를 직접적으로 비교할 수 없지만 우리나라의 경우 동 비율이 73.3%, 53.6%로서 미국이나 영국에 비해 상당히 높게 나타나고 있다.

탈출한다고 하여도 대부분의 탈출가구가 차상위 빈곤층으로 진입하고 있어 실제 차상위 빈곤층 이상으로 탈출하는 경우는 전체의 6%에 불과한 것으로 추정되었다. 차상위 빈곤층의 경우 빈곤층과 다소의 소득 차이만 존재할 뿐 그 구성이나 결정요인 측면에서는 실질적으로 빈곤층과 크게 다르지 않기 때문에, 이러한 빈곤 탈출률의 추정결과는 우리나라에서 일단 빈곤에 진입할 경우 그 지속성(함정효과)이 상당히 심각할 수 있음을 보여주고 있다.

III. 빈곤층의 경제활동상태 및 소득지위의 변화

빈곤의 상태의존성(state dependence)을 살펴보기 위해서는 가구소득과 개인의 경제활동상태에 관한 정보의 결합이 필요하다. 이에 본 연구에서는 한국노동연구원의 『노동패널』 조사 1차년도(1998)에서 8차년도(2005년)까지 매년 인터뷰에서 수집된 총 8년치의 가구소득과 가구주의 경제활동상태 자료를 활용하여 분석을 진행한다. 여기서 주의해야 할 사항은 『노동패널』 조사에서 가구 및 취업정도는 조사시점의 것을, 소득정보는 조사시점에서 지난해의 것을 파악해야한다는 점이다. 이는 실제 분석에서 활용되는 시계열의 수가 실제보다 줄어들음을 의미한다. 이를 고려하여 본 연구에서는 가구의 특성 및 취업지위와 빈곤을 연관시키기 때문에 7개의 시계열을 활용한다. 이와 연결된 문제로 2차년도 이후 분가가구가 발생함에 따라 소득정보와 가구정보가 일치하지 않는 가구가 존재하는 문제가 발생한다. 이들 분가가구는 연도별 연결패널자료(year-to-year matched panel data)를 구성하는 과정에서 제외되지만, 당해연도 빈곤율을 추정할 때에도 분석대상에서 제외해야 한다. 왜냐하면 『노동패널』에서 당해연도 분가한 가구의 소득은 온전한 지난해 1년간의 소득이 아니라 분가한 이후의 소득이기 때문에 낮게 추정된 소득이다. 이러한 가구의 소득을 가구 평균소득 계산에 포함시킬 경우 하향편의의 문제가 발생하게 된다(성재민, 2006). 그리고 그 분가가구의 원가구 또한 가구의 빈곤지위를 판별하기 위해 당해연도 소득을 지난해의 분가되지 않은 가구원수로 조정하기 때문에 소득이 낮게 추정된다. 이러한 문제로 인하여 2차년도 이후 패널가구로 새로 진입하는 분가가구와 그 분가가구의 원가구를 분석대상에서 제외시킨 자료를 분석대상으로 한다⁴⁾. 이에 분석에 사용된 표본은 1-8차년도 조사에 모두 응답한 가구와 가구주로 제한한다.

이와 같은 가구를 대상으로 빈곤계층의 특성을 분석하기 위해서는 이들의 공통적인 특성을 묶어 효과적으로 분석할 수 있게 하는 범주화 작업이 필요하다. 본 연구에서 사용되는 자료에 있는 가구들을 범주화시키기 위해 먼저 소득수준으로 가구들을 분류한다. 분류기준이 되는 소득은 경상소득에서 공적이전소득을 제외한 준경상소득⁵⁾으로 정의하고, 빈곤선은 절대빈곤선으로 1999년에 보

4) 이러한 표본의 제약에 따라 취약가구가 제외되었을 가능성이 높아서 원래의 표본을 적절하게 대표하지 못하는 문제점을 가질 수 있다. 그러나 이러한 한계는 빈곤과 경제활동상태의 변화를 동태적으로 분석하는 과정에서 불가피하다.

5) 재산소득 중 ‘주식 및 채권의 매매차익’과 ‘부동산 매매차익’은 통계청 기준에 의하면 소득항목이 아니라 기타수입에 해당하는 부분이기 때문에 소득항목에서 제외하였다.

건복지부에서 고시한 가구규모별 최저생계비를 기준으로 연도별 물가상승률로 조정하여 설정한다. 이와 같이 설정된 빈곤선을 기준으로 가구소득이 빈곤선 이하인 가구를 빈곤가구로 정의하고, 개인의 빈곤지위는 가구정보에 따라 결정한다.

<표 1>은 절대빈곤의 개념으로 측정한 1998-2004년 기간동안의 빈곤율을 제시한 것이다. 분가 가구와 그 원가구를 제외한 전체가구를 대상으로 절대빈곤율은 1998년 23.48%였지만, 이후 지속적으로 감소하여 2001년 16.77%까지 하락하였다. 2003년에 들어와 다시 17.48%로 상승했다가 2004년에 15.83%로 하락하였다. 이러한 추세는 연결패널자료에서도 마찬가지로 나타나 1998년 23.91%에서 2001년 16.80%까지 하락하였지만, 2003년 18.30%로 다시 상승한 이후 2004년 16.08%로 하락하였다.

<표 1> 절대빈곤율 추이

(단위: %, 가구기준)

	1998년	1999년	2000년	2001년	2002년	2003년	2004년
원-분가 가구 제외 ¹⁾	23.48	23.62	21.89	16.77	16.30	17.48	15.83
연결패널	23.91	23.78	21.93	16.80	16.92	18.30	16.08

주 : 1) 당해연도 분가가구와 분가가구의 원가구를 제외한 가구에서의 절대빈곤율을 의미함.

자료: 한국노동연구원, 『노동패널』 연간 연결패널.

본격적으로 빈곤의 상태의존성을 살펴보기 전에, 『노동패널』 자료에 나타난 가구주의 경제활동 상태와 빈곤지위의 변화에 대한 간략한 설명으로부터 시작하기로 하자. <표 2>는 가구소득을 기준으로 빈곤지위가 결정된 연도별 개인을 대응시켜 연결패널자료를 구성하여, 빈곤 여부별로 경제활동상태의 변화를 제시한 것이다. 대각선 행렬은 특정 노동력 상태의 한 해 동안 지속성 정도를 보여준다. 빈곤계층은 비빈곤계층에 비해 취업상태를 유지할 가능성이 상대적으로 낮고, 실업, 미취업상태를 유지할 가능성이 높게 나타난다.

<표 2> 빈곤 여부별 경제활동상태의 연간 이행확률

(단위: %)

t년도 \ t+1년도		취업	실업	미취업	합계
		취업	실업	미취업	합계
빈곤계층	취업	88.8	4.2	7.0	100.0
	실업	62.3	11.5	26.2	100.0
	미취업	23.0	4.0	73.0	100.0
비빈곤계층	취업	96.2	1.1	2.7	100.0
	실업	74.3	11.0	14.7	100.0
	미취업	29.4	3.1	67.5	100.0

자료: 한국노동연구원, 『노동패널』 연간 연결패널.

구체적으로 취업자의 다음 해 노동력 상태를 보면, 빈곤계층의 경우 88.8%가 여전히 취업자인 반면 비빈곤계층은 96.2%가 취업상태를 유지하여, 빈곤계층의 고용 불안정성이 높음을 보여준다. 또한 빈곤계층에 속한 취업자 가운데 7%가 다음 해에 비경제활동인구로 전환하여 노동시장의 탈출률이 높다. 실업자의 노동력 상태 변화를 보면, 빈곤계층의 취업 가능성은 크게 낮은 반면 실업을 유지하거나 비경제활동인구로 전환할 가능성이 크게 높다. 빈곤계층에 속하는 비경제활동인구 가운데 취업 가능성은 크게 낮은 반면 여전히 비경제활동인구에 머물거나 실업상태로 전환할 가능성이 높다.

이제 취업자에 국한하여 고용 상태의 변화를 구체적으로 살펴보자. <표 3>에서 빈곤계층에 속하는 상용직 근로자는 비빈곤계층에 비해 상용직에 머무를 가능성은 크게 낮은 반면 실업이나 비경제활동인구로 이동할 가능성이 높다. 임시·일용직처럼 고용이 불안정한 근로자의 경우에도 비빈곤계층의 경우 상용직 근로자로 전환할 가능성이 높은 반면 빈곤계층에 속하는 임시·일용직 근로자는 실업이나 미취업 상태로 전환할 가능성이 높다.

이러한 결과는 빈곤계층의 취업 가능성이 낮고, 취업하더라도 경력 상승은 제한되며, 빈번하게 노동 이동을 경험하거나 노동시장으로부터 탈출할 가능성이 높다는 것을 보여준다.

<표 3> 빈곤 여부별 취업자의 경제활동상태의 연간 이행확률

(단위: %)

t년도 \ t+1년도		상용직	임시직	일용직	비임금	실업	미취업	합계
		빈곤계층	상용직	80.4	1.8	1.8	5.4	3.6
	임시직	3.9	50.0	15.4	7.7	7.7	15.4	100.0
	일용직	4.0	2.0	79.8	2.0	4.0	8.1	100.0
	비임금	5.4	0.7	4.0	81.2	4.0	4.7	100.0
비빈곤계층	상용직	91.8	0.9	0.7	3.1	1.3	2.2	100.0
	임시직	20.0	56.2	6.0	6.0	2.6	9.4	100.0
	일용직	7.5	2.8	79.2	4.3	1.3	5.1	100.0
	비임금	3.4	0.7	1.1	91.9	0.6	2.4	100.0

자료: 한국노동연구원, 『노동패널』 연간 연결패널.

결국 이러한 가구주의 경제활동상태 변화는 가구소득의 변화를 가져 오게 되는데 이를 <표 4>를 통해 살펴보도록 하자. 빈곤한 상태에 있던 표본 가운데 46.8%는 그 다음 해도 여전히 빈곤한 상태에 있고 약 41%는 다음 해에 빈곤으로부터 탈출하고 12.6%는 빈곤으로 탈출하지만 빈곤선 주위로 이동한 것으로 나타났다. 그리고 차상위 상태에 있던 표본 가운데 62.4%는 다음 해에 빈곤으로부터 탈출하고 19.9%는 빈곤으로 진입하였다. 한편 빈곤하지 않았던 표본의 경우에는 5.6%가 다음 해에 빈곤으로 진입한 한 것으로 분석되었다.

<표 4> 소득지위의 연간 이행확률

(단위:%)

t년도 \ t+1년도	빈곤	차상위	비빈곤	합계
빈곤	46.8	12.6	40.6	100.0
차상위	19.9	17.7	62.4	100.0
비빈곤	5.6	4.1	90.3	100.0

자료: 한국노동연구원, 『노동패널』 연간 연결패널.

이는 빈곤의 진입과 탈출이 매우 활발하게 이루어짐을 보여주는 것으로, 선행연구들의 보고와 일치한다. 그러나 빈곤의 진입과 탈출이 주로 빈곤선 주위인 차상위계층으로의 이동이 아니라 빈곤과 비빈곤으로의 이동이 상당히 큰 비중을 차지하는 것으로 나타났다⁶⁾. 이러한 분석결과는 실제 우리사회에서 일단 빈곤에 진입할 경우 그 지속성(함정효과)이 그리 크지 않은 것처럼 보인다. 과연 빈곤의 지속성은 우리가 우려하는 것과는 달리 심각하지 않은 것인가?

VI. 빈곤의 상태의존성 분석

1. 빈곤경험의 분포

앞에서 살펴본 바와 같이 우리사회 빈곤의 동태적 양상을 단순히 빈곤으로의 진입과 탈출이 활발하다는 것으로 찾게 된다면, 빈곤대책은 비교적 간단하다. 이들은 고용의 불안정에 따라 반복적인 실업과 비정규직화의 위협에 따라 빈곤상태로의 진입과 탈출을 집단일 가능성이 크기 때문에 이들을 위한 취업능력의 제고를 통해 빈곤상태에서 이들을 탈출시킬 수 있을 것이다. 그러나 이러한 빈곤으로의 진입과 탈출의 가능성이 큰 경우에도 빈곤에서 탈피하는 이동성이 낮은 장기빈곤을 경험하는 빈곤층은 고정되어 있을 수 있다.

<표 5>는 1998-2004년 기간동안 분석대상 가구들 중 빈곤을 한번이라도 경험한 가구는 어느 정도인지, 경험했다면 몇 회나 경험을 했는지를 보여주고 있다. 우선 빈곤을 한번이라고 경험한 적이 있는 가구는 45.4%로 분석된다. 이 중에서 빈곤을 한번만 경험한 가구는 14.0%, 이 기간동안 내내 빈곤상태에서 벗어나지 못한 가구들도 5.9%나 되는 것으로 나타나고 있다. 빈곤을 경험한 가구만

6) 이와 같은 현상은 홍경준(2004)의 연구에서도 지적되고 있다. 이에 대해 홍경준(2004)은 빈곤의 진입과 탈출이 주로 빈곤선 주위에서의 이루어진다는 선행연구(황덕순, 2001)는 빈곤 지위를 측정하는 도구로 소비지출액을 활용하고 있지만 이를 소득액으로 사용하게 되면, 소비지출액에 비해 변동의 가능성이 크고 그것이 반영된 결과로 소비지출액을 활용했을 때보다 소득지위의 이동폭이 더 클 수 있다고 지적하고 있다.

한정하여 살펴보면, 빈곤을 1회 경험한 경우가 30.8%로 가장 많았지만, 빈곤을 반복해서 경험하는 가구도 상당수 존재함을 알 수 있다.

<표 5> 가구주 특성별 빈곤경험 회수

(단위: %, 가구기준)

		빈곤경험		빈곤경험 회수						
		없음	있음	1회	2회	3회	4회	5회	6회	7회
전체		54.6	45.4	14.0	8.5	6.1	4.1	3.4	3.4	5.9
			100.0	30.8	18.7	13.4	9.1	7.5	7.5	13.0
성별	남성	58.7	41.3	35.9	19.6	13.9	9.1	7.0	5.7	8.7
	여성	26.6	73.4	11.4	14.9	11.4	9.0	9.5	14.4	29.4
나이	20대	79.3	20.7	31.6	36.8	10.5	5.3	5.3	10.5	0.0
	30대	69.1	30.9	43.8	25.5	10.9	7.8	2.6	3.6	5.7
	40대	61.6	38.4	45.7	17.1	14.7	8.2	7.3	2.4	4.5
	50대	53.0	47.0	34.2	28.5	12.7	5.7	10.8	2.5	5.7
	60대이상	21.1	78.9	12.1	10.7	14.3	12.1	9.0	15.2	26.7
교육 수준	고졸이하	46.8	53.2	28.7	18.8	13.5	8.9	7.9	8.3	13.9
	전문대졸이상	83.6	16.4	52.9	15.7	14.3	11.4	2.9	0.0	2.9
경제활동 상태	상용직	79.0	21.0	47.4	22.5	12.1	8.1	3.5	2.9	3.5
	임시직	58.8	41.2	19.0	33.3	9.5	14.3	9.5	4.8	9.5
	일용직	41.6	58.4	25.8	21.2	12.1	10.6	9.1	3.0	18.2
	비임금	50.6	49.4	39.1	20.2	12.7	8.1	7.2	5.5	7.2
	실업	31.3	68.7	35.0	22.3	15.5	6.8	11.7	4.9	3.9
	비경활	21.0	79.0	13.4	12.1	14.8	10.4	8.1	14.4	26.8
가구 유형	부부단독	32.1	67.9	15.2	16.3	15.7	11.8	9.6	11.2	20.2
	부모미혼자녀	65.3	34.7	44.3	21.5	12.9	7.9	5.9	3.4	4.1
	편부모미혼자녀	37.4	62.6	23.6	12.5	19.4	13.9	8.3	6.9	15.3
	1인가구	33.0	67.0	10.9	16.4	4.7	6.3	9.4	19.5	32.8
	비핵가구	49.2	50.8	30.0	18.0	16.7	9.3	8.0	5.3	12.7

주 : 가구주와 가구의 특성은 제1차 조사(1998년)에 기초함.

자료: 한국노동연구원, 『노동패널』 연간 연결패널.

한편, 가구의 빈곤경험 회수는 가구주의 성별, 연령, 교육수준, 취업상태 및 가족의 구성형태에 따라 뚜렷하게 구분되고 있다. 분석대상 기간동안 빈곤을 한번이라도 경험한 가구는 여성가구주일 경우, 나이는 60대 이상인 노인 가구주인 경우, 학력은 고졸이하인 경우, 경제활동상태는 일용직과 실업 그리고 미취업상태일 경우, 그리고 가족의 구성형태는 부부단독가구, 편부모미혼자녀가구, 1인가구, 그리고 비핵가구일 경우에 높은 것으로 나타났다. 이들은 빈곤경험도 높은 것도 문제이지만, 더욱 심각한 문제는 이들 가구들이 7년동안 장기적인 빈곤상태에 노출될 위험이 크다는 것이다. 다시 말해, 가구주가 여성이고, 나이는 60대 이상인 고령자이며, 교육은 고졸이하의 저학년이고, 경제활동상태는 일용직임금근로자이거나 실업자이거나 또는 미취업일 때, 그리고 가족의 구성형태는

부부단독이거나 편부모미혼자녀이거나 1인 독신 가구일 경우 계속빈곤⁷⁾을 경험할 가능성이 높다는 것이다.

<표 6> 가구주 특성별 비빈곤과 계속빈곤의 분포

(단위: %, 가구기준)

		비빈곤	1회 빈곤경험	계속빈곤	전체
성별	남성	93.8	92.3	53.2	87.2
	여성	6.3	7.7	46.8	12.8
나이	20대	6.3	2.0	0.0	4.3
	30대	36.7	28.1	8.7	29.0
	40대	33.6	37.5	8.7	29.8
	50대	15.2	18.1	7.1	15.7
	60대	8.1	14.4	75.4	21.1
교육수준	고졸이하	69.4	87.6	98.4	80.0
	전문대졸이상	30.6	12.4	1.6	20.0
경제활동상태	상용직	55.7	27.4	4.8	38.5
	임시직	2.6	1.3	1.6	2.4
	일용직	4.0	5.7	9.5	5.3
	비임금	26.9	40.1	17.5	29.1
	실업	4.0	12.0	3.2	7.0
	비경활	6.8	13.4	63.5	17.7
가구유형	부부단독	7.2	9.0	28.6	12.3
	부모미혼자녀	71.3	65.6	14.3	59.6
	편부모미혼자녀	3.7	5.7	8.7	5.4
	1인가구	5.4	4.7	33.3	8.9
	비핵가구	12.4	15.1	15.1	13.8
전체		100.0	100.0	100.0	100.0

주 : 가구주와 가구의 특성은 제1차 조사(1998년)에 기초함.

자료: 한국노동연구원, 『노동패널』 연간 연결패널.

이를 분석기간 동안의 비빈곤계층, 빈곤을 1회 경험한 빈곤층 그리고 계속빈곤층을 비교해 보면, 빈곤경험 회수에서와 같이 가구주의 성별, 연령, 취업상태 및 가족의 구성형태에 따라 뚜렷하게 구분되고 있다(<표 6> 참조). 분석대상 기간동안 빈곤을 한번 경험한 가구 중 92.3%가 남성가구주인데 반해, 계속빈곤가구인 경우에는 남성 가구주의 비중은 52.3%로 낮아진다. 반면 여성가구주의 비중은 1회 빈곤경험가구 중 7.7%이던 것이 계속빈곤가구에는 46.8%로 높아졌다. 결론적으로 가구주

7) 금재호·김승택(2001)은 빈곤에의 진입과 탈출을 수시로 반복하더라도 장기간의 평균소득이 빈곤선이하이면 빈곤가구로 정의하는 항상빈곤(permanent poverty) 개념을 제기한 바 있지만, 여기서 계속빈곤이란 조사년도에 가구소득이 빈곤선이하인 가구를 기준으로 분석기간 동안 계속 빈곤상태에 놓여 있는 가구를 의미한다.

가 여성일 경우 남성인 경우에 비해 계속빈곤을 경험할 가능성이 높다. 가구주의 연령별로 살펴보면, 1회 빈곤경험가구의 모든 연령대에 빈곤가구가 고르게 퍼져 분포되어 있었던 것과는 달리, 계속빈곤가구의 경우에는 60대 이상 가구의 비중이 매우 높게 나타났다. 또한 계속빈곤가구의 경우 가구주가 미취업자인 경우의 비중이 높으며, 가구형태별로는 1인가구 혹은 부부단독가구의 비중이 높게 나타났다.

정리하면, 전체가구 중 가구주가 여성일수록, 나이는 60대 이상의 고령자일수록, 학년은 고졸이하의 저학력일수록, 그리고 경제활동상태는 미취업이나 일용직과 같은 고용불안계층일수록, 그리고 가족의 구성형태는 1인가구이거나 부부단독 가구일수록 계속빈곤을 경험할 가능성이 높은 것으로 보인다.

2. 분석 모형

가. 동태적 확률효과 프로빗(dynamic random effects probit) 모형

이제 이와 같은 장기 빈곤 경험이 과연 상태의존성을 가지고 있는지에 대해 살펴보자. 빈곤의 상태의존성을 파악하기 위해서는 관찰되지 않는 이질성(unobserved heterogeneity)을 잘 통제해야 하는데 이는 쉬운 작업이 아니다. 또한 패널자료 추정에서 이러한 관찰되지 않는 이질성을 잘 통제했다고 하더라도, 초기조건(initial condition)의 문제가 발생한다. 초기조건은 상태의존성과 관찰되지 않는 이질성을 구분하기 위해서 사전적으로 처리해야 할 문제이다⁸⁾. 예를 들어, 본 연구에서는 1998년에 시작한 『노동패널』 자료를 사용했는데, 이들 표본 중 많은 사람들이 1998년 이전에 이미 빈곤의 경험을 가지고 있을 수 있다. 이는 처음 조사시점인 1998년에 빈곤한 사람은 이전의 빈곤경험 때문일 수도 있고, 또는 개인의 낮은 지능이나 낮은 능력과 같은 개인의 관찰되거나 되지 않는 이질적 특성 때문일 수도 있다. 이러한 초기조건의 문제를 해결하기 위해 본 연구에서는 초기조건을 확률적으로 설정하였다.

과거 빈곤의 경험이 현재의 빈곤에 영향을 주는지에 대한 이론적 검토는 다음과 같은 과정을 거치게 된다.

$$y_{i,t}^* = x'_{i,t}\beta + \gamma y_{i,t-1} + v_{i,t}, \quad y_{i,t} = 1[y_{i,t}^* > 0], \quad i=1,L, N, \quad t=2,L, T$$

이 식에서 $y_{i,t}^*$ 는 관찰된 전기 개인의 빈곤상태인 $y_{i,t-1}$ 의 함수이다. 즉, 개인이 가지고 있는 빈곤 성향에 의해 빈곤이 발생된다고 보다는 빈곤발생의 경험이 빈곤에 영향을 준다는 것이다. 이와 같이 시차변수(lagged dependent variable)를 독립변수로 두는 것은 진정한 상태의존성

8) 초기조건의 문제란 조사에서 관찰된 기간의 처음시점의 조건이 개인이 실제 사건을 경험한 확률적 과정의 처음시점의 조건과 다른 데서 발생하는 문제이다.

(genuine state dependence)를 파악하기 위한 것이다. 시차변수의 계수값이 양(+)이고 유의한 결과를 보인다면 상태의존성이 존재한다고 할 수 있다. 그러나 시차변수의 계수값이 양(+)를 보인다고 할지라도 이는 허구적 관계(spurious correlation)로부터 나타난 것일 수도 있다. 왜냐하면, 개인의 빈곤성향과 상관관계가 있는 개인의 특성에 대한 통제가 적절하게 이루어지지 못하였을 경우 이러한 관계가 나타날 수 있기 때문이다. 이를 해결하기 위해 패널자료를 이용해 개인의 관찰 가능하거나 가능하지 않은 특성들을 변수로 처리하여 통제하고자 하였다.

그리고 관찰되지 않는 이질성(heterogeneity)을 통제하기 위하여 다음의 절차를 거쳤다. 관찰될 수 없는 개인의 이질성이 시간에 따라 변한다고 가정하면 오차항은 다음과 같다.

$$v_{i,t} = \delta_i + u_{i,t}$$

δ_i 는 개인의 관찰되지 않는 특성, $u_{i,t}$ 는 무작위 오차이며, $u_{i,t} \sim N(0, \sigma_u^2)$ 이고, $u_{i,t}$ 는 설명변수와 독립적이라고 가정한다. 여기서 δ_i 를 확률적(random)으로 취급하는 동태적 확률효과 프로빗 모형(dynamic random effects probit model)으로 추정한다(Hsiao, 2003).

나. 동태적 조건부 로짓(dynamic conditional logit) 모형

확률효과모형(random effects model)이 가지고 있는 단점은 설명변수 $x_{i,t}$ 와 관찰되지 않는 δ_i 에 대한 가정이다. 이러한 제약을 피하기 위해서는 고정 로짓(fixed logit) 모형이 사용되어질 수 있다.

동태적 조건부 로짓 모형을 위해,

$$y_{i,t} = 1 \{ \gamma y_{i,t-1} + x'_{i,t} \beta + \delta_i + u_{i,t} > 0 \} \text{ 이고,}$$

$$P(y_{i,t} = 1 | x_{i,t}, \delta_i, y_{i,1}, \dots, y_{i,t-1}) = \frac{\exp(\gamma y_{i,t-1} + x'_{i,t} \beta + \delta_i)}{1 + \exp(\gamma y_{i,t-1} + x'_{i,t} \beta + \delta_i)}, \quad t = 2, \dots, T$$

이라 가정하고, 초기 관측치 $y_{i,1}$ 는 임의의 확률 분포를 갖는다.

$$P(y_{i,1} = 1 | x_i, \delta_i) = p_1(x_i, \delta_i).$$

여기서 Honoré and Kyriazidou(2000)은 $T \geq 4$ 이고, $2 \leq t < s \leq T-1$, 그리고 $y_{i,t} + y_{i,s} = 1$ 이 성립될 때 다음과 같은 조건부 로짓(conditional logit)모형을 제안하였다.

다음과 같은 사건(event)를 고려하자.

$$A = \{ y_{i,1} = d_1, \dots, y_{i,t-1} = d_{t-1}, y_{i,t} = 0, y_{i,t+1} = d_{t+1}, \dots, y_{i,s-1} = d_{s-1}, \\ y_{i,s} = 1, y_{i,s+1} = d_{s+1}, \dots, y_{i,T} = d_T \}$$

이고, 반대의 경우에는

$$B = \{y_{i,1} = d_1, \dots, y_{i,t-1} = d_{t-1}, y_{i,t} = 1, y_{i,t+1} = d_{t+1}, \dots, y_{i,s-1} = d_{s-1}, \\ y_{i,s} = 0, y_{i,s+1} = d_{s+1}, \dots, y_{i,T} = d_T\}$$

이라고 하자.

이에 대한 로짓 모형은 다음과 같이 구해질 수 있다.

$$\Pr(B | x_i, \alpha_i, A \cup B, x_{i,t+1} = x_{i,s+1}) \\ = \frac{\exp[(x_{i,t} - x_{i,s})\beta + \gamma(d_{t-1} - d_{s+1}) + \gamma(d_{t+1} - d_{s-1})1\{s-t > 1\}]}{1 + \exp[(x_{i,t} - x_{i,s})\beta + \gamma(d_{t-1} - d_{s+1}) + \gamma(d_{t+1} - d_{s-1})1\{s-t > 1\}]}$$

이는 δ_i 에 의존하지 않는다. β 와 γ 를 추정하기 위해서는 다음의 로그-우도 함수를 극대화하면 된다.

$$\sum_{i=1}^n \sum_{2 \leq t < s \leq T-1} 1\{y_{i,t} + y_{i,s} = 1\} K\left(\frac{x_{i,t+1} - x_{i,s+1}}{\sigma_n}\right) \\ \times \ln \left[\frac{\exp((x_{i,t} - x_{i,s})\beta + \gamma(y_{i,t-1} - y_{i,s+1}) + \gamma(y_{i,t+1} - y_{i,s-1})1\{s-t > 1\})^{y_{i,t}}}{1 + ((x_{i,t} - x_{i,s})\beta + \gamma(y_{i,t-1} - y_{i,s+1}) + \gamma(y_{i,t+1} - y_{i,s-1})1\{s-t > 1\})} \right]$$

여기서 $K(\cdot)$ 는 커널 확률밀도함수(kernel density function)이다. 이 모형으로 추정하기 위해서는 빈곤상태의 변화, 즉 $y_{i,t} + y_{i,s} = 1$ 이고 $x_{i,t} \neq x_{i,s}$ 에 대한 조건이 요구되어 진다. 그리고 외생변수들은 시간에 따라 변해야 하지만 너무 빠르게 변하지 않아야 한다.

다. 분석결과

빈곤의 상태의존효과를 검증하기에 앞서 『노동패널』 전체 연결패널 자료를 이용하여 빈곤지위 자료를 구성하였다. 분석은 65세 이상의 고령자 계층이 계속빈곤을 경험할 가능성이 높아 이를 통제해주기 위해 주 노동연령층인 21-64세의 가구주를 대상으로 한다. 이에 최종적으로 구성된 자료는 1,598명의 11,186개 관측치이다⁹⁾.

추정에 사용된 표본의 특성은 <표 7>와 같다. 종속변수는 빈곤=1, 비빈곤=0이며, 표본의 12.0%가 빈곤 상태인 것으로 나타났다. 설명변수로는 종속변수의 시차변수가 상태의존성(true state dependence) 존재여부를 나타내는 변수로서 도입되었다. 그리고 빈곤의 가능성이 개인이 지니고 있는 낮은 지능(low intelligence)이나 능력부족(lack of ability) 또는 낮은 동기수준(low levels of motivation)과 같은 요인을 통제하기 위해 교육수준, 근로시간형태 그리고 고용상태 등을 설명변수로 사용하였다. 그리고 가구내의 근로자 수나 가구유형이 빈곤의 위험성을 높일 수 있기에 이를

9) 패널자료를 연결하여 활용하는 경우 사례의 누락이 발생할 수밖에 없는데, 여기서 누락된 사례의 일부는 본 연구가 관심을 가지는 빈곤층에서 발생할 수 있다. 따라서 본 연구의 실증분석 결과는 편의(bias)를 가질 수 있음을 밝힌다.

통제하기 위해 취업 가구원 수와 가구유형의 변수를 포함하였으며, 개인의 특성변수로 연령과 성별변수가 고려되었다.

<표 7> 변수의 설명 및 기초통계

변수	설명	Mean	Std. Dev.	Min	Max
y	빈곤여부(1=빈곤)	0.12	0.32	0	1
age	연령	44.35	8.18	21	64
sex	성별(1=남성)	0.92	0.27	0	1
edu	교육수준(1=전문대졸이상)	0.24	0.43	0	1
type	가구유형1(1=일반가구 ¹⁾)	0.90	0.30	0	1
emp_num	가구내 취업자 수	1.53	0.76	0	5
emp	취업여부(1=취업)	0.88	0.33	0	1
ecst	고용상태(1=상용직 임금근로자)	0.47	0.50	0	1
part	근로시간형태(1=전일제)	0.55	0.50	0	1

주 : 1) 일반가구란 가구유형 중 “단독가구”와 “편부모+ 자녀가구”를 제외한 가구를 의미함.

자료: 한국노동연구원, 『노동패널』 연간 연결패널.

<표 8>는 추정 결과를 보여주고 있다. 분석 결과, 빈곤의 시차변수의 계수가 양수이며 통계적으로 유의한 결과가 나타나 우리나라에서도 개인적 이질성을 통제한 후 과거의 빈곤경험과 미래의 빈곤간의 구조적 관계(true state dependence), 이른바 상태의존효과(빈곤함정)가 존재하는 것으로 나타났다. 그리고 그 수준은 비교적 높은 것으로 판단된다. GSOEP(German Socio-Economic Panel) 자료를 이용한 독일의 상태의존효과는 확률효과모형과 고정효과모형에서 각각 0.66과 1.24임을 보여준다(Biewen, 2004). 이와 비교해 우리나라의 수치도 확률효과모형과 고정효과모형에서 각각 0.64와 1.01로 나타나 선진국과 비슷한 수준임을 보여주고 있다.

결국 우리나라에서도 빈곤의 위험을 초기에 막는 것이 중요한데, 그렇다면 빈곤의 위험을 줄일 수 있는 요인은 무엇인가? 이에 대한 해답은 비교적 쉽게 찾을 수 있다. 빈곤의 위험은 취업관련 요인과 밀접한 관계를 갖고 있다. 즉, 가구주 본인이 취업을 하고 있는 하고 또한 가구내 취업자수가 많을수록 주어진 기간동안 빈곤의 위험은 통계적으로 줄이게 된다. 특히, 가구주의 경제활동상태가 상용직 임금근로자이면서 전일제로 근무를 하고 있는 경우 가구의 빈곤 위험을 통계적으로 줄이게 된다. 그리고 교육은 빈곤 위험을 줄이는 역할을 하는데, 이는 교육수준이 높아짐에 따라 보다 많은 근로소득액을 획득할 수 있는 관찰되지 않은 교육의 특성과 관련이다. 한편, 가구주가 남성일수록 그리고 나이가 들어가면서 빈곤의 위험은 줄어든다¹⁰⁾.

10) 우리나라 노인빈곤율은 선진국과 비교해 상당히 높은 수준이지만, 본 연구에서는 이들을 분석대상에서 제외시키고 있기 때문에 기존의 연구와는 달리 나이가 높아짐에 따라 빈곤의 위험은 감소하는 것으로 나타나고 있다.

따라서 이러한 결과는 정부의 정책이 청년층이나 가구주가 여성인 가구 그리고 고용불안계층의 초기 빈곤경험을 막는 것이 중요한 정책적 목적이 되어야 함을 시사한다. 이 중에서도 핵심 노동력계층인 청년층이 빈곤의 가능성이 높다는 것은 이들에 대한 적극적인 대책이 강화될 필요가 있음을 보여준다. 즉, 상대적으로 미래 노동시장참여 기간이 길고 노동이동이 심하며 실업 가능성이 높게 나타난 청년층에게 있어 초기 빈곤은 오랜 기간 개인의 경력과 노동시장참여에 부정적인 영향을 미칠 것이기 때문에 이들의 이후의 낙인효과를 최소화하기 위한 정책적 노력이 강화될 필요가 있으며, 이들이 빈곤 경험을 피하거나 빈곤기간을 최소화하기 위하여 단계적으로 최적의 일자리를 찾아나가는 전략을 구사하여야 함을 보여준다.

<표 8> 상태의존효과 추정 결과

	random effects		fixed effects ¹⁾	
	estimate	t-value	estimate	t-value
Y _{t-1}	0.64	9.83	1.01	5.66
one	0.39	1.74		
age	-0.01	-1.84		
sex(남성=1)	-0.62	-5.30		
edu(초대졸이상=1)	-0.74	-7.46		
emp_num	-0.44	-10.73	-0.68	-3.49
emp(취업=1)	-0.39	-5.13	-0.73	-2.37
type(일반가구=1)	0.08	0.78	-0.31	-0.29
ecst*part	-0.77	-10.93	-0.24	-0.69
초기조건				
one	0.17	0.41		
age	0.00	0.09		
sex(남성=1)	-0.91	-3.69		
edu(초대졸이상=1)	-0.89	-4.74		
emp_num	-0.32	-4.11		
emp(취업=1)	-0.56	-3.71		
type(일반가구=1)	0.67	2.78		
ecst*part	-0.91	-6.70		
log-likelihood	-2809.43		218.83	
관측수(n)	1,598		1,598	

주 : 1) Honore and Kyriazidou(2000)의 동적 조건부 로짓모형으로 추정함.

V. 결론

본 연구는 『노동패널』 1-8차년도 자료를 이용하여 우리나라 빈곤구조의 동태적 특질을 규명하고, 이를 토대로 빈곤의 상태의존성이 있는지에 대한 검증 작업은 동태적 확률효과 프로빗 모형(dynamic random effects probit model)과 Honoré and Kyriazidou(2000)의 동태적 조건부 로짓 모형(dynamic conditional logit model)을 원용하였다. 본 연구의 발견을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 빈곤계층의 고용상태는 불안정하다. 빈곤계층은 취업 가능성이 낮고, 취업을 하더라도 경력 상승은 제한되며 빈번하게 노동이동을 경험하거나 노동시장으로부터 이탈할 가능성이 높게 나타났다. 빈곤계층에 속하는 상용직 임금근로자는 비빈곤계층에 비해 상용직에 머무를 가능성이 크게 낮은 반면에 실업이나 비경제활동인구로 이동할 가능성이 높게 나타났다. 이는 임시·일용직처럼 고용이 불안정한 근로자의 경우에도 비빈곤계층의 경우 상용직 근로자로 전환할 가능성이 높은 반면 빈곤계층에 속하는 임시·일용직 근로자는 실업상태나 비경제활동인구로 이동할 가능성이 높게 나타났다.

둘째, 빈곤의 진입과 탈출이 매우 활발하다. 빈곤한 상태에 있던 표본 가운데 46.8%는 그 다음해에도 여전히 빈곤한 상태에 있는 반면 약 41%는 다음 해에 빈곤으로부터 탈출하고 12.6%는 빈곤으로 탈출하지만 빈곤선 주위로 이동한 것으로 나타났다. 그리고 차상위 상태에 있던 표본 가운데 62.4%는 다음 해에 빈곤으로부터 탈출하고 19.9%는 빈곤으로 진입하였다. 이와 같은 사실은 선행 연구들의 보고와 일치하지만, 빈곤의 진입과 탈출이 주로 빈곤선 주위인 차상위계층으로의 이동이 아니라 주로 빈곤과 비빈곤으로 이동하는 것으로 나타났다.

셋째, 우리나라에서도 개인적 이질성을 통제한 후에 이전과 현재의 빈곤간의 구조적 관계가 나타나 이른바 상태의존성(빈곤함정)이 존재하는 하는 것으로 나타났다. 이는 결국 빈곤을 초기에 막는 것이 중요함을 시사해주고 있다. 빈곤 위험의 감소는 가구주나 다른 가구원의 취업여부와 취업의 질, 그리고 교육 등과 같이 주로 취업과 교육관련 요인으로 이루어지는 것으로 나타났다.

이상의 사실은 빈곤에 대한 정부의 정책 또는 정부의 개입이 빈곤상태에 영향을 미칠 수 있음을 의미한다. 왜냐하면 빈곤이 다른 원인과 독립적으로 새로운 빈곤을 야기한다면, 현재 빈곤뿐만 아니라 미래빈곤을 피하기 위한 빈곤정책이 중요성을 가지기 때문이다. 따라서 정부의 시혜적인 자활사업이나 사회적 일자리 지원사업 보다는 실업률을 낮춤으로써 장기적 효과를 거둘 수 있는 빈곤대책은 필요하며, 이는 초기의 빈곤경험을 막는 것은 중요한 정책적 목적이 될 것이다. 이를 위해 빈곤의 상태의존성을 최소화하거나 상쇄하기 위한 교육이나 직업훈련을 강화하고 경기활성화를 통한 일자리 창출과 취업의 질을 높이는 적극적인 고용전략은 이러한 의미에서 중요한 함의를 갖는다.

참고문헌

- 구인회(2002), "빈곤층의 사회경제적 특성과 빈곤이행: 경제위기 이후의 시기를 중심으로", 『한국사회복지학』 제56권 제4호, 한국사회복지학회.
- _____ (2005), "빈곤의 동태적 분석: 빈곤 지속기간과 그 결정요인", 『한국사회복지학』 제57권 제2호, 한국사회복지학회.
- 금재호(2003), "일과 빈곤", 『제4회 한국노동패널 학술대회 논문집』, 한국노동연구원·한국노동경제학회.
- 금재호·김승택(2001), "빈곤의 규모와 이행과정", 『연세경제연구』 제8권 제2호, 연세대학교 경제연구소.
- 김대일(2004), "빈곤의 정의와 규모", 『취약계층 보호정책의 방향과 과제』, 한국개발연구원.
- 김미곤·김태완(2004), "우리나라의 빈곤현황 및 정책과제", 『사회보장연구』 제20권 제3호, 한국사회보장학회.
- 박순일·최현수·강성호(2000), 『빈부격차 확대요인의 분석과 빈곤서민생활대책』, 한국보건사회연구원.
- 방하남 외(1999), 『한국 가구와 개인의 경제활동』, 한국노동연구원.
- 안종범 외(2005), "빈곤 대책", 『인적자원의 확충과 보호』, 나남출판.
- 이병희·정재호(2002), "경제위기 이후의 빈곤구조 분석-반복빈곤 및 고용과의 관계를 중심으로", 『동향과 전망』 제52호 봄호.
- 이상은(2004), "근로능력 빈곤가구에 대한 빈곤정책의 방향", 『사회보장연구』 제20권 제3호, 한국사회보장학회.
- 이현주 외(2005), 『차상위계층 실태분석 및 정책제안』, 한국보건사회연구원.
- 홍경준(2004), "빈곤에 대한 동태적 분석: 빈곤주기를 중심으로", 『사회복지연구』 제24권 봄호, 한국사회복지학회.
- 황덕순(2001), "빈곤에 대한 동태적 분석", 『소득불평등 및 빈곤의 실태와 정책과제』, 한국노동연구원.
- Bane, M.J., and Ellwood D.(1986), "Slipping into and out of Poverty: The dynamics of spells", *Journal of Human Resources*, vol. 21 no. 1.
- Biewen, Martin(2004), "Measuring State Dependence in Individual Poverty Status: Are There Feedback Effects to Employment Decisions and Household Composition?" IZA Discussion Paper No. 1138.
- Hsiao, Cheng(2003), *Analysis of Panel Data*, Cambridge. University Press.
- Honoré, B.E. and Kyriazidou, E.(2000), "Panel data discrete choice models with lagged dependent

variables", *Econometrica*, vol. 68.

Heckman, J.J.(1981a), Heterogeneity and State Dependence, In *Studies in Labor Markets*,(Sherwin Rosen, eds.), The University of Chicago Press.

_____ (1981b), The incidental parameters problem and the problem of initial conditions in estimating a discrete time discrete data stochastic process, in *Structural analysis of discrete data with econometric applications*, edited by C.F. Manski and D. McDadden, MIT Press.

Jenkins, S.P.(2000), "Modelling household income dynamics", *Journal of Population Economics*, vol. 13.

Lee, M.J.(2002), *Panel Data Econometrics: Method-of-moments and Limited Dependent Variables*, Academic Press, San Diego, CA.

Stevens, A.(1999), "Climbing Out of Poverty, Falling Back in: Measuring the Persistence of Poverty over Multiple Spells", *Journal of Human Resources*, 34.