

근로빈곤의 실태와 정책과제

금 재호(한국노동연구원)

제3절 자료의 성격과 상대빈곤의 규모

1. 응답 가구와 개인의 특성

여기에서는 금재호(2004)의 연구를 확장하여 빈곤의 규모와 빈곤 가구의 특성 등에 관한 기초적 분석을 하기로 한다. 이를 위하여 한국노동패널조사(KLIPS)의 제1차 연도(1998년)에서 제6차 연도(2003년)까지의 6개 연도 자료를 사용하고 있다.¹⁾ 지니계수 등 소득불평등도와 빈곤의 규모를 추정하는데 도시가계조사가 많이 사용된다.

그렇지만 도시가계조사는 자영업 가구와 1인 가구가 제외된 한계가 있다. 이에 대해 한국노동패널조사는 전국의 도시지역에 거주하는 모든 가구를 포괄함으로써 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 점을 한국노동패널조사의 장점으로 꼽을 수 있다.

한국노동패널조사는 패널조사에 응답한 가구의 숫자는 매 조사 때마다 차이가 있다. 시계열적 일관성을 위해서는 여섯 번의 조사에 모두 응답한 가구만을 분석대상으로 하는 것이 올바른 것이다. 그러나

1) 금재호(2004)에서는 1차에서 4차까지의 4개년도 모두 응답한 3,741가구만을 분석 대상으로 하였다. 이는 여기에서는 6개년도를 분석대상으로 하고 있고, 4차에서 5차, 6차로 이동하면서 탈락된 가구가 있기 때문에 분석결과는 금재호(2004)와 다소 차이가 난다.

1998년의 원표본가구들 중 상당수가 영구적 또는 일시적으로 탈락함에 따라 6개년도 모두 응답한 가구는 3,008가구로 원표본가구의 61.8%에 불과하다.

<부표 1>과 같이 모든 조사에 응답한 가구의 특성은 원표본가구의 특성과 차이가 있어 표본의 대표성이 문제시된다. 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 가구수가 변동하게 된다.

<표 1> 가구소득과 가구원 1인당 월평균 소득의 변화

(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)

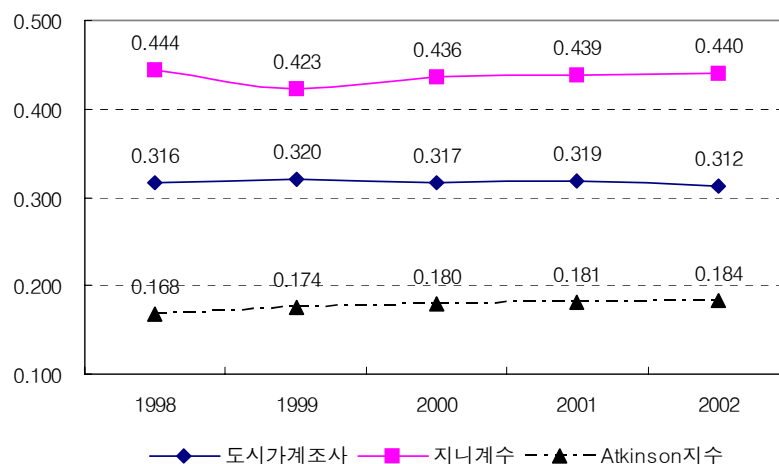
주: 괄호 안은 표준편차 값임.

조사시점과 가구소득의 파악 시점이 다른 것도 한국노동패널조사의 한계이다. 2차 조사부터 한국노동패널의 가구용 설문지에서는 지난해 1년 동안의 소득을 조사하였다. 예를 들어, 2000년의 조사에서는 1999년도 한 해 동안 어떤 종류의 소득을 얼마나 얻었는가를 질문한다. 이에 대해 개인용 설문지에서는 2000년의 조사시점 당시를 기준으로 취업여부와 같은 경제활동상황을 질문하기 때문에 경제활동의 파악시

점과 가구소득의 파악시점이 크게 차이가 난다. 이러한 문제를 해결하기 위한 방안으로 2001년의 제4차 조사에서부터는 지난해 1년 동안의 소득과 더불어 조사시점 기준 지난 1개월 동안의 소득도 함께 질문하기 시작하였다.

가구소득의 불평등도를 나타내는 지수인 지니계수(Gini's Index)와 에킨슨(Atkinson)지수 값에 의하면 1998~2002년 사이에 별다른 변화가 없는 것으로 나타났다. [그림 1]은 5개년 동안의 지니계수와 에킨슨지수의 값을 나타내고 있다. 지니계수의 값은 외환위기 직후인 1998년 0.444을 기록하였고, 1999년 0.423, 2000년 0.436, 2001년 0.439, 그리고 2002년 0.440을 기록하고 있다.

[그림 1] 가구의 소득불평등도 추이: 지니계수와 Atkinson지수



또한 에킨슨(Atkinson) 지수의 값은 같은 기간 0.168, 0.174, 0.180, 0.181, 0.184로 조금씩 상승하여 소득불평등이 심화되고 있음으로 보여 준다. 이러한 추이는 통계청 「도시가계조사」의 결과를 사용하여 계산한 지니계수의 추세와 유사하다. [그림 1]의 ‘도시가계조사’는 통계청 「도시가계조사」의 지니계수로 외환위기 이후 소득분배의 불평등

이 지속되고 있음을 나타낸다.

외환위기 이후 지니계수 등으로 측정한 가구의 소득불평등도가 크게 악화되었다는 정진호 외(2002)의 연구결과를 감안할 때, [그림 1]은 심화된 소득불평등이 경제위기 이후 완화될 조짐이 보이지 않는다는 점을 시사하며, 소득분배의 개선을 위한 정책개발의 중요성이 제기된다.

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 중간소득(median income)의 50%에 못 미치는 가구를 빈곤가구로 정의한다. 빈곤의 판단기준으로는 가구 전체의 소득이 일반적으로 사용된다. 그러나 가구의 전체소득을 기준으로 상대적 빈곤 여부를 판단할 때 가구원수의 차이가 반영되지 않는 문제점이 발생한다. 즉 1인 가구인지 아니면 10인 가구인지와 상관없이 가구 전체소득이 일정 수준 이하이면 빈곤가구로 간주되는 것이다. 이에 따라 가구원수가 적은 가구가 빈곤가구로 정의될 위험성이 상대적으로 높다.

이러한 문제점을 해결하는 방법의 하나는 가구원 일인당 소득(per capita income)을 기준으로 빈곤여부를 결정하는 방식이다. 그러나 이러한 접근방법도 가구 전체소득의 변화 없이 출생이나 사망 등에 의한 가구원수의 단순 증감에 따라 빈곤여부가 결정된다는 한계가 우선 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 일인당 소득을 기준으로 하는 빈곤의 정의는 이러한 차이점을 반영하지 못하는 어려움에 부딪친다.

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

OECD(1994)의 가구균등화지수는 가구원의 수를 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 평균 값을 이용하여 가구원수가 n 명일 때의 최저생계비가 가구원수 1명인 경우의 최저생계비 보다 몇 배나 더 많은가를 계산하고, 이를 가구균등화지수로 계산하는 방법이다²⁾. 최저생계비를 이용한 가구균등화지수는 OECD의 방법보다 가구원수의 증가에 따라 가구균등화지수의 증가폭이 크다.³⁾ 따라서 둘 중 어떤 방식을 사용하는가에 따라 빈곤의 규모뿐만이 아니라 가구별 빈곤의 분포가 달라진다. 여기에서는 우선 OECD 기준과 최저생계비 기준 두 가지를 모두 사용하여 빈곤의 규모를 살펴보도록 한다.

2) 매년도 마다 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 평균 값을 이용하여 가구균등화지수를 계산하였다.

3) 가구균등화 지수의 분포는 다음과 같으며, 2인 이상 가구에 대해 최저생계비 기준이 OECD 기준보다 큰 값을 보인다.

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

3. 빈곤의 규모

가. OECD 가구균등화지수의 빈곤규모

<표 2>는 OECD의 가구균등화지수로 조정된 가구의 월평균 소득과 빈곤선(poverty line) 및 중간소득(median income)을 나타낸다. 1998~2003년의 6차에 걸친 조사에서 평균소득과 빈곤선은 계속 증가하는 추세를 나타내고 있다. 가구의 평균소득이 증가하고 있는 추이를 감안할 때 이러한 추세는 당연한 결과이다. 빈곤선의 상승에도 불구하고, 가구균등화지수로 조정된 가구소득이 중간치의 50%에 미치지 못하는 상대빈곤가구의 비중은 1998년의 1차 조사에서 20.9%이었고, 이러한 수치는 이후의 조사에서도 비슷한 값을 보인다. 특히, 2003년에는 전년도에 비해 빈곤가구의 1.8%포인트 상승하였다.

<표 2> OECD 가구균등화지수로 조정된 소득과 빈곤선

(단위: 만원, %, 명)

조사년도	평균소득 ¹⁾	상대빈곤선	빈곤가구의 비중	빈곤 가구원수의 비중
1차(1998)	80.4(79.4)	33.7	20.9	18.0(3.02)
2차(1999)	83.3(90.5)	33.8	20.4	17.6(3.11)
3차(2000)	87.0(105.6)	37.5	21.2	17.0(2.76)
4차(2001)	92.8(86.2)	38.0	21.3	17.3(2.88)
5차(2002)	115.4(125.7)	48.1	21.0	16.1(2.55)
6차(2003)	120.7(118.9)	50.0	22.8	17.6(2.52)

주: 1) 괄호 안의 값은 표준편차

2) 괄호 안의 값은 빈곤가구의 평균가구원수

빈곤가구에 속하는 가구원을 기준으로 빈곤상태에 처한 개인의 비

중을 살펴보면 1차 조사에서 빈곤층의 비중은 18.0%이었다. 이 수치는 이후 다소 줄어들어 5차 때에는 16.1%까지 감소하였다가 6차 조사에서는 17.6%로 그 비중이 다시 높아졌다. 빈곤가구의 비중보다 빈곤 개인의 비중이 크게 낮은 것은 빈곤가구의 가구원수가 상대적으로 적기 때문으로 판단된다.⁴⁾

나. 최저생계비 기준 가구균등화지수의 빈곤규모

<표 3>은 국민기초생활보장 수급자를 선정하기 위해 최저생계비 기준을 응용한 가구균등화지수로 조정된 가구의 월평균 소득과 빈곤선(poverty line) 및 중간소득(median income)을 나타낸다. 1998~2003년의 6차에 걸친 조사에서 위와 마찬가지로 평균소득과 빈곤선은 계속 증가하는 추세를 나타내고 있다. 가구균등화지수로 조정된 가구의 월평균 소득은 OECD기준을 적용한 경우보다 낮아 1차 조사의 경우 OECD기준 80.4만원의 75.0%에 불과한 60.3만원이다. 6차 조사에서는 1차 조사 때보다 51.1%가 증가한 91.1만원을 기록하였다. 평균소득이 상대적으로 낮기 때문에 상대빈곤선도 OECD 기준보다 낮다. 상대빈곤가구의 비중은 1998년의 1차 조사에서 21.5%이었고, 이후 다소 감소하다가 다시 증가하여 2003년의 6차 조사에서는 21.1%를 기록하였다.

빈곤가구에 속하는 가구원을 기준으로 빈곤상태에 처한 개인의 비중을 살펴보면 1차 조사에서 빈곤층의 비중은 19.6%이었다. 이 수치는 이후 다소 줄어들어 5차 때에는 15.3%까지 감소하였다가 6차 조사에서는 다시 17.1%로 그 비중이 상승하였다. 최저생계비 기준 빈곤가구의 평균가구원수는 OECD 기준의 빈곤가구 평균가구원수보다 많다. 이는 최저생계비 기준을 적용한 가구균등화지수의 값이 OECD 기준을 사용할 경우보다 커서 가구원수가 많은 가구의 빈곤위험성이 상대

4) 전체 가구의 가구원수는 1998년 3.50명, 1999년 3.59명, 2000년 3.44명, 2001년 3.50명, 2002년 3.33명, 그리고 2003년 3.26명으로, 이는 <표 2>와 <표 3>의 마지막 칸 괄호 속에 있는 빈곤가구의 평균가구원수보다 많은 숫자이다.

적으로 높기 때문이다.

<표 3> 최저생계비 기준의 가구균등화지수로 조정된 소득과 빈곤선
(단위: 만원, %, 명)

조사년도	평균소득 ¹⁾	상대빈곤선	빈곤가구의 비중	빈곤 가구원수의 비중
1차(1998)	60.3(60.8)	25.0	21.5	19.6(3.23)
2차(1999)	61.8(66.5)	24.7	20.2	19.0(3.36)
3차(2000)	65.2(77.5)	26.4	18.4	15.8(2.95)
4차(2001)	69.2(64.5)	29.1	20.3	18.9(3.15)
5차(2002)	86.7(94.0)	34.9	20.1	15.3(2.68)
6차(2003)	91.1(90.4)	36.6	21.1	17.1(2.65)

주: 1) 괄호 안의 값은 표준편차

2) 괄호 안의 값은 빈곤가구의 평균가구원수

다. 생활비를 감안한 빈곤가구의 규모

빈곤여부와 관련되어 소득이 없거나 낮더라도 일정 규모 이상의 자산을 소유하고 있거나 일정액 이상의 생활비를 지출하는 가구를 빈곤가구로 간주할 것인가의 의문이 있다. 예를 들어, 국민기초생활보장제도에서는 소득이 최저생계비 이하인 가구라도 고정재산이 일정액(대도시 3,800만원, 중소도시 3,100만원, 농어촌 2,900만원) 이상인 경우에는 이들을 국민기초생활보장 대상자에서 제외하고 있다.⁵⁾

재산이 있다는 것은 재산을 직접 소비하거나 아니면 담보로 대출을 받아 어느 정도의 생활수준을 유지할 수 있다는 것을 의미한다. 또한 재산이 없더라도 금융기관이나 친척·친지로부터 돈을 빌려 생활비로

5) 2003년 한국노동패널조사에서 국민기초생활보장의 보호대상 가구는 4,592가구의 2.46%인 113가구로 가구원수 기준으로는 1.8%에 달한다. 2004년도 국민기초생활보장수급자가 전인구의 2.85%(135.9만 명)인 것을 감안할 때 한국노동패널조사가 저소득층을 과대표함하고 있는 것으로 여겨지지 않는다.

사용할 수 있다. 따라서 소득이 없거나 낮더라도 생활비가 기준치 이상인 가구는 빈곤가구에서 제외하는 방안도 고려가 가능하다.

여기에서는 상대빈곤의 개념과 일관성을 유지하도록 최저생계비 기준의 가구균등화지수로 조정된 생활비 분포의 중간치(median)의 50%를 생활비의 기준치로 한다. 따라서 가구소득의 측면에서는 빈곤에 포함되더라도 가구균등화지수로 조정된 생활비가 중간치의 50% 수준을 초과하면 빈곤가구가 아닌 것으로 판단한다.

<표 5>의 두 번째 열은 최저생계비 기준 가구균등화지수로 조정된 가구 생활비의 평균치와 표준편차를 보인다. 1차 조사에서 40.6만원이던 월평균 생활비는 6차 조사 시 61.1만원으로 1차 조사보다 50.5%가 상승하였다. 세 번째 열은 조정된 생활비가 중간값(median)의 50% 이하인 가구의 비중이다. 마지막 열은 가구소득과 생활비 모두가 중간값의 50% 이하인 가구 비중으로 가장 엄격한 의미의 빈곤가구 비중이라고 할 수 있다.

<표 5> 생활비를 감안한 빈곤규모 - 최저생계비 가구균등화지수 적용
(단위: 만원, %)

조사년도	평균생활비 ¹⁾	생활비가 중간값의 50%인 가구비중 ²⁾	생활비 감안 빈곤가구의 비중 ³⁾
1차(1998)	40.6(26.9)	11.0	7.4
2차(1999)	39.4(22.7)	10.4	7.8
3차(2000)	42.8(25.6)	12.4	8.1
4차(2001)	46.1(30.2)	10.7	7.7
5차(2002)	54.8(33.0)	10.8	8.2
6차(2003)	61.1(35.7)	10.7	7.8

주: 1) 괄호 안의 값은 표준편차

2) 최저생계비 기준 가구균등화지수로 조정된 생활비가 중간값의 50% 이하인 가구의 비중

3) 최저생계비 기준 가구균등화지수로 조정된 가구소득과 생활비가 동시에 중간값의 50% 이하인 가구의 비중

4. 근로빈곤(Working Poor)가구의 규모

위에서 한국노동패널조사의 한계로 조사시점과 가구소득의 파악 시점이 다른 점을 지적하였다. 1999년의 2차 조사 때부터 한국노동패널 조사는 지난해 1년 동안의 소득을 조사하였다. 예를 들어, 2003년의 조사에서는 2002년도 한 해 동안의 가구소득을 질문하고 있다. 반면 가구원의 경제활동상태에 대해서는 2003년 조사시점 당시의 상황을 질문하여 경제활동의 파악시점과 가구소득의 파악시점이 차이가 있다. 이 때문에 2001년도 조사부터 조사시점 기준 지난 1개월 동안의 소득도 함께 질문하기 시작하였다.⁶⁾

근로빈곤가구의⁷⁾ 규모를 올바르게 파악하기 위해서는 가구소득의 파악시점과 가구원의 경제활동시점이 일치하여야 한다. 따라서 지금부터는 조사시점 기준 지난 1개월의 가구소득을 기준으로 근로빈곤의 규모와 특징을 분석하기로 한다.⁸⁾ 이러한 접근방법으로 인해 분석기간은 2001~2003년까지의 3개년으로 제약되어 진다.

여기에서 일하는 가구의 빈곤이라고 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 6>은 빈곤가구 중 근로빈곤가구의 비중을 보여주고 있다. 빈

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

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

7) 취업자가 있는 가구를 「일하는 가구」, 취업자가 있으면서 빈곤한 가구를 「근로빈곤가구」로 정의한다.

8) 이 경우 빈곤의 판단시점은 조사시점이 된다. 따라서 앞에서 지난해 1년 동안의 소득을 기준으로 빈곤여부를 판단하였을 경우와 판단시점에서 커다란 차이가 있다.

곤가구의 여부를 판단하기 위해 어떤 기준을 사용하는가에 따라 근로빈곤가구의 비중이 차이가 있다. 거의 대부분의 경우 빈곤가구의 절반 이상은 가구 내에 취업자가 있음에도 불구하고 상대적 빈곤상태에 놓여있는 것으로 나타나고 있다.

최저생계비와 OECD의 가구균등화지수를 사용하였을 경우에는 근로빈곤가구의 비중 차이가 크지 않다. 그러나 생활비를 감안하였을 경우에는 근로빈곤가구의 비중이 큰 폭으로 감소하는 것을 발견할 수 있다. 근로빈곤가구의 비중이 2003년에 들어 하락하였다. 이는 전체가구 중 취업자가 1명도 없는 미취업가구가 증가한 결과를 반영하는 것이다. 즉 2001년 14.4%, 2002년 14.7%이었던 미취업가구의 비중은 2003년 16.0%로 증가하였으며, 그 결과 근로빈곤가구의 비중은 하락하였다.

<표 6> 빈곤가구 중 근로빈곤가구의 비중

(단위: %)

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

또한 취업자가 있는 가구들 중에서 빈곤상태에 놓여있는 가구의 비중은 <표 7>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 때와 비교할 때 크게 차이가 없는 것으로 판단된다. 그러나 생활비를 감안하였을 경우에는 그 비중이 큰 폭으로 감소하고 있다. 가구소득과 생활비 모두 중간치의 50%에 미달하는 근로빈곤가구의 비중은 2003년 4.2%에 불과하다. 이러한 결과는 대부분의 취업가구들이 소득이 없거나 빈곤선 이하의 낮은 수준이라

도 생활은 일정수준을 유지한다는 것을 뜻한다.

<표 7> 취업가구 중 근로빈곤가구의 비중

(단위: %)

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

제4절 근로빈곤가구의 특성과 변화

1. 근로빈곤가구의 특성

여기에서는 근로빈곤가구를 대상으로 그 특성이 무엇인지를 논의하기로 한다. 위의 빈곤규모 분석에서 OECD 가구균등화지수의 빈곤규모와 최저생계비 기준 가구균등화지수의 빈곤규모가 서로 비슷하게 분석되었다. 따라서 분석을 간결하게 하기 위하여 OECD 가구균등화지수를 적용한 근로빈곤가구는 제외하고 최저생계비 기준 가구균등화지수를 적용한 근로빈곤과 생활비를 감안한 근로빈곤만을 분석한다.

<표 8>은 취업가구만을 대상으로 가구 또는 가구주의 특성에 따라 빈곤율이 어떻게 변화하는지에 대한 기초분석 결과를 보여주고 있다. 먼저 가구주의 성별에 따라서는 여성가장의 경우 빈곤에 빠질 위험성이 남성에 비해 상대적으로 높다. 최저생계비 기준으로 2003년도 6차 조사에서 여성가장 가구는 가구주가 취업하고 있더라도 19.4%가 빈곤 상태이다. 이에 반해, 남성가장 가구는 가구주가 취업하고 있을 경우 12.3%만이 빈곤선 이하의 소득을 얻고 있다. 이러한 현상은 세 번의 조사에 걸쳐 지속적으로 관찰되고 있으며, 생활비를 감안하였을 때에

도 동일한 결과를 보인다.

최저생계비 기준으로 연령이 높을수록 빈곤 위험성이 상승하는 현상이 발견되나 연령계층별로 그 진폭이 상당히 크다. 가구주가 30대 일 때 근로빈곤가구의 비중은 5~7%대에 머무르고 있으나 40~50대 일 때에는 그 비중이 10~13%대로 2배 정도 높아지고, 다시 60대 이상일 경우에는 28~29%대로 급증한다. 이처럼 근로빈곤가구의 비중은 가구주 연령대별로 계단식 변동을 보인다. 그러나 생활비를 감안한 근로빈곤가구의 비중은 전혀 다른 모습을 나타낸다. 가구소득과 생활비 모두 중간치의 50% 이하인 근로빈곤가구의 비중은 가구주가 50대 일 때까지 4% 미만에 그치지만 60세 이상일 경우에는 그 비중이 12~13%대로 급격히 높아진다. 이는 가구주가 60세 미만인 가구는 지출수요가 있기 때문에 소득이 낮더라도 빚을 얻거나 아니면 자산을 처분하여서라도 빈곤선 이상의 지출을 하고 있음을 시사한다.

가구의 교육수준에 따라서는 예상과 마찬가지로 학력이 낮을수록 빈곤율이 높다. 특히, 가구주가 대졸 이상의 학력을 지니고, 가구 내에 취업자가 있음에도 불구하고 빈곤의 상태에 놓여있는 가구는 최저생계비 기준으로 4.0% 미만, 생활비 감안 시에는 0.6%를 넘지 않는다. 이러한 사실은 고학력 가구의 경우 취업을 하면 상대적으로 고소득을 올리거나 그렇지 않더라도 일정 정도의 생활수준을 유지한다는 점을 시사한다. 가구구성원의 수에 따라서는 가구원수가 2명일 때 빈곤율이 가장 높은 특이한 현상을 보인다. 전반적으로 가구원수가 3~4명인 가구의 빈곤율이 가장 낮으나 가구원수가 5명을 초과하면 거꾸로 빈곤율이 다소 증가하는 U자 형태를 나타낸다. 1인 가구의 빈곤율은 예상보다 그렇게 높지 않다. 가구의 취업자 수와 빈곤율과의 관계는 예상한 바대로 취업자수가 많을수록 빈곤의 위험성도 낮아지고 있다.

<표 8> 취업가구 중 빈곤가구의 비중

구 분	최저생계비 기준의 가구균등화지수 적용 빈곤가구			생활비 감안 빈곤가구		
	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
대졸 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

거주지역별로는 서울의 빈곤율이 가장 낮은 편이어서 2001년도 취업자가 있는 서울지역 가구의 7.6%만이 빈곤 상태에 처하여 있으며, 인천·경기·강원지역의 순으로 빈곤율이 높아진다.⁹⁾ 반면 대구·경북지역이나 광주·전라지역, 그리고 대전·충청지역의 빈곤율은 상대적으로 높게 조사되었다. 특히 광주·전라지역의 빈곤가구 비중이 높아 2001년의 경우 취업가구의 22.4%가 빈곤선 이하의 소득을 얻고 있었다. 지역별 평균소득 및 분포를 분석하면 이러한 현상이 이들 지역의 평균소득이 낮다는 사실을 반영하고 있는 것으로 판단된다.¹⁰⁾

다음으로 근로빈곤상태에 있는 취업가구들의 인구학적 특성을 분석하면, <표 9>에서 먼저 성별을 기준으로 볼 때, 여성가장 가구가 빈곤가구의 20% 가까이 차지한다. 취업가구 중 여성가장 가구의 비중이 2003년도 13.1%인 것을 감안할 때 여성가장 가구의 빈곤문제가 상대적으로 심각하다. 그러나 취업가구와 미취업가구를 모두 포괄하여 분포를 살펴보면 빈곤가구의 34.1%(2003년)가 여성가장 가구이다. 이는 여성가장 가구라고 할지라도 취업자가 있으면 빈곤에서 벗어날 확률이 높다는 것을 시사한다.

빈곤가구는 60세 이상의 가구주 세대에 집중되어 있다. <표 9>와 같이 빈곤가구의 35.1~37.9%에서 가구주 연령이 60세 이상이다. 또한 가구주 연령이 40대인 빈곤가구의 숫자도 상당한 규모로, 2003년도 조사에서는 빈곤가구의 31.3%의 가구주 연령이 40대인 것으로 나타났다.

9) 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, 전반적인 소득수준 또한 상대적으로 낮은 이유에 대하여 향후 심층 분석이 필요할 것이다.

10) 가구균등화지수를 반영하지 않은 가구소득은 2003년 서울지역이 263.3만원, 인천·경기·강원 238.5만원, 부산·경남·울산 210.6만원, 대구·경북 170.5만원, 대전·충청 201.9만원, 광주·전남 196.5만원으로 조사되었다. 또한 최저생계비 기준 가구균등화지수를 반영한 가구소득은 2003년 서울지역이 108.5만원, 인천·경기·강원 96.2만원, 부산·경남·울산 86.6만원, 대구·경북 74.3만원, 대전·충청 84.2만원, 광주·전남 83.4만원이다.

<표 9> 근로빈곤가구의 인구학적 분포

구 분	최저생계비 기준의 가구균등화지수 적용 빈곤가구			생활비 감안 빈곤가구		
	2001년	2002년	2003년	2001년	2002년	2003년
가구의 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
가구의 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
대졸 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 일관성을¹¹⁾ 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 놓여있는 가구의 비중이 낮다는 점이다(금재호, 2004).¹²⁾ [그림 2]와 같이 3년 내내 취업상태의 가구를 대상으로 빈곤회수의 분포를 살펴보면 최저생계비 기준의 가구균등화지수를 적용하였을 때, 1회 이상 빈곤상태에 있었던 가구는 22.2%인 645가구로 나타났다. 1회만 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.

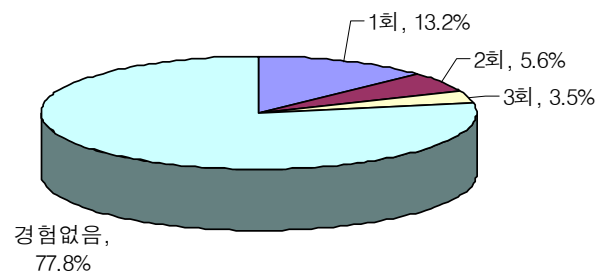
그러나 생활비를 감안하였을 때에는 취업가구의 7.4%만이 적어도 1회 이상 빈곤상태에 있었던 것으로 나타나고 있으며, 3년 내내 빈곤하였던 취업가구의 비중은 0.8%에 불과하다. 1회 빈곤이 4.9%, 2회 빈곤이 1.7%이다.

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

12) 여기에서도 취업가구와 미취업가구를 포괄한 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 있는 것으로 판단된다.

[그림 2] 빈곤상태에 놓인 회수(2001~2003):

3년 모두 취업자가 있는 가구로 최저생계비 기준적용



외환위기 이후 우리나라 빈곤의 또 다른 주요 특징은 빈곤에의 진입과 탈출이 상당한 규모로 이루어진다는 점이다. 이는 <표 11>~<표 14>에 나타난 비와 같이 전년도 조사에서 빈곤상태에 놓여있었던 취업가구의 48.3~61.5%가 다음해 빈곤을 벗어나고 있다.

빈곤에서 탈출한 가구의 절반 이상은 최저생계비 기준의 가구균등화지수로 조정된 가구소득 1분위(0~20%) 또는 2분위(20~40%)의 수준에 그치고 있다. 이러한 결과는 빈곤을 경험한 일하는 가구의 대부분이 노동시장의 취약계층일 가능성을 제기한다.

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

<표 11> 빈곤의 진입과 탈출: 2001~2002년: 최저생계비 기준

(단위: %)

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

<표 12> 빈곤의 진입과 탈출: 2002~2003년: 최저생계비 기준

(단위: %)

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

제5절 근로빈곤가구의 계량분석

1. 근로빈곤의 정태적 결정요인

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

먼저 모형 1에서는 2001~2003년 사이에 최저생계비 기준 가구균등화지수로 조정된 가구소득을 기준으로 빈곤상태에 빠지게 될 요인을 추정한다.¹³⁾ 매 해 취업자가 있는 일하는 가구 중에서 빈곤에 빠져있으면 '1'의 값을, 빈곤이 아니면 '0'의 값을 지니는 종속변수를 설정하고, 설명변수로 가구주의 성, 연령, 연령의 제곱, 교육기간과 가구원수, 가구 자산의 로그값, 취업자수, 가구 취업형태, 거주형태, 거주지역을 사용하고 있다. 추가적으로 조사년도에 따라 빈곤위험성의 차이가 있는지를 파악하기 위하여 연도별 가변수(dummy variable)를 설명변수에 포함하였다.¹⁴⁾

추정결과는 <표 16>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 빈곤위험성이 낮게 나타난다. 이는 가구주가 여성이라도 가구 내에 취업자가 있으면 빈곤에서 벗어날 확률이 남성가구주에 비해 낮지 않다는 점을 시사한다.¹⁵⁾

연령에 따라서는 가구주의 연령이 많을수록 빈곤 위험성이 높고, 학력별로는 다른 연구결과와 마찬가지로 교육기간이 장기간일수록 근

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

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

15) 여기에서의 가구주는 가구 경제에 가장 커다란 기여를 하는 경제적 가구주의 개념이 아니라 인구학적 가구주임을 다시 한 번 강조한다.

로빈곤의 위험성이 낮다. 또한 가구원수가 많을수록 빈곤위험성이 높게 나타나고 있다. 이러한 결과는 취업자수에 대한 회귀계수의 추정치가 -0.8939로 1% 수준에서 유의하다는 추정결과와 대비되며 취업자수가 일정할 경우 가구원수의 증가는 빈곤위험성을 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 자영업 가구나 자영업자와 임금근로자가 동시에 있는 혼합가구의 경우 빈곤위험성이 높은 현상도 주목되어야 할 결과이다. 2001~2003년의 기간을 종합적으로 살펴보면 자영업 가구의 근로빈곤 위험성은 21.1%로 임금근로 가구의 10.7%의 두 배에 달한다.¹⁶⁾ 이는 자영업자의 소득불평등도가 크고 자영업자들의 상당수가 경영난에 봉착하여 있다는 다른 연구결과들과 연결된다.¹⁷⁾ 거주형태에 대해서는 자가 거주를 기준으로 전세는 빈곤위험성의 차이가 없으나 월세 및 기타는 빈곤위험성이 상대적으로 높게 추정되고 있다.

<표 16>의 마지막 열에 나타난 모형 2는 생계비를 감안한 근로빈곤의 위험성을 추정한 결과이다. 즉, 가구소득 뿐만 아니라 월평균 생활비도 중간값(median)의 50% 이하인 가구를 빈곤가구로 정의하여 그 위험성을 추정하였다. 추정에 사용된 설명변수는 최저생계비 기준의 추정과 동일하고 종속변수의 형태도 똑같다. 추정결과의 대부분은 최저생계비 기준의 추정결과와 유사하나 다음의 몇 가지에서 차이가 있다.

먼저, 가구주의 연령은 빈곤위험성에 영향을 주지 못하는 것으로 추정되었다. 둘째, 자영업가구의 빈곤위험성이 임금근로가구보다 높은 것은 최저생계비 추정결과와 동일하나 임금/자영업의 혼합가구의 빈곤 확률은 임금근로가구와 통계적 차이가 없는 것으로 나타났다.

16) 그러나 전체 근로빈곤가구 중에서 자영업 가구의 비중은 38.9%로 임금근로 가구의 50.1%보다 낮다.

17) 자영업자의 실태에 관한 연구로 금재호 외(2003)가 있다.

<표 16> 근로빈곤의 정태적 결정요인 (2001~2003년) : 로짓추정

	근로빈곤의 기준	
	모형 1: 최저생계비 기준 가구균등화지수 적용 근로빈곤	모형 2: 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 log값	-0.1465(0.000)	-0.1489(0.000)
취업자수	-0.8939(0.000)	-0.9269(0.000)
가구 취업형태(임금가구 기준)		
자영업 가구	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 dummy(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 R2	0.1852	0.2428

주: 괄호 안의 값은 p>|z|값이다.

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 소득불평등

이 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 있는가를 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.¹⁸⁾

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, 생애취업기간 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 17>에 나타나 있다. 추정결과 성, 연령, 가구주와의 관계와 같은 인구학적 요인들은 취업자가 빈곤가구에 속할 가능성과 별 다른 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 노동시장 취약계층이라는 점과 상응한다.

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

<표 17> 취업자의 빈곤여부와 로짓(logit) 추정: 2002년

빈곤여부 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 조직원	0.0263	0.883
관찰치수	5,325	
LR chi2	255.18	
Pseudo R2	0.0817	

주: 추정에서 농림수산업 종사자는 제외하였다.

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 빈곤위험성에 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 추정계수 값을 함께 고찰하면, 비임금근로자는 임금근로자에 비해 빈곤가구에 속할 위험성이 높다는 결과를 얻을 수 있다.

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 자영업자들은 많은 인적·물적자본과 know-how를 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 판매

직이나 기능원 및 조직원, 단순노무직 종사자들의 빈곤 위험성이 상대적으로 높다는 것을 의미한다.¹⁹⁾

3. 근로빈곤의 동태적 이행 분석

한국노동패널조사는 빈곤에의 진입과 이탈에 관련된 정보를 제공하고 있다. <표 11>과 같이 2001년도에 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 무엇인가를 종합적으로 파악하기 위해 여기에서는 2001~2003년의 3개년도 자료를 활용하여 단순 로짓추정을 실시하였다.²⁰⁾

2001년의 경우 취업자가 있는 일하는 비빈곤 가구만을 대상으로 다음 해에 빈곤으로 이동할 가능성을 평가하기 위해 가구의 인구학적 특성과 더불어 두 조사시점 사이의 변화를 평가하기 위해 「가구원수의 변화」²¹⁾, 「가구 자산의 변화」, 「가구 취업자수의 변화」, 「가구 고용형태의 변화」의 네 가지 지표로 설명변수로 삼았다. 이 때 가구의 인구학적 특성은 시작년도의 값을 사용한다. 종속변수는 기

19) 빈곤의 기준을 ‘생활비 감안 빈곤’으로 하였을 경우 대다수 설명변수의 회귀 계수 추정치는 10%의 유의수준을 통과하지 못하였다. 다만 교육수준이 높을수록 빈곤위험성이 낮아지고, 자영업에 종사할 때 위험성이 높아지는 것으로 나타나 교육과 취업형태의 중요성을 다시 한 번 보여준다. 더불어 산업별로는 건설과 전기, 운수, 통신, 금융보험업을 제외한 서비스업에 취업하고 있을 때 빈곤위험성이 높게 추정되었다. 자세한 추정결과는 <부표 2>에 나타나 있다.

20) 즉 2001년도 비빈곤 근로가구의 2002년에 빈곤 진입여부와 2002년도 비빈곤 근로가구의 2003년 빈곤 진입여부를 통합하여 추정하였다.

21) 이외에도 인구학적 변화로 가구의 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 있지만 추정모형에서는 이에 대한 고려를 하지 않았다.

준년도(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.

단순 로짓추정의 결과는 <표 18>에 나타나 있으며, 두 번째 칸은 최저생계비를 적용한 빈곤 개념 사용 시의 결과이고 세 번째 칸은 생활비를 감안한 빈곤 개념 사용 시의 결과이다. 두 번째 칸에서 가구의 성별, 거주형태를 제외한 대부분의 변수들이 빈곤진입 확률과 관련을 지니는 것으로 추정되었다. 먼저, 가구주의 연령이 높거나 학력이 낮을 때 빈곤진입의 위험성이 높아진다. 지역적으로는 서울을 기준으로 할 때, 대구·경북과 광주·전라 지역에서 빈곤진입 확률이 높다.

가구원수의 변화도 빈곤진입 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 빈곤위험성이 높아지는 것으로 추정되었다. 자영가구나 혼합(자영업+임금)가구에서 임금근로 가구로 이동하거나 혼합가구에서 자영가구로 이동할 경우에도 빈곤에 진입할 가능성이 높아진다.²²⁾

<표 18>의 세 번째 칸은 빈곤기준을 강화하여 생활비까지 감안하였을 때의 추정결과이다. 최저생계비 적용 시와 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.

22) 임금근로에서 자영/혼합가구, 자영가구에서 혼합가구 이동은 10%의 유의수준을 통과하지는 못하였으나 빈곤진입의 위험성에 영향을 줄 가능성이 있다.

<표 18> 빈곤 진입의 동태적 결정요인 (2001~2003): 로짓추정

	1: 비빈곤가구 → 빈곤가구	
	최저생계비 가구균등화 지수의 빈곤	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 dummy(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 R2	0.1297	0.1718

주: 괄호 안의 값은 $P > |z|$ 이다.

<표 19>는 기준년도(2001년과 2002년)에 빈곤상태에 있었던 취업가구만을 대상으로 다음 해(2002년과 2003년)에도 계속 빈곤상태이면 '0'의 값을, 빈곤에서 벗어나면 '1'의 값을 지니는 종속변수를 대상으로 앞과 동일한 설명변수를 사용하여 추정한 결과이다. 두 번째 열과 같

이 최저생계비를 적용한 근로빈곤 개념의 추정결과는 가구주의 학력 수준이 높고, 가구 내에 취업자수가 증가할수록 빈곤탈출의 확률이 높아지는 것으로 나타났다. 거주지역별에 따라서는 서울을 기준으로 인천·경기·강원지역을 제외한 모든 지역에서 빈곤탈출 확률이 낮아 서울의 경우 빈곤에서 벗어날 수 있는 소득기회가 다른 지역보다 많을 가능성 제시한다.

그러나 빈곤진입의 경우와는 달리 가구주의 연령, 가구원수의 변화, 가구 자산의 변화 등의 추정계수 부호는 빈곤진입과 일치하지만 통계적 유의성은 없는 것으로 나타났다. 가구 고용형태의 변화에 대한 추정치도 부호가 예상과 반대로 나타나고 있을 뿐만이 아니라 자영업가구에서 혼합가구로 이동하는 경우를 제외하고는 통계적 유의성도 없다.

빈곤을 개념을 강화하여 생활비가 감안된 빈곤의 정의를 사용하여 추정한 결과는 <표 19>의 마지막 열에 나타나 있다. 최저생계비 기준시의 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 빈곤위험성 및 진입·탈출 확률이 달라짐을 보여준다. 상대적 빈곤가구의 절반 이상이 취업자가 있는 일하는 가구이고 이들의 경우 빈곤에서의 탈출이 매우 활발하다. 특히, 가구주의 학력수준이 높거나 가구 내 취업자수가 많을 때 근로빈곤의 위험성도 적을 뿐만이 아니라 빈곤에 빠져도 쉽게 벗어나는 것으로 판단된다. 직업별로는 임금근로자보다 자영업자 가구에서 근로빈곤(working poor)의 비중이 높은 것으로 추정되고 있는데 이는 향후 정부의 빈곤·고용대책에 자영업자도 포함시켜야 함을 시사한다.²³⁾

23) 자영업자의 빈곤위험성이 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 생계위협이 임금근로자만큼 심각할 것인지는 의문이다.

<표 19> 빈곤 탈출의 동태적 결정요인 (2001~2003): 로짓추정

	1: 근로빈곤가구 → 비빈곤가구	
	최저생계비 가구균등화 지수의 빈곤	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 dummy(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 R2	0.098	0.145

주: 괄호 안의 값은 $P > |z|$ 이다.

제5절 소결

본 연구에서는 한국노동패널조사의 제1차~제6차년도 자료를 이용하여 우리나라 도시지역 가구 및 개인들의 빈곤 규모와 그 특성을 분석하고 있다. 특히, 분석의 초점을 근로빈곤가구(working poor)에 맞추어 이들의 규모 및 특성, 그리고 동태적 이행과정을 분석하였다.

여기에서는 3가지의 빈곤개념을 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 이들 통해 빈곤가구의 규모를 파악하였다. 셋째, 빈곤의 개념을 보다 좁게 해석하여 최저생계비 기준 가구균등화지수로 조정된 소득이 빈곤선 이하에 있을 뿐만 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 지니계수는 1987년의 0.283에서 1998년 0.316으로 급등하였다. 이러한 현상이 경기불황으로 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 경과한지 6년이 경과하여도 소득불평등도의 개선은 미흡하였으므로 소득분배의 구조적 변화가 발생하였을 가능성이 높다.²⁴⁾

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 경우에

24) 2002년까지 안정적이던 「도시가계조사」의 지니계수는 2003년 0.306으로 낮아졌다. 그러나 이러한 변화가 일시적인지 아니면 새로운 추세인지는 명확하지 않다.

도 근로빈곤가구의 비중은 58.7~65.2%로 별 다른 차이가 없었다. 단지 생활비를 감당하였을 때에는 그 비중이 46.3~56.2%로 낮아졌다. 이는 취업이 빈곤의 문제를 해결해주는 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 취업자 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 생계위협을 느낄 가능성이 높다.

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

넷째, 근로빈곤율은 지역적 편차가 심하다. 서울이나 인천·경기·강원, 부산·경남·울산 지역은 전반적인 소득수준이 높고 빈곤가구의 비중이 상대적으로 적다. 빈곤에 빠지더라도 신속하게 빈곤에서 벗어나는 것으로 조사되었다. 따라서 지역적 형평성의 강화를 위한 노력이 검토되어야 할 것이다.

다섯째, 임금근로 가구에 비해 자영업에 종사하는 가구와 임금/자영업 혼합가구의 근로빈곤 위험성이 높다. 근로자별로 분석하였을 때에 서와 마찬가지로 임금근로자에 비해 자영업주의 근로빈곤 가능성이 상대적으로 높게 추정되었다. 특히, 자영업주는 임시·일용직에 비해 서도 빈곤의 위험성이 높은 것으로 추정된다. 이는 향후 임금근로자 뿐만이 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.

일급제, 산업별로는 제조업을 기준으로 부동산, 임대 및 사업서비스업, 교육서비스업, 보건 및 사회복지사업, 기타 공공, 사회 및 개인서비스업 등에 종사할 때 빈곤가구에 속할 위험성이 높다. 또한 직종별로는 판매직이나 기능원 및 조직원, 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 빈곤탈출에서는 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 발생한지 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 위해서 뿐만 아니라 소득불평등의 완화를 위해 중요하다.

둘째로는 자영업 가구에 대한 정책적 관심의 제고가 요구된다. 자영업이 집중되어 있는 서비스산업의 생산성은 제조업에 비해 낮고 구조조정의 바람에 노출되어 있다. 서비스산업의 구조조정 과정에서 근로빈곤계층들이 기회를 포착하여 발전하기 보다는 도시빈민화될 가능성이 농후하다. 따라서 이들 자영업의 생산성과 경쟁력을 높이기 위한 지원과 더불어 이들이 임금근로자로 전직하거나 다른 분야로 이동할 수 있도록 취업알선, 직업훈련기회 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 근로빈곤상태에

놓여있다. 현재의 기초생활보장제도에선 이들 모두를 지원하고 있지 못하고 있어 복지지원을 확대할 필요성이 있다. 예산 문제로 인해 이들 모두에게 생계비를 지원하지는 못하더라도 사회보험료의 면제, 교육비, 의료비, 보육비 지원 등과 같이 항목별 지원방안을 모색하여야 한다.

본 연구는 여러 가지의 한계에 부딪치고 있다. 첫 번째는, 가구데이터와 개인데이터의 일관성 부족으로 2001~2003년의 자료만이 일관성을 가지고 있다. 그러나 가구소득에 대한 질문이 조사시점을 기준으로 지난 1개월간의 소득을 질문하고 있어 가구소득의 정확성이 의문시된다. 즉, 빈곤이 6개월 또는 1년 등의 기간에 걸쳐 나타나고 관측되는 현상이라고 할 때, 지난 1개월의 소득으로 가구의 빈곤여부를 정확하게 판정할 수 있는가의 어려움이다. 세 번째는 빈곤을 측정하는 정확한 정의와 방법론이 명확하지 않다. 여기에서는 세 가지의 빈곤개념을 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.

참 고 문 헌

- 구인회(2001), 「빈곤층의 사회경제적 특성과 빈곤이행: 경제위기 이후의 시기를 중심으로」, 『제3회 한국노동패널 학술대회 자료집』, 한국노동연구원
- 권순원·고일동·김관영·김선웅(1992), 『분배불평등의 실태와 주요 정책과제』, 한국개발연구원.
- 금재호(2004), 「취업으로 빈곤극복이 가능한가」, 『경제분석』, 제10권 3호, 한국은행 금융경제연구원
- 금재호·김승택(2001), 「빈곤의 규모와 이행과정」, 『연세경제연구』, 제8권 2호, 연세대학교 경제연구소
- 금재호·류재우·전병유·최강식(2003), 「자영업 노동시장의 현상과 과제」, 한국노동연구원
- 김대모·안국신(1987), 「한국의 소득분배 및 그 결정요인과 분배문제에 대한 국민의 의식구조」
- 김성환·전용석·최바울(2004), 「빈부격차 확대의 원인과 대책」, 『제5회 한국노동패널 학술대회 자료집』, 한국노동연구원
- 김진욱(1996), 「가계의 소비지출 비교 - 가계 특성에 의거한 균등화 지수를 중심으로」, 한국국제경제학회 동계학술대회.
- 김철희(2003), 「저소득층의 특성 및 경제활동상태 변화에 관한 연구」, 『제4회 한국노동패널 학술대회 자료집』, 한국노동연구원
- 김태일(2004), 「국민기초생활보장제도의 빈곤감소효과 분석」, 『제5회 한국노동패널 학술대회 자료집』, 한국노동연구원

- 문형표·유경준(1999), 「실업·복지대책의 향후과제: 생산적 복지를 중심으로」, 『KDI경제포럼』, 제146호.
- 박성준(2000), 「금융위기 이후의 소득 불균등에 대한 연구」, 『노동경제논집』, 제23권 제2호, 한국노동경제학회, 61~79쪽.
- 박순일·최현수·강성호(2000), 『빈곤격차 확대요인의 분석과 빈곤·서민생활 대책』, 한국보건사회연구원.
- 박순일 외(1994), 「최저생계비 계층조사」, 한국보건사회연구원.
- 박찬용·김진욱·김태완(1999), 『경제위기에 따른 빈곤수준 및 소득 불평등 변화와 정책방향』, 한국보건사회연구원.
- 안국신(1995), 「한국의 경제발전과 소득분배」, 『경제발전연구』, 제1권, 한국경제발전학회, 53~76쪽
- 안종범·김철희·전승훈(2002), 「빈곤과 실업의 원인과 복지정책의 효과」, 『노동경제논집』, 제25권 1호, 75~96쪽
- 안창수 외(1989), 「최저생계비 계층조사 연구」, 한국보건사회연구원.
- 유경준(1998), 『임금소득 불평등도의 변화요인 분석』, 한국노동연구원.
- 유경준·김대일(2002), 『외환위기 이후 소득분배구조변화와 재분배정책효과 분석』, 한국개발연구원
- 이정우·이성립(2001), 「경제위기와 빈부격차: 1997년 위기 전후의 소득분배와 빈곤」, 『국제경제연구』, 제7권 제2호, 78~107쪽.
- 이정우·황성현(1998), 「한국의 분배문제: 현황, 문제점과 정책방향」, 『KDI정책연구』, 제20권 제1, 2호, 153~230쪽.
- 정건화·남기곤(2000), 「경제위기 이후 소득 및 소비구조의 변화」, 윤진호·유철규(편), 『구조조정의 정치경제학과 21세기 한국경제』, 풀빛, 323~350쪽.
- 정진호(2001), 「최근의 소득불평등도 변화와 소득원천별 분해」,

- 『노동정책연구』, 창간호, 한국노동연구원
- 정진호·최강식(2001), 「임금소득 불평등 확대에 대한 요인분석」, 한국노동연구원.
- 정진호·황덕순·이병희·최강식(2002), 『소득불평등 및 빈곤의 실태와 정책과제』, 한국노동연구원
- 주학중(1979, 1992), 『韓國의 所得分配과 決定要因』, 한국개발연구원, 상권(1979), 하권(1982).
- 최바울·김성환(2003), 「경제위기와 소득 불평등: 1997년 이후를 중심으로」, 『제4회 한국노동패널 학술대회 자료집』, 한국노동연구원
- 현진권·강석훈(1998), 「한국 소득분배의 국제비교」, 『경제학연구』, 제46집 제3호, 한국경제학회, 145~167쪽.
- 황덕순(2001), 「경제위기 이후의 빈곤에 대한 동태분석」, 『노동정책연구』, 가을호, 한국노동연구원
- 홍경준(2004), 「빈곤에 대한 동태적 분석: 빈곤주기를 중심으로」, 『제5회 한국노동패널 학술대회 자료집』, 한국노동연구원
- Forster Michael F.(1994), "Measurement of Low Incomes and Poverty in a Perspective of International Comparisons", *Labour Market and Social Policy Occasional Papers No. 14*, OECD, Paris.
- Kim, D. I. and Topel, R. H.(1995), "Labor Markets and Economic Growth: Lessons from Korea's Industrialization, 1970-1999", in Freeman, R. B. & Katz, L. F.(ed.), *Differences and Changes in Wage Structures*, pp.227~264.
- OECD(2001), "Money Too tight to Mention: Poverty Dynamics in OECD Countries", in *Employment Outlook 2001*, forthcoming

부 표

<부표 1> 조사년도에 따른 가구의 특성²⁵⁾

(단위: %, 세, 년, 명)

구 분	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
대졸 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

25) 1차년도의 원표본가구와 6개년도 모두 응답한 가구들 사이에 특성차이가 있는가를 파악하기 위하여 '가구주의 평균 연령', '교육기간', '가구원수'에 대해 t-검정을 실시한 결과 모두 1%의 유의 수준에서 통계적 특성 차이가 있는 것으로 나타났다.