

근로계층의 빈곤 결정요인에 관한 다층분석

김 교 성

(중앙대학교)

최 영

(중앙대학교)

[요 약]

본 연구의 목적은 우리나라 근로빈곤층의 실태와 특성을 파악하고 근로빈곤층의 정태적 결정요인을 파악하는데 있다. 이를 위해 본 연구는 한국노동패널조사의 제2차년도(1999년)부터 제7차년도(2004년)의 반복측정 자료를 개인간(between-person), 개인내(within-person) 2층(two-level)으로 병합하여 자료를 구성하고 이를 통해 각 수준의 변수들이 근로자의 빈곤지위여부에 미치는 영향을 위계적 일반화 선형모형(HGLM: hierarchical generalized linear model)을 이용하여 추정하였다. 분석의 결과, 우리나라 취업자 가운데 가구소득이 빈곤선 이하의 생활을 하는 근로빈곤층(개인)의 규모는 약 10.0% 내외의 규모를 보이는 것으로 나타났다. 이러한 근로계층의 빈곤지위에 영향을 미치는 요인으로는 성별, 교육수준, 결혼상태, 취업형태, 고용업종, 고용직종 등으로 밝혀졌으며 이외 가구원수, 연령 등은 유의미한 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다.

주제어: 근로빈곤, 빈곤지위, 다층분석, 위계적 일반화 선형모형

1. 서 론

외환 위기 이후, 빈곤인구가 급증하기 시작하면서 근로빈곤층(working poor)이 새로운 사회문제로 부상하고 있다.¹⁾ 근로빈곤층이란 '현재 취업상태에 있음에도 불구하고 빈곤한 근로자'(Laviatan, and Shapiro, 1987), 혹은 '최근 6개월 이내에 노동시장에서 일하거나, 구직활동을 한 경험이 있는 사람 가

1) 우리나라에서 근로빈곤층의 문제가 부각되기 시작한 것은 2001~2002년 이후의 일이다(노대명 외, 2004). 근로빈곤층의 규모는 연구자의 개념정의와 분석방법 및 분석에 사용된 자료에 따라 매우 다양하게 추정되고 있는데, 빈곤층 대비 근로빈곤층의 규모는 2003년 기준 39.6~63.9%(홍경준, 2005)와 58.7%(금재호, 2004), 그리고 2002년 기준 40.0%(노대명 외, 2004)이다.

운데, 그가 속해 있는 가구가 빈곤선 이하의 생활을 하고 있는 개인'(홍경준, 2005; Klein and Roncs, 1989; Ponthieux, 2000), '근로능력이 있는 빈곤층(workable and working poor)'(노대명·최승아·주연선·구지윤, 2004) 등을 의미한다. 이러한 근로빈곤층에 대한 문제는 1970년대 초반 미국에서부터 그 논의가 시작되어, 현재 EU를 중심으로 한 서구 선진국에서 고용과 빈곤, 그리고 사회적 배제(혹은 삶의 질)를 중심으로 한 다양한 논의가 이루어지고 있으며(EFILWC: European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, 2004), 최근 들어 우리나라에서도 활발한 연구 활동이 이루어지고 있다. 국내 연구들은 크게 세 가지 형태로 구분할 수 있는데, 우선 근로빈곤층의 개념 정의에 관한 연구(홍경준, 2005), 근로빈곤층의 규모와 실태 및 특성에 관한 연구(금재호, 2005; 김영란, 2005; 노대명 외, 2004; 이태진·이상은·홍경준·김선희, 2004; 홍경준, 2005), 그리고 근로빈곤층의 결정요인에 관한 연구(금재호, 2005; 2004; 노대명 외, 2004; 이태진 외, 2004)가 그것들이다. 물론 이외에도 일반 빈곤문제에 대한 연구에서 가구주의 고용여부가 빈곤지위를 결정하는 주요한 변수라는 결과에 기초하여, 근로빈곤층의 문제를 부가적으로 다루고 있는 연구들도 있다(구인회, 2002; 금재호·김승택, 2001; 김교성·반정호, 2004; 홍경준, 2004). 이 가운데 본 연구의 목적에 부합하는 근로빈곤의 정태적 결정요인에 관한 연구들은 일반적으로 패널자료에 기초하여 다년간의 관찰치를 하나로 자료(data set)로 만들어서, 개인관련변수, 가구관련변수, 그리고 제도관련변수를 한 차원에 포괄하여 로지스틱 회귀분석(logistic regression)을 실시하고 있다. 그러나 이러한 분석방법을 활용하여 분석할 경우, 표본간의 자기상관, 관찰단위의 독립성, 집계화의 오류 등의 문제를 가져올 수 있으며, 이는 곧 회귀계수의 표준오차를 작게 추정하게 함으로써 통계적 유의성을 과대평가하는 오류를 범할 수가 있다(강상진, 1998; Campbell and Kashy, 2002; Diggle, Liang, and Zeger, 1995; Guo and Hussey, 1999; Raudenbush and Bryk, 2002; Guo, 2005).²⁾ 이에 본 연구에서는 한국노동패널조사의 2-7차년도 개인 및 가구자료를 이용하여 근로빈곤층의 규모와 특성을 분석하고, 앞선 지적인 분석방법의 문제를 해결하고자 다층분석(multi-level model) 방법을 사용하여 근로빈곤의 정태적(static) 결정요인을 분석하고자 한다.³⁾ 근로빈곤층의 문제는 빈곤의 질적 변화를 의미하는 것으로, 이들을 대상으로 한 분석은 이들에 대한 새로운 빈곤대책을 수립한다는 측면에서 매우 중요한 의미를 갖는다. 또한 다층분석에 기초한 연구의 결과를 로지스틱 회귀분석을 이용하여 분석한 결과와 비교함으로써, 분석방법 선택에 대한 보다 정확한 기법을 소개한다는 측면에서 연구가 가지는 부가적인 의미는 충분할 것으로 생각된다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2절에서는 근로빈곤의 정태적 결정요인과 관련된 선행연구의 내

2) 물론 다년간의 관찰치를 연도별로 구분하여 근로빈곤의 연도별 결정요인이나 동태적(dynamics) 변화를 살펴보는 경우, 이러한 지적인 문제가 되지 않는다. 그러나 일정기간 동안 근로빈곤의 정태적 결정요인을 분석하고자 연도별 관찰치를 하나로 묶어 분석하는 경우, 이러한 문제에 대한 지적을 피해가기 어렵다.

3) 근로빈곤의 결정요인을 연도별로 구분하여 분석할 경우, 특정 년도의 특수한 사항(예: IMF 상황의 개인적 특성)이 부각될 가능성이 매우 높다. 본 연구는 근로빈곤의 문제가 부각되기 시작한 시점(1999년)부터 현재(2004년)까지의 일정기간(1990년대 말-2000년대 초) 동안 근로빈곤의 정태적 결정요인에 주목하고자 다년간의 관찰치를 하나의 자료로 결합하여 분석하였다.

용을 살펴본다. 제3절에서는 본 연구에 사용된 연구방법을 소개하고, 제4절에서는 분석의 결과를 설명한다. 분석 결과의 전반부에서는 근로빈곤가구의 실태와 특성을 파악하고, 후반부에서는 다층분석을 통해 근로빈곤 여부에 영향을 미치는 주요 요인들을 분석하고, 그 결과를 고정효과 모형의 그것과 비교한다. 제5절은 분석 결과를 요약하고, 그에 기초한 정책적 함의를 정리한다.

2. 선행연구에 대한 검토

본 절에서는 연구의 주요 목적과 부합하는 근로빈곤층 결정요인에 대한 선행연구만을 검토하고자 한다. 근로빈곤층의 결정요인은 크게 저임금(low pay), 고용의 질(quality of employment), 가구의 특성(household characteristics), 그리고 개인의 특성(individual characteristics)으로 요약할 수 있다(EFILWC, 2004). 일반적으로 저임금에 종사하는 개인이 빈곤해질 확률은 그렇지 않은 개인에 비해 높은 것으로 알려져 있다(Marlier and Ponthieux, 2000). 이러한 저임금의 현상은 비숙련, 낮은 교육 수준, 고령, 여성, 그리고 소규모 기업 변수와 상관관계를 가지고 있다(OECD, 1998). 또한 임시직(part-time), 계약직(temporary contracted), 그리고 자영업(self-employed) 등 비정규직에 종사하는 개인이 정규직에 종사하는 개인보다 빈곤에 처할 가능성은 매우 높은 것으로 알려져 있다. 우리나라의 연구에서도 유사한 연구의 결과가 발표되고 있는데, 도시가계조사, 가구소비실태조사, 그리고 저소득층 자활사업 실태조사 자료를 활용하여 임금근로층의 소득빈곤 결정요인을 분석한 노대명 외(2004)의 연구에 의하면, 상용직 근로자에 비해 임시직, 일용직, 자영업자/무급종사자, 그리고 실업자/실망실업자의 빈곤 확률이 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 또한 근로빈곤층의 취업상태별 빈곤결정요인에 대한 분석의 결과, 임금근로자와 비임금근로자가 상용/고용주일 경우보다 임시/자영업자일 경우, 혹은 일용/무급종사자일 경우 빈곤가구로 분류될 확률이 높은 것으로 나타났다. 그리고 한국노동패널 조사의 1-6차 연도의 가구소득을 기준으로 근로빈곤의 정태적 결정요인을 분석한 금재호(2005)의 연구에 따르면, 임금근로자로 구성된 가구에 비해 자영업 가구나 자영업자와 임금근로자가 동시에 혼합되어 있는 가구의 빈곤 위험 가능성이 높다고 주장하고 있다. 그는 이전의 연구에서도 유사한 연구의 결과를 보고하면서, 취업이 빈곤문제를 해결해 주는 것이 아니라 취업한 일자리의 질이 중요하다는 정책적 시사점을 제시하기도 하였다(금재호, 2004).

근로빈곤과 관련된 가구주 혹은 가구의 특성으로는 가구주의 취업(실업)여부, 편(부)모가구주 여부, 가구 내 취업인수, 그리고 가구원수 등의 변수가 있다(EFILWC, 2004). 즉, 근로자가 실업자이거나 편부모인 경우, 그리고 가구 내 취업인 수가 적을수록 혹은 가구원수가 많을수록 빈곤해질 가능성은 높다는 것이다. 이 가운데, 가구주의 취업여부, 가구내 취업인수(노대명 외, 2004)와 가구원수(금재호, 2005; 노대명 외, 2004; 이태진 외, 2004) 변수의 영향력은 국내 연구에서도 동일한 결과를 보여주고 있다. 마지막으로 개인과 관련된 변수로는 성, 교육수준, 연령, 그리고 소수자(ethnic minority) 여부 등이 주요한 변수인 것으로 논의되고 있다. 일반적인 빈곤여부와는 다르게 근로빈곤 여부와 관련한 성별 차이는 없는 것으로 알려져 있다(EFILWC, 2004). 이는 여성에 비해 보다 많은 남성들이 노

동에 참여하지만, 상대적으로 여성보다 많은 남성들이 근로빈곤층에 포함되어 있다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 국내의 연구에서도 확인된다(금재호, 2005; 노대명 외, 2004). 그러나 개인이 가질 수 있는 기술력과 직결된다고 할 수 있는 교육수준이 낮을수록 실업이나 근로빈곤에 처할 위험은 높은 것으로 나타나고 있다. 또한 근로빈곤은 젊은 근로자들에게서 더욱 많이 발생한다. 이는 이제 막 노동 시장에 참여한 젊은 근로자의 경우, 상대적으로 저임금을 받을 수 있는 확률이 높고, 취업 경력이나 일에 대한 숙련도 혹은 인적자본을 확대할 수 있는 상대적 기간도 짧기 때문인 것으로 추정할 수 있다(European Commission, 2004). 국내 연구에서도 가구주의 교육수준이 높을수록 빈곤의 위험성이 낮은 것으로 나타나 앞선 주장을 뒷받침하고 있으나, 연령의 경우 가구주의 연령이 많을수록 빈곤의 위험성이 높다는 반대의 결과를 보여주는 것도 있다(금재호, 2005; 노대명 외, 2004).

3. 연구 방법

1) 분석 자료

본 연구는 한국노동연구원에서 실시한 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study)의 제2차년도(1999년)부터 제7차년도(2004년)까지의 6년간의 자료를 분석자료로 이용하였다.⁴⁾ 한국노동패널조사는 제주도를 제외한 비농촌지역에 거주하는 가구와 가구원을 대상으로 1년 1회에 걸쳐 그들의 경제활동 및 노동시장 이동, 소득 및 소비활동, 교육 및 직업훈련, 사회생활 등에 관하여 추적 조사하는 종단적인 조사이다(한국노동연구원, 1999).

본 연구는 연구기간으로 설정한 1999년부터 2004년까지 각 연도의 가구자료에 개인 자료를 결합하여 분석 자료로 구성하였다. 연구의 주요 대상은 각 연도의 결합된 자료에서 연령이 15세 이상 65세 이하인 취업자로 제한하였다. 선별된 주요 대상의 자료는 크게 1차 수준자료(개인내: within-person)와 2차 수준자료(개인간: between-persons)로 구분할 수 있는데, 그 기준은 주요 변수의 시간에 따른 변화 가능성에 기초한다. 우선 1차 수준자료는 시변변수(time-variant variable)로 구성되어 있는데, 여기에는 연구 대상의 연령, 교육수준, 결혼상태, 가구원수, 거주지역 등과 같은 개인의 인구·사회학적 변수들과 취업형태, 고용업종, 고용직종 등 개인의 고용관련 변수들이 포함되었다. 따라서 1차 수준 자료의 각 개인은 최대 6개(각 년도)의 사례를 가지게 된다. 2차 수준의 자료는 제2차년도(1999년)에 측정된 자료를 기초로 하여 성별이 포함되었다. 이러한 2차 자료는 개인의 시불변 특성(time-invariant variables)을 나타내는 변수를 포함한 것으로, 반복 측정된 것이 아니며 각 개인당 1개의 사례를 가지게 된다.⁵⁾ 사실 인구·사회학적 특성을 나타내는 변수들 가운데, 가구원수와 거주지

4) 한국노동패널자료의 제1차 년도(1998) 자료는 소득관련 자료가 가지고 있는 한계로 인해 본 연구의 분석에서 제외하였다. 제1차 년도 자료는 응답자에게 인터뷰 시점에서 지난 1년간의 소득을 질문한 반면 제2차 년도부터는 지난 1년간 소득을 조사함으로써, 1997년과 1998년의 소득에 대한 정보가 6개월 이상 중복되어 있어 정보의 독립성이 의심스럽다(구인회, 2002).

역의 경우 가구특성으로 분류하여, 개인특성에 이어 가구특성을 고려한 3차 수준으로 분석모형을 구성할 수 있으나 모형의 간결성을 해칠 우려가 있어 2차 수준의 자료로 구성하였다.⁶⁾ 이러한 과정을 통해 구성된 본 연구의 최종 분석 사례는 1차 수준에 있어 총 31,407개이며, 2차 수준에 있어서는 총 8,088개이다.

2) 주요 변수

본 연구의 종속변수는 근로빈곤 여부이다. 본 연구에서 사용한 근로빈곤의 개념은 '현재 취업상태에 있음에도 불구하고, 그가 속해 있는 가구가 빈곤선 이하의 생활을 하고 있는 15세 이상 65세 이하의 개인', 즉 '취업자 가운데 가구소득이 빈곤선 이하에 있는 개인'이다. 가구의 빈곤선은 크게 절대적 빈곤과 상대적 빈곤의 기준을 통해 정할 수 있는데, 본 연구에서는 상대적 빈곤의 기준은 통해 빈곤선을 결정하였다.⁷⁾ 이에 중간소득(median income)의 1/2를 빈곤선으로 이용하였으며, 가구원 수의 차이를 반영하기 위해 가구균등화지수를 사용하여 가중치가 부여된 소득에 기초하여 빈곤가구의 기준을 설정하였다. 즉, 가구원수를 n 이라고 할 때, 가구균등화 지수는 \sqrt{n} 으로 계산되며, 가구균등화지수로 조정된 가구소득은 I_h/\sqrt{n} 이라고 할 수 있다(OECD, 1994).

근로빈곤층의 결정요인을 설명하기 위해 설정된 독립변수들은 앞서 설명한 것처럼 크게 개인별 시변변수와 개인별 시불변변수로 구분된다. 시변변수는 개인의 특성이 시간의 흐름에 따라 변화가 가능한(time varying) 한 변수들을 뜻하며 다층모형에서 1차 수준 모형(개인내: within-person)에 포함되고, 시불변변수는 시간이 지나도 변하지 않는(time independent) 변수로서 다층모형에서 2차 수준 모형(개인간: between- persons)에 포함된다.

개인별 시변변수로는 연령, 교육수준, 결혼상태, 취업형태(종사상지위), 고용업종, 고용직종의 변수가 포함되었다. 연령(세)은 연속(continuous) 변수로 분석모형에 포함되었고, 이외 교육수준, 결혼상태, 고용형태, 산업별 종사상 지위, 직업별 종류 등은 더미(dummy) 변수로 전환하여 분석에 사용하였다. 이를 보다 구체적으로 설명하면, 교육수준은 중졸이하, 고졸, 대재 이상으로 구분되며 중졸이하를 기준변수로 사용하였고, 결혼상태⁸⁾는 기혼 유배우, 기혼 무배우(이혼, 별거, 사별 등의 경우 포함),

- 5) 이러한 시변과 비불변 변수의 선택과정에서, 주 연구대상이 성인이므로 교육수준, 결혼상태, 취업형태, 고용업종과 직종변수가 6년이라는 관찰기간 동안 변화하지 않을 수도 있다는 지적이 있었다. 그러나 한명의 연구대상이라도 변화의 가능성이 있다면, 시변변수로 취급하는 것이 정확하다는 판단하에 성(gender)을 제외한 모든 변수를 시변 변수로 취급하였다. 실제로 연구의 대상이 15세 이상 성인이므로 연구의 기간 동안 고용관련 변수는 물론 교육수준과 결혼상태 등 사회학적 변수의 변화도 충분히 일어날 소지가 있다.
- 6) 본 연구에서 결과를 제시하지는 않았으나, 분석의 과정에서 보다 정확한 분석을 위해 개인의 시변변수, 개인의 시불변변수, 그리고 가구 관련 변수로 이루어진 3차 수준의 다층모형을 구성하여 분석을 실시하였다. 그러나 모형의 복잡성으로 인해 restricted maximum likelihood를 통한 적정모형의 반복추정과정에서 오류가 발생하여, 분석의 모형을 2차 수준의 모형으로 간소화 하였다.
- 7) 절대적 빈곤선을 사용하지 않은 이유는 2000년 국민기초생활보장법의 수급자 선정에 위한 가구규모별 최저생계비의 기준과 이전의 생활보호법의 대상자 선정기준이 너무 상이하기 때문이다.

그리고 미혼으로 구분한 뒤 미혼을 기준변수로 사용하였으며, 가구원수(명)는 연속변수로 분석모형에 포함되었고, 주거 지역은 광역시를 중심으로 한 대도시와 그 외의 지방도시로 구분하여 분석에 사용하였다.

그리고 취업형태(종사상지위)는 상용직, 임시직, 일용직, 자영업, 그리고 무급가족종사자로 구성된 뒤 상용직을 기준변수로 사용하였다.⁹⁾ 또한 연구대상의 산업별 종사상 지위는 1차 산업, 제조업, 건설·전기업, 운수·창고업, 통신업, 금융·보험업, 서비스 및 기타업종의 6개 업종으로 분류한 뒤 1차 산업을 기준변수로 사용하였고, 직업별 종류는 관리·전문직, 사무직, 서비스직, 생산직, 단순노무직의 5개 직종으로 분류한 뒤 관리·전문직을 기준변수로 하여 분석에 사용하였다.

개인별 시불변변수로는 성별 변수가 선정되었다. 성별의 경우, 남성과 여성의 이항 변수로 구성되며 여성을 기준변수로 사용하였다. 다음의 <표 1>은 본 연구의 분석모형에 포함된 종속변수와 독립변수를 간략하게 정리한 것이다.

-
- 8) 결혼상태 변수의 경우, 3차년도 자료에 있어 현재 결혼상태를 측정하지 않고 결혼상태가 변화했을 경우 그 변경사항만을 확인하고 있기 때문에, 2차년도 조사의 결혼상태 변수에 3차년도의 결혼상태 변화 변수를 재구성하여 분석에 필요한 변수로 전환하였다.
 - 9) 취업형태 변수의 경우, 노동패널조사의 임금근로자와 비임금근로자를 대상으로 한 종사상 지위 변수를 활용하였는데, 종사상지위를 나타내는 변수가 2차년도 조사에는 임금근로자만을 대상으로 구분하였고, 나머지 년도의 자료에는 모든 취업자를 대상으로 구분하고 있어 변수의 값이 동일하지 않다. 따라서 2차년도의 비임금종사자의 종사상 지위는 취업상태 변수를 이용하여 다른 차수의 변수 값과 동일하게 재구성하였다.

〈표 1〉 변수의 정의 및 측정방법

구분	변수명	변수 설명	속성, 단위		
종속변수	근로빈곤여부	15-65세 취업자 중 가구소득이 각 년도 중간소득의 50% 이하	근로빈곤=1 비빈곤=0		
독립변수	1차 수준 변수	조사년도	조사년도	6개 년도	
		가구원수	개인이 속해있는 가구의 총 가구원 수	명	
		주거지역	가구가 거주하는 지역		
		연령	개인의 만 나이	세	
		교육수준	개인의 교육수준	중졸=1, 고졸=2 대재 이상=3	
		결혼상태	개인의 결혼상태	기혼 유배우=1, 기혼 무배우=2, 미혼=3	
	2차 수준 변수	취업형태 (종사상지위)	주된 일자리의 종사상 지위 (임금 및 비임금 근로자 포함)	상용직=1, 임시직=2 일용직=3, 자영업=4 무급가족종사원=5	
			산업별 종류	현 직장의 산업별 종류	6개 업종
			직업별 종류	현 직장의 직업별 종류	5개 직종
			성별	개인의 성별	남=1, 여=0

3) 분석 방법

본 연구에서는 우선 근로빈곤 가구의 규모와 특성의 변화를 인구·사회학적 변인들과 고용관련변인들을 중심으로 중단적으로 파악하기 위해 분석에 포함된 노동패널자료의 6개년도 가운데 3개 년도(3차, 5차, 7차년도 자료)를 추출하여 빈도분석과 교차분석을 진행하였다. 이를 위해 SPSS 12.0 프로그램을 사용하였다.

근로빈곤층의 정태적 결정요인을 분석하기 위해서는 일차적으로 기존에 널리 사용되어져온 고정효과 로지스틱 회귀분석(logistic regression)을 설정하여 분석을 진행하였으며, 다음으로 고정효과모형 사용 시 나타날 수 있는 사례간 자기상관의 문제 등을 해결하기 위하여 다층모형(multilevel model) 또는 위계선형모형(HLM: hierarchical linear model)을 설정한 뒤 분석을 진행하였다.

일반적으로 패널자료를 이용한 조사연구의 경우, 연도가 다르게 관찰된 개인을 하나의 자료로 통합하여 분석을 진행하게 되는데, 이 경우 각 년도의 관찰치는 동일한 개인을 반복하여 측정한 것이므로 관찰치 간 자기상관(autocorrelation)의 문제를 가져올 수 있고, 동일한 개인으로부터 나온 점수는 비

독립적이므로 관찰단위의 독립성을 만족시킬 수 없으며, 집계화의 오류(aggregate fallacy)와 생태학적 오류(ecological fallacy)를 발생시킬 수 있다. 즉, 개인의 특성들을 연도별로 반복 측정된 자료의 경우, 고정효과(fixed effect)만을 고려한 전통적인 회귀분석모형은 개인차에 의한 분산을 설명하는 데 한계를 지닐 수밖에 없고, 이는 회귀계수의 표준오차를 실제보다 작게 추정하게 함으로써 통계적 유의성이 과대평가될 위험을 유발한다(강상진, 1998; Campbell and Kashy, 2002; Diggle, Liang, and Zeger, 1995; Guo and Hussey, 1999; Raudenbush and Bryk, 2002; Guo, 2005). 그러나 본 연구에서 사용한 위계선형모형은 개별 측정치를 반복 측정하여 구성된 자료(repeated measures)와 같이 위계적 혹은 다층적 자료구조를 지닌 종단적 자료(longitudinal data)에 적합한 분석방법들 중의 하나(Guo and Hussey, 1999; Raudenbush and Bryk, 2002)로 최근에 그 활용도가 증가하고 있다.¹⁰⁾

본 연구에서 사용한 자료는 노동패널자료 중 6개년도의 자료를 병합하여 작성하였기 때문에 각 개인은 6회에 걸쳐 반복 측정된다. 따라서 근로빈곤여부에 영향을 미치는 요인의 분석과정에서 앞서 지적한 문제가 발생할 수 있다. 이 경우 개인 내(within-person) 변량을 설명하는 1차 수준모형과 개인 간(between-persons)의 변량을 설명하는 2차 수준모형을 가지는 위계선형모형을 설정하여 개인에 대한 반복 측정으로 나타날 수 있는 측정치간의 자기회기(autocorrelation)문제를 해결함으로써, 기존의 일반 회귀분석에 의한 자료의 분석 방법이 가지는 한계를 극복할 수 있다.

그러나 본 연구에서 종속변수로서 사용된 빈곤지위 여부는 이항 변수로 구성되어 있어 일반적으로 위계선형모형에서 가정하고 있는 독립변수들의 관계가 선형이고 정규분포를 이룬다는 가정을 충족하지 못하고 있다.¹¹⁾ 따라서 본 연구에서는 이러한 문제점을 해결하기 위하여 위계선형모형의 확장된 형태라고 할 수 있는 위계적 일반화 선형모형(HGLM: hierarchical generalized linear models)을 사용하였다(Raudenbush and Bryk, 2002; 양정호, 2004). 본 연구는 이러한 분석을 위해 HLM 6.02 프로그램을 사용하였으며, 분석의 내용을 수식을 이용하여 보다 구체적으로 설명하면 다음과 같다.

- 10) 일반적으로 패널자료 분석에 사용되는 통계방법으로는 pooled cross-sectional time-series analysis, 일반화선형모형(GLM: generalized linear model), 일반화추정방정식(GEE: generalized estimating equation), 그리고 mixed model(혹은 HLM) 등이 있으나, 이러한 분석방법들은 모두 시간이나 개인의 특성에 대한 반복 측정시 발생하는 자기상관(autocorrelation)의 문제와 이분산성(heteroskedasticity)의 문제를 해결하고자 하는 동일한 목적을 수행한다고 볼 수 있다. 하지만, mixed model의 경우 타 방법에 비해 자료의 결측치(missing) 문제에 대해 상대적으로 자유롭고, 변량추정에 있어 일반적으로 선호되는 REML(restricted maximum likelihood)이나 ML(maximum likelihood)의 방법을 사용하고 있으며, 다양한 형태의 공변량 구조(covariance structures)를 적용할 수 있다는 점에서 상대적으로 우수하다는 장점이 있다(Little et al., 1996; Volinger and Chang, 1995).
- 11) 위계적 선형모형의 경우 기본적으로 각 수준의 기대 산출값이 회귀계수와 선형을 이루어야 하며, 각 수준의 무선효과(random effects)가 정규분포를 이루어야 한다는 가정이 성립되어야 한다. 하지만, 종속변수가 선형가정이나 정규분포가정이 만족되지 않을 경우(예를 들면, 종속변수가 이산변수일 경우) 위계적 선형모형을 수정한 위계적 일반화 선형모형(HGLM)을 사용함으로써 보다 적절한 분석을 진행할 수 있다(Raudenbush and Bryk, 2002). 다만, 이러한 위계적 일반화 선형모형을 HLM 6.02 프로그램을 이용하여 분석할 경우, 일반적인 위계선형모형과 달리, 아직까지 분석모델의 적합성에 대한 관련 계수치를 제공하지 않는다는 한계가 있다.

(1) 기초모형(unconditional model)

본 연구에서는 먼저 빈곤지위 유무에 있어 개인간의 변량의 크기를 측정하기 위해, 각 수준에 독립 변수가 포함되지 않는 무조건부(unconditional) 위계적 일반화 선형모형(HGLM)을 설정하였다. 먼저 1차 수준의 모형은 단순히 수식(1)로 표현될 수 있고, 2차 수준의 모형은 수식(2)로 표현될 수 있으며, (1)과 (2)를 통합한 모형은 수식(3)으로 표현될 수 있다.

$$n_{ij} = \beta_{0j} \tag{1}$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \mu_{0j} \tag{2}$$

$$n_{ij} = \gamma_{00} + \mu_{0j}, \quad \mu_{0j} \sim N(0, \tau_{00}) \tag{3}$$

여기서 n_{ij} 는 j번째 근로자가 i회 측정되었을 경우의 빈곤할 승산로그(log of the odds of poverty) 값이 되고, γ_{00} 는 근로자 개인이 평균적으로 빈곤할 승산로그(log-odds) 값이 되며, τ_{00} 는 근로자 개인의 평균 빈곤 승산로그값에 대한 개인간의 변량으로 설명할 수 있다.

(2) 연구모형(conditional model)

본 연구에서 사용한 연구모형의 1차 수준에서는 근로자 개인을 연도별로 반복 측정한 자료를 분석하는 단계로, 조사년도를 나타내는 변수와 더불어 개인의 시변변수를 투입하여 아래의 수식(4)와 같은 모형을 설정하였다. 여기서 연령, 학력(고졸, 대재이상) ... 단순노무직 등은 독립변수이고 β_{0j} 는 절편 값이며, $\beta_{1j} \dots \beta_{ij}$ 는 각 시변변수들이 빈곤지위 여부에 미치는 효과를 나타낸다.

$$n_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}(\text{연령})_{ij} + \beta_{2j}(\text{고졸})_{ij} + \beta_{3j}(\text{대재이상})_{ij} \dots + \beta_{ij}(\text{단순노무직})_{ij} \tag{4}$$

2차 수준에서는 아래의 수식(5)와 같이 각 개인 간의 빈곤지위 여부에 대한 차이에 대해 개인의 성별과 같은 시불변변수를 투입하여 모형을 설명하게 된다.

$$\begin{aligned} \beta_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01}(\text{성별})_j + \mu_{0j}, & \mu_{0j} &\sim N(0, \tau_{00}) \\ \beta_{pj} &= \gamma_{p0}, p > 0. \end{aligned} \tag{5}$$

위 모형에서 β_{0j} 만 각 개인마다 변하는 무선효과(random effects)로 설정되었고 1차 수준에서 설정한 시변변수들의 효과는 고정효과(fixed effects)로 지정하였다. 여기서 γ_{00} 는 근로자 개인이 평균

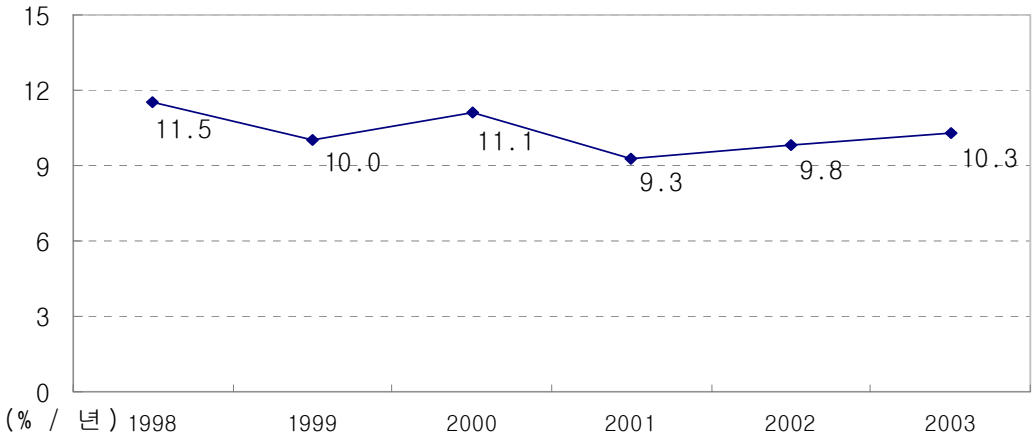
적으로 빈곤할 수준을 나타내고, γ_{01} , γ_{02} , γ_{03} 은 각각 근로자 개인의 시불변 독립변수의 빈곤지위 여부에 미치는 효과를 나타낸다.

4. 연구 결과

1) 기술적 분석

(1) 근로빈곤층의 실태

본 연구의 기간으로 설정된 1999년부터 2004년까지의 조사에 기초한 근로빈곤층의 규모를 살펴보면 아래의 <그림 1>과 같다. 연구대상 가운데, (1999년에 조사된) 1998년의 근로빈곤층의 규모는 전체 취업자 가운데 11.5%로 나타났다. 근로빈곤층의 규모는 2001년에 이르러 9.3%로 조금 감소하는 모습을 보이나, 이 후 다시 증가하기 시작하여 2003년에는 10.3%에 이르고 있다. 이러한 수치는 금재호(2004)의 연구 결과보다는 조금 낮은 수치이나, 홍경준(2005)의 연구 결과 가운데 본 연구의 근로빈곤층의 개념과 유사한 '취업자 중 근로빈곤 개인'(근로빈곤Ⅲ)의 규모와 크게 다르지 않다.



<그림 1> 근로빈곤층의 규모와 변화 추이

(2) 근로빈곤층의 특성

본 연구에서 근로빈곤층으로 구분된 대상과 비빈곤층으로 구분된 대상의 인구·사회학적 특성을 비교해 보면, 우선 성별의 경우 모든 관찰시점에서 근로빈곤층에 있어 여성의 비율이 비빈곤층에 비해 높게 나타나 여성의 빈곤화 현상은 근로빈곤층에서도 동일하게 나타나는 것으로 밝혀졌다. 또한

근로빈곤층은 각 연령대별로 비교적 균등하게 분포되어 있으나, 상대적으로 50세 이상의 중·고령층에 많이 분포하는 것으로 나타났다. 근로빈곤층의 교육수준별 비중은 비빈곤층에 비해 중졸 이하의 비중이 높은 것으로 나타났다. 이는 인적자본의 취약성이 근로계층을 빈곤으로 빠지게 하는 중요한 요인이라는 것을 보여주는 것이다. 그러나 중졸이하의 비중은 시간이 흐를수록 감소하는 반면, 대재 이상의 비중은 점차 증가하여 교육수준별 격차는 크게 감소하는 모습을 보이고 있다. 근로빈곤층의 결혼여부는 비빈곤층에 비해 기혼 무배우의 비중이 높은 것으로 나타나고 있는데, 이들은 대체로 편모일 가능성이 높다고 가정할 때, 이들 집단에 대한 선택적 빈곤정책의 마련이 필요하다 하겠다.

〈표 2〉 근로빈곤층의 인구·사회학적 특성

(단위: 명, %)

구 분		1999년		2001년		2003년	
		비빈곤	빈곤	비빈곤	빈곤	비빈곤	빈곤
성	남성	3,060(61.4)	279(50.6)	3,130(60.9)	259(49.1)	3,242(60.8)	340(55.3)
	여성	1,922(38.6)	272(49.4)	2,012(39.1)	269(50.9)	2,093(39.2)	275(44.7)
연령	15-30세	1,130(22.7)	101(18.3)	1,153(22.4)	101(19.1)	1,159(21.7)	119(19.3)
	31-40세	1,535(30.8)	138(25.0)	1,503(29.2)	92(17.4)	1,558(29.2)	138(22.4)
	41-50세	1,408(28.3)	127(23.0)	1,482(28.8)	157(29.7)	1,539(28.8)	180(29.3)
	51-65세	909(18.2)	185(33.6)	1,004(19.5)	178(33.7)	1,079(20.2)	178(28.9)
교육수준	중졸 이하	1,338(26.9)	288(52.3)	1,298(25.2)	270(51.5)	1,133(21.2)	237(38.5)
	고졸	2,135(42.9)	187(33.9)	2,108(41.0)	175(33.1)	2,088(39.2)	245(39.8)
	대재 이상	1,507(30.3)	76(13.8)	1,735(33.7)	83(15.7)	2,112(39.6)	133(21.6)
결혼상태	기혼 유배우	3,563(74.6)	364(68.5)	3,850(74.9)	323(61.2)	3,918(73.4)	402(65.4)
	기혼 무배우	208(4.4)	78(14.7)	222(4.3)	97(18.4)	270(5.1)	100(16.3)
	미혼	1,007(21.1)	89(16.8)	1,070(20.8)	108(20.5)	1,147(21.5)	113(18.4)
가구원수	1-2명	570(11.4)	109(19.8)	619(12.0)	131(24.8)	763(14.3)	152(24.7)
	3-4명	3,092(62.1)	293(53.2)	3,323(64.6)	283(53.6)	3,526(66.1)	350(56.9)
	5명이상	1,320(26.5)	149(27.0)	1,200(23.3)	114(21.6)	1,046(19.6)	113(18.4)
거주지역	대도시	2,833(56.9)	267(48.5)	2,931(57.0)	241(45.6)	2,872(53.8)	308(50.1)
	지방	2,149(43.1)	284(51.5)	2,211(43.0)	287(54.5)	2,463(46.2)	307(49.9)
합 계		4,982	551	5,142	528	5,335	615

가구원수별 비중의 경우 비빈곤층과 비교해 근로빈곤층은 가구원이 1-2명인 핵가족에 다소 많이 분포되어 있는 것으로 나타났다. 한편, 근로빈곤층의 경우 70%이상이 가구원이 4명이하인 가구에서 거주하고 있으며 이 집단의 근로빈곤층내의 비중은 점차 증가하고 있는 것으로 나타났다. 이는 가구 구조가 핵가족중심으로 급속히 변화하는 데 따라 근로빈곤층 중에서도 4인 이하의 가구원을 가진 가구의 비중이 상대적으로 증가함을 보여주는 것이라고 하겠다. 근로빈곤층의 거주지역을 보면, 광역시

의 대도시보다는 지방에 거주하는 근로계층의 빈곤문제가 보다 심각하다는 것을 알 수 있다. 그러나 2003년에는 대도시에 거주하는 근로빈곤층의 규모가 크게 확대되어, 근로계층의 빈곤문제가 더 이상 농어촌과 중소도시만의 문제는 아니라는 것을 보여주고 있다.

〈표 3〉 근로빈곤층의 고용관련 특성

(단위: 명, %)

구 분	1999년		2001년		2003년		
	비빈곤	빈곤	비빈곤	빈곤	비빈곤	빈곤	
고용상태	임금근로	3,324(66.7)	320(58.1)	3,547(69.0)	339(64.2)	3,726(69.8)	396(64.4)
	자영업	1,271(25.5)	164(29.8)	1,234(24.0)	143(27.1)	1,242(23.3)	160(26.0)
	가족종사	387(7.8)	67(12.2)	361(7.0)	46(8.7)	367(6.9)	59(9.6)
취업형태	상용직	2,633(53.0)	169(30.8)	2,865(55.9)	184(35.1)	3,004(56.5)	220(36.1)
	임시직	366(7.4)	56(10.2)	360(7.0)	67(12.8)	355(6.7)	70(11.5)
	일용직	289(5.8)	88(16.0)	319(6.2)	87(16.6)	366(6.9)	106(17.4)
	자영업	1,276(25.7)	166(30.2)	1,198(23.4)	132(25.2)	1,228(23.1)	156(25.6)
	가족종사	403(8.1)	70(12.8)	380(7.4)	54(10.3)	364(6.8)	57(9.4)
고용업종	1차 산업	275(5.5)	115(20.9)	236(4.6)	84(16.1)	226(4.3)	71(11.7)
	제조업	1,181(23.8)	109(19.8)	1,180(23.1)	72(13.8)	1,099(20.9)	117(19.3)
	건설·전기	452(9.1)	58(10.5)	474(9.3)	58(11.1)	503(9.5)	69(9.7)
	서비스	2,531(51.0)	241(43.8)	2,692(52.7)	285(54.5)	2,864(54.3)	313(51.7)
	운수·통신	316(6.4)	24(4.4)	328(6.4)	16(3.1)	351(6.7)	29(4.8)
	금융·보험	205(4.1)	3(0.5)	198(3.9)	8(1.5)	227(4.3)	6(1.0)
고용직종	관리·전문	1,082(21.9)	45(8.2)	1,154(22.6)	51(9.7)	1,374(25.9)	84(13.8)
	사무	575(11.6)	32(5.8)	648(12.7)	36(6.8)	739(14.0)	49(8.0)
	서비스	1,198(24.3)	133(24.2)	1,229(24.1)	131(24.9)	1,171(22.1)	141(23.2)
	생산	1,700(34.4)	255(46.4)	1,646(32.3)	198(37.6)	1,571(29.7)	219(36.0)
	단순노무	384(7.8)	85(15.5)	419(8.2)	111(21.1)	440(8.3)	116(19.0)
합 계	4,982	551	5,142	528	5,335	615	

근로빈곤층의 고용형태와 고용관련 특성은 〈표 3〉과 같다. 우선 표에서 비빈곤층 대상의 취업형태는 3개년 공히 상용직 근로자가 55.0% 이상의 분포를 보이고 있다. 그러나 근로빈곤층의 임시직, 일용직, 자영업, 무급가족종사자의 비중을 비빈곤층의 그것들과 비교해 보면, 이들의 비중이 크게 높게 나타나, 근로빈곤층의 고용상태가 매우 불안정하다는 것을 알 수 있다. 그러나 자영업과 무급가족종사자의 비중은 시간이 갈수록 감소하는 경향을 보이며, 반대로 상용직 근로자의 빈곤계층화의 현상은 시간이 갈수록 확대되는 경향을 보인다. 한편, 근로빈곤층이 종사하는 산업별 비중을 살펴보면, 1차 산업과 건설·전기업의 비중이 비빈곤층에 비해 상대적으로 높은 반면, 제조업, 운수·통신업, 금융·

보험업의 비중은 낮은 것으로 나타났다. 또한 근로빈곤층의 직종별 비중은 단순노무직의 비중이 상대적으로 높은 반면, 관리전문직과 사무직의 비중은 낮은 것으로 나타났다. 또한 생산직 근로빈곤층의 비중은 1999년에 비해 2003년에 크게 감소하는 경향을 보인다.

2) 결정 요인 분석

본 절에서는 근로빈곤층의 특성과 원인을 규명하기 위하여, 15세에서 65세 이하의 취업자를 대상으로 그가 속한 가구가 빈곤에 빠질 위험이 얼마나 되는지를 분석하였다. 먼저, 기존 연구에서 많이 활용되고 있는 고정효과 로지스틱 회귀분석을 실행하였고, 다음으로 위계적 일반화 선형모형(HGLM)을 실행하여 두 모형의 분석결과를 비교하였다. 위계적 일반화 선형모형에서는 1차 수준과 2차 수준 변수들이 투입되지 않은 상태에서 자료를 분석하는 기초모형에 이어 각 수준에 따라 시변변수와 시불변변수들을 투입한 연구모형을 설정하여 분석을 진행하였다.

(1) 고정효과모형 : 로지스틱 회귀분석

다음의 <표 4>는 한국노동패널조사의 제 2차년도부터 제 7차년도까지의 자료를 병합한 뒤, 반복측정으로 인해 파생될 수 있는 자기상관의 문제를 고려하지 않은 상태에서 근로자의 빈곤지위여부에 관한 로지스틱 회귀분석을 실행한 결과이다. 분석의 결과, 우선 인구·사회학적 특성 관련 변수들 가운데, 성별, 교육수준, 결혼상태, 가구원수, 거주지역 등의 변수가 근로자 가구의 빈곤지위에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 여성보다는 남성이, 교육수준이 상대적으로 높은 경우, 결혼상태가 유지된 경우, 가구원수가 많을수록, 중·소도시보다는 대도시에 거주하는 연구 대상이 빈곤에 빠질 위험이 낮다는 것이다. 이러한 결과는 대체로 기존연구의 결과와 유사한 것이나, 가구원수의 경우 기존 연구와는 상이한 결과를 보여주고 있다.

고용관련변수의 경우 취업형태, 고용업종, 고용직종 등이 모두 근로자의 빈곤지위여부에 유의미하게 영향을 미친 것으로 나타났는데, 이는 기존의 연구와 유사한 결과이다. 즉, 상용직 근로자의 경우 임시, 일용직, 자영업, 가족종사자 보다 빈곤위험성이 낮은 것으로 나타났고, 또한 1차 산업종사자의 경우 제조업, 건설·전기업 등의 타 업종에 근무하는 근로자의 보다 빈곤에 빠질 위험이 높게 나타났으며, 관리전문직의 경우 서비스직, 생산직, 단순노무직에 비해 빈곤에 빠질 위험이 낮은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 대체적으로 기존의 연구들과 유사한 것이나 앞에서 언급한 관찰치 간의 자기상관의 문제를 고려하지 않은 결과로서 결과물에 대한 해석시 주의가 요구된다고 할 수 있다.

〈표 4〉 고정효과 모형 : 로지스틱 회귀분석

	Coefficient	std. error	Odds-ratio	Wald
상수	-1.081	0.165		47.732 ***
성별(여성)	-0.098	0.045	0.907	4.750 *
연령	-0.002	0.003	0.998	0.647
교육수준(중졸이하)				
고졸	-0.429	0.049	0.651	75.563 ***
대재이상	-0.825	0.071	0.438	134.495 ***
결혼상태(미혼)				
결혼유배우	-0.472	0.063	0.623	56.080 ***
결혼무배우	0.503	0.085	1.653	34.774 ***
가구원수	-0.035	0.015	0.966	5.419 *
지역(중소도시)	0.016	0.004	1.017	16.249 ***
취업형태(상용직)				
임시직	0.655	0.065	1.925	101.009 ***
일용직	0.926	0.069	2.525	180.068 ***
자영업	0.264	0.056	1.302	22.440 ***
가족종사	0.262	0.077	1.300	11.645 **
고용업종(1차산업)				
제조업	-0.913	0.076	0.401	144.294 ***
건설·전기	-1.027	0.091	0.350	125.995 ***
서비스	-0.819	0.080	0.441	105.985 ***
운수·통신	-1.137	0.111	0.321	105.523 ***
금융·보험	-1.503	0.180	0.222	70.059 ***
고용직종(관리전문)				
사무	0.147	0.090	1.158	2.685
서비스	0.317	0.076	1.373	17.521 ***
생산	0.360	0.079	1.433	20.696 ***
단순노무	0.844	0.084	2.326	100.972 ***
조사년도	-0.015	0.011	0.985	1.834

사례수=33,537, LR $\chi^2=2106.001$

Cox & Snell $R^2 = 0.061$, Nagelkerke $R^2 = 0.125$

비 고 : * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

(2) 위계적 일반화 선형모형(HGLM)

① 기초모형(unconditional model)

일반적으로 다층모형의 분석과정은 기초모형과 연구모형에 대한 분석으로 구분되는데, 기초모형은 자료의 기초정보를 확인하는 단계로 1차 수준과 2차 수준의 분산값이 유의미한 차이가 발생하는지를 검증하고, 1차 수준 자료의 분산 중 2차 수준에 의해 발생하는 분산비율을 도출하게 된다. 기초모형에 대한 분석을 기초로 2차 수준에 따라 종속변수의 분산값이 유의미하게 달라진다는 것이 검증되면, 설명변수를 투입하여 각 변수들이 종속변수에 미치는 영향을 검증하는 연구모형에 대한 분석을 수행한다(변호순·김교성, 2005; Raudenbush and Bryk, 2002). 하지만, 종속변수가 이항 변수인 경우에는 1차수준의 분산이 이분산적(heteroscedastic)이기 때문에 각 1차 수준 단위마다 다르므로, 총 분산에 대한 각 수준의 분산비율을 정도를 살펴보는 것이 의미가 없게 된다(양정호, 2004; Guo and Hussey, 1999). 따라서 본 연구에서는 편의상 1차 수준의 분산을 1이라고 가정하였고¹²⁾ 각각의 분석모형에 있어 독립변수들의 투입에 따른 2차수준의 분산의 변화만을 설명하였다.

다음의 <표 5>는 1차 수준과 2차 수준 변수들이 투입되지 않은 상태에서 위계적 일반화 선형모형을 통해 분석한 내용이다. 먼저, 추정된 개인별 평균 빈곤위험성은 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 즉, 근로자 개인이 평균적으로 빈곤에 빠질 가능성은 그렇지 않을 가능성보다 0.12배 낮은 것으로 나타났다. 또한, 근로자의 빈곤지위 결정여부에 대한 개인 간 수준의 분산은 1.656이며, 이는 통계적으로 유의미하게 나타나 추정된 근로자의 빈곤지위가 개인 간 차이에 의해 설명되어짐을 보여주고 있다.

<표 5> 근로자의 빈곤지위 여부에 대한 HGLM 분석 : 기초모형

	Coefficient	std. error	t-value	Odds Ratio
고정효과(Fixed Effects)				
상수	-2.093	0.021	-97.844	0.123 ***
	SD	Variance Component	df	χ^2
무선효과(Random Effects)				
1차 수준 분산		1.000		
2차 수준 분산	1.287	1.656	8029	11244.9 ***

사례수 : 1차=31,407, 2차=8,088

비 고 : * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

12) 관측오차가 이론적인 이항 오차분포를 정확히 이를 경우 1차 수준의 분산의 척도인수(scale factor)가 1이 되게 된다. 따라서 일반적으로 위계적 일반화 선형모형(HGLM)을 사용하는 경우 편의상 이를 1차 수준의 분산으로 간주하고 분석을 진행한다(양정호, 2004).

② 연구모형(conditional model)

연구모형에 관한 분석결과는 아래의 <표 6>에 제시되고 있다. 먼저, 앞의 고정효과모형에 비교해 볼 때 대체적으로 각 변수들의 계수추정치에 대한 표준오차의 변화(표준오차의 증가)와 이로 인해 가 구원수와 지역 등과 같은 몇몇 변수에 있어서는 통계적 유의미성의 변화가 있음을 확인할 수 있다. 이는 기존 고정효과모형에서 측정치의 반복추정으로 인해 나타날 수 있는 계수의 오차를 과소추정함으로써 유의미하지 않은 변수를 유의미한 것으로 받아들이는 통계적 오류를 위계적 일반화 선형모형에서 어느 정도 해결한 것을 의미한다.

분석의 결과를 구체적으로 살펴보면, 개인의 특성이 시간에 따라 변화하지 않는 2차 수준의 독립변수인 성별이, 개인의 특성이 시간에 따라 변화하는 1차 수준의 독립변수들 중에서는 교육수준, 결혼상태, 거주지역, 취업형태, 고용업종, 고용직종 등이 근로계층의 빈곤지위에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 우선 2차 수준의 변수들에 있어 성별의 경우, 남성 근로자가 여성근로자에 비해 빈곤에 빠질 위험이 13% 낮은 것으로 파악되었다. 이러한 결과는 금재호(2005)나 노대명 외(2004)의 연구와는 다른 결과로 빈곤의 여성화 현상이 근로빈곤층에서도 동일하게 나타난다는 것을 의미하는 것이다.

다음으로 1차 수준의 변수들에 있어 근로자의 연령은 근로빈곤 위험성에 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 그러나 교육수준 별로는 고졸과 대학재학 이상의 학력을 가진 근로자의 경우 중졸 이하의 학력을 가진 근로자에 비해 빈곤 위험 가능성이 각각 35%와 58% 정도 낮은 것으로 나타나, 근로계층의 빈약한 인적자본 수준이 빈곤의 원인이 될 수 있다는 전통적인 연구의 결과들을 확인시켜 주고 있다. 결혼상태의 경우, 결혼하여 배우자가 있는 근로자의 빈곤위험성이 미혼 근로자에 비해 41% 정도 낮게 나타난 반면, 결혼한 후 사별이나 이혼 등으로 인해 배우자가 없는 근로자는 미혼 근로자에 비해 오히려 빈곤위험성이 약 50% 높은 것으로 나타났다. 이는 최근 급속히 증가하고 있는 가정의 해체가 빈곤의 원인으로 작용하고 있음을 보여주는 결과라 하겠다. 한편, 근로자가 속해 있는 가구의 가구원수의 영향력도 기존연구와는 달리(금재호, 2005; 노대명 외, 2004; 이태진 외, 2004) 근로계층의 빈곤위험성에 영향을 주고 있지 않는 것으로 밝혀졌으나, 근로자의 거주지역의 경우 대도시 거주 근로자가 중소도시와 농어촌 거주 근로자보다 빈곤에 빠질 위험성이 약 9.5% 낮은 것으로 나타났다.

<표 6> 근로자의 빈곤지위 여부에 대한 HGLM 분석 : 연구모형

	Coefficient	std. error	Odds-ratio	t-value
<u>고정효과 (Fixed Effects)</u>				
상수	-1.020	0.128		-8.001 ***
2차 수준:				
개인간(Between-persons)				
성별(여성)	-0.134	0.049	0.875	-2.749 **
1차 수준:				
개인내(Within-person)				
연령	-0.007	0.026	0.993	-0.272
교육수준(중졸이하)				
고졸	-0.432	0.053	0.649	-8.228 ***
대재이상	-0.867	0.071	0.420	-12.211 ***
결혼상태(미혼)				
결혼유배우	-0.530	0.055	0.589	-9.640 ***
결혼무배우	0.405	0.088	1.499	4.613 ***
가구원수	0.048	0.032	1.049	1.479
지역(중소도시)	-0.101	0.042	0.904	-2.392 *
취업형태(상용직)				
임시직	0.587	0.069	1.799	8.465 ***
일용직	0.815	0.078	2.260	10.506 ***
자영업	0.274	0.057	1.315	4.821 ***
가족종사	0.224	0.083	1.250	2.683 **
고용업종(1차산업)				
제조업	-0.900	0.084	0.407	-10.677 ***
건설·전기	-0.934	0.105	0.393	-8.900 ***
서비스	-0.759	0.089	0.468	-8.575 ***
운수·통신	-1.100	0.123	0.333	-9.042 ***
금융·보험	-1.367	0.148	0.255	-9.224 ***
고용직종(관리전문)				
사무	0.100	0.078	1.105	1.282
서비스	0.237	0.071	1.267	3.311 ***
생산	0.339	0.077	1.403	4.416 ***
단순노무	0.751	0.086	2.119	8.789 ***
조사년도	-0.012	0.025	0.988	-0.493
	SD	Variance Component	df	χ^2
<u>무선효과 (Random Effects)</u>				
1차 수준 분산		1.000		
2차 수준 분산	1.126	1.269	8028	9354.4 ***

사례수 : 1차=31,407, 2차=8,088

비 고 : * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

다음으로 고용관련 변수들을 살펴보면, 먼저 취업형태가 근로자의 빈곤지위에 주요한 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 상용직 근로자에 비해 임시직의 경우 80%, 일용직의 경우 126%, 자영업자의 경우 32%, 무급 가족종사자의 경우 25% 정도 빈곤위험성이 높은 것으로 나타났다. 특히, 기존연구와 같이 최근에 급속히 증가한 임시직이나 일용직 근로자의 경우 빈곤에 빠질 위험성이 상당히 높은 것으로 나타나, 안정된 고용형태 여부가 근로빈곤의 주요한 원인이 된다는 사실을 증명하고 있다. 근로자의 고용업종별 빈곤위험성 효과를 살펴보면, 1차 산업을 기준으로 제조업, 건설·전기업, 서비스업, 운수·통신업, 금융·보험업 등 모든 업종에 종사하는 근로자의 빈곤위험성이 상대적으로 낮다는 것을 알 수 있다. 이 중 특히 금융·보험업 종사자와 운수·통신업 종사자의 경우 타 직종에 비해 빈곤위험성이 매우 낮게 나타났다. 또한 근로자의 직종별 빈곤위험성 효과를 살펴보면, 관리·전문직과 사무직 근로자의 빈곤위험성은 큰 차이가 없었지만, 관리·전문직에 종사하는 근로자에 비해 서비스직, 생산직, 단순노무직에 종사하는 근로자의 경우 빈곤에 빠질 위험성이 상대적으로 매우 높은 것으로 나타났다. 특히 단순노무직의 경우 관리·전문직에 비해 약 112%이상 빈곤에 빠질 위험성이 높은 것으로 나타나 이들에 대한 적절한 대책이 필요하다고 할 수 있다. 이러한 결과는 업종과 직종에 따라 근로소득의 격차가 확대되고 있다는 것을 의미하는 것으로, 근로자의 고용상의 지위가 상대적으로 안정적일수록 빈곤의 위험성이 낮아진다는 사실을 추정할 수 있다.

마지막으로 연구모형에 나타난 개인간의 차이에 의해 설명되어진 분산은 1,269로서 최초에 설정한 기초모형에서 나타난 개인간 차이에 의한 분산 1,656에 비해 약 32% 감소하였는데, 이는 연구모형에서 투입한 여러 독립변수들에 의해서 근로자의 빈곤지위여부가 설명된 것이다. 하지만, 본 연구모형에 투입한 변수들 대부분이 근로자의 빈곤지위여부에 대한 분산 설명에 유의미하게 작용하였음에도 불구하고 아직 많은 분산이 설명되지 않은 것으로 나타나, 추가적인 설명변수의 필요성이 제기되고 있음을 알 수 있다. 특히, 본 연구에서 자료상의 제약으로 인해 다루지 못한 거시적이고 구조적 영향을 나타내는 변수들을 고려한 모형에 대한 연구가 지속적으로 필요할 것으로 보인다.

5. 결 론

본 연구는 근로계층의 빈곤 결정요인을 파악하기 위해, 한국노동패널조사의 제2차년도부터 제7차년도까지 6개년의 자료에 기초하여 위계적 일반화 선형모형(HGLM)을 이용한 실증적 분석을 실시하였다. 이러한 분석에 따른 결과를 요약하고 그에 기초하여 제시할 수 있는 근로빈곤층에 대한 정책적 제언들은 다음과 같다.

먼저 분석의 결과를 간단히 요약하면, 개인적 특성에 있어 남성인 경우, 교육수준이 상대적으로 높거나, 배우자가 있는 경우, 그리고 대도시에 거주하는 경우 빈곤에 처할 위험이 낮은 것으로 나타났다. 또한 취업형태의 경우 상용직보다는 임시직이나 일용직 종사자의 빈곤에 처할 위험이 높은 것으로 나타났으며, 업종의 경우 1차 산업에 비해 모든 산업들이 빈곤에 처할 위험이 낮은 것으로 나타났고, 직종의 경우 관리전문직에 비해 서비스직이나, 생산, 단순노무직 등이 빈곤의 위험성이 높은 것으로 나

타났다. 그러나 연령이나 가구원수 등은 근로자의 빈곤지위 유무에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

이상의 연구 결과는 기존 국내 선행연구의 결과와 대체로 유사하나, 성별, 연령, 가구원수 등의 영향력은 조금 상이한 것으로 나타났다. 선행연구에 의하면, 연령이 높아질수록 빈곤에 빠질 위험이 높은 것으로 나타났으나, 본 연구에서는 65세 이상의 노인층을 제외한 취업자를 연구의 주 대상으로 삼았기 때문에 이러한 연령의 효과가 상쇄된 것으로 보인다. 또한 대부분의 선행연구의 결과에 의하면, 가구원수의 증가가 빈곤위험성을 증대시키는 것으로 보고하고 있으나 본 연구에서는 가구원수의 증가 여부와 빈곤지위는 관련이 없는 것으로 나타났다.¹³⁾ 이는 본 연구의 기술통계에서 나타나듯이 최근에 근로빈곤층 내에서는 여러 명의 가구원을 가진 가구의 빈곤비중보다 핵가족화 등으로 인해 주로 1-2 명의 가구원을 가진 가구의 비중이 증가하고 있고, 이에 따라 점차 가구원수의 증가가 빈곤지위와의 관련성이 미미해지는 것으로 해석할 수 있겠다.

이러한 분석결과를 통해 제시할 수 있는 몇 가지 정책적 제언들은 다음과 같다. 우선 본 연구의 결과에 비추어 볼 때, 비정규직 근로자가 정규직 근로자에 비해 빈곤에 처할 가능성이 매우 높은 것으로 나타나 이들에 대한 정부의 정책적 대안 마련이 필요한 것으로 보인다. 비정규직 근로자는 상대적으로 낮은 임금으로 인해 빈곤에 처할 가능성이 높은 집단이다. 또한 사회보험의 적용 대상에서 배제되어 있는 경우가 많고(김연명·윤정향, 2004), 기업에서 제공하는 부가급여(fringe benefit)의 혜택도 받지 못하는 경우가 대부분이다. 따라서 근로빈곤층은 정부에서 제공하는 공적부조 급여를 통해 최저한의 생계를 유지할 수밖에 없는데, 우리나라 국민기초생활보장제도의 수급자 관련 기준을 볼 때 이들이 수급 적용대상에 포함되기는 현실적으로 불가능한 것이 사실이다.¹⁴⁾ 즉, 근로빈곤층은 기본적인 사회보장제도의 사각지대에 존재하는 빈곤집단이므로 이들에 대한 탈빈곤정책은 생계유지를 기반으로 하는 절대빈곤층에 대한 그것과는 매우 다르게 구축되어야 할 것이다. 정부는 비정규직 근로빈곤층이 가지는 사회적 배제현상을 제거하기 위해 노력해야 할 것이며, 비정규직 근로자의 고용안정과 적절한 소득을 보장해 줄 수 있는 괜찮은 일자리(decent job)의 창출 및 고용의 질 향상 등과 같은 노동의 질 개선과 관련한 정책적 고려가 필요하다. 이와 더불어 최저임금제의 조정을 통해 최저임금수준의 상승을 도모해야 할 것이며, 최근 논의되고 있는 근로소득보전제도(EITC)와 같은 임금보조금 형태의 조세정책의 확대 등을 통해 이들의 실질적인 소득을 보전해 주어야 할 것이다. 다음으로 본 연구결과에서는 교육수준이 근로자의 빈곤지위에 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 실제 최근의 통계청(2005) 발표를 보면 교육수준에 따른 근로소득의 격차는 점차 확대되고 있는 것으로 나타나 취약한 인적자본을 가진 근로자의 경우 빈곤에 처할 위험이 더욱 증대될 것으로 보인다. 따라서 이들의 취약한 인적자본을 개선하기 위한 교육 및 직업훈련의 강화를 통한 직업능력(employability)의 고양

13) 사실 이것이 고정효과모형과 위계적 일반화 선형모형이 보여주는 결과의 가장 큰 차이점이다. 따라서 앞서 지적한 고정모형이 가지는 문제점을 극복하고자 보다 정확한 분석방법에 기초한 본 연구의 결과에 비추어 볼 때, 가구원수 변수는 근로자의 빈곤여부 결정에 통계학적으로 유의미한 영향력을 갖지 않는 것으로 판단된다.

14) 우리나라에서 국민기초생활보장제도를 통해 보호해야 할 실질적인 사각지대에 있는 비수급 빈곤층의 규모는 약 65만명 정도로 추정된다(노대명·신영석·이태진·최승아, 2004).

및 자활지원사업이나 창업지원사업 등의 재정비와 같은 정책적 대안의 마련이 필요할 것이다.¹⁵⁾

본 연구의 결과에서 가장 주목하여야 할 것은 근로빈곤층이 가지는 인구학적인 특성과 가구구조의 변화에 있다고 생각된다. 즉, 개인의 사회경제적 특성이나 취업형태와 같은 고용의 질의 측면에서 동일하더라도 여성의 경우 남성보다 근로빈곤층이 될 확률이 높게 나타났다. 이는 곧 빈곤의 여성화가 근로계층에까지 동일하게 나타남을 보여주는 결과라 하겠다. 또한 결혼상태 변수의 분석 결과에 비추어 볼 때, 결혼하여 배우자가 있는 근로자의 빈곤위험성이 미혼 근로자에 비해 낮게 나타난 반면, 결혼 후 사별이나 이혼 등으로 인해 배우자가 없는 근로자의 빈곤위험성은 미혼 근로자에 비해서도 높은 것으로 나타나 가정구조의 변화가 빈곤의 원인으로 작용하고 있음을 알 수 있다. 이러한 성별 변수와 결혼상태 변수의 영향력을 종합적으로 검토해 볼 때, 경제활동에 종사하고 있는 여성이지만 배우자와 사별, 이혼 등으로 자녀들과 함께 사는 경우 즉, 편모가정 근로자일 경우 빈곤의 가능성이 매우 높아질 것으로 추정할 수 있다. 편모가정 근로자는 남성근로자나 배우자가 있는 근로자에 비해 상대적으로 사회·경제적 부담이 클 수밖에 없는 인구 집단이다. 이들은 경제활동 이외에 가사와 자녀 양육 등을 동시에 수행하여야 하는 집단임에도 불구하고, 노동시장에서의 차별(남성과 여성의 임금수준)과 보편화된 공적 양육제도의 부재 등의 원인으로 인해 빈곤에 빠질 위험이 매우 높게 나타난다. 따라서 이들의 양육부담을 덜어주기 위한 공공보육시설이나 직장보육시설의 확충과 더불어 아동수당 제도의 도입 등과 같은 획기적인 지원대책을 고려할 필요가 있을 것으로 사료된다(김교성, 2005; 김교성·반정호, 2004).¹⁶⁾ 더불어 노동시장에서의 여성의 취업이나 노동환경의 차별을 개선하고, 사회서비스(social services) 분야와 같이 특화된 사회적 일자리 창출 및 개발을 통해 이들에 대한 다양한 취업기회를 제공하는 노동시장공급 차원의 정책의 마련도 고려해야 할 것으로 보인다.

마지막으로 이러한 근로빈곤층에 대한 빈곤정책은 주로 임금근로자를 중심으로 한 대책에 초점이 맞추어지고 있다. 그러나 본 연구에서 나타난 바와 같이 고용형태상으로 자영업자와 가족종사자가 근로빈곤층의 약 35-45% 차지하고 있으며, 고용업종의 경우 1차 산업 종사자가 근로빈곤층의 약 10-20%를 차지하고 있음에도 불구하고 빈곤정책에서 소외되어 왔음이 사실이다. 따라서 이들의 소득과 고용안정을 위한 다방면의 대책도 필요할 것으로 보인다(홍경준, 2005).

참고문헌

- 강상진. 1998. "교육 및 사회연구를 위한 연구방법으로서 다층모형과 전통적 선형모형의 비교분석연구". 『교육평가연구』 11(1): 207-258.
- 구인회. 2002. "빈곤층의 사회경제적 특성과 빈곤이행: 경제위기 이후의 시기를 중심으로". 『한국사

15) 그러나 분절된 노동시장의 구조, 노동수요, 그리고 노사관계 측면에서 포괄적인 대안과 일할 기회의 확대 방안을 강구하지 않은 채 인적자본의 개발만을 강조하면 학력 인플레이션만 가중시킬 수 있다는 김유선(2003)의 주장도 간과해서는 안 될 것이다.

16) 앞선 지적대로 근로빈곤층은 정부에서 제공하는 사회보험과 공적부조제도의 사각지대에 놓일 가능성이 높은 것이 현실임을 감안할 때, 인구학적 특성에 기초한 사회수당(demogrant) 형식의 사회적 급여의 제공을 통해 기본적으로 일할 여건을 마련해 주는 것이 보다 바람직할 것으로 생각된다.

- 회복지학』 48: 82-112.
- 김재호·김승택. 2001. “빈곤의 원인에 대한 실증분석: 패널데이터 분석을 중심으로”. 『한국노동경제학회 2001년 추계학술세미나 발표문』. 서울: 한국노동경제학회.
- _____. 2004. “취업으로 빈곤극복이 가능한가”. 『경제분석』 10(3): 72-111.
- _____. 2005. “외환위기 이후 근로빈곤의 실태”. 정진호·황덕순·김재호·이병희·박찬임. 『한국의 근로빈곤 연구』. 서울: 한국노동연구원.
- 김교성·반정호. 2004. “고용상태와 빈곤경험이 빈곤이행에 미치는 영향에 관한 연구”. 『사회복지정책』 18: 31-54.
- _____. 2005. “국제비교를 통한 한국의 국가복지 수준에 대한 진단”. 『한국 사회복지의 좌표: 2005년 한국사회복지학회 춘계학술대회 자료집』. 서울: 한국사회복지학회.
- 김연명·윤정향. 2004. “비정규 노동자의 사회복지 배제와 그 대책”. 정이환 외. 『노동시장 유연화와 노동복지』. 서울: 인간과 복지.
- 김영란. 2005. “한국의 신빈곤현상과 탈빈곤정책에 관한 연구: 근로빈곤층의 실태를 중심으로”. 『한국사회복지학』 57(2): 41-69.
- 김유선. 2003. “비정규직 결정요인”. 『제4차 한국노동패널학술대회 논문집』. 서울: 한국노동연구원.
- 김호. 1999. “반복측정 자료 분석의 고찰: SAS의 PROC MIXED를 이용하여”. 『한국보건통계학회지』 24(1): 7-15.
- 노대명·신영석·이태진·최승아. 2004. 『저소득층 현물급여 확대방안 연구』. 서울: 한국보건사회연구원.
- _____. 최승아·주연선·구지윤. 2004. 『한국 근로빈곤층의 소득·고용실태 연구』. 서울: 한국보건사회연구원.
- 변호순·김교성. 2005. “미신고 복지시설 노인의 우울과 자아존중감에 대한 다층분석”. 『한국노년학』 25(4): 147-165.
- 양정호. 2004. “고등학생의 재학 중 아르바이트 참여요인 분석”. 『교육사회학연구』 14(1): 17-37.
- 이태진·이상은·홍경준·김선희. 2004. 『근로빈곤층의 실태와 대응방안』. 서울: 한국보건사회연구원·기초보장 자활정책평가센터.
- 통계청. 2005. 『2005 한국의 사회지표』. 서울: 통계청.
- 한국노동연구원. 1999. 『한국 가가와 개인의 경제활동: 한국노동패널 1차 자료분석』. 서울: 한국노동연구원.
- 홍경준. 2004. “빈곤에 대한 동태적 분석: 빈곤주기를 중심으로”. 『사회복지연구』 24: 187-209.
- _____. 2005. “근로빈곤층에 대한 탐색적 연구: 개념정의와 실태파악”. 『한국사회복지학』 57(2): 119-142.
- Bryk, A. S. and S. W. Raudenbush. 2002. *Hierarchical Linear Models: Applications and data analysis methods*. Newbury Park, CA: Sage Publication.
- Campbell, L., and D. A. Kashy. 2002. “Estimating Actor, Partner, and Interaction Effects for Dyadic Data using PROC MIXED and HLM: A User-Friendly Guide.” *Personal Relationships* 9: 327-342.
- Diggle, P. J., K. Y. Liang, and S. L. Zeger. 1995. *Analysis of Longitudinal Data*. Oxford, NY: Oxford University Press.
- European Commission. 2004. *Joint Report on Social Inclusion 2003: Statistical Annex*, Luxembourg:

- Office for Official Publications of the European Communities.
- European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions. 2004. *Working Poor in the European Union*. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- Guo, S. 2005. "Analyzing grouped data with hierarchical linear modeling." *Children and Youth Services Review* 27: 637-652.
- Guo, S., and D. Hussey. 1999. "Analyzing Longitudinal Rating Data: A Three-level Hierarchical Linear Model." *Social Work Research* 23(4): 258-269.
- Klein, B. W., and P. L. Rones. 1989. "A Profile of the Working Poor." *Monthly Labour Review* October: 3-11.
- Levitan, S., and I. Shapiro. 1987. *Working but Poor: America's Contradiction*. Baltimore: The Johns Hopkins University Press.
- Marlier, E., and S. Ponthieux. 2000. *Low-wage Employees in EU Countries*, Eurostat, Statistics in Focus: Population and Social Conditions, Luxembourg, Office for Official Publications of the European Communities.
- OECD. 1998. *Employment Outlook 1997*. Paris: OECD.
- Ponthieux, S. 2000. "Les Treavailleurs Pauvres en Europe." *Economie et Statistique* 5: 11-18.
- Littel, R. C., G. A. Miliken, W. W. Stoup, and R. D. Wolfinger. 1996. *SAS System for Mixed Model*. SAS Institute, Cary: NC.
- Wolfinger, R. D., and M. Chang. 1995. "Comparing the SAS GLM and MIXED Procedures for Repeated Measures." Technical paper, SAS Institute. Cary: NC.

Determinants of the Working Poor: An Analysis Using Hierarchical Generalized Linear Model

Kim, Kyo-Seong
(Chung Ang University)
Choi, Young
(Chung Ang University)

This study aims to explore the status and characteristics of the working poor and to identify the major determinants of their statistic status. For this, longitudinal panel data (from 2nd wave(1999) data to 7th wave(2004) data) from Korean Labor and Income Panel Study (KLIPS), is used. The data is analyzed by adopting Hierarchical Generalized Linear Model (HGLM), which is known as an appropriate data analysis method for the hierarchically structured data, to look at the factors that affect on the poverty status of the working people. The results show that 1) it is estimated that about 1 out of 10 working people (about 10.0%) are poor, and 2) sex, education level, marital status, region where they lives, employment status, occupation type, and industry type that they are working at are significant predictors in determining their poverty status. Unlike the results of the previous studies, however, the number of the household member, age are not influenced on their poverty status. Based on these results, several policy implications are presented at the end of this paper.

Key words: Working Poor, Poverty Status, Multi-Level Modeling, Hierarchical Generalized Linear Model.

[논문접수일 2006. 1. 23. 게재확정일 2006. 4. 6.]