

勞 動 經 濟 論 集  
 第29卷(1), 2006. 4, pp. 41~73  
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

## 외환위기 이후 한국의 근로빈곤 실태에 관한 연구\*

금재호\*\*

본 연구는 한국노동패널조사의 제1차~6차년도의 자료를 이용하여 근로빈곤(working poor)의 규모 및 특성, 그리고 동태적 이행과정을 분석하고 있다. 분석결과 빈곤가구의 절반 이상이 근로빈곤(working poor)가구이며, 취업자가 있는 가구의 상당수는 빈곤상태에 놓여 있다. 그러나 근로빈곤가구는 빈곤의 진입과 이탈이 매우 활발하고, 미취업가구에 비해 빈곤에 빠질 위험성이 낮으며, 빈곤에 빠지더라도 곧장 벗어날 확률이 높다. 가구주의 연령이 높고 저학력일수록 근로빈곤의 위험성이 높은 것으로 추정되고 있다. 또한, 임금근로가구에 비해 자영업가구와 임금·자영업 혼합가구의 근로빈곤 위험성이 높다.

근로빈곤의 해소를 위해 빈곤 취약계층의 능력개발과 좋은 일자리의 창출이 중요하다. 특히 좋은 일자리의 창출은 고용문제의 해결을 위해서뿐만 아니라 소득불평등의 완화를 위해서도 중요하다. 자영업가구에 대한 정책적 관심의 제고와 더불어 근로빈계재충에 대한 합리적인 사회복지 지원책의 마련도 요구된다.

—주제어 : 근로빈곤, 빈곤, 일자리창출, 소득불평등, 취약계층

\* 이 논문은 2005년 2월 25일에 개최된 한국경제학회 공동학술대회 응용경제학회 세션(session)의 발표문이다.

\*\* 한국노동연구원(keum@kli.re.kr)

## I. 머리말

외환위기 이후 빈곤문제에 대한 관심이 높아지면서 이에 관한 연구도 활발하게 수행되고 있다. 빈곤에 대한 정의와 범위에 관련된 논의에서부터, 그 현황과 원인 및 추세가 심층적으로 분석되고 있다. 추세와 연관된 빈곤의 동학(poverty dynamics)에 대한 분석과 더불어 복지제도와 빈곤 간의 연관관계에 이르는 다양한 연구들도 수행되고 있다. 빈곤에 대한 연구가 활발하여진 것은 외환위기를 거치면서 빈계재수가 증가하고 소득불평등이 확대되었다는 문제의식과 함께 분석에 필요한 기초 데이터들이 체계적으로 제공되었기 때문이다. 특히, 1998년부터 시작된 한국노동패널조사(KLIPS)는 우리나라의 빈곤 연구를 위한 중요한 기초 데이터를 제공하고 있다.

빈곤의 원인과 현상에 대한 연구는 사회복지, 경제, 정치, 문화 등의 다양한 측면에서 접근할 수 있다. 노동경제학의 입장에서는 빈곤의 규모 및 이행과정에 대한 분석과 더불어 일하고 있으면서도 빈곤에 빠진 '근로빈계재수'에 대한 관심이 요구된다.<sup>1)</sup> 즉 취업을 하고 있지만 생계유지를 위해 필요한 소득을 충분히 얻고 있지 못한 계층의 규모와 특성에 대한 이해가 중요하다. 근로빈곤(working poor)의 문제는 인간다운 삶의 보장, 소득불평등의 해소라는 사회적 관점뿐만이 아니라 취약계층에 대한 노동시장정책의 수립과 집행, 인적자원의 양성과 배분, 그리고 성장잠재력의 확충이라는 관점에서도 중요한 과제이다.

빈곤 그 자체에 대한 연구는 현재 활발하게 진행되고 있지만 근로빈곤에 대한 연구는 최근에야 시작되었다. 근로빈곤에 초점을 맞춘 연구로는 금재호(2004)를 들 수 있다. 이 연구에서는 한국노동패널조사의 제1차~4차년도의 자료를 이용하여 근로빈곤(working poor)가구의 규모와 특성, 그리고 동태적 이행과정을 분석하였다. 분석결과 전체 빈곤가구의 절반 이상이 취업자가 있는 근로빈곤가구이며, 또한 취업자가 있는 가구의 14% 정도는 빈곤상태에 놓여 있었다. 이러한 결과는 취업이 빈곤문제를 해결해 주는 것이 아니며, 취업 그 자체보다는 일자리의 질이 중요하다는 정책적 시사점을 제시하고 있

1) 일할 의사와 능력이 있지만 일자리를 구하지 못한 미취업자나 취업과 실업을 반복하는 계층도 근로빈곤에 포함시키기도 한다.

다. 또, 홍경준(2005)은 근로빈곤층을 빈곤층 중에서 ‘조사 시점에서 지난 6개월 이내에 노동시장에서 일하였거나, 현재 고용되어 있거나 혹은 구직활동을 한 경험이 있는 사람’으로 광범위하게 정의하고 근로빈곤의 규모와 특징을 분석하였다. 분석결과 일반적 빈곤층에 비해 남성의 비중이 많고, 30~60세의 사람들이 절반 이상을 차지하며, 중졸 이하의 저학력자에 근로빈곤층이 집중되어 있음을 보였다.<sup>2)</sup>

이 논문에서는 한국노동패널조사(KLIPS)의 제1~6차년도 개인 및 가구자료를<sup>3)</sup> 사용하여 1997년의 외환위기 이후 지속되는 빈곤과 소득불평등의 문제를 재조명하고 근로빈곤(working poor)의 규모와 특성을 분석한다. OECD(2001)의 상대적 빈곤 정의 등을 이용하여 우리나라 도시 지역의 빈계재층을 분석한 결과 전체 빈곤가구 중에서 취업자가 있는 빈곤가구가 절반 정도를 차지하여 근로빈곤의 문제가 매우 심각함을 보여준다. 외환위기 이후 급격히 악화된 소득불평등도는 아직도 완화될 조짐이 없으며, 그 결과 근로빈곤의 규모도 외환위기 이전에 비해 크게 증가한 것으로 추산된다.<sup>4)</sup>

기존 연구의 대부분이 빈곤의 규모와 원인을 분석하고 있는 것에 비해 여기에서는 분석 대상의 범위를 좁혀 근로빈곤가구의 규모와 그 특성 및 동태적 변화를 분석하고 있다. 기존의 빈곤 연구들에서는 가구원의 취업 여부가 빈곤을 결정하는 핵심적 요인이나 여기에서는 취업 그 자체보다는 일자리의 질이 중요하다는 시사점을 재확인할 수 있었다.

이 논문의 구성은 다음과 같다. 다음의 제Ⅱ장에서는 분석에 사용된 자료의 성격과 상대적 빈곤을 정의하고 기초분석 결과를 제시한다. 즉 1998~2003년까지의 6년 동안 소득불평등도와 근로빈곤의 규모가 어떻게 변화하고 있는지를 평가하고, 빈곤의 진입과 이탈에 관련된 기초분석의 결과들을 설명하고 있다. 제Ⅲ장에서는 취업자가 있는 가구를 대상으로 이들 중 빈곤상태에 놓여 있는 근로빈곤가구의 특성이 무엇인지, 그리고 비

2) 이외에도 윤성호(2005), 윤정향·이병훈(2005) 등의 연구가 있으며, 특히 정진호 외(2005)에서는 근로빈곤의 문제를 종합적으로 다루고 있다.

3) 한국노동패널조사의 한계가 먼저 지적될 필요성이 있다. 1998년에 시작한 한국노동패널조사는 1995년의 센서스를 모집단으로 전국의 도시 지역에서 추출한 5,000가구를 원표본으로 하여 출발하였다. 그러나 조사가 진행되면서 다수의 가구가 탈락하여 2003년의 제6차 조사에서는 원표본 가구의 77.2%인 3,862가구만이 남아 있다. 또한 1995년과 2003년 사이에 인구이동과 인구구조의 상당한 변화가 있었다. 이러한 탈락가구와 인구구조의 변화로 인해 한국노동패널조사의 분석결과가 우리나라의 도시 지역을 대표한다고 간주하기에는 무리가 있다.

4) 한국노동패널조사는 1998년부터 시작되었기 때문에 외환위기 이전의 소득불평등도나 빈곤의 규모를 파악할 수 없다. 그렇기 때문에 외환위기 이전의 시기에 대한 설명은 「도시가계조사」의 분석결과에 바탕을 두고 있다.

빈곤가구와의 차이점이 무엇인지를 분석한다. 또한 근로빈곤에의 진입과 탈출 가능성을 논의한다. 분석결과 취업가구의 9% 정도는 2년 이상의 지속적 또는 반복적 근로빈곤에 빠질 위험성이 있으며, 빈곤에의 진입과 이탈이 활발하다는 점을 발견할 수 있었다. 제IV장에서는 계량적 분석방법을 사용하여 근로빈곤의 정태적 결정요인과 근로빈곤가구 취업자의 특성을 분석한다. 또한 근로빈곤의 진입과 탈출의 동태적 이행과정에 영향을 미치는 요인들이 무엇인지도 다루고 있다. 추정결과 가구주의 연령이 높고, 저학력 가구의 경우 취업하고 있어도 빈곤상태에 처할 위험성이 높다. 임금근로가구보다 자영업 또는 임금/자영업 혼합가구의 근로빈곤(working poor) 위험성이 높은 점도 특징적 사실로 나타나고 있다. 마지막으로 제V장에서는 이 장의 주요 내용을 정리하고 근로빈곤의 축소를 위한 정책 방향에 대해 간략하게 논의한다.

## II. 자료의 성격과 상대빈곤의 규모

### 1. 응답 가구와 개인의 특성

여기에서는 금재호(2004)의 연구를 확장하여 빈곤의 규모와 빈곤가구의 특성 등에 대한 기초적 분석을 하였다. 이를 위하여 한국노동패널조사(KLIPS)의 제1차년도(1998년)에서 제6차년도(2003년)까지의 6개 연도 자료를 사용하고 있다.<sup>5)</sup>

지니계수 등 소득불평등도와 빈곤의 규모를 추정하는 데 도시가계조사가 많이 사용된다. 그렇지만 도시가계조사는 자영업가구와 1인가구가 제외된 한계가 있다. 이에 대해 한국노동패널조사는 전국의 도시 지역에 거주하는 모든 가구를 포함함으로써 소득불평등도나 빈곤의 규모를 보다 정확하게 파악할 수 있다는 장점이 있다. 또한 도시가계조사의 경우 표본이 변동하기 때문에 빈곤의 동태적 변화를 분석하기 어려운 반면 한국노동패널조사는 동일한 가구를 매년 추적조사하기 때문에 동태적 변화를 파악할 수 있다는 장점이 있다.

한국노동패널조사에서 패널조사에 응답한 가구의 숫자는 매 조사마다 차이가 있다.

---

5) 금재호(2004)에서는 1차에서 4차까지의 4개년도 모두 응답한 3,741가구만을 분석 대상으로 하였다.

시계열적 일관성을 위해 여섯 번의 조사에 모두 응답한 가구만을 대상으로 빈곤의 규모를 파악하는 것이 올바른 접근방법일 것이다. 그러나 1998년의 원표본가구들 중 상당수가 영구적 또는 일시적으로 탈락함에 따라 6개년도 모두 응답한 가구는 3,008가구로 원표본가구의 61.8%에 불과하다.

6개년도의 모든 조사에 응답한 가구의 특성은 원표본가구의 특성과 차이가 있어 표본의 대표성이 문제시된다(부표 참조). 더구나 고학력 젊은층이 비대칭적으로 더 많이 탈락하였다. 지역적으로도 서울, 인천·경기·강원 지역의 탈락률이 높아 빈곤의 규모가 실제보다 과대 추정될 위험성이 대두되고 있다. 이러한 문제점을 완화하기 위해 6개년도 모두 응답한 가구가 아닌 해당 조사년도에 응답한 모든 가구를 대상으로 분석한다. 따라서 매년 분석대상 가구의 수가 변동하게 된다.<sup>6)</sup>

한국노동패널조사 원표본가구와 1~6차 조사 모두 응답한 가구, 그리고 6차년도에 응답한 가구의 인구학적 특성은 <부표>에 나타나 있다. 원표본가구의 경우 가구주의<sup>7)</sup> 성별로는 남성이 85.9%로 대부분을 차지하며, 가구주의 연령대별로는 40대가 가장 많은 27.9%이고 그 다음으로 30대와 50대의 순이다. 60대 이상인 가구도 17.7%에 이르고 있는 반면 20대 이하는 7.6%에 불과하다.<sup>8)</sup> 교육수준별로는 고졸이 가장 많은 37.4%를 점유하고 있고 가구원수는 평균 3.5명으로 나타났다. 4인 가족이 가장 많은 37.8%를 차지하고 1인 가구도 10.3%에 달하였다. 거주형태별로는 자가가 55.8%로 가장 많으며, 월세 또는 기타도 13.2%에 이른다. 지역별로는 서울이 27.1%이고, 인천·경기·강원 지역도 서울의 경우와 비슷한 25.7%로 경인 지역 거주자들이 절반에 달한다.

조사 시점과 가구소득의 파악 시점이 다른 것도 한국노동패널조사의 한계이다. 1998년의 1차 조사에서는 응답일을 기준으로 지난 한 해 동안의 평균 가구소득을 질문하였으나, 2차 조사부터는 가구용 설문지에서 지난해 1년 동안의 소득을 조사하였다. 예를

6) 매년도의 응답 가구수는 1998년 5,000가구, 1999년 4,508가구, 2000년 4,266가구, 2001년 4,248가구, 2002년 4,298가구, 2003년 4,592가구이다.

7) 여기에서 가구주는 경제적 가구주가 아니라 인구학적 가구주이다. 경제적 가구주를 기준으로 하는 것이 빈곤 분석에 보다 적합할 것이나 가구 내에 취업자가 없는 경우에는 경제적 가구주를 누구로 할 것인가의 문제가 있어 인구학적 가구주를 기준으로 분석하였다.

8) 가구주의 연령이 60세 이상인 가구의 비중이 2003년 25.6%나 되는 것은 흥미롭다. 또한 1~6차년도 모두 응답한 가구에서는 그 비중이 20.8%에 달한다. 60세 이상 가구의 비중이 제1차년도인 1998년에 비해 높은 것은 패널이 진행되면서 가구주의 연령이 낮은 가구가 상대적으로 많이 탈락되었을 가능성을 제기한다.

들어, 2000년의 조사에서는 '1999년도 한 해 동안 어떤 종류의 소득을 얼마나 얻었는가?'를 질문한다. 이에 대해 개인용 설문지에서는 2000년의 조사 시점 당시를 기준으로 취업 여부와 같은 경제활동 상황을 질문하기 때문에 경제활동의 파악 시점과 가구소득의 파악 시점이 크게 차이가 난다.<sup>9)</sup> 이러한 문제를 해결하기 위한 방안으로 2001년의 제4차 조사에서부터는 지난해 1년 동안의 소득과 더불어 조사 시점 기준 지난 1개월 동안의 소득도 함께 질문하기 시작하였다. 그러나 가구소득의 시계열적 분석에 조사 시점 기준 지난 1개월의 소득을 활용하는 방안은 2001~2003년까지의 3개년만 가능하다. 시간적 일관성을 유지하기 위해 소득불평등과 빈곤의 규모 파악에서는 지난해 1년 동안의 소득을 사용하기로 한다.

월평균 가구소득은<sup>10)</sup> <표 1>과 같이 1998년의 149.4만 원에서 계속 증가하여 2003년의 6차 조사에서는 220.6만 원을 기록하고 있다. 그러나 중간치는 평균값보다 낮은 120.0만 원(1차 조사)에서 179.4만 원(6차 조사)으로 높아졌다. 가구소득의 증가율은 5차 조사를

<표 1> 가구소득과 가구원 1인당 월평균 소득의 변화<sup>11)</sup>

(단위: 만원, %)

	1998년의 1차 조사	1999년의 2차 조사	2000년의 3차 조사	2001년의 4차 조사	2002년의 5차 조사	2003년의 6차 조사
가구소득의 평균치	149.4 (151.4)	157.7 (180.5)	161.8 (206.2)	174.0 (170.1)	213.2 (248.2)	220.6 (227.5)
전년대비 소득증가율	-	5.6	2.6	7.5	22.5	3.5
GDP증가율(실질)	-6.9	9.5	8.5	3.8	7.0	3.1
소비자물가상승률	7.5	0.8	2.2	4.1	2.7	3.6
가구소득의 중간치	120.0	123.3	134.2	149.3	166.7	179.4
가구원 1인당 소득	45.7 ( 48.6)	46.3 ( 50.6)	49.3 ( 59.0)	52.0 ( 50.2)	65.7 ( 72.7)	69.5 ( 71.3)

주: 괄호 안은 표준편차 값임.

9) 이러한 문제를 해결하기 위한 하나의 길로 개인용 질문지에서의 소득을 모두 합하여 가구소득을 판단하는 방안을 고려할 수 있다. 그러나 이 경우 근로소득은 파악이 가능하지만 자산소득이나 이전소득 등은 여전히 파악할 수 없는 어려움이 있다.

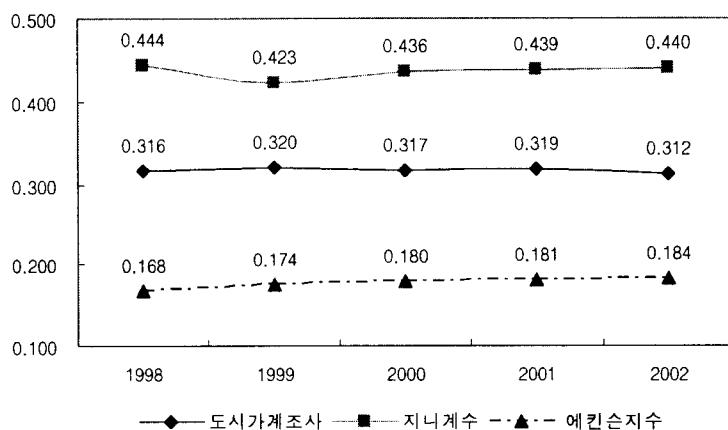
10) 여기에서 가구소득은 경상소득과 비경상소득을 모두 합친 것이다. 경상소득은 근로소득, 금융소득, 부동산소득 및 이전소득을 합친 것으로 정의되며, 비경상소득은 퇴직금, 보험금, 경조소득, 장학금 등을 포함한다.

11) 5차 조사에서 월평균 가구소득(2001년)은 전년 대비 22.5%나 급증하였고 이의 원인이 무엇인가에 대한 추가적 분석이 요구된다. 월 2,000만 원 이상의 고소득가구 숫자가 전년도의 2개에서 9개로 증가한 것도 하나의 원인으로 판단된다.

제외하고는 2.6~7.5%를 기록하였다. 이 기간 중의 실질경제성장률과 물가상승률을 감안할 때, 2002년의 5차 조사를 제외하고는 가구소득의 증가율이 상대적으로 낮게 나타나고 있다. 또한 1인당 평균소득은 <표 1>의 마지막 줄에 있는데 1차 조사에서 45.7만 원이었던 1인당 소득은 2003년의 6차 조사에서는 69.5만 원으로 5년 동안 52.0%가 증가했다.

가구소득의 불평등도를 나타내는 지수인 지니계수(Gini's Index)와 애킨슨(Atkinson)지수 값은 1998~2002년<sup>12)</sup> 사이에 별다른 변화가 없는 것으로 나타났다. [그림 1]은 5개년 동안의 지니계수와 애킨슨지수의 값을 나타내고 있다. 외환위기 직후인 1998년에 0.444을 기록하였던 지니계수의 값은 2002년에도 0.440을 보였고 그 기간 동안 상당히 안정적으로 움직였다. 또한 애킨슨지수의 값은 같은 기간 0.168에서 0.184로 매년 조금씩 상승하여 소득불평등이 약간씩이나마 심화되었음을 보여준다. 이러한 추이는 통계청 「도시가계조사」의 결과를 사용하여 계산한 지니계수의 추세와 유사하다. [그림 1]의 「도시가계조사」는 통계청 「도시가계조사」의 지니계수로 외환위기 이후 소득분배의 불평등이 지속되고 있음을 나타낸다.<sup>13)</sup>

(그림 1) 가구의 소득불평등도 추이: 지니계수와 애킨슨지수



- 12) 1998년의 지니계수와 애킨슨지수는 1999년도에 실시한 패널조사의 결과를 반영하고 있다. 앞에서 언급한 바와 같이 1999년도 조사에서는 1998년 1년 동안의 가구소득을 질문하였다. 1999~2002년의 지니계수와 애킨슨지수 값도 동일한 기준이 적용된다.
- 13) 통계청의 지니계수값보다 한국노동패널조사의 지니계수값이 훨씬 높은 것은 통계청의 「도시가계조사」가 2인 이상의 가구만을 대상으로 하고 있고, 자영업자의 대부분이 제외된다는 사실을 반영한다. 즉 통계청의 지니계수는 빈곤의 위험성이 높은 1인 가구와 자영업자가 제외된 연유로 그 값이 작고 소득불평등도도 심각하지 않은 것으로 나타나고 있다.

## 2. 빈곤의 정의

빈곤이 크게 절대적 빈곤과 상대적 빈곤으로 정의되고 있음은 주지의 사실이다. 본 논문에서는 OECD(2001)의 분석과 같이 상대적 빈곤의 개념을 사용하기로 하며 소득이 중간 소득(median income)의 50%에 못 미치는 가구를 빈곤가구로 정의한다. 빈곤의 판단 기준으로 일반적으로 가구 전체의 소득이 사용된다. 그러나 가구의 전체 소득을 기준으로 상대적 빈곤 여부를 판단할 때 가구원수의 차이가 반영되지 않는 문제점이 발생한다. 즉 1인 가구인지 아니면 10인 가구인지와 상관없이 가구 전체 소득이 일정 수준 이하이면 빈곤가구로 간주되는 것이다. 이에 따라 가구원수가 적은 가구가 빈곤가구로 정의될 위험성이 상대적으로 높다.

이러한 문제점을 해결하는 방법의 하나는 가구원 1인당 소득(per capita income)을 기준으로 빈곤 여부를 결정하는 방식이다. 그러나 이러한 접근방법도 가구 전체 소득의 변화 없이 출생이나 사망 등에 의한 가구원수의 단순 증감에 따라 빈곤 여부가 결정된다 는 한계가 지적될 수 있다. 즉 가구원 1인의 증가에 따라 동일 복지수준을 유지하기 위해 추가적으로 필요한 소득의 크기는 일반적으로 가구규모에 따라 다르다. 구체적으로 1인 가구가 2인 가구로 확대될 경우 동일한 복지수준의 유지를 위해 필요한 추가적 소득과 8인 가구가 9인 가구로 확대될 경우 추가적으로 필요한 소득이 서로 다르다. 가구원 1인당 소득을 기준으로 하는 빈곤의 정의는 이러한 차이점을 반영하지 못하는 어려움에 부딪친다.

이러한 어려움을 해결하기 위해 본 연구에서는 가구균등화지수를 가중치로 하고 이에 따라 조정된 가구소득을 빈곤 결정의 기준으로 삼는다. 가구균등화지수는 가구원수의 증가에 따라 동일한 복지수준을 유지하기 위해 추가적으로 요구되는 소득증가율을 나타내는 지수이다.

가구균등화지수를 평가한 연구로는 우리나라의 경우 김진욱(1996), 안창수 외(1989), 박순일 외(1994) 등을 들 수 있다. 그러나 「도시가계조사」의 자료를 근거로 구해진 이들의 가구균등화지수는 2인 이상 가구에 대해서만 균등화지수가 제공된다는 단점이 있다. 이에 대하여 OECD(1994)의 가구균등화지수는 가구원수를  $n$ 이라고 할 때,  $\sqrt{n}$ 의 식으로 나타내어지며, 균등화지수로 조정된 가구소득의 식은  $I_k/\sqrt{n}$ 이다. 그러나 OECD의 가구균등화지수는 해당국 가계경제의 특성과 상관없이 기계적으로 결정된다는 한계를

보인다.

균등화지수를 추정하기 위한 또 다른 방법은 국민기초생활보장 수급자 선정을 위한 최저생계비를 활용하는 것이다. 보건복지부에서는 2000년부터 매년 최저생계비를 발표하고 있는데 가구원수의 증가에 따른 최저생계비의 증가율을 이용하여 균등화지수를 계산할 수 있다. 구체적으로 2000년에서 2003년까지 가구원 숫자별 최저생계비의 평균값을 이용하여 가구원수가  $n$ 명일 때의 최저생계비가 가구원수 1명인 경우의 최저생계비보다 몇 배나 더 많은가를 계산하고, 이를 가구균등화지수로 계산하는 방법이다<sup>14)</sup>. 최저생계비를 이용한 가구균등화지수는 OECD의 방법보다 가구원수의 증가에 따라 가구균등화지수의 증가폭이 크다.<sup>15)</sup> 따라서 둘 중 어떤 방식을 사용하는가에 따라 근로빈곤의 규모뿐만 아니라 가구별 근로빈곤의 분포가 달라진다. 여기에서는 우선 OECD 기준과 최저생계비 기준 두 가지를 모두 사용하여 근로빈곤의 규모를 살펴보도록 한다.

### 3. 근로빈곤(working poor) 가구의 규모

위에서 한국노동패널조사의 한계로 조사 시점과 가구소득의 파악 시점이 다른 점을 지적하였다. 1999년의 2차 조사 때부터 한국노동패널조사는 지난해 1년 동안의 소득을 조사하였다. 예를 들어, 2003년의 조사는 2002년도 한 해 동안의 가구소득을 질문하고 있다. 반면 가구원의 경제활동 상태에 대해서는 2003년 조사 시점 당시의 상황을 질문하여 경제활동의 파악 시점과 가구소득의 파악 시점이 차이가 있다. 이러한 불일치성을 해결하기 위해 2001년도 조사부터는 조사 시점 기준 지난 1개월 동안의 소득도 함께 질문하기 시작하였다.<sup>16)</sup>

14) 매년도마다 가구균등화지수를 별도로 계산할 수도 있다. 그러나 국민기초생활보장 수급자 선정을 위한 최저생계비는 2000년 이후부터 발표되어 제1차(1998년)와 제2차(1999년)년도에는 최저생계비를 보건복지부의 공식적 최저생계비를 알 수 없다. 이러한 연유로 2000~2003년 사이의 최저생계비 평균값을 이용하여 가구균등화지수를 계산하였다.

15) 가구균등화지수의 분포는 다음과 같으며, 2인 이상 가구에 대해 최저생계비 기준이 OECD 기준 보다 큰 값을 보인다.

가구원수	1인	2인	3인	4인	5인	6인
OECD 지수	1.000	1.414	1.732	2.000	2.236	2.449
최저생계비 기준	1.000	1.656	2.277	2.865	3.258	3.676

16) 소득기준을 조사 시점 기준 지난 1개월간의 소득으로 전환하였을 때의 빈곤가구 비중은 다음의 표와 같으며 지난해 1년 동안의 소득을 기준으로 한 빈곤가구 비중보다 전반적으로 낮다.

근로빈곤가구<sup>17)</sup> 규모를 올바르게 파악하기 위해서는 가구소득의 파악 시점과 가구원의 경제활동 시점이 일치하여야 한다. 따라서 지금부터는 조사 시점 기준 지난 1개월의 가구소득을 기준으로 근로빈곤의 규모와 특징을 분석하기로 한다.<sup>18)</sup> 이러한 접근방법으로 인해 분석기간은 2001~2003년까지의 3개년으로 제약되어진다.

여기서 일하는 가구의 빈곤이라 함은 일하는 가구만을 대상으로 가구소득이 중간치의 50%에 미치지 못하는 가구를 일컫는 것이 아니라, 전체 가구를 대상으로 빈곤선을 결정하고 일하는 가구라도 빈곤선 이하에 속하면 이를 '근로빈곤가구'로 정의한다.

<표 2>는 빈곤가구 중 근로빈곤가구의 비중을 보여주고 있다. 빈곤가구의 여부를 판단하기 위해 어떤 기준을 사용하는가에 따라 근로빈곤가구의 비중은 차이가 난다. <표 2>에서 2003년의 생활비<sup>19)</sup> 감안 빈곤가구 비중을 제외하고는 모두 빈곤가구의 절반 이상은 근로빈곤으로 나타났다. 최저생계비를 기준으로 빈곤 여부를 평가하였을 때 근로빈곤의 비중은 2001년의 조사에서 65.2%이다. 이러한 비중은 2002년 64.4%, 2003년 58.7%로 가구원의 취업 여부보다는 일자리의 질이 빈곤 여부에 중요한 요인임을 시사한다.

〈표 2〉 빈곤가구 중 근로빈곤가구의 비중

(단위: %)

조사년도	소득기준 근로빈곤		생활비(소비) 기준 근로빈곤
	최저생계비 기준의 가구균등화지수 적용	OECD 기준의 가구균등화지수 적용	
4차(2001)	65.2	65.5	56.2
5차(2002)	64.4	65.7	52.6
6차(2003)	58.7	58.0	46.3

	OECD 기준	최저생계비 기준	생활비 기준
2001년	17.5	16.6	6.3
2002년	20.9	17.3	6.8
2003년	21.1	19.6	7.9

- 17) 여기에서는 취업자가 있는 가구를 '일하는 가구', 취업자가 있으면서 빈곤한 가구를 '근로빈곤가구'로 정의한다.
- 18) 이 경우 빈곤 여부의 판단 시점은 조사 시점이 된다. 따라서 앞에서 지난해 1년 동안의 소득을 기준으로 빈곤여부를 판단하였을 경우와 판단 시점에서 커다란 차이가 있다.
- 19) 생활비란 한국노동패널조사에서 가구의 소비 규모를 파악하기 위해 사용하는 개념으로 식비, 주거비, 의료비, 교육비, 보건의료비 등과 같이 생활에 드는 돈으로 정의된다.

〈표 3〉 취업가구 중 근로빈곤가구의 비중

(단위: %)

조사년도	소득기준 근로빈곤		생활비(소비) 기준 근로빈곤
	최저생계비 기준의 가구균등화지수 적용	OECD 기준의 가구균등화지수 적용	
4차(2001)	12.0	12.7	4.0
5차(2002)	12.5	15.4	4.0
6차(2003)	13.2	14.0	4.2

소득을 기준으로 빈곤 여부를 판단할 경우 '최저생계비와 OECD의 가구균등화지수 둘 중 어떤 것을 사용하는가?'에 따라 근로빈곤의 비중 차이가 크지 않다. 그러나 생활비를 감안하였을 경우에는 근로빈곤가구의 비중이 크게 줄어드는 것을 발견할 수 있다. 근로빈곤가구의 비중은 2003년에 들어 하락하였다. 이는 전체 가구 중 취업자가 1명도 없는 미취업가구의 증가를 반영한다. 즉 2001년 14.4%, 2002년 14.7%이었던 미취업가구의 비중은 2003년 16.0%로 증가하였으며, 그 결과 근로빈곤가구의 비중도 하락하였다.

취업자가 있는 가구 중에서 빈곤인 가구의 비중은 〈표 3〉과 같다. 최저생계비를 기준으로 하였을 때, 취업가구 중에서 근로빈곤가구의 비중은 2001년 12.0%, 2002년 12.5%, 그리고 2003년에는 13.2%로 나타났다. 근로빈곤가구의 비중은 OECD 기준의 가구균등화지수를 적용하였을 때에도 별 다른 변화가 없다. 그러나 생활비를 감안한 근로빈곤가구의 비중은 큰 폭으로 감소한다. 가구소득과 생활비 모두 중간치의 50%에 미달하는 근로빈곤가구의 비중은 2003년 4.2%에 불과하다. 이러한 결과는 취업가구의 대부분은 소득이 없거나 빈곤선 이하의 낮은 소득을 얻더라도 일정수준의 생활수준은 유지하고 있다는 점을 말한다.

### III. 근로빈곤가구의 특성과 변화

#### 1. 근로빈곤가구의 특성

여기에서는 근로빈곤가구를 대상으로 그 특성이 무엇인지를 논의하기로 한다. 앞의

빈곤규모 분석에서 OECD 가구균등화지수의 빈곤규모와 최저생계비 기준 가구균등화지수의 빈곤규모가 서로 비슷하게 나타났다. 따라서 명확한 분석을 위하여 OECD 가구균등화지수를 적용한 근로빈곤은 제외하고 최저생계비 기준 가구균등화지수를 적용한 근로빈곤과 생활비를 감안한 근로빈곤만을 분석하기로 한다. 지금부터는 최저생계비 기준의 가구균등화지수를 적용한 소득으로 판단한 빈곤을 '소득기준 빈곤'으로, 생활비를 감안한 빈곤을 '소비기준 빈곤'의 정의한다.<sup>20)</sup>

<표 4>는 취업가구만을 대상으로 가구 또는 가구주의 특성에 따라 빈곤율이 어떻게 변화하는지를 보여주고 있다. 먼저 가구주의 성별에 따라서는 여성 가장의 경우 빈곤에 빠질 위험성이 남성에 비해 상대적으로 높다. 소득기준으로 2003년도 6차 조사에서 여성 가장 가구는 가구주가 취업하고 있더라도 19.4%가 빈곤상태이다. 이에 반해, 남성 가장 가구는 가구주가 취업하고 있을 경우 12.3%만이 빈곤선 이하의 소득을 얻고 있다. 이러한 현상은 세 번의 조사에 걸쳐 지속적으로 관찰되고 있으며, 소비기준으로도 동일한 결과를 보인다.

소득기준으로 연령이 높을수록 빈곤 위험성이 상승하는 현상이 발견되나 연령계층별로 그 진폭이 상당히 크다. 가구주가 30대일 때 근로빈곤가구의 비중은 5~7%대에 머무르고 있으나 40~50대일 때에는 그 비중이 10~13%대로 2배 정도 높아지고, 다시 60대 이상일 경우에는 28~29%대로 급증한다. 이처럼 근로빈곤가구의 비중은 가구주 연령대별로 계단식 도약을 한다. 그러나 소비기준 근로빈곤가구의 비중은 전혀 다른 양상을 나타낸다. 가구소득과 소비 모두 중간치의 50% 이하인 근로빈곤가구의 비중은 가구주가 50대일 때까지 4% 미만에 그치지만 60세 이상이면 그 비중이 12~13%대로 급격히 높아진다. 이는 가구주의 나이가 60세 미만인 가구는 교육비 등 필요한 소비수요가 있고 자산이 많으며, 추후 소득 증대의 가능성성이 있기 때문에 현재의 소득이 낮더라도 빚을 얻거나 아니면 자산을 처분하여서라도 빈곤선 이상의 소비지출을 하고 있음을 시사한다.

가구주의 교육수준에 따라서는 예상과 마찬가지로 학력이 낮을수록 빈곤율이 높다. 특히, 가구주가 대졸 이상의 학력을 가진 근로빈곤가구의 비중은 소득기준으로 4.0% 미만, 소비기준으로 0.6%를 넘지 않는다. 이러한 사실은 고학력 근로가구의 경우 고소득을 올리고 있거나 그렇지 않더라도 빈곤선 이상의 생활수준을 유지하고 있다는 점을 시사한다.

가구원수에 따라서는 가구원수가 2인일 때 빈곤율이 가장 높은 특이한 현상을 보인다.

20) 마찬가지로 최저생계비 기준의 가구균등화지수를 적용하였을 경우에는 '소득기준'으로, 생활비를 감안하였을 경우에는 '소비기준'으로 서술한다.

전반적으로 가구원수가 3~4인인 가구의 빈곤율이 가장 낮으나 가구원수가 5인을 초과하면 거꾸로 빈곤율이 다소 증가하는 U자 형태를 나타내고 있다. 1인 가구의 빈곤율은 예상보다 그렇게 높지 않다. 가구의 취업자수와 빈곤율과의 관계는 예상한 바대로 취업자수가 많을수록 빈곤의 위험도 낮아지고 있다.

거주 지역별로는 서울의 빈곤율이 가장 낮은 편이어서 2001년도 취업자가 있는 서울 지역 가구의 7.6%만이 빈곤상태에 처하여 있으며, 인천·경기·강원 지역의 순으로 빈곤율이 높아진다.<sup>21)</sup> 반면 대구·경북 지역이나 광주·전라 지역, 그리고 대전·충청 지역의 빈곤율은 상대적으로 높게 조사되었다.

특히 광주·전라 지역의 빈곤가구 비중이 높아 2001년의 경우 근로가구의 22.4%가 빈곤선 이하의 소득을 얻고 있었다. 지역별 평균소득 및 분포를 분석하면 이러한 현상이 이들 지역의 평균소득이 낮다는 사실을 반영하고 있는 것으로 여겨진다.<sup>22)</sup>

다음으로 근로빈곤 상태에 놓여 있는 취업가구들의 인구학적 특성을 분석하면 <표 5>와 같다. 성별을 기준으로 볼 때, 여성가장 가구가 빈곤가구의 20% 가까이를 차지한다. 취업가구 중 여성가장 가구의 비중이 2003년도 13.1%인 것을 감안할 때 여성가장 가구의 빈곤문제가 상대적으로 심각하다. 그렇지만 취업가구와 미취업가구를 모두 포함하여 분포를 살펴보면 빈곤가구의 34.1%(2003년)가 여성가장 가구이다. 이는 여성가장 가구라고 할지라도 취업자가 있으면 빈곤에서 벗어날 확률이 높다는 점을 시사한다.

빈곤가구는 60세 이상의 가구주 세대에 집중되어 있다. <표 5>처럼 빈곤가구의 35.1~37.9%가 가구주 연령 60세 이상인 가구이다. 또한 가구주 연령이 40대인 빈곤가구의 숫자도 상당한 규모로, 2003년도 조사에서 빈곤가구의 31.3%가 40대 가구주인 것으로 나타났다. 학력별로는 소비기준 초등학교 졸업 이하의 저학력 가구에 빈곤가구의 절반이상이 집중되어 있으며, 또한 빈곤가구의 60% 이상이 취업자가 1인인 가구이다.

21) 대구·경북, 대전·충청 지역에 빈곤가구의 비중이 상대적으로 높더라도 생활비가 다른 지역보다 저렴하다면 가구가 실제로 체감하는 생계의 어려움은 다른 지역과 비슷할 수 있다. 대구·경북, 대전·충청 지역의 빈곤율이 높고 소득수준 또한 낮은 이유에 대하여 향후 추가적 분석이 요구된다..

22) 가구균등화지수를 반영하지 않은 가구소득은 2003년 서울 지역이 263.3만 원, 인천·경기·강원 238.5만 원, 부산·경남·울산 210.6만 원, 대구·경북 170.5만 원, 대전·충청 201.9만 원, 광주·전남 196.5만 원으로 조사되었다. 또한 최저생계비 기준 가구균등화지수를 반영한 가구소득은 2003년 서울지역이 108.5만 원, 인천·경기·강원 96.2만 원, 부산·경남·울산 86.6만 원, 대구·경북 74.3만 원, 대전·충청 84.2만 원, 광주·전남 83.4만 원이다.

〈표 4〉 취업가구 중 빈곤가구의 비중

(단위: %)

	최저생계비 기준의 가구균등화지수 적용 빈곤가구 - 소득기준			생활비 감안 빈곤가구 - 소비기준		
	2001년	2002년	2003년	2001년	2002년	2003년
가구주의 성별						
남 성	10.9	11.3	12.3	3.2	3.3	3.5
여 성	21.0	21.3	19.4	10.1	9.2	9.1
가구주의 연령						
29세 이하	3.7	4.1	2.8	0.0	0.5	1.4
30~39세	5.6	7.3	6.2	1.5	1.9	1.6
40~49세	10.1	10.8	13.8	2.6	2.8	3.4
50~59세	12.6	12.5	11.0	3.3	2.6	2.6
60세 이상	29.2	26.9	28.2	13.7	12.8	12.1
가구주 교육수준						
초등졸 이하	26.5	25.9	28.9	12.2	11.9	13.9
중졸	16.3	15.8	18.5	5.4	5.8	5.4
고졸	8.6	10.7	10.7	1.7	1.7	1.9
전문대졸	4.0	3.5	5.1	0.4	0.8	1.0
대학 이상	3.0	3.7	3.8	0.0	0.6	0.6
가구원수						
1인	10.8	13.4	12.2	5.1	3.8	4.5
2인	20.5	17.7	20.4	8.4	8.6	8.4
3인	11.3	9.5	11.1	3.4	3.8	4.4
4인	9.0	11.7	11.2	2.3	2.9	2.5
5인 이상	14.3	13.6	14.9	5.1	3.4	4.4
거주형태						
자가	12.7	13.6	12.7	4.4	4.5	4.3
전세	9.2	10.1	9.3	2.4	2.5	2.0
월세·기타	15.2	16.4	22.3	5.7	6.1	7.9
가구내 취업자수						
1명	13.8	15.9	17.1	4.8	5.7	5.8
2명	10.5	10.0	9.7	3.2	2.6	2.5
3명 이상	7.1	5.6	4.6	1.9	1.1	1.9
거주지역						
서울	7.6	6.8	9.4	2.0	2.7	1.7
인천·경기·강원	8.7	11.6	8.7	2.6	2.8	2.5
부산·경남·울산	11.2	10.0	12.1	2.9	2.2	4.4
대구·경북	17.0	20.0	21.9	5.8	6.7	6.6
대전·충청	17.8	15.0	17.8	8.2	5.9	9.2
광주·전라	22.4	22.2	22.2	8.8	8.4	7.2

〈표 5〉 근로빈곤가구의 인구학적 분포

(단위: %)

	소득기준			소비기준		
	2001년	2002년	2003년	2001년	2002년	2003년
가구주의 성별						
남 성	81.0	80.6	81.2	72.3	73.9	72.2
여 성	19.0	19.4	18.8	27.7	26.1	27.8
가구주의 연령						
30세 미만	1.9	2.0	1.2	0.0	0.7	1.9
30~39세	12.1	15.1	11.8	9.5	12.0	9.5
40~49세	26.8	26.4	31.3	20.4	21.1	24.1
50~59세	22.2	21.4	17.8	17.5	14.1	13.3
60세 이상	37.1	35.1	37.9	52.6	52.1	51.3
가구주 교육수준						
초등졸 이하	43.1	38.7	39.0	59.9	55.6	58.9
중졸	22.4	20.3	20.7	22.6	23.2	19.0
고졸	27.7	33.3	31.2	16.8	16.9	17.1
전문대졸	2.2	2.0	3.0	0.7	1.4	1.9
대학 이상	4.6	5.6	6.0	0.0	2.8	3.2
가구원수						
1인	5.5	7.2	6.6	8.0	6.3	7.6
2인	18.3	18.6	22.4	22.6	28.2	28.5
3인	18.6	16.4	18.6	16.8	20.4	23.4
4인	31.3	38.3	33.9	24.1	29.6	23.4
5인 이상	26.3	19.5	18.4	28.5	15.5	17.1
거주형태						
자가	61.2	60.9	57.3	64.2	64.0	60.8
전세	23.4	24.4	18.0	18.3	18.7	12.0
월세·기타	15.4	14.7	24.7	17.5	17.3	27.2
가구내 취업자수						
1명	61.9	63.7	69.5	65.7	71.1	73.4
2명	32.5	31.6	27.1	29.9	26.1	22.2
3명 이상	5.5	4.7	3.4	4.4	2.8	4.4
거주지역						
서울	15.4	12.8	16.6	12.4	16.2	9.5
인천·경기·강원	18.8	24.0	18.0	16.8	18.3	16.5
부산·경남·울산	19.3	16.2	17.2	15.3	11.3	19.6
대구·경북	14.9	17.8	20.0	15.3	19.0	19.0
대전·충청	12.5	10.3	11.4	17.5	12.7	18.4
광주·전라	19.0	18.9	16.6	22.6	22.5	17.1

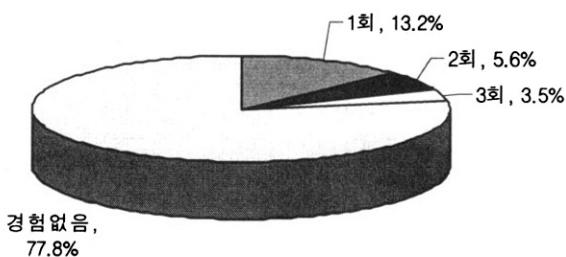
## 2. 근로빈곤의 동태적 변화

근로빈곤의 동태적 변화를 파악하고 시계열적 일관성을<sup>23)</sup> 유지하기 위해, 여기에서는 2001~2003년의 기간 동안 모두 응답하였을 뿐만 아니라 3년 내내 취업자가 있었던 가구만을 분석대상으로 삼는다.

이 때 대상가구의 숫자는 2,902가구이다. 외환위기 이후 우리나라 빈곤의 중요한 특징 중 하나는 장기간 지속적으로 빈곤상태에 놓여 있는 가구의 비중이 낮다는 점이다(금재호, 2004).<sup>24)</sup> [그림 2]와 같이 3년 내내 취업가구를 대상으로 빈곤 횟수의 분포를 살펴보면 소득기준으로 1회 이상 빈곤상태에 있었던 가구는 22.2%인 645가구로 나타났다. 1회 만 빈곤이었던 가구는 13.2%, 2회 빈곤가구는 5.6%, 그리고 3회 모두 빈곤가구는 3.5%이다.

분석기간 내내 취업자가 있는 가구라 할지라도 반복적, 또는 2년 이상의 지속적 빈곤 위험성에 처한 가구는 약 9% 정도로 파악된다. 따라서 취업자가 있어도 생계유지에 어려움을 겪고 있는 가구의 숫자가 상당한 규모임을 간접적으로 알 수 있다.

[그림 2] 근로빈곤의 횟수(2001~2003): 3년 모두 취업자가 있는 가구로 소득기준



23) 예를 들어, 2001년도에 취업자가 있어 근로빈곤율의 계산에 포함되던 가구가 2002년에는 미취업가구가 될 수 있다. 이 가구를 2002년의 근로빈곤 분석에 포함하면 분석의 일관성이 문제시 되며, 근로빈곤의 규모가 실제보다 과소 또는 과대 평가될 위험성이 있다.

24) 취업가구와 미취업가구를 포함한 전체 3,687가구를 대상으로 2001~2003년 3년간의 빈곤 횟수를 분석하면 한 번이라도 빈곤에 빠진 가구의 비중은 32.5%에 달하지만 줄곧 빈곤상태에 있던 가구는 5.6%에 불과하다. 반면 1회가 16.7%로 가장 많고, 2회도 9.3%로 대부분의 가구들은 일시적으로 빈곤상태에 있었던 것으로 판단된다.

그러나 소비기준으로는 취업가구의 7.4%만이 적어도 1회 이상 빈곤상태에 있었던 것으로 나타나고 있으며, 3년 내내 빈곤하였던 취업가구의 비중은 0.8%에 불과하다. 1회 빈곤이 4.9%, 2회 빈곤이 1.7%로 조사되었다.

외환위기 이후 우리나라 빈곤의 또 다른 주요 특징은 빈곤에의 진입과 탈출이 상당한 규모로 이루어진다는 점이다. 이는 <표 6>~<표 9>에 나타난 바와 같이 전년도 조사에서 빈곤상태에 놓여 있었던 취업가구의 48.3~61.5%가 다음해 빈곤을 벗어나고 있다. 특히 소비기준의 근로빈곤의 탈출률이 소득기준의 근로빈곤 탈출률보다 높다. 반대로 소득기준으로는 전년도 조사에서 비빈곤 상태이던 일하는 가구의 6.3~6.8% 정도가 다음 해 빈곤으로 진입하는 반면, 소비를 기준으로 할 경우에는 그 비율이 1.8~2.1%로 낮아지고 있다.

<표 6> 빈곤의 진입과 탈출: 2001~2002년: 소득기준

(단위: %)

		5차 조사(2002년)	
		빈 곤( 305가구)	비빈곤(2,402가구)
4차 조사 (2001년)	빈 곤( 295가구)	51.5	48.5
	비빈곤(2,412가구)	6.3	93.7

<표 7> 빈곤의 진입과 탈출: 2002~2003년: 소득기준

(단위: %)

		6차 조사(2003년)	
		빈 곤( 330가구)	비빈곤(2,456가구)
5차 조사 (2002년)	빈 곤( 327가구)	51.75	48.3
	비빈곤(2,459가구)	6.6	93.5

<표 8> 빈곤의 진입과 탈출: 2001~2002년: 소비(생활비)기준

(단위: %)

		5차 조사(2002년)	
		빈 곤( 85가구)	비빈곤(2,617가구)
4차 조사 (2001년)	빈 곤( 96가구)	38.5	61.5
	비빈곤(2,617가구)	1.8	98.2

〈표 9〉 빈곤의 진입과 탈출: 2002~2003년: 소비(생활비)기준

(단위: %)

		6차 조사(2003년)	
		빈 곤( 103가구)	비빈 곤(2,673가구)
5차 조사 (2002년)	빈 곤( 95가구)	49.5	50.5
	비빈 곤(2,673가구)	2.1	97.9

빈곤에서 탈출한 가구의 절반 이상은 최저생계비 기준의 가구균등화지수로 조정된 가구소득 1분위(0~20%) 또는 2분위(20~40%) 수준에 그치고 있다. 이러한 결과는 빈곤을 경험한 일하는 가구의 대부분이 노동시장의 취약계층일 가능성을 제기한다. 구체적으로, 2001년에 근로빈곤가구의 48.5%인 143가구가 2002년 빈곤에서 벗어났으며, 벗어나 가구의 최저생계비 기준 가구균등화 소득은 월평균 66.4만 원으로 나타났다. 그러나 탈출한 가구의 38.5%는 소득 1분위에 머물러 있었고, 33.2%는 소득 2분위에 머물렀으며, 소득 4분위 이상으로 이동한 가구는 16.8%에 그치고 있다. 또한 2001년도에 빈곤상태가 아닌 일하는 가구의 6.3%인 153가구가 다음해인 2002년에 빈곤으로 진입하였다. 새로 근로빈곤 상태로 진입한 가구의 균등화 소득은 월평균 27.4만 원으로 이들 모두 1분위에 속하였던 것으로 조사되었다.

이상의 분석결과를 정리하면 첫째, 최저생계비 기준으로 분석기간 내내 일하는 가구 일자리도 이들의 9% 정도는 2년 이상의 지속적이거나 반복적 빈곤을 겪을 위험성에 처하여 있다. 둘째, 일하는 가구의 경우도 빈곤으로의 진입과 이탈이 상당한 규모이며, 이들의 대부분은 노동시장의 취약계층일 가능성이 높다.

〈표 10〉 근로빈곤의 진·출입과 가구소득

(단위: 만원, %)

		가구균등화지수로 조정된 월평균소득 (다음 연도)	다음 연도 균등화 소득의 분위				
			1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
빈곤	2001 → 2002(143)	66.4만원	38.5	32.2	12.6	11.9	4.9
이탈	2002 → 2003(158)	73.4만원	24.7	34.8	19.0	17.1	4.4
빈곤	2001 → 2002(153)	27.4만원	100.0	-	-	-	-
진입	2002 → 2003(161)	28.4만원	100.0	-	-	-	-

주: 괄호 안의 값은 해당되는 가구의 숫자임.

## IV. 근로빈곤의 계량분석

### 1. 근로빈곤의 정태적 결정요인

근로빈곤의 특성을 체계적으로 이해하고 빈곤의 원인을 규명하기 위한 노력으로 본 연구에서는 취업자가 있는 가구를 대상으로 이들 가구 중 빈곤에 빠질 위험률이 얼마나 되는지를 알아보기 위해 정태분석을 한다.

먼저 모형 1에서는 2001~2003년 사이에 최저생계비 기준 가구균등화지수로 조정된 가구소득을 기준으로 빈곤상태에 빠지게 될 요인을 추정하고 있다.<sup>25)</sup> 매해 취업자가 있는 일하는 가구 중에서 빈곤에 빠져 있으면 '1'의 값을, 빈곤이 아니면 '0'의 값을 지니는 종속변수를 설정하고, 설명변수로 가구주의 성, 연령, 연령의 제곱, 교육기간과 가구원수, 가구자산의 로그값, 취업자수, 가구 취업형태, 거주형태, 거주 지역을 사용하였다. 추가적으로 조사년도에 따라 빈곤 위험성의 차이가 있는지를 파악하기 위하여 연도별 가변수(dummy variable)를 설명변수에 포함하였다.<sup>26)</sup>

추정결과는 <표 11>의 두 번째 칸에 나타나 있으며, 가구주의 성별은 근로빈곤의 위험성에 별다른 영향을 미치지 못하는 것으로 추정되었다. 분석대상을 취업과 미취업의 모든 가구로 확대하였을 경우에는 남성가구주의 가구가 빈곤 위험성이 낮게 나타난다. 이는 가구주가 여성이라도 가구 내에 취업자가 있으면 빈곤에서 벗어날 확률이 남성가구주에 비해 낮지 않다는 점을 시사한다.<sup>27)</sup>

연령에 따라서는 가구주의 연령이 많을수록 빈곤 위험성이 높고, 학력별로는 다른 연구결과와 마찬가지로 교육기간이 장기간일수록 근로빈곤의 위험성이 낮다. 또한 가구원수가 많을수록 빈곤 위험성이 높게 나타나고 있다. 이러한 결과는 취업자수에 대한 회귀

25) 이 모형에서 설명변수와 종속변수와의 관계는 행태방정식에 의해 도출된 것이 아니라 상관관계를 종합적으로 파악하기 위한 것이다.

26) 분석대상을 가구주가 취업한 가구에서 취업자가 1명 이상인 가구로 확대하여 추정하여도 거의 동일한 결과를 얻는다.

27) 여기서의 가구주는 가구 경제에 가장 커다란 기여를 하는 경제적 가구주의 개념이 아니라 인구학적 가구주임을 다시 한번 강조한다.

계수의 추정치가 -0.8939로 1% 수준에서 유의하다는 추정결과와 대비되며 취업자수가 일정할 경우 가구원수의 증가는 빈곤 위험성을 높인다는 논의로 설명될 수 있다. 가구의 자산도 긍정적 영향을 주고 있다. 즉 가구자산이 많은 가구는 소득도 높아 빈곤에 처할 가능성이 낮게 추정되었다.

임금근로자로 구성된 가구에 비해 자영업가구나 자영업자와 임금근로자가 동시에 있는 혼합가구의 경우 빈곤 위험성이 높은 현상도 주목되어야 할 결과이다. 2001~2003년

〈표 11〉 근로빈곤의 정태적 결정요인 (2001~2003년) : 로짓추정

	근로빈곤의 기준	
	모형 1: 소득기준 - 최저 생계비 기준 가구균등화 지수 적용 근로빈곤	모형 2: 소비기준 - 생활비 감안 근로빈곤
상수항	-3.0942(0.000)	-2.4586(0.021)
가구주 성별(1: 남성 0: 여성)	-0.0791(0.457)	-0.1273(0.425)
가구주 연령	0.0827(0.000)	0.0253(0.474)
연령의 제곱	-0.0004(0.043)	0.0002(0.612)
가구주 교육기간(년)	-0.1218(0.000)	-0.1735(0.000)
가구원수	0.2961(0.000)	0.2831(0.000)
가구자산의 로그값	-0.1465(0.000)	-0.1489(0.000)
취업자수	-0.8939(0.000)	-0.9269(0.000)
가구 취업형태(임금가구 기준)		
자영업가구	0.7393(0.000)	0.5505(0.000)
임금/자영업 혼합가구	0.3640(0.004)	0.0404(0.864)
거주형태(자가 기준)		
전세	0.0811(0.356)	-0.1302(0.412)
월세 및 기타	0.3092(0.013)	0.0425(0.843)
거주지역 더미(서울 기준)		
인천·경기·강원	0.1958(0.076)	0.1104(0.590)
부산·울산·경남	0.1103(0.335)	-0.0039(0.985)
대구·경북	0.8252(0.000)	0.6094(0.005)
대전·충청	0.6603(0.000)	0.8987(0.000)
광주·전라	1.0170(0.000)	0.9281(0.000)
2002년 더미	0.1432(0.088)	0.0832(0.560)
2003년 더미	0.1295(0.124)	0.0364(0.797)
관찰치수	9,425	9,415
LR chi2	1342.87	773.2
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1852	0.2428

주: 괄호 안의 값은  $p>|z|$ 값임.

의 기간을 종합적으로 살펴보면 자영업가구의 근로빈곤 위험성은 21.1%로 임금근로가구의 10.7%의 두 배에 달한다.<sup>28)</sup> 이는 자영업자의 소득불평등도가 크고 자영업자들의 상당수가 경영난에 봉착하여 있다는 다른 연구결과들과 연결된다.<sup>29)</sup> 거주형태에 대해서는 자가 거주를 기준으로 전세는 빈곤 위험성의 차이가 없으나 월세 및 기타는 빈곤 위험성이 상대적으로 높게 추정되고 있다.

<표 11>의 마지막 열에 나타난 모형 2는 생계비를 감안한 근로빈곤의 위험성을 추정한 결과이다. 즉 가구소득뿐만 아니라 월평균 생활비도 중간값(median)의 50% 이하인 가구를 빈곤가구로 정의하여 그 위험성을 추정하였다. 추정에 사용된 설명변수는 최저 생계비 기준의 추정과 동일하고 종속변수의 형태도 똑같다. 추정결과의 대부분은 최저 생계비 기준의 추정결과와 유사하나 다음의 몇 가지에서 차이가 있다.

먼저, 가구주의 연령은 빈곤 위험성에 영향을 주지 못하는 것으로 추정되었다. 둘째, 자영업가구의 빈곤 위험성이 임금근로가구보다 높은 것은 최저생계비 추정결과와 동일하나 임금/자영업의 혼합가구의 빈곤 확률은 임금근로가구와 통계적 차이가 없는 것으로 나타났다. 이는 가구원에 임금근로자가 있을 경우 빈곤수준 이상의 생활수준을 유지하게 된다는 점을 시사한다. 2002년과 2003년의 연도더미의 회귀계수 추정치가 최저생계비의 추정치에 비해 크게 낮아진 것도 관심을 끈다. 이러한 결과는 소득기준으로 2002년과 2003년 소득불평등이 확대되어 근로빈곤가구가 될 위험성이 높아졌지만 소비를 감안하였을 때에는 그렇지 않다고 해석된다.

## 2. 근로빈곤가구 취업자의 특성

다음 단계로 근로빈곤가구에 속한 취업자와 근로빈곤가구에 속하지 않은 취업자 사이에 어떤 차이가 있는지를 취업자 개인의 측면에서 살펴보도록 한다. 먼저 일하는 가구를 크게 빈곤가구와 비빈곤가구로 구분하고 빈곤가구에 속한 취업자와 비빈곤 가구에 속한 취업자를 식별하였다. 이후 각각의 취업자의 특성을 파악하여 그 둘 사이에 어떤 차이가 있는지 로짓(logit) 분석을 실시하였다. 이러한 방법을 통하여 빈곤가구에 속한 취업자의 특성이 무엇인지를 알 수 있다.<sup>30)</sup>

28) 그러나 전체 근로빈곤가구 중에서 자영업가구의 비중은 38.9%로 임금근로가구의 50.1%보다 낮다.

29) 자영업자의 실태에 관한 연구로 금재호 외(2003)가 있다.

분석을 용이하게 하기 위하여 한국노동패널조사의 5차년도 데이터를 사용하고 있으며, 종속변수는 취업자가 빈곤가구에 속하면 '1'의 값을, 비빈곤가구이면 '0'의 값을 지닌다. 설명변수로 성별, 연령, 결혼상태 더미, 가구주 관계 더미 등의 인구학적 변수와 교육기간, 현 직장 취업기간 및 제곱, 생애 취업기간 및 제곱 등의 인적자본변수, 그리고 고용형태를 파악하기 위해 자영업 여부, 임시·일용직 여부와 산업 및 직종 더미를 사용하였다. 더불어 농림수산업 종사자는 분석대상에서 제외하였다.

추정결과는 <표 12>에 나타나 있다. 추정결과 성, 연령, 가구주와의 관계와 같은 인구학적 요인들은 취업자가 빈곤가구에 속할 가능성과 별다른 상관관계가 없는 것으로 나타나고 있다. 그러나 결혼상태는 빈곤가구에 속할 가능성에 유의한 영향을 주고 있다. 즉 미혼자를 기준으로 기혼자는 빈곤하지 않을 가능성이 높은 반면, 이혼/사별/별거의 경우는 빈곤가구에 속할 위험성이 상대적으로 높다. 이러한 추정결과는 상식과 일치하며, 이혼/사별/별거 중인 취업자들이 미숙련 근로자이거나 여성, 고령자로 노동시장의 취약계층이라는 점과 상응한다.

인적자본도 취업자가 빈곤가구에 속할 위험도에 커다란 영향을 미치는 것으로 여겨진다. 교육수준이 높을수록, 현 직장의 취업경험이 풍부할수록, 그리고 생애 취업기간이 장기간일수록 빈곤가구에 속하지 않을 가능성이 높다. 이는 같은 취업자라도 인적자본이 축적된 경우 고소득·고임금을 얻을 수 있고 그 결과 빈곤에서 해방될 가능성도 높다는 점을 보인다. 따라서 빈곤의 해결을 위해서는 좋은 일자리의 공급도 중요하지만 근로자들이 지속적으로 자신의 인적자원을 개발·축적할 수 있는 환경의 마련도 중요함을 시사한다. 이러한 결과는 여성들의 경우 경력단절로 인해 인적자본의 마모 또는 정체가 일어나고, 그 결과 재취업시 저임금·저소득 직업에 종사하게 되어 빈곤에 빠질 위험성이 높아진다는 점과 간접적 관련이 있다.

취업형태와 관련되어 비임금근로자의 여부와 임시·일용직 여부는 빈곤 위험성에 유의한 영향을 미치는 것으로 추정된다. 상용직 임금근로자를 기준으로 비임금근로자의 여부 추정계수값은 0.4927로 1% 수준에서 통계적으로 유의하며, 임시·일용직 여부에 대한 추정치도 0.3782로 1% 수준에서 유의하다. 이 두 추정계수값을 함께 고찰하면, 비임금근로자는 임금근로자에 비해 빈곤가구에 속할 위험성이 높다는 결과를 얻을 수 있다.

---

30) 이 추정식도 행태방정식이 아니며, 변수들 사이의 상관관계를 종합적으로 평가하는 의미만 지닌다.

〈표 12〉 취업자의 빈곤 여부와 로짓(logit) 추정: 2002년

빈곤 여부 판단 기준: 최저생계비 기준 가구균등화지수 적용 가구소득	종속변수(1: 빈곤 0: 비빈곤)	
	추정계수값	P> z
상수항	-1.4095	0.004
성별(1: 남성 0: 여성)	-0.2071	0.260
연령	0.0028	0.712
결혼 상태(미혼 기준)		
기혼	0.1945	0.419
이혼/사별/별거	-0.7406	0.010
가구주 관계(가구주 기준)		
배우자	-0.0211	0.918
자녀 및 기타	0.2314	0.285
교육수준(년)	-0.0891	0.000
현 직장 취업기간(SK)	-0.0701	0.001
SK의 제곱	0.0013	0.057
생애 취업기간(GK)	-0.0230	0.151
GK의 제곱	-0.0007	0.049
고용형태(상용직 기준)		
자영업(무급가족종사 포함)	0.4927	0.000
임시·일용	0.3782	0.005
산업(제조업 기준)		
건설	0.0502	0.808
도소매, 음식숙박	0.2219	0.279
전기, 운수·통신, 금융보험	-0.1571	0.510
부동산, 사업서비스, 공공	0.5067	0.016
교육서비스 외	0.5355	0.004
직종(단순노무직 기준)		
관리자, (준)전문가	-0.8238	0.000
사무직	-0.6477	0.010
서비스직	-0.3898	0.054
판매직	-0.1717	0.445
기능원 및 조작원	0.0263	0.883
관찰치수		5,325
LR chi2		255.18
Pseudo R <sup>2</sup>		0.0817

주: 추정에서 농림수산업 종사자는 제외하였다.

그리고 임시·일용직 근로자에 비해 상용직 근로자가 빈곤에서 벗어나 있을 가능성이 높다. 자영업주와 같은 비임금근로자의 빈곤 가능성이 적어도 상용직에 비해 높다는 것은 중요한 사실로 일부 자영업들은 많은 인적·물적자본과 기술지식(know-how)을 지니고 높은 소득을 올리고 있지만 많은 자영업자들은 빈곤의 언저리에서 허덕이고 있음을 간접적으로 알려준다. 산업별로는 제조업을 기준으로 부동산, 임대 및 사업서비스업, 교육서비스업, 보건 및 사회복지사업, 기타 공공, 사회 및 개인서비스업 등에 종사할 때 빈곤가구에 속할 위험성이 높다. 또한 단순노무직을 기준으로 직업이 관리자이거나 (준)전문가, 사무직, 서비스직종일 경우 빈곤가구에 속할 위험성이 낮아진다. 이러한 추정결과는 거꾸로 판매직이나 기능원 및 조작원, 단순노무직 종사자들의 빈곤 위험성이 상대적으로 높다는 것을 의미한다.<sup>31)</sup>

### 3. 근로빈곤의 동태적 이행 분석

한국노동패널조사는 빈곤에의 진입과 이탈에 관련된 정보를 제공하고 있다. <표 6>과 같이 2001년에 취업자가 있으면서 빈곤상태에 놓여 있었던 가구의 48.5%는 다음 해인 2002년 빈곤을 벗어난 반면, 2001년에 빈곤이 아니었던 일하는 가구의 6.3%는 다음 해에 빈곤으로 진입하여 활발한 동태적 이행과정을 보여준다. 이러한 이행과정에 영향을 미치는 요인들이 무엇인지를 종합적으로 파악하기 위해 여기에서는 2001~2003년의 3개년도 자료를 활용하여 단순 로짓추정을 실시하였다.<sup>32)</sup>

2001년의 경우 취업자가 있는 일하는 비빈곤가구만을 대상으로 다음 해에 빈곤으로 이동할 가능성을 평가하기 위해 가구주의 인구학적 특성과 더불어 두 조사 시점 사이의 변화를 평가하기 위해 「가구원수의 변화」<sup>33)</sup>, 「가구 자산의 변화」, 「가구 취업자수의 변

31) 빈곤의 기준을 '생활비 감안 빈곤'으로 하였을 경우 대다수 설명변수의 회귀계수 추정치는 10%의 유의수준을 통과하지 못하였다. 다만, 교육수준이 높을수록 빈곤 위험성이 낮아지고, 자영업에 종사할 때 위험성이 높아지는 것으로 나타나 교육과 취업형태의 중요성을 다시 한번 보여준다. 더불어 산업별로는 건설과 전기, 운수, 통신, 금융보험업을 제외한 서비스업에 취업하고 있을 때 빈곤 위험성이 높게 추정되었다.

32) 즉 2001년도 비빈곤 근로가구의 2002년에 빈곤 진입 여부와 2002년도 비빈곤 근로가구의 2003년 빈곤 진입 여부를 통합하여 추정하였다.

33) 이외에도 인구학적 변화로 가구주의 변화, 교육수준의 변화, 거주지역의 변화 등이 있을 것이다. 그러나 이러한 변화가 발생한 가구는 매우 적어 추정결과에 영향을 미치지 못할 것으로 판단되었다. 또한 가구원수의 증감 원인에 대해서도 분가, 출산, 사망, 결혼 등의 다양한 사유가 있지

화, 「가구 고용형태의 변화」의 네 가지 지표를 설명변수로 삼았다. 이 때 가구주의 인구학적 특성은 시작년도의 값을 사용한다. 종속변수는 기준년도(2001년과 2002년)에 취업자가 있는 비빈곤가구로 다음 해(2002년과 2003년)에 빈곤에 진입하면 '1'의 값을, 계속 비빈곤 상태에 있으면 '0'의 값을 가지는 지수이다.

〈표 13〉 빈곤 진입의 동태적 결정요인 (2001~2003): 로짓추정

	1: 비빈곤가구 → 빈곤가구	
	소득기준 - 최저생계비 가구균등화지수의 빈곤	소비기준 - 생활비 감안 빈곤
상수항	-3.1193(0.000)	-5.3960(0.000)
가구주 성별(1: 남성 0: 여성)	0.0485(0.793)	-0.0025(0.992)
가구주 연령	0.0224(0.000)	0.0474(0.000)
가구주 교육기간(년)	-0.0947(0.000)	-0.1397(0.000)
거주형태(자가 기준)		
전세	0.1624(0.245)	0.5751(0.011)
월세 및 기타	0.2966(0.128)	0.3195(0.344)
거주지역 더미(서울 기준)		
인천 · 경기 · 강원	0.0530(0.759)	0.1769(0.556)
부산 · 울산 · 경남	-0.0544(0.763)	0.0513(0.868)
대구 · 경북	0.6940(0.001)	0.5316(0.111)
대전 · 충청	0.2154(0.357)	0.8278(0.019)
광주 · 전라	0.7856(0.000)	0.3915(0.269)
가구원수의 증가	0.2827(0.008)	0.4728(0.011)
자산의 증가	-0.0000(0.004)	-0.0000(0.053)
취업자수의 증가	-0.5022(0.000)	-0.0720(0.682)
고용형태의 변화(불변 기준)		
취업가구 → 미취업가구	2.1163(0.000)	1.9356(0.000)
임금근로 → 자영/혼합	0.4652(0.110)	-0.4572(0.530)
자영/혼합 → 임금근로	0.4555(0.093)	0.3824(0.443)
자영가구 → 혼합가구	0.5523(0.138)	-
혼합가구 → 자영가구	1.0120(0.000)	0.6779(0.183)
관찰 연도 더미(1: 2002)	0.0013(0.991)	0.0317(0.868)
관찰치	4,965	5,277
LR chi2	344.06	204.42
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1297	0.1718

주: 팔호 안의 값은  $P>|z|$ 임.

만 추정모형에서는 이에 대한 고려를 하지 않았다.

단순 로짓추정의 결과는 <표 13>에 나타나 있으며, 두 번째 칸은 최저생계비를 적용한 소득기준의 빈곤 개념을 사용하였을 때의 결과이고, 세 번째 칸은 생활비를 감안한 소비기준의 빈곤 개념을 사용하였을 때의 결과이다. 두 번째 칸에서 가구주의 성별, 거주형태를 제외한 대부분의 변수들이 빈곤진입 확률과 관련을 지니는 것으로 추정되었다. 먼저, 가구주의 연령이 높거나 학력이 낮을 때 빈곤 진입의 위험성이 높아진다. 가구원수의 변화도 빈곤 진입 확률에 영향을 주어 다른 조건이 동일할 경우 가구원수의 증가는 빈곤진입의 위험성을 높인다. 또한 가구의 자산이 증가하거나 취업자수가 증가하면 빈곤으로 이동할 위험성이 낮아지는 것으로 평가된다. 가구 고용형태의 변화에 따라서도 취업가구에서 미취업가구로 이동함에 따라 빈곤 위험성이 높아지는 것으로 추정되었다. 자영가구나 혼합(자영업+임금)가구에서 임금근로가구로 이동하거나 혼합가구에서 자영가구로 이동할 경우에도 빈곤에 진입할 가능성이 높아진다.<sup>34)</sup>

<표 13>의 세 번째 칸은 빈곤기준을 강화하여 생활비까지 감안한 소비기준의 추정결과이다. 소득기준을 적용하였을 경우와 비교하여 몇 가지의 차이가 발견된다. 가구원수가 증가하거나 자산규모가 감소하면, 그리고 취업가구에서 미취업가구로 이동할 경우 빈곤으로의 진입 위험성이 높아지는 것은 동일한 추정결과이나 취업자수의 증가와 가구 고용형태의 회귀계수 추정치가 통계적으로 유의하지 못한 점이 주요한 차이로 나타났다.

다음 단계로 <표 14>는 기준년도(2001년과 2002년)에 빈곤상태에 있었던 취업가구만을 대상으로 다음 해(2002년과 2003년)에도 계속 빈곤 상태이면 '0'의 값을, 빈곤에서 벗어나면 '1'의 값을 지니는 종속변수를 대상으로 앞과 동일한 설명변수를 사용하여 추정한 결과이다.

두 번째 열과 같이 최저생계비를 적용한 소득기준의 근로빈곤 개념을 사용하여 빈곤의 탈출확률을 추정한 결과 가구주의 학력수준이 높고, 가구 내에 취업자수가 증가할수록 빈곤탈출의 확률이 높아지는 것으로 나타났다. 그러나 빈곤 진입의 경우와는 달리 가구주의 연령, 가구원수의 변화, 가구 자산의 변화 등의 추정계수 부호는 빈곤 진입과 일치하지만 통계적 유의성은 없는 것으로 나타났다. 가구 고용형태의 변화에 대한 추정치도 부호가 예상과 반대로 나타나고 있을 뿐만 아니라 자영가구에서 혼합가구로 이동하는 경우를 제외하고는 통계적 유의성도 없다.

생활비가 감안된 소비기준의 빈곤 정의를 적용하여 빈곤의 탈출확률을 추정한 결과는

34) 임금근로에서 자영/혼합가구, 자영가구에서 혼합가구 이동은 10%의 유의수준을 통과하지는 못하였으나 빈곤 진입의 위험성에 영향을 줄 가능성 있다.

〈표 14〉 빈곤 탈출의 동태적 결정요인(2001~2003): 로짓추정

	1: 근로빈곤가구 → 비빈곤가구	
	소득기준 - 최저생계비 가구균등화 지수의 빈곤	소비기준 - 생활비 감안 빈곤
상수항	0.1763(0.793)	-0.5387(0.669)
가구주 성별(1: 남성 0: 여성)	-0.0762(0.739)	-0.3136(0.437)
가구주 연령	-0.0045(0.595)	0.0157(0.315)
가구주 교육기간(년)	0.0771(0.002)	0.0778(0.083)
거주형태(자가 기준)		
전세	-0.2630(0.210)	0.7272(0.112)
월세 및 기타	-0.8164(0.003)	-0.3948(0.433)
거주지역 더미(서울 기준)		
인천·경기·강원	-0.3249(0.281)	0.5476(0.386)
부산·울산·경남	-0.5701(0.064)	-0.6119(0.360)
대구·경북	-0.8310(0.010)	-0.6001(0.317)
대전·충청	-0.8951(0.010)	-0.9182(0.160)
광주·전라	-0.7795(0.012)	-0.7551(0.209)
가구원수의 증가	-0.1729(0.131)	-0.3988(0.083)
자산의 증가	0.0000(0.203)	0.0000(0.580)
취업자수의 증가	0.7404(0.000)	1.0495(0.018)
고용형태의 변화(불변 기준)		
취업가구 → 미취업가구	0.1806(0.657)	-0.0322(0.966)
임금근로 → 자영/혼합	0.7727(0.163)	-0.7646(0.565)
자영/혼합 → 임금근로	0.4554(0.372)	0.6625(0.501)
자영가구 → 혼합가구	0.9524(0.060)	0.7480(0.430)
혼합가구 → 자영가구	0.5768(0.261)	-
관찰 연도 더미(1: 2002)	-0.1328(0.431)	-0.1853(0.569)
관찰치	681	207
LR chi2	92.27	41.23
Pseudo R <sup>2</sup>	0.098	0.145

주: 팔호 안의 값은  $P>|z|$ 이다.

〈표 14〉의 마지막 열에 나타나 있다. 소득기준을 사용하였을 때의 추정결과와 대체로 유사하나 거주지역에 대한 추정치가 부호는 같지만 통계적 유의성이 없고, 가구원수의 증가가 빈곤탈출확률을 낮추는 것으로 추정된 것이 주요한 차이이다.

이상과 같은 계량분석의 결과는 방법론의 취약성에도 불구하고 가구의 인구학적·경제적 속성에 따라 빈곤 위험성 및 진입·탈출확률이 달라짐을 보여준다. 상대적 빈곤가

구의 절반 이상이 취업자가 있는 일하는 가구이고 이들의 경우 빈곤에서의 탈출이 매우 활발하다. 특히, 가구주의 학력수준이 높거나 가구내 취업자수가 많을 때 근로빈곤의 위험성도 적을 뿐만이 아니라 빈곤에 빠져도 쉽게 벗어나는 것으로 판단된다. 직업별로는 임금근로자보다 자영업자가구에서 근로빈곤(working poor)의 비중이 높은 것으로 추정되고 있는데 이는 향후 정부의 빈곤·고용대책에 자영업자도 포함시켜야 함을 시사한다.<sup>35)</sup>

## V. 결 론

본 연구에서는 한국노동패널조사의 제1차~6차년도의 자료를 이용하여 우리나라 도시 지역 가구 및 개인들의 빈곤 규모와 그 특성을 분석하고 있다. 특히, 분석의 초점을 근로빈곤(working poor)가구에 맞추어 이들의 규모 및 특성, 그리고 동태적 이행과정을 분석하였다.

여기에서는 3가지의 빈곤 개념을 사용하였다. 먼저, OECD의 가구균등화지수로 조정된 가구소득이 중간값의 50%에 미치지 못하는 가구를 빈곤가구로 정의하였다. 두 번째, 보건복지부에서 발표한 국민기초생활보장의 수급자 판정을 위한 최저생계비를 이용하여 가구균등화지수를 계산하고 이를 통해 빈곤가구의 규모를 파악하였다. 셋째, 빈곤의 개념을 보다 좁게 해석하여 최저생계비 기준 가구균등화지수로 조정된 소득이 빈곤선 이하에 있을 뿐만이 아니라 평균 생활비도 중간값의 50% 이하에 있을 경우에만 이를 빈곤가구로 정의하였다.

우리나라 빈곤의 특징으로는 첫째, 1998~2003년 사이에 경기의 변동에도 불구하고 소득불평등도는 완화될 기미가 없다는 점을 꼽을 수 있다. 「도시가계조사」에 의하면 지난계수는 1987년의 0.283에서 1998년 0.316으로 급등하였다. 이러한 현상이 경기불황으

35) 자영업자의 빈곤 위험성이 높은 것은 이들의 상당수가 가구소득을 영(0)으로 보고하였기 때문이다. 자영업자의 소득은 자영업에 투자한 자산에 대한 기회비용까지 포함하고 있기 때문에 무급가족종사자에 대한 임금비용까지 감안한다면 실질적으로 자영업자의 상당수는 실제로 적자를 보고 있을 가능성이 높다. 그러나 자영업자의 대부분은 운영자금 등의 명목으로 유동자산을 보유하고 있어 실제로 이들이 느끼는 적자로 인한 생계 위협이 임금근로자만큼 심각할 것인지는 의문이다.

로 인한 일시적 현상인지, 아니면 경제 및 소득분배의 구조적 변화인지의 의문이 제기된다. 만약 경기불황으로 인한 일시적 현상이라면 경기회복에 따라 소득불평등도도 개선될 것이다. 그러나 분석결과를 보면 외환위기가 경과한 지 6년이 경과하여도 소득불평등도의 개선은 미흡하였으므로 소득분배의 구조적 변화가 발생하였을 가능성이 높다.<sup>36)</sup>

둘째, 전체 빈곤가구의 절반 이상이 근로빈곤(working poor)가구이며, 취업자가 있는 일하는 가구의 상당수는 빈곤상태에 놓여 있다는 것이다. OECD 기준의 빈곤기준을 적용하였을 때 빈곤가구의 58.0~65.5%가 근로빈곤가구로 나타났다. 또한, 최저생계비를 적용한 경우에도 근로빈곤가구의 비중은 58.7~65.2%로 별 다른 차이가 없었다. 단지 생활비를 감안하였을 때에는 그 비중이 46.3~56.2%로 낮아졌다. 이는 취업이 빈곤의 문제를 해결해 주는 것은 아니며, 취업 그 자체보다는 일자리의 질이 중요하다는 정책적 시사점을 제시한다.

셋째, 빈곤의 진입과 이탈이 매우 활발하다. 2001~2003년의 3년 동안 취업자가 있었던 가구 중에서 22.2%가 최소한 1회 이상 근로빈곤을 경험하였다. 취업자가 있는 일하는 가구는 취업자가 없는 가구에 비해 빈곤에 빠질 위험성이 낮고 빈곤에 빠지더라도 곧장 벗어날 확률이 높다. 그러나 근로빈곤 상태를 벗어난 가구들의 60% 이상은 소득 1~2분위에 속해 상대적 박탈감 또는 생계 위협을 느낄 가능성이 높다.

넷째, 근로빈곤가구의 특성을 분석한 결과 가구주의 연령이 높고 저학력일 때 빈곤의 위험성이 높으나 가구주의 성별은 별다른 영향을 미치지 못한다. 또한 가구원수가 많을 수록 근로빈곤의 위험성이 높아지는 추정결과도 특징적이다.

다섯째, 임금근로가구에 비해 자영업에 종사하는 가구와 임금/자영업 혼합가구의 근로빈곤 위험성이 높다. 근로자별로 분석하였을 때와 마찬가지로 임금근로자에 비해 자영업주의 근로빈곤 가능성성이 상대적으로 높게 추정되었다. 특히, 자영업주는 임시·일용직에 비해서도 빈곤의 위험성이 높은 것으로 추정된다. 이는 향후 임금근로자뿐만이 아니라 영세자영업자도 정부의 정책대상에 포함시켜야 함을 시사한다.

여섯째, 근로빈곤가구에 속한 취업자의 특성을 분석하면 성과 연령, 가구주 관계는 별다른 영향을 미치지 못하나 혼인상태별로는 이혼·사별·별거하였을 경우와, 교육수준이 낮고 현 직장의 취업기간이 짧을 때 빈곤가구에 속할 위험성이 높다.

일곱째, 산업별로는 제조업을 기준으로 부동산, 임대 및 사업서비스업, 교육서비스업,

36) 2002년까지 안정적이던 「도시가계조사」의 지니계수는 2003년 0.306으로 낮아졌다. 그러나 이러한 변화가 일시적인지 아니면 새로운 추세인지는 명확하지 않다.

보건 및 사회복지사업, 기타 공공, 사회 및 개인서비스업 등에 종사할 때 빈곤가구에 속 할 위험성이 높다. 또한 직종별로는 판매직이나 기능원 및 조작원, 단순노무직 종사자들의 빈곤 위험성이 상대적으로 높다.

여덟째, 가구주의 연령이 많고 교육수준이 낮을 때 비빈곤에서 빈곤으로 이동할 확률이 높다. 가구원수의 증가나 자산 감소, 취업자수 감소도 빈곤의 위험성을 높인다. 그러나 빈곤 탈출에서는 가구주 교육수준이 높거나 취업자수가 증가할 경우 그 가능성이 높은 반면 가구주 연령이나 자산의 증가, 고용형태의 변화 등은 통계적 유의성이 낮은 것으로 추정되었다.

2003년 말 현재 외환위기가 발생한 지 6년이 경과하였지만 소득불평등도는 개선될 조짐을 보이지 않고, 이에 따라 취업가구 중 근로빈곤가구의 비중도 12~13%대(최저생계비 기준)를 유지하고 있다. 이들 근로빈곤가구의 대부분은 저학력, 고연령 가구로 판단되며, 빈곤을 벗어나더라도 빈곤상태로 재진입할 가능성이 높은 취약계층이다. 이들을 위해서는 먼저 빈곤 취약계층의 능력개발과 좋은 일자리의 창출이 중요하다. 특히 좋은 일자리의 창출은 고용문제의 해결을 위해서뿐만 아니라 소득불평등의 완화를 위해서도 중요하다.

둘째로는 자영업가구에 대한 정책적 관심의 제고가 요구된다. 자영업이 집중되어 있는 서비스산업의 생산성은 제조업에 비해 낮고 구조조정의 바람에 노출되어 있다. 서비스산업의 구조조정 과정에서 근로빈곤계층들이 기회를 포착하여 발전하기보다는 도시빈민화될 가능성이 농후하다. 따라서 이들 자영업의 생산성과 경쟁력을 높이기 위한 지원과 더불어 이들이 임금근로자로 전직하거나 다른 분야로 이동할 수 있도록 취업알선, 직업훈련 기회 제공 등과 같은 정책적 노력이 요구된다.

셋째로는 근로빈곤계층에 대한 합리적인 사회복지 지원책의 마련이다. 빈곤에 대해 가장 엄격한 기준을 적용하였을 때에도 전체 가구의 7~8% 정도가 빈곤가구이며, 취업가구의 4.0% 정도가 근로빈곤 상태에 놓여 있다. 현재의 기초생활보장제도에선 이들 모두를 지원하고 있지 못하고 있어 복지 지원을 확대할 필요성이 있다. 예산 문제로 인해 이들 모두에게 생계비를 지원하자는 못하더라도 사회보험료의 면제, 교육비, 의료비, 보육비 지원 등과 같이 항목별 지원방안을 모색하여야 한다.

본 연구는 여러 가지의 한계에 부딪치고 있다. 첫 번째는, 가구 데이터와 개인 데이터의 일관성 부족으로 2001~2003년의 자료만이 일관성을 가지고 있다. 그러나 가구소득에 대한 질문이 조사 시점을 기준으로 지난 1개월간의 소득을 질문하고 있어 가구소득

의 정확성이 의문시된다. 즉 빈곤이 6개월 또는 1년 등의 기간에 걸쳐 나타나고 관측되는 현상이라고 할 때, 지난 1개월의 소득으로 가구의 빈곤 여부를 정확하게 판정할 수 있는 가의 어려움이다. 세 번째는 빈곤을 측정하는 정확한 정의와 방법론이 명확하지 않다. 여기에서는 세 가지의 빈곤 개념을 사용하고 있으나 빈곤의 정의에 따라 빈곤가구의 규모와 그 특성이 달라지는 한계가 있다. 방법론적으로도 근로빈곤의 행태방정식에 바탕을 두어 분석한 것이 아니라 변수들 사이의 종합적 상관관계의 분석에 그친 한계가 인정된다.

## 참고문헌

- 금재호. 「취업으로 빈곤극복이 가능한가」. 『경제분석』 10권 3호 (2004). 한국은행 금융경제연구원.
- 금재호 · 류재우 · 전병유 · 최강식. 『자영업 노동시장의 현상과 과제』. 한국노동연구원, 2003.
- 김진욱. 「가계의 소비지출 비교 - 가계 특성에 의거한 균등화지수를 중심으로」. 『한국국제경제학회 동계학술대회』, 1996.
- 박순일 외. 『최저생계비 계측조사』. 한국보건사회연구원, 1994.
- 안창수 외. 『최저생계비 계측조사 연구』. 한국보건사회연구원, 1989.
- 윤성호. 「노동빈민의 사회적 배제가 빈곤경험에 미치는 영향」. 『제6회 한국노동패널 학술대회 자료집』. pp. 87-120. 한국노동연구원, 2005.
- 윤정향 · 이병훈. 「임금노동자의 사회복지 배제의 영향 요인 연구」. 『제6회 한국노동패널 학술대회 자료집』. pp. 69-86. 한국노동연구원, 2005.
- 정진호 · 황덕순 · 금재호 · 이병희 · 박찬임. 『한국의 근로빈곤 연구』. 한국노동연구원, 2005.
- 홍경준. 「근로빈곤층의 규모와 그 변화추이: 외환위기 이후를 중심으로」. 『제6회 한국노동패널 학술대회 자료집』. pp. 121-145. 한국노동연구원, 2005.
- OECD. "Money Too Tight to Mention: Poverty Dynamics in OECD Countries." in *Employment Outlook*, 2001.

〈부표〉 조사년도에 따른 가구의 특성<sup>37)</sup>

(단위: %, 세, 년, 명)

	조사년도		
	1차년도(1998) 원표본 가구	1~6차 모두 응답가구	6차년도(2003) 조사가구
가구주의 성별			
남 성	85.9	86.3	82.4
여 성	14.1	13.7	17.6
가구주의 평균 연령(세)	46.4세	47.7세	49.3세
29세 이하	7.6	5.8	5.6
30 ~ 39	27.1	25.7	22.7
40 ~ 49	27.9	27.2	26.7
50 ~ 59	19.7	20.5	19.4
60세 이상	17.7	20.8	25.6
가구주 교육수준			
초등졸 이하	22.4	26.3	22.3
중졸	15.0	16.3	14.8
고졸	37.4	36.3	36.3
전문대졸	7.2	6.3	6.9
대학 이상	18.0	14.8	19.7
교육기간(년)	10.84년	10.32년	11.0년
가구원수(명)	3.50명	3.55명	3.26명
거주형태			
자가 주택	55.8	60.2	60.0
전세	31.0	28.0	24.6
월세 · 기타	13.2	11.8	15.4
거주지역			
서울	27.1	24.3	22.9
인천 · 경기 · 강원	25.7	23.9	27.6
부산 · 경남 · 울산	17.9	21.6	18.4
대구 · 경북	11.7	11.0	12.0
대전 · 충청	7.9	8.6	8.5
광주 · 전라	9.7	10.7	10.7
가구수	5,000	3,088	4,592

37) 1차년도의 원표본가구와 6개년도 모두 응답한 가구들 사이에 특성 차이가 있는가를 파악하기 위하여 '가구주의 평균 연령', '교육기간', '가구원수'에 대해 t-검정을 실시한 결과 모두 1%의 유의수준에서 통계적 특성 차이가 있는 것으로 나타났다.

---

**abstract**

---

**A Study on Working Poor  
in Korea After the Financial Crisis****Jaeho Keum**

Using 1998~2003 data of the Korea Labor and Income Panel Survey, we analyze the scale, characteristics, and dynamic transition of working poors. The result shows that more than half of the poor families are working poors and that a considerable portion of economically active households is in poverty. However, compare to other kinds of poor families, working poors can easily escape from poverty once after they entered into poverty. When household head is elderly and less educated, the risk of working poor is relatively high. Also, self-employed households have high risk of working poor compare to households having wage worker(s).

To ease the problem of working poor, creation of decent jobs and human resource development for vulnerable groups are important. Especially, the creation of decent jobs will do critical roles not only in solving employment issues but also in moderating income inequality among families. Policy development for self-employed in the brink of poverty and establishment of a solid social security system for working poors are also recommended.

**Key Words:** Working Poor, Poverty, Job Creation, Income Inequality, Disadvantaged Group