

## 우리나라 빈곤가구의 빈곤지속기간에 대한 동태적 분석\*

김 환 준

(경북대학교)

### [요 약]

본 연구는 한국노동패널 1~11차년도 자료를 이용하여 가구특성별로 빈곤가구의 빈곤지속기간을 실증 분석하였다. 이를 위해 먼저 이산시간위험률모형을 통해 빈곤탈피율과 빈곤재진입률을 추정하고 이들 확률을 결합하여 빈곤진입 이후의 빈곤지속기간을 추산하였다. 연구결과 빈곤진입가구의 절반가량은 1~2년의 단기빈곤층, 1/4정도는 5년 이상의 장기빈곤층, 나머지 1/4은 3~4년의 중기 또는 반복 빈곤층으로 분류되었다. 가구특성에 따라 빈곤지속기간에는 큰 차이가 나타나는데, 여성가구주가구, 노인가구, 가구주 교육수준이 낮은 가구, 배우자 없는 가구, 가구주나 가구원이 미취업이거나 임시/일용직에 종사하는 가구에서 장기빈곤층의 비중이 높았다. 이와 같은 결과는 빈곤층이 다양한 집단으로 구성되어 있으며, 이들의 특성을 보다 구체적으로 파악하여 각각에 알맞은 빈곤정책을 수립하여야 함을 시사한다.

주제어: 빈곤지속기간, 빈곤탈피율, 빈곤재진입률, 장기빈곤, 단기빈곤, 반복빈곤

### 1. 서론

전통적으로 빈곤에 관한 연구는 특정한 한 시점에서 빈곤의 규모와 빈곤층의 특성 등을 파악하는 정태적 연구가 주를 이루어왔다. 빈곤의 변화추이를 분석하는 연구조차도 기본적으로는 정태적으로 각 시점에서의 빈곤실태를 파악하고 이를 비교하는 방법에 의존하였다. 그러나 1960년대 말부터 미국을 시작으로 서구 각국에서 동일한 표본을 대상으로 가구구성과 경제활동, 소득 등을 장기간에 걸쳐

\* 이 논문은 2012년도 정부(교육과학기술부)재원에 의한 한국연구재단의 지원((NRF-2012S1A5A2A01018234) 및 2012학년도 경북대학교 학술연구비 지원을 받아 수행된 연구임.

추적, 조사한 패널자료가 축적되면서 동태적 차원에서 빈곤문제를 분석하는 연구가 주목을 받고 있다.

정태적으로 분석하느냐 동태적 관점에서 보느냐에 따라 빈곤문제는 상당히 다른 양상을 나타낼 수 있다. 정태적으로 분석한 빈곤율이 수년 간 동일한 수준에서 변화를 보이지 않는다 하더라도 동태적으로 보면 매우 활발한 변동이 나타날 수 있다. 금년도에 빈곤한 사람 중 일부는 전년도에도 빈곤했던 사람이지만, 다른 일부는 전년도에 빈곤하지 않았거나 내년도에 빈곤하지 않을 사람들이다. 이처럼 빈곤층에는 장기간 빈곤상태를 지속하는 집단과 일시적으로 빈곤에 빠졌다가 곧 탈피하는 집단이 섞여 있는데, 특정한 한 시점에서 빈곤층을 보면 장기빈곤집단이 다수를 점한다(Bane and Ellwood, 1986). 따라서 정태적 관점에서 빈곤문제를 바라보면 빈곤은 일부 소수의 장기빈곤층에 국한된 문제로 생각되고 복지의존성을 비롯한 도덕적 해이 문제도 제기되기 쉽다. 그러나 동태적 차원에서 수년 이상의 기간 동안 빈곤을 경험한 사람 전체를 놓고 보면 일시적으로만 빈곤상태에 있는 단기빈곤자가 훨씬 더 많다. 이들 빈곤경험자의 규모는 정태적인 빈곤율로부터 파악되는 숫자를 훨씬 넘어서기 때문에<sup>1)</sup> 빈곤문제는 보다 많은 사람들이 겪을 수 있는 보편적인 문제로 인식될 수 있다(Jenkins, 2011).

빈곤의 동태적 연구는 빈곤문제의 또 다른 양상을 보여준다는 것 이외에도, 정태적 연구의 한계를 한 단계 뛰어넘어 빈곤의 원인과 과정에 대한 학문적 이해를 넓히고 빈곤정책의 효과성을 높이는 데 기여할 수 있다. 예를 들어 정태적으로 빈곤층의 구성을 분석하거나 사회경제적 특성에 따른 빈곤의 차이를 파악하는 것은 빈곤의 원인을 탐색하는 한 방법이 된다. 하지만 이는 어디까지나 간접적인 방법일 뿐이고, 보다 직접적으로 빈곤원인을 탐구하는 방법은 이전에 빈곤하지 않았던 사람이 왜 빈곤하게 되었는가를 동태적으로 관찰하는 것이다. 또한 정태적 연구를 통해 제시될 수 있는 빈곤정책은 소득 보조 외에는 별로 없지만 동태적 연구를 통해 빈곤의 과정을 밝혀낸다면 사람들이 빈곤에 빠지는 것을 막고 빈곤에서 벗어날 수 있도록 지원하는 정책 수립의 기반을 제공할 수 있다.

동태적 관점에서 빈곤의 과정을 탐구할 때 제기되는 의문은 사람들이 왜 빈곤에 빠져들고, 얼마나 오랫동안 빈곤상태에 있으며, 어떻게 해서 빈곤에서 벗어나는지 등 크게 세 가지일 것이다. 첫 번째와 세 번째 의문에 대한 답을 찾는 연구가 빈곤의 이행(transition)연구이며, 빈곤의 지속기간(duration)을 연구하는 것은 두 번째 질문에 대한 답을 찾기 위해서이다. 물론 빈곤 이행 특히 빈곤으로부터의 탈피가 활발하다는 것은 곧 빈곤지속기간이 짧다는 것을 의미하므로 이행과 지속기간 간에는 밀접한 관계가 있다. 빈곤 진입 및 탈피와 관련된 사건과 요인을 분석하는 빈곤이행 연구가 빈곤의 원인을 탐색하고 빈곤탈피를 위한 지원 대책을 마련하는데 도움을 준다면, 빈곤지속기간에 관한 연구 역시 중요한 이론적, 정책적 의의를 갖는다.

1960년대에 등장하여 많은 논란을 불러일으킨 빈곤문화론(Lewis, 1968)이나 이후의 하층계급(underclass)이론(Wilson, 1987), 그리고 빈곤층의 태생적 한계를 지적하는 주장(Herrnstein and Murray, 1994) 등은 비록 각각의 이론이 강조하는 요인에는 다소 차이가 있지만, 빈곤지속기간과 관련하여 빈곤이 주로 만성적, 장기적인 문제라는 공통적인 함의를 가진다(Stevens, 1999). 이에 비해 인적자본이론(Becker, 1975)이나 항상소득가설(Friedman, 1957) 등은 빈곤이 생애주기에서 나타나는

1) 영국의 패널자료를 분석한 연구에 따르면 4년의 기간 중 1년 이상 빈곤을 경험한 사람은 전체인구의 1/3에 달하지만, 각 연도의 빈곤율은 이의 절반 수준에도 못 미친다(Jenkins, 2011).

일시적인 현상이며 빈곤지속기간은 연령대에 따라서 차이를 보일 것임을 시사한다(Cellini et al., 2008). 빈곤은 한두 가지의 요인이나 단순한 모형으로 설명하기에는 너무 복잡한 현상이며 빈곤층에는 다양한 특성을 가진 집단이 섞여있기 때문에, 빈곤의 동학에 관한 실증연구 결과 또한 특정한 이론을 뒷받침한다기보다는 각각의 이론이 나름의 증거로 해석할 수 있는 여지가 많다.

빈곤지속기간에 관한 연구의 보다 큰 의의는 이론의 현실적합성 검증보다는 역시 실천적, 정책적인 측면에서 찾을 수 있다. 일시적이고 단기적인 빈곤은 장기빈곤에 비해 사회적 부담이 적고 개인적으로도 저축이나 차입 등 소득의 시간적 배분을 통해 어느 정도는 대응이 가능하다. 이에 비해 지속적인 만성빈곤은 장기간에 걸친 소득보조는 물론 그 외의 다양한 지원을 필요로 하기 때문에 정책적 부담이 클 뿐 아니라 쉽게 해결하기 어려운 심각한 문제이다.

따라서 빈곤정책의 효과성을 높이기 위해서는 우선 장·단기 빈곤층의 규모가 얼마나 되는지 그리고 어떠한 요인들이 빈곤의 지속기간에 영향을 미치는지를 파악할 필요가 있다. 그러나 서구에 비해 패널조사의 역사가 짧은 우리나라에서는 그간 동태적 빈곤 연구가 많이 축적되지 않은 실정이며 특히 빈곤지속기간을 구체적으로 분석한 연구는 찾아보기 힘들다. 이러한 점에서 본 연구는 우리나라에서 빈곤의 동태적 실태를 빈곤지속기간에 초점을 맞추어 분석하고자 한다. 보다 구체적인 연구목적은 먼저 전체 빈곤층의 빈곤지속기간이 얼마나 되는지를 추정하고, 지속기간별로 빈곤층의 규모를 파악하는 것이다. 또한 빈곤지속기간에 영향을 미치는 요인을 파악하기 위한 기초 작업으로서 가구특성에 따라 빈곤지속기간에 얼마나 차이가 있는지를 분석하고자 한다.

## 2. 선행연구 검토

정태적 연구에서 널리 사용되는 빈곤율처럼 동태적인 차원에서 한 사회의 빈곤 실태를 간결하게 나타낼 수 있는 지표를 찾지만 쉽지 않은 일이다(Jenkins, 2011). 패널자료를 이용하여 빈곤동학을 분석한 초기 연구들은 일정기간 동안에 빈곤을 경험한 빈도를 세는 단순집계방법을 주로 사용하였다(Rainwater, 1982; Duncan et al., 1984). 일반적으로 빈곤은 연단위로 측정되므로 여기에서 빈곤경험 횟수는 연수(年數)를 의미한다. 예컨대 10년간의 패널자료가 있다면 그 기간 가운데 빈곤했던 해가 몇 년인지를 각 가구(개인)별로 세는 것이다. 이 방법은 가장 기본적인 방법으로서 간명하고 이해하기 쉬울 뿐만 아니라 항상소득가설 등의 이론적인 배경도 어느 정도 반영할 수 있다는 장점이 있다<sup>2)</sup>. 그러나 빈곤 진입과 탈피라는 사건에 관심을 두지 않고 단순히 경험빈도만 세는 것은 빈곤지속기간과 관련하여 더 이상 제공할 수 있는 정보가 별로 없다. 빈곤에서 탈피할 확률을 추산하지 않으므로 빈곤이 얼마나 지속될지를 알 수 없는 것이다. 특히 이 방법의 결정적인 한계는 패널자료가 갖고 있는 자료 절단(censoring)의 문제를 제대로 다루지 않는다는데 있다. 예를 들어 10년의 자료기간 중 10년

2) 항상소득이 낮은 사람은 빈곤연수가 많을 것이고 반대의 경우는 빈곤연수가 적을 것이며, 항상소득이 빈곤선 주위에 있어 위아래로 소득변동을 보이는 사람은 그 중간쯤에 해당할 것이다(Bane and Ellwood, 1986).

모두 빈곤하기 위해서는 첫 해부터 빈곤하고 10년 기간 내내 소득이 조사된 사람이어야 한다. 또한 조사 9년차에 빈곤에 진입한 사람은 그 이후에 아무리 오랫동안 빈곤상태가 지속된다 하더라도 자료가 2년 치 밖에 존재하지 않으므로 단순집계방식에 의하면 최대 2년만 빈곤한 것으로 간주된다(Bane and Ellwood, 1986). 조사 시작 2년 이후에 표본에서 소실되어 더 이상 추적 조사가 불가능해진 사람도 마찬가지다. 이처럼 관찰기간 이전과 이후의 빈곤지속기간을 확인할 수 없는 자료절단 문제로 인해 단순집계방식은 빈곤지속기간을 과소 추정하는 오류를 범할 가능성이 있다(Stevens, 1999).

빈곤의 동학을 분석하는 두 번째 방법은 이른바 소득변동요소모형(components-of-variance model)으로 불리는 것이다. Friedman(1957)의 항상소득가설(permanent income hypothesis)을 이론적 기반으로 하는 이 방법은 소득을 항상(permanent)소득과 일시(transitory)소득의 두 요소로 나누어 그 변동을 관찰한 다음 장기간에 걸쳐 비교적 안정적인 형태를 보이는 항상소득을 기준으로 빈곤의 이행과 지속을 분석하는 것이다(Gottschalk, 1982; Duncan and Rogers, 1991). 이는 이론적 근거를 명확하게 반영하고 있으며, 빈곤선 아래위를 오르내리는 일시적 소득변동을 무작위로 발생하는 것으로 처리함으로써 빈곤측정에서 흔히 제기되는 빈곤선의 자의성 문제를 피할 수 있다(Bane and Ellwood, 1986; Jenkins, 2000; Cellini et al., 2008). 하지만 이 방법은 기본적으로 소득의 변동을 분석하는 방법으로서, 소득 외에 욕구(가구구성)의 변화에도 영향을 받는 빈곤의 동학을 분석하는데 적용하기에는 다소 어려움이 있다. 더욱이 빈곤층에는 이질적인 집단이 섞여 있기 때문에 표본 전체에서 항상 소득의 변동이 일정한 형태를 띠는 것으로 전제하는 것은 적절하지 못하다(Cellini et al., 2008). 이러한 이유로 인해 소득변동요소모형에 따라 빈곤지속기간을 추산한 분석결과는 실제자료와 잘 맞지 않는 경향이 있다(Stevens, 1999).

Bane과 Ellwood(1986)는 빈곤주기(poverty spells)라는 개념을 도입함으로써 동태적 빈곤연구에 새로운 장을 열었다. 빈곤 '주기(spells)'란 "소득이 빈곤선 이하인 상태가 연속된 기간"(Bane and Ellwood, 1986: 6)으로 정의되는데, 빈곤 진입부터 탈피까지의 지속기간(duration)과 유사한 의미이다. 앞서 언급하였듯이 패널자료로부터 빈곤주기를 계산하기 위해서는 자료가 절단된 사례를 어떻게 처리할 것인가의 문제에 부딪힌다. 자료절단은 조사가 시작되기 전의 빈곤주기를 알 수 없는 좌측절단(left censoring)과 조사기간 이후 혹은 조사중단으로 인한 우측절단(right censoring)으로 나눌 수 있다. 좌측절단의 문제는 보통 좌측절단 사례를 제외하고 빈곤진입시점을 확인할 수 있는 사례만을 분석대상으로 함으로써 해결한다. 이렇게 할 경우 표본선정의 편의(selection bias)가 발생한다는 비판이 있지만, 이는 어떻게 보면 편의(bias)의 문제라기보다는 연구의 목적과 대상의 문제라고 할 수 있다. 즉, 좌측절단 사례를 제외할 경우 연구대상은 '새로 빈곤에 진입한 사람'이고, 좌측절단 사례를 포함할 경우에는 '한 시점에서 빈곤한 사람'이 연구대상이 된다. 두 대상 모두 나름의 학문적·정책적 의의를 가지기 때문에 어느 한 쪽이 절대적으로 옳다고 할 수 없다. Bane과 Ellwood(1986)의 연구에서는 빈곤진입자와 특정시점빈곤자 두 표본을 대상으로 각각 빈곤주기를 산출하였다. 한편 우측절단의 문제를 해결하기 위해 이들은 빈곤주기를 직접 계산하는 대신 생존분석(survival analysis)의 위험률(hazard rate)계산방식을 응용하여 빈곤에서 탈피할 확률을 먼저 추산하고 빈곤탈피확률과 빈곤지속기간 간의 수리적 관계를 통해 빈곤주기를 산출하는 방법을 채택하였다. 이렇게 빈곤주기 대신 빈곤

탈피율에 초점을 맞추게 되면 이를 종속변수로 하여 다양한 다변량모형을 적용하기가 쉬워진다는 이 점도 있다.

빈곤지속기간과 관련하여 Bane과 Ellwood(1986) 연구의 한계 중 하나는 패널기간 중 처음으로 관찰된 빈곤주기만 계산하였을 뿐 일단 빈곤에서 탈피한 이후 다시 빈곤에 진입하는 경우를 고려하지 않았다는 것이다. 빈곤탈피자 중 상당수가 다시 빈곤에 빠져 빈곤-비빈곤을 반복하는 특성을 보이고 있으므로<sup>3)</sup> 이를 반영하지 않고 빈곤지속기간을 계산하면 실제보다 과소평가될 우려가 있다. Stevens(1994; 1999)의 연구는 이러한 문제점을 보완하여 빈곤탈피자의 빈곤재진입확률을 추산하고 복수의 빈곤주기를 반영하여 빈곤지속기간을 계산하였다. 이 연구는 또한 이산시간위험모형(discrete-time hazard model)을 통해 가구특성을 비롯한 독립변수가 빈곤 탈피율 및 재진입율에 미치는 영향을 추정하고 가구특성별로 빈곤지속기간을 산출하였다<sup>4)</sup>.

이후 미국은 물론 영국(Devicienti, 2000; Jenkins and Rigg, 2001), 독일(Biewen, 2006), 덴마크(Hussain, 2002), 스웨덴(Hansen and Wahlberg, 2009), 스페인(Canto, 2002), 러시아(Denisova, 2007) 등 유럽국가에서도 빈곤의 지속과 탈피에 관한 동태적 연구가 확산되었다. 또한 Duncan 외(1993)와 Oxley 외(2000)를 시작으로 국가 간 비교연구도 이루어지고 있는데, 최근에는 유럽공동체가구패널조사(European Community Household Panel, ECHP)자료가 구축됨에 따라 이 자료를 이용한 국제비교 연구들이 늘어나고 있다(Fouarge and Layte, 2005; Andriopoulou and Tsakloglou, 2011).

이 연구들은 대부분 빈곤지속기간을 직접적으로 분석하기보다 빈곤탈피확률을 분석하는데 초점을 맞추고 있다. 이상에서 언급한 서구 선형연구들의 결과를 간략히 정리해보면 빈곤에 진입한 사람이 1년 내에 빈곤에서 탈피할 확률은 미국과 영국의 경우 45~50%, 북유럽 및 유럽대륙국가는 그보다 약간 높은 50~60% 수준으로 나타나고 있다. 빈곤탈피율은 시간이 경과함에 따라 점차적으로 감소하여 빈곤진입 4~5년 후에는 20% 내외로 떨어진다. 빈곤탈피율에 영향을 미치는 요인으로는 주로 가구구성, 연령, 교육수준, 부양아동의 수 등의 인구사회적 특성이 제시되며, 일부 연구는 취업, 종사상 지위 등 가구의 경제활동상태와 지역경제여건, 경기변동 등 경제환경 요인에 주목하기도 한다.

만약 우리가 한 번의 빈곤주기만을 고려한다면 빈곤탈피율을 분석하는 것은 직접적으로 빈곤지속기간을 분석하는 것과 마찬가지로다. 빈곤탈피율의 여수(1-빈곤탈피율)는 곧 빈곤지속확률이고, 연도별 빈곤탈피율을 누적하면 누적빈곤지속확률과 빈곤지속기간을 구할 수 있기 때문이다. 그러나 빈곤탈피자가 다시 빈곤에 진입하여 빈곤주기가 여러 번 발생하는 경우까지 계산에 넣는다면 문제가 조금 복잡해진다. 이 때에는 빈곤탈피율뿐만 아니라 탈피자의 빈곤재진입 확률도 추정하여야 한다. 선형연구에 따르면 빈곤탈피자의 재진입율은 탈피 1년 후 16~30% 수준에서 점차 낮아져 4~5년 후에는 10% 이하로 떨어진다. 국가별로는 미국과 영국의 재진입률이 높고 유럽국가들은 그보다 낮은 수준이다. 빈곤탈피에 영향을 미치는 사회경제적 요인들이 대체로 재진입에도 영향을 미치는데, 그 작용방향

3) Stevens(1994)의 연구에 따르면 빈곤에서 탈피한 사람이 다시 빈곤에 빠질 확률은 매우 높은 편이다. 탈피 1년 후의 재진입률은 27%이며, 탈피 후 4년 내에 50%가 재진입한다.

4) 여기에서 가구특성은 다변량분석 결과 빈곤탈피율과 재진입률에 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타난 가구구성, 연령, 교육수준을 기준으로 분류되었으며, 빈곤지속기간은 평균 빈곤기간과 6년 이상 장기빈곤자의 비율로 제시되었다.

은 반대이다. 예를 들자면 여성가구주 가구는 빈곤탈피율이 낮은 반면 재진입률은 높고, 교육수준이 높을수록 빈곤탈피율이 높은 대신 재진입률은 낮은 식이다.

많은 연구들이 빈곤탈피율과 재진입률, 그리고 이에 영향을 미치는 요인들을 분석하였지만, 이들을 결합하여 빈곤지속기간을 추산한 연구는 드문 편이다. <표 1>은 빈곤지속기간을 추산한 연구 가운데 미국과 영국의 대표적인 것 하나씩을 골라 그 결과를 요약한 것이다. 서로 다른 나라를 분석하였고 빈곤선의 정의 등 구체적인 분석방법과 자료에서 큰 차이가 있음에도 불구하고 두 연구는 상당히 유사한 결과를 보여준다. 먼저 눈에 띄는 것은 단일주기를 가정할 경우 실제보다 빈곤지속기간을 매우 과소 추정하는 결과를 초래한다는 점이다. 단일주기를 가정하여 빈곤진입 이후 8~10년 기간 동안의 빈곤지속기간을 추산하면 전체 빈곤진입자의 50% 이상이 1년, 80% 가량이 3년 이하이고, 5년 이상 빈곤한 사람은 16~17%에 불과하다. 그러나 실제 빈곤기간의 분포는 1년이 25~30%, 3년 이하는 55% 가량으로 추정치에 비해 적으며, 5년 이상은 추정치의 2배인 32~35%에 이른다. 이에 따라 단일 주기로 추정된 평균 빈곤기간은 2.4~2.7년으로 실제 평균 3.6~4.0년보다 매우 낮다.

단일주기를 가정할 때에 비해 복수주기를 감안한 빈곤지속기간 추정 결과는 실제분포에 훨씬 가깝다. 복수주기를 포함할 경우 빈곤기간 3년 이하는 47~52%(실제는 54~56%), 5년 이상은 35~41%(실제는 32~35%)이며, 평균 추정치도 3.7~4.4년으로 실제(3.6~4.0년)에 거의 근접한다. 그러나 복수 주기를 감안한 추정결과도 실제와 완전히 일치하지는 않는다. 특히 빈곤지속기간 1년이 실제분포에서 차지하는 비율은 25~30%인데 비해, 복수주기 추정치는 그보다 훨씬 적은 17~19%에 그친다. 이는 주로 재진입율이 실제보다 과대 추정되기 때문인데, 분석기간이 짧을수록 추정오류가 조금 더 커지는 경향이 있다(Biewen, 2006). 한편 실제분포는 지속기간별로 약간 들쭉날쭉 하는데 비해, 빈곤탈피율과 재진입율을 추정하는 과정에서 일시적인 변동이 평준화되기 때문에 추정치 분포는 빈곤지속기간이 늘어남에 따라 빈도가 지속적으로 감소하는 일관성 있는 형태를 보인다.

우리나라의 동태적 빈곤연구는 전국적 규모의 패널조사 자료가 이용 가능해진 2000년대 초반부터 본격적으로 등장하였다. 1998년부터 조사가 시작된 한국노동패널 자료를 분석한 초기 연구들과(구인회, 2002; 김교성, 2002; 김교성·반정호, 2004) 2006년부터 시작된 한국복지패널을 분석한 근래의 연구들은(이병희·반정호, 2009; 석상훈, 2010) 축적된 패널기간이 수 개 년도에 불과하여 비교적 장기 간의 자료를 필요로 하는 빈곤주거나 지속기간을 다루지는 못하고 전년도와 금년도의 빈곤상태 변화 즉 빈곤이행을 주로 분석하였다. 이 연구들은 우리나라 가구의 빈곤상태 변화가 매우 빈번하게 일어나고 있으며, 가구의 사회·경제적 특성이 빈곤이행에 영향을 미친다는 점을 보고하고 있다.

〈표 1〉 미국과 영국 선행연구의 빈곤지속기간 추정 결과(단위: %)

빈곤진입 후 지속기간 (년)	미국 (Stevens, 1999)			영국 (Jenkins and Rigg, 2001)		
	단일주기	복수주기	실제분포	단일주기*	복수주기	실제분포
1	52.5	17.5	29.5	53.7	19.0	25.0
2	17.2	15.5	14.7	16.1	17.7	17.4
3	8.2	13.9	11.7	8.8	15.1	12.0
4	5.0	11.9	9.3	5.4	13.5	13.5
5	3.2	9.8	6.2	3.8	11.3	6.6
6	2.2	7.8	7.3	2.6	8.7	10.5
7	1.8	6.4	5.5	1.8	6.9	9.8
8	1.2	5.2	5.0	7.8	7.8	5.2
9	1.0	4.4	5.7			
10	7.7	7.6	5.2			
평균	2.7년	4.4년	4.0년	2.4년	3.7년	3.6년

\* Jenkins and Rigg(2001)의 Table 4.7에 제시된 단일주기추정 결과는 수치가 잘못된 것으로 보여 Table 4.1의 빈곤탈피율 추정결과를 토대로 필자가 재계산하였음.

자료: Stevens(1999) Table 2, Jenkins and Rigg(2001) Table 4.7.

한국노동패널 자료가 5~6개년 이상 축적된 이후부터는 단기간의 빈곤이행뿐만 아니라 장기적인 차원에서 빈곤지속 및 탈피를 분석한 연구들이 나오고 있다(홍경준, 2004; 구인회, 2005; 김교성·노혜진, 2009). 이 연구들은 기본적으로 Bane과 Ellwood(1986)와 유사한 단일주기 생존분석 방법으로 빈곤지속기간별 빈곤탈피율을 추산하고, 이산시간위험률모형을 통해 빈곤탈피와 관련된 요인을 탐색하였다. 연구결과는 빈곤에 진입한 가구의 60% 가량이 1년 내에 빈곤에서 벗어나는 반면 4~5년 이상 빈곤이 지속되는 비율은 10~15%인 것으로 나타났다. 이러한 빈곤탈피율은 미국, 영국은 물론 유럽국가들 보다도 약간 높은 수준이다. 연구에 따라 약간의 차이는 있지만 빈곤탈피에 영향을 미치는 요인으로는 성별, 연령, 교육수준, 결혼상태 등의 인구학적 특성과 취업상태 등 경제활동 특성이 주로 지적되며, 김교성·노혜진(2009)의 연구는 지역의 경제환경 요인을 관련시키기도 한다.

그러나 앞서 언급한 Stevens(1994; 1999)의 지적처럼 단일주기의 빈곤탈피율만을 분석하는 것은 빈곤지속기간을 과소 추정하는 결과를 초래한다. 홍경준(2004), 김교성·노혜진(2009)의 연구는 이러한 점을 염두에 두어 복수주기를 분석에 포함하였지만, Stevens의 방법과 같이 재진입율을 추정하고 복수주기를 합하여 총빈곤기간을 추산한 것이 아니라 복수주기를 또 다른 하나의 빈곤주기(사례)로 포함시켜 빈곤탈피율을 추정하였을 뿐이다. 이럴 경우 표본의 독립성 침해 문제 뿐 아니라 단기빈곤을 더욱 과대평가하여 빈곤기간이 매우 짧게 추정될 우려가 있다.

우리나라의 선행연구 대부분이 주로 빈곤탈피율에 초점을 두고 있는데 비해 구인회(2005)는 빈곤지속기간을 핵심주제로 다루고 있다. 이 연구는 단일주기의 빈곤탈피율은 물론 탈피 이후의 빈곤재진입율도 추정하고 이 둘로부터 복수빈곤주기를 포함한 총 빈곤기간을 계산하였다. 아울러 이산시간위험률모형을 통해 인구학적 특성이 빈곤탈피율과 재진입율에 미치는 영향을 분석하였다. 그 성과와 기여에도 불구하고 이 연구는 몇 가지 한계와 보완할 점을 가진다. 먼저, 전체표본의 빈곤지속기간은 분석하였으나 가구특성별로는 여전히 빈곤탈피율과 재진입율만을 제시하고 있을 뿐이라는 것이다. 탈피

율이 높고 재진입률이 낮으면 빈곤기간이 짧을 것이라는 점은 충분히 예측할 수 있으나 빈곤지속기간이 정확히 얼마나 될지는 제시된 탈피율과 재진입률만으로는 도저히 계산할 수 없다<sup>5)</sup>. 둘째, 노동패널 초기의 연구인 까닭에 자료기간이 제한되었다는 한계가 있다. 이로 인해 장기적인 빈곤탈피율과 재진입률 추정이 불가능하였고 5년 이상의 기간에 대해서는 임의의 확률을 가정할 수밖에 없었다. 또한 외환위기 직후에 일시적으로 빈곤에 빠진 단기빈곤자들이 표본에 많이 포함되었을 우려도 있다. 셋째, 다른 선행연구에 비해 독립변수가 제한적이라는 점이다. 연구에서 분석된 독립변수는 연령, 성별, 교육수준과 아동존재여부에 불과하여, 빈곤지속기간에 큰 영향을 미칠 것으로 예상되는 가구유형이나 경제활동상태 등이 포함되어 있지 않다는 점이 한계로 남아있다.

### 3. 연구방법

#### 1) 표본의 구성 및 빈곤이행(탈피 및 진입)의 정의

빈곤지속기간의 분석을 위해서는 가능한 한 장기간의 패널자료가 필요하다. 이러한 이유로 본 연구는 우리나라에서 가장 오래된 전국적 규모의 가구패널조사인 한국노동패널조사 자료를 이용한다. 1998년부터 시작된 이 조사는 현재 1~11차년도(1998~2008)의 자료가 이용 가능하다. 본 연구를 위해서는 가구의 사회·경제적 특성과 소득을 알 필요가 있는데, 한국노동패널은 매년 조사 때 마다 그 시점의 가구특성과 전년도의 소득을 조사한다. 따라서 해당년도의 자료로부터 추출된 가구특성과 차년도 자료로부터 추출된 전년도(즉, 해당년도) 소득을 결합하여 각 년도의 가구특성 및 소득 자료를 구축하였다. 한편, 분석에 필요한 가구주 및 가구원의 개인특성 중 가구자료에 나타나지 않은 것은 개인별 자료로부터 추출하여 가구자료와 결합하였다. 이러한 과정을 거쳐 만들어진 총 10개년도(1998~2007)의 자료가 최종적으로 분석에 활용되었다.

본 연구에서 빈곤상태라 함은 각 년도의 가구소득이 해당년도의 가구규모별 최저생계비에 미달하는 상태를 말한다. 몇몇 선행연구들은 한국노동패널의 소득 과소보고 문제를 감안하여 이를 보정하는 방법을 사용하기도 하였으나(홍경준, 2004; 구인회, 2005), 빈곤율을 정확하게 측정하는 것이 본 연구의 주 목적이 아니므로 별다른 보정 없이 최저생계비를 그대로 적용하였다.

각 년도의 빈곤상태가 정의되면 전년도와 금년도 사이에 빈곤상태의 변화가 있었는지를 판단하여야 한다. 이 때 아주 작은 소득변동으로 인해 빈곤상태가 바뀌는 것은 분석에 포함하지 않은 연구들이 있다(구인회, 2005; Bane and Ellwood, 1986). 그러나 이렇게 할 경우 연구를 통해 추정된 빈곤기간의 분포를 실제자료의 분포와 비교할 때 어려움이 발생하므로 본 연구에서는 소득변동의 크기와 관계없이 모든 빈곤상태의 변화를 분석에 포함하였다.

5) 이는 무엇보다도 탈피율과 재진입률이 고정된 수치가 아니라 빈곤(비빈곤) 지속기간에 따라 달라지기 때문이다. 이런 상황에서 개인×지속기간으로 구성된 자료로부터 계산된 수 년 간의 평균 탈피율과 재진입률은 빈곤지속기간을 예측하는데 있어 그 의미가 크게 줄어든다.



본 연구는 Stevens(1999) 이래 이 분야에서 널리 활용되고 있는 방법을 따라 먼저 이산시간위험률 모형(discrete-time hazard rate model)에 의해 빈곤탈피율과 재진입률을 추정한 다음 이 두 확률을 이용하여 빈곤지속기간을 추산하고자 한다. 이 방식으로 빈곤탈피율을 추정하기 위해서는 10년간의 가구소득자료를 모두 결합한 다음, 빈곤상태에 있는 가구만을 뽑아서 이 가구가 비빈곤상태가 될 때까지 가구×년도의 자료로 재구성하여야 한다. 이때, 각 가구는 빈곤을 지속하는 기간만큼 표본사례수에 기여하게 된다. 즉 5년간 빈곤하였다가 6년차에 빈곤에서 탈피한 경우에는 6개의 사례로 간주되는 것이다. 우측절단사례의 경우에는 절단되기 바로 전까지 사례수를 구성하는 것으로 처리하여 문제를 해결한다(Allison, 1984).

좌측절단사례는 문제가 간단하지 않다. 자료기간의 첫 해에 빈곤한 가구는 빈곤탈피 가능성이 있는 집단(risk set)에 속하므로 빈곤탈피율 계산에 포함시키는 것이 일견 당연하게 보인다. 그러나 문제는 이 가구가 그 전에 얼마동안 빈곤상태에 놓여 있었는지를 모른다는 점이다(Stevens, 2012). 이전의 빈곤지속기간이 빈곤탈피율에 영향을 미치지 때문에 탈피율을 추정할 때에는 빈곤지속기간이 중요한 독립변수의 하나로 포함되어야 한다. 따라서 이 값을 정확하게 알 수 있는 사례만 분석하는 것이 바람직하다(Heckman and Singer, 1984). 좌측절단사례는 빈곤지속기간을 알 수 없으므로 제외시켜야 한다는 것이다. 하지만 좌측절단사례를 제외할 경우에는 표본선정의 오류를 야기할 수 있다. 즉, 장기빈곤자를 체계적으로 제외함으로써 탈피율이 과대 추정될 가능성이 있다(Iceland, 1997).

이처럼 이론적으로 논란이 있기 때문에 문제는 좌측절단사례를 포함하느냐 제외하느냐에 따라 연구결과가 얼마나 달라질 것인가로 옮겨진다. 이에 대한 답은 연구문제가 무엇이나에 따라 달라질 수 있다. 즉 빈곤이행을 연구하느냐 아니면 빈곤지속기간을 연구하느냐에 따라 추정오류의 크기가 달라진다는 것이다(Cellini et al., 2008). 좌측절단사례 포함 여부에 따른 연구결과와 민감성을 검증한 선행 연구는 절단사례를 포함하느냐 제외하느냐에 따라 연구결과가 크게 달라지지 않음을 보고하고 있다(Stevens, 1999, 2012)<sup>6)</sup>. 본 연구는 이러한 선행연구 결과를 반영하여 좌측절단사례를 제외하고 빈곤진입시기와 지속기간을 확인할 수 있는 가구만을 대상으로 탈피율을 분석하고자 한다. '재'진입률을 추정함에 있어서는 단지 비빈곤상태만이 아니라 빈곤에서 탈피하여 비빈곤상태가 된 것이 먼저 확인되어야 하므로 비빈곤지속기간을 알지 못하는 좌측절단의 문제가 없다.

좌측절단사례를 제외하였기 때문에 빈곤탈피율 추정에 사용된 표본은 결국 2차년도~9차년도에 빈곤에 진입한 가구가 된다. 자료기간의 마지막인 10차년도에 빈곤에 진입한 가구는 이후의 빈곤상태를 확인할 수 없는 절단사례로서 표본에 포함하는 것이 무의미하다. 2~9차년도 빈곤진입가구는 1,664가구이고, 이를 가구×지속기간의 자료로 재구성한 표본의 총 사례수는 4,053이 되었다. 빈곤재진입률 추정에 사용된 표본은 2~9차년도 사이에 빈곤에서 탈피(전년도 빈곤에서 금년도 비빈곤으로 이행)한 것이 확인된 1,868가구인데, 가구×지속기간의 자료로 재구성한 표본의 총 사례수는 7,129이다.

6) 1975~2003년간의 미국자료를 분석한 연구(Stevens, 2012)에 따르면 좌측절단사례를 제외할 경우 단기(1년) 빈곤지속기간이 60.8%, 장기(7년 이상) 빈곤지속기간이 5.4%의 분포를 보인데 비해 좌측절단사례를 포함했을 때에는 단기 60.2%, 장기 6.4%로 양쪽의 차이가 0.5~1.0% 포인트에 불과하다.

## 2) 빈곤 탈피율 및 재진입률 추정

빈곤지속기간을 추산하기 위해서는 먼저 빈곤탈피율과 재진입률을 추정하여야 한다. 본 연구에서는 이산시간위험률모형을 통해 이 두 확률을 추정한다. 이산시간위험률모형에서 핵심적인 개념은 위험률(hazard rate)이다. 전통적으로 빈곤/비빈곤과 같은 이분형 변수의 위험률은 로짓(logit) 혹은 프로빗(probit) 모형으로 분석되어 왔다. 그러나 로짓모형은 확률 그 자체를 종속변수로 하지 않고 확률의 승산비를 종속변수로 하기 때문에 회귀계수와 확률 간의 관계를 단번에 파악하기가 조금 어렵다. 이에 따라 최근에는 보다 간명하게 회귀계수를 해석할 수 있는 여수로그-로그(complementary log-log) 모형을 이용한 연구들이 늘어나고 있다. 본 연구에서는 이 모형을 활용하여 위험률을 분석한다.

$$\text{빈곤탈피율 추정식} \quad \log[-\log(1-e_i)] = f(d_p) + \beta X_i \quad (\text{식 1})$$

$$\text{빈곤재진입률 추정식} \quad \log[-\log(1-r_i)] = f(d_n) + \beta X_i \quad (\text{식 2})$$

빈곤탈피율(e)과 빈곤재진입률(r)의 여수로그-로그값을 취한 회귀방정식은 (식 1), (식 2)와 같다. 여기에서 f(d)는 모든 가구에 대해 동일한 값을 가진다고 가정되는 기초선위험률함수(baseline hazard function)로서 빈곤지속기간(dp) 또는 비빈곤지속기간(dn)에 따라 빈곤탈피율과 재진입률이 달라짐을 나타낸다. 지속기간에 따라 변화하는 기초선위험률은 특정한 함수형태를 가정하여 제한하는 것 보다는 유연하게 비모수적으로 추정하는 것이 보편적인 방법이다(Meyer, 1990; Devicienti, 2000). 본 연구에서도 기초선위험률을 비모수적으로 추정하기 위해 지속기간(연도)별로 더미변수를 투입하는 방법을 사용하였다.

$X_i$ 는 독립변수인 가구특성을 나타낸다. 본 연구에서는 서구와 우리나라의 선행연구에서 빈곤탈피율 및 재진입률에 영향을 미치는 것으로 보고된 주요한 가구특성들을 가능한 한 모두 포함하였다<sup>7)</sup>. 구체적으로 분석에 포함된 가구특성은 가구주 성별, 연령, 교육수준, 결혼상태, 아동부양여부 등의 인구·사회적 특성과 취업여부, 종사상 지위, 가구주 외 가구원 취업 여부 등의 경제활동 특성이다.

그런데 표본자료가 가구×년도로 구성되어 있으므로 이 값은 가구별로 고정된 것이 아니라 시간에 따라 변화할 수 있다. 따라서 이 변수는 지속기간 매년도의 가구특성 상태를 나타낸다. 그런데 몇몇 선행연구에서는 각 연도의 상태 외에 전년도에 대비한 변화를 별도의 독립변수로 투입한 예가 있다. 예를 들자면 작년도에 실업이었다가 금년도에 취업한 경우 금년도의 경제활동상태(취업) 외에 경제활동상태변화(비취업→취업)를 또 하나의 독립변수로 투입하는 것이다.

그러나 이렇게 할 경우 상태변수 자체가 변화를 경험할 확률(변화변수)에 영향을 미치므로 독립변

7) 몇몇 선행연구에서는 가구특성 외에 지역적 차원의 경제여건이나 사회복지정책 특성도 빈곤탈피율에 영향을 미친다는 결과를 제시하고 있다(김교성·노혜진, 2009; Stevens, 2012). 그러나 본 연구는 가구특성에 따라 빈곤지속기간이 어떻게 달라지는가를 분석하는데 주된 목적이 있으므로 지역적 차원의 변수는 제외하였다.

수 간 공선성 문제가 발생할 수 있고, 이미 상태변수가 투입된 상태에서 변화변수를 추가할 경우 변화변수는 대부분 통계적으로 유의미하지 않게 된다(Stevens, 1999). 특히 빈곤지속기간을 예측하는 연구에서 변화변수를 포함시키는 것은 변화변수가 언제 발생할 것인가에 대한 추정을 필요로 하기 때문에 추정을 매우 복잡하게 만든다(Jenkins, 2011). 이러한 이유로 본 연구에서는 상태변수만 투입하고 변화변수는 포함하지 않았다.

### 3) 빈곤지속기간의 계산

(식 1), (식 2)를 통해 추정된 빈곤탈피율( $e$ )과 빈곤재진입율( $r$ )을 결합하면 복수주기를 합산한 빈곤지속기간을 추산할 수 있다. 먼저, 빈곤에 진입한 가구가 이후  $d$ 년 이상 빈곤을 지속할 확률은 빈곤 진입 1년 후부터  $d$ 년까지 각 연도별로 빈곤에서 탈피하지 못할 확률의 곱과 같다. 즉, 빈곤지속확률함수는 (식 3)으로 표현할 수 있다. 이는 빈곤에서 탈피하지 못하고 남아 있을 확률을 의미하므로 생명표분석방법으로 말하자면 생존율에 해당하는 것이다. 또한  $(1-P_d)$ 는 누적위험률( $d$ 년까지 빈곤에서 탈피할 누적확률)을 말한다.

$$\text{빈곤지속확률: } P_d = \prod_{s=1}^d (1 - e_s) \quad (\text{식 3})$$

마찬가지 방법으로 일단 빈곤에서 탈피한 가구가 이후  $d$ 년 이상 비빈곤상태를 지속할 확률은 (식 4)와 같다.

$$\text{비빈곤지속확률: } N_d = \prod_{t=1}^d (1 - r_s) \quad (\text{식 4})$$

이제 (식 3)과 (식 4)를 이용하면 빈곤지속기간을 계산할 수 있다<sup>8)</sup>. 그러나 먼저 여러 가지 경우의 수를 생각하여야 한다. 본 연구는 10개년도의 자료를 분석하고 1차년도에 비빈곤상태였다가 2차년도 이후 빈곤에 진입한 가구를 대상으로 하므로 빈곤지속기간은 최소 1년에서 최대 9년이 된다. 이 중 빈곤기간 1년과 9년은 각각 하나의 경우 밖에 없다. 빈곤기간 1년은 빈곤에 진입한 1년 후에 탈피하여 차년도부터 7년 이상 비빈곤을 지속할 확률이다. 한편, 빈곤기간 9년은 빈곤진입 차년도부터 8년 이상 빈곤이 지속될 확률이다. 이들을 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$\text{빈곤기간 1년일 확률: } P(1) = e_1(1 - r_1)(1 - r_2) \dots (1 - r_7)$$

$$\text{빈곤기간 9년일 확률: } P(9) = (1 - e_1)(1 - e_2) \dots (1 - e_8)$$

이에 비해 빈곤기간 2~8년은 여러 가지 경우가 있을 수 있어 다소 복잡해진다. 예를 들어 빈곤기

8) Stevens(1999)의 방법을 더욱 쉽게 설명한 이 부분은 Devicienti(2000)을 참고하여 저자가 보충하였음.

간 4년은 (P,P,P,N,N,P,N,N,N)<sup>9)</sup>를 비롯하여 56개의 경우가 존재할 수 있다. 그 가운데 (P,P,P,N,N,P,N,N,N)의 확률을 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$(P,P,P,N,N,P,N,N,N)\text{일 확률: } P(4) = (1 - e_1)(1 - e_2)e_3(1 - r_1)r_2e_1(1 - r_1)(1 - r_2)$$

이와 같이 56개 경우의 확률을 모두 구하여 이를 합하면 빈곤기간 4년의 확률이 계산된다.

## 4. 분석결과

### 1) 빈곤탈피율 및 재진입률

〈표 2〉는 (식 1), (식 2)의 여수로그-로그모형에서 가구특성 변수는 제외하고 지속기간 더미변수만 투입하여 지속기간별 빈곤탈피율과 재진입율을 추정한 결과를 요약한 것이다<sup>10)</sup>. 먼저 누적 빈곤탈피율을 보면, 빈곤에 진입한 가구의 62%가 1년 후에 빈곤에서 탈피하며 2년 내에 빈곤에서 탈피하는 가구는 80%에 이른다. 반면 5년 이상 빈곤이 지속되는 비율은 10% 이하이고, 9년 이상 계속해서 빈곤한 가구는 4%에 불과하다. 연단위 빈곤탈피율은 진입 1년 후 62%에서 5년 후에는 23%까지 계속 감소하다가 이후에는 소폭으로 오르락내리락 하면서 변동하고 있다.

빈곤탈피율이 높고 빈곤층의 대부분이 단기빈곤층이라는 이러한 결과는 제2장에서 논의한 우리나라 선행연구들과 거의 일치한다. 빈곤선을 비롯한 측정방법의 차이로 말미암아 직접적으로 비교하기는 어렵지만 우리나라의 빈곤탈피율은 다른 나라에 비해 높은 편이다. 우리나라의 진입 1년 후 빈곤탈피율은 62%로 미국과 영국의 45~53%(Bane and Ellwood, 1986; Stevens, 1999; Jenkins and Rigg, 2001)에 비해 높으며, 유럽국가의 50~60%(Oxley et al., 2000; Fourage and Layte, 2005)와 비교해도 비슷하거나 높은 수준이다.

9) 빈곤은 P, 비빈곤은 N으로 표시하여 1~9년의 빈곤상태를 순차적으로 나타내었음.

10) 본문에 제시하지는 않았으나 저자는 통상적인 생명표분석방법에 따라 빈곤탈피율과 재진입률을 추정하고 그 결과를 본 연구의 이산시간위험률 여수로그-로그모형 추정결과와 비교하였다. 생명표분석 방법으로 추정된 누적 빈곤탈피율은 0.591(1년)~0.945(8년), 누적 재진입률은 0.234(1년)~0.559(8년)로서 본 연구의 추정결과가 지속기간별로 1~3% 포인트 정도 높게 나타났다. 이 차이는 기본적으로 생명표분석과 이산시간위험률모형의 표본자료구성 및 계산방법의 차이에서 비롯된 것인데, 여수로그-로그함수의 분포 모양과도 관련될 가능성이 있다. 로짓 또는 프로빗함수와 달리 여수로그-로그함수는  $p=0.5$ 를 중심으로 대칭적인 모양을 가지지 않는다.  $p=0\sim 0.2$ 의 낮은 확률에서는 증가속도가 다소 완만한데 비해 높은 확률에서는 그보다 변화가 빠르게 나타난다(Long, 1997).

〈표 2〉 빈곤/비빈곤 지속기간별 빈곤 탈피율 및 재진입률

지속기간	빈곤탈피율		빈곤재진입률	
	연단위	누적	연단위	누적
1	0.621 (.033)	0.621	0.243 (.014)	0.243
2	0.459 (.042)	0.795	0.159 (.013)	0.363
3	0.326 (.047)	0.862	0.116 (.013)	0.437
4	0.273 (.056)	0.900	0.085 (.012)	0.485
5	0.230 (.063)	0.923	0.077 (.014)	0.525
6	0.250 (.091)	0.942	0.061 (.014)	0.554
7	0.280 (.125)	0.958	0.061 (.019)	0.581
8	0.091 (.095)	0.962	0.037 (.022)	0.596

\* ( )안의 숫자는 표준오차임.

일단 빈곤에서 벗어난 가구라 하더라도 그 가운데 적지 않은 수는 곧 다시 빈곤에 빠진다. 빈곤탈피가구 중 24%가 탈피 1년 후에 빈곤에 재진입하며, 누적해서 36%가 2년 내에, 절반 정도는 5년 내에 빈곤에 재진입한다. 그러나 연단위 빈곤재진입률이 탈피 4년 이후부터는 10% 미만으로 현저히 낮아지기 때문에 빈곤탈피 9년 후에도 40%는 여전히 빈곤을 벗어나 있다. 따라서 빈곤탈피 직후 수 년 내에만 다시 빈곤에 빠지지 않는다면 이후에는 오랜 기간 동안 빈곤에서 벗어나 있을 확률이 높다고 할 수 있다. 이와 같은 빈곤재진입률은 미국 및 영국에 비해서 약간 낮으며, 유럽국가들과는 비슷하거나 약간 높은 수준이다. 우리나라의 탈피 1년차 재진입률이 24%인데 비해 미국과 영국은 27~30%, 유럽국가들은 16~25%로 나타나고 있다<sup>11)</sup>.

## 2) 빈곤지속기간 추정

〈표 3〉은 〈표 2〉에 제시된 빈곤탈피율과 재진입률 추정결과를 토대로 빈곤진입 이후 9년 동안의 빈곤지속기간을 추산한 결과이다. 표에 제시된 수치들은 빈곤진입가구 중에서 진입 이후 9년 간 빈곤한 연수가 각각 1~9년일 것으로 예측되는 가구의 비율을 나타낸다. 먼저 두 번째 열은 단일빈곤주기를 가정하고 빈곤탈피율만을 적용하여 추정한 결과이다. 앞서 빈곤탈피율을 통해 설명한대로 빈곤진입가구의 약 62%가 첫 해에만 빈곤하고 80%는 1~2년간만 빈곤하며, 5년 이상 빈곤한 가구는 10%에 불과하다. 전체빈곤진입가구의 평균 빈곤지속기간은 2.04년으로 나타난다. 이러한 설명은 빈곤진입가구의 대부분이 단기빈곤층이라는 말이다. 그러나 빈곤탈피가구 중 상당수가 다시 빈곤에 빠진다는 점을 감안하면 단일주기를 가정하여 빈곤지속기간을 설명하는 것은 단기빈곤을 지나치게 과대평가하는 것이다.

11) 우리나라의 선행연구 중 빈곤재진입률을 추정한 것은 구인회(2005)가 유일한데, 그는 탈피 1년 후 재진입률을 13.4%로 추정하였다. 본 연구와는 상당히 큰 차이를 보이는 바, 빈곤탈피율 추정치는 유사함에도 불구하고 재진입률 추정치에서 차이가 크게 나게 된 이유는 명확하지 않다.

〈표 3〉 빈곤지속기간 분포 추산결과

(%)

빈곤지속기간	단일주기가정	복수주기가정	실제분포*
1년	62.1	26.0	26.0
2년	17.4	21.4	20.0
3년	6.7	16.1	15.0
4년	3.8	11.9	9.7
5년	2.3	8.1	10.3
6년	1.9	5.8	5.7
7년	1.6	4.4	6.3
8년	0.4	2.6	3.7
9년	3.8	3.8	3.3
평균(년)	2.04	3.25	3.39

\* 실제분포는 노동패널 2차년도 빈곤진입가구(N=381) 가운데 10차년도까지 모두 소득과약이 가능한 가구(N=300)를 표본으로 2~10차년도 중에서 빈곤한 연도 수를 세어 그 분포를 제시한 것임.

〈표 3〉의 세 번째 열은 복수의 빈곤주기를 가정하고 이를 모두 합산하였을 때의 빈곤지속기간 분포를 추정한 것이다. 단일주기를 가정했을 때와 비교한다면 빈곤지속기간 1년의 비율이 62%에서 26%로 크게 줄어든 반면 5년 이상 장기빈곤의 비중이 10%에서 25%로 증가하였다. 이에 따라 평균 빈곤지속기간도 단일주기 가정 때의 2.04년에 비해 3.25년으로 증가하였다.

단일주기를 가정할 때에 비해 복수주기를 가정할 때가 훨씬 더 현실에 부합한다. 〈표 3〉의 마지막 열은 추정치와의 비교를 위해 실제의 빈곤지속기간 분포를 제시한 것이다. 이 분포에 이용된 표본은 추정치의 표본과는 약간 다르다. 추정치표본은 노동패널 2~9차 년도에 빈곤에 진입한 가구이며 우측 절단사례도 포함하였지만, 실제분포의 표본은 2차년도에 빈곤에 진입하여 우측절단 없이 10차년도까지 모두 소득정보가 제공된 표본이다. 표본의 차이에도 불구하고 표에서 보는 것처럼 복수주기가정 추정치 분포와 실제 분포는 매우 유사하다. 이는 본 연구에 이용된 빈곤지속기간 추정모형의 적합성을 증명하는 것이다.

복수주기를 포함할 경우 빈곤층은 빈곤지속기간에 따라 대략 3개의 집단으로 나누어질 수 있다. 전체 빈곤진입가구의 26%는 1년만 빈곤하고 21%는 2년간 빈곤하여 이 둘을 합치면 1~2년간 빈곤한 가구는 절반에 조금 못 미치는 47%를 차지한다. 남은 53% 중에서 25%는 5년 이상의 장기빈곤층이고 그 나머지 28%는 빈곤기간 3~4년 사이의 중간집단에 속한다.

이를 〈표 1〉에 제시된 미국, 영국의 연구결과와 비교하면, 우리나라 빈곤층의 빈곤지속기간이 더 짧음을 알 수 있다. 미국, 영국은 빈곤지속기간 1년이 20% 이하이며, 1~2년을 합쳐도 1/3 정도에 그친다. 5년 이상의 장기빈곤층은 우리나라가 1/4 정도인데 비해 미국, 영국은 35~40%를 넘는 수준이다. 전체기간이 8~10년으로 약간 차이가 있어 직접 비교하기는 어렵지만, 우리나라의 평균 빈곤지속기간이 3.25년인데 비해 영국과 미국은 그보다 긴 3.7~4.4년에 이른다.

### 3) 가구특성이 빈곤 탈피율 및 재진입률에 미치는 영향

가구특성별로 빈곤지속기간을 추산하기 위해 먼저 가구특성이 빈곤탈피율 및 재진입률에 미치는 영향을 분석하였다. <표 4>은 이를 위한 이산시간위험률모형 추정결과를 요약한 것이다. 본 연구에서 빈곤지속기간을 추산하는 과정에서는 <표 4>의 두 모형 가운데 개별투입모형 결과가 활용되었으나 선행연구들과 비교할 수 있도록 동시투입모형의 결과도 같이 제시하였다. 본 연구에서 사용한 여수로그-로그모형은 일종의 비례위험모형(proportional hazard model)으로서 독립변수의 변화에 따라서 기초선위험률이 회귀계수의 지수값만큼 비례적으로 변화한다(Jenkins, 2011)<sup>12)</sup>. 예를 들어 더미변수의 회귀계수가 1.2라면 이는 기준변수에 비해 기초선위험률이 3.32(=e1.2)배 더 높음을 의미한다.

먼저 두 번째 열의 빈곤탈피율 동시투입모형부터 살펴보자. 동시투입모형은 지속기간 더미변수와 함께 모든 독립변수를 동시에 투입한 것이다. 통계적으로 유의미한 독립변수는 교육수준, 부양아동, 취업상태, 종사지위, 가구주 외 취업자 등이 있다. 다른 조건이 동일하다면 교육수준이 높을수록 빈곤 탈피율이 높아지고, 부양아동이 없는 가구에 비해 있는 가구의 빈곤탈피율이 낮다. 가구주가 미취업상태에 있는 가구는 빈곤탈피율이 낮으며 상용직에 비해 임시직/일용직과 자영업자의 빈곤탈피율이 낮다. 가구주 외 가구원 중 취업자가 있는 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 빈곤탈피율이 높다.

그러나 독립변수 간에 상관관계가 높을 때에는 '다른 조건이 동일하다'는 회귀분석의 기본전제가 현실적인 의미를 상실한다. 예를 들어 <표 4>에서 보면 비록 통계적으로 유의한 수준은 아니지만 여성가구주가 남성가구주에 비해 빈곤탈피율이 더 높은 것으로 나타나고 있다. 이는 일반적인 지식 및 기존의 연구결과와 배치되는 것이다. 이러한 결과가 나오게 된 이유는 상관관계가 매우 높은 가구주 성별과 배우자 유무의 두 독립변수가 동시에 투입되었기 때문이다<sup>13)</sup>. 60대 이상을 나타내는 연령 더미변수가 통계적으로 유의미하지 않게 나타난 것도 이 변수가 가구주 교육수준이나 경제활동 등의 변수와 밀접한 상관관계를 갖기 때문으로 추측된다<sup>14)</sup>.

다중회귀분석에서 이와 같은 공선성문제를 해결하기 위해서는 상관관계가 높은 변수 중 하나를 제외하거나 변수들을 합하여 새로운 변수를 만드는 등 여러 가지 방법을 이용할 수 있다. 그러나 본 연구의 목적은 다중회귀분석을 통해 독립변수(가구특성)가 빈곤 탈피율 및 재진입률에 미치는 순수한 영향력을 파악하는 것이 아니다. 그보다는 가구특성별로 빈곤지속기간이 얼마나 되는지를 분석하는

12) 독립변수가  $x_1 \rightarrow x_2$ 로 변할 때 종속변수값의 변화는

$$\log[-\log(1-p(x_2))] - \log[-\log(1-p(x_1))] = \alpha + \beta(x_2 - x_1), \quad \text{즉} \quad \frac{\log(1-p(x_2))}{\log(1-p(x_1))} = \exp[\beta(x_2 - x_1)] \text{의 관계}$$

가 된다(Agresti, 1990).

13) 배우자가 있는 가구는 남성이 가구주일 가능성이 높기 때문에 가구주 성별이 여성인 가구 거의 전부는 배우자가 없는 가구일 것이다.

14) 투입된 독립변수들에 따라 선행연구의 결과가 다소 상이하게 나타나고 있는 것, 그리고 일부 선행 연구에서 주요 독립변수들의 통계적 유의도가 낮게 나타나는 것 등도 이와 같은 독립변수 간의 상호관련성 때문으로 생각된다. 그러므로 빈곤탈피율에 영향을 미치는 요인들을 분석하는 연구에서는 이러한 점을 세심히 고려하여 분석모형을 보다 정교하게 구성하여야 할 것이다.

것이 본 연구의 주된 목적이다. 이 목적을 위해서는 하나씩의 가구특성만 개별적으로 투입하여 얻은 결과를 토대로 지속기간을 산출하면 된다. 물론 이렇게 하면 다중회귀분석에서와 같이 다른 독립변수의 영향력이 통제되지 않지만 본 연구를 위해서는 굳이 다른 변수의 영향력을 통제할 필요가 없고 변수 간의 상관관계를 허용하는 것이 더 현실적인 접근방법이다.

<표 4>의 세 번째 열은 각각의 가구특성 변수를 하나씩 개별적으로 투입하여 추정한 결과를 종합한 것이다. 빈곤지속기간에 따라 빈곤탈피율이 달라짐을 반영하기 위하여 지속기간 더미변수는 같이 투입하였다. 동시투입모형과 달리 개별투입모형에서는 모든 변수들이 통계적으로 유의한 수준에서 기대되는 방향으로 빈곤탈피율에 영향을 미치고 있다. 여성가구가주는 남성가구에 비해 빈곤탈피율이 낮으며, 초등학교 졸업에 비해 교육수준이 높아질수록 빈곤탈피율이 높아진다. 20대 가구주와 비교하면 30대 가구주의 빈곤탈피율이 약간 높은 반면, 40대 이상으로 가면 연령이 높아질수록 빈곤탈피율이 낮아진다. 20대와 30, 40, 50대의 차이는 통계적으로 유의하지는 않지만, 60대는 20대에 비해 확연히 낮은 빈곤탈피율을 보인다.

<표 4> 가구특성이 빈곤 탈피율 및 재진입률에 미치는 영향(이산시간위험률모형 추정결과)

독립변수		탈피율 (N=2415)		재진입률 (N=5289)	
		동시투입모형	개별투입모형	동시투입모형	개별투입모형
성별(남성)	여성	0.033	-0.402**	-0.114	0.516**
연령(20대)	30	0.121	0.016	-0.010	0.002
	40	-0.289	-0.338	0.224	0.292
	50	-0.139	-0.194	0.171	0.339
	60	-0.344	-0.792**	0.310	1.085**
교육수준(초졸 이하)	중졸	0.211*	0.398**	-0.329**	-0.511**
	고졸	0.223*	0.471**	-0.546**	-0.799**
	대졸 이상	0.547**	0.751**	-0.693**	-0.877**
배우자(있음)	없음	-0.084	-0.392**	-0.015	0.492**
부양아동(없음)	있음	-0.186*	0.267**	0.157	-0.432**
취업상태(취업)	미취업	-0.675**	-0.768**	0.944**	1.041**
종사지위(상용직)	임시/일용직	-0.157	-0.865**	0.419*	1.268**
	자영업	-0.400**	-0.358**	0.851**	0.751**
가구주외취업자(없음)	있음	0.577**	0.615**	-0.921**	-0.821**
Wald $\chi^2$		463.0		2159.0	

( )안은 기준변수를 나타내며, 표의 간결함을 위해 계수를 제시하지는 않았으나 각 모형에는 제시된 변수 이외에 지속기간을 나타내는 더미변수가 같이 투입되었음.

\*p<.05 \*\*p<.01

배우자가 없는 가구는 부부가구에 비해 빈곤탈피율이 낮으며, 부양아동이 있는 가구는 빈곤탈피율이 높다. 일반적으로는 부양아동이 있을 경우 가구규모가 커져서 최저생계비가 높아지는 반면 양육부담으로 인해 부모의 경제활동 참여는 낮을 것이므로 빈곤탈피율이 낮아질 것으로 예측된다. 그러나 개별투입모형의 결과는 예측과 반대인데, 그 이유는 부양아동이 있는 가구 대부분이 경제활동이 활발한 30~40대의 부부가구이기 때문으로 생각된다. 만약 가구주 연령이나 배우자 유무, 취업상태 등을



통제하면 부양아동의 존재는 빈곤탈피율을 낮추는 영향을 미칠 것이다. 이러한 점은 동시투입모형의 결과를 보면 잘 알 수 있다.

가구의 인구·사회학적 특성에 비해 경제활동 특성은 빈곤탈피율에 더욱 큰 영향을 미친다. 가구주가 미취업상태에 있을 때에는 취업가구주가구에 비해 빈곤탈피율이 절반도 되지 않는다 ( $e^{-0.768}=46.4\%$ ). 상용직에 비하면 임시/일용직과 자영업자의 빈곤탈피율이 매우 낮다. 또한 가구주 이외의 가구원 가운데 취업자가 있는 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 빈곤탈피율이 두 배 가까이 높다.

〈표 4〉의 마지막 열에는 빈곤재진입률 개별투입모형의 추정결과가 제시되어 있다. 표에 나타난 회귀계수들의 부호에서 알 수 있는 것처럼 가구특성이 빈곤재진입률에 미치는 영향은 빈곤탈피율에 미치는 영향과는 완전히 반대방향이다. 여성가구주와 60대 이상 가구주, 배우자가 없는 가구, 부양아동이 없는 가구의 재진입률이 높고, 교육수준이 높을수록 재진입률은 낮아진다. 경제활동변수를 보면 가구주가 취업한 가구와 가구주 외 가구원 중에서 취업자가 있는 가구의 재진입률이 낮으며, 상용직에 비해 임시/일용직과 자영업의 재진입률이 높다.

#### 4) 가구특성별 빈곤지속기간

〈표 5〉는 〈표 4〉의 빈곤탈피율과 재진입률 개별투입모형 추정결과를 이용하여 빈곤진입 이후 9년 동안의 빈곤지속기간을 가구특성별로 추산한 것이다. 표에서 보는 것처럼 빈곤진입가구의 특성에 따라 빈곤지속기간은 상당한 차이를 나타낸다. 먼저 가구주 성별로 보면 남성가구주 가구의 빈곤지속기간이 훨씬 짧다. 남성가구주 가구는 빈곤지속기간 1년이 31%, 1~2년을 합쳐서 54%를 차지하며 5년 이상은 19%에 불과하다. 이에 비해 여성가구주 가구는 1년이 14%, 1~2년을 합쳐도 29%에 그치는 반면 5년 이상은 절반에 가까운 44%에 달한다. 평균 빈곤지속기간은 남성가구주 가구가 2.88년, 여성가구주 가구가 4.34년으로 상당한 차이를 보인다.

가구주 연령별로는 20대와 30대의 빈곤지속기간이 짧고, 40, 50대는 그보다 긴 편이며 60대 이상은 매우 길다. 2~30대는 빈곤지속기간 1년이 거의 절반에 이르고 1~2년을 합치면 3/4이 넘는 반면, 5년 이상은 5% 정도에 불과하다. 4~50대는 1년이 1/3을 약간 넘고 1~2년을 합쳐서 60%가량이며, 5년 이상은 12~15%이다. 이 연령층들에 비해 60대 이상은 1년이 13%, 1~2년을 합해도 1/4 정도에 불과한 대신, 5년 이상이 절반에 가까운 정도로 빈곤지속기간이 길다. 평균 빈곤지속기간은 2~30대가 2년, 4~50대는 2.5년 정도인 반면 60대는 4.5년에 달하고 있다.

가구주의 교육수준이 높아질수록 빈곤지속기간은 짧아진다. 학력이 초등학교 졸업 이하일 경우 빈곤지속기간 1년이 13%, 1~2년을 합쳐서 27%이고 5년 이상은 절반에 가까운 46%이다. 중학교 졸업은 지속기간 1년 29%, 1~2년을 합하면 절반을 약간 넘으며 5년 이상은 20%에 그친다. 고등학교 졸업은 1년이 37%, 1~2년을 합쳐 62%이며 5년 이상은 14%이다. 가구주가 대학 졸업 이상의 학력을 가진 경우 빈곤지속기간은 매우 짧아서 1년이 45%이며 1~2년을 합하면 2/3가 훨씬 넘고, 5년 이상 빈곤한 가구는 7%에 불과하다. 평균 빈곤지속기간은 초등학교 졸업 이하 4.42년, 중학교 졸업 2.95년,

고등학교 졸업 2.57년, 대학교 졸업 이상 2.12년으로 학력이 높을수록 짧아지고 있다.

배우자 또는 부양아동 여부에 따라서도 빈곤지속기간에 다소 차이가 나타난다. 배우자가 있는 가구는 빈곤지속기간 1년이 32%, 1~2년을 합해 절반을 훌쩍 넘는 반면 5년 이상은 17%에 불과하여 평균은 2.8년이다. 이에 비해 배우자가 없는 가구는 1년이 16%, 1~2년을 합해도 1/3에 못 미치는 대신 5년 이상이 40%가 넘어서 평균 4.2년에 달한다. 부양아동이 있는 가구는 빈곤지속기간 1~2년이 60%, 5년 이상이 15%인데 비해 부양아동이 없는 가구는 1~2년이 41%, 5년 이상이 31%로 나타나, 부양아동이 있는 가구의 빈곤지속기간이 더 짧다. 부양아동 존재 여부에 따른 차이가 이처럼 일반적인 예상과 다르게 나타나는 이유에 관해서는 앞서 빈곤탈피율 추정결과와 관련하여 설명한 바 있다.

<표 5> 가구특성별 빈곤지속기간 추산결과

	1년	2년	3년	4년	5년	6년	7년	8년	9년	평균 (년)
전체	26.0	21.4	16.1	11.9	8.1	5.8	4.4	2.6	3.8	3.25
남성	30.9	23.4	16.1	10.9	6.9	4.6	3.2	1.6	2.3	2.88
여성	14.4	14.6	13.9	13.1	11.5	10.0	8.6	5.9	7.9	4.34
20대	49.3	26.4	12.7	6.1	2.8	1.4	0.7	0.3	0.3	1.97
30대	49.5	26.5	12.6	6.0	2.7	1.4	0.7	0.2	0.3	1.96
40대	35.7	24.1	15.1	9.7	6.0	3.9	2.5	1.2	1.7	2.64
50대	37.4	25.6	15.8	9.5	5.2	3.1	1.8	0.8	0.9	2.45
60대	12.7	13.5	13.5	13.5	12.5	11.2	9.4	6.4	7.4	4.47
초졸 이하	13.3	14.0	13.8	13.5	12.1	10.6	8.9	6.1	7.8	4.42
중졸	29.1	23.1	16.5	11.6	7.4	5.0	3.3	1.7	2.3	2.95
고졸	37.1	24.6	15.0	9.2	5.5	3.5	2.3	1.1	1.7	2.57
대졸 이상	44.5	27.0	14.3	7.3	3.4	1.7	0.9	0.4	0.5	2.12
배우자있음	31.8	24.0	16.2	10.7	6.5	4.2	3.0	1.5	2.0	2.80
배우자없음	15.6	15.7	14.6	13.2	11.1	9.3	8.0	5.3	7.1	4.18
아동없음	21.4	19.1	15.9	12.9	9.6	7.3	5.7	3.5	4.7	3.60
아동있음	35.6	24.4	15.4	9.7	5.7	3.6	2.5	1.3	1.9	2.64
취업	42.0	26.5	14.9	8.2	4.1	2.2	1.2	0.4	0.6	2.23
미취업	9.3	10.9	12.2	13.4	13.5	12.8	11.1	7.6	9.0	4.86
상용직	58.4	25.3	9.7	3.9	1.5	0.7	0.3	0.1	0.1	1.70
임시일용직	15.1	15.5	14.8	13.7	11.7	9.8	8.1	5.2	6.2	4.16
자영업	33.7	25.5	16.8	10.6	5.9	3.5	2.1	0.9	1.0	2.59
취업자없음	14.4	15.3	14.9	13.8	11.7	9.9	8.4	5.4	6.3	4.21
취업자있음	42.3	26.8	14.7	7.8	3.8	2.2	1.3	0.5	0.6	2.22

인구학적 특성보다 경제활동 특성에 따른 빈곤지속기간의 차이는 더욱 분명하게 나타난다. 가구주가 취업한 가구의 42%가 빈곤지속기간 1년, 1~2년을 합하면 2/3가 넘는데 반해 10% 미만만이 빈곤지속기간 5년 이상이다. 취업자 가운데서도 특히 상용직에 종사하는 경우에는 지속기간 1~2년의 단기빈곤이 84%에 달하고 5년 이상의 장기빈곤은 2%도 안 된다. 상용직보다는 빈곤지속기간이 길지만 자영업 가구 또한 1~2년의 단기빈곤이 60% 가까운 비중을 차지하며, 5년 이상은 13%에 그치고 있

다. 그러나 취업자라 하더라도 임시/일용직은 1~2년이 31%, 5년 이상이 41%로 장기빈곤가구가 더 많다. 가구주가 미취업상태에 있는 가구는 1~2년의 단기빈곤이 20%에 불과한 대신 5년 이상의 장기 빈곤이 절반을 넘어서고 있다. 평균 빈곤지속기간은 상용직과 자영업이 각각 1.7년, 2.6년으로 짧은데 비해 임시/일용직은 4.2년, 미취업은 4.9년에 이를 정도로 길다. 가구주뿐만 아니라 기타 가구원의 경제활동상태도 빈곤지속기간에 상당한 영향을 미친다. 가구주 외 가구원 중에서 취업자가 있는 가구는 1~2년의 단기빈곤이 2/3가 넘고, 5년 이상의 장기빈곤은 8%에 불과하다. 반면 가구원 중 취업자가 없는 가구는 1~2년의 단기빈곤 비중이 1/3에 못 미치는 대신 5년 이상 장기빈곤은 42%에 달한다<sup>15)</sup>.

## 5. 결론

본 연구는 우리나라의 빈곤층이 얼마나 오랜 기간 동안 빈곤에 빠져있는가를 알아보기 위해 한국 노동패널자료를 이용하여 1999년~2006년 사이에 빈곤에 진입한 가구의 향후 빈곤지속기간을 가구특성별로 실증 분석하였다. 일단 빈곤에서 탈피한 가구 중 상당수가 빈곤에 재진입하고 있다는 사실을 반영하기 위해 빈곤지속기간에는 복수의 빈곤주기들이 합산되었다. 빈곤지속기간을 추산하기 위해 먼저 빈곤진입가구가 빈곤에서 탈피할 확률과 빈곤탈피가구가 빈곤에 재진입할 확률을 이산시간위험률 모형을 통하여 추정하고, 추정된 빈곤탈피율 및 빈곤재진입률로부터 빈곤지속기간을 추산하였다. 모형으로부터 예측된 빈곤지속기간은 1999년 빈곤진입자의 실제 빈곤지속기간 분포와 거의 일치하여 추정모형의 적합성을 증명해 주었다.

연구결과, 우리나라의 빈곤가구는 빈곤지속기간에 따라 대략 3개의 집단으로 나누어질 수 있다. 1/4정도는 총 9년의 기간 중 단지 1년만 빈곤하고 그보다 조금 적은 숫자가 2년간 빈곤하여 이 둘을 합하면 전체 빈곤진입가구의 절반가량이 빈곤지속기간 1~2년의 일시적 단기빈곤층을 형성한다. 반면에 5년 이상의 장기빈곤가구도 1/4를 차지하며, 나머지 1/4는 빈곤지속기간 3~4년의 중기 혹은 반복 빈곤층으로 분류될 수 있다. 미국이나 영국과 비교하면 우리나라의 빈곤지속기간이 다소 짧은 편이며 단기빈곤층의 비율이 높고 장기빈곤층은 조금 적은 규모이다.

한편 가구의 인구학적 특성에 따라 빈곤지속기간에는 큰 차이가 있다. 여성가구주가구, 60대 이상의 노인가구, 가구주의 교육수준이 낮은 가구는 장기빈곤층의 비중이 절반 또는 그 이상으로 높다. 배우자가 있는 가구와 부양아동이 있는 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 빈곤지속기간이 짧은 편이다. 가구의 인구학적 특성보다 경제활동 특성에 따른 빈곤지속기간의 차이는 더욱 크게 나타난다. 가구주나 가구원이 취업한 가구는 빈곤에 빠지더라도 짧은 기간 동안만 빈곤상태에 머무름 뿐이며, 특히 상용직에 종사할 경우에는 빈곤지속기간이 더욱 짧다. 그러나 자영업가구는 단기빈곤층의 비중이 상용직보다 적고, 임시/일용직은 미취업자와 비교해도 크게 차이하지 않을 정도로 빈곤지속기간이 길다.

15) 우리나라의 가구구성 실태를 감안할 때 가구주 외 가구원 중에서 취업자가 있다는 것은 대부분 맞벌이부부 가구를 의미할 것이며, 취업자가 없다는 것은 부부 중 한 사람만 취업자이거나 부부 둘다 미취업자인 가구일 것이다.

전체적으로 보면 일시적인 단기빈곤층이 다수를 차지하지만 다른 한편으로 적지 않은 숫자가 장기간 빈곤에서 벗어나지 못하고 있고 또 다른 일부는 빈곤에서 벗어났다가 또 다시 빠지기를 반복한다는 사실은 빈곤문제를 해결하는 것이 결코 간단치 않은 과제임을 말해준다. 문제의 심각성이라는 관점에서 본다면 장기빈곤 문제가 더 중요하게 생각될 수 있다. 그러나 지속적인 장기빈곤은 쉽게 해결되기 어려운 문제이며, 소득보장 외에 특별한 대책을 찾기도 힘들다. 또한 단기빈곤이라고 해서 결코 문제가 가벼운 것은 아니다. 일회에 그치는 단기빈곤은 상대적으로 덜 심각한 문제라고 생각될 수 있겠지만, 단기빈곤이라 하더라도 반복되는 단기빈곤은 지속적인 장기빈곤 못지않게 심각한 문제이다. 빈곤층 가운데 적지 않은 숫자가 고용불안과 잦은 소득변동으로 인해 반복되는 빈곤을 경험하고 있고 이들이 겪는 고통은 장기빈곤층의 고통에 비해 결코 적다고 할 수 없다.

이처럼 빈곤층에는 서로 다른 사회·경제적 특성을 가진 집단이 섞여 있으며, 집단에 따라 빈곤문제로 인한 손실과 사회적 부담에도 상당한 차이가 있다. 그러므로 빈곤층을 모두 동일한 집단으로 생각하여 일률적인 대책을 적용하는 것은 적절한 방법이 아니다. 효과적인 빈곤정책은 빈곤층을 구성하고 있는 다양한 집단들의 특성을 잘 반영하여 대상별로 가장 알맞은 정책적 수단을 모색하고 그 실현 가능성 및 효율성을 고려하여 체계적으로 수립되어야 한다.

본 연구에서 빈곤지속기간 분석을 통해 장·단기 빈곤층의 규모를 개략적으로 파악하고 가구특성별로 이들의 상대적 비중이 크게 달라진다는 점을 밝혔지만 이러한 발견만으로 곧바로 유용한 정책적 함의를 제시하기에는 부족하다. 대상별로 효과적인 빈곤정책을 수립하기 위해서는 우선 각 대상집단의 특성을 구체적으로 파악하는 것이 중요하다. 이를 위해서는 본 연구와 같이 가구특성별 빈곤지속기간이라는 단순한 이변수관계 분석에서 한걸음 더 나아가 여러 유형의 가구특성을 복합적으로 분석하는 작업이 필요할 것이다<sup>16)</sup>. 예를 들어 배우자 없는 가구는 배우자 있는 가구에 비해 빈곤지속기간이 길지만, 배우자 없는 가구 중에서도 미혼 단독가구와 부양아동이 있는 한부모가구는 여건이 크게 다르다. 배우자가 있는 가구를 예로 든다면 부부만으로 구성된 가구와 부양아동이 있는 가구의 여건 또한 다를 것이 분명하다. 이와 같이 가구특성을 복합적으로 보면 단순 이변수관계를 분석할 때와는 다른 양상이 나타날 수 있을 것이고, 빈곤층의 상이한 사회·경제적 특성도 보다 구체적으로 파악될 수 있다.

복합적인 가구특성을 분석할 필요성과 관련하여 경제활동 특성이 가지는 의의에 대해 특별히 언급할 필요가 있을 것이다. 물론 인구학적 특성 상호 간에도 어느 정도의 관련성이 있겠지만, 경제활동 특성은 연령이나 교육수준, 가구유형 등의 인구학적 특성과 밀접하게 관련되어 있다. 다시 말하자면 이들 인구학적 특성이 경제활동 상태에 영향을 미치고 경제활동 상태가 다시 빈곤 상태 및 지속기간에 영향을 미치는 일종의 매개효과 관계가 강하게 존재한다고 볼 수 있다. 이러한 관계가 있을 때 인구학적 특성과 경제활동 변수를 별도로 취급하여 빈곤지속기간과의 단순 이변수관계를 분석하거나 혹은 이들을 동시에 투입하여 다변량 회귀분석을 하는 것은 별 의미가 없다. 이 경우에는 지금 제안한

16) 여기에서 말하는 '복합적인 분석'이란 다중회귀분석에서와 같이 '다른 변수를 통제'한다는 의미와는 다르다. 이는 여러 가지 가구특성들이 복합되어 빈곤지속기간에 영향을 미친다는 것으로 다중회귀분석의 용어를 빌리자면 독립변수의 '상호작용 효과'를 분석하는 것과 유사한 의미이다.

것처럼 독립변수들을 복합적으로 분석하거나 매개효과를 분석하는 모형이 필요하다.

장·단기 빈곤층을 구분하고 인구·사회적 및 경제활동 특성이 어떻게 다른지를 보다 구체적이고 체계적으로 분석하는 후속연구는 대상별로 알맞은 빈곤정책을 수립하는 토대가 될 것이다. 아울러 상이한 특성을 가진 빈곤층이 어떻게 빈곤에 빠져들며 어떻게 빈곤에서 벗어나는지 빈곤 진입 및 탈피 경로를 분석하는 것도 빈곤을 예방하고 탈피를 지원하는 정책을 수립하는데 유용한 정보를 제공함은 물론 빈곤의 원인과 경로를 탐구하는 학문적인 발전에도 큰 기여를 할 것이다.

## 참고문헌

- 구인회, 2002, “빈곤층의 사회경제적 특성과 빈곤 이행: 경제위기 이후의 시기를 중심으로”, 『한국사회복지학』, 48: 82-112.
- \_\_\_\_\_, 2005, “빈곤의 동태적 분석: 빈곤지속기간과 그 결정요인”, 『한국사회복지학』, 57(2): 351-374.
- 김교성, 2002, “소득이전의 빈곤완화 및 빈곤이행 효과에 관한 연구”, 『한국사회복지학』, 48: 113-149.
- 김교성·노혜진, 2009, “빈곤 탈피와 지속기간에 관한 실증적 연구: 생존표 분석과 위계적 일반화선형 분석”, 『사회복지정책』, 36(3): 185-212.
- 김교성·반정호, 2004, “고용상태와 빈곤경험이 빈곤이행에 미치는 영향에 관한 연구”, 『사회복지정책』, 18: 31-54.
- 석상훈, 2010, “저소득계층의 빈곤이행과 소득변화”, 『사회보장연구』, 26(3): 25-47.
- 이병희·반정호, 2009, “근로빈곤층의 실태와 동향”, 『동향과 전망』, 75: 215-241.
- 홍경준, 2004, “빈곤에 대한 동태적 분석: 빈곤주기를 중심으로”, 『사회복지연구』, 24: 187-210.
- Agresti, A., 1990, *Categorical Data Analysis*, New York: John Wiley and Sons.
- Allison, P. D., 1984, *Event History Analysis: Regression for Longitudinal Event Data*, Newbury Park, CA: Sage Publications.
- Andriopoulou, E., and Tsakoglou, P., 2011, “The determinants of poverty transitions in Europe and the role of duration dependence”, *IZA Discussion Paper No. 5692*, Bonn, Germany: Institute for the Study of Labor.
- Bane, M., and Ellwood, D. T., 1986, “Slipping into and out of poverty: The dynamics of spells”, *Journal of Human Resources*, 21(1): 1-23.
- Becker, G., 1975, *Human Capital, 2nd ed.*, New York: Columbia University Press.
- Biewen, M., 2006, “Who are the chronic poor? An econometric analysis of chronic poverty in Germany”, *Research on Economic Inequality*, 13: 31-62.
- Canto, O., 2002, “Climbing out of poverty, falling back in: Low incomes' stability in Spain”, *Applied Economics*, 34(15): 1903-1916.
- Cellini, S. R., McKernan, S., and Ratcliffe, C., 2008, “The dynamics of poverty in the United States: A review of data, methods, and findings”, *Journal of Policy Analysis and Management*, 27(3): 577-605.
- Denisova, I., 2007, “Entry to and exit from poverty in Russia: Evidence from longitudinal data”, *Center for Economic and Financial Research Working Paper No. 98*, Moscow, Russia: New Economic School.

- Devicienti, F., 2000, *Poverty Persistence in Britain: A Multivariate Analysis Using the BHPS, 1991-1997*, Institute for Social and Economic Research, University of Essex.
- Duncan, G. J., Coe, R. D., and Hill, M. S., 1984, "The dynamics of poverty", 33-70, in *Years of Poverty, Years of Plenty: The Changing Economic Fortunes of American Workers and Families*, edited by Duncan, G. J., Coe, R. D., Corcoran, M. E., Hill, M. S., Hoffman, S. D., and Morgan, J. N., Ann Arbor, MI: Institute for Social Research, University of Michigan.
- Duncan, G. J., Gustafsson, B., Hauser, R., Schmauss, G., Messinger, H., Muffels, R., Nolan, B., and Ray, J., 1993, "Poverty dynamics in eight countries", *Journal of Population Economics*, 6: 215-234.
- Duncan, G., and Rogers, W., 1991, "Has children's poverty become more persistent?", *American Sociological Review*, 56(4): 538-50.
- Fouarge, D., and Layte, R., 2005, "Welfare regimes and poverty dynamics: The duration and recurrence of poverty spells in Europe", *Journal of Social Policy*, 34(3): 407-426.
- Friedman, M., 1957, *A Theory of the Consumption Function*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Gottschalk, P., 1982, "Earnings mobility: Permanent change or transitory fluctuations?", *Review of Economics and Statistics*, 64(3): 450-56.
- Hansen, J., and Wahlberg, R., 2009, "Poverty and its persistence: A comparison of natives and immigrants in Sweden", *Review of Economics of the Household*, 7: 105-132.
- Heckman, J., and Singer, B., 1984, "A method for minimizing the impact of distributional assumptions in econometric models for duration data", *Econometrica*, 52(2): 271-320.
- Hernstein, R. J., and Murray, C., 1994, *The Bell Curve: Intelligence and Class Structure in American Life*, New York: Free Press.
- Hussain, M. A., 2002, "Poverty duration in Denmark", Welfare Distribution Working Paper No. 28, Copenhagen: Danish National Institute of Social Research.
- Iceland, J., 1997, "The dynamics of poverty spells and issues of left-censoring", *Population Studies Center Research Report Series No. 97-378*, Ann Arbor, MI: University of Michigan.
- Jenkins, S. P., 2000, "Modelling household income dynamics", *Journal of Population Economics*, 13(4): 529-567.
- \_\_\_\_\_, 2011, *Changing Fortunes: Income Mobility and Poverty Dynamics in Britain*, New York: Oxford University Press.
- Jenkins, S. P., and Rigg, J. A., 2001, "The dynamics of poverty in Britain", *Department for Work and Pensions Research Report No. 157*, Leeds: Corporate Document Services.
- Lewis, O., 1968, *La Vida*, London: Panther Books.
- Long, J. S., 1997, *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*, Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Meyer, B. D., 1990, "Unemployment insurance and unemployment Spells", *Econometrica*, 58(4): 757-782.
- Oxley, H., Dang, T. T., and Antolin, P., 2000, "Poverty dynamics in six OECD countries", *OECD Economic Studies*, 30: 7-52.

- Rainwater, L., 1982, "Persistent and transitory poverty: A new look." *Working Paper* No. 70, Cambridge, MA: Joint Center for Urban Studies.
- Stevens, A. H., 1994, "The dynamics of poverty spells: Updating Bane and Ellwood", *American Economic Review Papers and Proceedings*, 84(2): 34-37.
- \_\_\_\_\_, 1999, "Climbing out of poverty, falling back In: Measuring the persistence of poverty over multiple spells", *Journal of Human Resources*, 34(3): 557-588.
- \_\_\_\_\_, 2012, "Poverty transitions", 494-518, in *The Oxford Handbook of the Economics of Poverty*, edited by Jefferson, P. N., New York: Oxford University Press.
- Wilson, W. J., 1987, *The Truly Disadvantaged*, Chicago, IL: University of Chicago Press.

## A Dynamic Analysis of Poverty Durations in Korea

Kim, Hwanjoon

(Kyungpook National University)

Using Korean Labor and Income Panel Study (wave 1~11) database, this study analyzed the poverty duration of the poor as a whole and by households' characteristics. For this purpose, I first estimated poverty exit rates and reentry rates applying discrete-time hazard model to the sample, and then calculated poverty duration combining these two probability rates.

The results show that about a half of poor households are transitory (short-term) poor with 1~2 years of poverty duration. A quarter is chronic (long-term) poor lasting for 5 or more years of poverty duration. The remained quarter can be categorized as the recurrent or mid-term poor.

The socioeconomic characteristics of households greatly affect poverty duration. Long-term poverty is prevalent among female-head households, elderly households, single households, or households headed by a person with a lower level of education. If households' heads do not work, or work as temporary or daily-employed workers, the poverty duration tends to be longer.

The findings suggest that the poor consist of various social classes with different characteristics. Efficient anti-poverty policy should be based on thoroughly identifying the specific characteristics and needs of each class.

Key words: poverty duration, poverty exit rate, poverty reentry rates, chronic poverty, transitory poverty, recurrent poverty

[논문 접수일 : 13. 06. 17, 심사일 : 13. 06. 23, 게재 확정일 : 13. 07. 26]



**이경은**

경북대학교 사회복지학과 부교수. 최근 주요 논문으로 “지역아동센터의 사례관리실천에 영향을 미치는 요인 : 지역사회자원 연계의 조절효과를 중심으로”(『사회과학연구』, 28(4), 2012), “CART 분석을 활용한 아동학대 예측요인에 관한 연구”(『피해자학연구』, 21(1), 2013), “결혼이민여성의 국적취득 경험에 관한 질적연구”(『여성학논집』, 30(1), 2013) 등이 있음. 주요관심 분야는 가족복지 및 사회복지실천임.

E-mail: keung@knu.ac.kr

**신용석**

성균관대학교 사회복지학과 박사과정수료. 최근의 주요 논문으로는 “사회복지전담공무원의 이직의도에 영향을 미치는 요인”(『GRI연구논총』, 14(1), 2012, 공저). 주요관심분야는 노인복지, 질적연구, 사회복지조사임.

E-mail: sys1127@gmail.com

**김수정**

성균관대학교 사회복지학과 박사과정수료. 최근 주요 논문으로는 “사회복지법의 실제적 권리 분석에 관한 연구”(『한국사회복지행정학』, 14(3), 2012, 공저), “노인의 소득수준별 의료비지출에 관한 비교연구”(한국노년학회 발표, 2012), “사회권 개념정립에 관한 연구”(발표 예정) 등이 있음. 주요관심분야는 노인문제와 노인일자리, 여성 중 고령자의 노후소득보장 등의 고용 및 권리임.

E-mail: okeycrystal@naver.com

**김정우**

성균관대학교 사회복지학과 교수. 최근의 주요논문으로 “장기실종아동을 둔 부모들의 상실경험에 관한 연구”(『한국가족복지학』, 39, 2013, 공저), “기능제한 관점에서 본 뇌성마비인의 일상생활수행능력과 취업 여부의 관계에 대한 연구”(『한국사회복지학』, 59(1), 2007, 공저), “뇌성마비인의 일상생활활동(ADL) 결정요인에 관한 경로분석”(『한국사회복지학』, 58(2), 2006) 등이 있음. 주요관심분야는 장애인복지, 복지행정임.

E-mail: jwkim@skku.edu

**김한준**

경북대학교 사회복지학과 부교수. 최근 주요 저서와 논문으로 『사회보장의 경제학』, (양서원, 2011), “누가 왜 빈곤에 빠지는가? 빈곤진입자의 특성 및 요인”(『사회복지연구』, 42(4), 2011) 등이 있음. 주요 관심분야는 사회복지정책, 사회보장, 빈곤문제 등임.

**최고은**

대야종합사회복지관 가족복지팀 팀장. 주요 관심분야는 아동복지, 학교사회복지, 가족복지, 정신건강 등임.

E-mail: 01034804995@hanmail.net

**권지성**

침례신학대학교 사회복지학과 부교수. 최근 주요 논문으로는 “저소득층이 경험하는 행복의 맥락”(『한국사회복지학』, 65(2), 2013), “성인입양인의 생애사 연구”(『한국사회복지학』, 65(1), 2013), “사회복지전담공무원의 직업경험에 관한 질적 연구”(『사회과학연구』, 29(1), 2013) 등이 있음. 주요 관심분야는 아동복지, 가족복지, 사회복지행정, 빈곤 등임.

E-mail: antier@kbtus.ac.kr

**권자영**

세명대학교 사회복지학과 조교수. 최근의 주요논문과 저서로 “정신장애인이 지각한 실천관계가 재활성기에 미치는 영향”(『정신보건과 사회사업』, 40, 2012), “만성정신질환자 형제자매의 보호자 됨의 과정과 그 역할유형에 관한 연구”(『한국사회복지학』, 64(4), 2012, 공저)”. 『사회복지윤리와 철학』, (양서원, 2012, 공저) 등이 있음. 주요관심분야는 정신보건, 의료사회복지, 실천관계, 사례관리, 수퍼비전임.