

# 근로빈곤층의 일자리 특성과 빈곤 지위

— 성별 비교를 중심으로 —

김 은 하

(서울대학교 사회복지연구소)

## [요 약]

본 연구는 한국노동패널 자료를 활용하여 근로빈곤층의 일자리 특성이 빈곤 지위에 성별로 어떠한 영향을 미치는지 이산시간분석을 활용하여 분석하였다. 분석 결과 빈곤진입에 영향을 미치는 요인으로 일자리 경력과, 상용직 대비 자영업, 그리고 업종에서 성별 차이가 나타났으며, 빈곤탈피에 대해서는 일자리의 경력, 일자리의 규칙성 그리고 직종에서 차이가 나타났다. 이러한 결과는 근로빈곤층 남성과 여성의 일자리의 특성이 빈곤지위에 다른 영향을 미치는 것을 부분적으로 반영하고 있다. 이러한 점을 감안하여 근로빈곤층 여성이 속한 일자리 질의 개선이나 성별 차별폐지 등 세심한 정책적 배려가 필요할 것이다.

주제어: 근로빈곤층, 일자리 특성, 성별 차이, 빈곤진입, 빈곤탈피

## 1. 서론

본 연구는 빈곤의 진입과 탈피에 초점을 둔 동태적 분석을 통해, 일자리 특성이 빈곤지위 변동에 성별로 어떤 영향을 미치는지를 실증적으로 밝히고자 한다. 이를 통해서 근로빈곤층이 속한 일자리와 빈곤지위의 관계를 밝히고, 이들의 일자리 영역에 대하여 성별로 차별적인 제도적 개입이 필요함을 주장하고자 한다.

외환위기 이후 임금 및 소득격차가 확대되는 양극화 현상이 증폭되고 있으며 근로빈곤층이 증가하고 있다(황덕순, 2001). 복지체계가 미약한 상태에서 이들의 등장은 계층 간의 갈등을 심화시키는 잠재적 요인으로 작용할 수밖에 없다. 또한 구조적으로는 경제학에서 주장하던 낙수효과(trickle-down

effect)의 악화 내지는 붕괴 현상을 보여주고 있어, 학술적으로 뿐만 아니라 국가의 정책적 차원에서 도 폭발적인 관심의 대상이 되기에 이르렀다. 이러한 배경에서 사회복지학계도 근로빈곤층과 관련된 논의가 다수 진행되어 왔다. 그럼에도 불구하고 본 연구에서는 기존의 연구들이 미처 고려하지 못한 두 가지 사항을 지적하며 본 연구의 필요성을 제기하고자 한다.

첫째, 사회복지학계는 근로빈곤층에 대하여 지대한 관심을 가지고 있음에도 불구하고 ‘근로’와 ‘빈곤’이 적절하게 균형잡힌 접근을 하지 못하고 있다. 그간의 연구들이 단기간 동안 근로빈곤층에 관한 다양한 정보를 제공해 왔음을 부인할 수 없을 것이다. 그러나 기존의 연구들은 사실상 ‘빈곤’에 주안점을 두었다고 할 수 있다.<sup>1)</sup> 전통적인 통념으로 ‘근로’는 ‘빈곤’과 섞여질 수 있는 개념이 아니라, ‘빈곤’을 퇴치시킬 수 있는 영역이었다. 때문에 사회복지학계에서는 빈곤 탈피의 수단 내지는 결정요인으로서의 ‘근로’ 그 이상에 대한 학문적인 성과는 부족하였으며, ‘근로’에 대한 관심의 상대적 결핍은 경제학 등의 타 학문 분야를 통해 보완되는 실정이었다. 그러나 근로빈곤층의 등장은 사회복지학계의 관심이 이제는 빈곤을 넘어서서 근로, 즉 빈곤층이 속한 일자리의 영역까지 확장될 필요성을 충분히 제기하고 있다고 생각된다. 근로빈곤층이라는 개념은 그 태생적 특성이 근로와 빈곤의 결합이기 때문에, 근로를 배제하지 않고서는 이들에 대한 정확한 관찰이 불가능하기 때문이다. 이에 본 연구는 그간 큰 관심을 받지 못했던 근로빈곤층의 일자리에 관심을 갖고 그것의 특성에 초점을 맞추어 논의를 전개하고자 한다.<sup>2)</sup>

둘째는 근로빈곤층의 성별에 따른 접근과 관련된다. 경제활동 참여가 여성들의 경제적 독립을 가능하게 하는 조건 중 하나라는 것이 여성주의 연구자들의 비교적 공통된 주장이었다. 그러나 문제는 여성들의 경제활동 참여의 증가가 아니라 여성들의 일자리의 특성이다. 사실 그간의 연구들은 여성들의 노동시장 참여가 늘어났으나 이들이 차지하는 일자리는 저임금을 특징으로 하는 노동집약적 업종과 서비스 업종에 집중되어 있으며, 고용 불안정을 경험한다고 주장한다(신경아, 2001 ; 이영자, 2004 ; 우명숙, 2006). 그 이유는 사회 전체적으로 노동조건이 악화되는 노동시장의 하향 평준화 과정 속에서 여성들의 노동시장 참여가 증가하고 있기 때문이다. 즉, 여성들의 절대적인 경제활동 참가율이 높아짐과 동시에 남성들의 고용이 상대적으로 축소되고, 다른 한편으로는 ‘남성의 일’이 노동조건 하향 평준화와 함께 ‘여성의 일’로 전환되는 과정인 ‘노동력의 여성화’(feminization of the labor force)가 진행되고 있는 것이다(이영자, 2004). 노동시장에서 열악한 입장에 처한 여성 근로자들에게는 국가의 제도

1) 그간 사회복지학계에서는 근로빈곤층에 대한 높은 관심과 함께 관련 연구들이 다수 제시되었다. 즉, 이들에 대한 기초적인 논의와 함께 정책적 개입을 위한 프로파일 수준의 논의(홍경준, 2005 ; 노대명 외, 2006 ; 금재호, 2006)로부터 가용 데이터의 축적과 방법론적 세련됨을 기반으로 하여 빈곤의 동향 및 빈곤기간의 구조, 그리고 빈곤의 결정요인에 초점을 맞추는 연구들이 주를 이루고 있다(구인회, 2002 ; 이태진 외, 2004 ; 금재호, 2006 ; 김교성·최영, 2006 ; 임세희, 2006).

2) 논자에 따라서는 기존의 연구들이 이미 근로빈곤층의 일자리 영역을 잘 다루어왔다는 반론을 제기할 수 있을 것이다. 실제로 그간 연구에서는 이들의 경제활동 상태가 제시되었으며(홍경준, 2005 ; 노대명 외, 2006 ; 금재호, 2006), 그것과 관련된 변수들이 이들의 빈곤지위에 유의미한 영향력을 미치고 있음을 밝히고 있다(김교성·최영, 2006 ; 임세희, 2006). 하지만, 기존의 연구들은 근로빈곤층의 일자리 특성을 단면적인 차원에서 간략하게 제시하고 있거나, 일자리에 대한 집중적인 논의가 부족하다(구인회, 2002 ; 김교성·최영, 2006). 혹은 일자리에 관심이 있더라도 근로빈곤층의 일자리에 대해서 가구내 취업자 상태의 간략한 특성에만 초점을 맞추는 등의 한계를 보인다(임세희, 2006).

적 뒷받침 혹은 직장에서의 복지제도가 어떻게 이루어져 있는가가 노동시장에서 이들의 처우를 결정 짓는 중요한 요소이다. 만약 이러한 제도적 장치가 부재하다면 여성 근로자는 남성 근로자보다 훨씬 적으로 빈곤에 취약하게 될 것이다. 실제로 1970년대 후반에 미국에서 ‘빈곤의 여성화(feminization of poverty)’라는 개념을 처음 사용한 Pearce(1978)는 여성의 빈곤을 노동시장 구조의 성 분절 현상과 관련지어 설명하였다. 즉, 직업의 계층화와 성차별 때문에 남성보다 여성이 소득증가에 불리하다고 주장한 바 있다(Pearce, 1978). 이와 같은 현실에도 불구하고, 근로빈곤층에 관한 국내의 연구들은 노동시장에서 상대적으로 더 취약할 수 있는 근로빈곤층 여성에 대한 고찰이 부족하다. 근로빈곤층 여성에 대해서는 주로 가구를 초점으로 한 접근이 대부분이며, 독립된 노동자로서의 빈곤 여성에 대한 관심은 부족한 실정이다.

이상에서 언급한 기존 연구의 한계를 바탕으로, 본 연구에서는 근로빈곤층의 일자리 특성이 빈곤지위 변동에 어떠한 영향을 미치는지 성별로 비교해 분석하겠다. 이를 통해 본 연구는 기존의 논의에서 간과되었던 근로빈곤층의 일자리 특성과 그것의 성별 차이에 주목할 필요성을 제기하고, 아울러 여성 근로빈곤층에게는 남성 근로빈곤층 남성과는 차별화된 정책적 관심이 필요함을 주장하고자 한다.

## 2. 이론적 배경 및 선행연구

### 1) 이론적 배경

일자리 특성과 빈곤지위의 관계, 그리고 그것의 성별 차이를 언급한 이론은 크게 경제학적 관점에서의 차별 이론, 이중노동시장 이론, 그리고 페미니즘 이론으로 나눌 수 있다. 우선 경제학적 관점에서의 차별이론은 노동시장 성과에서 남녀 간의 격차를 합리적 보상격차가 아닌 차별로 해석한다. 이러한 입장에 선 논의들은 개인적 편견(Becker, 1971)을 언급하거나 통계적 차별(Thurow, 1975)을 그 근거로 제시한다. 우선 Becker(1971)의 개인적 편견에 따르면, 어떤 고용주들은 여성에 대한 차별적 기호가 있어서 이들에게 낮은 임금을 지불하며, 직장에서 일하는 여성 근로자는 남성 근로자의 개인적 편견 때문에 불리한 상황에 직면할 수 있다. 통계적 차별은 개인을 분석단위로 하여 차별 개념을 좀더 체계화한 이론이다. 이것은 집단 간 생산성에서의 평균 차이에 기초한 차별, 집단의 생산성의 분산에 따른 차이, 그리고 개별 근로자의 능력이 측정되는 정확성에 따른 성별 차이에 관해 사용주는 선입견 및 위험회피적인 동기를 가지고 있으며, 이것은 여성의 경제적인 기회를 더욱 제한할 수 있다는 내용이다(Thurow, 1975). 이상의 주장은 노동시장에서의 비합리적인 차별 때문에 여성이 상대적으로 열악한 입장에 있다고 하며, 근로빈곤층 여성 근로자의 열악한 상황에 대한 추론을 가능하게 한다.

둘째로, 이중노동시장 이론은 노동시장에서 경험하는 여성의 불리함에 대해 좀더 근본적이며 구조적으로 접근한다. 이 이론에 따르면 노동시장은 고임금, 고용안정, 승진기회, 좋은 근로조건을 제공하

는 일차영역과, 저임금과 고용불안, 열악한 근로조건을 경험하며, 승진 사다리가 없는 이차영역으로 분리되어 있다. 이차영역은 주로 여성들과 유색인종으로 구성되며, 이들이 좋은 일자리를 얻을 수 있는 기회는 거의 없다(Piore, 1975). 양 영역 간에는 이동장벽이 존재하는데, 이러한 장벽은 일차 영역에 속한 근로자를 상대적으로 열악한 영역의 근로자와의 경쟁으로부터 보호한다(Kalleberg and Sørensen, 1979). 이중노동시장 이론은 완전경쟁노동시장 모델이 현실적으로 성립할 수 없다는 점을 지적하고 노동시장의 불완전성과 불평등성을 인정하고 있다. 그리고 본 연구와 관련하여 근로빈곤층이 노동시장의 구조적 요인 때문에 자신이 속한 노동시장에서 벗어나기가 어려우며, 경제활동을 할지라도 지속적인 빈곤 상태를 경험할 수밖에 없음을 시사하고 있다. 또한 여성이 주로 이차 영역에 속해 있다는 주장은 여성이 노동시장의 구조적인 환경에 더욱 취약하다는 점을 강조하고 있다. 그러나 이중노동시장 이론은 여성 근로자가 불리한 노동시장 구조에 속해 있는 이유를 설득력 있게 설명하지 못하는 한계를 보인다.

셋째, 페미니즘 이론은 이중노동시장 이론에서 명쾌하게 대답하지 못한, 여성이 이차 노동시장에 집중해 있는 이유에 관한 설명을 제공한다. 우선 마르크스 페미니즘 이론은 계급 체계 내에서 여성 근로자의 지위를 설명한다. 이에 따르면 자본이 최대한의 이윤을 확보하기 위해 여성은 노동시장에서 초과 착취되며, 값싼 노동력으로 활용되어 저임금 직종에 집중되거나 산업예비군으로 활용된다는 것이다(소콜로프, 1990). 반면 사회주의 페미니즘 이론은 자본주의적 구조 이외에 가부장제라는 독립된 억압구조가 있고, 이것이 여성의 현실을 설명하는데 보다 중요한 요인이 된다고 본다. 즉, 자본주의와 가부장제의 협력, 또는 모순관계가 가정 내 여성의 열등한 지위를 재생산하고 정당화하는 한편, 노동시장에서의 성 분리현상과 성차별적 직업구조를 생성시킨다고 해석한다(Sokoloff, 1980). 노동시장에서는 가부장적 관계가, 가정에서는 계급관계가 재생산됨으로써 이 두 영역에서 가부장제와 자본주의가 상호 보완의 관계에 있다고 보는 것이다. Hartmann(1976)에 의하면 가부장제란 물질적 기반을 갖춘 남성들 간의 계층적·제도적 관계로, 남성들의 여성 지배를 가능하게 하는 사회적 관계를 말하며, 남성은 가부장제를 통해 여성 노동력을 통제를 하고 이에 따라 물질적 기초를 확보하게 된다. 이상의 페미니즘 이론은 이중노동시장 이론에서 언급하지 못한 여성 근로자들이 열악한 일자리를 차지하고 있는 이유를 제공한다. 그러나 모든 여성을 주변 노동력으로 동일화시키고 있기 때문에, 숙련 정도에 따라 여성 근로자의 노동시장 지위가 분화되는 현상을 설명하지 못하는 한계를 보인다.

이상의 이론적 논의는 각각 다른 관점이지만 노동시장에서 남성에 비해 여성의 불리한 입장을 말해주고 있으며, 근로빈곤층 내에서도 남성과 여성이 노동시장에서 다른 경험을 할 것이며, 그것이 빈곤지위에 미치는 영향도 다를 것이라는 점을 추론하게 해준다.

## 2) 선행연구

### (1) 일자리 특성과 빈곤지위

일자리 특성과 빈곤지위의 관계에 관한 선행연구를 검토하면 다음과 같다. 일반적으로 교육수준이

유사할지라도 여성 근로자가 받는 급여가 상대적으로 낮은 경향이 있다(England, 1992). 이러한 결과는 여성이 남성과 유사한 상황에서 근로를 하고 있을지라도 빈곤에 더 취약할 수 있음을 예상하게 한다. 송호근(2002)은 노동시장 내 성차별과 분절노동시장이 근로빈곤층 여성의 임금 하락과 경제적 취약성을 증대시킨다고 지적하였다. 또한 근로시간은 일반적으로 임금을 결정하는 요소로, 빈곤지위에 영향을 미칠 수 있다. 모든 유럽국가에서 파트타임 근로자는 각종 사회적 수당과 복지제도 및 승진이나 직업훈련에의 접근성에서 어려움을 겪고 있으며, 이들 중 다수는 여성이다(Fagan and Burchell, 2002). 국내에서도 불안정 취업자 층의 다수가 파트타임 근로를 하며, 이들 중 상당수가 여성이다(황덕순, 2000). 안정된 고용형태 여부는 근로빈곤의 주요한 원인이 되기도 한다(김교성·최영, 2006 ; 임세희, 2006). 특히 빈곤 확률의 실증분석 결과 임시 일용직이거나 단순노무직일수록 여성이 빈곤할 가능성이 높은 것으로 나타났다(김종숙 외, 2006). 가구주의 고용형태에 따라서 빈곤 지위가 달라짐을 보여주는 연구(정진호 외, 2002) 역시 유사한 결과를 보여준다. 좀 더 거시적인 관점에서는 여성 근로 빈곤의 심화에는 임시, 일용직 취업 여성 가구주 비율이 주요한 영향을 미쳤던 것으로 나타났다(심상용, 2006). 한편, 성별 직업분리가 여성을 저임금직에 배치함으로써 이들을 더욱 빈곤하게 하기도 한다. Northrop(1990)은 남성이 집중적으로 몰려있는 제조업의 수익률 변화에 따라 여성 가구주와 기타 가구의 상대적 빈곤율이 달라짐을 밝혔다. 국내에서도 제조업 취업 여성 가구주 가구의 비율이 여성 근로빈곤 심화와 상관이 있는 것으로 나타났다(심상용, 2006). 일부 연구들은 직종 내에서 성에 따라 발생하는 차별적인 기회를 확인하였으며(Jacobs, 1989 ; Reskin and Roos, 1990). 국내에서도 빈곤의 위험성 효과가 직종별로 다르다는 연구결과가 있다(금재호, 2006 ; 김교성·최영, 2006). 또한 가구주의 업종, 직종 등에 따라 빈곤 확률이 달라짐을 제시한 연구가 있다(정진호 외, 2002). 특히 업종, 직종 등은 여성이 집중적으로 몰려있는 경우, 저임금 등 더욱 열악한 조건을 특징으로 한다(신경아, 2001 ; 이영자, 2004 ; 우명숙, 2006). 이상의 연구는 성을 통제변수로 투입하거나, 혹은 여성만을 대상으로 하여 분석하였기 때문에 성별 비교를 통한 구체적인 차이를 발견하지 못하고 있다. 그러나 전반적으로 여성은 노동시장에서의 인적자본에 대한 산출이나, 근로시간, 일자리의 안정성과 종사상 지위, 그리고 직종, 업종과 관련하여 남성보다 더욱 열악한 상황에 처했음을 보여주고 있다.

한편 빈곤의 결정요인으로서 일자리 특성과 관련하여 성별 차이를 발견한 선행연구를 검토하자면 다음과 같다. 우선, 여지영(2003)의 연구는 노동패널 2000년의 자료를 사용하여 분석한 결과, 빈곤지위의 변화에 종사상 지위가 성별로 다른 양상을 보였다. 석재은(2004)은 2000년의 가구소비실태자료를 가지고 남성 가구주와 여성 가구주 집단에서 빈곤지위에 영향을 미치는 변수로 업종과 종사상 지위가 다른 결과를 보임을 제시하였으며, 노동패널 2005년 자료를 사용한 홍백의·김혜연(2007) 역시 빈곤지위에 영향을 미치는 일자리 특성 변수인 종사상 지위가 성별로 다른 양상을 보이고 있음을 발견하고 있다. 이상의 연구는 모두 성별에 따른 빈곤지위 변화의 결정요인에 관심을 가지고 있으나, 일자리의 특성에 초점을 맞추고 있지 않아 남성과 여성의 일자리 특성과 빈곤지위의 관계에 관한 세부적인 차이를 포착하지 못하고 있다. 또한 분석 방법에 있어서 빈곤 지속기간에 관한 정보 및 관측이 절단된 빈곤주기의 정보를 활용하지 않는다. 즉, 표준적인 로짓 모형을 추정한 연구가 대부분이다. 그리고 분석 대상에 대해 비경제활동인구 등 무직인 경우를 포함하고 있어, 조사시점 기준으로 일정시

간 동안 노동경험이 있는 대상들의 상황들에 관한 파악을 제대로 하지 못하는 한계를 보인다.

## (2) 가구특성, 제도, 인적자원 그리고 빈곤지위

근로 빈곤층의 일자리 특성이 빈곤지위 변동에 미치는 순수한 영향을 알아보기 위해서는 다른 변수들의 효과를 통제할 필요가 있다. 그것은 가구특성과 제도, 그리고 인적자원과 관련된 변수들인데, 이에 관한 선행연구들을 간략하게 검토하면 다음과 같다.

우선 가구 영역을 보자면, 취업자 수가 많은 가구일수록 빈곤 탈피확률이 높아지는데(황덕순, 2001), 즉, 가구의 총 근로소득 정도가 개인의 빈곤지위에 중요한 영향을 미칠 것임을 시사한다. 근로하는 여성의 교육수준은 남편소득을 통한 간접적 소득효과를 가지는 것으로 지적하는 연구(Brinton et al., 1995)는 여성의 경우, 자신의 임금 외에도 가구의 기타 근로소득이 얼마나 되는지가 빈곤 지위에 중요한 변수로 작용할 것이라는 추론하게 한다. 또한 출산이나 독립 가구의 형성, 취업 중이던 가구원의 사망 등과 같은 사건은 가구의 빈곤상태에 영향을 준다(Bane, 1986 ; Bane and Ellwood, 1986 ; Garfinkel and McLanahan, 1986 ; Finnie and Sweetman, 2002). 이처럼 가구 내 가구원수는 빈곤과 높은 관련성이 있으며(금재호, 2006), 아동수가 많거나 미취학 자녀가 있을 때에 가구주나 가구 내 양육자는 소득활동에 제약을 받을 수밖에 없다는 점에서 빈곤지위에 영향을 줄 수 있다(Moffitt and Roff, 2000).

한편 제도 영역과 관련하여, 공·사적 이전소득, 자산소득과 같은 비근로소득의 변화는 그 자체로 빈곤지위에 중요한 요인이 되며(McKernan and Ratcliff, 2002), 국내에서도 국민기초생활보장제도와 사적이전 소득이 개인의 빈곤지위에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다(윤홍식, 2003 ; 윤홍식 외, 2005).

마지막으로 개인의 특성에 관해서는 교육수준과 연령이 빈곤지위에 통계적으로 유의미한 영향을 보인다(Bane and Ellwood, 1986 ; Finnie and Sweetman, 2002 ; 황덕순, 2001 ; 구인회, 2002 ; 구인회, 2005). 그럼에도 불구하고 교육과 근로소득간의 관계에 관한 많은 연구들은 남녀 간의 임금격차는 인적자본의 차이에 의해 설명되지 않는 잔여부분이 있다는 사실을 발견하였다(Blau and Kahn, 1999 ; 윤홍식 외, 2005 ; 김종숙 외, 2005). 이 외에도 이혼을 통해 여성은 빈곤지위의 변화를 경험한다는 연구가 있으며(Garfinkel, 1992 ; Schiller, 1995), 국내의 연구에서도 가구주가 여성일 경우, 혹은 이혼이나 사별, 별거를 경험한 가구인 경우 빈곤지위의 변화를 경험한다는 실증 연구가 있다(황덕순, 2001 ; 윤홍식 외, 2005). 마지막으로 빈곤기간은 빈곤지위에 영향을 미치는데(Bane and Ellwood ; 1986), 국내의 선행연구도 유사한 결과를 보여준다(구인회, 2005 ; 임세희, 2006).

### 3. 연구 방법

#### 1) 분석 자료

본 연구의 분석을 위해서는 한국노동패널조사 자료를 사용할 것이다. 통계청의 도시가계조사 역시 우리나라 가구의 미시적 경제실태를 확인할 수 있는 대표적 조사 자료로서 빈곤 연구와 관련하여 자주 인용되고 있으나, 이 자료는 도시 근로자 가구에 대해서만 소득이 조사되고 비혈연 자취가구, 1인 단독가구, 비피용자가구 등은 조사대상에서 제외된다. 그리고 무엇보다 취업과 관련된 정보가 제한적으로 제공되기 때문에, 본 연구의 관심사인 빈곤층의 노동시장 활동을 살펴보는 데 한계가 있다. 반면, 한국 노동패널조사는 1인 가구가 포함될 뿐 아니라 전 가구에 대해 소득이 조사되며, 개인의 취업 특성에 대해서 많은 정보를 담고 있으므로 본 연구를 위해서는 한국노동패널조사가 더 적합하다고 판단된다. 한국노동패널조사는 1998년 1차를 시작으로 현재는 2007년 10차 조사까지 구축되었다. 본 연구에서는 일부 변수의 누락으로 1차 년도는 생략하고, 2차-7차년도 자료를 사용할 것이다.

#### 2) 분석대상 및 자료구성 방법

본 연구는 근로빈곤층을 ‘연령이 65세 미만이면서 조사시점에서 지난 6개월 이내에 노동시장에서 일한 경험이 있다고 응답한 사람 중에 빈곤가구에 속한 사람’이라고 정의한다. 이러한 정의는 근로빈곤층 중에서 비경제활동인구를 제외하나 비정규직 근로자나 영세자영업자 등을 어느 정도 포괄한다는 장점이 있으며, 임금근로자와 비임금근로자가 모두 포함된다. 빈곤선은 중위소득 50%로 상대적 빈곤의 개념을 사용하며, 가구원수에 따라 일률적으로 적용되는 OECD(1994)의 가구균등화지수를 사용할 것이다.

한편, 본 연구의 분석을 위해서는 자료를 구성하는 방식이 매우 복잡한데, 이에 대한 대략적인 설명을 하면 다음과 같다. 한국노동패널조사는 응답자의 소득에 대해서 조사시점을 기준으로 ‘지난 한해’의 정보를 담고 있으며, 가구 및 취업 정보는 조사시점인 ‘현재’를 기준으로 파악한다. 따라서 본 연구는 각 년도 조사시점에서 조사한 가구 및 취업에 관한 정보를 그 다음 해 조사시점에서 파악한 소득 자료와 결합하여 분석하게 된다. 이와 같은 절차를 거친 후, 원래의 자료인 person data를 각 개인의 특정 사건 발생(빈곤진입 혹은 빈곤탈피) 기간에 따라서 person year data로 변환시킨다. 여기서 사건 발생 기간은 특정 사건에 진입한 시점부터 탈피한 시점까지 경과한 시간을 말하며, 본 연구에서는 자료의 특성상 1년 단위로 계산된다. 예를 들어, 2000년에 빈곤하지 않았던 가구가 2001년에 빈곤하게 되고, 2003년에 빈곤에서 탈피하였다면 빈곤기간은 2001년, 2002년의 2년이 된다. 또한, 특정 사건의 시작이 관찰되지 않아 사건의 정확한 지속기간을 알 수 없는 좌측 절단된 사례는 제거하는 것이 일반

적이므로 좌측절단(left-censored)된 사건의 주기는 분석에서 제외할 것이다. 그러나 관찰이 종료되는 시점까지 특정 사건이 발생하지 않은 사례인 우측절단 사례에 관한 정보는 고려하도록 한다. 그리고 특정 사건을 관찰 기간 동안 2번 이상 경험하는 사례인 경우가 있는데, 본 연구에서는 이러한 형태의 복수주기를 고려하지 않기로 한다.

### 3) 주요 변수에 대한 설명

이산시간분석에서 사용되는 변수를 간략히 설명하자면 다음과 같다. 분석에 사용되는 모형은 총 2개이며, 각 모형의 종속변수는 빈곤선 진입 여부, 빈곤선 탈피 여부이다. 빈곤진입은 1, 비빈곤은 0, 빈곤탈피는 1, 빈곤 탈피를 못한 경우는 0으로 측정된다.

다음으로 전술한 선행연구를 중심으로 구성된 독립변수를 보자면, 일자리의 경력을 판단하는 경력은 경력 년수로, 주당 근로시간은 실제 근로시간으로 측정된다. 일의 많고 적음과 상관없이 일자리(직장)에 정기적으로 출근하는지의 여부를 나타내는, 일자리의 안정성을 판단하는 규칙성에 관해서는 규칙적인 경우는 1, 그렇지 않으면 0으로 측정된다. 종사상 지위는 상용직, 임시·일용직, 비임금 근로자로 나누어서 더미변수로 측정하며, 직종·업종별 성분리를 나타낼 직종과 업종의 경우는 분석 대상자들이 속한 직종 및 업종을 나열하여, 남성과 여성의 비율을 가지고 분류한다. 즉, 70%를 기준으로 남성이 70% 이상을 차지하면, 남성집중 직종(업종), 여성이 70% 이상을 차지하면, 여성집중 직종(업종), 나머지는 기타 직종(업종)으로 나누어 더미변수로 측정하였다.

마지막으로 통제변수를 보자면, 6세 이하 아동유무는 '있다'가 기준변수인 더미변수이며, 가구원수는 실제 가구원수를, 기타 근로소득은 타가구원의 근로소득의 합으로, 공사적 이전액은 만원 단위로 측정한다. 또한 교육수준은 고졸미만, 고졸, 대졸이상으로 나누어 더미변수로 측정되며, 연령은 50세 미만과 50세 이상으로 나누어서 더미변수로 측정된다. 결혼지위는 유배우자 기혼이 기준변수가 되는 더미변수이다. 마지막으로 시점의 영향을 통제하였다. 이상의 내용은 <표 1>에 간략하게 정리되어 있다.

<표 1> 분석에 사용될 변수의 특성

구분	변수 명	측정 방법	
종속변수	빈곤선 진입	빈곤 진입 = 1, 그렇지 않으면 0 (더미변수)	
	빈곤선 탈피	빈곤 탈피 = 1, 그렇지 않으면 0 (더미변수)	
독립변수	일자리 특성	경력	경력 년수
		주당 근로시간	주당 근로시간
		일자리 규칙성	규칙적 일자리 = 1 불규칙적 일자리 = 0 (더미변수)
		종사상 지위	자영업, 임시·일용직, 상용직(더미변수. 상용직 = 0)
		직종	남성집중 직종, 여성집중 직종, 기타 (더미변수. 기타 = 0)
		업종	남성집중 업종, 여성집중 업종, 기타 (더미변수. 기타 = 0)
통계변수	기간 특성	시점	1-2년, 3-4년, 5년 이상 (더미변수. 5년 이상 = 0)
		6세이하 아동	없다 = 1 있다 = 0 (더미변수)
	가구 특성	가구원 수	가구원 수
		기타 근로소득	타 가구원의 근로소득. 만원 단위
	제도 특성	공사적 이전액	공적 및 사적 이전 혜택. 만원 단위
		개인 특성	교육수준
	연령		50세 미만, 50세 이상 (더미변수. 50세 이상 = 0)
	결혼지위		무배우자 = 1, 유배우자 = 0 (더미변수)

#### 4) 분석방법

본 연구에서는 우선 생명표 분석을 통해서 성별 빈곤진입 확률과 빈곤탈피 확률이 빈곤 및 빈곤 기간에 따라서 어떻게 달라지는지 그 경향을 보고, 양 집단간에 차이가 있는가를 검증하겠다. 이 방법은 특정 사건이 발생한 시간을 일정한 간격으로 집합한 후에, 각각의 시간 간격의 중간 시점에서 위험률 함수(hazard function)를 추정한다. 즉, 비연속적 시간단위로 측정된 사례들의 사건과 절단은 구간의 중간에서 발생하였다고 가정하는 것이다. 이 함수로 추정된 위험률은  $i$ 년 동안 빈곤(비빈곤)을 경험한 사람이 그 다음해에 빈곤을 탈피(진입)할 확률을 말한다(Allison, 1997). 생명표 분석은 생존기간이 비교적 짧고, 연구기간의 설정이 명확할 때 주로 사용되기 때문에 본 분석에 적합하다고 판단되며, 해저드 레이트는 다음과 같이 계산된다(Allison, 1997).

$$h(t_m) = \frac{d_i}{b_i(n_i - \frac{w_i}{2} - \frac{d_i}{2})}$$

$t_m$  = 구간의 중간지점

$d_i$  = 이벤트의 수

$b_i$  = 구간의 넓이

$n_i$  = 구간 시작 시 리스크 노출 수

$w_i$  = 구간 내에서 중도 절단된 수

생명표 분석을 한 후에는 근로빈곤층의 일자리 특성이 빈곤지위에 어떤 영향을 미치는지를 성별로 비교하여 분석하기 위해 이산시간 분석(discrete-time hazard analysis)을 실시할 것이다. 이 방법은 빈곤기간이 비연속적이며, 특정한 분포를 따르지 않는 비모수적 방법의 사건사 분석기법이다. 이 분석을 통해서 빈곤기간과 함께 빈곤지위변동 확률에 영향을 미치는 변수에 대한 통제가 가능하게 된다. 이 분석에서의 자료구성은 person data에서 person-year data로 바꾼 후, 빈곤이행시점을 기준으로 종속변수와 독립변수, 통제변수를 결합하여 로짓분석을 시행하게 된다. 빈곤의 지위변동은 연 단위로 관찰되기 때문에 비연속 시간모형을 사용할 것이며, 설명변수로는 고정된 값을 가지는 불변 변수와 시간에 따라 변화하는 변화 변수가 사용된다. 변화 변수를 포함한 비연속 시간모형은 다음과 같다.

$$\log\left(\frac{P_{ij}(t)}{1-P_{ij}(t)}\right) = a_{ij}(t-t) + b_{ij1}x_1 + b_{ij2}x_2(t-t)$$

$P(t)$  = 개인이  $i$ 시점의 상태에 있는 개인이  $t$ 시간에 상태  $j$ 를 경험할 확률

$j$  = 각각 다른 유형의 이동 함수를 지시하는 아래 첨자

$x_1$  = 고정된 값을 가진 설명변수의 벡터

$x_2$  = 시간에 따라서 변화하는 설명변수의 벡터

$a(t)$  = 해(year)마다 다른 기울기

$t'$  = 마지막 이행의 시간

## 4. 분석 결과

### 1) 근로빈곤층의 일반적 특성

<표 2>에는 근로빈곤층의 일자리 특성이 성별로 제시되어 있다. 우선 근속년수는 1999년에서 2005년으로 갈수록 줄어드는 양상을 보이며, 남성이 다소 높게 나타난다. 주당 근로시간 역시 모든 년도에 서 여성이 3-5시간 낮다. 일자리가 규칙적인 경우는 여성이 상대적으로 높으며, 특히 2005년에는 남성의 일자리가 약 38%나 불규칙적으로 나타남을 알 수 있다. 종사상 지위에 있어서 남성은 상용직의 비중이 높으나, 여성은 임시·일용직과 자영업의 비중이 높다. 또한 직종에 있어서 여성은 여성집중 직종에, 남성은 남성집중 직종에 몰려 있는 경향이 강하다. 반대로, 남성은 여성집중 직종에 5%도 미치지 못하고, 여성도 남성집중 업종에 5-13%를 차지하고 있어 성별 직종의 분리가 뚜렷이 나타났다. 이러한 현상은 업종에 있어서도 마찬가지로의 결과를 보이고 있다.

<표 2> 근로빈곤층의 일자리 특성

주요변수	1999년		2002년		2005년		
	남성	여성	남성	여성	남성	여성	
근속년수 평균 (표준오차)(년)	10.73(11.92)	8.16(11.95)	6.96(9.05)	5.83(9.30)	6.38(8.11)	5.03(8.75)	
주당근로시간 평균 (표준오차)(시간)	54.86(22.68)	49.05(23.48)	52.54(22.23)	49.45(21.29)	51.43(20.55)	48.04(19.70)	
규칙성 (%)	규칙적	65.85	78.22	69.92	74.75	62.29	85.71
	불규칙적	34.15	21.78	30.08	25.25	37.71	14.29
종사상 지위(%)	상용	69.92	27.72	42.86	24.75	46.61	30.29
	임시, 일용	13.01	42.57	20.68	35.35	27.97	33.14
	자영	17.07	29.70	36.47	39.90	25.42	36.57
직종(%)	남성집중	38.21	4.95	54.51	7.07	62.71	13.14
	여성집중	4.88	24.75	3.76	41.92	4.66	49.14
	기타	56.91	70.30	41.73	51.01	32.63	37.71
업종(%)	남성집중	39.02	10.89	47.37	8.59	53.39	7.43
	여성집중	0.81	13.86	1.88	17.17	4.24	41.71
	기타	60.16	75.25	50.75	74.24	42.37	50.86
합계(명)	123	101	266	198	236	175	

다음으로 <표 3>을 통해 근로빈곤층의 가구 및 개인 특성을 보도록 하겠다. 평균 가족 수는 여성이 상대적으로 낮으며, 타가구원 근로소득은 2005년도 여성의 경우를 제외하고는 양 집단 모두 마이너스로 나타났다. 그리고 남성이 상대적으로 낮은 금액을 보인다. 공사적 이전소득은 여성이 남성보다 10만원 안팎으로 높게 나타나, 남성에 비해 여성이 공식·비공식적 차원에서 더 많은 도움을 받고 있음을 알 수 있다. 여성은 부양아동이 있는 경우가 더 많고, 양 집단 모두 고졸 미만인 경우가 다수이며, 연령이 50세 이상인 경우가 많았다. 마지막으로 여성은 배우자가 없는 경향이 높게 나타났다.

<표 3> 근로빈곤층의 가구 및 개인 특성

주요변수	1999년		2002년		2005년		
	남성	여성	남성	여성	남성	여성	
가족수 평균 (표준오차)(명)	3.93(1.39)	3.64(1.52)	3.83(1.26)	3.37(1.59)	3.78(1.28)	3.34(1.34)	
타가구원근로소득 평균(표준오차)(만원)	-13.68 (53.48)	-3.29 (31.89)	-29.35 (74.60)	-6.89 (56.70)	-24.77 (90.19)	0.67 (47.59)	
공사적이전소득평균 (표준오차)(만원)	21.76 (67.25)	33.57 (96.35)	39.26 (117.05)	41.08 (106.096)	65.06 (150.85)	73.67 (158.69)	
부양아동 (%)	없다	82.93	90.10	76.69	94.95	80.93	94.29
	있다	17.07	9.90	23.31	5.05	19.07	5.71
교육 (%)	고졸미만	53.66	62.38	42.11	60.10	41.95	51.43
	고졸	26.02	20.79	41.35	27.27	39.41	35.43
	대졸이상	20.33	16.83	16.54	12.63	18.64	13.14
연령 (%)	50세미만	35.77	38.61	27.44	34.85	33.05	36.57
	50세이상	64.23	61.39	72.56	65.15	66.95	63.43
결혼지위 (%)	무배우자	19.51	49.50	24.44	57.07	32.20	53.14
	유배우자	80.49	50.50	75.56	42.93	67.80	46.86
합계(명)	123	101	266	198	236	175	

## 2) 생명표 분석

다음으로 생명표 분석의 결과를 살펴보기로 하겠다. 다음의 <표 4>는 전체 대상이 빈곤에 진입하는 확률을 비빈곤 기간별로 보여주고 있다. <표 4>에 제시되어 있듯이 비빈곤기간이 1년인 개인이 빈곤에 진입할 확률은 약 8%이며, 비빈곤 기간이 2년으로 길어질 경우는 약 5.8%, 3년일 경우는 약 4.7%로 해저드 레이트가 점차 줄어들고 있음을 알 수 있다. 즉, 비빈곤 기간이 길어질수록, 비빈곤 지속기간을 고려한 빈곤진입확률은 점점 낮아지는 양상을 보이고 있다.

다음의 <표 5>는 남성과 여성을 분리하여 비빈곤 기간별로 빈곤 진입률을 보여주고 있다. <표 5>를 보면, 남성의 경우는 비빈곤 지속기간을 첫째 경험하고 있는 대상자들이 빈곤에 진입할 확률이 약 7%, 여성은 약 11%로 나타나 여성의 빈곤진입 확률의 수준이 상대적으로 높은 것을 알 수 있다. 이러한 경향은 비빈곤 지속기간이 3년째인 경우까지 지속되는데, 이 때에는 비빈곤 지속기간을 고려한 빈곤에 진입할 확률이 남성은 약 4.8%, 여성은 약 4.4%로 나타났다. 4년과 5년째에는 남성이 약 3.8%와 3.2%로 그 확률이 감소하는 경향을 보이는 반면, 여성은 각각 약 6.6%와 8.3%로 증가하고 있어 남성과는 다른 추세를 보이고 있다. 성별로 이러한 추세가 실제로 다른지를 확인하기 위해서 <표 6>에서는 성별 누적 비빈곤 유지율 차이를 검증한 결과가 나타나있다. 이에 따르면 로그순위 테스트와 윌콕슨 검정이  $p < .01$ 로, 남성과 여성간의 비빈곤 유지율이 다름을 보여주고 있다.

&lt;표 4&gt; 비빈곤 기간별 빈곤 진입률: 전체

비빈곤 지속기간	유효표본	누적생존율(표준오차)	헤저드 레이트(표준오차)
1	4687	1.0000(0)	0.084733(0.004337)
2	3226	0.9187(0.00399)	0.057717(0.004288)
3	2265	0.8672(0.00530)	0.047447(0.004629)
4	1349	0.8270(0.00634)	0.045472(0.005869)
5	412	0.7902(0.00763)	0.04461(0.010512)

&lt;표 5&gt; 비빈곤 기간별 빈곤 진입률: 성별 비교

비빈곤 지속기간	남성			여성		
	유효 표본	누적생존율 (표준오차)	헤저드 레이트 (표준오차)	유효 표본	누적생존율 (표준오차)	헤저드 레이트 (표준오차)
1	3064	1.0000(0)	0.069909(0.004856)	1622	1.0000(0)	0.113318(0.008577)
2	2243	0.9325(0.0675)	0.057326(0.005125)	983	0.8928(0.1072)	0.058608(0.007828)
3	1638	0.8805(0.1195)	0.04814(0.005484)	627	0.8419(0.1581)	0.044.6564(0.008623)
4	1004	0.8391(0.1609)	0.038559(0.006254)	345	0.8044(0.1956)	0.065868(0.014036)
5	312	0.8074(0.1926)	0.032573(0.010299)	100	0.7531(0.2469)	0.082902(0.029285)

&lt;표 6&gt; 성별 누적 비빈곤 유지율 차이검증

test	Chi-Square	DF	Pr > Chi-Square
Log-Rank	51.0473	1	<.0001
Wilcoxon	47.2765	1	<.0001

다음으로 빈곤 기간별 빈곤 탈피율을 보도록 하자. 다음의 <표 7>은 대체적으로 빈곤주기가 길어질수록, 빈곤지속기간을 고려한 빈곤탈피 확률이 감소함을 보여주고 있다. 즉, 빈곤탈피의 헤저드 레이트는 빈곤기간이 1년인 개인의 경우 약 98%이며, 빈곤지속기간이 3년째인 경우는 약 63%, 그리고 5년째인 경우는 약 28.6%를 보이고 있다.

&lt;표 7&gt; 빈곤 기간별 빈곤 탈피율: 전체

빈곤 지속기간	유효표본	누적생존율(표준오차)	헤저드 레이트(표준오차)
1	866	1.0000(0)	0.980224(0.035788)
2	205	0.3422(0.0161)	0.611465(0.059419)
3	71	0.1819(0.0147)	0.62963(0.10249)
4	22	0.0948(0.0132)	0.444444(0.153206)
5	4	0.0603(0.0129)	0.285714(0.282784)

<표 8> 빈곤 기간별 빈곤 탈피율: 성별 비교

빈곤 지속기간	남성			여성		
	유효 표본	누적생존율 (표준오차)	헤저드 레이트 (표준오차)	유효 표본	누적생존율 (표준오차)	헤저드 레이트 (표준오차)
1	527	1.0000(0)	1.050651(0.046923)	339	1.0000(0)	0.877119(0.054788)
2	115	0.3112(0.6888)	0.65896(0.082408)	90	0.3903(0.0265)	0.553191(0.085126)
3	33	0.1570(0.8430)	0.528302(0.13618)	37	0.2212(0.0253)	0.727273(0.15149)
4	12	0.0914(0.9086)	0.5(0.216506)	9	0.1032(0.0215)	0.375(0.212667)
5	3	0.0548(0.9452)	0.4(0.391918)	1	0.0706(0.0214)	0

<표 9> 성별 누적 빈곤유지율 차이검증

검증방법	Chi-Square	DF	Pr > Chi-Square
Log-Rank	6.5909	1	0.0103
Wilcoxon	3.8470	1	0.0498

다음의 <표 8>은 남성과 여성을 분리하여 빈곤 지속기간별로 빈곤 탈피율을 보여주고 있다. <표 8>에서 남성은 빈곤 지속기간을 찾해 경험하고 있는 대상자들이 빈곤에서 탈피할 헤저드 레이트가 남성은 약 105%, 여성은 약 87.7%로 나타났다. 남성의 경우, 비빈곤 지속기간이 3년째인 경우까지 헤저드 레이트가 지속적으로 감소되는 경향을 보여 약 52.8%로 나타났고, 빈곤 지속기간이 5년째인 경우는 40%까지 감소된다. 반면 여성은 빈곤 지속기간을 고려한 빈곤탈피 확률이 2년째에 약 55%로 나타났으며, 3년째에 약 72.7%로 증가하는 추세를 보이다가, 다시 감소되는 경향을 보이고 있다. 정리하자면, 양 집단 모두 대체적으로는 빈곤지속기간이 길어질수록 빈곤탈피 확률이 낮아지는 기간의존효과를 반영하고 있는 결과라 볼 수 있다. 이러한 경향이 성별로 실제 차이가 있는지를 보기 위해 <표 9>에 성별 누적 빈곤유지율 차이를 검증한 결과를 제시하고 있다. 이에 따르면 로그순위 테스트와 윌콕슨 검정은  $p < .05$ 로 나와, 남성과 여성간의 빈곤 탈피율이 차이를 보여주고 있다.

## 2) 근로빈곤층의 일자리 특성이 성별 빈곤지위에 미치는 영향

### (1) 일자리의 특성이 빈곤진입에 미치는 영향

다음으로는 근로빈곤층의 일자리 특성이 빈곤진입에 미치는 영향을 보기 위해 이산시간분석을 실시한 결과를 보겠다. 먼저 전체를 대상으로 분석을 실시한 후에 성별로 구분한 결과를 보여주고 있다. <표 10>은 분석 결과이다.

먼저 전체를 대상으로 한 분석 결과는 다음과 같다. 우선 다른 변수들을 통제했을 때, 여성에 비해 남성이 빈곤에 진입할 확률이 낮은 것으로 나타나( $p < .05$ ), 성별로 차이를 보이고 있다. 다음으로 빈곤의 진입에 통계적으로 유의미한 일자리 특성 변수로는 일자리 경력, 주당 근로시간, 규칙성 더미와,

자영업 및 임시·일용직 더미, 남성집중 업종 더미변수로 나타났다. 또한 비빈곤기간이 5년 이상인 경우에 비해 1-2년인 경우 빈곤진입 가능성이 감소하며, 3-4년인 경우 빈곤진입 가능성이 증가하는 것으로 나타났다. 그 밖에 가구특성에서는 아동이 없는 경우와, 가구원수, 타가구원의 근로소득이 빈곤진입에 통계적으로 유의미한 영향을 보이며, 개인의 특성에서는 고졸 미만과 고졸 더미, 50세 미만 더미, 무배우자 더미가 빈곤진입에 통계적인 영향을 보이고 있다. 다음으로 성별로 분리하여 분석한 결과를 구체적으로 살펴보면 다음과 같다.

우선, 남성과 여성 모두 주당 근로시간이 길수록, 일자리가 규칙적인 경우 빈곤에 진입할 가능성이 감소였다. 그리고 상용직 대비 임시·일용직인 경우 빈곤진입의 가능성이 증가하였다. 이러한 결과는 근로시간과 빈곤 지위와의 관계에 관한 기존의 연구결과를 일부 뒷받침하고 있다(Duncan and Rodgers, 1998). 또한 안정된 일자리가 빈곤지위에 영향을 미치고 있음을 확인시켜 주고 있다(김교성·최영, 2006 ; 임세희, 2006).

반면, 남성과 여성을 대상으로 한 분석결과에서 주목할 만한 특징은 다음과 같다. 첫째, 일자리의 경력이 증가할수록 남성은 빈곤진입의 가능성이 줄어드는데 비해( $p < .01$ ), 여성은 두 변수의 관계가 통계적으로 유의미하지 않았다. 이러한 결과는 특정 일자리에 지속적으로 속해 있거나, 일자리에서 쌓은 경력을 통해서 개인이 소유한 자원을 축적시켜 근로자의 노동시장 지위를 상승시킬 수 있다는 인적자본이론의 주장(Sørensen and Tuma, 1981)이 적어도 남성에게만 적용됨을 보이고 있다. 반면 여성은 일자리의 경력이 빈곤의 진입과 통계적으로 유의미한 관계를 보이지 않는다는 결과는, 일자리의 경력과 관련해서 남성과 여성이 동일한 상태일지라도, 빈곤지위의 변화에서는 그것의 영향이 성별로 다른 양상을 나타낼 것이라는 점을 보여주고 있다. 이러한 결과는 이중노동시장이론에서 주장하는 바와 같이, 여성이 노동시장에서 경험하는 구조적인 불리함을 일부 뒷받침해 주고 있으며 여성이 인적자본에 대한 수익이 없는 주로 이차 영역에 속해 있기 때문에 노동시장의 구조적인 환경에 더욱 취약하다는 주장을 뒷받침하고 있다(Piore, 1975 ; Kalleberg and Sørensen, 1979).

둘째, 남성은 상용직에 비해 자영업인 경우 빈곤의 가능성이 증가하는 반면( $p < .01$ ), 여성은 상용직 대비 자영업인 경우 빈곤의 가능성이 감소하였다는 점이다. 임금 근로가구에 비해 자영업가구와 임금 및 자영업 혼합가구의 근로빈곤 위험성이 높다는 기존의 연구결과(금재호, 2006)에서 나타났듯이 자영업은 빈곤에 취약하다. 그럼에도 불구하고 여성은 상용직에 비해 자영업인 경우가 빈곤진입의 가능성을 감소시키는 것으로 나온 결과는, 여성들이 남성에 비해 저임금을 특징으로 하는 열악한 일자리에서 일을 하고 있다는 기존의 연구들(이영자, 2004 ; 우명숙, 2006)을 고려한다면, 자영업 여성이 자영업 남성보다 나은 여건에서 근로한다는 것보다는 상용직 여성이 상용직 남성보다 상대적으로 열악한 위치에 속해 있을 가능성을 말해주는 것으로 판단된다.

셋째, 남성은 기타업종에 비해 남성집중 업종에 속한 경우, 빈곤진입의 가능성이 감소하나 여성은 해당 변수가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 빈곤의 위험성 효과가 업종에 따라 다르다는 국내의 연구결과가 있고(정진호 외, 2002 ; 금재호, 2006 ; 김교성·최영, 2006), 가구주의 업종에 따라 빈곤 확률이 달라짐을 제시한 연구가 있는데(정진호 외, 2002), 본 연구의 결과는 적어도 남성만 대상으로 했을 때 선행연구를 일부 뒷받침한다고 볼 수 있다. 즉, 남성이 기타 업종에 비해 남성집중

업종에 속한 경우 임금 등의 혜택이 더 많아 빈곤진입의 가능성을 낮출 것이라고 예상된다. 그러나 여성은 특정 업종에 상관없이 일자리가 전반적으로 열악하기 때문에, 업종이 빈곤진입에 통계적인 영향을 보이지 않은 것으로 판단된다.

다음으로 통제변수의 결과를 보자면, 양 집단 모두 비빈곤기간이 5년 이상인 경우에 비해 1-2년인 경우, 빈곤의 진입 가능성이 감소하며, 3-4년인 경우 증가하는 것으로 나타나 기간에 따라 빈곤진입 가능성이 달라짐을 보여주고 있다. 또한 가구원수가 증가할수록 빈곤진입의 가능성이 증가하여, 가구원의 수가 가구의 빈곤상태에 영향을 미친다는 선행연구를 지지하고 있다(Bane, 1986 ; Bane and Ellwood, 1986 ; Garfinkel and McLanahan, 1986 ; Finnie and Sweetman, 2002). 그리고 타가구원의 근로소득이 증가할수록 빈곤진입의 가능성이 감소하여, 기타 근로소득과 빈곤지위와의 관계에 관한 선행연구의 결과를 일부 지지하고 있다(Brinton et al., 1995).

마지막으로 개인 특성을 보자면, 대졸이상인 경우보다는 고졸미만이나 고졸인 경우 빈곤진입 가능성이 증가하는 것으로 나타나, 교육수준과 연령은 빈곤지위와 밀접한 관계를 보인다는 연구결과를 지지한다(Bane and Ellwood, 1986 ; Finnie and Sweetman, 2002 ; 황덕순, 2001 ; 구인회, 2002 ; 구인회, 2005). 유배우자 기혼인 경우와 비교해 무배우자인 경우 역시 빈곤진입의 가능성이 증가하였다. 이와 관련하여 국내의 연구에서도 이혼이나 사별, 별거를 경험한 가구인 경우 빈곤지위의 변화를 경험한다는 실증 연구와 유사한 결과를 보여준다(황덕순, 2001 ; 윤희식 외, 2005).

이 외에 통제변수에 대하여 집단 간 분석결과와의 차이를 보자면, 다음과 같다. 첫째, 남성은 아동이 없는 경우 빈곤에 진입할 가능성이 감소하나, 여성은 아동의 유무가 빈곤의 진입에 통계적인 영향을 보이지 않았다. 이러한 결과는 아동수가 많거나 미취학 자녀가 있을 때 가구주나 가구 내 양육자는 소득활동에 제약을 받을 수밖에 없기 때문에 빈곤지위에 영향을 미칠 수 있다는 기존의 선행연구(Moffitt and Roff, 2000)가 남성에게만 지지되는 것으로 나타난 결과이다. 이에 대해 본 연구의 분석 대상이 일정기간 동안 근로 경험이 있거나, 근로 중인 사람이라는 점을 기억할 필요가 있다. 즉, 본 연구의 분석대상은 아동의 돌봄에 대한 책임을 어떤 경로를 통해서든 해소했을 가능성이 높은 사람들이며, 그렇다면 아동유무는 돌봄 대상의 여부보다는 아동으로 인해 가구내 지출이 증가할 수 있는 의미에 가까울 수 있을 것이다.

둘째, 여성은 남성과는 달리 공사적 이전액이 증가할수록 빈곤에 진입할 확률이 감소하였으나, 남성은 통계적으로 유의미한 결과를 보이지 않았다. 적어도 본 연구의 결과에 따르면, 남성에 대해서는 공·사적 이전소득이 빈곤지위에 유의미한 영향을 미친다는 기존의 선행연구(McKernan and Ratcliff, 2002 ; 윤희식, 2003 ; 윤희식 외, 2005)가 일치하지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 여성이 상대적으로 공사적 이전액으로 인한 빈곤진입 가능성에 민감한 것으로 나타남을 보여주는데, 그 이유는 여성이 상대적으로 일자리가 불안정하고 열악하기 때문에 남성보다 공사적 이전소득의 도움이 더 크게 작용하기 때문이라 해석된다.

셋째, 남성은 50세 이상인 경우에 비해 50세 미만인 경우, 빈곤에 진입할 확률이 증가하나, 여성은 연령이 미치는 통계적 영향이 없는 것으로 나타나, 여성은 상대적으로 젊은 연령이든, 그렇지 않은 연령이 빈곤 진입과는 무관한 것으로 해석된다. 이러한 결과는 성별로 분석하지 않은 기존의 연구결과

(황덕순, 2001 ; 구인회, 2002 ; 구인회, 2005)에서 미처 발견하지 못한 내용이다.

<표 10> 근로빈곤층의 일자리 특성이 빈곤진입에 미치는 영향

구분		전체	남성	여성
		B(S.E)	B(S.E)	B(S.E)
intercept		-2.1949(0.1608)***	-2.6304(0.2276)***	-1.8185(0.3006)***
	남성	-0.1011(0.0454)**		
	여성		-	-
일자리 특성	경력	-0.0120(0.00446)***	-0.0165(0.00540)***	0.00327(0.00891)
	주당근로시간	-0.00686(0.00191)***	-0.00511(0.00242)**	-0.0157(0.00347)***
	규칙적	-0.2435(0.0480)***	-0.2428(0.0583)***	-0.2082(0.0965)**
	불규칙적			
	자영	0.1152(0.0550)**	0.2080(0.0677)***	-0.3354(0.1114)***
	임시 및 일용	0.1622(0.0640)**	0.1772(0.0907)*	0.3641(0.1029)***
	상용			
	남성집중 직종	-0.1029(0.0695)	-0.0204(0.0936)	-0.1318(0.1518)
	여성집중 직종	0.0609(0.0729)	-0.1077(0.1413)	0.1653(0.1083)
	기타직종			
시점	남성집중 업종	-0.2434(0.0726)***	-0.2004(0.1086)*	-0.0727(0.1425)
	여성집중 업종	0.1274(0.0849)	-0.0189(0.1770)	-0.00583(0.1173)
	기타업종			
가구 특성	1-2년	-0.3652(0.0514)***	-0.3508(0.0659)***	-0.4122(0.0897)***
	3-4년	0.3880(0.0491)***	0.4598(0.0613)***	0.3110(0.0917)***
	5년 이상			
제도 특성	이동무	-0.1042(0.0495)**	-0.1562(0.0578)***	0.0359(0.1202)
	이동유			
	가구원수	0.0971(0.0279)***	0.1100(0.0364)***	0.3077(0.0491)***
	타가구원근로소득	-0.00318(0.000220)***	-0.00165(0.000170)***	-0.0180(0.000932)***
개인 특성	공사적이전소득	-0.00011(0.000206)	-0.00015(0.000259)	-0.00109(0.000510)**
	고졸미만	0.6935(0.0575)***	0.6229(0.0726)***	0.8454(0.1062)***
	고졸	0.1536(0.0516)***	0.1259(0.0625)**	0.1952(0.0982)**
	대졸이상			
	50세 미만	0.1476(0.0437)***	0.1600(0.0551)***	0.0295(0.0813)
	50세 이상			
-2LL	무배우자	0.3856(0.0419)***	0.2635(0.0634)***	0.3249(0.0684)***
	유배우자기혼			
-2LL		6837.096	4345.417	1997.918
χ <sup>2</sup> (df)		764.2911(20)***	435.5950(19)***	491.1725(19)***
N		20418	13719	6699

주) \*\*\* = p < .01 \*\* = p < .05 \* = p < .10

## (2) 일자리의 특성이 빈곤탈피에 미치는 영향

다음으로 <표 11>은 근로빈곤층의 일자리 특성이 빈곤탈피에 미치는 영향을 성별로 분석한 결과를 보여주고 있다. 우선, 남성과 여성을 모두 통합하여 분석한 결과를 보면 다음과 같다. 먼저 다른 변수

를 통제했을 때, 여성에 비해 남성의 경우 빈곤탈피의 가능성이 증가하는 것으로 나타나( $p < .01$ ) 성별로 빈곤탈피 가능성이 다름을 보여준다. 빈곤탈피에 통계적으로 유의미한 일자리 특성 변수로는 주당 근로시간, 일자리 규칙성 더미, 자영업더미, 남성집중 직종 더미, 여성집중 직종 더미변수로 나타났다. 또한 빈곤기간이 5년 이상인 경우에 비해 1-2년인 경우, 빈곤탈피의 가능성이 감소하고, 3-4년인 경우에는 빈곤탈피의 가능성이 증가하는 것으로 나타났다. 그 밖에 가구특성에서는 가구원수, 타가구원의 근로소득, 공사적 이전액이 빈곤탈피에 통계적으로 유의미한 영향을 보이며, 개인의 특성에서는 고졸 미만과 고졸 더미변수, 무배우자 더미변수가 빈곤탈피에 통계적인 영향을 보이고 있다.

다음으로 성별로 분리하여 분석한 결과를 보도록 하겠다. 우선 남성과 여성 모두 주당 근로시간이 길수록 빈곤탈피의 가능성이 높아져(각각  $p < .10$ ,  $p < .01$ ) 빈곤진입의 경우와 마찬가지로 선행연구의 결과를 일부 뒷받침하고 있다(Duncan and Rodgers, 1998; 김교성·최영, 2006; 임세희, 2006). 또한 상용직에 비해 자영업인 경우 빈곤탈피의 가능성이 감소하는 것으로 나타나, 자영업이 빈곤에 상대적으로 취약함을 보여주는 선행연구를 뒷받침하고 있다(금재호, 2006). 그러나 상용직 대비 임시·일용직, 그리고 업종의 경우 양 집단의 빈곤탈피에 통계적인 영향을 보이지 않았다. 즉, 상용직과 임시·일용직이 빈곤탈피에 미치는 영향력에서 별 차이가 없고, 업종도 빈곤탈피에 통계적 영향을 미치지 않아, 빈곤한 상태에서 탈피하기 위해서는, 비빈곤 상태에서 빈곤상태로 진입하는 경우와는 다른 차원의 조건이 존재할 것으로 생각된다.

그 외에 남성과 여성이 차이를 보인 분석 결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 남성은 경력이 증가할수록 빈곤에서 탈피할 가능성이 감소하는 반면( $p < .10$ ), 여성은 경력과 빈곤탈피가 통계적으로 유의미한 관계를 보이지 않았다. 이러한 결과는 빈곤탈피에 있어서 여성은 일자리의 경력이 통계적인 영향을 미치지 않음을 의미한다. 즉, 기존의 선행연구가 언급했듯이, 남녀 간의 임금격차가 인적자본의 차이에 의해 설명되지 않는 잔여부분이 있다는 결과(Blau and Kahn, 1999; 윤홍식 외, 2005; 김중숙 외, 2005)를 일부 반영하고 있다고 해석된다. 즉, 일자리 경력의 증가가 여성에게는 반드시 노동시장에서의 추가적인 보수로 작용하지 않기 때문에 빈곤탈피에 유의미한 결과를 보이지 않은 것이다.

둘째, 여성은 일자리가 규칙적인 경우 빈곤탈피의 가능성이 증가하였으나( $p < .05$ ), 남성은 일자리의 규칙성이 통계적으로 유의미한 결과를 보이지 않았다. 일자리의 규칙성은 일의 많고 적음과 상관없이 일자리(직장)에 정기적으로 출근하는 것은 규칙적이며, 직장 또는 일거리 자체가 있다 없다 하는 것은 불규칙적인 일자리가 된다는 점을 감안하면, 여성의 경우 안정된 고용형태가 빈곤지위에 영향을 미치고 있다는 선행연구(김교성·최영, 2006; 임세희, 2006)를 일부 뒷받침하고 있다. 이러한 결과는 아마도 근로빈곤층 남성의 일자리가 빈곤탈피에 영향을 줄 정도로 규칙적인 일자리와 규칙적이지 않은 일자리 간의 큰 차이가 없다는 것을 보여주는 결과로, 여성의 일자리와는 다른 특성을 짐작할 수 있게 한다.

셋째, 남성은 기타 직종에 비해 남성집중 직종에 속한 경우 빈곤탈피의 가능성이 감소하였다( $p < .10$ ). 이러한 결과는 직종에 따른 빈곤위험을 추론하게 하는 여타 이론들의 결과를 어느 정도 보여준다고 할 수 있다(Sokoloff, 1980; Jacobs, 1989; Reskin and Roos, 1990; 금재호, 2006; 김교성·최영, 2006). 즉, 일단 빈곤상태인 경우 남성이 남성집중 직종에 속했다면, 기타 직종에 비해 빈곤에서

탈피할 가능성이 감소하는 것이다. 그러나 여성은 직종과 관련해 빈곤탈피에 통계적으로 유의미한 영향을 보이지 않고 있는데, 이러한 결과는 여성이 처한 일자리가 전반적으로 열악한 일자리이고, 저임금에 집중되어 있기 때문에(신경아, 2001 ; 이영자, 2004 ; 우명숙, 2006) 직종에 따른 빈곤탈피의 통계적인 영향력이 보이지 않는 것으로 판단된다.

<표 11> 근로빈곤층의 일자리 특성이 빈곤탈피에 미치는 영향

구분		전체	남성	여성
		B(S.E)	B(S.E)	B(S.E)
intercept		0.0247(0.2273)	0.7446(0.3236)**	-0.8186(0.4804)*
이자리 특성	남성	0.4279(0.0714)***	-	-
	여성	-	-	-
이자리 특성	경력	0.00662(0.00619)	0.0125(0.00716)*	-0.0104(0.0139)
	주당근로시간	0.00990(0.00266)***	0.00567(0.00327)*	0.0210(0.00529)***
	규칙적	0.1238(0.0682)*	0.0753(0.0816)	0.3601(0.1458)**
	불규칙적	-	-	-
	자영	-0.3375(0.0871)***	-0.3990(0.1054)***	-0.3470(0.1843)*
	임시 및 일용	-0.00665(0.0906)	0.0149(0.1244)	-0.0236(0.1540)
	상용	-	-	-
	남성집중 직종	-0.2113(0.1110)*	-0.2604(0.1453)*	-0.0321(0.2793)
	여성집중 직종	0.2522(0.1145)**	0.3031(0.2139)	0.1272(0.1831)
	기타직종	-	-	-
제도 특성	남성집중 업종	0.1612(0.1112)	-0.0884(0.1750)	0.3461(0.2166)
	여성집중 업종	-0.0344(0.1350)	0.3779(0.2885)	-0.0805(0.1849)
	기타업종	-	-	-
시점	1-2년	-1.0351(0.0841)***	-1.1746(0.1016)***	-0.7174(0.1664)***
	3-4년	0.5608(0.0881)***	0.6112(0.1076)***	0.4638(0.1713)***
	5년 이상	-	-	-
가구 특성	아동무	0.0237(0.0794)	0.00355(0.0893)	0.3779(0.2546)
	아동유	-	-	-
	가구원수	-0.3668(0.0458)***	-0.2974(0.0551)***	-0.6791(0.0960)***
제도 특성	타가구원근로소득	0.0299(0.00129)***	0.0248(0.00139)***	0.0493(0.00340)***
	공사적 이전소득	0.00142(0.000393)***	0.00114(0.000451)**	0.00296(0.000804)***
개인 특성	고졸미만	-0.5563(0.0835)***	-0.5278(0.1007)***	-0.6578(0.1662)***
	고졸	0.1466(0.0782)*	0.2077(0.0921)**	-0.00779(0.1617)
	대졸이상	-	-	-
	50세 미만	-0.0346(0.0669)	-0.0688(0.0827)	-0.00478(0.1301)
	50세 이상	-	-	-
개인 특성	무배우자	-0.2107(0.0636)***	-0.2234(0.0870)**	-0.1704(0.1130)
	유배우자기혼	-	-	-
-2LL		2362.895	1546.917	725.258
X <sup>2</sup> (df)		705.5795(20)***	437.9950(19)***	243.1703(19)***
n		3041	1864	1177

주1) \*\*\* = p < .01 \*\* = p < .05 \* = p < .10

다음으로 통제변수의 결과를 보자면, 양 집단 모두 빈곤기간이 5년 이상인 경우에 비해 1-2년인

경우, 빈곤탈피의 가능성이 감소하며, 3-4년인 경우, 빈곤탈피의 가능성이 증가하여( $p < .01$ ) 기간에 따른 빈곤탈피의 효과를 보여주고 있다. 다음으로 가구특성을 살펴보면, 가구원수가 증가할수록 빈곤탈피의 가능성이 감소하여( $p < .01$ ) 기존의 연구(Bane, 1986 ; Bane and Ellwood, 1986 ; Garfinkel and McLanahan, 1986 ; Finnie and Sweetman, 2002)를 일부 뒷받침하고 있다. 그리고 타가구원의 근로소득이 증가할수록 빈곤탈피의 가능성이 증가하였으며( $p < .01$ ), 공사적 이전소득이 증가할수록 빈곤탈피의 가능성이 증가하였다. 공·사적 이전소득, 자산소득과 같은 비근로소득의 변화는 그 자체로 빈곤지위에 중요한 요인이 되며(McKernan and Ratcliff, 2002), 국내에서도 국민기초생활보장제도와 사적 이전 소득이 개인의 빈곤지위에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타난 선행연구(윤홍식, 2003 ; 윤홍식 외, 2005)를 일부 지지하는 결과이다. 그러나 양 집단 모두 부양 아동의 여부가 빈곤탈피에 유의미하지 않았다. 아동수가 많거나 미취학 자녀가 있을 때 가구주나 가구 내 양육자는 소득활동에 제약을 받을 수밖에 없다는 점에서 빈곤지위에 영향을 줄 수 있다는 선행연구가 있을지라도(Moffitt and Roff, 2000), 본 연구의 분석결과에 따르면 일정 기간의 근로경험이 있거나 혹은 근로를 하고 있고 빈곤에 진입한 상태라면, 부양 아동의 여부는 빈곤 탈피에 큰 의미가 없다는 점을 보여주고 있다.

개인특성에서는 대졸이상인 경우에 비해 고졸미만인 경우 빈곤탈피의 가능성이 감소하여( $p > .01$ ), 교육수준은 빈곤지위의 변화에 통계적으로 중요한 영향을 끼친다는 기존의 연구결과를 일부 뒷받침한다(Bane and Ellwood, 1986 ; Finnie and Sweetman, 2002 ; 황덕순, 2001 ; 구인회, 2002 ; 구인회, 2005). 통제변수에 있어서 양 집단의 다른 결과는 남성은 유배우자 대비 무배우자인 경우 빈곤탈피의 가능성이 감소한다는 사실인데, 결혼지위의 변화가 빈곤지위에 영향을 미칠 수 있다는 기존의 연구를 뒷받침하는 결과이다(Garfinkel, 1992 ; Schiller, 1995 ; 황덕순, 2001 ; 윤홍식 외, 2005). 그러나 여성은 빈곤탈피에 배우자의 존재여부가 통계적으로 유의미한 결과를 보이고 있지 않았다.

## 5. 결론

본 연구는 일자리 특성이 성별 빈곤지위 변동에 어떤 영향을 미치는지 실증적으로 분석하였다. 본 연구는 기존 연구와는 다르게 성별로 근로자의 일자리 특성에 초점을 맞추어 접근하고 있으며, 그 대상자에 있어서도 조사시점 기준으로 일정 시간동안 근로경험이 있거나 현재 근로를 하고 있는 경우로 한정하였다. 분석 방법으로는 남녀 집단을 비교하는 기존의 연구에서 간과한 빈곤 지속기간에 관한 정보 및 관측이 절단된 빈곤주기의 정보를 활용하였다. 분석결과를 남성과 여성의 차이를 중심으로 간략히 정리하면 다음과 같다.

첫째, 여성은 남성과 달리 빈곤진입에 있어서 경력이 유의미한 변수가 아니었으며, 상용직 대비 자영업인 경우 빈곤진입의 가능성이 감소하였다. 또한 남성과 달리 업종은 빈곤진입에 통계적으로 유의미하지 않은 결과를 보였다.

둘째, 빈곤탈피에 있어서 여성은 남성과 달리 빈곤진입과 마찬가지로 경력이 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않았으며, 일자리가 규칙적인 경우 빈곤탈피 가능성이 감소하며, 직종은 아무런 통계적

관계를 보이지 않았다.

전술한 이론적 논의들은 여성이 노동시장에서 개인적인 성과와는 무관하게 여성이라는 이유로 차별을 당하고 있으며, 주로 이차 노동시장에 몰려 있어 일자리 상승을 경험하기 힘들고, 여성이 집중되어 있는 일자리에 구조적으로 갇혀 있다고 주장하였다. 본 연구의 결과는 여성의 경력이 빈곤진입이나 빈곤탈피와 통계적으로 유의미한 관계를 보이지 않음을 제시하였고, 또 그러한 양상은 남성의 빈곤지위 변동에 경력이 중요한 변수로 작용하는 결과와 대비를 이루어, 이론적인 논의를 일부 지지하는 결과를 보여주었다. 즉, 여성은 일자리에서 경력을 쌓을지라도 남성과는 달리 빈곤진입의 가능성을 감소시키거나 빈곤에서 탈피할 만큼의 노동시장 성과를 보이지 않는 것이다. 이러한 결과는 여성이 근로하는 가운데 차별을 경험하거나, 경력이 보상받지 못하는 여건 속에서 일하고 있음을 보여주는 것이다.

한편, 페미니즘이론에 따르면 노동시장에서의 성 분리현상과 성차별적 직업구조는 여성에게 불리하게 작용하며(Sokoloff, 1980), 이러한 여건은 여성을 빈곤에 취약하게 하기 충분하고, 이를 통해 남성은 여성의 노동력을 통제한다고 하는데(Hartmann, 1976), 본 연구의 분석결과는 직종이나 업종이 여성의 빈곤진입과 탈피에 유의미한 영향을 보이지 않고 있다. 이러한 결과는 페미니즘 이론을 반박하고 있다기보다 근로빈곤층 여성의 일자리가 빈곤진입과 탈피를 경험하기에는 직종 및 업종과 무관하게 열악한 상황을 반영하는 것이라 판단된다.

끝으로, 남성은 상용직인 경우에 비해 자영업인 경우 빈곤에 진입할 확률이 높아지며, 여성은 동일한 조건에서 빈곤에 진입할 가능성이 감소하는 것으로 나타난 결과는, 남성의 상용직과 여성의 상용직이 서로 다름을 나타내고 있다고 여겨진다. 즉, 일반적으로 빈곤에 불리하다고 알려진 자영업이 오히려 이들의 빈곤진입 가능성을 감소시킬 정도로 여성의 상용직이 남성의 상용직보다 상대적으로 열악하다고 판단된다. 그러나 자영업이 상용직에 비해 빈곤탈피의 가능성을 감소시키는 결과로 보아, 일단 빈곤에 진입한 경우에는 빈곤지위 변동의 조건이 다르게 발휘함을 알 수 있다.

본 연구 결과를 통해서, 정책적인 차원에서는 적어도 근로를 하는, 혹은 근로가 가능한 이들을 대상으로 제도적 개입을 하는 경우에 근로자가 노동시장에서 처한 상황을 성별로 고려한 세심한 배려가 요구된다고 하겠다. 특히, 여성의 노동시장 진입이 점차로 증가하고 있는 상황에서 근로를 하지만 빈곤한 여성들 역시 증가할 것이므로 단순히 여성들을 위한 일자리를 창출하는 노력 이상이 필요할 것이다. 구체적으로는 근로자로서 동일한 조건임에도 불구하고 남성과의 차별적인 대우가 행해지지 않도록 해야 할 것이고, 무엇보다도 남성과 동일한 실질적인 임금수준의 증가가 이루어져야 할 것이다. 특히 여성이라는 이유만으로 경력에 대한 보상이 소홀하거나 경력을 쌓아도 더 나은 혜택을 받지 못하는 상황이 없어야 할 것이다.

끝으로 학술적인 차원에서는 빈곤한 여성의 가구 영역에서 더 나아가 이들의 일자리 특성에 관한 연구가 꾸준히 진행되어야 할 것이며, 이들의 일자리의 질에 관한 심도있는 후속 논의가 진행되어야 할 것이다.

## 참고문헌

- 구인회. 2002. “빈곤층의 사회경제적 특성과 빈곤 이행: 경제위기 이후의 시기를 중심으로”. 『한국사회복지학』 48(3) : 82-112.
- 구인회. 2005. “빈곤의 동태적 분석: 빈곤지속기간과 그 결정요인”. 『한국사회복지학』 57(2) : 351-374.
- 금재호. 2006. “외환위기 이후 한국의 근로빈곤 실태에 관한 연구”. 『한국노동경제학회』 29(1): 41-73.
- 김교성·최영. 2006. “근로계층의 빈곤 결정요인에 관한 다층분석”. 『한국사회복지학』 58(2) : 119-141.
- 김수정. 2007. “여성가구주 가구의 빈곤원인과 빈곤위험의 젠더격차”. 『페미니즘연구』 7(1) : 93-133.
- 김종숙 외. 2006. 『여성 근로빈곤계층과 노동시장정책』. 한국여성개발원.
- 노대명·최병두·조명래·류정순. 2006. “새로운 도시빈곤으로서 근로빈곤층의 발생과 대책”. 『한국지역사회학회지』 12(6) : 671-692.
- 석재은(2004). “한국의 빈곤의 여성화에 대한 실증분석”. 『한국사회복지학』 56(2): 167-194.
- 송호근. 2002. “빈곤노동계층의 노동시장구조와 정책”. 『한국사회학』 36(1): 23-50.
- 심상용. 2006. “여성 근로빈곤 증가의 원인과 인구사회학적 특성의 변화에 대한 실증적 규명”. 한국사회복지정책학회. 26(1): 55-85
- 소콜로프. 1990. 『여성노동시장 이론』. 이화여자대학교출판부.
- 신경아. 2001. “노동시장과 모성, 가족의 문제 : 남성 중심적 노동자 모델을 넘어서”. 『경제와 사회』 51: 97-122.
- 우명숙. 2006. “신자유주의적 세계화와 여성노동 : 한국 여성의 노동시장 참여를 중심으로”. 『사회과학논집』 37(1): 29-53.
- 윤홍식. 2003. “저소득 모자가구에 대한 기초생활보장제도의 빈곤감소 효과”. 『상황과 복지』 16: 131-172.
- 윤홍식·김혜영·이은주. 2005. “절대 및 차상위 빈곤선을 통해본 여성가구주 가구의 빈곤지위 결정에 관한 연구: 저소득 여성가구주 가구를 중심으로”. 『사회보장연구』 21(3): 263-293.
- 이영자. 2004. “신자유주의 노동시장과 여성노동자성: 노동의 유연화에 따른 여성노동자성의 변화”. 『한국여성학』 20(3): 99-138.
- 이태진·이상은·홍경준·김선희. 2004. 『근로빈곤층의 실태와 대응방안』. 서울: 한국보건사회연구원·기초보장 자활정책평가센터.
- 임세희. 2006. “빈곤탈출의 결정요인: 경제활동 특성을 중심으로”. 『사회보장연구』 22(2): 253-277.
- 하트만, 하이디. 1988. “성, 계급, 정치 투쟁의 장으로서의 가족: 가사노동의 예”. 이효재 편. 『가족 연구의 관점과 쟁점』. 까치. 159-188.
- 황덕순. 2001. “경제위기 이후의 빈곤에 대한 동태분석”. 『노동정책연구』 2:31-59.
- 홍경준. 2005. “근로빈곤층에 대한 탐색적 연구: 개념정의와 실태 파악”. 『한국사회복지학』 57(2): 119-142.
- 홍백의·김혜연. 2007. “빈곤의 여성화(Feminization of Poverty)” 『한국사회복지학』 59(3): 125-146.
- Allison, Paul D. 1997. *Survival Analysis Using the SAS System :A Practical Guide*. NC: SAS Institute.
- Bane, Marry jo. 1986. “Household Composition and poverty”. 209-231 in *Fighting Poverty : What Works and What Doesn't*. edited by Sheldon Danziger and Daniel Weinberg. Cambridge :

Harvard UP.

- Bane, Marry jo and David T. Ellwood. 1986. "Slipping into and out of Poverty : The Dynamics of Spells". *The Journal of Human Resources* 21(1): 1-23.
- Becker, Gary S. 1971. *The Economics of Discrimination*. Chicago : The University of Chicago Press.
- Bergmann, Barbara B. 1996. *Saving Our Children from the Poverty*. New York : Russell Sage.
- Blau, Francine. D., and Marianne A. Ferber. 1989. *The Economics of Women, Men and Work*. Prentice-Hall Press.
- Daly, M. 2000. *The Gender Division of Welfare*. Cambridge : Cambridge University Press.
- Davies, Hugh and Heather Joshi. 1998. "Gender and Income Inequality in the UK 1968-1990: The Feminization of Earnings or of Poverty?". *Journal of the Royal Statistical Society : Series A (Statistics -in-Society)* 161(1): 33-61.
- Duncan, Greg J. and Willard L. Rodgers. 1988. "Longitudinal Aspects of Childhood Poverty" *Journal of Marriage and the Family* 50(4): 1007-1021.
- Dunlop, Y. 2000. "Labour Market Outcomes of Low Paid Adult Workers: An Application Using the Survey of Employment and Unemployment Patterns." *Canberra, Australian Bureau of Statistics Occasional Paper* 6293.0.00.005.
- England, Paula. 1992. *Comparable Worth: Theories and Evidence*. New York : Aldine de Gruyter.
- Fagan, Colette., and Brendan Burchell. 2002. *Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, Gender, Jobs and Working Conditions in the European Union*, Luxembourg, Office for Official Publications of the European Communities.
- Finnie and Sweetman, 2002. "Poverty Dynamics - Empirical Evidence for Canada". *School of Policy Studies Working Paper* 29.
- Garfinkel, I., and McLanahan, S. S. 1986. *Single Mothers and Their Children : A New American Dilemma*. Washington, DC : The Urban Institute Press.
- Garfinkel, I. 1992, Bringing fathers back in the child support assurance strategy. *The American Prospect*, 9. 74-83.
- Hartmann, H. 1976, "Capitalism, patriarchy and job segregation by sex". *Signs* 1: 137-170.
- Jacobs, Jerry. 1989. *Revolving Doors : Sex Segregation and Women's Careers*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Kalleberg, Arne L. and Aage B. Sørensen. 1979. "The Sociology of Labor Market". *Annual Review of Sociology* 5: 351-379.
- Marlier, E., and S. Ponthieux, 2000. "Low-wage Employees in EU Countries, Eurostat, Statistics in Focus : Population and Social Conditions". Luxemburg, Office for Official Populations of the European Communities.
- McKernan, Signe-Mary and Caroline Ratcliff. 2002. "Transition Events in the Dynamics of Poverty" US Department of Health and Human Services.
- Northrop, E. M. 1990. "The Feminization of Poverty : The Demographic Factor and the Composition if Economic Growth". *Journal of Economic Issue* 24(1): 143-160.
- Pearce, D. 1978. "The Feminization of Poverty : Women, Work, and Welfare". *Urban and Social Change Review* 11: 28-36.

- Reskin, Barbara F. and Patricia A. Roos. 1990. *Job Queues, Gender Queues: Explaining Women's Inroads into Male Occupations*. Philadelphia : Temple University Press.
- Schiller, B. 1995. "Legal and Physical Custody Arrangements in Recent Divorces". *Social Science Quarterly*. 71: 250-266.
- Sokoloff, N. J. 1980. *Between Money and Love : The Dialectics of Woman's Home and Market Work*. New York : Praeger.
- Sørensen, A. B., and Tuma, N. B. 1981 "Labor Market Structures and Job Mobility." 67-94. in *Research in Social Stratification and Mobility*. edited by D.G. Treiman and R. V. Robinson. JAI: Greenwich, CT.
- Thurow, Lester C. 1975. *Generating Inequality*. Basic Books.

# Job Characteristics and Poverty Status of Working Poor –Sex Differences–

Kim, Eun-Ha

(Researcher, Social Welfare Research Institute at Seoul National University)

The purpose of this study is to investigate the effect of job characteristics of working poor on poverty status, focused on sex differences. The results are as follows. First, there are sex differences in career year, job position and industry for determining poverty entry. And second, career year, job regularity and occupy are different variables for men and women in determining poverty exit. This result says that job characteristics partially affects on poverty status of sex differently. Thus we need to sensitive policy that considers different experiences of men and women working poor as to poverty status mobility.

Key works : working poor, job characteristics, sex differences, poverty entry,  
poverty exit

[논문 접수일 : 2008년 6월 30일 게재 확정일 : 2008년 9월 26일]