

# 빈곤탈출의 결정요인: 경제활동 특성을 중심으로

임 세 희\*

경제위기 이후 빈곤층이 증가했을 뿐만 아니라 근로연령대 빈곤가구의 비중이 높아지고 있다. 경제위기 이후 진행된 연구들은 취업여부가 빈곤이행에 있어 중요한 요인이지만 취업 자체가 반드시 빈곤탈출을 보장하지는 않는다고 시사하고 있다. 본 연구는 5개년도 한국노동패널을 이용하여 취업여부와 취업의 질을 포함한 경제활동 특성이 빈곤탈출에 미치는 영향을 분석하였다. 5개년 동안 중위소득 60%미만의 상대적 빈곤을 경험한 근로가능연령대의 가구를 분석대상으로 하였다. 이 때 빈곤기간(spells)을 고려할 수 있는 생명표 분석(life-table method)과 다변량 생존분석(Discrete-time multivariate hazard model)를 이용하였다. 인구학적 특성, 가구특성은 경제활동 특성을 통해 빈곤탈출확률에 영향을 미치고 있으며, 취업여부 뿐만 아니라 취업의 질도 빈곤탈출확률에 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 중요 변수임을 확인할 수 있었다. 또한 빈곤기간과 비근로소득의 변화가 인구학적 특성, 가구특성, 경제활동 특성 등의 다른 변수들의 영향을 통제하고도 빈곤탈출확률에 통계적으로 유의미한 영향을 미치고 있었다. 이러한 결과는 다음의 이론적·정책적 함의를 시사한다. 먼저 빈곤층에 대한 노동시장정책을 강화하되, 고용안정성과 고용의 질을 확보하기 위한 노력이 있어야 할 것으로 보인다. 둘째, 빈곤이행의 동태적 분석에 있어 비근로소득의 변화에도 관심을 기울여야 할 것이다. 마지막으로 빈곤기간이 길어질수록 빈곤탈출확률이 낮아지는 현상에 대한 보다 심층적인 연구와 정책적 대응이 필요할 것으로 보인다.

## I. 들어가는 글

### 1. 연구배경 및 연구문제

경제위기 이후 빈곤층의 증가와 성격변화가 사회적으로 주목받고 있다. 경제위기 이후 절대빈곤과 상대빈곤이 증가하고 있으며 근로연령대 빈곤가구 비중이 높아지고 있다. 1997년 1/4분기의 절대 빈곤율은 14.4%인 반면에, 경제위기 이후인 1998년 1/4분기에는 17.2%, 1999년 1/4분기에는 18.8%로 증가하였다(유정순, 2000). 상대빈곤도 증가하여 97년의 0.283이던 GINI계수가 2000년에는 0.317로 증가하였다. 빈곤층의 성격도 변화하여, 경제위기 이후 40-50대 연령의 중·고교 졸업 학력의 빈곤 가구 비중이 높아졌다(박찬용·김진욱·김태원 1999). 빈곤율 증가는 실업집단 뿐만 아니라, 도시 근로자가구에서도 나타나고 있다. 도시 근로자 가구의 빈곤율이 1997년 4.2%에서

---

\* 서울대학교 사회복지학과 석사 수료

1998-1999년 평균 9%대로 급상승하였다(유경준, 2000). 나아가 경제위기 이후 빈곤층 중 68.6%가 근로능력 있는 비노인가구이며, 이들 대다수가 완전취업상태에 있다는 구인회(2002)의 연구는 과거와 같이 빈곤문제를 실업문제와 동일시하는 것은 과도한 단순화임을 지적하고 있다.

근로능력 있는 빈곤층이 증가하고 있으며 이들 중 상당수가 경제활동을 하고 있다는 사실은 빈곤이행요인으로서 경제활동 특성을 새롭게 부각시키고 있다. 경제활동 특성을 중심으로 한 빈곤이행을 연구할 필요성이 제기되고 있다. 빈곤이행을 종단적으로 연구한 결과에 의하면, 취업여부(또는 근로소득의 변화)라는 경제활동 특성이 빈곤이행에 있어 중요한 요인임을 공통적으로 지적하고 있다. (이원익 1999;박순일의 2000;황덕순 2001;금재호 2002;구인회 2002)

그런데, 이들 연구를 자세히 살펴보면 취업은 빈곤이행의 주요 요인이지만, 취업 자체가 반드시 빈곤탈출을 보장하지는 않음을 시사하고 있다. 완전취업 빈곤층이 전체 빈곤층의 상당규모를 차지하고 있으며, 실직자들이 재취업 이후에도 여전히 빈곤층으로 남아 있을 수 있다는 구인회(2002)의 연구, 1인의 취업에 비해 2인의 취업이, 일반적인 기대와 달리 계층이동에 분명한 기여를 하지 못한다는 박순일(2000)의 연구 그리고 취업자 수의 증가는 비록 빈곤 탈출확률과 양의 관계에 있었으나 통계적으로 유의미하지 못하였던 금재호(2002)의 연구, 근로소득을 가지는 빈곤가구의 월평균 근로소득은 44.25만원에 불과하여, 빈곤근로가구의 저임금 수준이 빈곤의 원인이라고 지적한 김교성(2002)의 연구는 취업자체가 반드시 빈곤탈출을 보장하지는 않는다고 한다. 빈곤층의 근로소득을 변화시키는 경제활동 특성으로서 취업 여부뿐만 아니라 취업의 형태가 중요해지고 있음을 보이고 있다.

따라서 본 논문에서는 근로소득을 변화시키는 빈곤층의 경제활동의 특성으로 취업여부 뿐만 아니라 취업의 형태도 분석하되 빈곤기간(spells)을 고려할 수 있는 생명표 분석(life-table method)과 다변량 생존분석(Discrete-time multivariate hazard model)를 이용할 것이다.

지금까지 대부분의 연구는 로짓 모형을 이용하여 진행되었다. 그러나 로짓 분석은 빈곤기간(spells)과 이행시점에 대한 정보를 무시한다<sup>1)</sup>. 빈곤기간이 5년이었던 A의 빈곤 탈출확률과 빈곤기간이 1년인 B의 빈곤탈출확률은 같다고 볼 수 없지만, 로짓 모형에서는 이를 고려할 수가 없다(Bane & Ellwood 1986 Allison 1995). 그리고 빈곤기간에 대한 고려가 없었기 때문에, 빈곤에 머물러 있는 기간이 탈출확률에 미칠 수 있는 영향을 통제할 수가 없다. 따라서 빈곤탈출 결정 요인을 분석할 때 빈곤기간을 포함하여야 할 것이다.

본 연구는 1998-2002년 5개 년 노동패널을 이용하여 경제활동 특성과 빈곤탈출간의 관계를 분석할 것이다. 이 때 생명표(life-table method)분석을 통해 빈곤기간과 빈곤층의 경제활동 특성에 따른 빈곤탈출확률분포를 비교하고, 다변량 생존분석(Discrete-time multivariate hazard model)을 이용해 빈곤탈출 결정요인을 확인할 것이다.

---

1) 연구자들은 이러한 문제를 알고 있었으나, 빈곤주기를 이용한 빈곤탈출확률을 계산하기 위해서는 최소 3년, 실제로는 그 이상의 장기간의 데이터가 필요하였으나 (구인회 2002. p. 108) 최근까지 이러한 data를 구할 수가 없었다.

## 2. 이론적 배경 및 선행연구

빈곤이행과 관련된 사건에는 가구 구성 변화, 근로소득 변화, 비근로소득 변화가 있다. 본 연구는 근로소득을 변화시키는 경제 활동 특성이 주요 관심인 만큼, 가구구성 변화, 비근로소득 변화를 근로소득 변화와의 관계에서 설명하도록 하겠다.

아동의 출산, 취업 중이던 가구원의 사망(이탈), 부부가구에서 편부/편모가구로의 변화와 같은 가구 구성 변화<sup>2)</sup>는 근로소득 변화의 원인이 되기도 한다. 취업 중이던 가구원의 사망(이탈)은 근로소득 감소의 직접적 원인이 되며, 아동의 출산과 편부/편모가구로의 변화는 여성의 근로기회 상실 또는 아동양육시간의 증가로 인해 근로소득감소로 이어진다. 실제로, 아동수의 증가, 부부가구에서 편모가구로의 변화는 빈곤 탈출 확률을 낮추는 것으로 드러났다.(Bane & Ellwood, 1986; 이원익 1999; 금재호 · 김승택 2001; 황덕순 2001; 금재호 2002 McKernan & Ratcliffe, 2002; Finnie & Sweetman, 2002; Jenkins & Rigg, 2002)

근로소득의 변화는 빈곤이행의 중요한 요인이다. Bane & Ellwood(1986)은 가구의 근로소득 증가가 빈곤탈출의 73%를 설명한다고 하였다. 비록 구체적인 수치에는 차이가 있지만, 많은 연구들에서 고용관련 사건들이 빈곤이행에 있어서 가장 빈번하게 발생할 뿐만 아니라 전체 빈곤을 변화에 결정적인 것으로 나타났다(Bane & Ellwood, 1986, Duncan & Rodgers, 1998; McKernan & Ratcliffe, 2002; Jenkins & Rigg, 2002). 우리나라도 마찬가지로 취업자 수가 많을 때 혹은 가구근로소득이 많을 때 빈곤탈출확률이 높아지고 있음이 밝혀졌다.(이원익 1999; 박순일등 2000; 황덕순 2001; 구인회 2002; 금재호 2002) 황덕순(2001)의 연구에 의하면, 취업 가구원의 증가는 빈곤탈출율을 높인다. 금재호 · 김승택(2001)은 취업자 수의 증가는 오히려 빈곤진입위험을 높이는 것으로 나타났다<sup>3)</sup>. 구인회(2002)의 연구에 따르면, 1999년 빈곤탈출은 다수가 실업가구 빈곤층의 재취업과 관련된 것이었다. 금재호(2002)의 연구에 의하면 취업자 수의 증가는 빈곤탈출에 비록 양의 영향을 미치기는 하지만 통계적으로 유의미한 관계를 보이지는 못했다. McKernan & Ratcliffe(2002)에 의하면 취업은 빈곤탈출확률을 28.3% 높이는 것으로 분석하였다.

그런데, 가구의 근로소득은 가구의 취업자 수, 취업자의 임금률과 근로시간에 따라 달라진다. 가구내의 취업자 수가 증가하고, 취업자의 임금률이 높아지고, 근로시간이 길어지면 가구의 근로소득

---

2) 소득의 변화 없이 가구크기만 변화더라도 빈곤이행이 이루어지기도 한다. 이는 공식빈곤선이 가구의 크기에 따른 가구균등화지수를 사용하여 결정되기 때문이다. 그런데 가구원 수 변화와 빈곤이행의 관계에 대한 연구결과가 다소 상이하게 나타나고 있다. 가구원 수 감소시 빈곤탈출율이 높아진다는 연구(황덕순 2001)도 있는 반면, 가구원 수 변화는 빈곤이행에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못한다는 연구도 있다(금재호 · 김승택 2001)

3) 금재호 · 김승택(2001)은 이를 부가노동자효과로 설명하고 있다. 취업자 수가 증가하였지만, 이들은 주로 배우자, 자녀와 같은 부가노동자로, 이들로부터 얻어지는 소득이 주 소득원의 소득감소폭을 상쇄하지 못하여 이와 같은 결과가 나온 것으로 보고 있다(p 19).

이 증가한다. 취업자 수(가구원의 취업여부), 임금률, 근로시간은 결정하는 요인을 다음과 같이 정리할 수 있다. 먼저 가구의 취업자 수(가구원의 취업여부)는 가구원 특성인 연령, 성, 교육수준과 가구의 특성인 아동 수가 결정한다(Dickens & Ellwood. 2001). 다음으로 취업자의 임금률은 인적 자본에 의해 결정된다고 본다. 인적자본 이론에 의하면 연령, 성, 교육 수준과 같은 가구원 특성은 노동자의 생산성의 차이를 가져오며 생산성의 차이가 임금의 차이로 연결된다는 것이다. 연령과 생산성 사이에는 거꾸로 된 U자형의 관계가 있으며 여성의 경우 성 차별과 아동양육기간동안의 노동단절로 인해 노동경력의 손실을 입고 이는 낮은 임금수준으로 연결된다는 것이다. 높은 교육 수준은 그 자체로 생산성 향상에 기여하게 된다<sup>4)</sup>. 실제로 많은 연구들에서 여성일 때, 교육 수준이 낮을 때, 연령이 많을 수록 빈곤탈출확률이 낮아지는 것으로 나타난다(박순일등 2000; 황덕순 2001; 금재호·김승택 2001; 구인회 2002; 금재호 2002; Bane & Ellwood. 1986; McKernan & Ratcliffe 2002; Finnie & Sweetman 2002; Jenkins & Rigg. 2002). 최근에는 인적자본이외에 정규직과 비정규직이라는 취업 형태의 차이가 임금률을 결정한다는 노동시장 분절론과 노동시장 유연화 이론(labor market flexibility thesis)이 등장하고 있다(김계연 2001). 노동시장 분절론에 따르면 취업 형태별 임금격차가 노동시장의 분절에 의해 구조적으로 존재한다고 본다. 노동시장 유연화 이론에서도 정규직과 비정규직간에는 인적 자본으로 설명할 수 없는 임금격차가 나타날 수 있다고 본다. 김계연(2002)은 이러한 문제의식에 바탕하여 정규직과 비정규직이라는 종사상 지위가 임금에 미치는 영향을 분석하였는데, 그에 따르면 비정규직 노동자는 개인적 특성과 사업체 특성이 같은 정규직 노동자에 비해 시간당 임금을 24.4%정도 적게 받고 있었다. 이 밖에 노동수요이론에 의하면 노동자의 임금은 노동공급과 노동수요가 만나서 결정되는 것이므로 노동자의 임금률은 공급측 요인인 인적자본만으로는 설명할 수 없다고 본다. McKernan & Ratcliffe(2002)의 연구에 의하면 실업율이 높은 지역에 사는 개인들의 빈곤탈출 확률은 낮아졌다. 이러한 취업자의 임금률은 가구원의 취업여부를 결정하는데, 임금이 높을수록 대체효과가 커져 가구원이 취업을 선택하게 된다. 그 밖에 가구 특성인 아동 수, 여성의 경우 배우자의 근로 여부도 가구원의 취업여부에 영향을 준다. 아동수가 많고 어린 아동이 많을수록 가구원이 취업하기 어려워진다. 여성의 경우 배우자가 비근로자인 경우 취업을 선택하게 된다. 마지막으로 가구전체의 근로시간은 가구의 비근로소득, 임금율, 아동의 수(Dickens & Ellwood. 2001; McKernan & Ratcliffe 2002) 이외에 가구내 성인의 수, 건강상태, 가구의 선호 (McKernan & Ratcliffe 2002), 배우자의 근로여부(Dickens & Ellwood. 2001)가 결정한다. 자산소득, 정부의 이전소득 등 비근로소득이 많아지면 가구전체의 근로시간이 줄어든다. 근로시간과 임금율의 관계는 대체효과와 소득효과로 설명할 수 있다. 대체효과가 소득효과보다 크면 근로시간이 많아지고 소득효과가 대체효과보다 크면 근로시간이 줄어든다. 아동의 수가 많으면 가구 전체의 근로시간이 줄어들고, 가구 내 성인의 수가 많고, 건강하면 근로시간이 증가한다. 가구가 정부의 공적이전을 꺼려하고 근로에 대한 선호가 크다면 근로시간이 증가한다. 배우자가 취업하지 않고 있다면 여성의 근로시간이 증가한다.

4) 반면 선발이론에 따르면 교육과 훈련은 생산성 향상을 보장하기 보다는 신호(sign), 즉 능력 있는 사람을 식별하는 또는 선별하는 역할을 한다고 본다.

근로시간과 빈곤탈출의 관계는 다음의 연구들에서 찾을 수 있다. Duncan & Rodgers(1998)에 의하면 500시간 이상의 변화<sup>5)</sup>를 기준으로 했을 때 가구주와 배우자를 제외한 기타 가구원의 근로시간 증가는 흑인아동의 빈곤을 3%정도 감소시켰다.

공·사적 이전소득, 자산소득과 같은 비근로소득의 변화는 그 자체로 빈곤이행에 중요한 요인이 될 뿐만 아니라, 가구원의 취업 여부(혹은 취업자 수)와 근로시간에 영향을 주어 근로소득을 변화시킨다(Dickens & Ellwood. 2001; McKernan & Ratcliffe 2002). 지금까지의 연구들은 비근로소득을 근로소득과의 관련성 속에서 설명하기 보다는 빈곤이행과의 관점에서 진행하고 있다<sup>6)</sup>. 물론, 비근로소득은 그 자체로 빈곤이행에 영향을 주지만, 비근로소득의 변화는 가구원의 취업 여부와 근로시간에 영향을 주어 근로소득을 변화시키는 경제 활동적 특성을 지니고 있다.

그런데, 빈곤탈출확률은 이상의 결정요인들 이외에도 빈곤기간에 따라 달라질 수 있다. Bane & Ellwood(1986)는 빈곤기간이 길어지면 빈곤탈출확률이 작아질 수 있다고 하면서 이를 기간의존효과(duration dependence)와 이질성(heterogeneity)으로 설명한다.기간의존효과(duration dependence)란 빈곤상태 자체가 더욱 더 빈곤탈피를 어렵게 만든다는 것이다(duration dependence). 빈곤상태가 장기화됨에 따라 노동능력도 쇠퇴하고, 빈곤탈피를 위한 의욕도 떨어져, 빈곤선 이상의 소득을 얻을 수 있는 취업기회가 줄어들어 든다는 것이다. 이질성(heterogeneity)은 ‘장기빈곤자’와 ‘단기빈곤자’는 여러 가지 면에서 측정할 수 없는 차이가 있으며, ‘장기빈곤자’는 빈곤탈출확률이 낮는데, 시간이 지남에 따라 ‘장기빈곤자’의 특성을 지닌 가구가 누적되어 시간의 경과에 따라 빈곤탈출확률이 낮아지는 것처럼 나타난다는 것이다(Bane & Ellwood 1986). Bane & Ellwood(1986)에 따르면 빈곤기간이 2년인 경우 빈곤탈출확률은 0.297인 반면에 7년으로 늘어나면 0.070으로 줄어들었다.

따라서 빈곤탈출 결정요인을 분석하기 위해서는 성, 연령, 교육수준과 같은 인구학적 요인, 성인의 수, 아동의 수, 결혼 유무와 같은 가족적 요인, 비근로소득, 취업여부, 종사상의 지위, 근로시간의 경제활동 특성 마지막으로 실업율, 빈곤기간 등이 고려되어야 할 것이다.

## II. 연구방법

### 1. 빈곤선 설정과 빈곤이행

---

5) Full-time 노동자의 1년 노동의 1/4이상의 변화(p 1013)

6) 석재은·김태완(2000)에 의하면 노인가구의 경우, 총소득 중 자산소득 26.8%, 사적이전소득 27.5%, 공적이전소득 7.8%를 차지한다. 비노인가구의 경우에 빈곤이행의 약 18.3%를 비근로소득이 설명한다. 김교성(2002)의 연구에서도 공·사적 이전소득의 변화는 빈곤이행에 유의미한 변수로 나타났다. 김교성(2002)의 연구에 따르면 자산소득, 사회보험급여, 그리고 이전소득의 규모가 전년도에 비해 증가할수록 빈곤탈출이 용이하다고 분석하였다. 구인회(2002)의 연구에 의하면 비근로소득의 감소는 비노인가구의 빈곤진입의 약 18.3%를 설명하고 있다.

## 가. 빈곤선 설정

빈곤은 일반적으로 가구의 소득이 가구 크기, 혹은 가족 유형에 따라 설정된 빈곤선(poverty threshold)이하로 내려간 상황을 말한다. 소득을 기준으로 하는 빈곤선에는 절대 빈곤선과 상대 빈곤선이 있다. 상대적 빈곤은 국제 비교에 용이한 장점이 있으나, 소득변동이 없어도 빈곤여부가 달라질 수 있으며, 설령 약간의 소득 상승이라도 더 많은 음식과 더 좋은 집에 살수 있게 되었다는 것은 혜택(benefit)이 있다는 것임을 간과하는 단점이 있다. 반면, 절대적 빈곤은 국제 비교에는 용이하지 않으나 국가 정책의 변화가 빈곤에 미치는 영향에 대한 평가를 쉽게 한다. (Dickens & Ellwood. 2001; 구인회 2002; Finnie & Sweetman 2002)

경제위기 이후 절대 빈곤뿐만 아니라 상대 빈곤도 증가하였다는 점에 주목하여 본 연구는 상대적 빈곤을 분석의 기준으로 삼고자 한다. 이 때 상대적 빈곤선을 중위소득을 기준으로 할 것인가, 평균소득을 기준으로 할 것이냐가 문제된다. 평균소득은 중위소득보다 일반적으로 높기 때문에, 평균소득을 기준으로 삼게 되면 소득불평등을 보다 중시할 수 있으며, 중위소득일 때 보다 빈곤층의 숫자를 증가시킬 수 있다. 그러나, 이는 자칫 불필요하게 많은 사람을 빈곤한 것으로 여기게 할 수 있다. 빈곤 연구는 결국 소득분포상의 낮은 부분에 대한 관심이기 때문에 중위소득을 기준으로 하는 것이 보다 바람직하다고 보는 견해가 있다(이두호· 최일섭· 김태성· 나성린, 1992). 본 연구에서는 소득분포의 낮은 부분에 관심을 집중하기 위해 중위소득을 기준으로 하되 현재 유럽에서는 중위소득의 60%를 상대적 빈곤선으로 보고 있다(Dickens & Ellwood 2001)는 점을 감안하여 중위소득의 60%를 상대적 빈곤선으로 설정하였다. 분석기간동안 빈곤선을 고정시키고, 소득의 이동 없이 빈곤지위가 변하는 것을 막기 위해 5년 동안의 중위소득의 평균을 사용하겠다(Finnie & Sweetman. 2002).

## 나. 빈곤이행

빈곤여부가 임의적인 소득선을 경계로 결정되기 때문에, 일시적이거나, 미미한 소득, 소득측정상의 오차로 빈곤지위의 변화가 발생할 수 있다. 이로 인한 빈곤 이행의 과대평가를 막기 위해 Bane & Ellwood(1986)은 욕구-소득비의 절반보다 적은 소득의 변화로 인한 빈곤 이행은 분석에서 제외하였다. McKernan & Ratcliffe(2002)는 월 단위로 분석하면서 2-3개월 동안 지속된 빈곤이행을 연구하였다. Jenkins & Rigg(2002)는 소득이 최소 20%이상 변했을 것을 요구하였다. 본 연구는 1년 마다 조사된 5년치 data를 가지고 분석하며, 보다 많은 빈곤이행을 관찰하기 위해 Jenkins & Rigg(2002)와 같이 소득이 20%이상 변화한 경우만 빈곤이행으로 보고자 한다.

## 2. 빈곤기간과 절단(Censoring) 문제

## 가. 빈곤기간

빈곤기간은 빈곤진입시점으로부터 빈곤탈출시점(event time)까지의 경과시간을 말한다. 소득이 빈곤선 위에 있다가 아래로 떨어진 해(Original time)을 시작으로 빈곤선 위로 소득이 올라가면(Event time) 빈곤기간이 종결되는 것으로 계산한다.(Bane & Ellwood, 1986) 예를 들어 98년에 빈곤하였던 가구가 99년에 빈곤에 진입하였다가 01년에 빈곤을 탈출하였다면 이때 빈곤기간은 기준시점(Event time)인 01년에서 사건발생시점(Original time)인 99년을 뺀 값인 2가 된다.

## 나. 좌측절단(Left censoring)과 우측절단(Right censoring)

절단된(Censored) 빈곤기간을 어떻게 다루는 지는 중요한 문제이다. 다변량 생존분석(Multivariate hazard model)은 우측 절단(Right censored)<sup>7)</sup>된 기간을 고려한다. 좌측 절단(Left censored)<sup>8)</sup>된 기간을 분석에 포함할 것인가가 문제가 되는데, Iceland(1997)은 “빈곤이행을 discrete-time logistic regression으로 분석할 때는, 좌측 절단된 모든 관찰값이 모델에 포함되어야 선택적 편의를 피할 수 있다”고 하였다. Iceland(1997)는 좌측 절단된 사례를 제거하는 것은 장기빈곤상태에 있는 사람들을 체계적으로 배제함으로써 빈곤이행에 있어 그것을 포함할 때 보다 더 큰 편의를 낳을 수 있다고 하였다. 실제로 Iceland(1997)은 여성일수록 교육수준이 낮을수록 통계적으로 유의미하게 좌측 절단되는 것을 관찰하였다. 그러나, 좌측절단(left-censored)를 제외하는 것이 일반적인 생존분석(hazard model)경향과 일치하는 것이며, 좌측 절단된 사례(left-censored data)를 분석에 포함하는 것과 포함하지 않는 것의 분석결과에 큰 차이가 없었다는 선행연구(Stevens, 1999)에 따라, 본 연구에서는 좌측 절단(left-censored) 관찰값들을 제외하기로 한다.

## 3. 연구모형

### 가. 빈곤기간과 경제활동 특성에 따른 빈곤탈출확률비교

빈곤기간과 경제활동 특성에 따른 빈곤탈출확률에 관한 연구방법으로는 생존분석(Survival analysis)에서 Kaplan-Meier method와 생명표 분석(Life table method)<sup>9)</sup>이 있다. 본 연구는 연구대

---

7) 표본에 대한 관찰이 종료되는 시점까지 빈곤이 지속되고 있는 사례(case)를 말한다. 조사가 종료될 때까지 사건(event)이 발생하지 않은 이런 사례(case)들은 탈출확률계산을 할 때 분모에서 제외된다.

8) Original time이 관찰기간의 왼쪽에서 일어난 사례(case)

9) 빈곤기간과 시간의 흐름에 따른 빈곤탈피율의 추이를 생명표 분석을 이용하여 진행한 연구를 이원익(1999)에서 찾을 수 있다. 그러나, 이원익(1999)은 새롭게 빈곤에 진입한 가구가 아닌, 특정 시점에서 빈곤하였던 가구의 빈곤탈출추이를 분석하여 그 가구의 실질적 빈곤기간을 반영하였다고 할 수 없다. 이원익(1999)은 93년에 빈곤하였던 가구가 94년에 빈곤을 탈출하였다면 이 가구는 1년 만에

상이 5년으로 비교적 짧고, 연구기간 설정이 명확하며, 관찰대상의 수도 741개로 비교적 많은 편이기 때문에 생명표분석(Life table method)을 사용할 것이다.

#### 나. 경제활동 특성 변화가 빈곤탈출확률에 미치는 영향

지금까지 다수의 종단적 연구가 다변량 분석을 행할 때, 변화(changes)를 중심으로 한 동태적 요인이 아니라, 성, 연령, 교육수준 등의 특성(characters)의 정태적 요인을 중심으로 분석되었다(Stevens, 1999; 박순일 2000). 그리고 이러한 분석 결과는 횡단면자료를 가지고 빈곤층의 특성을 연구한 결과와 별다른 차이가 없었다. 다변량 분석을 통해 다른 변수의 영향을 통제하는 차이는 있지만, 특성에 따라 빈곤을 탈출할 확률과 탈출하지 않을 확률의 차이를 연구하는 것은 빈곤층과 비빈곤층의 횡단면적 특성 차이를 연구하는 것과 차별성이 많지 않다. 또한 수준 변수를 중심으로 하는 다변량 분석은 관찰되지 않은 특성의 영향을 통제할 수가 없다.

빈곤이행이라는 동태적 변화는 빈곤층이 어떠한 변화를 겪었기 때문에 발생하는 것이다. 게다가 변화 변수를 중심으로 하는 분석은 관찰되지 않은 특성은 변하지 않았다는 가정을 성립하게 한다. 이는 분석에 포함되지 않은 변수들의 영향을 통제할 수 있게 하며, 빈곤탈출확률의 변화가 관심이 되고 있는 변수(독립 혹은 통제변수)의 영향임을 보다 확신할 수 있게 한다.

따라서 빈곤이행의 결정요인을 분석하는 데는 특성(정태적 요인)변수 보다는 변화(동태적 요인)변수가 보다 적절할 것이다. 따라서 본 연구는 변화(changes)로 측정된 변수들이 빈곤탈출확률에 미치는 영향을 다변량 분석을 통해 밝히고자 한다. 그리고 이때 빈곤기간에 따른 빈곤탈출확률의 차이를 고려할 수 있는 다변량 생존 분석(multivariate hazard model)을 사용할 것이다.

### 4. 분석자료

#### 가. 자료 구성

본 연구의 분석에는 5개년 한국노동패널조사 1998-2002년이 사용된다. 한국노동패널은 한국노동연구원이 제주도를 제외한 전국의 시 지역에서 추출한 5,000가구와 그 가구에 속해 있는 15세 이상의 인구를 대상으로 1998년부터 년 1회 노동시장 활동 및 소득, 교육 등에 대해 조사하는 종단조사이다.

빈곤기간과 경제활동 특성에 따른 빈곤탈출확률분포는 person data를 이용해서 생명표 분석(Life-table method)을 하게 된다. 이때 독립·통제변수는 빈곤진입 전해의 수준으로 측정된 변수가 사용된다. 이는 빈곤 진입여부와는 독립적인 경제활동 특성에 따른 빈곤탈출확률분포를 비교할 수 있게 할 것이다.

---

빈곤을 탈출한 것이라고 계산하고 있으나, 93년에 빈곤하였던 가구가 실제로는 92년, 91년에도 빈곤하였다면 이 가구는 3년 만에 빈곤을 탈출한 것이다.



경제활동 특성 변화가 빈곤탈출확률에 미치는 영향은 person data를 빈곤기간에 따라 변환<sup>10)</sup>시킨 person year data를 이용해서 비연속<sup>11)</sup> 다변량 생존분석(Discrete-time multivariate hazard model)을 하게 된다. 본 연구에서 관심을 기울이는 t-1년과 t년 간의 변화는 시간에 따라 변하는 변수(time-dependent covariates)이므로 독립·통제변수가 종속변수와 관찰되는 해(year)의 값들에 따라 결합되도록 만들었다<sup>12)</sup>.

## 나. 변수의 설정

생명표 분석은 변수들의 수준(characters)에 따른 분석으로 각 해의 변수들의 수준 값을 이용하였다. 다변량 생존분석(discrete-time multivariate hazard model)은 변화 변수를 중심으로 진행되었다. 이때 이론적 배경을 바탕으로 빈곤탈출에 유리한 변화는 +1, 빈곤탈출에 불리한 변화는 -1, 변화가 없는 경우는 0의 값을 부여하였다. 예를 들어 어떤 가구의 가구내 취업자 수가 t-1해에 비해 t해에 증가한 경우에 +1을, 감소한 경우에는 -1을 부여하였다. 변화가 없는 경우는 0으로 보았다<sup>13)</sup>. 독립변수로는 경제활동 요인인 취업자 수의 변화, 비근로소득의 변화, 정규직/비정규직 변화, 근로시간 변화를 선택하였다. 그리고 빈곤기간, 실업률, 성별, 연령, 교육수준, 아동 수 변화, 성인 수 변화, 가구 유형의 변화를 통제변수로 설정하였다.

## III. 분석결과

### 1. 상대적 빈곤선의 설정

우선 분석의 정확성을 위해 월 평균 총소득을 0 또는 무응답(모름)이라고 대답한 사람은 분석에

---

10) 빈곤기간이 1인 person은 person year data에서 1의 행을 가지는 반면에, 빈곤기간이 4인 person은 person year data에서 4개의 행을 가지게 된다.

11) 비연속 시간(Discrete-time) 모델은 기간이 정수값을 가진다고 보고 t=1이라는 시작점을 시작으로 n명의 독립적인 개인을(i=1,2,3,...)관찰한다. 관찰은 사건(event)이 발생했거나, 관찰이 종결되는(censored) t<sub>i</sub>까지 계속된다.

12) 예를 들어 99년에 빈곤에 진입하여 빈곤기간이 3인 가구의 경우 99년(t-3)과 00년(t-2)의 변화를 나타내는 독립·통제변수와 빈곤지속을 나타내는 0이, 00(t-2)년과 01년(t-1)의 변화를 나타내는 독립·통제변수와 빈곤지속을 나타내는 0이, 01년(t-1)년과 02년(t)의 변화를 측정할 독립·통제변수와 빈곤탈출을 나타내는 1이 결합된다.

13) 가구의 비근로소득변화는 5개년도 평균비근로소득 30만원의 20%인 6만원 이상의 비근로소득 변화가 있는 경우에만 변화가 발생한 것으로 보았다. 비근로소득에는 근로소득을 제외한 사회보험, 금융소득, 부동산소득, 이전소득, 기타소득이 포함되었다. 근로시간변화의 경우 주당 평균 근로시간이 40시간 미만에서 40이상으로 변한 경우에는 +1, 그 반대의 경우에는 -1, 변화가 없는 경우는 0을 부여하였다.

서 제외하였다. 본 연구에서는 5개년도에 모두 응답한 가구들만을 대상으로 빈곤탈출을 분석하기 때문에 가구번호가 5000이 넘는 신규가구는 제외하였다.

분석 기간동안 빈곤선을 고정시키고, 소득의 이동 없이 빈곤지위가 변하는 것을 막기 위해 5년 동안의 중위소득의 평균을 사용하였다.(Finnie & Sweetman, 2002) 5년간의 평균 중위소득의 60%의 값과 가구균등화지수<sup>14)</sup>를 활용하여 설정한 가구 규모별 상대적 빈곤선은 다음의 <표 1>과 같다.

<표 1> 가구규모별 상대적 빈곤선(단위: 만원)

가구규모	가구규모별 상대적 빈곤선						
	1인	2인	3인	4인	5인	6인	7인
중위빈곤*0.6	46.12	65.21	79.88	92.24	103.12	112.95	122.03

## 2. 연구대상가구의 빈곤기간과 사회경제적 특성

### 가. 연구대상가구의 빈곤기간

5개 년도 동안 한 번이라도 상대적 빈곤을 경험하고 가구주의 연령이 근로 가능한 연령대인 25세 이상 65세 이하인 가구<sup>15)</sup>를 연구대상으로 하였다. 연구대상 가구인 741가구의 평균 빈곤기간은 1.51년으로 길지 않았다. 66.7%인 494가구의 빈곤기간이 1년으로 나타났다. 2년의 빈곤기간이 그 다음을 차지하여 19.3%인 143가구로 나타났다. 빈곤기간이 4년으로 비교적 장기인 가구는 31가구 4.2%에 불과하였다. 이는 빈곤층의 빈곤 진입과 탈출이 매우 활발하며 평균 빈곤지속기간은 단기적이라는 기존의 연구(이원익 1999; 박순일의 2000; 금재호&김승택 2001; 황덕순, 2001, 김교성 2002)와 일치하는 것이다.

14) 가구균등화지수는 흔히 서로 다른 가구 규모 및 가구구성원을 가진 가구원들 사이의 생활수준을 비교하기 위한 기술적 지수를 말한다. 가구 균등화지수를 사용해서 분석하면(OECD(1994))에서 제시한 가구 균등화 지수 값은 1인 가구 1.00을 출발점으로 하여, 2인 1.414, 3인 1.732 4인 2.000 5인 2.236 6인 2.449 7인 2.646이다.

15) 25세 이하의 젊은이들은 대부분 교육을 받고 있어 노동참여율이 낮고 55세 이후 저숙련, 미숙련자의 경우 조기 퇴직을 유도하는 경우가 많아, 55세 이후를 제외하면 지나치게 낙관적인 결과가 나올 수 있기 때문에 25-65세의 빈곤층을 주 분석대상으로 하고자 한다. (Glyn & Salverda. 1999)

<표 2> 빈곤가구의 빈곤기간

	평균	빈도분포		
		값	빈도	percent
빈곤기간	1.51	1	494	66.7
		2	143	19.3
		3	73	9.9
		4	31	4.2

자료: 한국노동패널 1,2,3,4,5차 조사

표본: 741가구

### 나. 연구대상가구의 사회경제적 특성

연구대상 가구의 사회경제적 특성을 살펴보면 다음과 같다. 남성이 83%정도로 여성보다 많았다. 이는 가구 data와 개인 data를 머지하는 과정에서 가구주를 우선적으로 선택하고 가구주가 없는 경우에 배우자와 자녀등을 이차적으로 선택하였기 때문으로 보인다. 평균 연령은 근로가능한 연령대인 47세로 나타났다. 학력의 경우 고졸을 기준으로 볼 때 고졸미만의 평균 값은 0.46이고, 전문대 이상은 0.14로 대다수의 빈곤층이 고졸의 학력을 가지고 있음을 알 수 있다. 다음으로 분석대상의 종사상의 지위를 살펴보면 가장 많은 경우인 49.5%가 자영업자와 무급가족종사자인 비임금근로자로 나타났다. 상용직은 16.1%이었다. 임시직보다는 일용직이 많아 일용직이 6.3%, 임시직이 4.9%이었다. 분석대상가구들의 평균 근로시간은 55.38시간으로 비교적 높게 나타났다. 주당 평균 근로시간은 임금근로자만을 대상으로 조사되는데 대부분의 근로자들이 법정근로시간을 초과하여 일을 하고 있는 것으로 보인다. 가구내 총 취업자 수는 1명이 가장 많아 41.4%이었으며, 2명인 가구도 30.9%에 이르렀다. 가구의 평균 취업자 수는 1.31명으로 분석되었다. 만 7세 미만의 미취학 아동수는 78.7% 가구에서 0명으로 나타났다. 1명인 가구가 13.8%이었으며 평균 아동수는 0.31명이었다. 가구내의 만 19세 이상의 성인 수를 살펴보면, 47.4%의 가구가 2명으로 가장 많은 비중을 차지하여 평균 성인 수는 2.61명이었다. 분석대상의 가구유형을 살펴보면 양부모가구가 612가구로 82.5%였으며, 편부모/편모가구는 72가구, 9.9%였다. 독신인 가구는 이보다 조금 작아 56가구 7.6%로 나타났다.

### 3. 변수들의 단순상관관계

통제·독립변수와 종속변수간의 관계를 일차적으로 파악하기 위해 변수들 간의 상관관계를 살펴 보았다. 그러나, 단순 상관관계는 다른 변수들을 통제하지 않은 상태에서 두 변수 사이의 관계를 나타내므로 이후 다변인 분석결과와 다를 수 있다.

#### 가. 독립·통제변수와 빈곤 탈출 여부와의 상관관계

변화로 측정된 총 12개 독립·통제 변수 중에서 6개 독립변수가  $p<.05$ 와  $p<.01$ 의 유의수준에서 종속변수와 통계적으로 유의미한 관계를 보였다. 종속변수와 가장 높은 상관관계를 보이는 변수는 빈곤기간으로 높은 부적인 관계를 보였다( $r=-0.668$ ,  $p<.01$ ). 다음으로 남성을 기준으로 한 성별이 빈곤탈출과 가지는 상관관계는  $r=0.176$ 으로  $p<.01$ 의 수준에서 정적인 관계를 보였다. 연령의 경우 빈곤탈출과  $p<.01$ 의 수준에서  $r=-0.148$ 로 부적인 관계를 보였다. 교육 년 수로 측정된 교육수준의 경우 빈곤탈출확률과  $p<.01$ 의 수준에서  $r=.149$ 의 정적인 관계를 보였다. 분석의 초점이 되고 있는데 가지 독립변수, 비근로소득변화, 정규/비정규변화, 취업자수변화, 근로시간변화 중 종속변수인 빈곤탈출과 통계적으로 유의미한 관계를 가지는 것은 비근로소득변화 뿐이었고 상관관계 정도도  $r=0.098$ 로 낮았다.

다음에서는 수준으로 측정한 변수들과 종속변수와의 상관관계를 살펴보았다. 변화 변수가 종속변수와 상관관계를 가지기 위해서는 전제로서 수준변수들이 종속변수와 상관관계를 가져야 하기 때문에 이를 확인하는 것은 의미가 있다. 변화변수로 측정되었을 때보다 많은 변수들이 종속변수와 통계적으로 유의미한 관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 특히 변화변수와 달리 취업자 수의 상관관계가 통계적으로 유의미할 뿐만 아니라  $r$ 값도 0.289로 비교적 높게 분석되었다. 정규직이라는 가구주의 특성도 빈곤탈출확률과  $p<.01$ 에서  $r=0.215$ 의 정적인 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 이밖에 가구유형, 성인 수, 아동수도 빈곤탈출과 정적인 상관관계를 보였다.

이상의 결과를 수준변수를 중심으로 정리하면 다음과 같다. 남성일수록, 연령이 젊을 수록, 교육수준이 높을 수록, 취업자 수가 많을수록, 정규직 일수록, 양부모 가구일수록, 성인수가 많을수록, 아동 수가 많을수록, 비근로소득이 많을수록 빈곤탈출확률과 정적인 상관관계를 보인다.

#### 나. 독립·통제 변수간의 상관관계

다음은 독립·통제 변수들간의 상관관계를 살펴볼 것이다. 이는 변수들간의 속성을 보다 잘 알 수 있게 할 것이다.

먼저 변화로 측정된 독립·통제 변수들간의 상관관계를 살펴보면 다음과 같다. 비근로소득 변화와 취업자 수 변화간에는  $r=-0.096$ 의 부적인 상관관계가  $p<.01$ 의 수준에서 있는 것으로 나타났다. 비근로소득이 증가하는 경우 취업자 수가 감소하지만 이는 매우 미약하여 무시해도 좋을 정도로 보인다. 정규직으로의 변화와 근로시간 변화간에는  $p<.05$ 의 수준에서  $r=0.072$ 의 정적인 관계가 있었다. 일반적으로 정규직의 주당평균근로시간은 40시간을 넘는 것을 감안하면 이는 낮은 상관관계로 보인다. 다수의 임시직과 일용직등의 비정규직 근로자도 주당평균근로시간이 40시간을 넘기 때문에 이런 낮은 상관관계가 나타난 것으로 생각된다. 실업율과 근로시간변화간에는  $p<.01$ 의 유의도에서 부적인 관계를 나타냈다( $r=-0.111$ ). 가구내 성인수의 증가와 취업자 수 증가간에는 매우 낮은 수준의 정적인 상관관계가 있었다( $r=0.087$ ,  $p<.01$ ). 연령과 취업자 수 변화간에는 낮은 수준의 부적인 상관관계가 있었다( $r=-0.064$ ,  $p<.01$ ). 연령과 비근로소득의 변화간에는 정적인 상관관계( $r=0.060$ ,  $p<.01$ )를 보였다. 양부모로의 가구유형변화와 정규직으로의 변화( $r=0.063$ ,  $p<.05$ ), 취업자

수의 변화( $r=0.063$ ,  $p<.01$ )간에도 정적인 관계가 있었지만 그 정도가 매우 낮았다.

그 밖에 통제변수들간의 관계를 정리하면 다음과 같다. 가구주의 성과 연령이 부적인 관계( $r=-0.143$ ,  $p<.01$ )를 보이는데 가구주의 연령이 많을수록 여성일 가능성이 높아지는 듯 하다. 성과 교육수준은  $p<.01$ 의 수준에서  $r=0.301$ 의 정적인 관계를 보이고 있다. 가구주가 남성일수록 교육수준이 높은 것으로 보인다. 연령과 교육수준간에는 비교적 높은 부적인 관계( $r=-0.456$ ,  $p<.01$ )을 보이고 있다. 가구주의 나이가 많을수록 학력이 낮은 것으로 해석된다. 빈곤기간과 인구학적 특성인 성, 연령, 교육수준의 관계를 살펴보면, 성은 빈곤기간과 부적인 관계( $r=-0.160$ ,  $p<.05$ )를, 빈곤기간과 연령은 정적인 관계( $r=0.126$ ,  $p<.01$ ) 그리고 교육수준과는 부적인 관계( $r=-0.120$ ,  $p<.01$ )를 보이고 있다. 여성일수록, 연령이 많을수록, 교육수준이 낮을수록 빈곤기간이 길어지는 것으로 보인다. 그리고 빈곤기간은 수준으로 측정된 성인수( $r=-0.158$ ,  $p<.01$ ) 가구유형( $r=-0.192$ ,  $p<.01$ ), 정규직( $r=-0.122$ ,  $p<.01$ ), 취업자 수( $r=-0.298$ ,  $p<.01$ )와 통계적으로 유의미하게 부적인 관계를 보였다. 가구내 성인수가 많을수록, 양부모가구일수록, 정규직 일수록, 가구내 취업자 수가 많을수록 빈곤기간이 짧아지는 것으로 보인다.

#### 4. 생명표 분석

빈곤층의 경제활동 특성에 따라 기간별 빈곤탈출확률 및 중위빈곤기간을 생존분석(survival analysis, event history)을 이용하여 확인하였다. 먼저 빈곤기간별로 실제로 빈곤탈출확률에 차이가 있는지 살펴보았다.

##### 가. 빈곤기간별 빈곤탈출확률

분석대상이 되고 있는 빈곤층의 빈곤탈출확률을 기간별로 알아보면 다음과 같다. 이는 빈곤탈출을 결정하는 요인을 분석할 때 빈곤기간을 통제하는 것이 타당한 지를 확인해 줄 것이다.

관심이 초점이 되는 Hazard rate(빈곤지속기간을 고려한 빈곤탈출확률)를 보면 빈곤기간이 1인 가구가 빈곤을 벗어날 확률은 87%이며, 빈곤기간이 2로 길어지면 47%로 줄어들고 빈곤기간이 3으로 늘어나면 빈곤탈출확률은 44%로 더욱 줄어드는 것으로 나타났다<sup>16)</sup>.

요컨대 빈곤기간이 길어질수록 빈곤탈출확률(hazard rate)은 점점 줄어들고 있다. 이는 빈곤기간이 길어질수록 기간의존효과(duration dependence)와 이질성(heterogeneity)으로 인해 빈곤탈출확률

---

16) 빈곤기간이 4인 경우는 탈출을 경험하지 못하고 모두 우측절단(right censored)된 사례로 무의미하다. 본 분석에서는 좌측 절단된 사례(left censored case)는 분석에서 제외하였기 때문에 빈곤 진입년(original time)이 가장 빠른 경우가 99년이 된다. 따라서 빈곤기간이 4인 가구는 98년에는 빈곤하지 않았다가 99년에 빈곤에 진입한 가구로 00, 01, 02년까지 4년 동안 빈곤한 가구들이다. 이런 가구들은 조사가 02년에 완료되었기 때문에 모두 우측 절단된(right censored)가구들로 분류된다.

이 작아진다는 이론적 배경과 일치하는 결과이며 빈곤탈출 결정요인을 분석할 때 빈곤기간을 고려해야 함을 보여준다.

<표 3> 빈곤기간별 빈곤탈출확률

빈곤기간 (Intrvl Start time)	누적빈곤지속확률 (Cumul Propn Surv at End)a	빈곤지속기간을 고려한 빈곤탈출확률 (Hazard rate)b
1.0	.3915	.8745
2.0	.2418	.4729
3.0	.1539	.4444
4.0+	n.a	n.a

자료: 한국노동패널 1,2,3,4,5차년도

표본: 741가구(person data)

a:Cumul Propn Surv at End: 구간의 끝에서 빈곤을 벗어나지 않을 확률

b:Hazard rate: 빈곤을 벗어나지 못한 시간을 고려한 빈곤탈출확률

n.a: 빈곤기간이 4인 경우는 모두 우측 절단된 사례이므로 Cumul Propn Surv at End와 Hazard rate가 의미가 없음.

#### 나. 경제활동 특성에 따른 빈곤탈출확률과 중위빈곤기간

다음으로 누적 빈곤탈출확률과 중위빈곤기간이 독립변수인 경제활동 특성<sup>17)</sup>에 따라 어떻게 달라지는지를 생명표 분석을 통해 확인하도록 하겠다.

##### 1)취업자 수

앞서 살펴본 분석대상 빈곤층의 사회경제적 특성을 보면, 가구내 총 취업자 수는 1명이 가장 많아 41.4%이었으며, 2명인 가구가 30.9%에 이르렀다. 대부분의 가구에 1명 또는 2명의 취업자가 있음을 알 수 있다. 따라서 가구내 취업자 수가 0명일 때, 1명일 때 그리고 2명일 때의 누적빈곤탈출확률과 중위빈곤기간을 비교하여 분석하겠다.

이하의 분석에서 사용된 자료(data)는 빈곤층이 빈곤에 진입하기 전의 자료이다. 빈곤진입 여부는 독립적인 경제활동 특성이 빈곤탈출확률과 중위빈곤기간에 미치는 영향을 알아볼 수 있게 할 것이다<sup>18)</sup>.

17) 본 연구에서 독립변수로는 취업자 수 변화, 정규직/비정규직 변화, 근로시간 변화, 비근로소득변화가 선택되었다. 그런데, 생명표 분석이 가능하기 위해서는 변수들을 유의미한 특징에 따라 2~4의 범주로 나누어야 한다. 비근로소득의 경우 이 과정이 매우 임의적이고 자의적인 방법으로 이루어져야 했다. 그리고 그 결과가 신뢰할 만한 것인지도 확신할 수 없었다. 따라서 생명표 분석에서 비근로소득변화는 제외하였다.

18) 빈곤기간이 4인 경우는 모두 우측 절단된 사례로 누적빈곤탈출확률(Hazard rate)이 의미가 없으므로 제외하였다.

<표 4> 취업자 수에 따른 Hazard rate<sup>19)</sup>

Intrvl Start time	Hazard rate			
	가구내 취업자수	가구내 취업자 0명	가구내 취업자 1명	가구내 취업자 2명
1.0		.6280	.8916	.9664
2.0		.4040	.5362	.4632
3.0		.2500	.4314	.6667

자료: 한국노동패널 1,2,3,4,5차년도

표본: 741가구(person data)

<표 4>에서 확인할 수 있듯이 가구 내에 취업자가 증가할수록 누적빈곤탈출확률(Hazard rate)이 전반적으로 증가하는 것을 알 수 있다. 그러나 가구내 취업자가 0명일 때의 누적빈곤탈출확률과 1명일 때의 누적빈곤탈출확률의 차이가 크게 나타나는 반면에 가구 내 취업자가 2명일 때는 1명일 때와 비교했을 때 큰 차이가 없다.

다음에서는 가구내 취업자 수에 따라 중위빈곤기간이 얼마나 달라지고, 이러한 차이가 통계적으로 유의미한 지를 Wilcoxon을 이용해 분석해보도록 하겠다.

<표 5> 가구내 취업자 수에 따른 중위빈곤기간

가구내 취업자수	가구내 취업자 0명	가구내 취업자 1명	가구내 취업자 2명
Median survival time	2.13	1.81	1.77
0명과 1명 통계적 유의도	0.0052***		n.a
1명과 2명 통계적 유의도	n.a	0.4144	

자료: 한국노동패널 1,2,3,4,5차년도

표본: 741가구(peron data)

\*\*\*:p<0.01

n.a:해당사항없음

<표 5>에서 보듯이 가구내 취업자가 0명일 때와 1명일 때의 중위빈곤기간은 각각 2.13과 1.81로 p<.01의 수준에서 통계적으로 유의미하였다. 그러나, 1명과 2명일 때의 중위빈곤기간의 차이는 통계적으로 유의미한 차이가 아니었다.

19) Hazard rate: 빈곤을 벗어나지 못한 시간을 고려한 빈곤탈출확률

## 2) 종사상 지위

종사상 지위에 따른 누적 빈곤탈출확률, 중위빈곤지속기간과 그 차이의 통계적 유의도를 분석하도록 하겠다. <표 6>에서 나타나듯이 정규직의 누적빈곤탈출확률이 비정규직의 그것보다 높게 나타났다<sup>20)</sup>.

정규직의 중위빈곤기간은 1.68이고 비정규직의 중위빈곤기간은 2.03으로 나타났고 그 차이는 통계적으로 유의미한 것으로 분석되었다. 이상의 결과에서 정규직이 비정규직에 비해 빈곤탈출확률이 높고 빈곤기간도 유의미하게 짧음을 알 수 있다.

<표 6> 정규직/비정규직의 차이에 따른 Hazard rate와 중위빈곤기간

종사상 지위	정규직	비정규직
Intrvl Start time	Hazard rate	
1.0	1.1565	.6552
2.0	.4762	.5714
3.0	.6000	.4000
Median survival time	1.68	2.03
통계적유의도	0.0003***	

자료: 한국노동패널 1,2,3,4,5차년도

표본: 741가구(peron data)

\*\*\*:  $p < 0.01$

## 3) 근로시간(부분취업가구/완전취업가구)

가구주가 주당 평균 40시간 이상 일하는 완전취업가구와 40시간 미만으로 일하는 부분취업가구의 생명표 분석결과는 다음과 같았다. 완전취업가구의 누적 빈곤탈출확률은 불완전 취업가구에 비해 높게 나타났다.

20) 빈곤기간이 1인 경우 정규직의 누적빈곤탈출확률은 1이 넘는 것으로 계산되었는데, 이는 구간의 중간에서 절단(censored)과 사건(event)이 발생되었다고 가정하는 누적빈곤탈출확률(hazard rate) 계산공식 특징에 따른 것이다.



<표 7> 근로시간의 차이에 따른 Hazard rate

Intrvl Start time	Hazard rate	
	완전취업가구(40시간이상)	불완전취업가구(40시간미만)
1.0	.9628	.8148
2.0	.5128	.4248
3.0	.3889	.2857

자료: 한국노동패널 1,2,3,4,5차년도  
 표본: 741가구(peron data)

그러나, 완전취업가구(근로시간 주 40시간 이상)와 불완전취업가구(근로시간 주 40시간 미만)의 중위빈곤기간은 각각 1.77과 1.86으로 약간의 차이가 있었으나, 통계적으로 유의미한 차이는 아니었다.

<표 8> 근로시간의 차이에 따른 중위빈곤기간

종사상 지위	완전취업가구	불완전취업가구
Median survival time	1.77	1.86
통계적유의도	0.2997	

## 5. 빈곤탈출 결정 요인 분석결과

이상의 생명표 분석결과 경제활동 특성으로 선정된 독립변수들은 빈곤층의 기간별 누적빈곤탈출 확률과 중위빈곤기간을 결정하는 주요한 특징임을 확인할 수 있었다. 취업자 수가 0명일 때 보다 1명일 때 빈곤탈출확률이 높아지고, 통계적으로 유의미하게 중위빈곤기간은 짧아지고 있었다. 그리고 정규직인 경우 비정규직일 때보다 빈곤탈출확률이 높고, 중위빈곤기간도 통계적으로 유의미하게 짧았다. 완전취업가구의 경우 불완전취업가구보다 빈곤탈출확률이 높았지만, 중위빈곤기간의 차이는 통계적으로 유의미하지는 않았다.

그러나, 생명표 분석결과와는 다른 변수들과의 영향을 고려하지 않은 분석결과이다. 따라서 관련 변수들을 함께 넣고 분석하여 서로의 영향을 통제하는 다변량 생존 분석(Multivariate hazard model)에서는 그 결과가 다르게 나올 수 있다. 이론적 검토에서 설정하고 생명표 분석에서 확인한 경제활동 특성 빈곤이행에 어떤 영향을 미치는 지를 시간에 따른 변화(time-dependent covariates)를 반영한 다변량 생존분석을 통해 확인하였다.

이하에서는 변수들과의 관련성을 중심으로 크게 세 가지 비연속 다변량 생존 분석 모형을 제시하고 각 결과를 해석하겠다.

변수간의 상관관계를 분석해보면 성인 수, 아동 수, 가구유형, 취업자 수, 정규직 간에는 보다 밀접한 관계가 있는 것으로 보인다. 따라서 분석 모형 1에서는 독립변수와 종속변수간의 관계를 살

피되 통제변수로 가구외적인 요인인 빈곤기간더미변수와 실업률 변수를 선택하였다. 이는 독립변수와 종속변수간의 관계를 가장 단순하게 보여 줄 것이다. 분석 모형 2에서는 위의 모형에 일반적으로 빈곤이행모형의 기본 변수로 생각되는 인구학적 특성인 성, 연령, 교육수준변수를 넣고 분석하였다. 마지막으로 분석모형 3에서는 독립변수와 관련성이 높은 변수들인 아동 수의 변화, 가구 유형의 변화, 성인 수의 변화를 추가해서 독립변수와 종속변수간의 관계를 분석하였다.

빈곤탈출 결정요인 분석은 생명표 분석의 대상이 되었던 person data를 빈곤기간에 따른 person year data로 바꾸어 진행된다. Person data를 person year data로 바꾸는 기준은 빈곤지속기간(duration)이 된다. 741 사례(case)의 person data를 person year data로 바꾸자 1123 사례(case)로 늘어났다. 741 가구 중 86.3%인 637가구의 빈곤기간이 2 이하로 빈곤기간이 비교적 짧기 때문에 분석 사례(case)의 증가가 크지 않았다. 비연속 다변량 생존분석(Discrete-time multivariate hazard model)은 person year data를 완성한 후에는 로지스틱 회귀분석으로 분석된다.

## 가. 종속변수에 대한 독립·통제변수의 영향력 분석

### 1) 종속변수에 대한 독립변수의 영향력

첫 번째, 비근로소득의 증가는 모든 모형에서  $p < .01$ 의 수준으로 통계적으로 유의미하게 빈곤탈출확률을 높이는 것으로 나타났다. 다른 변수의 값을 일정하게 놓았을 때, 비근로소득이 증가하면 빈곤을 벗어날 확률은 벗어나지 못할 확률보다 1.678배 늘어나는 것으로 보인다. 자산소득, 정부의 이전소득 등 비근로소득이 많아지면 가구전체의 근로시간이 줄어들 수 있다.(Dickens & Ellwood, 2001; McKernan & Ratcliffe 2002) 그러나 비근로소득과 근로시간변화간에는 통계적으로 유의미한 상관관계가 없었으며, 취업자 수 변화와의 관계도  $p < .01$ 의 수준에서  $r = -.096$ 으로 거의 무시할 정도로 낮은 부적인 관계를 보였다. 이는 분석대상 가구의 69%가 월 12만원 미만의 비근로소득<sup>21)</sup>을 얻는 것에서 알 수 있듯이 대부분의 가구 비근로소득이 근로시간을 축소하고도 생계를 유지할 수준이 되지 않기 때문으로 보인다. 하지만 비근로소득 증가는<sup>22)</sup> 빈곤탈출확률을 유의미하게 높이는 것으로 나타났다.

두 번째로 정규직으로의 변화도 3가지 모형에서 모두  $p < .05$ 의 수준으로 빈곤탈출확률을 높이는 것으로 나타났다. 특히 정규직으로의 변화의 Odds ratio의 수준은 4.0에 가까웠다. 통제변수를 추가할수록 정규직으로의 변화가 빈곤탈출확률에 미치는 영향이 커지고 있는데<sup>23)</sup> 성, 연령, 교육, 가구 유형, 가구내 미취학 아동수, 성인 수라는 변수들은 그 자체로서 빈곤탈출과 관련을 맺기 보다는 정규직 여부와의 관련성 속에서 빈곤탈출확률과 관련을 맺기 때문으로 보인다.

세 번째로 근로시간 변화와 빈곤탈출확률과의 관계를 살펴보겠다. 가구주의 주당 평균 근로시간

21) 비근로소득이 전혀 없다고 응답한 가구도 60%에 이르렀다. 가구규모 1인의 빈곤선이 46만원 미만의 비근로소득이 있다고 응답한 가구가 80%이었다.

22) 본 분석에서는 월 6만원 이상의 비근로소득 증감을 비근로소득의 변화로 측정하였다.

23) 하지만 모형별 Odds ratio의 차이가 통계적으로 유의미한 차이인지는 알 수 없다.

이 40시간 미만에서 40시간 이상으로 증가한다는 것은 가구주가 부분취업에서 완전취업으로 변한다는 것을 의미한다. 완전취업/부분취업과 정규직/비정규는 다른 개념으로 임시직, 일용직의 비정규직이더라도 평균 근로시간은 주당 40시간이 넘는 완전취업일 수 있다. 상관관계분석에서도 근로시간변화와 정규/비정규변화간에는  $r=0.072$ 의 거의 무시할 정도의 낮은 상관관계를 보였다. <표 9>에서 보면 완전취업가구로의 변화는 빈곤탈출확률을 높이며 이는  $p<.10$ 의 수준에서 통계적으로 유의미하였다. 다른 변수의 값을 일정하게 놓았을 때 완전취업가구로의 변화는 빈곤을 탈출할 확률은 빈곤을 벗어나지 못할 확률 보다 2.098배정도 늘어나는 것으로 보인다. 그런데, 본 분석에서 불완전취업과 미취업을 분류하지 않았기 때문에 불완전취업에서 완전취업으로의 변화에는 미취업에서 완전취업으로의 변화도 포함되어 있다. 이로 인해 가구주의 취업여부와 취업의 질이 함께 측정되었다. 이는 자칫 근로시간 변화와 빈곤탈출확률간의 관계에 대한 과대평가로 이어질 수 있다. 따라서, 가구주의 취업여부에는 변화가 없는, 941사례(cases)만을 따로 분석하여 보았다. 이 때 취업자 수의 변화는 가구주를 제외한 기타 가구원의 취업자 수 변화로 대체하였다. 분석 결과 <표 9>의 결과와 마찬가지로 비근로소득 변화와 빈곤기간더미는  $p<.01$ 의 수준에서, 정규직/비정규직변화는  $p<.05$ 의 수준에서, 근로시간 변화는  $p<.10$ 의 수준에서 통계적으로 유의미하게 빈곤탈출확률을 변화시키는 것으로 나타났다. 그리고 기타 가구원의 취업자 수 변화는 빈곤탈출확률에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 분석되었다<sup>24)</sup>. 따라서, 불완전취업에서 완전취업으로의 근로시간 변화는 빈곤탈출확률을 통계적으로 유의미하게 높인다고 분석할 수 있을 것이다.

---

24) 분석결과는 <부록 1>로 제시하였다.

<표 9> 경제활동 특성이 빈곤탈출에 미치는 영향

		모형 1 (가구외적변수통제 모형)		모형2 (기본모형)		모형3 (추가모형)	
		B (S.E)	Exp(B)	B (S.E)	Exp(B)	B (S.E)	Exp(B)
독립변수	취업자 수 변화	.142 (.141)	1.153	.099 (.143)	1.104	.082 (.144)	1.085
	:취업자수증가 비근로소득변화	.489 (.141)	1.630***	.507 (.144)	1.660***	.518 (.145)	1.678***
	:비근로소득증가 정규/비정규직변화	1.369 (.689)	3.930**	1.428 (.718)	4.170**	1.457 (.717)	4.292**
	:정규직으로 근로시간변화	.764 (.407)	2.147*	.730 (.413)	2.074*	.741 (.415)	2.098*
	:완전취업가구로						
통제변수	빈곤기간더미2 (빈곤기간2년)	-2.880 (.192)	.056***	-2.824 (.195)	.059***	-2.844 (.198)	.058***
	빈곤기간더미3 (빈곤기간3년)	-3.817 (.244)	.022***	-3.782 (.247)	.023***	-3.809 (.248)	.022***
	빈곤기간더미4 (빈곤기간4년)	-11.342 (8.803)	.000	-11.203 (8.743)	.000	-11.244 (8.715)	.000
	실업율	.116 (.084)	1.123	.101 (.086)	.1106	.104 (.086)	1.110
	성			.399 (.214)	1.491*	.380 (.217)	1.462*
	연령1			.163 (.252)	1.184	.173 (.255)	1.189
	연령2			-.269 (.199)	.764	-.233 (.202)	.792
	교육1			-.342 (.204)	.711*	-.315 (.205)	.730
	교육2			-.168 (.279)	.845	-.148 (.280)	.863
	성인 수 변화 :성인 수 증가					.274 (.216)	1.315
	가구유형변화 :양부모 가구로					.043 (.269)	1.044
	아동 수 변화 :아동 수 감소					.492 (.354)	1.636
	Constatnt	1.451 (.336)	4.269***	1.430 (.442)	.4.177***	1.393 (.445)	4.026.** *

자료: 한국노동패널 1,2,3,4,5차년도

표본: 1123가구(peron year data)

연령1=40세미만, 연령2=55세이상(기준:40세이상55세미만)

교육1=고졸미만, 교육2=고졸이상(기준변수:고졸)

\*\*\*=P<.01, \*\*=P<.05 \*=p<.10

네 번째로 취업자 수의 변화가 빈곤탈출확률에 미치는 영향을 살펴보겠다. 가구외적변수통제 모형, 기본모형, 추가모형 모두에서 취업자 수의 변화는 빈곤탈출확률에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못하고 있다. 취업자 수의 변화와 빈곤탈출확률에 비록 양의 영향을 미치지만 통계적으로 유의미한 영향은 아니라는 분석은 조금 이외의 결과이다.

많은 연구들에서 취업자 수라는 정태적 요인은 빈곤탈출에 긍정적인 영향을 미친다고 일치된 결과를 내고 있지만(황덕순,2001; 금재호·김승택 2001; 금재호 2002) 취업자 수의 증가라는 동태적 요인에 대한 분석결과는 일치하고 있지 않다. 본 연구에서도 다음에 보게 될 수준모형에서는 취업자 수라는 정태적 요인이 빈곤탈출확률을 통계적으로 유의미하게 높인 것으로 분석되었다.

이러한 원인은 우선 분석기간이 짧다는 것에서 찾을 수 있다. 같은 연구자(금재호·김승택 2001)이더라도 노동패널 3차년도(1998년~2000년)를 분석한 경우에는 취업자 수의 증가가 빈곤진입확률을 높인다고 추정하는 반면에 4차 년도(1998년~2001년)을 연구한(금재호 2002) 경우에는 빈곤탈출확률에 양의 영향을 미치지만 통계적으로는 유의미하지 않았다고 분석하고 있다. 또 다른 원인은 취업자 수 증가가 범주에 따라 빈곤탈출확률에 다른 영향을 미칠 수 있다는 것이다. 1998년과 1999년의 도시가계연보를 패널화하여 분석한 박순일(2001)의 연구에서는 취업인 1을 기준으로 볼 때 취업인이 없을 때 빈곤탈출확률은 낮아지지만 취업인 2인은 빈곤탈출확률에 분명한 기여를 하지 못한다고 분석하였다. 본 연구의 생명표 분석에서도 가구 내 취업자가 0명일 때에 비해 1명일 때에 누적빈곤탈출확률이 더 높고 중위빈곤기간도 통계적으로 유의미하게 짧지만 1명일 때와 2명일 때를 비교했을 때는 중위빈곤기간에 통계적으로 유의미한 차이를 발견할 수 없었다. 셋째, 수준변수와 달리 변화변수는 변수간의 차이를 포착하기 어렵게 한다. 수준변수에서는 0명, 1명, 2명, 3명, 4명은 그 자체로 변수 값의 차이(variation)를 만들어내지만, 변화변수에서는 0명에서 1명으로의 변화, 1명에서 2명으로의 변화, 2명에서 3명으로의 변화도 모두 증가라는 범주로 분류되기 때문이다. 그리고 변화가 일어난 사례가 적어 통계적으로 유의미한 결과를 가져오지 못할 수 있다. 마지막으로 취업자 수의 증가가 실제 빈곤탈출에 유의미한 영향이 미치지 못할 수도 있다. 완전취업 빈곤층이 전체 빈곤층의 상당규모를 차지하고 있으며, 실직자들이 재취업이후에도 여전히 빈곤층으로 남아 있을 수 있다는 연구(구인회 2002. p 109)는 이러한 가능성을 열어 두고 있다. 지난 5년 동안 741 가구의 가구 내 평균 취업자 수가 연도에 따라 꾸준히 증가하고 있다<sup>25)</sup>는 사실도 이와 관련지어 생각할 수 있다. 요컨대 취업인 1인으로는 가구의 생계가 어려워 2인의 취업이 강제되고 있다는 추측을 가능하게 한다.

## 2)종속변수에 대한 통제변수의 영향력

첫째, 모든 모형에서 빈곤기간 더미2와 빈곤기간 더미3이  $p<.01$ 의 수준에서 빈곤탈출확률과 통계적으로 유의미한 관계<sup>26)</sup>가 있었다. 빈곤기간이 2인 때에는 Odds ratio가 .056이었다. 빈곤기간이

25) 1차 연도와 2차년도인 1998년과 1999년에는 가구내 평균 취업인이 1.38명이었으나, 3차 연도인 2000년에는 1.39명, 4차 년도에는 1.43명 5차 년도인 2002년에는 1.48명으로 증가하고 있다.

26) 빈곤기간더미 4는 통계적으로 유의미한 관계가 없었다. 빈곤기간이 4인 경우는 빈곤기간 5년 이후

3인 때에는 Odds ratio가 .022로 빈곤기간이 2인 때 보다 더 낮게 나왔다. 빈곤기간이 길수록 빈곤을 탈출하지 못할 확률이 더 커지고 있는 이러한 결과는 이론적 배경 및 앞서 생명표 분석결과와 일치한다.

둘째, 인구학적 특성 중 성별 변수는 기본모형과 추가모형 모두에서 남성이 여성보다 빈곤탈출 확률이  $P < .10$ 의 수준에서 통계적으로 유의미하게 더 높은 것으로 분석되었다. 교육수준의 경우 기본모형에서 중졸이하의 학력인 경우 빈곤탈출확률에 통계적으로 유의미하게 부적인 영향을 주는 것으로 나타났다.(Odds ratio(Exp(B))=.764,  $p < .10$ ) 그러나 추가모형에서는 통계적으로 유의미한 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다.

셋째, 빈곤탈출확률에 영향을 줄 것으로 생각되었던 연령, 성인 수 변화, 가구유형 변화, 아동 수 변화, 실업율은 모두 통계적으로 유의미한 영향이 없는 것으로 분석되었다. 이는 가구 유형(황덕순 2001)<sup>27)</sup>, 연령(금재호 · 김승택 2001; 금재호 2002), 가구원 수(황덕순 2001) 등이 빈곤탈출확률과 관계가 있다는 문헌검토와는 다른 결과이다. 그리고 본 연구의 상관관계분석에서도 가구유형 변화, 연령은 빈곤탈출확률과 통계적으로 유의미한 관계에 있었다. 이러한 결과는 우선 이러한 변화를 겪은 가구가 적기 때문에 발생한 결과일 수 있다. 다음으로는 이 요인들은 경제활동요인 또는 빈곤기간을 통해서 빈곤탈출에 영향을 미치기 때문일 수 있다. 이러한 가능성은 첫째, 상관관계분석을 보면 인구학적 요인, 가구특성 요인들이 경제활동 요인, 빈곤기간과 통계적으로 유의미한 상관관계가 있었다는 사실, 둘째 다음에서 보게 될 수준변수모형에서도 같은 결과가 나온다는 사실<sup>28)</sup>, 셋째 경제활동 요인 또는 빈곤기간 변수를 제외하였을 때 가구특성 요인과 인구학적 요인들이 통계적으로 유의미하게 빈곤탈출확률에 영향을 미친다는 추가 분석<표 10>을 통해서 확인할 수 있다. 경제활동요인 변수를 제거하고 빈곤기간 더미 변수와 인구학적 변수, 가구특성 변수만을 넣고 분석한 모형 1에서 성 뿐만 아니라 교육수준이  $p < .10$ 의 수준에서 통계적으로 유의미하게 빈곤탈출 확률에 영향을 미치고 있다. 고졸 미만의 교육수준인 경우 Odds ratio가 .802로 나타나 빈곤탈출확률이 작아지는 것으로 분석되었다. 경제활동 요인 변수가 있었던 <표 9>의 모형 3에서는 교육수준 변수가 통계적 유의도가 없었던 것과는 다른 결과이다. 모형 2에서는 경제활동 요인이외에 빈곤기간 더미 변수도 제외하였다. 그 결과 성, 교육수준뿐만 아니라 연령 변수도 통계적으로 유의미하게 빈곤탈출확률과 영향이 있는 것으로 분석되었다. 55세 이상의 연령인 경우(연령 2)  $p < .05$ 의 수준에서 통계적으로 유의미하게 빈곤탈출확률을 낮추는 것으로 나타났다. 빈곤기간더미 변수를 포함하여 분석한 기타의 모형에서는 연령 변수가 통계적 유의도가 없는 것으로 나타났다. 이상의 결과

---

에 탈출한다는 점을 생각하면 빈곤탈출확률이 더 낮아져야 할 것이지만 빈곤기간이 4인 경우는 전체의 4.2%에 불과하여 통계적으로 유의미한 영향을 미칠 수 없었던 것으로 보인다.

27) 황덕순(2001)의 가구유형분석 결과는 동태적 분석결과가 아닌 정태적 분석결과이며 배우자 유무 및 동거여부를 변수로 하고 있다. 그에 따르면, 배우자가 없는 경우에 비해서 모든 모형에서 배우자가 있지만 동거하고 있는 경우에는 빈곤할 가능성이 더 높고, 배우자가 동거하지 않는 경우에만 빈곤하지 않을 가능성이 더 높게 나타났다. 이를 배우자와 비동거하는 이유의 상당부분이 경제활동과 관련되어 있을 것이라고 해석하고 있다.

28) 만일 가구특성 요인등의 변화를 겪은 사례가 적어서 통계적으로 유의미한 결과가 없었다면 수준변수모형에서는 통계적으로 유의미한 결과가 나와야 하기 때문이다.

연령, 교육수준의 인구학적 변수들은 경제활동요인과 빈곤기간변수를 통해 빈곤탈출확률에 영향을 미치는 것을 확인할 수 있었다. 마지막으로 가구특성 요인의 경우 경제활동요인, 빈곤기간변수 이외에도 인구학적 요인을 통해 빈곤탈출확률에 영향을 미치는 것으로 보인다. 경제활동요인, 빈곤기간변수이외에도 인구학적 요인까지 제거하자<sup>29)</sup> 가구특성 요인 중 가구유형변화(양부모가구로의 변화)가 빈곤탈출확률을  $p<.10$ 의 수준에서 통계적으로 유의미하게 빈곤탈출확률 높이는 것으로 분석되었다.<sup>30)</sup>

<표 13> 경제활동 특성, 빈곤기간 제거 모형

		모형1 (경제활동요인제거)		모형2 (경제활동요인 및 빈곤기간제거)	
		B (S.E)	Exp(B)	B (S.E)	Exp(B)
변수	빈곤기간더미2 (빈곤기간2년)	-2.807 (.194)	.060***		
	빈곤기간더미3 (빈곤기간3년)	-3.785 (.244)	.023***		
	빈곤기간더미4 (빈곤기간4년)	-11.078 (8.856)	.000		
	실업율	.060 (.085)	1.062	-.059 (.054)	.943
	성	.356 (.215)	1.428*	.724 (.156)	2.064***
	연령1	.145 (.253)	1.156	.105 (.178)	1.111
	연령2	-.221 (.197)	.802	-.423 (.141)	.655***
	교육1	-.353 (.202)	.703*	-.331 (.143)	.718**
	교육2	-.183 (.277)	.833	-.170 (.196)	.844
	성인 수 변화	.252 (.211)	1.286	.003 (.154)	1.103
	:성인 수 증가				
	가구유형변화	.058 (.261)	1.060	.262 (.186)	1.300
	:양부모 가구로				
	아동 수 변화	.440 (.349)	1.553	.167 (.257)	1.182
	:아동 수 감소				
	Constatnt	1.663 (.483)	5.274***	-.075 (.285)	.928

자료: 한국노동패널 1,2,3,4,5차년도

표본: 1123 가구, \*\*\*=P<.01, \*\*=P<.05 \*=p<.10

29) 인구학적 요인까지 제거하면 가구특성 요인 중 가구유형변화(양부모가구로의 변화)가  $p<.10$ 의 수준에서 통계적으로 유의미하게 빈곤탈출확률을 높이는 것으로 나타났다.

30) 가구특성요인을 수준으로 측정한 경우에는 아동 수, 성인 수, 가구유형이  $p<.05$ 의 수준에서 통계적으로 유의미하게 빈곤탈출확률을 변화시키는 것으로 나타났다.

## 2. 수준으로 측정된 변수들이 빈곤탈출확률에 미치는 영향

이하에서는 수준변수로 측정된 독립·통제변수들과 종속변수의 관계를 다변량 생존 분석으로 살펴보고자 한다. 이는 생명표 분석과 달리 다른 변수들의 영향을 통제할 수 있게 한다. 이는 변화 변수모형에서 통계적으로 유의미한 관계를 보이지 않았던 취업여부가 수준모형에서는 어떤 결과를 가져오는지 확인할 수 있게 할 것이다. 변화로 측정할 경우 변수 값들의 차이와 사례 수가 적어질 수 있기 때문에 수준 변수 모형과<sup>31)</sup>의 비교를 통해 빈곤탈출확률 결정요인을 보다 잘 이해 할 수 있을 것이다.

### 1) 종속변수에 대한 독립·통제 변수들의 영향력

수준으로 독립변수를 측정하였을 때는 변화 변수와 달리 취업자 수가  $p < .01$ 의 통계적 유의도로 빈곤탈출확률을 높이고 있다. 이때의 Odds ratio의 값은 2.014이었다. 그리고 정규적인 경우에도 Odds ratio(Exp(B))는 2.821로  $p < .01$ 의 수준에서 빈곤탈출확률을 높이는 것으로 분석되었다. 비근로소득의 Odds ratio는 1.018로 변화변수일 때보다 다소 낮게 나타났는데, 변화변수에서는 비근로소득 6만원 이상의 변화만을 분석한 반면에 수준 모형(또는 정태적 요인 모형)에서는 비근로소득 금액을 분석대상으로 하였기 때문으로 보인다. 주당 40시간 이상의 완전취업가구인 경우에도  $p < .10$ 의 수준에서 Odds ratio가 1.572로 나타났다.

통제변수의 경우 빈곤기간 더미변수 이외에는 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 변수들이 없었다. 빈곤기간 2년을 뜻하는 빈곤기간 더미2와 빈곤기간 3년을 뜻하는 빈곤기간 더미 3은 변화 모형(또는 동태적 요인 모형)에서와 마찬가지로  $p < .01$ 의 수준에서 빈곤탈출확률을 낮추는 것으로 분석되었다. 그리고 빈곤기간더미 2에 비해 빈곤기간더미 3의 Odds ratio가 더 낮게 나타나 시간이 지남에 따라 빈곤탈출확률은 낮아진다는 변화 모형(또는 동태적 요인 모형)의 분석결과와 일치하고 있다. 변화 모형에서와 마찬가지로 성, 교육수준, 연령, 가구유형, 아동 수, 성인 수, 실업율과 같은 통제변수들은 통계적으로 유의미한 영향이 없는 것으로 나타났다. 그런데, 인구학적 변수인 성, 연령, 교육수준과 가구특성 변수인 가구 유형, 아동 수, 성인 수는 상관관계 분석에서 빈곤탈출확률과 통계적으로 유의미한 관계에 있었다. 다변량 분석에서 이들 변수들의 통계적 유의도가 떨어진 것은 앞서 말한 바와 같이 이들 변수들의 영향이 경제활동 변수와 빈곤기간을 통해 빈곤탈출에 영향을 주기 때문으로 보인다.

31) 빈곤기간이 2년으로 t-1년과 t년에 빈곤하였으나 빈곤을 탈출하지 못한 가구의 경우 t-1년, t년의 수준변수와 빈곤지속을 뜻하는 종속변수 0이 각각 결함되었다.



<표 13> 수준으로 측정된 경제활동 요인이 빈곤탈출확률에 미치는 영향

		모형4 (수준모형)	
	변수	B (S.E)	Exp(B)
독립변수	취업자수	.700 (.154)	2.014***
	비근로소득	.017 (.004)	1.018***
	정규직	1.037 (.325)	2.821***
	주당 40시간이상 근로	.453 (.271)	1.572*
통제변수	빈곤기간더미2	-2.714 (.202)	.066***
	빈곤기간더미3	-3.617 (.256)	.027***
	빈곤기간더미4	-10.823 (8.643)	.000
	실업율	.148 (.091)	1.160
	성	.253 (.291)	1.288
	연령1(40세미만)	.097 (.295)	1.102
	연령2(55세이상)	-.239 (.216)	.787
	교육1(고졸미만)	-.324 (.212)	.723
	교육2(고졸이상)	-.160 (.290)	.852
	성인수	-.004 (.102)	.996
	가구유형(양부모가구)	-.368 (.299)	.692
	아동수	.109 (.190)	1.116
	Constant	-.246 (.587)	.931

자료: 한국노동패널 1,2,3,4,5차년도

표본: 1123 가구

\*\*\*=P<.01, \*\*=P<.05 \*=p<.10

#### IV. 결론 및 제언

본 연구는 근로연령대 빈곤층의 경제활동 특성이 빈곤탈출확률에 미치는 영향을 분석하고자 하

였다. 이 때 경제활동 특성으로서 취업여부 뿐만 아니라 취업의 질까지 분석의 중심으로 삼았다는 점에서 기존의 연구<sup>32)</sup>와 구별된다. 빈곤기간을 고려할 수 있는 생명표 분석과 다변량 생존분석을 사용하여 빈곤탈출 결정요인이 빈곤탈출확률에 미치는 영향을 보다 정확하게 분석하였다는 점도 기존의 연구와 다르다. 또한 변화 변수를 채택하여 시간에 따라 변하는 변수값(time-dependent covariates)을 반영할 뿐만 아니라, 측정되지 않은 특성들도 통제할 수 있었다.

본 연구의 분석결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 경제활동 특성들이 빈곤탈출에 있어 가장 중요한 변수들임을 알 수 있었다. 연령, 교육수준의 인구학적 변수와 가구특성 변수들은 빈곤층의 성격을 결정하는 주요한 특성들이지만, 이들은 궁극적으로 경제활동 특성을 통해 빈곤탈출확률에 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 경제활동 특성 변수는 모든 모형에서 통계적으로 유의미하게 빈곤탈출확률을 높이는 반면에 연령, 교육 수준의 인구학적 요인, 가구유형, 성인 수, 아동 수와 같은 가구특성 요인들은 통계적 유의도가 없었다. 이는 기존 연구 결과와는 다른 결과이다(이원익, 1999; 황덕순 2001; 금재호 & 김승택 2001) 이러한 차이는 본 연구는 기존 연구와 달리 취업의 질을 측정하는 변수들인 정규직/비정규직 변화, 완전취업가구로의 변화를 포함하였으며, 빈곤기간 더미 변수를 통해 빈곤기간을 통제하였기 때문에 발생한 것으로 보인다.

둘째, 경제활동 특성들 중 취업여부 뿐만 아니라 취업의 질을 측정하는 변수들이 빈곤탈출확률에 통계적으로 유의미한 영향을 미치고 있음을 확인하였다. 분석 결과 정규직으로의 변화는 모든 모형에서  $p < .05$ 의 수준으로 빈곤탈출확률을 높이며, 완전취업가구로의 변화도 모든 모형에서  $p < .10$ 의 수준으로 빈곤탈출확률을 높이는 것으로 분석되었다. 비정규직에서 정규직으로 변화하는 것은 고용안정성을 확보하여 취업의 질을 높여준다. 그리고 주당 근로시간 40시간 미만의 취업과 주당 근로시간 40시간 이상의 취업은 취업하였다는 점은 같지만, 취업의 질은 같다고 볼 수 없다.

셋째, 취업자 수의 변화는 빈곤탈출확률에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 그러나, 생명표 분석에서 가구내 취업자 수가 1명일 때와 0명일 때 누적빈곤탈출확률(hazard rate)와 중위빈곤기간에 유의미한 차이가 있었다. 그리고 무엇보다도 수준변수 모형에서 취업자 수의 Odds ratio는 2.014의 값으로 통계적 유의도가 있었다. 선행연구들도 이와 유사한 결론을 내리고 있다. 취업자 수가 많은 가구일수록 빈곤탈출률이 높아지고 있지만(이원익 1999; 박순일 등 2000; 황덕순 2001; 금재호 2002) 취업자 수의 변화에 대해서는 일치된 결론을 내리고 있지 못하다. 변화모형과 수준모형간의 이러한 차이는 우선 분석기간이 5년으로 짧다는 것이 원인으로 보인다. 변화로 측정할 때는 변수값의 차이(variation)와 충분한 사례의 확보가 어렵다는 것도 한 원인일 수 있다. 마지막으로 취업자 수의 증가가 실제로 빈곤탈출에 통계적으로 유의미한 영향을

---

32) 이원익(1999)의 연구는 상용직 취업여부를 기준으로 하여 자영업, 농림수산업, 비정규직, 미취업을 비교하고 있다. 이러한 분류는 취업여부 뿐만 아니라 업종변수, 취업의 질까지 섞여 있는 것으로 본 연구와 비교하기가 용이하지 않다. 황덕순(2001), 금재호(2002), 금재호 & 김승택(2001)은 취업자 수 변화만을 분석대상으로 하고 있다. 박순일의(2000)의 연구에서는 취업인 수 이외에 가구의 종사직종 및 직업을 분석대상으로 하고 있다. 그러나 직종과 직업 분류는 취업의 질 분류와 반드시 일치하지는 않는다. 안주엽 & 조준모 & 남재량(2002)의 연구에서 나타나듯이 직종 분류상 상위에 있더라도 최저임금 미만의 평균임금을 받을 수 있다. 직종(직업)분류상 상위에 있더라도 비정규직, 불완전 취업일 수 있는 것이다.

미치지 못할 수도 있다. 취업자 수의 변화와 빈곤탈출간의 관계를 안정적으로 논하기 위해서는 우선 장기간의 자료가 필요할 것으로 보인다. 그리고 이때 취업자 수의 증가를 여러 범주로 나누어 분석하는 것도 유용할 것으로 보인다.

넷째, 비근로소득의 변화는 다른 변수들의 영향을 통제한 후에도 빈곤탈출확률에 긍정적인 영향을 주고 있음이 확인되었다.

다섯째, 성별 변수는  $p < .10$ 의 낮은 수준의 통계적 유의도지만 연령, 교육수준의 인구학적 특성, 가구특성, 경제활동 특성과 빈곤기간변수들의 영향을 통제하고도 독자적으로 빈곤탈출에 유의미한 영향을 미치는 것으로 보인다.

여섯째, 빈곤기간더미는 모든 모형에서 통계적으로 유의미한 영향이 있었으며 빈곤기간이 길어질수록 빈곤탈출확률은 낮아지고 있다. 빈곤기간더미가 일관되게 빈곤탈출확률에 통계적으로 유의미한 영향을 미치고 있다는 사실은 빈곤기간의 중요성을 보여준다.

그러나, 이상의 발견을 평가함에 있어 본 연구의 몇 가지 한계가 지적되어야 할 것이다. 본 분석의 분석기간은 5년으로 비교적 짧을 뿐 아니라 이 기간동안 경제전반에 커다란 변화가 있었다. 따라서 빈곤이행의 결정요인에 대한 본 분석의 결과는 대량 실업이 발생하지 않을 때의 결과와는 다를 수 있을 것이다. 둘째, 본 분석은 모든 가구를 대상으로 하지 않고 가구주를 주요 분석대상으로 하였다. 모든 가구를 분석범주에 넣을 경우 다른 결과가 나올 수도 있을 것이다.

그럼에도 불구하고 본 연구는 빈곤 정책의 발전방향에 대한 몇 가지 시사점을 준다. 첫째, 경제활동 특성 변화가 빈곤이행에 있어 중요한 요인이며 인구학적 특성, 가구특성은 경제활동 특성을 통해 빈곤탈출확률에 영향을 미치고 있었다. 이를 통해 빈곤층에 대한 노동시장정책의 중요성을 다시 한번 확인할 수 있었다. 그리고 이 때 취업여부 뿐만 아니라 정규직/비정규직 변화, 완전취업/불완전 취업과 같은 취업의 질도 중요함을 통계적으로 확인할 수 있었다. 앞으로 취업여부 뿐만 아니라 취업의 질도 측정하기 위한 지속적인 노력이 필요할 것이다. 정책적인 면에서도 빈곤을 실업의 문제와 동일시하기보다는 빈곤층의 고용 안정성과 고용의 질 확보를 위해 노력해야 할 것으로 보인다. 셋째, 비근로소득의 변화가 빈곤탈출확률에 직접적으로 영향을 미치는 것을 확인할 수 있었다. 비근로소득은 가구의 근로시간에 영향을 미치는 경제활동적 속성이 있으며 그 자체로 빈곤탈출을 이끌 수 있다는 점에서 빈곤이행의 동태적 분석에 있어 근로소득의 변화 뿐만 아니라 비근로소득의 변화에도 관심을 기울여야 할 것이다. 넷째, 비록 낮은 정도의 통계적 유의도지만 경제활동 특성, 가구특성, 연령, 교육의 인구학적 특성으로 설명되지 않은 부분을 성별이 설명하고 있는 것으로 보인다. 성 차별적인 요인들을 없애려는 정부의 체계적 노력이 필요할 것으로 보인다. 마지막으로 빈곤기간이 길어질 수록 빈곤탈출확률이 낮아지는 것으로 나타났다. 이러한 현상이 빈곤기간자체(duration dependence)에 의한 것인지, 빈곤층간의 이질성(heterogeneity)에 의한 것인지에 대한 후속연구가 필요할 것이다. 만일 장기화된 빈곤기간자체가 빈곤탈출확률을 낮추는 것이라면 빈곤기간을 단축시키려는 보다 적극적인 노력이 필요할 것이다. 또는 장기빈곤자의 특징과 이들의 누적이 원인이라면 장기 빈곤자에 대한 집중적인 연구와 정책적 지원이 필요할 것으로 보인다.

<부록 1> 가구주의 취업변화가 없는 경우

가구주의 취업여부에 변화가 없는 모형			
	변수	B (S.E)	Exp(B)
독립변수	기타가구원취업자수변 화	.173 (.183)	1.188
	비근로소득변화	.597 (.161)	1.816***
	:비근로소득변화	1.474 (.722)	4.366**
	:정규직으로	.733 (.422)	2.082*
	근로시간변화		
	:완전취업가구로		
통제변수	빈곤기간더미2 (빈곤기간2년)	-2.933 (.221)	.053***
	빈곤기간더미3 (빈곤기간3년)	-3.825 (.275)	.022***
	빈곤기간더미4 (빈곤기간4년)	-11.331 (9.616)	.000
	실업율	.115 (.095)	1.122
	성	.339 (.238)	1.403
	연령1(40세미만)	.503 (.294)	1.654*
	연령2(55세이상)	-.134 (.221)	.875
	교육1(고졸미만)	-.355 (.226)	.701
	교육2(고졸이상)	-.250 (.312)	.779
	성인 수 변화	.172 (.240)	1.188
	:성인수증가		
	가구유형변화	-.142 (.291)	.867
	:양부모가구로		
	아동 수 변화	.524 (.397)	1.689
	:아동수 감소		
	Constant	1.449 (.487)	4.261***

자료: 한국노동패널 1,2,3,4,5차년도,

표본: 941가구(peron year data인 1123 가구 중 가구주의 취업여부에 변화가 없는 가구)

## 참고문헌

- 구인회(2002). 「빈곤층의 사회경제적 특성과 빈곤이행」 『한국사회복지학』 48호. 서울:한국사회복지학회. 83-112
- 김미숙, 박인정, 이상헌, 홍석균, 조병은, 원영희(2000). 『저소득 편부모 가족의 생활실태와 정책과제』 서울:한국보건사회연구원
- 금재호, 김승택(2001). 「빈곤의 원인에 대한 실증분석」 『한국노동경제학회』
- 금재호(2002). 「일과 빈곤」 한국노동연구원.
- 김교성(2002). 「소득이전의 빈곤완화 및 빈곤이행 효과에 관한 연구」 『한국사회복지학』 48호. 서울:한국사회복지학회.113-149
- 김계연(2000). 「정규직과 비정규직간 임금격차에 관한 연구」 서울대학교 석사학위논문.
- 박순일, 최현수, 강성호(2000). 『빈부격차확대요인의 분석과 빈곤·서민생활대책』 서울:보건사회연구원.
- 박찬용, 김진욱, 김태원(1999). 『경제위기에 따른 빈곤수준 및 소득불평등 변화와 정책과제』 서울:한국보건사회연구원
- 박찬용, 김진욱(2001). 「경제위기 이후 가구주 특성별 빈곤수준 변화계측」 『사회보장연구』 제 16권 제 1호 서울:사회보장학회
- 안주엽, 조준모, 남재량(2002). 「비정규근로의 실태와 정책과제」 노동연구원.
- 백은광(2000). 「공·사적 소득이전이 빈곤층의 소득분배에 미치는 영향에 관한 연구」 서울대학교 석사학위논문
- 이원익(1999). 「빈곤지속기간과 빈곤탈피요인에 관한 연구」 서울대학교 석사학위논문.
- 이병희, 황덕순(2000). 「경제위기 이후 노동 시장구조의 변화」 윤진호, 유철규 편. 『구조조정의 정치경제학과 21세기 한국경제』 서울:폴빛
- 유경준(2000). 『IMF이후 분배구조 및 빈곤의 변화와 외국의 정책방향』 한국개발연구원
- 황덕순(2001). 「경제위기 이후의 빈곤에 대한 동태분석」 장진호, 황덕순, 이병희, 최강희. 『소득 불평등 및 빈곤의 실태와 정책과제』 서울: 노동연구원.
- Allison(1984). *Event history analysis*.
- Allison(1995). *Survival Analysis Using the SAS System, A Practical Guide*
- Bane & Ellwood(1986). “Slipping into and out of Poverty: The Dynamics of Spells” *The Journal of Human Resources*, Volume 21, Issue 1. 1986
- Duncan & Rodgers(1998). “Longitudinal Aspects of Childhood Poverty” *Journal of Marriage and the Family*, Vol. 50, Issue 4.
- Glyn & Salverda(1999). “Employment Inequalities”. IDEA. Working paper No. 293. <http://ideas.repec.org/>
- Dickens & Ellwood(2001). “Whither Poverty in Great Britain and the United States? The

- Determinants of Changing Poverty and Whether Work Will Work” John F. Kennedy School of Government Harvard University Faculty Research. Working Papers Series.
- Finnie & Sweetman(2002). “Poverty Dynamics– Empirical Evidence for Canada” School of Policy Studies, Working paper 29.
- Iceland(1997). “The Dynamics of Poverty Spells and Issues of Left-Censoring” Population Studies Center. University of Michigan. <http://www.psc.lsa.umich.edu/pubs>
- Jenkins & Rigg(2002). “Route into and out of poverty in Britain” [www.ceu.hu/polsci/workshop/May-papers/rigg.doc](http://www.ceu.hu/polsci/workshop/May-papers/rigg.doc)
- McKernan & Ratcliffe(2002). “Events that Trigger Poverty Entries and Exits” JCPR.
- Stevens(1999). “Climbing out of Poverty, Falling Back in: Measuring the Persistence of Poverty Over Multiple Spells” *The Journal of Human Resources*, Volume 34, Issue 3. 1999