

연구보고서

2005-03

한국의 근로빈곤 연구

정진호 · 황덕순 · 금재호
이병희 · 박찬임

책머리에 부쳐

외환위기 이후 악화되어 최근까지도 그다지 완화되고 있지 않은 우리 사회의 빈곤문제는 그 실태에 대한 정확한 진단과 새로운 정책처방을 요구하고 있다. 비록 2000년 이후 실시되고 있는 국민기초생활보장제도는 외형적으로는 생계유지가 어려운 빈곤계층에 대한 소득보장을 지원하도록 설계되어 있지만, 실질적으로는 노인, 아동, 장애인 등 근로능력이 없거나 취약한 계층을 주된 정책대상으로 하고 있다.

그러나 일할 능력과 의지는 있으나 잦은 실직과 낮은 소득 때문에 일하더라도 빈곤 상태에서 못 벗어나고 있는 근로빈곤가구의 소득을 보전해야 하는데, 현재 저임금근로자 개개인을 위한 최저임금제도 이외에는 별도의 정책수단이 마련되어 있지 않다.

본 연구는 한국노동연구원의 『한국노동패널조사』를 주된 분석자료로, 그리고 다른 조사 통계자료를 보완적으로 활용하여 경제 전체의 빈곤, 특히 근로빈곤에 대한 정형화된 사실들을 도출하고, 이에 근거하여 빈곤 또는 소득불평등 완화를 위한 정책적 시사점을 모색함을 목적으로 하고 있다.

비록 빈곤을 측정할 수 있는 다양한 자료들과 빈곤에 대한 다양한 기준들에 따른 실증분석은 구체적인 정책 수립에 직접적으로 도움이 되지 않을 수도 있지만, 실증분석에 근거한 정형화된 사실들의 발견은 현실을 기반으로 하는 적절한 탈빈곤정책을 수립하는 데 중요한 기초자료로 활용될 수 있을 것으로 기대한다.

분석 결과에 따르면 비취업가구의 빈곤율이 취업가구에 비하여 상대적으로 높지만 근로빈곤이 전체 빈곤의 약 2분의 1 이상을 차지하여 빈

근문제의 핵심으로 부각되고 있다. 특히 근로빈곤의 위험은 고용주 및 상용직보다는 자영업자 및 임시·일용직 등 사회적 안전망이 매우 미흡한 계층에서 상대적으로 높게 나타나, 취업 여부뿐만 아니라 일자리의 질도 빈곤에 크게 영향을 미치고 있다. 이와 더불어 근로빈곤계층에 대한 재정정책에 의한 빈곤 완화효과가 낮을 뿐만 아니라 최저임금제도의 빈곤 완화효과도 크게 나타나고 있지 않다. 따라서 가구원의 근로능력 여부 및 노동시장 참여 제약요인 등을 종합적으로 감안한 가구특성별 탈빈곤정책이 필요함을 제기하고 있다.

본 연구는 본원의 정진호 연구위원을 연구책임자로 그리고 금재호, 황덕순, 이병희, 박찬임 연구위원을 공동연구자로 하여 각각의 연구 주제에 대하여 분석하였다. 많은 연구과제를 수행하면서도 본 연구에 노고를 아끼지 않으신 개별 연구자들뿐만 아니라 초고에 대하여 유익한 논평을 해주신 여러 검토자에게 필자를 대신하여 감사드린다. 아울러 출판을 담당한 박찬영 전문위원과 정철 책임연구원의 노고에 대해서도 감사드린다.

끝으로 본 연구보고서에 수록된 내용은 모두 필자들의 의견이며 본원의 공식 견해가 아님을 밝혀 둔다.

2005년 3월

한국노동연구원

원장 최 영 기

목 차

책머리에 부쳐

요 약	i
제1장 머리말	(정진호) 1
제1절 연구의 목적	1
제2절 연구의 구성	2
제2장 절대빈곤층의 규모 및 특성	(황덕순) 4
제1절 머리말	4
제2절 절대빈곤을 추계와 관련된 논점들	5
1. 빈곤을 추계의 기준	6
2. 가구균등화지수	12
3. 자료의 특성	13
제3절 절대빈곤을 추계	18
1. 경상소득 기준 빈곤을 추계	18
2. 소비지출 기준 빈곤을	20
3. 총지출 기준 빈곤을	22
제4절 조세 및 사회보장제도의 빈곤을 감소효과	23
제5절 빈곤가구와 일반가구의 소비지출 비교	25
제6절 빈곤가구의 특성	29
1. 가구특성별 빈곤율	29
2. 고용상태별 빈곤율	32

제7절 소 결	38
제3장 외환위기 이후 근로빈곤의 실태	(금재호) 46
제1절 머리말	46
제2절 국내의 연구	49
제3절 자료의 성격과 상대빈곤의 규모	53
1. 응답 가구와 개인의 특성	53
2. 빈곤의 정의	57
3. 빈곤의 규모	59
4. 근로빈곤가구의 규모	67
제4절 근로빈곤가구의 특성과 변화	70
1. 근로빈곤가구의 특성	70
2. 근로빈곤의 동태적 변화	75
제5절 근로빈곤의 계량분석	78
1. 근로빈곤의 정태적 결정요인	78
2. 근로빈곤가구 취업자의 특성	82
3. 근로빈곤의 동태적 이행 분석	85
제6절 소 결	90
제4장 빈곤계층의 경제활동상태와 빈곤 탈출	(이병희) 99
제1절 머리말	99
제2절 빈곤층의 경제활동상태	102
제3절 빈곤층의 경제활동상태 변화	107
제4절 경제활동상태 변화가 빈곤 탈출에 미치는 영향	112
제5절 소 결	117
제5장 근로빈곤과 최저임금제도	(정진호) 119

제1절 머리말	119
제2절 최저임금과 소득분배	121
1. 최저임금 수준의 시계열 변화	121
2. 최저임금 수준의 횡단면 비교	124
3. 최저임금의 소득분배효과	127
제3절 근로빈곤실태와 재정정책	131
1. 근로빈곤의 실태	131
2. 재정정책의 소득분배 개선효과	136
제4절 소 결	139
제6장 소득이전의 빈곤완화 효과	(박찬임) ... 141
제1절 머리말	141
제2절 선행연구의 검토	143
제3절 연구방법	145
1. 분석자료	145
2. 소득원 구성과 표본의 유형화	146
3. 빈곤의 측정과 빈곤완화 효과성 및 효율성 측정	147
제4절 분석 결과	150
1. 분석가구의 일반적 특성과 소득원 구성	150
2. 빈곤율과 소득분배의 변화	154
3. 각 집단별 공·사 소득이전의 빈곤완화 효과성	157
4. 각 집단별 공·사 소득이전의 빈곤완화 효율성	165
제5절 소 결	174
제7장 요약 및 정책적 시사점	(정진호) ... 180
참고문헌	185

표 목 차

<표 2- 1> 절대빈곤율 추계 현황	8
<표 2- 2> 선행연구에서 사용한 소득 기준	9
<표 2- 3> 한국노동패널조사 관측치수와 소득조사가 불충분한 관측치수 추이	16
<표 2- 4> 한국노동패널조사 소비지출 비목 추이	17
<표 2- 5> 국가 개입 전후의 빈곤율 비교(2000년)	24
<표 2- 6> 경상소득 기준 빈곤가구와 일반가구의 지출 비중, 지출액 상대비	26
<표 2- 7> 소비지출 기준 빈곤가구와 일반가구의 지출 비중, 지출액 상대비	28
<표 2- 8> 소비지출 기준 취업형태별 빈곤율(1998, 2002년)	34
<표 2- 9> 고용형태별 빈곤율(경상소득 기준, 2001년)	35
<표 2-10> 빈곤층의 유형 구분(2001년)	36
<부표 2-1> 가구균등화지수 비교	42
<부표 2-2> 가구균등화지수별 빈곤율 (경상소득 기준, 1996, 2000년)	43
<부표 2-3> 가구기준과 인구기준 빈곤율 추이 (경상소득 기준, 1996~2003년)	45
<부표 2-4> 경상소득 기준 가구유형별 평균가구원수 추이 (1996~2003년)	45
<표 3- 1> 가구소득과 가구원 1인당 월평균 소득의 변화 (1998~2003년)	55
<표 3- 2> OECD 가구균등화지수로 조정된 소득과 빈곤선	60

<표 3- 3> 최저생계비 기준의 가구균등화지수로 조정된 소득과 빈곤선	61
<표 3- 4> 분위별 평균소득	63
<표 3- 5> 생활비를 감안한 빈곤 규모: 최저생계비 가구균등화지수 적용	65
<표 3- 6> 2003년 빈곤가구의 특성: 최저생계비 균등화지수 적용 ..	66
<표 3- 7> 빈곤가구 중 근로빈곤가구의 비중	69
<표 3- 8> 취업가구 중 근로빈곤가구의 비중	70
<표 3- 9> 취업가구 중 빈곤가구의 비중	72
<표 3-10> 근로빈곤가구의 인구학적 분포	74
<표 3-11> 빈곤의 진입과 탈출: 2001~2002년 소득 기준	76
<표 3-12> 빈곤의 진입과 탈출: 2002~2003년 소득 기준	77
<표 3-13> 빈곤의 진입과 탈출: 2001~2002년 소비(생활비) 기준 ..	77
<표 3-14> 빈곤의 진입과 탈출: 2002~2003년 소비(생활비) 기준 ..	77
<표 3-15> 근로빈곤의 진입·탈출과 가구소득	78
<표 3-16> 근로빈곤의 정태적 결정요인(2001~2003년): 로짓추정 ..	81
<표 3-17> 취업자의 빈곤 여부와 로짓추정: 2002년	83
<표 3-18> 빈곤 진입의 동태적 결정요인(2001~2003년): 로짓추정 ..	87
<표 3-19> 빈곤 탈출의 동태적 결정요인(2001~2003년): 로짓추정 ..	89
<부표 3-1> 조사 연도에 따른 가구의 특성	94
<부표 3-2> 미취업 빈곤가구의 특성	95
<부표 3-3> 취업자의 빈곤 여부와 로짓추정: 2002년	96
<부표 3-4> 빈곤 진입의 동태적 결정요인 (2001~2003년): 모든 가구 대상	97
<부표 3-5> 빈곤 탈출의 동태적 결정요인 (2001~2003년): 모든 가구 대상	98
<표 4- 1> 빈곤 유형별 분포(2002년)	104
<표 4- 2> 빈곤 유형별 가구특성 및 소득구성(2002년 가구 기준) ..	105
<표 4- 3> 빈곤 유형별 경제활동상태(2002년 개인 기준)	106

<표 4- 4> 빈곤 유형별 취업자 중 저소득 취업자의 비중 (2002년 개인 기준)	107
<표 4- 5> 빈곤 여부별 경제활동상태의 변화(연평균, 개인 기준)	109
<표 4- 6> 빈곤 여부별 취업자의 경제활동상태 변화 (연평균, 개인 기준)	110
<표 4- 7> 빈곤 유형별 미취업상태의 경험과 지속(개인 기준)	111
<표 4- 8> 빈곤 유형별 취업자 중 저소득 취업상태의 경험과 지속 (개인 기준)	111
<표 4- 9> 이산시간 분석에 사용된 변수의 특성	114
<표 4-10> 빈곤 탈출 결정요인(이산시간 분석)	116
<표 5- 1> 최저임금 수준의 추이(1998~2003년)	123
<표 5- 2> 최저임금 수준의 국제비교(2002년)	125
<표 5- 3> 소득계층별 최저임금 수혜자 및 임금근로자 비율 (2003년)	129
<표 5- 4> 가구 유형별 소득수준 및 빈곤율(2000년)	133
<표 5- 5> 근로빈곤가구의 분포(2003년)	134
<표 5- 6> 근로빈곤가구의 경제활동상태 및 근로조건(2003년)	135
<표 5- 7> 재정정책의 소득분배 개선효과(2000년)	136
<표 5- 8> 근로소득세 납부자 비율 추이(1998~2002년)	137
<표 5- 9> 영국의 최저임금과 WFTC 사례(2001년)	139
<표 6- 1> 소득원의 구성	146
<표 6- 2> 특성별 가구의 구분	147
<표 6- 3> 분석 가구의 일반적 특성	151
<표 6- 4> 가구 특성별 소득 구성	154
<표 6- 5> 소득 및 빈곤의 정도(50% 기준)	155
<표 6- 6> 소득분배 정도(50% 기준)	155
<표 6- 7> 빈곤완화 및 소득분배 효과성	156
<표 6- 8> 각 집단별 이전 후 소득의 빈곤율과 빈곤갭 비율	156
<부표 6-1> 이전의 빈곤율 완화 효과성	175

<부표 6-2> 이전의 빈곤갭 완화 효과성	176
<부표 6-3> 소득이전의 표적 효율성	177
<부표 6-4> 지출의 누수율	178
<부표 6-5> 지출의 빈곤감소 효율성	179

그림목차

[그림 2- 1] 경상소득 기준 빈곤율 추이(1996~2003년)	19
[그림 2- 2] 소비지출 기준 빈곤율 추이(1996~2003년)	20
[그림 2- 3] 총지출 기준 빈곤율 추이(1996~2003년)	23
[그림 2- 4] 가구원수별 빈곤율(경상소득 기준, 1996, 2000년)	30
[그림 2- 5] 취업인원수별 빈곤율(경상소득 기준, 1996, 2000년)	31
[그림 2- 6] 가구주 교육수준별 빈곤율 (경상소득 기준, 1996, 2000년)	31
[그림 2- 7] 가구주 성별 빈곤율(경상소득 기준, 1996, 2000년)	32
[그림 2- 8] 근로자가구 고용형태별 빈곤율 추이 (경상소득 기준, 1996~2003년)	33
[부도 2-1] 가구균등화지수·가구원수별 빈곤율 (경상소득 기준, 1996년)	43
[부도 2-2] 가구균등화지수·가구원수별 빈곤율 (경상소득 기준, 2000년)	44
[그림 3- 1] 가구의 소득불평등도 추이: 지니계수와 앳킨슨지수	57
[그림 3- 2] 근로빈곤 횡수(2001~2003년): 3년 모두 취업자가 있는 가구로 소득기준	76
[그림 5- 1] 임금 및 소득분배 추이(1990~2003년)	120
[그림 5- 2] 정액급여 및 최저임금 상승률 추이(1989~2003년)	123
[그림 5- 3] 최저임금의 상대적 수준의 국제비교	126
[그림 5- 4] 소득계층별 최저임금 수혜자 비율(2003년)	130
[그림 6- 1] 빈곤, 빈곤완화 효과성, 효율성의 측정	149

[그림 6- 2] 사적이전의 빈곤율 완화 효과성	159
[그림 6- 3] 사회보험의 빈곤율 완화 효과성	159
[그림 6- 4] 공공부조의 빈곤율 완화 효과성	160
[그림 6- 5] 사적이전의 빈곤갭 완화 효과성	162
[그림 6- 6] 사회보험의 빈곤갭 완화 효과성	164
[그림 6- 7] 공공부조의 빈곤갭 완화 효과성	165
[그림 6- 8] 사적이전 지출의 표적 효율성	166
[그림 6- 9] 사회보험 지출의 표적 효율성	167
[그림 6-10] 공공부조 지출의 표적 효율성	167
[그림 6-11] 사적이전의 누수율	169
[그림 6-12] 공공부조의 누수율	170
[그림 6-13] 사적이전의 빈곤감소 효율성	172
[그림 6-14] 사회보험의 빈곤감소 효율성	173
[그림 6-15] 공공부조의 빈곤감소 효율성	173

요약

◆ 연구의 목적

본 연구는 외환위기 이후 최근까지도 그다지 완화되고 있지 않은 소득불평등, 특히 빈곤의 실태에 대한 정형화된 사실들을 규명함으로써 이를 완화시키기 위한 정책적 함의를 도출하는 데 그 목적이 있다.

최근 경제성장률과 실업률은 외환위기 이전 수준으로 점차 회복되고 있지만, 빈곤율은 별로 낮아지고 있지 않다. 이와 같이 최근 실업률이 안정적임에도 불구하고 빈곤율이 그다지 낮아지지 않음은, 일자리의 양극화가 진전되어 일을 함에도 불구하고 충분한 소득을 얻을 수 없거나 또는 고용이 불안하여 취업과 실직을 반복하는 임시·일용직 및 비정규직이 증가하는 등 근로빈곤계층이 증가했음을 시사한다.

특히 노사 양 당사자의 힘만으로 풀기 어렵고 사회 전체가 협조하여 해결해야 할 근로빈곤(working poor)의 문제는 인간다운 삶의 보장, 소득불평등의 해소라는 사회적 관점뿐만 아니라 취약계층에 대한 노동시장정책의 수립과 집행, 인적자원의 양성과 배분, 그리고 지속가능한 성장잠재력의 확충이라는 관점에서 중요한 과제이다. 그러나 빈곤 그 자체에 대한 연구는 현재 활발하게 진행되고 있지만 근로빈곤계층에 대한 연구는 아직도 미흡하다. 향후 올바른 복지·노동정책의 수립을 위한 학문적 토대 구축을 위하여 빈곤, 특히 근로빈곤계층의 실태와 특성에 대한 연구가 의의를 지닌다.

본 연구는 근로빈곤과 관련된 전체 5개의 연구 주제에 대하여 분석하였는데 주요한 분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

◆ 절대빈곤의 규모 및 특성

빈곤과 관련된 연구에서 활용된 각종 자료 및 기준을 살펴보고, 상이한 자료 및 기준에 따라 절대빈곤율을 추정하였다. 그리고 국가 개입에 따른 가구유형별 빈곤율의 변화, 빈곤가구의 일반가구에 대비한 소비지출 및 노동시장 행태의 차이를 분석하였다. 주요한 분석 결과를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 소득기준의 절대빈곤율은 통계청의 『도시가계조사』 및 『가구소비실태조사』보다 한국노동연구원의 『한국노동패널조사』에서 약간 높게 나타나고 있다. 그리고 지출 기준의 절대빈곤율은 주거비를 제외하면 이를 포함한 경우보다 상당히 높게 나타나고 있다. 이는 국민기초생활보장제도의 최저생계비에 주거비가 적절하게 반영되어 있지 않음을 시사한다.

둘째, 국가 개입에 따른 빈곤율 감소효과는 비취업가구에서는 14.5%로 높게 나타나지만, 임금 및 비임금근로자가구에서는 거의 나타나지 않는다. 따라서 근로빈곤계층에 대한 조세 및 사회보험제도의 개선이 필요하다.

셋째, 빈곤가구의 교육비 지출은 일반가구의 약 2분의 1에 불과하다. 이러한 교육투자의 차이는 빈곤의 세대간 재생산을 초래할 수 있다. 따라서 현행 공공부조제도의 한계를 극복하기 위한 주거와 의료급여의 현실화, 공교육 강화를 통한 보편적인 양질의 교육기회의 제공이 필요하다.

넷째, 빈곤율은 전반적으로 취업자수가 적을수록, 가구주의 학력수준이 낮을수록, 여성일수록, 생산직일수록, 임시·일용직일수

록, 영세자영업자일수록 높게 나타나고 있다. 이는 취업 여부뿐만 아니라 취업의 질도 빈곤을 결정하는 주된 요인임을 시사한다.

◆ 외환위기 이후 근로빈곤의 실태

근로빈곤을 중심으로 근로빈곤의 실태와 그 변화에 대하여 『한국노동패널조사』를 이용하여 분석하였다. 특히 근로빈곤 여부를 결정하는 요인뿐만 아니라 빈곤으로의 진입 및 탈출을 결정하는 요인에 대해서도 분석하였다. 주요한 분석 결과를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 소득중위값의 50% 미만으로 정의된 상대빈곤을 기준으로 전체 빈곤가구의 약 2분의 1 이상이 취업가구이며, 취업가구의 약 8분의 1이 빈곤 상태에 있다. 이는 가구원의 취업 여부보다 일자리의 질이 중요한 요인임을 시사한다.

둘째, 근로빈곤율은 가구주가 연령이 많을수록, 학력수준이 낮을수록, 비임금근로자일수록, 취업기간이 짧을수록 상대적으로 높게 나타나고 있다. 특히 자영업주는 임시·일용직에 비해서도 빈곤위험확률이 높게 추정되고 있다. 이는 향후 임금근로자뿐만 아니라 특히 영세자영업주도 정부의 정책 대상에 포함시켜야 함을 시사한다.

셋째, 빈곤의 진입과 탈출이 매우 활발하게 이루어지고 있다. 취업가구의 약 5분의 1이 지난 3년간 적어도 1회 이상 빈곤을 경험하고 있다. 또한 취업가구는 비취업가구에 비하여 빈곤진입확률이 낮고 빈곤탈출확률이 높다. 그러나 빈곤탈출가구의 약 2분의 1 이상이 1/5~2/5분위의 저소득계층으로 탈출하여 여전히 상대적 박탈감 또는 생계 위협을 경험하고 있다.

넷째, 빈곤진입확률은 가구주의 연령이 많을수록, 교육수준이 낮을수록, 그리고 가구원수가 증가할수록, 자산이 감소할수록, 취

업자수가 감소할수록 높게 나타나고 있다. 그러나 빈곤탈출확률은 가구주의 교육수준이 높을수록, 취업자수가 증가할수록 높게 나타나지만, 가구주의 연령, 자산의 증가, 고용형태의 변화 등은 유의하게 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

◆ 빈곤계층의 경제활동상태와 빈곤탈출

『한국노동패널조사』의 가구-개인연계 패널자료를 이용하여 특히 개인의 취업 여부와 취업의 질, 그리고 장기간 또는 반복적인 빈곤의 경험이 가구의 빈곤탈출에 미치는 효과를 분석하였다. 주요한 분석 결과를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 근로빈곤계층은 전체 빈곤계층의 약 2분의 1 이상을 차지하고 있다. 그리고 근로빈곤율은 임시·일용직 그리고 자영업자 및 무급가족종사자 등 불안정한 일자리에 종사하는 취업자에게서 상대적으로 높게 나타나고 있다. 이는 외환위기 이후 일자리의 양극화에 따라 근로빈곤이 빈곤의 주요한 형태로 등장하고 있음을 시사한다.

둘째, 경제활동상태의 변화를 살펴보면, 빈곤계층은 일반계층에 비하여 불안정한 일자리와 반복적인 미취업에 따른 만성적인 저소득을 경험하고 있다. 또한 빈곤계층은 일반계층에 비하여 상용직 또는 고용주로 상향 이동하는 확률이 낮게 나타나고 있다.

셋째, 경제활동상태의 변화가 빈곤탈출에 미치는 효과를 살펴보면, 미취업자뿐만 아니라 무급가족종사자를 포함한 자영업자나 임시·일용직 근로자의 빈곤탈출확률이 유의하게 낮게 나타나고 있다. 또한 장기적인 빈곤 상태의 지속이나 반복적인 빈곤 경험은 빈곤의 지속기간을 장기화시키는 것으로 나타나고 있다.

◆ 근로빈곤과 최저임금제도

제5장에서는 근로빈곤과 관련하여 저임금근로자를 위한 최저임금제도의 소득분배효과, 근로빈곤의 실태, 재정정책의 소득분배 개선효과를 분석하였다. 주요한 분석 결과를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 비록 최저임금의 상대적 수준은 도입 초기에 비해서는 낮지만 다른 국가들에 비해서는 크게 낮지 않다. 그리고 최저임금의 소득분배효과는 임금근로자가구의 저소득계층에서 상대적으로 높게 나타나고 있다. 그러나 이는 국가가 기업에게 강제하는 최저임금제도만으로 근로빈곤의 문제가 완전히 해소됨을 시사하지는 않는다.

둘째, 근로빈곤율은 비임금근로자가구가 임금근로자가구보다 높게 나타나고 있다. 또한 빈곤가구는 일반가구에 비하여 노동시장 참여수준이 저조할 뿐만 아니라 임금 및 각종 근로조건이 열악한 임시·일용직의 비중이 높게 나타나고 있다.

셋째, 재정정책의 소득분배 개선효과는 약 4.3%로서 다른 OECD국가들의 37.9%에 비하여 현저하게 낮다. 현행 소득세 제도는 소득재분배효과가 매우 미흡하며 근로빈곤의 문제를 해결하기 위해서는 주요 선진국에서 실시하고 있는 근로소득보전세제를 실시할 필요성이 제기된다.

◆ 소득이전의 빈곤완화 효과

사적이전소득 및 공적이전소득(사회보험급부 및 공적부조)이 빈곤완화에 미친 효과성과 효율성을 이전소득원천별 및 가구특성별로 분석하였다. 주요한 분석 결과를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 빈곤완화의 효과(즉 빈곤율 및 빈곤갭 감소효과)는 사적

이전소득 → 사회보험급부 → 공적부조의 순으로 낮게 나타나고 있다. 한편 지난 1999 → 2002년에 사적이전소득의 빈곤완화효과는 낮아진 반면, 사회보험급부 및 공적부조의 빈곤완화효과는 높아지고 있다.

둘째, 이전소득원천별 빈곤완화효과를 가구유형별로 살펴보면, 사적이전소득 및 공적부조의 빈곤완화효과는 취업자가 없는 가구에서, 그리고 사회보험급부의 빈곤완화효과는 취업자가 없는 남성 가구주가구에서 높게 나타나고 있다.

셋째, 빈곤완화의 효율성(즉 소득이전의 표적효율성, 소득이전의 누수율, 소득이전의 빈곤감소 효과)은 사회보험급부에 비하여 사적이전소득 또는 공적부조에서 높게 나타나고 있다. 한편 지난 1999 → 2002년에 공적부조의 효율성이 높아진 반면, 사적이전소득의 효율성은 낮아지고 있다.

넷째, 이전소득원천별 빈곤완화의 효율성을 가구유형별로 살펴보면, 취업자가 없는 가구에서 가장 높게, 그리고 취업자가 있는 일반가구에서 가장 낮게 나타나고 있다.

◆ 정책적 시사점

전체 빈곤가구의 약 2분의 1이 근로빈곤가구이며, 특히 임금가구보다 자영가구에서 빈곤율이 상대적으로 높게 나타나고 있다. 따라서 다음과 같은 가구유형별로 특성화된 탈빈곤정책이 필요하다.

첫째, 근로능력이 없는 빈곤가구에 대해서는 국민기초생활보장제도의 내실화가 보다 전향적으로 검토되어야 할 것이다. 예컨대 소득 이외의 수급자격 요건을 보다 완화하여 생계급여를 지급받지 못하는 빈곤층을 축소하는 방안이 고려될 수 있다.

둘째, 근로능력이 있지만 노동시장에 참여하는 데 일정한 제약

이 있는 빈곤계층에 대해서는 의료·교육·주거 등 사회복지서비스를 확충하여 일할 여건을 조성하거나 또는 사회적 일자리, 자활사업, 창업지원 등을 통하여 취업을 촉진시켜야 할 것이다.

셋째, 취업해 있지만 빈곤한 계층인 근로빈곤층에 대해서는, 이들이 주로 최저임금제도의 영향을 받는 비정규직 근로자임을 고려하면 최저임금제도의 내실화뿐만 아니라 비정규직에 대한 적정 수준의 보호가 요구된다.

이와 더불어 근로빈곤층을 직접 지원하는 근로소득보전세제(EITC)가 최저임금제도보다 근로빈곤층 보호에 보다 효과적일 뿐만 아니라, 저임금계층에 대한 보호를 기업뿐만 아니라 국가도 책임져야 한다는 관점에서 이를 우리의 현실에 부합하도록 도입·실시하는 방안을 보다 적극적으로 검토하여야 한다.

제1장

머리말

제1절 연구의 목적

본 연구는 외환위기 이후 최근까지도 그다지 완화되고 있지 않은 빈곤실태에 대한 정형화된 사실들을 규명하고, 이를 완화시키기 위한 정책적 함의를 도출하는 데 그 목적이 있다.

1990년대 중반, 특히 외환위기 이후 소득불평등 특히 빈곤 문제에 대한 사회적 관심이 높아지면서 이 분야에 대한 실증적 연구들이 활발하게 수행되고 있다. 빈곤에 대한 정의와 범위에 관련된 논의에서부터 그 현황과 원인 및 추세가 심층적으로 분석되고 있다. 나아가, 추세와 연관된 빈곤의 동학(poverty dynamics)에 대한 분석과 더불어 복지제도와 빈곤 간의 연관관계에 이르는 다양한 연구들이 수행되고 있다.

빈곤의 원인과 현상에 대한 연구는 사회복지, 경제, 정치, 문화 등의 다양한 측면에서 접근할 수 있다. 노동경제학의 입장에서는 전체적인 빈곤의 규모 및 변동 과정의 분석과 더불어 일하고 있으면서도 빈곤에 빠진 '근로빈곤계층'에 대한 관심이 요구되고 있다. 즉 취업을 하고 있지만 생계유지를 위해 필요한 소득을 충분히 얻고 있지 못한 계층의 규모와 특성에 대한 이해가 중요하다.

최근 경제성장률과 실업률은 외환위기 이전 수준으로 점차 회복되고

있지만, 빈곤율은 그다지 낮아지고 있지 않다. 이와 같이 최근 실업률이 안정적임에도 불구하고 빈곤율이 그다지 낮아지지 않음은 일자리의 양극화가 진전되어 일을 함에도 불구하고 충분한 소득을 얻을 수 없거나 또는 고용이 불안하여 취업과 실직을 반복하는 임시·일용직 및 비정규직이 증가하는 등 근로빈곤계층이 증가했음을 시사한다.

특히 노사 양 당사자의 힘만으로 풀기 어렵고 사회 전체가 협조하여 해결해야 할 근로빈곤(working poor)의 문제는 인간다운 삶의 보장, 소득불평등의 해소라는 사회적 관점뿐만이 아니라 취약계층에 대한 노동시장정책의 수립과 집행, 인적자원의 양성과 배분, 그리고 지속가능한 성장잠재력의 확충이라는 관점에서도 중요한 과제이다. 그러나 빈곤 그 자체에 대한 연구는 현재 활발하게 진행되고 있지만 근로빈곤계층에 대한 연구는 아직도 미흡하다. 향후 올바른 복지·노동정책의 수립을 위한 학문적 토대 구축을 위하여 빈곤, 특히 근로빈곤계층의 실태와 특성에 대한 연구가 의의를 지닌다.

비록 다양한 자료와 기준에 따른 실증분석이 구체적인 정책입안에는 직접적으로 도움이 되지 않을 수도 있지만, 실증분석에 근거한 정형화된 사실들의 발견은 현실을 기반으로 하는 적절한 탈빈곤정책을 수립하는 데 중요한 기초자료로 활용될 수 있을 것으로 기대한다.

제2절 연구의 구성

본 연구는 근로빈곤의 실태에 대한 정형화된 사실들을 규명함으로써, 이를 완화시키기 위한 정책적 함의를 도출하기 위하여 다음과 같이 구성한다.

제2장에서는 빈곤과 관련된 연구에서 활용된 각종 자료 및 기준을 살펴보고, 상이한 자료 및 기준에 따라 절대빈곤율을 추정한다. 그리고 국가 개입에 따른 가구유형별 빈곤율의 변화, 빈곤가구의 일반가구에 대비한 소비지출 및 노동시장 행태의 차이를 비교함으로써, 가구유형별로

특성화된 탈빈곤정책을 도출한다.

제3장에서는 근로빈곤을 중심으로 근로빈곤의 실태와 그 변화에 대하여 『한국노동패널조사』를 이용하여 분석한다. 특히 근로빈곤 여부를 결정하는 요인에 대한 정태적 분석뿐만 아니라 빈곤으로의 진입 및 탈출을 결정하는 요인에 대한 동태적 분석을 통하여 근로빈곤 완화를 위한 정책적 시사점을 도출한다.

제4장에서는 『한국노동패널조사』의 가구-개인연계 패널자료를 이용하여 개인의 경제활동상태 및 그 변화가 가구빈곤 여부 및 그 변화에 미치는 효과를 분석한다. 특히 개인의 취업 여부와 취업의 질, 그리고 장기간 또는 반복적인 빈곤 경험이 가구의 빈곤탈출에 미치는 효과를 분석한다.

제5장에서는 저임금근로자를 위한 최저임금제도를 중심으로 최저임금의 상대적 수준에 대한 시계열 및 횡단면 분석을 통하여 최저임금의 수준을 가늠하고, 최저임금제도가 소득분배 또는 빈곤완화에 미치는 효과를 분석한다. 또한 빈곤가구의 일반가구에 대비한 노동시장 행태의 차이를 비교하고, 재정정책의 소득재분배효과도 분석한다.

제6장에서는 사적이전소득 및 공적이전소득(사회보험금부 및 공적부조)이 빈곤완화에 미치는 효과를 가구특성별로 분석한다. 특히 빈곤완화의 효과성 및 효율성을 이전소득 원천 및 가구특성별로 평가함으로써, 가구특성별로 차별화된 정책수단을 도출한다.

제7장에서는 이상의 분석 결과를 요약하고 이로부터 정책적 시사점을 도출한다.

특히 본 연구에서는 분석자료로서 한국노동연구원의 『한국노동패널조사』를 주로 활용한다. 뿐만 아니라 이 조사통계에 포함되어 있지 않은 빈곤에 관한 다른 정보들을 활용하거나 또는 보다 객관적인 비교를 위하여 통계청의 각종 조사통계(예: 가구소비실태조사, 도시가계조사, 경제활동인구 부가조사 등)도 활용한다.

제2장

절대빈곤층의 규모 및 특성

제1절 머리말

본 연구의 목적은 한국의 절대빈곤율을 다양한 자료를 이용하여 추계하고 빈곤층의 특성을 살펴보는 것이다. 이미 선행연구들에서 절대빈곤율을 추계하고, 공·사 이전소득이 빈곤에 미치는 영향이나 빈곤으로의 진입 및 탈출에 대한 동태적 분석이 이루어진 바 있다.¹⁾

그런데 연구자에 따라 서로 다른 자료를 이용하기도 하고, 빈곤율을 추계하는 방식도 서로 다르게 이루어졌다. 본 연구에서는 일반적으로 빈곤 관련 연구에서 사용된 여러 자료들을 이용해서, 다양한 기준에 의해 빈곤율을 추계하고 빈곤층의 특성을 살펴봄으로써 빈곤연구에 사용된 자료의 특성과 장단점, 자료의 이용에서 주의해야 할 점들에 대해서 제시하고자 한다. 이로부터 서로 다른 자료를 이용한 기존의 빈곤 관련 연구들을 참고할 때 무엇을 유의해야 하는가를 파악할 수 있다. 또한 각종 자료들로부터 얻을 수 있는 빈곤층의 특성을 살펴봄으로써 빈곤층에 대한 이해의 폭을 넓히고 여러 가지 정책적 시사점을 찾아볼 것이다.

1) 본 연구의 목적은 상대빈곤이 아니라 절대빈곤율 추계 및 절대빈곤층의 특성을 분석하는 데 집중되기 때문에 이하에서 빈곤율, 빈곤층, 빈곤가구라는 용어는 특별히 언급하지 않는 한 절대빈곤율, 절대빈곤층, 절대빈곤가구를 의미한다.

제2절 절대빈곤을 추계와 관련된 논점들

절대빈곤이란 생계를 유지하기 위해 필요한 재화와 서비스의 절대적인 양을 설정하고 이에 미치지 못하는 경우를 의미하는 것이다. 절대빈곤과 대비되는 개념으로 평균적인 소득, 혹은 소비의 일정 수준으로 상대적인 기준을 적용하는 상대적 빈곤의 개념이 있다. 이 때 평균의 기준으로는 중위값을 주로 사용하며, 절대적인 기준을 적용하기 어려운 국제 비교에서 주로 사용된다. 이외에도 본인이 주관적으로 생각하기에 적절하다고 생각되는 수준을 기준으로 판정하는 주관적 빈곤 개념이 있다.

본 연구에서는 절대빈곤에 초점을 맞춘다. 한국에서는 최저생계비를 계측하여 이를 기준으로 공공부조 수급자를 선정, 보호하기 때문에 절대빈곤이 정책적으로 매우 중요한 의미를 갖기 때문이다.

절대빈곤을 정의할 때 가장 중요한 요소는 기준이 되는 필요한 재화와 서비스의 양을 어떻게 설정하는가이다. 이와 관련해서 한국에서는 최저 한도의 생계유지를 위해 필요한 모든 재화와 서비스를 망라하여 가치를 추정하는 전물량방식으로 국민기초생활보장제도의 최저생계비를 계측하고 있고, 미국에서는 반물량방식(Orshansky's poverty scale)에 의해 설정된 빈곤선을 매년 조정하여 사용하고 있다.²⁾

본 연구에서는 국민기초생활보장제도의 수급자 선정 기준으로 사용되는 최저생계비를 절대빈곤의 기준이 되는 빈곤선으로 삼는다. 국민기초생활보장제도에서 현재 사용되는 최저생계비는 1999년도에 계측된 것이다.³⁾ 그 이전에는 1994년도에 계측된 최저생계비가 있고, 5년마다 최저생계비를 계측하도록 국민기초생활보장법에 규정되어 있기 때문에 1999년부터 5년째가 되는 올해에 새로운 최저생계비 산정 작업이 진행

2) 미국에서 현재 사용되는 빈곤선은 1960년대 초반에 Orshansky에 의해 개발된 것으로서 그 이후 소비자물가지수에 의해 조정되어 왔기 때문에 전반적인 생활 수준의 향상을 반영하지 못하고 있다는 비판을 받고 있다(Ruggles, 1990).

3) 현재 적용되는 최저생계비에 대해서는 김미곤 외(1999) 참조.

되었다. 최저생계비를 실제로 계측하지 않는 중간 기간에는 중앙생활보장위원회에서 매년 최저생계비를 조정하는데, 대체로 예상 소비자물가 상승률을 기준으로 조정되어 왔다.

국민기초생활보장제도를 위해 계측되는 최저생계비 이외에도, 한국에서는 전통적으로 노동조합이 조합원을 대상으로 한 최저생계비, 혹은 표준생계비를 계측하여 임금요구안 작성에 활용해 왔으나 점차 활용도가 낮아지고 있다. 또한 최저임금 결정의 참고자료로 활용하기 위해 단신근로자 최저생계비가 최저임금위원회에 의해 발표되어 왔으나, 최근 최저임금 결정에서 단신근로자 생계비의 중요성은 점차 약화되고 있다.⁴⁾

절대빈곤율의 개념은 비교적 명료하지만, 실제로 절대빈곤율을 추계하기 위해서는 사전에 몇 가지 중요한 논점에 대한 판단 및 기술적 절차들을 거쳐야 한다. 아래에서는 이에 대해서 하나씩 살펴본다.

1. 빈곤율 추계의 기준

우선 첫 번째는 빈곤 여부를 판단하기 위한 빈곤선과 비교 대상으로 소득과 소비 가운데 무엇을 사용할 것인가이다(Atkinson, 1998; Ruggles, 1990). 빈곤이 재화와 서비스를 향유하지 못하는 것이라는 점에서 소비를 기준으로 하는 것이 타당한 측면이 있다. 그러나 빈곤선을 설정하는 목적의 하나가 빈곤계층 보호의 기준으로 사용하는 정책적 차원에 있기 때문에 손쉽게 파악하기 어려운 소비의 경우 빈곤층을 판별하는 기준으로 사용하기에 기술적으로 적절하지 않다. 또한 소비의 경우 소득에 의해 좌우되고, 빈곤층의 경우 이론적으로 소비가 소득보다 커서 실질적인 재정적 능력을 반영하지 못할 우려가 있다. 물론 항상소비를 이용할 경우에 이러한 문제는 없으나 항상소비는 실제소비보다 더 계측이 어려워서 연구 목적 이상으로 실제 공공부조 운영의 기준으로 사용하기 어렵다.⁵⁾

4) 사회경제적 변화 및 최저생계비 계측방식, 비계측연도의 조정방식과 관련된 논란이 계속되고 있다는 점을 고려할 때, 전물량방식으로 최저생계비를 계측하기 보다는 공공부조 수급자 선정 및 보호의 기준을 상대빈곤선으로 전환할 필요가 있는 것으로 보인다. 이 주제는 별도의 심층적인 논의를 필요로 하므로 본 연구에서는 더 이상 다루지 않는다.

대부분의 국가에서는 소득을 기준으로 빈곤층을 선정, 보호하고 있으며, 대부분의 연구에서도 소득을 기준으로 빈곤율을 추계하고 있다. 한편 한국의 경우 기초생활보장제도 수급자를 선정할 때 소득이 아니라 재산을 소득으로 환산하여 소득에 합산한 소득인정액을 기준으로 하고 있다. 이론적으로는 재산이라는 스톡(stock)으로부터 소득이라는 플로우(flow)가 발생하고, 실제적인 측면에서 국가의 보호를 받기 이전에 다양한 수단을 통해서 자구노력을 해야 한다는 점에서 소득인정액을 기준으로 하는 것이 타당한 측면이 있다. 그러나 재산의 소득환산액을 구하는 과정이 복잡해서 행정적으로 매우 번거롭다는 점이 문제로 남는다. 또한 소득의 경우에도 실제 소득을 파악하기 곤란하여 추정소득을 사용하는 경우가 많다.⁶⁾

한국에서 지금까지 절대빈곤율을 추계한 연구를 종합적으로 검토한 박능후(2004)에서 제시한 기존 연구들을 약간 수정한 것이 <표 2-1>이다.

<표 2-1>에서 황덕순(2002)를 제외하고는 대부분 소득을 기준으로 절대빈곤율을 추계했다는 점뿐만 아니라, 소득을 기준으로 하더라도 자료 및 추계방식에 따라 서로 다른 빈곤율을 얻고 있다는 점을 알 수 있다. 또한 더 깊이 들어가면 소득 가운데서도 어떤 소득을 기준으로 하는가에 따라 결과가 달라진다. 이러한 현상을 고려해서 각 연구들을 어떠한 각도에서 이해해야 할 것인가가 앞에서 언급한 것처럼 본 연구의 첫 번째 목적이다.⁷⁾

<표 2-2>는 각 연구에서 사용한 소득 기준을 보여준다.⁸⁾ 표 주에는

-
- 5) 국내에서 항상소비를 이용하여 빈곤 문제에 접근한 연구로는 김대일(2004)이 유일하다.
- 6) 공공부조 수급자 선정 기준의 타당성은 또 다른 심층적인 연구를 필요로 하는 주제이기 때문에 더 이상 자세히 다루지 않는다.
- 7) 이에 대한 연구는 이미 박능후(2004)에서 시도된 바 있다. 본 연구에서는 그의 연구를 한 걸음 더 진전시켜서 논점들을 더 구체화할 뿐만 아니라, 그가 제기하지 않은 다른 논점들을 포괄하고, 실제로 각종 자료를 이용하여 여러 가지 방식으로 빈곤율을 추계하고, 나아가 빈곤층의 주요 특성까지 파악하는 것을 목표로 하고 있다.
- 8) 박능후(2004)에도 유사한 표가 있으나 <표 2-2>는 연구의 세부적인 내용까지도

〈표 2-1〉 절대빈곤을 추계 현황

연구자	계측연도	사용자료	분석 단위	비교 대상	빈곤선	빈곤율(%)
석재은 외 (2002)	1996-2002 매분기	도시가계조사	가구	소득	최저생계비	6.37 (2000 1분기) 4.44(2001)
홍경준 (2002)	2001	도시가계조사	가구	소득	최저생계비	5.2
박찬용 외 (2002)	1996	가구소비 실태조사	개인	소득	최저생계비	3.16
	2000	가구소비 실태조사	개인	소득	최저생계비	9.42
구인회 (2002)	1998	한국노동 패널조사 (KLIPS)	가구	소득	최저생계비	21.1
			개인	소득	최저생계비	19.4(19.1)
	1999		개인	소득	최저생계비	17.1
유경준 (2002)	1996	가구소비 실태조사	가구	소득	최저생계비	5.91
	2000		가구	소득	최저생계비	11.46
황덕순 (2002)	1998~ 2000 매분기	도시가계조사	가구	소득	최저생계비	7.4 (2000 1/4분기)
				소비1	최저생계비	2.6 (2000 1/4분기)
				소비2 (주거비 제외)	최저생계비 (주거비 제외)	10.2 (2000 1/4분기)

자료 : 박능후(2004)에서 재인용.

각 소득에 포함되는 세부항목을 정의해 놓았다. 그런데, 연구자에 따라 소득을 정의하는 용어도 다르게 사용되고 있다. 여기서는 가장 다양한 소득 기준을 사용해서 분석한 박찬용 외(2002)의 정의를 따랐으나, 각 연구에서 서로 다른 용어를 사용하고 있기 때문에 주의를 필요로 한다.

<표 2-2>에서 알 수 있듯이 어떤 소득을 기준으로 사용하는가에 따라 빈곤율이 달라지는 것은 당연하다. 사실 어떤 소득을 기준으로 사용

고려하여 더 구체화한 것이다.

〈표 2-2〉 선행연구에서 사용한 소득 기준

연구	소득 기준	연구 목적
홍경준(2002)	1차 소득 시장소득 경상소득	공·사 이전소득이 빈곤에 미치는 효과
박찬용외(2002)	1차소득 시장소득 경상소득 가처분소득	이전소득 및 사회보장제도와 조세가 빈곤율에 미치는 효과
구인회(2002)	총소득	빈곤으로의 진입·탈출 분석
유경준(2004)	가처분소득(단, 2000년도에 대해서는 경상소득이 아니라 총소득 이용)	절대빈곤율 추계
황덕순(2001)	경상소득	분기별 절대빈곤율 추이

주: 총소득 = 경상소득 + 비경상소득

경상소득 = 근로소득 + 사업소득 + 부업소득 + 재산소득 + 공·사이전소득

시장소득 = 경상소득 - 공적이전소득

1차소득 = 경상소득 - 공·사이전소득

가처분소득 = 경상소득 - 사회보장부담금 - 조세

할 것인가는 연구의 목적이나 자료의 특성에 따라 다를 수 있다. 예를 들어, 홍경준(2002)과 박찬용 외(2002)의 경우 공·사 이전소득이 빈곤율에 미치는 효과를 분석하는 데 초점을 맞추었기 때문에 이를 살펴볼 수 있도록 소득 기준을 선정하여 빈곤율을 추계한 것이다.

그런데 한 가지 더 고려해야 할 것은 어떠한 소득을 사용하는가에 따라 비교 대상이 되는 최저생계비 수준도 달라질 필요가 있다는 점이다. 특히 경상소득이나 총소득이 아니라, 공적이전 및 조세까지도 고려한 가처분소득을 기준으로 할 경우 최저생계비에 조세가 포함되어 있기 때문에 이를 고려하여 비교 대상이 되는 최저생계비 수준을 조정할 필요가 있다. 그러나 박찬용 외(2002)의 경우 비교 대상이 되는 최저생계비를 조정했는가 구체적으로 언급되어 있지 않으며, 전후 맥락을 볼 때

이를 고려하지 않은 것으로 판단된다. 또한 유경준(2004)의 경우에도 이를 고려하지 않은 것으로 판단된다.

앞의 <표 2-1>에서 본 것처럼 지출이나 소비를 이용하여 빈곤율을 추계한 경우는 황덕순(2001)의 예를 제외하면 찾아보기 어렵다. 그 연구에서 소득이 아니라 소비를 이용한 이유는 도시가계조사에서는 근로자 가구에 대해서만 소득이 발표되기 때문이다. 실제 지출이나 소비를 이용하여 빈곤율을 추계할 경우에도 몇 가지 고려해야 할 사항이 있다.

첫 번째는 비교 대상이 되는 최저생계비를 적절히 조정해야 한다는 점이다. 즉 소비와 비교할 경우에는 최저생계비에서 비소비지출을 제외하고 비교할 필요가 있다. 또한 도시가계조사나 가구소비실태조사를 이용할 경우 조사되는 주거비 비목에 자가평가액이나 전세평가액, 보증부 월세 평가액을 합산해서 사용해야 한다. 김대일(2004)의 경우 항상소비 지출과 최저생계비를 비교하여 빈곤율을 추계했다는 점에서 새로운 시도를 보여주고 있다. 그러나 항상소비와의 비교 대상으로 최저생계비에서 비소비지출을 제외하지 않고 있는 것으로 판단된다.

두 번째로 고려해야 할 사항은 추계의 기준 기간이다. 황덕순(2001)에서 보여준 바와 같이 분기별로 자료를 구할 수 있는 도시가계조사의 자료를 이용하여 분기별로 소비 혹은 지출을 기준으로 절대빈곤율을 구해보면, 광열수도비와 같이 계절성을 갖는 소비항목 때문에 분기별로 빈곤율에 편차가 나타날 수 있다는 점에 주의해야 한다. 연간 단위로 추계할 경우에는 이러한 문제가 발생하지 않는다.

소득 기준으로 절대빈곤율을 추계하더라도 마찬가지로 문제가 발생한다. 특정 시점에는 빈곤하지만 연간으로는 빈곤하지 않은 가구들이 있기 때문이다. 황덕순(2001)에 의하면 소득 기준으로 하더라도 분기별 빈곤율에는 상당한 차이가 있다. Ruggles(1990)는 미국에서 연평균 소득으로 구한 빈곤율과 12개월 내내 빈곤한 가구의 비율, 한 달이라도 빈곤한 가구의 비율, 매월 빈곤율의 연간 평균 사이에는 상당한 차이가 있음을 보여준다. 특히 매월 빈곤율의 연간 평균도 연평균 소득으로 구한 빈곤율보다 모든 유형의 가구에서 2~4%포인트 차이가 있다.

한국에서 패널조사 및 가구소비실태조사는 연간 단위로 조사되지만,

도시가계조사는 월 단위로 조사되고, 분기 단위로 집계되어 발표된다는 점에서, 이 조사를 이용할 경우에 연간 단위에서 빈곤율의 동태적 변화를 살펴볼 수 있다는 장점이 있다. 특히, 한국과 같이 불안정취업층의 비중이 높고, 이들이 취업과 실직을 반복하는 경우 빈곤율 추계에서 추계의 기준 기간을 고려하는 것이 더욱 중요한 의미를 갖는다.⁹⁾

추계의 기준 기간이 중요한 또 한 가지 이유는, 위와 같은 학술적인 차원의 관심뿐만 아니라 빈곤계층을 보호하기 위한 공공부조제도가 연간 단위의 소득이 아니라 월 단위의 소득을 기준으로 대상을 선정, 보호하기 때문이다. 한편 위의 논점과는 정반대의 측면에서 연간 단위를 넘어서는 빈곤의 지속성 및 장기간 빈곤의 문제도 있을 수 있다. 동일한 표본을 대상으로 지속적으로 조사하는 패널조사를 이용할 경우 이에 대한 연구가 가능하다. 그러나 한국에서 이러한 목적으로 이용하기에는 패널의 조사 기간이 충분하지 않아서, 연간 단위의 빈곤으로의 진입과 탈출에 대한 동태적 분석이 이루어지고 있다(금재호·김승택, 2001; 구인회, 2002).

또 다른 주제로 자료의 한계 때문에 소비를 이용한 소득의 추계 문제가 있다. 도시가계조사의 경우 근로자가구에 대해서만 소득이 발표되고, 비근로자가구에 대해서는 소비만이 발표되기 때문에 소비로부터 소득을 역으로 구해서 사용하고자 하는 시도들이 있었다. 대표적인 것이 박찬용 외(1999, 2002)이다. 자료상의 한계를 극복하기 위한 노력이라는 점에서 그 의의를 인정할 수 있으나 다음 사항을 고려해서 해당 연구를 참고해야 할 것이다. 빈곤층과 비빈곤층의 소비함수가 서로 다를 가능성이 있고, 해당 연구에서 가정한 것처럼 소득과 소비가 선형적인 관계를 갖지 않을 수도 있다. 이 경우 이러한 방식으로 추정된 소득을 이용한 빈곤율은 타당성을 갖기 어렵다.

9) 2002년도 경제활동인구조사의 월간 자료를 1년간 연결하여 분석한 결과 평균적으로 상용직의 1.0%, 임시직의 3.2%, 일용직의 10.9%가 매월 취업에서 실직으로 이동하는 것으로 나타났다. 비상용직, 특히 일용직의 경우 실업보다 비경제활동상태로 이동하는 비중이 압도적으로 높다.

2. 가구균등화지수

가구규모에 따라서 생계유지에 필요한 재화와 서비스가 선형적으로 증가할 경우에는 ‘개인별 재화와 서비스 필요액×가구원수’에 의해 가구 규모별 최저생계비를 산출할 수 있다. 그러나 가구원간에 공유하는 소비품목 때문에 가구원수 증가에 따른 재화와 서비스의 필요액이 선형적으로 증가하지 않는다. 따라서 가구규모를 적절히 고려하여 기준이 되는 최저생계비나 소득 혹은 소비(지출)를 조정해 줄 필요가 있다. 이러한 조정에 사용되는 기준이 가구균등화지수(equivalence scale)이다.

절대빈곤율을 추계한 국내의 연구에서는 모두 공식적으로 발표되는 가구규모별 최저생계비를 이용하기 때문에 최저생계비 계측을 통해서 얻은 가구균등화지수를 사용하고 있다. 본 연구에서도 이 기준을 이용한다.¹⁰⁾

국제비교 연구에서 일반적으로 사용되는 가구균등화지수는 가구규모별 소비지출의 차이를 반영하는 일정한 파라미터값을 이용해서 조정하는 방식, 즉 N^{α} ($0 \leq \alpha \leq 1$, N 은 가구원수)을 이용하는 방식을 사용한다. 통상적으로 α 값으로 1/2을 이용하는 경우가 많다.¹¹⁾ 황덕순(2001)에서는 이 균등화지수를 이용한 결과와 최저생계비 계측을 통해서 얻은 가구균등화지수를 이용한 빈곤율 추계가 어떠한 차이를 갖는지 소개하고 있으며, 본 연구의 <부표 2-2>에서도 다른 자료를 이용했을 때 두 균등화지수에 따른 빈곤율을 소개하고 있다.¹²⁾

10) 공식적인 최저생계비 연구 결과에서는 6인 가구까지의 최저생계비만이 포함되어 있으나, 당시 연구진의 협조를 통해 7인 이상 가구의 생계비 자료를 구해 분석에 사용하였다. 최저생계비 계측 과정에서 사용하는 가구균등화지수의 적정성을 문제 삼지 않는 한 절대빈곤율 추계에서 이 균등화지수를 사용하는 데에는 이견이 별로 없을 것이다. 그러나 상대빈곤율 추계를 할 때 가구균등화지수로 이 균등화지수를 사용하는 것이 타당한가는 논란의 소지가 있다. 이 균등화지수가 공공부조 수급자를 선정하기 위한 빈곤계층의 가구규모별 최저생계비를 도출하면서 얻은 것이기 때문이다.

11) OECD 4개국의 빈곤의 동학에 대해 분석한 Antolin et al.(1999)의 경우에도 $N^{0.5}$ 를 균등화지수로 사용하였다.

12) 이외의 다양한 기관이나 연구에서 사용한 균등화지수에 대해서는 Ruggles (1990)의 p. 74 참조.

한편 OECD에서 주로 사용하는 가구균등화지수는 가구 내에서 첫 번째 성인은 1, 다른 성인은 0.7, 14세 이하의 아동에 대해서는 0.5를 부여하는 방식이다(Atkinson, 1998). 도시가계조사 자료에서는 이를 위한 충분한 정보가 제공되지 않지만, 한국노동패널조사에서는 이를 이용한 분석이 가능하다.

3. 자료의 특성

실제로 빈곤율을 추계하기 위해서는 위에서 살펴본 추계의 기준이 되는 소득이나 소비 혹은 지출, 가구규모, 나아가 세분화된 비목별 지출액 등이 조사된 자료가 있어야 한다. 지금까지 빈곤율 추계에 사용되어 온 공식적인 통계자료는 도시가계조사와 전국가구소비실태조사가 있다. 또한 한국노동패널조사도 빈곤에 관한 분석에 여러 차례 사용되었다. 이 자료들의 주요한 특징을 살펴보면 다음과 같다.

가. 도시가계조사

도시가계조사의 경우 명칭에서 알 수 있듯이 도시에 국한되어 조사될 뿐만 아니라 2인 가구 이상만을 대상으로 하고 있다. 표본은 매월 조사되는 경제활동인구조사의 하위표본으로서 매월 5,000가구 내외이며, 분기별로 보고서를 발표한다. 그런데, 도시가계조사에서는 가구주가 근로자인 근로자가구에 대해서만 소득을 조사 발표하고 있으며, 근로자가구 이외의 다른 가구에 대해서는 세부 소비항목 지출만을 조사 발표하고 있다. 조사는 표본가구로 하여금 가계부를 작성하게 하는 방식으로 이루어진다.

도시가계조사는 월 단위로 자료가 입력되고, 분기 및 연도별로 보고서가 발표된다. 따라서 완전한 데이터를 이용하면 월 단위의 분석 및 이를 연결한 패널자료를 구축한 분석이 가능하다. 그러나 아직까지는 분기별로만 자료가 발표, 제공되고 있다. 이를 이용해서도 패널화한 자료를 이용하여 분기 단위에서 동태적인 빈곤으로의 진입, 탈출 및 빈곤 기

간 분석이 가능하다(황덕순, 2001; 이병희, 2001). 그렇지만 패널화할 경우에 연결률이 낮다는 점을 고려해야 한다.

한편 도시가계조사는 2003년도부터는 가구소비실태조사와 통합하여 '가계조사'로 명칭을 바꾸고 조사방식에도 변화가 있었다. 표본의 크기가 7,500가구로 커지고 조사 대상도 도시가 아니라 전국으로 확대되었다. 그러나 여전히 단독가구를 제외한 2인 이상 가구에 대해서만 조사가 이루어지며, 농어를 제외한 일부 가구는 대상에서 제외된다.¹³⁾ 또한 가지 중요한 변화로 근로자가구 이외의 가구에 대해서도 소득을 조사한다는 점이다. 그러나 아직 대외적으로는 자료를 제공하지 않고 있다. 따라서 본 연구에 사용할 때에는 표본수가 커지고, 조사 범위가 확대되었다는 점 이외에 실질적인 변화는 없다고 볼 수 있다.¹⁴⁾

나. 가구소비실태조사

전국을 포함하고 있으며 단신가구도 포함하고 있기 때문에 표본의 대표성이 가장 높다. 표본수는 1996년 48,580가구, 2000년 23,720가구이다. 본 연구에서는 농어를 제외한 자료를 분석한다. 2000년에는 농어가 조사 대상에 포함되지 않았기 때문이다. 그렇지만 본 연구에서 사용하는 표본에도 가구주의 산업이 농림어업인 가구가 1996년도에 386가구, 2000년에 187가구가 포함되어 있다.

가구소비실태조사의 가장 큰 장점은 도시가계조사와 달리 자영자, 근로자, 무직 등 모든 가구의 소득을 조사, 공표하고 있다는 점이다. 따라서 농어를 제외하면 전국적인 대표성을 갖는 빈곤 및 소득불평등도에 대한 분석이 가능하다. 앞에서 지적한 것처럼 이 조사가 갖는 장점을 활용해서 가구소비실태조사를 이용하여 소득과 소비의 관계를 추정하고, 이 관계를 이용하여 가구소비실태조사가 이루어지지 않은 연도의 도시가계조사의 자영자의 소득을 추정하여 사용하는 연구가 이루어질 수 있

13) 이에 대한 자세한 내용은 통계청 홈페이지의 통계조사에 대한 소개 참조.

14) 본 연구에서는 2003년도 자료에 대해서도 편의상 도시가계조사라는 명칭을 사용한다.

었다.

가구소비실태조사를 이용할 때에도 몇 가지 세부적으로 주의할 사항이 있다. 2000년도 가구소비실태조사의 경우 주거비와 광열수도비가 통합되어 조사되었다. 따라서 광열수도비와 주거비 비목을 별도로 분리하는 것이 곤란하다.

한편 본 조사에서 사용한 2000년도 자료의 경우 경상소득을 구성하는 세부항목의 합과 자료에서 제공한 경상소득액을 비교한 결과 81.3%는 일치하나 18.3%는 세부항목을 합산한 값이 더 큰 것으로 나타났다. 자료를 세부적으로 확인해 본 결과 부업소득을 제외한 각 세부 소득항목에 부업소득이 이미 합산되어 경상소득에 반영되어 있으나, 별도로 부업소득이 제시되어 있는 것으로 나타났다. 또한 1996년도에는 연간소득을 이용하였으나 2000년에는 특정월의 소득이 사용되었다. 따라서 이 자료를 이용한 분석에서는 자료에서 제시되는 변수들의 특성을 충분히 검토한 후 사용해야 할 것이다.¹⁵⁾

다. 한국노동패널조사

한국노동패널조사(이하 ‘패널조사’)는 우리나라에서 사용되는 대표적인 패널자료로서 빈곤 분석에도 활용되어 왔다. 패널조사는 1998년도에 1차 조사를 시작한 이후, 2004년 현재 7차년도까지 조사가 이루어졌다. 일반적으로 활용할 수 있는 자료는 2002년도에 조사된 5차년도까지의 자료로서 실제 조사대상 연도는 1997년도부터 2001년까지이다. 첫 연도의 표본은 도시지역에 거주하는 5,000가구를 대상으로 하였으나 이후 조사가 진행되면서 표본이 조금씩 줄어들고 있다.

패널조사의 소득자료를 이용할 때에는 몇 가지 주의할 점이 있다. 첫 번째는 각 연도마다 소득자료를 구성하기 어려운 관측치들이 있다는 점이다. 패널조사의 연도별 표본수 및 소득자료를 구성하기 어려운 표본수는 <표 2-3>과 같다.

15) 본 연구에서는 위와 같은 확인 결과를 거쳐서 자료에서 제공되는 경상소득액을 그대로 이용하였다.

두 번째는 조사 시점과 소득조사의 기준 시점이 다르다는 점이다. 1998년도는 소득 및 지출에 대해서 설문 시점부터 지난 1년으로 조사한 반면, 1999년도 이후부터는 조사 시점 전년도에 대해서 조사하였다. 따라서 1998년도 자료와 이후의 자료를 연결해서 사용할 때는 조사 시점이 다르다는 점을 고려해야만 한다.

〈표 2-3〉 한국노동패널조사 관측치수와 소득조사가 불충분한 관측치수 추이

	1차(1998)	2차(1999)	3차(2000)	4차(2001)	5차(2002)
전체표본(가구)	5,000	4,509	4,267	4,248	4,298
결측수	137	52	27	46	19

자료 : 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도.

세 번째는 소득이 다른 조사에 비해 현저히 낮게 조사되는 문제가 있었다는 점이다. 따라서 2000년도를 대상으로 한 2001년도 조사자료를 사용한 구인회(2002)의 경우 KLIPS의 소득 수준을 일률적으로 20% 상향 조정해서 연구에 사용하였다. 그런데 패널조사의 소득을 이용한 빈곤율의 추이를 구해 보면, 2002년도 조사(조사기준 시점, 2001년도)에서는 도시가계조사보다 약간 높은 수준으로 빈곤율이 나타나고 있다. 따라서 어떤 이유에서건 소득조사의 정확성이 높아졌다고 볼 수 있다. 따라서 이 시점을 전후한 자료를 연결해서 분석할 경우에는 이를 고려해야만 한다. 상대빈곤율의 경우에는 문제가 덜할 수 있지만, 절대빈곤율의 경우에 더욱 신중하게 자료를 이용해야 한다.

다음으로 패널조사를 이용해서 소비지출을 분석할 경우에도 조사 시점마다 조사 방식이 다르고, 다른 조사와 주거비 항목이 다르다는 점을 고려해야 한다. 우선 1차년도와 3차년도 조사에서는 월평균 생활비만 조사하고 있고, 세부항목에 대해서는 조사되지 않았다. 또한 세부항목에 대해서 조사한 경우에도 주거비 항목에 월세, 주택관리비, 냉난방비 등이 포함되어 조사되었다. 이 가운데 냉난방비는 도시가계조사에서는 광열수도비에 해당되기 때문에 도시가계조사와 비목별 지출을 비교할 경우에는 주의가 필요하다. 또한 2차년도, 4차년도, 5차년도의 지출 항목

도 약간씩 차이가 있다. 패널조사의 각년도의 소비지출 비목은 다음 <표 2-4>와 같다.

위와 같은 여러 가지 한계에도 불구하고, 패널조사는 여러 가지 장점을 갖는다. 무엇보다 큰 장점은 패널조사로서 빈곤에 대한 동태적 분석이 가능하다는 점이다. 앞서서도 지적한 바와 같이 이러한 장점을 살린 연구로는 구인회(2002)와 금재호·김승택(2000) 등이 있다.

<표 2-4> 한국노동패널조사 소비지출 비목 추이

	2차년도	4차년도	5차년도
소 비 지 출	식 비	식 비	식 비
	외식비	외식비	외식비
	공교육비	공교육비	공교육비
	사교육비	사교육비	사교육비
	차량유지비	차량유지비	차량유지비
	주거비	주거비	주거비
세 부 항 목	경조사비	경조사비	경조사비
	보건의료비	보건의료비	보건의료비
	문화비	문화비	문화비
	내구재	내구재	내구재
	-	통신비	통신비
	-	-	용 돈
	기타생활용품비	기타생활용품비	기 타

주: 1차년도와 3차년도에는 월평균 생활비만 조사함.

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도.

또한 가구주 이외에 가구원에 관한 다양한 정보들이 조사된다는 점이다. 이는 빈곤에 영향을 미치는 여러 가지 요인에 대한 분석을 가능하게 한다. 한 가지 자료 사용시 주의해야 할 점은, 가구주 및 가구원의 고용 상태 등 여러 가지 관련 변수들이 조사시점과 지난 1년간의 변화에 대해 조사되는 반면, 가구의 소득은 조사시점의 전년도에 대해서 조사된다는 점이다. 따라서 가구원의 특성과 가구소득을 연결해서 분석할 경우에는 2개년도의 자료를 동시에 사용해서 분석해야 한다.¹⁶⁾ 이러한 장

점을 이용해서 본 연구의 제6절에서는 근로능력자 및 근로여건을 기준으로 빈곤층 유형 구분을 구분한 결과를 제시하였다.

제3절 절대빈곤율 추계

1. 경상소득 기준 빈곤율 추계

여기에서는 도시가계조사(1996~2003년), 가구소비실태조사(1996, 2000년), 패널조사(1997~2001년)의 경상소득과 연도별 최저생계비를 이용해서 구한 빈곤율을 우선 살펴본다.¹⁷⁾ 도시가계조사(근로자가구)의 빈곤율과 패널조사(전체가구 및 근로자가구 기준)의 빈곤율은 [그림 2-1]과 같다. 여기의 빈곤율은 인구기준으로 추정된 것으로 가구기준 빈곤율과는 차이가 있다. 그러나 둘 사이에는 큰 차이가 없는 것으로 나타난다. 두 기준 빈곤율을 비교한 결과는 <부표 2-3>에 소개되어 있다.

[그림 2-1]에서 우선 도시가계조사의 근로자가구 빈곤율은 경제위기 전에 5%를 전후한 수준이었다가 경제위기를 거치면서 8.9%(1998년)까지 상승했다가 이후 점차 하락하여 2002년에는 4.2%까지 낮아졌지만, 2003년도에는 다시 4.9%로 상승하였다. 이는 최근 들어 체감하는 빈곤 문제가 심각해지고 있는 상황을 반영한 것으로 판단된다.¹⁸⁾

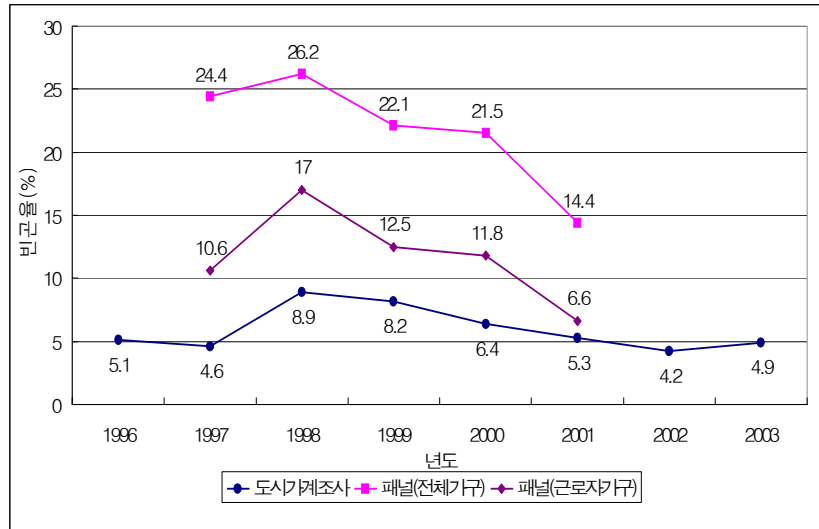
패널조사 빈곤율의 경우 전체가구와 근로자가구로 나누어서 제시되어 있다. 우선 전체가구를 보면 1997년 하반기~1998년 상반기(1차년도, 1998년 조사)에 이미 24.4%로 매우 높고, 1998년도에는 26.2%로 정점

16) 위의 자료 이외에 빈곤에 관해 분석할 수 있는 보건사회연구원의 『저소득층 실태조사』 및 『국민생활실태조사』에 대해서는 검토하지 못하였다. 이에 대한 분석과 다른 자료와의 비교는 다음의 연구과제로 넘기고자 한다.

17) 최저생계비가 1999년도에 계측되었기 때문에 그 이전의 최저생계비는 소비자물가지수를 이용하여 조정하였다.

18) 연간자료를 이용하였기 때문에 연간 조사된 모든 관측치를 조사 시점을 구분하지 않고 통합해서 분석하였다.

(그림 2-1) 경상소득 기준 빈곤율 추이(1996~2003년)



주: 패널조사 1997년도는 1997년 하반기에서 1998년 상반기 기준.

자료: 통계청, 『도시가계조사』 및 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도.

에 이른다. 이후 점차 감소하지만, 2001년의 경우 14.4%로서 매우 높은 수준이다.

도시가계조사와 기준을 유사하게 맞추기 위해 조사기준 시점에서 가구주가 근로자가구를 추출하여 분석해 보면 전체가구보다는 빈곤율이 낮지만 시기별 빈곤율의 추이는 유사한 패턴을 보인다. 한 가지 주목되는 것은 도시가계조사에 비해 1997~2000년도까지는 빈곤율이 매우 높다가 2001년부터는 6.6%로서 도시가계조사(5.3%)와 비슷한 수준으로 수렴한다는 점이다.¹⁹⁾ 따라서 앞에서 지적한 것처럼 패널조사를 이용한 빈곤 분석은 이러한 자료상의 특징을 감안해서 신중하게 이루어져야 할 것이다.

가구소비실태조사의 빈곤율은 전체 가구 기준으로 1996년도에 3.7%, 2000년도에 7.9%이며, 근로자가구 기준으로는 1996년도에 2.4%, 2000년

19) 도시가계조사에 더 근접하도록 패널조사에서 2인 이상 근로자가구만을 대상으로 한 빈곤율을 추계한 결과, 전체 가구를 대상으로 한 빈곤율과 차이가 없거나 연도별로 0.1~0.2%포인트의 미미한 차이만을 보였다.

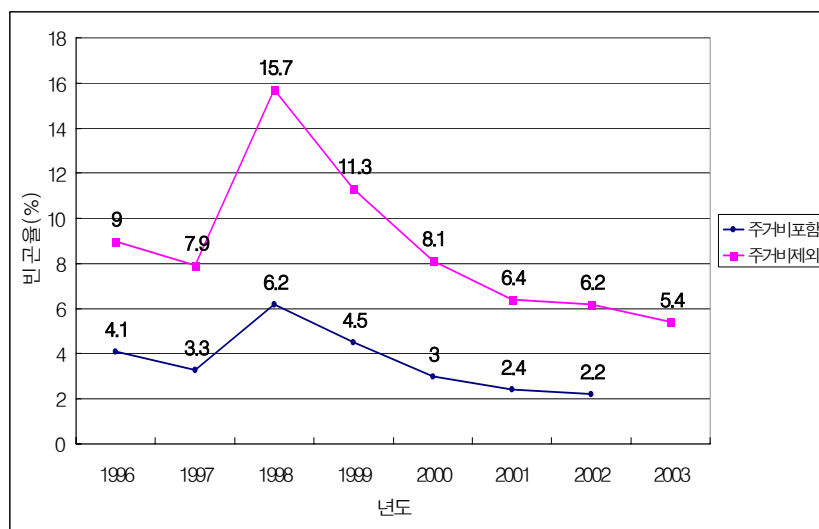
도에 3.9%로서 다른 조사에 비해 상대적으로 빈곤율이 낮게 나타난다는 특징을 보인다.

2. 소비지출 기준 빈곤율

다음으로 소비지출 기준 빈곤율에 대해서 살펴보자. 소비지출 기준 빈곤율과 다음에 살펴보는 비소비지출을 포함한 지출기준 빈곤율은 도시가계조사를 이용하여 분석한다.²⁰⁾ 소비지출 기준 빈곤율은 최저생계비에서 비소비지출을 제외한 값과 비교해서 구한다. 빈곤율의 추계 결과는 [그림 2-2]와 같다.

소비지출 기준 빈곤율은 월세가구를 제외한 대부분의 가구의 정상적

(그림 2-2) 소비지출 기준 빈곤율 추이(1996~2003년)



주: 2003년에는 자가평가액 및 전세평가액을 구할 수 없어서 주거비를 제외한 빈곤율만 산출 가능함.

자료: 통계청, 『도시가계조사』, 각년도.

20) 패널조사의 경우 모든 연도에 대해 지출 비목이 충분히 조사가 되지 않았고, 가구소비실태조사도 2000년도에 주거비가 광열수도비와 통합되었기 때문에 추이를 분석하는 데 적합하지 않다.

인 소비지출이라고 볼 수 있는 주거비 제외 빈곤율과 주거비까지 포함한 빈곤율을 구분하여 살펴보았다.

[그림 2-2]에서 먼저 두드러지는 것은 주거비를 제외한 빈곤율과 주거비를 포함한 빈곤율이 매우 큰 차이를 보인다는 점이다. 소비지출 기준 빈곤율은 [그림 2-1]에서 살펴본 소득기준 빈곤율보다 약간 낮은 수준이다. 이는 빈곤가구가 평균적으로 자신의 소득 이상으로 소비하는 것으로 나타난다는 것을 의미한다.

그런데, 모든 조사년도(7년간)에서 이렇게 나타난다는 점은 쉽게 이해하기 어렵다. 만일 빈곤가구가 계속 빈곤 상태에 머물러 있다면, 이 가구는 파산할 것이기 때문이다. 이러한 현상에 대한 한 가지 해답은 빈곤으로의 진입과 탈출이 매우 활발하게 이루어진다는 점이다. 황덕순(2001)은 소비지출을 기준으로 한 것이지만, 빈곤으로의 진입과 탈출이 매우 활발히 이루어진다는 점을 보여준다. 물론 진입과 탈출은 대부분 빈곤선의 바로 아랫계층과 바로 윗계층 사이에서 주로 이루어진다. 어쨌든 이러한 현상 자체에 대해서는 지금까지 우리나라에서 깊이 연구된 바 없는 주제로 별도의 심층적인 연구를 필요로 한다.

다음으로 주거비를 제외한 빈곤율에 대해서 살펴보자. 첫 번째로 살펴봐야 할 것은 왜 주거비 제외 빈곤율이 주거비를 포함한 빈곤율보다 높게 나타나는가이다. 이러한 결과가 나타는 산술적인 이유는 최저생계비에 반영된 주거비 수준보다 실제 빈곤가구로 분류된 가구의 주거비 수준이 높기 때문이다.

이는 정책적인 차원에서 다음과 같은 논점을 제기하게 한다. 첫 번째는 현재 설계되어 있는 최저생계비에 주거비가 과소하게 반영되어 있다는 점이다. 최저생계비에서 주거비는 모델가구를 대상으로 설정된 최저주거기준에 의해 산정된다. 그런데, 위의 결과는 이 주거기준이 실제 빈곤가구의 실태를 반영하고 있지 않다는 점을 시사해 준다. 따라서 빈곤가구의 경우 최저생계비를 기준으로 산정한 것보다 더 큰 소비압박을 받고 있을 가능성이 높다.

따라서 두 번째 논점으로서 이러한 문제를 해결하기 위한 정책적인 대안이 제기된다. 이에 대한 대안은 두 가지 방식으로 찾을 수 있다.

한 가지 방식은 최저생계비의 주거비를 현실화하는 것이다. 또 다른 방식은 주거와 다른 소비지출 사이의 특성이 현저히 다르다는 점을 고려해서 주거급여와 생계급여를 분리하는 방안이다. 어떠한 방식이 타당할 것인가에 대해서는 심층적인 검토가 필요하지만, 여기에서는 몇 가지 고려할 점만을 제시해 두고자 한다. 현재 설정된 4인 가구의 최저생계비 수준이 105만원을 넘는다는 점에서 주거비를 현실화할 경우 최저생계비 수준이 일반국민이 정서적으로 수용할 수 있는 한계를 넘어서게 된다. 제5절에서 살펴보겠지만, 기초생활보장제도의 수급가구의 선정기준이 되는 소득 기준 빈곤가구의 주거비는 49만원을 넘어선다. 현실적으로 최저생계비에 이를 반영하여 현실화하는 것은 거의 불가능하다. 또한 최저생계비에 이를 반영한다고 하더라도 실제 생계급여가 이를 반영하여 현실화되는 것은 아니라는 점이다. 이는 현재 기초생활보장제도가 안고 있는 최저생계비와 실제 급여수준 사이의 커다란 괴리를 더 크게 확대하는 결과를 초래할 것이다. 따라서 빈곤가구의 실태를 반영한 보호방식으로는 생계급여와 주거급여를 분리하는 것이 더 타당한 것으로 판단된다.

주거비 제외 빈곤율이 전체 소비기준 빈곤율과 다른 또 한 가지 특징은 변동폭이 크다는 점이다. 이는 주거비가 다른 비목에 비해서 소득탄력성이 낮아서, 상대적으로 안정적이라는 점을 시사해 주는 것이다.

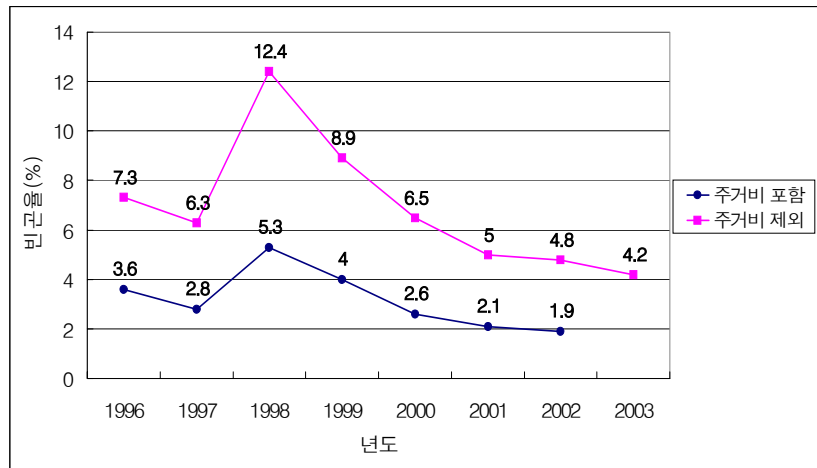
3. 총지출 기준 빈곤율

총지출 기준 빈곤율은 소비지출뿐만 아니라 비소비지출까지 고려해서 추계한다. 도시간계조사에서 비소비지출에는 조세와 사회보험료, 부채에 대한 지급이자 및 부담금, 같이 거주하지 않는 자녀에 대한 교육비 송금을 비롯한 이전지출이 포함된다. 지출 기준 빈곤율의 추계 결과는 [그림 2-3]과 같다. 비소비지출이 총지출에서 차지하는 비중이 크지 않기 때문에 [그림 2-2]와 [그림 2-3]은 매우 유사한 패턴을 보인다. 다만, 총지출 기준 빈곤율이 소비지출 기준 빈곤율보다는 더 낮게 나타난다.

[그림 2-3]에서 총지출 기준 빈곤율이 더 낮게 나타난다고 하더라도

소비지출에서 살펴본 것처럼 빈곤가구의 비소비지출이 최저생계비보다 더 적다는 것을 의미하지는 않는다. 다만, 상대적 비중이 적게 나타날 뿐이다. 그 반대로 최저생계비에는 비소비지출이 포함되어 있지만, 총지출 기준 빈곤율보다 소비지출 기준 빈곤율이 높다는 점에서 비소비지출도 실제 빈곤가구의 실태보다 최저생계비에 더 적게 반영되어 있음을 보여주는 것이다. 이 효과에 대해서는 다음의 제4절에서 자세히 살펴본다.

[그림 2-3] 총지출 기준 빈곤율 추이(1996~2003년)



주: 2003년은 주거비를 제외한 빈곤율만 산출 가능함.

자료: 통계청, 『도시가계조사』, 각년도.

제4절 조세 및 사회보장제도의 빈곤율 감소효과

제4절에서는 국가 개입 이전의 빈곤율과 국가 개입 이후의 빈곤율에 대해서 살펴본다. 국가 개입 이전과 이후를 비교할 때 어떤 기준이 적정한가에 대해서는 이미 제2절에서 살펴본 바 있다.

여기에서는 국가가 개입하기 이전의 최저생계비와 국가가 개입하기

이전의 소득 및 국가가 개입한 이후의 소득과 비교한다. 국가가 개입하기 이전의 최저생계비는 최저생계비에서 비소비지출항목을 제외한 값이다. 최저생계비에서 비소비지출이 조세 및 사회보장분담금으로만 구성되기 때문이다. 다음으로 국가가 개입하기 이전의 소득은 ‘경상소득 - 공적이전소득 = 시장소득’이며, 국가가 개입한 이후의 소득은 ‘시장소득 + 공적이전소득 - 조세 및 사회보장분담금 = 경상소득 - 조세 및 사회보장분담금 = 가처분소득’으로 측정된다.

<표 2-5>에는 위와 같은 방식으로 2000년도 가구소비실태조사를 이용하여 추계한 국가 개입 전후의 빈곤율이 제시되어 있다. 우선 전체가구의 경우 국가 개입 후가 국가 개입 전에 비해 빈곤율이 0.1%포인트 낮아진 것으로 나타난다. 그러나 가구유형별로 이 효과를 구분해 보면 상당히 큰 편차가 있음을 알 수 있다. 근로자가구와 자영자가구의 경우 국가 개입 후에 오히려 빈곤율이 더 높아졌으며, 무직자가구(가구주가 무직인 경우)의 경우에만 빈곤율이 낮아진다.

<표 2-5> 국가 개입 전후의 빈곤율 비교(2000년)

(단위: %)

가구주 구분	전 체	근로자	자영자	무직자
국가 개입 전 빈곤율 ¹⁾	9.0	4.3	5.2	37.2
국가 개입 후 빈곤율 ²⁾	8.9	4.8	6.2	31.8

주: 1) ‘시장소득 = 경상소득 - 공적이전소득’ 기준 빈곤율.

2) ‘가처분소득 = 경상소득 - 조세 및 사회보장분담금’ 기준 빈곤율.

자료: 통계청, 『가구소비실태조사』, 2000년 원자료.

위의 결과는 이전소득이 빈곤율에 미치는 효과를 분석한 결과(홍경준, 2002)나 국가 개입 전후의 빈곤율을 분석한 박찬용 외(2002)와는 다른 것이다. 우선 홍경준의 경우에는 조세 및 사회보장분담금의 효과를 고려하지 않았기 때문에 공적이전소득이 빈곤율을 개선하는 효과를 갖는 것으로 나타났다는 점에서 본 연구 결과와는 상충되지 않는다.

박찬용 외(2002)의 경우 조세 및 사회보장분담금의 효과도 고려했다는 점에서 본 연구와 상충된다. 그 이유는 본 연구와 비교 대상이 되는

최저생계비 기준이 다르기 때문이다. 제2절에서 지적한 것처럼 최저생계비에 이미 조세 및 사회보장분담금이 포함되어 있음에도 불구하고, 이를 고려하지 않고 가처분소득과 공시된 최저생계비를 그대로 비교했기 때문에 차이가 나타난 것이다.

무직자가구의 경우에는 국가 개입이 기대한 대로 빈곤율을 낮추지만(빈곤율 감소효과 14.5%), 근로자와 자영자가구에서 다른 결과가 나타난 이유는 우선 산술적인 측면에서 찾을 수 있다. 최저생계비에 반영된 조세 및 사회보장분담금보다 실제 빈곤층이 부담하는 조세 및 사회보장분담금이 더 높기 때문이다. 1999년도에 계측한 최저생계비에 조세 및 사회보장분담금은 19,720원이나 2000년도 도시가계조사에서 빈곤가구가 실제 부담한 평균 조세 및 사회보장분담금은 50,430원에 이른다. 반면, 공적이전이 이보다 적기 때문에 근로자가구와 빈곤가구의 국가 개입 후의 빈곤율이 국가 개입 이전에 비해 높게 나타난 것이다.

산술적인 이유를 넘어서는 제도적인 이유는 한국의 사회보장제도, 특히 공적연금제도가 아직 성숙되지 않았다는 점에 기인한다. 국민연금이 1998년도에 도입되었기 때문에 국민연금 수급자가 본격적으로 확대되는 시점은 2008년으로, 이 시점이 지나면 공적이전의 효과가 급격히 증가해서 국가 개입에 의한 빈곤율 감소효과가 더 크게 나타날 것으로 기대된다. 그러나 무직가구와 전체가구 차원에서는 이러한 효과가 크겠지만, 근로자가구와 자영자가구는 연금 수급자가 많지 않을 것이라는 점에서 이런 효과가 제한적일 수밖에 없다. 이는 국민연금이 본격적으로 지급되기 시작하더라도 조세 및 사회보장제도가 근로빈곤층을 보호하는 데에는 한계가 있다는 점을 시사해 준다는 점에서 근로빈곤층을 보호하기 위한 제도적 보완책 마련이 필요함을 의미한다.

제5절 빈곤가구와 일반가구의 소비지출 비교

제5절에서는 빈곤가구와 일반가구의 소비지출을 비교한다. 자료는

2002년도 도시가계조사를 이용한다.²¹⁾ <표 2-6>에는 근로자가구를 대상으로 경상소득 기준 빈곤가구와 일반가구의 비목별 지출을 비교한 결과가, <표 2-7>에는 전체가구를 대상으로 소비지출 기준 빈곤가구와 일반가구의 비목별 지출을 비교한 결과가 제시되어 있다.

우선 총 소비지출액부터 살펴보자. 이에 따르면 빈곤가구의 총 소비지출액은 157만 2천원으로 일반가구의 259만 5천원에 비해 60.6%이다. 제3절의 소비지출 기준 빈곤율에서 설명한 바 있지만, 경상소득 기준 빈곤가구의 소비지출 수준이 이렇게 높게 나타난 가장 큰 이유는 주거비가 49만 2천원으로 최저생계비에 포함된 주거비보다 매우 높기 때문이다. 이러한 결과가 나타난 이유는 주거비가 매월의 실제 지출이 아니라 자가 및 전세, 월세보증금 평가액에 실제 주거 관련 지출을 합산해서 산출되기 때문이다. 이와 관련된 논점은 이미 앞에서 다루었기 때문에 여기에서는 더 이상 다루지 않는다.

다음으로 세부 비목별 지출을 살펴보자. 빈곤가구에서 가장 지출비중이 높은 것은 주거비로서 31.9%를 차지하고, 다음으로 식료품비

<표 2-6> 경상소득 기준 빈곤가구와 일반가구의 지출 비중, 지출액 상대비
(단위: 천원, %)

구 분		식료품	주거비	광열수도	가구집기	피복/신발	보건의료	교육	교양오락	교통통신	기타소비	전체
빈곤	지출액(A)	343	492	79	33	53	75	110	41	167	180	1,572
	비중	24.4	31.9	5.8	1.8	3.2	4.0	6.3	2.2	10.6	9.8	100.0
일반	지출액(B)	517	703	94	81	112	84	192	96	340	376	2,595
	비중	22.1	28.2	4.2	2.5	4.2	3.0	7.0	3.2	12.2	13.4	100.0
(A/B)×100		66.3	70.0	84.2	40.5	47.3	88.7	57.1	42.2	49.2	48.0	60.6

주: 각 가구의 지출액과 비중의 평균. 표의 지출액 전체 대비 각 비목별 지출액 비중과 표의 비중은 일치하지 않을 수도 있음.

자료: 통계청, 『도시가계조사』, 2002년 원자료.

21) 앞에서 설명한 것처럼 2003년도 (도시)가계조사의 경우 주거비를 별도로 구할 수 없고, 2000년도에도 주거비를 별도로 구할 수 없기 때문에 2002년도 도시가계조사 자료를 이용한다.

(24.4%), 교통통신비(10.6%), 기타소비(9.8%), 교육비(6.3%)의 순으로 나타난다. 비목별 지출비중의 순서는 기타소비를 제외하면 일반가구도 큰 차이가 없는데 주거비(28.2%), 식료품비(22.1%), 기타소비(13.4%), 교통통신비(12.2%), 교육비(7.0%)의 순이다.

비목별 지출비중보다 더 주목해야 할 것은 빈곤가구와 일반가구의 비목별 지출의 차이이다. <표 2-6> 마지막 줄의, 빈곤가구의 비목별 지출액과 일반가구의 비목별 지출액의 상대비를 통해서 이를 알 수 있다. 이에 따르면 상대비가 가장 높은 것은 생계를 위한 필수적인 지출로서 보건의료비(88.7%), 광열수도비(84.2%), 주거비(70.0%), 식료품비(66.3%)의 순으로 나타난다. 비목별 지출액의 상대비가 가장 낮은 것은 예측할 수 있는 것처럼 교양오락비로서 월평균 지출액이 3만 5천원에 불과하다.

이로부터 정책적 시사점을 찾는다면, 단기적으로 빈곤가구의 생계압박을 해소하기 위한 국가 지원의 우선순위를 추론하여 볼 수 있다는 점이다. 특히 의료와 주거에 대한 지원이 중요하다. 기초생활보장제도에서 의료급여와 주거급여가 제공되고 있으나, 보호의 사각지대가 매우 넓다는 점은 잘 알려진 사실이다.

한편 장기적으로 빈곤 문제를 완화하기 위해서는 교육비 지출에 주목할 필요가 있다. 월평균 교육비는 빈곤가구가 11만원으로 일반가구의 19만 2천원의 57.1%에 불과하다. 이는 빈곤가구와 일반가구의 교육투자의 차이가 장기적으로 빈곤의 세대간 재생산에 영향을 미칠 수 있음을 의미한다. 황덕순(2001b)에 의하면 윗세대의 직업과 다음 세대의 직업 사이에는 긴밀한 관계가 있으며, 이는 교육수준을 매개로 해서 이루어진다. 따라서 세대간 빈곤의 재생산을 막기 위해서는 공교육에 대한 투자를 중심으로 교육기회가 균등하게 보장되도록 해야 할 것이다. 균등한 교육기회의 보장은 사회통합적인 차원에서뿐만 아니라 누구나 능력을 충분히 발휘할 수 있게 지원하는 정책이라는 점에서 국민경제의 잠재력을 최대한 효율적으로 활용하기 위해서도 매우 중요하다.

다음으로 소비지출 기준 빈곤가구와 일반가구의 비목별 소비지출을 비교한 결과를 살펴보자. <표 2-7>에 의하면 소비지출 기준 빈곤가구

〈표 2-7〉 소비지출 기준 빈곤가구와 일반가구의 지출 비중, 지출액 상대비

(단위: 천원, %)

구 분		식료 품	주거 비	광열 수도	가구 집기	피복/ 신발	보건 의료	교육	교양 오락	교통 통신	기타 소비	전 체
빈 곤	지출액 (A)	230	206	52	11	20	20	30	13	89	66	736
	비중	31.6	27.8	7.1	1.6	2.7	2.8	4.0	1.8	11.9	8.7	100.0
일 반	지출액 (B)	514	702	94	80	112	85	192	95	337	373	2,583
	비중	22.0	28.3	4.2	2.5	4.1	3.1	7.0	3.2	12.2	13.4	100.0
(A/B)×100		44.7	29.3	55.5	14.2	18.2	24.1	15.5	13.5	26.3	17.6	28.5

주: <표 2-6>과 동일.

자료: 통계청, 『도시가계조사』, 2002년 원자료.

의 평균 소비지출총액은 73만 6천원으로 일반가구의 28.5%에 불과하다. 여기에는 주거비까지를 고려한 소비지출액을 기준으로 빈곤 여부를 판별했기 때문에 소비지출액이 최저생계비 이하로 나타난다.

<표 2-6>과 <표 2-7>을 비교할 때 두드러지는 것은 소비지출 기준 빈곤가구의 비목별 지출 비중 및 지출 수준이 경상소득 기준 빈곤가구의 비목별 지출 수준과는 큰 차이를 보인다는 점이다. 일반가구의 경우에는 큰 차이가 없다. 우선 비목별 지출 비중을 보면 식료품비가 주거비보다 더 커져서 식료품비(31.6%), 주거비(27.8%)로서 둘을 합한 비중이 59.4%에 이른다. 다음 순서는 교통통신(11.9%), 기타소비(8.7%), 광열수도비(7.1%)로서 순서에 큰 변화가 없다.

주목되는 것은 교육비와 보건의료비의 절대수준이 매우 낮게 나타난다는 점이다. 그 이유와 관련해서 여러 가지 가능성이 있다. 첫 번째 생각할 수 있는 것은 빈곤가구의 경우 가구규모가 적고, 교육비를 필요로 하는 아동이 적을 가능성이 있다. 그러나 소비지출 기준 빈곤가구의 평균 가구원수는 3.5명으로서 일반가구의 3.4명보다 더 크고, 보건의료비 지출은 낮다는 점에서 이 가능성은 낮은 것으로 판단된다. 두 번째는 소비지출 기준 빈곤가구의 상당수가 국민기초생활보장제도의 수급자이기 때문에 교육급여와 의료급여의 수혜를 받고 있을 가능성이 있다. 세 번째

는 실제로 이들 가구의 교육비와 의료비 지출이 낮을 가능성이 있다. 본 연구에서는 이러한 여러 가능성 가운데 어떤 것이 가장 중요한지에 대해서는 더 이상 심층적으로 연구하지 않는다. 이에 대해서도 역시 다음의 연구 과제로 남겨둔다.

제6절 빈곤가구의 특성

제6절에서는 빈곤가구와 일반가구의 주요한 특성을 비교함으로써 빈곤가구가 주로 어떤 집단으로 구성되어 있는가를 살펴본다. 빈곤가구의 일반적 특성에 대해서는 가장 표본의 대표성이 높은 가구소비실태조사를 이용해서 분석하고, 고용 관련 특성은 도시가계조사와 패널조사를 이용해서 살펴본다.

1. 가구특성별 빈곤율

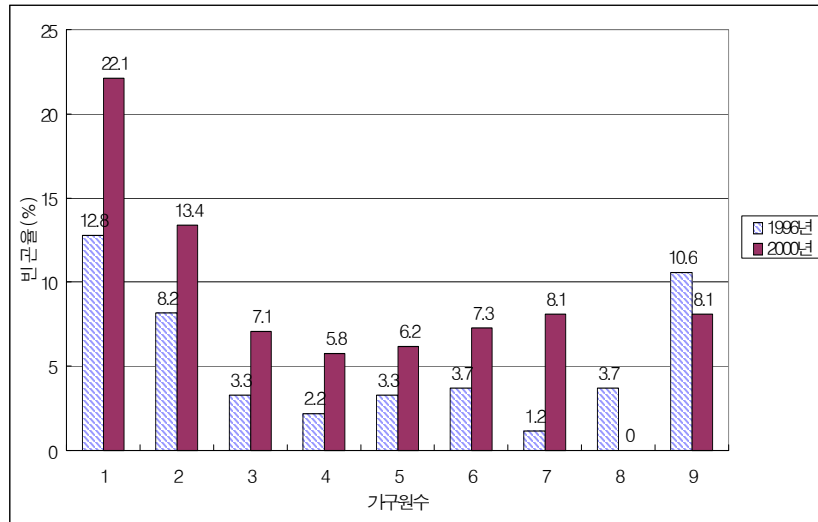
[그림 2-4]에는 경상소득 기준 가구원수별 빈곤율이 제시되어 있다. 가구원수별 빈곤율은 조사시점에 따라 약간의 편차는 있지만 대체로 U자형의 모양을 보인다. 두 시기 모두 4인 가구의 빈곤율이 가장 낮고, 이로부터 가구규모가 작아지거나 가구규모가 커질수록 빈곤율이 높아지는 경향을 보인다.

다만, 가구규모가 작아질 때는 이러한 경향이 확실히 나타나지만, 가구규모가 커질 때는 약간의 기복이 있는 차이가 있다. 가장 빈곤율이 높은 것은 단인가구로서 1996년에는 12.8%, 2000년에는 무려 22.1%의 빈곤율을 보인다. 2인 가구의 경우에도 2000년의 빈곤율은 13.4%로서 다른 가구에 비해 현저히 높다. 표본수는 많지 않지만, 가구규모가 가장 큰 9인 가구의 빈곤율은 1996년에 10.6%, 2000년에는 8.1%이다. 따라서 <부표 2-4>에서 살펴본 것처럼 빈곤가구와 일반가구의 평균가구원수에는 큰 차이가 없지만, 가구규모별로 빈곤율에 큰 차이가 나타난다는

점을 정책이나 제도의 설계과정에서 항상 고려해야 할 것이다.

한 가지 더 언급할 것은 가구균등화지수가 가구규모별 빈곤율의 추계에 큰 영향을 미친다는 점이다. 이와 관련해서 위의 결과는 특히 주목되는데, <부표 2-1>에 제시된 것처럼 일반적으로 사용되는 가구원수의 제공근으로 산출된 가구균등화지수에 비해 최저생계비의 가구균등화지수를 이용할 경우, 4인 가구에 비해 규모가 작은 가구의 최저생계비는 낮고 큰 가구의 최저생계비는 높아짐에도 불구하고, 규모가 작은 가구의 빈곤율이 매우 높게 나타난다는 점이다.

[그림 2-4] 가구원수별 빈곤율(경상소득 기준, 1996, 2000년)

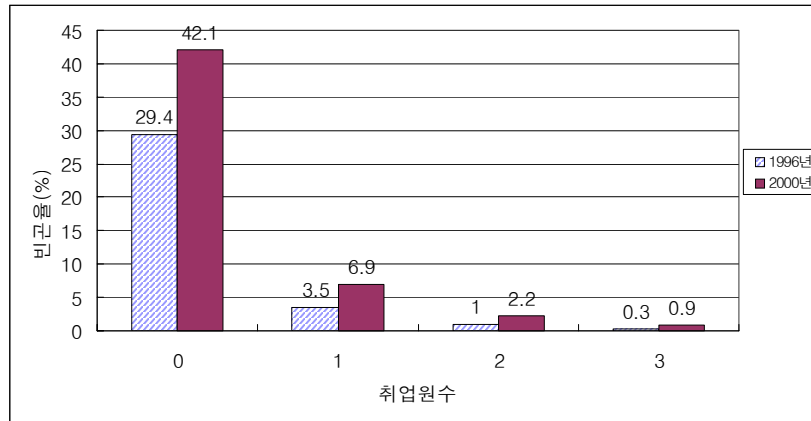


자료: 통계청, 『가구소비실태조사』, 각년도 원자료.

[그림 2-5]에는 가구의 취업인원수별 빈곤율을 보여준다. 취업자가 없을 경우에는 당연히 빈곤율이 매우 높고, 취업인원수가 늘어나면서 빈곤율이 급격히 낮아져서 4인 이상이 되면 빈곤율은 0이 된다. 가구 내에 취업인원이 한 명도 없는 경우에는 빈곤율이 매우 높아서 1996년도에는 29.4%, 2000년도에는 무려 42.1%에 이른다.

[그림 2-6]은 가구주 교육수준별 빈곤율을 보여준다. 가구주 교육수준이 높아질수록 빈곤율은 낮아지는데, 초대졸과 대졸, 대학원졸 사이에는

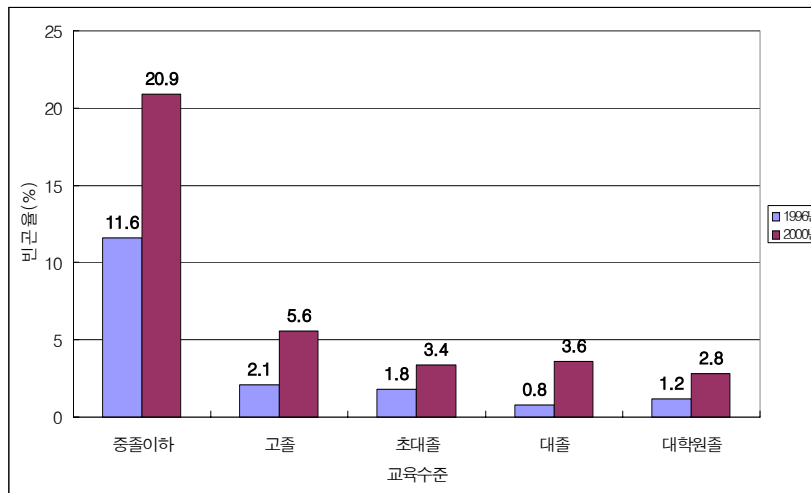
(그림 2-5) 취업인원수별 빈곤율(경상소득 기준, 1996, 2000년)



자료: 통계청, 『가구소비실태조사』, 각년도 원자료.

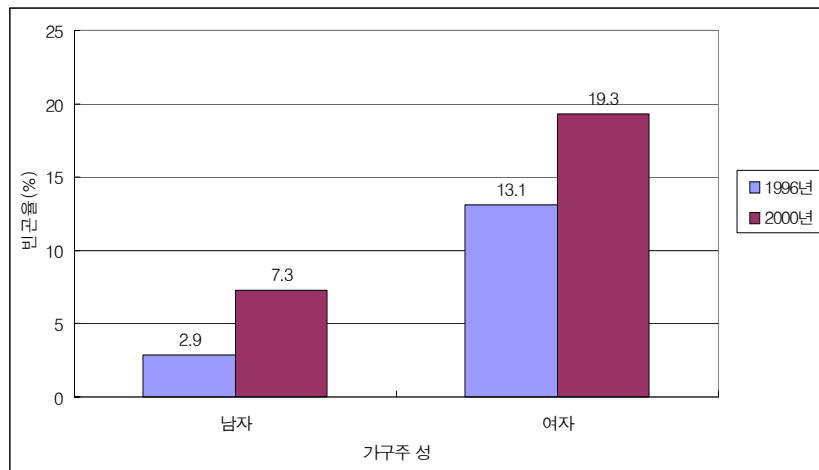
시기별로 차이가 있다. 1996년도에는 대졸, 대학원졸, 초대졸의 순서로 빈곤율이 낮았지만, 2000년도에는 대학원졸, 초대졸, 대졸의 순서로 빈곤율이 낮다. 특히 빈곤율이 큰 차이를 보이는 것은 가구주의 교육수준이 중졸 이하인 경우로서 1996년도에 11.6%, 2000년도에 20.9%이다.

(그림 2-6) 가구주 교육수준별 빈곤율(경상소득 기준, 1996, 2000년)



자료: 통계청, 『가구소비실태조사』, 각년도 원자료.

[그림 2-7] 가구주 성별 빈곤율(경상소득 기준, 1996, 2000년)



자료: 통계청, 『가구소비실태조사』, 각년도 원자료.

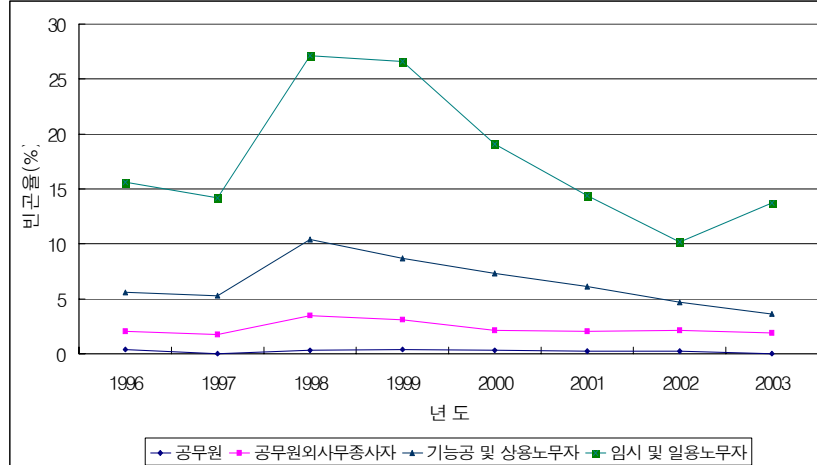
[그림 2-7]은 가구주 성별 빈곤율을 보여준다. 가구주가 남자인 경우에 비해서 여자인 경우 빈곤율이 매우 높아서 1996년에는 여자가구주 가구의 빈곤율이 13.1%로서 남자가구주 가구 빈곤율 2.9%의 4배를 넘는다. 절대적인 빈곤율 수준은 2000년도에 훨씬 높아서 남자가구주 가구의 빈곤율은 7.3%, 여자가구주 가구의 빈곤율은 19.3%에 이른다.

2. 고용상태별 빈곤율

우선 가구주의 고용상태에 초점을 맞추어서 빈곤가구의 특성을 살펴보자. [그림 2-8]은 도시가계조사의 근로자가구의 가구주 고용형태별 빈곤율의 추이를 보여준다.

[그림 2-8]에 의하면 고용형태별로 빈곤율에 매우 큰 차이가 있다. 빈곤율의 절대수준은 공무원, 공무원외 사무종사자, 기능공 및 상용노무자, 임시 및 일용노무자의 순으로 높아지는데, 임시·일용노무자의 경우는 다른 집단보다 빈곤율이 현저히 높다. 특히 경제위기가 심각했던 1998년도와 1999년도에는 빈곤율이 25%를 상회하였다. 그림에는 드러나지 않지만, 이들은 취업과 실직을 반복적으로 경험하는 집단이고, 실

(그림 2-8) 근로자가구 고용형태별 빈곤율 추이(경상소득 기준, 1996~2003년)



자료: 통계청, 『도시가계조사』, 각년도 원자료.

직시에는 빈곤율이 더 높아진다는 점에서 이들의 빈곤은 위의 그림이 보여주는 것보다 훨씬 심각하다고 볼 수 있다. 특히, 이들은 2003년도에 빈곤율이 다시 크게 높아져서, 빈곤율이 모두 낮아지는 다른 집단과 대조를 보인다. 도시가계조사에서 2003년도에 근로자가구의 빈곤율이 높아진 것은 전적으로 이 집단의 빈곤율 상승에 기인한 것으로서, 고용형태에 따른 소득의 양극화가 매우 심화되고 있음을 보여준다. 이는 이들과 같은 근로빈곤층을 보호하기 위한 대책이 시급함을 다시 한번 보여준다.

도시가계조사에서는 근로자가구 이외에는 소득이 조사되지 않기 때문에 소비지출을 기준으로 취업형태별 빈곤율을 살펴보았다. 그 결과는 <표 2-8>과 같다. 이에 따르면 근로자가구만큼 두드러지지는 않지만, 자영자 내부에서도 취업형태별로 빈곤율에 차이가 있음을 알 수 있다.

근로자가구를 먼저 살펴보면 절대수준은 낮지만, 앞에서 살펴본 고용형태별 빈곤율의 차이를 다시 한번 확인할 수 있다.

자영자 내부의 취업형태별 빈곤율의 차이는 2000년도보다 1998년도에 두드러지는데, 피고용자가 있는 자영업주보다 피고용자가 없는 자영업주의 빈곤율이 훨씬 높고, 피고용자가 있는 자유업자보다 피고용자가

없는 자유업자의 빈곤율이 더 높다.²²⁾ 전체 자영자 가운데 가장 빈곤율이 높은 집단은 피고용자가 없는 자영업주로서 1998년도에는 빈곤율이 5.6%, 2002년도에는 2.0%이다. 이들의 빈곤율은 1998년도에는 공무원 외 사무종사자보다 높았고, 2002년도에는 기능공 및 상용노무자보다 높아, 영세자영자가 과거에 비해 상대적으로 더 어려워지고 있음을 시사해 준다.

무직가구의 빈곤율이 상대적으로 다른 집단에 비해서 높는데, 1998년에는 12.7%, 2002년도에는 6.0%이다. 다만, 1998년도에는 임시 및 일용노무자의 빈곤율이 12.9%로서 약간 더 높게 나타난다. 지금까지 앞에서 살펴본 경상소득 기준 빈곤율과 비교해 보면 소비지출 기준 빈곤율에서는 무직가구와 임시 및 일용직 가구 사이의 빈곤율 격차가 거의 없게 나타난다는 점이 주목된다.

〈표 2-8〉 소비지출 기준 취업형태별 빈곤율(1998, 2002년)

(단위: %)

	1998	2002
공무원	0.9	0.2
공무원외 사무종사자	2.1	0.5
기능공 및 상용노무자	7.5	1.7
임시 및 일용노무자	12.9	5.4
피고용자가 없는 자영업주	5.6	2.0
피고용자가 있는 자영업주	2.0	0.3
개인 경영자	0.4	0.1
법인 경영자	0.0	0.0
피고용자가 없는 자유업자	4.7	0.4
피고용자가 있는 자유업자	3.0	0.0
무 직	12.7	6.0

자료: 통계청, 『도시가계조사』, 각년도 원자료.

22) 자유업자란 변호사, 공인회계사, 의사, 조산원, 도안사, 화가, 저술가, 작곡가, 음악평론가, 컨설턴트 등 고도의 전문적인 지식이나 기술을 이용하는 독립자영자를 의미한다. 자영업주와 자유업자 가운데 피고용자가 있는 경우는 피고용자가 1~4인인 경우로 이보다 피고용자가 많은 경우에는 개인경영자로 분류된다.

다음으로 패널조사를 이용해서 빈곤층의 유형을 살펴보자. 우선 가구주의 고용상태별로 경상소득 기준 빈곤율이 <표 2-9>에 제시되어 있다. 그런데 여기에서 제시하는 빈곤율은 제2절에서 제시한 것처럼 2001년도와 2002년도의 조사자료를 결합하여 구성한 것이다. 2001년도 조사에서는 고용상태에 관한 정보를, 2002년도 조사에서는 가구소득에 관한 2001년도의 정보를 얻는다. 따라서 앞의 [그림 2-1]에서 구한 패널조사의 빈곤율과는 표본도 다르고 추계 결과에도 차이가 있다.

<표 2-9> 고용형태별 빈곤율(경상소득 기준, 2001년)

(단위: %)

	전 체	근로자	자영자	무 직
빈곤율	18.8	6.4	14.6	46.3

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도 원자료.

패널조사를 이용해서 구한 2001년도의 고용형태별 빈곤율은 다른 조사와 상당히 차이가 있다. 무엇보다도 자영자(14.6%)의 빈곤율이 근로자(6.4%)에 비해 현저히 높게 나타나고, 무직가구의 빈곤율도 46.3%로서 거의 절반에 이른다는 점이다. 따라서 전년도에 조사된 가구소비실태조사의 고용형태별 빈곤율과도 매우 다르게 나타난다.

제4절의 <표 2-5>에도 가구소비실태조사를 이용한 고용형태별 빈곤율이 제시되어 있지만, 국가 개입 후의 자영자가구의 빈곤율이 근로자가구에 비해 약 30% 높을 뿐 두 배 이상 높게 나타나지는 않는다. 또한 무직가구의 경우에도 빈곤율은 30% 초반으로서 패널조사와 큰 차이가 있다. 앞에서 지적한 것처럼 2001년도의 조사결과가 이전 연도에 비해서 소득조사의 정확성이 높아졌다고 볼 수 있다면, 이러한 차이가 나타나는 이유와 어떤 결과가 더 정확한지에 대해서는 본 연구를 넘어서는 심층적인 연구를 필요로 한다.

다음으로 패널조사를 이용하여 가구원 전체의 취업상태 및 근로능력, 근로할 수 있는 여건 등을 고려하여 빈곤층의 유형을 구분한 결과를 살펴보자. 이 결과는 <표 2-10>과 같다.

우선 빈곤가구 내에 취업자가 있는 경우(취업가구)와 취업자가 없는 가구(무업가구)를 나누어 본 결과 취업자가 한 명도 없는 무업가구가 전체 절대빈곤가구의 51.4%를 차지한다. 취업가구는 48.6%이다. 무업가구를 다시 근로능력자가 전혀 없는 가구, 근로능력자는 있지만 근로할 수 있는 여건이 아닌 가구, 근로능력이 있고 근로할 수 있는 여건에 있는 가구로 구분하였다. 비근로능력자는 조사에서 장애나 건강 문제, 나이가 많아서 근로하기 어려워서 비경제활동상태에 있다고 응답한 경우이다. 근로능력이 있으나 근로할 수 있는 여건이 아닌 경우는 가사나 육아, 학업이나 훈련과 관련된 이유로 비경제활동인 경우이다.

〈표 2-10〉 빈곤층의 유형 구분(2001년)

(단위:%)

구분		비중
무 업 가 구	가구원 전체가 근로능력이 없는 가구	31.3
	근로능력이 있는 가구원이 있으나 근로할 수 있는 여건이 아닌 가구	6.5
	근로할 수 있으나 취업자가 없는 가구	13.6
소 계		51.4
취 업 가 구	가구주는 무직이지만 취업자가 있는 가구	12.3
	가구주만 취업자인 가구	20.9
	가구주가 취업이고 가구원 가운데 취업자가 있는 가구	15.4
소 계		48.6

주: 빈곤가구(735가구) 가운데 가구원 모두의 경제활동상태가 파악되는 719가구를 분석 대상으로 하였음.

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도 원자료.

위의 세 유형 가운데 가장 큰 비중을 차지하는 것은 근로능력자가 전혀 없는 가구로서 전체 빈곤가구의 31.3%에 이른다. 근로할 수 있는 여건이 아닌 가구원이 있는 가구는 6.5%, 근로할 수 있지만 일을 하고 있지 않은 가구는 13.6%이다.

취업가구는 가구주의 취업 여부를 중심으로 해서, 가구주가 아니라 가구주만 취업해 있는 경우, 가구주만 취업해 있는 경우, 가구주와 가구원이 모두 취업해 있는 경우로 구분하였다. 세 유형 가운데 가장 비중이

큰 것은 가구주만 취업한 경우로 전체 빈곤가구의 20.9%이다.

무업가구 가운데 가구원 전체가 근로능력이 없는 가구와, 근로능력이 있는 가구원이 있으나 근로할 수 있는 여건이 아닌 가구는 ‘근로무능력 가구’라는 별도의 유형으로 구분할 수도 있다. 이 경우 빈곤층의 유형은 ‘근로무능력 가구’, ‘무업가구’, ‘취업가구’로 구분된다.

이와 같이 빈곤가구의 유형구분이 필요한 이유는 유형에 따라서 이들의 빈곤탈출을 지원하는 정책수단이 달라지기 때문이다. 근로능력이 전혀 없는 가구에는 생계급여가 가장 중요한 수단이 될 것이고, 근로할 수 있는 여건이 아닌 가구에게는 특성별로 보육이나 간병 등 사회복지 서비스를 제공하거나, 학업이 끝날 때까지 생계를 지원하는 것이 적절할 것이다. 근로할 수 있지만 일하지 않는 가구원이 있는 경우에는 이들의 취업을 지원하는 정책이 필요하다. 이들 집단도 특성에 따라서 노동 시장에서 취업을 촉진하는 것뿐만 아니라 직접적인 일자리 제공과 취업 능력을 제고하는 정책들이 제공될 수 있을 것이다.

한편 취업자가 있는 빈곤층의 경우에는 미시적인 차원에서는 이들이 더 나은 취업으로 이동할 수 있도록 지원하는 것, 거시적인 차원에서는 경제전체적으로 양질의 일자리를 늘려 나가는 정책이 우선 고려될 수 있다. 비정규직에 대한 보호의 강화와 최저임금의 현실화와 같은 정책들이 이에 해당된다. 더 나아가 외국에서 근로연계 복지정책과 패키지를 이루어서 확산되고 있는 근로소득보전세제(EITC)와 같은 제도들을 도입하는 것도 바람직하다.²³⁾

위의 <표 2-10>의 수치만으로는 어떤 정책이 얼마나 필요할지에 대해서까지 판단하기는 어렵다. 빈곤가구의 특성과 유형에 대한 더 구체적인 연구가 이루어져야 정책의 규모를 판단할 수 있을 것이다. 그러나 이 결과만으로도 빈곤층의 취업을 지원할 수 있는 포괄적인 정책이 다각도로 추진되어야 한다는 점은 확인할 수 있다.

23) 근로연계복지정책에 대해서는 황덕순 외(2002) 참조. 한편 EITC의 경우 이전의 연구에서는 근로소득세액공제라는 용어를 사용하였으나, 제도의 취지를 더 살리기 위해 근로소득보전세제라는 표현으로 바꾸었다.

제7절 소 결

본 연구의 목적은 한국의 절대빈곤율을 다양한 자료를 이용하여 추계하고 빈곤층의 특성을 살펴보는 것이다. 이로부터 지금까지 서로 다른 자료를 이용한 기존의 빈곤 관련 연구들을 참고할 때 무엇을 유의해야 하는가를 파악하고자 하였다. 또한 각 자료들로부터 얻을 수 있는 빈곤층의 특성을 살펴봄으로써 빈곤층에 대한 이해의 폭을 넓히고 여러 가지 정책적 시사점을 찾아보았다. 각 절의 주요 결과와 그로부터 얻은 정책적 시사점들은 다음과 같다.

제1절에서는 본 연구의 분석 대상이 되는 절대빈곤율이 갖는 의미에 대해서 먼저 살펴보았다. 절대빈곤은 그 자체가 갖는 학술적인 의미를 넘어서 우리 사회에서는 제도적으로도 중요한 의미를 갖는다. 최저생계비를 계측하여 이를 기준으로 공공부조인 국민기초생활보장제도의 수급자를 선정, 보호하기 때문이다.

제2절에서는 절대빈곤율의 추계와 관련된 논점들을 여러 선행연구들과 같이 검토하였다.

우선 첫 번째는 절대빈곤의 기준이다. 대부분의 연구에서는 소득을 절대빈곤의 기준으로 하고 있으며, 제도적으로도 공공부조 수급자의 선정 기준으로 소득을 이용한다는 점에서 타당한 접근방법이다. 그러나 소비지출을 이용한 빈곤율도 빈곤층의 실태를 파악하는 데 도움이 될 수 있다. 또한 소득을 기준으로 하더라도 연구자에 따라 다양한 소득 기준이 사용되었으며, 연구 목적에 따라서도 소득 기준이 달라질 수 있다. 특히 여러 가지 소득 기준은 이전소득이나 국가의 개입이 빈곤에 미치는 효과를 분석할 때 유용할 수 있다. 또한 본 연구에서는 선행연구들에서 사용한 소득 기준의 타당성에 대해서도 검토하였다.

다음으로 가구규모의 차이를 반영하기 위한 가구균등화지수의 의미와 그 효과에 대해서 살펴보았다(부표 2-1 참조). 마지막으로 지금까지 빈곤 관련 연구 및 본 연구에서 사용한 자료의 특성과 이들 자료를 이

용한 분석에서 고려해야 할 점들을 제시하였다.

제3절에서는 도시가계조사와 가구소비실태조사, 한국노동패널조사를 이용하여 절대빈곤율을 추계하였다. 소득뿐만 아니라 소비지출과 총지출을 이용한 빈곤율을 추계하였고, 이로부터 몇 가지 중요한 시사점을 얻었다.

우선 절대빈곤율은 조사에 따라 매우 다르게 나타나고, 이러한 차이를 고려한 분석의 필요성을 확인하였다. 특히 패널조사의 경우에는 시기별로 다른 조사와의 빈곤율 차이가 크다는 점을 고려한 분석이 필요하다는 점을 발견하였다.

두 번째로 소비지출 기준 빈곤에 대한 분석으로부터 주거비를 제외한 빈곤율과 주거비를 포함한 빈곤율 사이에는 괴리가 크고, 주거비를 제외한 빈곤율이 매우 높다는 점을 발견하였다. 이는 현재의 최저생계비에 주거비가 적절히 반영되어 있지 않다는 점을 시사하며, 제도적으로도 이 문제를 해결하기 위한 방안이 모색될 필요가 있다. 이를 위해서는 최저생계비를 조정하는 방안도 고려될 수 있으나, 우리 사회의 제도적인 여건을 고려할 때 주거급여와 생계급여를 분리하는 방안이 타당성이 있을 가능성이 높은 것으로 판단된다. 총지출 빈곤율에 대한 분석에서도 소비지출 기준 빈곤율과 유사한 결과를 얻었다.

제4절에서는 가구소비실태조사를 이용하여 조세 및 사회보장제도를 통한 국가의 개입이 빈곤율에 미치는 효과를 살펴보았다. 이로부터 조세 및 사회보장제도의 빈곤율 감소효과가 전반적으로 매우 낮고, 가구주의 고용상태로 분류한 가구유형별로 차이가 크다는 점을 발견하였다. 특히 가구주가 무직인 경우에는 빈곤율 감소효과가 14.5%에 이르지만, 근로자가구나 자영자가구의 경우에는 오히려 빈곤율이 높아지는 것으로 나타났다. 이는 선행연구와도 다른 결과인데, 선행연구에서는 소득과 최저생계비를 적절히 조정하지 않은 데 따른 결과인 것으로 해석된다. 이는 공적연금제도의 미성숙에도 기인하지만, 표본의 특성을 고려할 때 그 영향은 제한적일 것으로 예상된다. 따라서 취업해 있지만 빈곤한 계층의 보호를 위한 조세 및 사회보장제도 차원의 제도개선이 필요하다는 점을 확인하였다.

제5절에서는 도시가계조사를 이용하여 빈곤가구와 일반가구의 소비 지출 행태의 차이를 비교하였다. 빈곤층의 경우에 주거비와 보건의료비의 지출 압박이 상대적으로 크고, 교육비 지출이 낮아서 세대간의 빈곤의 재생산 가능성이 있음을 확인하였다. 이러한 문제를 해결하기 위해서는 현재의 공공부조제도의 한계를 극복하기 위한 주거와 의료급여의 현실화, 공교육 강화를 통한 보편적인 양질의 교육 기회의 제공이 필요하다.

제6절에서는 빈곤가구의 특징을 살펴보았다. 우선 가구소비실태조사를 이용하여 일반적인 특징으로서 가구규모에 따라 4인 가구를 기준으로 규모가 작아지거나 클수록 빈곤율이 높아진다는 점, 취업가구원수의 증가에 따라 빈곤율이 크게 낮아진다는 점, 가구주의 교육수준이 낮을수록 빈곤 문제가 심각하다는 점, 여성 가구주의 경우 빈곤 문제가 훨씬 심각하다는 점을 발견하였다.

또한 도시가계조사를 이용하여 고용과 빈곤이 어떠한 관계를 맺고 있는가에 대해서도 살펴보았다. 우선 근로자가구 내에서도 사무관리직에 비해 생산직의 빈곤율이 높고, 특히 가구주가 임시·일용직인 경우 빈곤율이 매우 높다는 점을 발견하였다. 특히 고용형태별 빈곤율 격차가 2003년도에 더 확대되어 근로자 내에서 고용형태에 따라 소득의 양극화 현상이 나타나고 있음을 확인하였다.

자영자 내부에서도 빈곤율에 차이가 있는데, 피용자가 없는 영세자영자의 경우 빈곤율이 자영자 가운데 다른 집단에 비해서 매우 높고, 최근에는 기능공이나 상용노무자보다 더 높아졌다는 점을 발견하였다. 이는 경제위기를 거치면서 일시적으로 확대된 자영자의 비중이 최근 계속 낮아져서 2003년도에 34.9%로 경제활동인구조사가 시작된 이래 가장 낮아진 것과는 관련이 있는 것으로 판단된다. 특히 무급가족종사자 규모의 축소가 눈에 띄는데 자영부문이 전반적으로 위축되고 있고, 그 내부에서도 양극화가 진행되고 있음을 시사해 준다.

다음으로 패널조사를 이용하여 취업 유무 및 가구원의 근로능력, 근로할 수 있는 여건을 기준으로 가구의 유형을 구분하였다. 이로부터 가구내에 취업자가 없는 무업가구와 취업자가 있는 취업가구의 비중이 서

로 비슷하다는 점, 무업가구에서는 근로능력이 전혀 없는 가구원으로 구성된 가구의 비중이 가장 높고, 취업가구에서는 가구주만 취업한 가구의 비중이 가장 높다는 점을 발견하였다. 또한 이러한 유형 구분을 통해서 가구유형별로 특성화된 대책이 필요하며, 각 유형별로 필요한 정책방향에 대해서 살펴보았다. 정책 대상자의 엄밀한 규모를 추계하기 위해서는 더 심층적인 연구가 필요하지만, 근로할 수 있는 여건을 확대하기 위한 사회복지서비스의 확충, 근로능력이 있는 비취업자의 취업을 촉진하기 위한 고용정책, 취업해 있는 빈곤층을 빈곤으로부터 탈출시키기 위한 비정규직 보호, 최저임금제도, 근로소득보전세제(EITC) 등의 정책이 필요하다는 점을 제시하였다.

마지막으로 본 연구의 한계와 앞으로의 과제를 살펴본다. 본 연구에서는 지금까지 빈곤 관련 연구에서 많이 사용되어 온 도시가계조사, 가구소비실태조사, 한국노동패널조사를 이용한 분석을 수행했지만, 이외에도 심층적인 분석에 도움을 줄 수 있는 다른 자료들에 대해서는 검토하지 못하였다. 보건사회연구원에서 이루어진 여러 조사들이 그 예이다. 또한 빈곤율 추계 및 빈곤층의 특성에 대한 기술적 분석에 초점을 맞추었기 때문에 빈곤의 결정요인, 빈곤에 대한 동태적 분석 등 심층적인 연구는 이루어지지 못했다. 이와 함께 본 연구의 진행 과정에서 각 주제별로 심층적인 연구가 필요한 여러 가지 주제들을 발굴하였다. 이에 대한 연구에 대해서는 다음의 연구 과제로 넘기고자 한다.

부록 2

1. 균등화지수의 차이와 절대빈곤율

여기에서는 가구소비실태조사를 이용하여 최저생계비 계측을 통해 얻은 가구균등화지수와 가구원수의 제곱근을 이용한 균등화지수를 이용할 때 빈곤율에 어떠한 차이가 있는가를 살펴본다.

<부표 2-1>에는 두 균등화지수가 가구규모별로 제시되어 있다. 여기에서는 비교의 편의상 4인 가구를 1로 놓고 균등화지수를 제시하였다. 이에 따르면 가구원수의 제곱근을 이용할 경우 최저생계비 균등화지수에 비해 4인 가구보다 적은 가구는 균등화지수가 더 크고, 4인 가구보다 큰 가구는 균등화지수가 더 낮아진다. 이는 가구원수의 제곱근을 이용할 경우에, 단신가구의 생계유지를 위한 최소 한도의 지출수준은 높게 평가되고, 이후에 증가하는 가구원을 위해 필요한 지출은 낮게 평가된다는 것을 의미한다.

<부표 2-1> 가구균등화지수 비교

가구원수	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
최저생계비의 균등화지수	0.349	0.578	0.795	1.000	1.137	1.283	1.426	1.571	1.711	1.847
가구원수 ^{0.5} 기준 균등화지수	0.500	0.707	0.866	1.000	1.118	1.225	1.323	1.414	1.500	1.581

<부표 2-2>에는 두 균등화지수를 적용한 절대빈곤율을 가구소비실태조사를 이용해서 추계한 결과를 비교해 놓았다. 2000년의 경우에는 두 균등화지수를 이용한 빈곤율 및 해당 가구에 큰 차이가 없으나, 1996년도의 경우에는 최저생계비를 이용해서 구한 빈곤가구의 4.6은 비빈곤 가구로 분류되는 것으로 나타난다. 이는 어떤 가구균등화지수를 사용하

는가에 따라서 빈곤율의 추계가 상당한 영향을 받을 수 있고, 국가에 의한 공공부조의 보호를 받는 가구의 선정기준도 크게 달라질 수 있음을 보여주는 것이다.

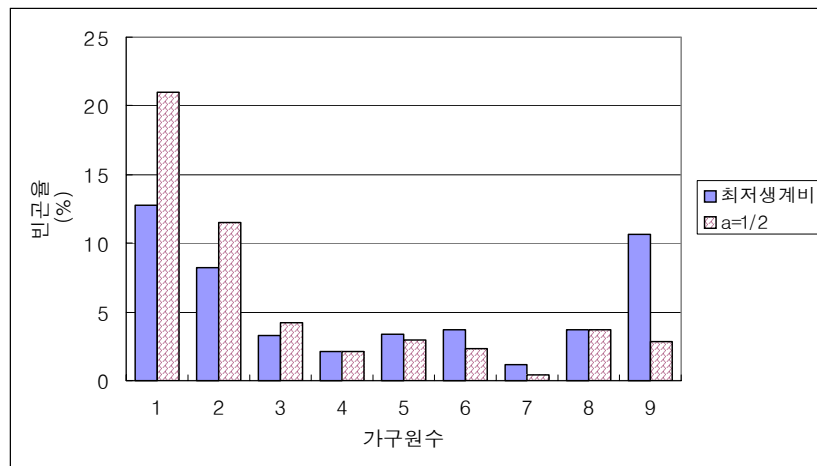
〈부표 2-2〉 가구균등화지수별 빈곤율(경상소득 기준 1996, 2000년)

균등화지수 구분		1996		2000	
		최저생계비의 가구균등화지수		최저생계비의 가구균등화지수	
	가구구분	일반가구	빈곤가구	일반가구	빈곤가구
가구원수 ^{0.5} 기준 균등화지수	일반가구	99.1	4.6	98.4	1.5
	빈곤가구	0.9	95.4	1.7	98.5
전 체		100.0	100.0	100.0	100.0

자료: 통계청, 『가구소비실태조사』, 각년도 원자료.

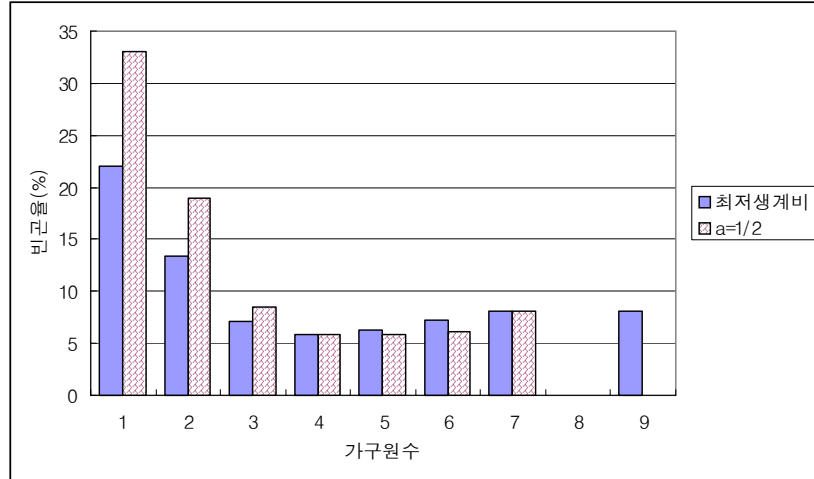
특히 이러한 차이는 가구규모별 빈곤율을 살펴볼 경우에 더욱 커진다. 균등화지수의 차이가 그대로 반영되기 때문이다. 두 균등화지수에 따른 가구원수별 빈곤율은 [부도 2-1] 및 [부도 2-2]와 같다.

(부도 2-1) 가구균등화지수·가구원수별 빈곤율(경상소득 기준, 1996년)



자료: 통계청, 『가구소비실태조사』, 1996년도 원자료.

[부도 2-2] 가구균등화지수·가구원수별 빈곤율(경상소득 기준, 2000년)



자료: 통계청, 『가구소비실태조사』, 2000년도 원자료.

위의 결과는 적정한 균등화지수의 선택이 학술적인 차원뿐만 아니라 정책적인 차원에서도 신중한 검토와 사회적인 합의를 거쳐야 하는 주제가 된다는 점을 보여준다.

2. 가구기준 빈곤율과 인구기준 빈곤율

가구기준 빈곤율과 인구기준 빈곤율의 차이는 일반가구와 빈곤가구의 가구규모별 분포의 차이를 반영하게 된다. 도시가계조사를 이용하여 두 기준을 적용한 빈곤율을 추계한 결과는 <부표 2-3>과 같다. 이에 따르면 두 기준 빈곤율 사이에는 큰 차이가 없는 것으로 나타난다. 연도별로 같거나 0.1~0.2%포인트의 차이를 보인다. 이렇게 두 기준 빈곤율에 차이가 크지 않은 이유는 평균 가구원수가 둘 사이에 큰 차이가 없기 때문이다.

평균 가구원수의 추이는 <부표 2-4>와 같다. 이에 따르면 평균 가구 규모는 계속 조금씩 낮아지는데, 빈곤가구의 경우 1996년 3.8명에서 2003년 3.5명으로, 일반가구는 1996년 3.6명에서 2003년 3.5명으로 낮아

진다. 한 가지 주의해야 할 것은 도시가계조사가 2인 이상 가구만을 대상으로 하기 때문에 <부표 2-4>가 전체적인 평균 가구규모를 보여주는 것은 않는다는 점이다.

<부표 2-3> 가구기준과 인구기준 빈곤율 추이(경상소득 기준, 1996~2003년)
(단위: %)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
가구기준	4.9	4.5	8.8	8.1	6.4	5.2	4.1	5.0
인구기준	5.1	4.6	8.9	8.2	6.4	5.3	4.2	4.9

자료: 통계청, 『도시가계조사』, 각년도 원자료.

<부표 2-4> 경상소득 기준 가구유형별 평균 가구원수 추이(1996~2003년)
(단위: 명)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
빈곤가구	3.8	3.7	3.7	3.6	3.6	3.5	3.5	3.5
일반가구	3.6	3.6	3.6	3.6	3.5	3.5	3.5	3.5

자료: 통계청, 『도시가계조사』, 각년도 원자료.

제3장

외환위기 이후 근로빈곤의 실태

제1절 머리말

외환위기 이후 빈곤 문제에 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 빈곤층이 증가하고 소득불평등이 확대되었다는 문제의식과 함께 분석에 필요한 기초 데이터들이 체계적으로 제공되었기 때문이다. 특히, 1998년부터 시작된 한국 노동패널조사(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 이행 과정에 대한 분석과 더불어 일하고 있으면서도 빈곤에 빠진 ‘근로빈곤계층’에 대한 관심이 요구된다.²⁴⁾ 즉 취업은 하고 있지만 생계

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

유지에 필요한 소득을 충분히 얻지 못하고 있는 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 관점에서 중요한 과제이다.

빈곤 그 자체에 대한 연구는 현재 활발하게 진행되고 있지만 근로빈곤에 대한 연구는 아직도 미흡하다²⁵⁾. 대부분의 연구에서 근로빈곤층에 대한 논의는 일반적 빈곤 분석의 일부로 포함되어 있거나 아니면 지나가는 식의 논의에 그치고 있다. 따라서 향후 올바른 복지·노동정책의 수립을 위한 학문적 토대 구축을 위하여 근로빈곤계층의 실태와 특성에 대한 연구가 중요하다.

이 논문에서는 『한국노동패널조사(KLIPS)』의 1~6차년도 개인 및 가구자료를²⁶⁾ 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 도시지역의 빈곤계층을 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.²⁷⁾

기존의 연구들이 도시지역 가구 전체를 대상으로 빈곤을 분석하고 있

25) 근로빈곤의 문제를 집중적으로 다루고 있는 최근의 연구로 금재호(2004)가 대표적이다.

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

27) 한국노동패널조사는 1998년부터 시작되었기 때문에 외환위기 이전의 소득불평등도나 빈곤의 규모를 파악할 수 없다. 그렇기 때문에 외환위기 이전의 시기에 대한 설명은 『도시가계조사』의 분석 결과에 바탕을 두고 있다.

는 것에 비해 여기에서는 분석의 범위를 좁혀 근로빈곤가구의 규모와 그 특성 및 동태적 변화를 분석하고 있다는 점에서 차별화된다. 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 제2절에서는 빈곤에 대한 국내 연구들을 대략적으로 정리하고, 현재의 주요 관심사가 무엇인지 평가한다. 제3절에서는 분석에 사용된 자료의 성격과 상대적 빈곤을 정의하고 기초분석 결과를 제시한다. 즉, 1998년에서 2003년까지의 6년 동안 소득불평등도와 근로빈곤의 규모가 어떻게 변화하고 있는지를 평가하고, 빈곤의 진입과 탈출에 관련된 기초분석의 결과들을 설명하고 있다. 제4절에서는 취업자가 있는 가구를 대상으로 이들 중 빈곤상태에 놓여 있는 근로빈곤가구의 특성이 무엇인지, 그리고 비빈곤가구와의 차이점이 무엇인지를 분석한다. 또한 근로빈곤에의 진입과 탈출 가능성을 논의한다. 분석 결과 취업가구의 9% 정도는 2년 이상의 지속적 또는 반복적 근로빈곤에 빠질 위험성이 있으며, 빈곤에의 진입과 탈출이 활발하다는 점을 발견할 수 있었다. 제5절에서는 계량적 분석방법을 사용하여 근로빈곤의 정태적 결정요인과 근로빈곤가구 취업자의 특성을 분석한다. 또한 근로빈곤의 진입과 탈출의 동태적 이행과정에 영향을 미치는 요인들이 무엇인지도 다루고 있다. 추정 결과 가구주의 연령이 높고, 저학력가구의 경우 취업하고 있어도 빈곤상태에 처할 위험성이 높다. 임금근로가구보다 자영업 또는 임금/자영업 혼합가구의 근로빈곤 위험성이 높은 점도 특징적 사실로 나타나고 있다. 마지막으로 제6절에서는 이 장의 주요 내용을 정리하고 근로빈곤의 축소를 위한 정책방향에 대해 간략하게 논의한다.

제2절 국내의 연구

그동안 한국의 빈곤 연구는 소득분배와 불평등의 문제에 집중되어 있었다. 빈곤 자체에 관한 연구는 “최저생계비를 어느 수준으로 책정할 것인가?”, “빈곤선을 어떤 선에서 정립해야 하는가?”, “빈곤율이 얼마나 증가 또는 감소하였는가?” 등의 영역에서 수행되었으나, 빈곤의 원인이거나 그 동태적 이동 등에 대한 연구는 최근에 들어서야 활발하게 진행되고 있다.

한국의 소득분배에 관한 연구는 사회통계가 정비되기 시작하면서 본격화되었는데 주로 『도시가계연보』와 『농가경제조사』를 이용한 연구가 주를 이룬다(주학중, 1979, 1992; 김대모·안국신, 1987; 안국신, 1995 등). 또한 권순원 외(1992)는 실물자산과 금융자산을 포괄하는 총자산의 개념으로 KDI의 가계조사 자료를 이용하여 소득분배 상태를 추정하였는데 공식적 지니계수보다 높은 추정치를 발견하여 1980년대에 소득불평등도가 개선되고 있다는 일반적인 견해에 대해 이견을 제시하였다. 1990년대의 소득불평등에 대한 연구로 이정우·황성현(1998), 권순원 외(1998) 등을 들 수 있으며, 이들은 1990년대에 들어서 1997년까지는 불평등도가 완화되고 빈곤 역시 감소되는 추세였음을 밝히고 있다.

대우경제연구소의 『한국가구패널조사』는 빈곤 연구를 위한 새로운 자료를 제공하였다. 이 자료를 사용하여 현진권·강석훈(1998)은 분석 자료에 따라 소득불평등도가 상당한 정도로 차이가 발생하고 있음을 밝히고 있으며, 한국의 소득불평등도가 OECD 선진국에 비해 심각한 것으로 설명하였다. 정진화·남기곤(2000)과 이정우·이성립(2001)은 각각 『도시가계조사』와 『한국가구패널조사』를 사용하여 외환위기 전후의 소득과 소비 경향을 분석하였다. 외환위기 이후의 심각한 경제불황으로 인해 저소득층이 가장 커다란 악영향을 받았으며, 그 결과 중산층 의식의 추락과 빈곤층의 증가, 소득불평등도의 급격한 악화와 같은 현상이 나타났음을 보인다. 이러한 결과는 정진호 외(2002)에서도 증명되고 있

다. 유경준·김대일(2002)도 외환위기를 전후로 상대적 빈곤층의 지속적 증가를 지적하고, 소득 이동성(earning mobility)의 증가가 소득분배 구조의 악화에 기여하고 있을 가능성을 제시하였다. 정진호·최강식(2001)은 『도시가계조사』를 이용하여 근로자가구 및 가구주의 소득에 대한 분석을 실시하였다. 이들은 외환위기 이후의 소득불평등도 악화가 중산층보다 저소득층의 몰락에 기인했으며 중산층과 저소득층 간의 비경상소득의 격차 확대가 이러한 현상을 증폭시킨 것으로 분석하였다.

이상의 연구들이 가구소득을 이용하여 소득불평등도를 측정했던 것인데 반해, Kim and Topel(1995), 유경준(1998), 박성준(2000) 등은 개인소득을 이용하여 소득불평등도를 측정하려고 노력하였다. 이들은 주로 『임금구조기본통계조사』의 자료를 사용하였고 개별 근로자를 분석대상으로 하는 이점을 살려 소득불평등도의 변화요인을 분석하였다. Kim and Topel(1995)은 고학력화 현상에 의해서 1980년대 들어서서 소득불평등도가 완화되었다고 주장하며, 유경준(1998)은 임금소득불평등도의 감소 요인을 회귀방정식을 이용하여 추정했던 결과 Kim and Topel이 밝힌 교육 평준화가 이 불평등도를 완화시키는 데 가장 큰 기여를 한 것으로 보고하였다. 또한, 박성준(2000)은 『도시가계조사』를 이용하여 가구주 근로소득의 불평등도를 조사해 본 결과 외환위기 이후 집단내 불평등도가 심화되고 있으며, 이의 주요인으로 기술의 보유 여부를 들고 있다.

빈곤의 현상과 원인에 대한 연구는 외환위기 이후에야 비로소 활기를 띠기 시작했다. 문형표·유경준(1999)은 『도시가계조사』의 자료를 가지고 소득분배와 함께 빈곤율을 추정하였다. 이들은 4인 가구의 빈곤율이 1997년 4/4분기의 3.0%에서 1998년에는 8.5%까지 증가하는 빈곤의 확산현상이 관찰된다고 보고하였다. 박찬용 외(1999)는 『도시가계조사』를 이용하여 한국보건사회연구원이 계측한 1994년도 최저생계비에 물가상승을 감안한 빈곤선을 책정하였다. 또한 이들은 경상소득 빈곤율, 가계 지출 빈곤율, 경상소득 빈곤갭(poverty-gap), 경상소득 Sen지수 등의 지표를 사용하여 1998년 당시의 빈곤 현황 및 빈곤계층의 특성을 분석했다. 더 나아가, 박순일 외(2000)는 취약한 직업 및 고용형태가 빈곤으

로의 유입과 깊은 연관이 있다고 지적하고, 절대빈곤으로의 유입은 46.2%인 반면, 탈출은 42.2%로 하향 이동한 가구가 더 많았다는 사실을 발견하였다.

한국노동패널조사(KLIPS)가 연구자에게 제공되면서 빈곤의 규모와 동태적 변화에 대한 연구는 활기를 띠기 시작하였는데 금재호·김승택(2001)은 『한국노동패널조사』의 1~3차년도 자료를 이용하여 빈곤의 진입과 탈출에 대한 분석을 시도하였다. 이들은 OECD의 상대적 빈곤 개념을 사용하여 우리나라 도시지역가구의 빈곤 규모를 추정한 결과, 상대적 빈곤율이 20% 수준으로 OECD 국가들보다 빈곤 규모가 크다는 것을 밝혔다. 또한 빈곤의 탈출과 진입에 영향을 미치는 요인들을 제시하였다. 이와 축을 같이하여 황덕순(2001)은 『도시가계조사』 자료를 패널데이터로 연결하여 빈곤의 동태적 이행 과정을 분석하였다. 분석 결과는 금재호·김승택(2001)과 거의 비슷하며, 근로능력자들의 취업기회 확대가 빈곤 문제 해결의 핵심적 과제임을 제시하였다.

이 외에도 구인회(2001), 안중범·김철희·전승훈(2001) 등은 실업과 빈곤과의 상관관계를 분석하여 취업 여부가 빈곤에 매우 중요한 영향을 미치고 있음을 밝히고, 정진호(2001)는 『도시가계조사』의 자료를 요인 분해하여 소득불평등도의 증가 원인이 재산소득보다는 근로소득의 격차 확대에서 발생하고 있음을 보고하였다. 김철희(2003)는 중위소득의 2분의 1 이하를 빈곤으로 보는 상대적 빈곤과 최저생계비의 두 가지 개념을 사용하여 빈곤의 규모와 빈곤가구의 특성을 분석하였다. 그 결과 여성, 고령자, 저학력가구의 경우 빈곤에 처할 위험성이 높다는 것을 제시하였다. 최바울·김성환(2003)은 외환위기 이후 악화된 소득분배가 개선될 기미가 보이지 않으며, 소득이 하락한 가구의 비율이 상승한 가구보다 높아 중산층의 규모가 축소되었다는 연구 결과를 보였다. 또한 구인회(2005)는 빈곤 지속 기간과 그 결정요인에 대한 동태적 분석을 통해 빈곤에 진입한 사람들의 4분의 3 정도가 2년 안에 빈곤에서 벗어나는 매우 활발한 빈곤탈출이 있지만 장기 또는 반복 빈곤층의 규모도 무시할 정도로 크다는 점을 밝히고, 장기 빈곤 위험집단에 대한 정책적 방안의 필요성이 시급하다고 주장하고 있다.²⁸⁾

근로빈곤에 초점을 맞춘 연구로는 금재호(2004)를 들 수 있다. 이 연구에서는 한국노동패널조사의 제1차~제4차년도 자료를 이용하여 근로빈곤(working poor)가구의 규모와 특성, 그리고 동태적 이행 과정을 분석하였다. 분석 결과, 전체 빈곤가구의 절반 이상이 취업자가 있는 근로빈곤가구이며, 또한 취업자가 있는 가구의 14% 정도는 빈곤상태에 놓여 있었다. 이러한 결과는 취업이 빈곤 문제를 해결해 주는 것이 아니라, 취업 그 자체보다는 일자리의 질이 중요하다는 정책적 시사점을 제시하고 있다. 그러나 근로가구는 취업자가 없는 가구에 비해 빈곤에 빠질 위험성이 낮고 빈곤에 빠지더라도 곧장 벗어날 확률이 높은 것으로 나타났다. 가구의 특성별로 근로빈곤가구는 여성가장가구, 고령자가구 및 저학력가구에 집중되어 있었다. 특히, 금재호(2004)의 연구에서는 가구주가 임금근로자인 경우보다 자영업에 종사할 때 빈곤의 위험성이 높다는 점도 조사되었다. 분석 결과는 임금근로자뿐만 아니라 영세자영업자에 대해서도 빈곤 극복을 위한 정책적 관심이 필요하다는 점을 시사한다.

또한, 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. 분석 결과 일반적 빈곤층에 비해 남성의 비중이 많고, 30~60세의 사람들이 절반 이상을 차지하며, 중졸 이하의 저학력자에 근로빈곤층이 집중되어 있음을 보였다. 또한 근로빈곤층의 주당 근로시간은 비빈곤층에 비해 적는데, 이는 일할 수 있는 기회의 제약에 기인하고 있음을 주장하고 있다.

28) 이 외에도 김성환·전용석·최바울(2004), 김태일(2004), 홍경준(2004), 김학주(2005), 윤성호(2005) 등의 빈곤 연구가 있다.

제3절 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.²⁹⁾

지니계수 등 소득불평등도와 빈곤의 규모를 추정하는 데 도시가계조사가 많이 사용된다. 그렇지만 도시가계조사는 자영업가구와 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 장점이 있다.

한국노동패널조사에서 패널조사에 응답한 가구의 숫자는 매 조사마다 차이가 있다. 시계열적 일관성을 위해 여섯 번의 조사에 모두 응답한 가구만을 대상으로 빈곤의 규모를 파악하는 것이 올바른 접근방법일 것이다. 그러나 1998년의 원표본 가구들 중 상당수가 영구적 또는 일시적으로 탈락함에 따라 6개 연도 모두 응답한 가구는 3,008가구로 원표본 가구의 61.8%에 불과하다.

6개 연도의 모든 조사에 응답한 가구의 특성은 원표본 가구의 특성과 차이가 있어 표본의 대표성이 문제가 된다(부표 3-1 참조). 더구나 고학력 젊은 층이 비대칭적으로 더 많이 탈락하였다. 지역적으로도 서울, 인천·경기·강원 지역의 탈락률이 높아 빈곤의 규모가 실제보다 과대 추

29) 금재호(2004)에서는 1차에서 4차까지의 4개 연도 모두 응답한 3,741가구를 분석 대상으로 하였다.

정될 위험성이 대두되고 있다. 이러한 문제점을 완화하기 위해 6개 연도 모두 응답한 가구가 아닌 해당 조사 연도에 응답한 모든 가구를 대상으로 분석한다. 따라서 매년 분석대상 가구의 수가 변동하게 된다.³⁰⁾

한국가구패널조사 원표본 가구와 1~6차 조사 모두 응답한 가구, 그리고 6차년도에 응답한 가구의 인구학적 특성은 <부표 3-1>에 나타나 있다. 원표본 가구의 경우 가구주의³¹⁾ 성별로는 남성이 85.9%로 대부분을 차지하며, 가구주의 연령대별로는 40대가 가장 많아 27.9%이고 그 다음으로 30대와 50대의 순이다. 60대 이상인 가구도 17.7%에 이르고 있는 반면 20대 이하는 7.6%에 불과하다.³²⁾ 교육수준별로는 고졸이 가장 많아 37.4%를 점유하고 있고 가구원수는 평균 3.5명으로 나타났다. 4인 가족이 가장 많아 37.8%를 차지하고 1인 가구도 10.3%에 달하였다. 거주형태별로는 자가 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 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 경제활동상황을 질문하기 때문에 경제활동의 파악 시점과 가구소득의 파악 시점이 크게 차이가 난다.³³⁾ 이러한

30) 매년도의 응답가구수는 1998년 5,000, 1999년 4,508, 2000년 4,266, 2001년 4,248, 2002년 4,298, 2003년 4,592이다.

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

32) 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.

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.

〈표 3-1〉 가구소득과 가구원 1인당 월평균 소득의 변화¹⁾

(단위: 만원, %)

	1998년 1차 조사	1999년 2차 조사	2000년 3차 조사	2001년 4차 조사	2002년 5차 조사	2003년 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: ()안의 수치는 표준편차임.

1) 5차 조사에서 월평균 가구소득(2001년)은 전년 대비 22.5%나 급증하였고 이의 원인이 무엇인가에 대한 추가적 분석이 요구됨. 월 2,000만원 이상의 고소득가구 숫자가 전년도 2개에서 9개로 증가한 것도 하나의 원인으로 판단됨.

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도 원자료.

월평균 가구소득은³⁴⁾ <표 3-1>과 같이 1998년의 149.4만원에서 계속 증가하여 2003년의 6차 조사에서는 220.6만원을 기록하고 있다. 그러나 중간치는 평균값보다 낮은 120.0만원(1차 조사)에서 179.4만원(6차 조

33) 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.

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

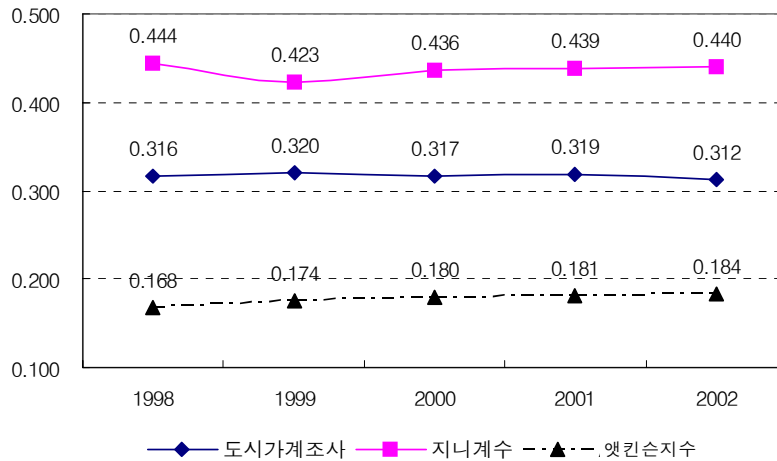
사)으로 높아졌다. 가구소득의 증가율은 5차 조사를 제외하고는 2.6%~7.5%를 기록하였다. 이 기간 중의 실질경제성장률과 물가상승률을 감안할 때, 2002년의 5차 조사를 제외하고는 가구소득의 증가율이 상대적으로 낮게 나타나고 있다. 또한 1인당 평균소득은 <표 3-1>의 마지막 줄에 나타나 있는데 1차 조사에서 45.7만원이었던 1인당 소득은 2003년의 6차 조사에서는 69.5만원으로 5년 동안 52.0%가 증가하였다.

가구소득의 불평등도를 나타내는 지수인 지니계수(Gini's Index)와 앳킨슨(Atkinson)지수 값은 1998~2002년³⁵⁾ 사이에 별다른 변화가 없는 것으로 나타났다. [그림 3-1]은 5개년 동안의 지니계수와 앳킨슨지수의 값을 나타내고 있다. 외환위기 직후인 1998년에 0.444을 기록하였던 지니계수의 값은 2002년에도 0.440을 보였고 그 기간 동안 상당히 안정적으로 움직였다. 또한 앳킨슨지수의 값은 같은 기간 0.168에서 0.184로 매년 조금씩 상승하여 소득불평등이 약간씩이나마 심화되었음을 보여준다. 이러한 추이는 통계청의 『도시가계조사』 결과를 사용하여 계산한 지니계수의 추세와 유사하다. [그림 3-1]의 『도시가계조사』는 통계청의 『도시가계조사』 지니계수로서 외환위기 이후 소득분배의 불평등이 지속되고 있음을 나타낸다.³⁶⁾

외환위기 이후 지니계수 등으로 측정한 가구의 소득불평등도가 크게 악화되었다는 정진호 외(2002)의 연구 결과를 감안할 때, [그림 3-1]은 심화된 소득불평등이 경제위기 이후 완화될 조짐이 보이지 않는다는 점을 시사하며, 소득분배의 개선을 위한 정책개발의 중요성이 제기된다.

35) 1998년의 지니계수와 앳킨슨지수는 1999년도에 실시한 패널조사의 결과를 반영하고 있다. 앞에서 언급한 바와 같이 1999년도 조사에서는 1998년 1년 동안의 가구소득을 질문하였다. 1999~2002년의 지니계수와 앳킨슨지수 값도 동일한 기준이 적용된다.

36) 통계청의 지니계수값보다 한국노동패널조사의 지니계수값이 훨씬 높은 것은 통계청의 『도시가계조사』가 2인 이상의 가구만으로 대상으로 하고 있고, 자영업자의 대부분이 제외된다는 사실을 반영한다. 즉 통계청의 지니계수는 빈곤의 위험성이 높은 1인 가구와 자영업자가 제외된 연유로 그 값이 작고 소득불평등도가 심각하지 않은 것으로 나타나고 있다.

[그림 3-1] 가구의 소득불평등도 추이: 지니계수와 앳킨슨지수¹⁾

주: 1) 지니계수와 앳킨슨지수의 계산식은 다음과 같음.

$$\text{지니계수} = \left[\frac{2}{\mu N^2} \sum_{k=1}^N k I_k \right] - \frac{N+1}{N}$$

$$\text{앳킨슨지수} = 1 - \left[\frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \left(\frac{I_k}{\mu} \right)^{1-\epsilon} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}} \quad \text{if } \epsilon \neq 1, \epsilon > 0$$

여기에서 I_k 는 해당 가구의 가구소득, μ 는 평균 가구소득, N 은 가구수를, 그리고 ϵ 은 상대적 불평등에 대한 회피 정도를 나타내는 지수임. 본 연구에서는 Forster(1994)의 연구와 같이 $\epsilon = 0.5$ 로 가정하였음.

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 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 따

라 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 결정된다는 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 복지 수준을 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 반하여 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 선정에 위한 최저생계비를 활용하는 것이다. 보건복지부에서는 2000년부터 매년 최저생계비를 발표하고 있는데 가구원수의 증가에 따른 최저생계비의 증가율을 이용하여 균등화지수를 계산할 수 있다. 구체적으로 2000년에서 2003년까지 가구원수별 최저생계비의 평균값을 이용하

여 가구원수가 n 명일 때의 최저생계비가 가구원수 1명인 경우의 최저생계비보다 몇 배나 더 많은가를 계산하고, 이를 가구균등화지수로 계산하는 방법이다³⁷⁾. 최저생계비를 이용한 가구균등화지수는 OECD의 방법보다 가구원수의 증가에 따라 가구균등화지수의 증가폭이 크다³⁸⁾ 따라서 둘 중 어떤 방식을 사용하는가에 따라 빈곤의 규모뿐만 아니라 가구별 빈곤의 분포가 달라진다. 여기에서는 우선 OECD 기준과 최저생계비 기준 두 가지를 모두 사용하여 빈곤의 규모를 살펴보도록 한다.

3. 빈곤의 규모

가. OECD 가구균등화지수의 빈곤 규모

<표 3-2>는 OECD의 가구균등화지수로 조정된 가구의 월평균 소득과 빈곤선(poverty line) 및 중간소득(median income)을 나타낸다. 1998~2003년의 6차에 걸친 조사에서 평균 소득과 빈곤선은 계속 증가하는 추세를 나타내고 있다. 가구의 평균 소득이 증가하고 있는 추이를 감안할 때 이러한 추세는 당연한 결과이다. 가구균등화지수로 조정된 가구의 월평균 소득이 1차의 80.4만원에서 6차에는 120.7만원으로 50.1%가 증가하였고, 이에 따라 빈곤선도 1998년의 33.7만원에서 2003년에는 50.0만원으로 높아졌다. 빈곤선의 상승에도 불구하고 가구균등화지수로 조정된 가구소득이 중간치의 50%에 미치지 못하는 상대빈곤가구의 비중은 1998년의 1차 조사에서 20.9%이었고, 이러한 수치는 이후의 조사

37) 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.

38) 가구균등화지수의 분포는 다음과 같으며, 2인 이상 가구에 대해 최저생계비 기준이 OECD 기준보다 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

〈표 3-2〉 OECD 가구균등화지수로 조정된 소득과 빈곤선

(단위: 만원, %, 명)

조사연도	평균소득 ¹⁾	상대빈곤선	빈곤가구의 비중	빈곤가구원수의 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) () 안의 값은 표준편차

2) [] 안의 값은 빈곤가구의 평균 가구원수

에서도 비슷한 값을 보인다. 특히, 2003년에는 전년도에 비해 빈곤가구 비중이 1.8%포인트 상승하였다.

빈곤가구에 속하는 가구원을 기준으로 빈곤상태에 처한 개인의 비중을 살펴보면 1차 조사에서 빈곤층에 속하는 가구원의 비중은 전체 가구원의 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.³⁹⁾

나. 최저생계비 기준 가구균등화지수의 빈곤 규모

〈표 3-3〉은 국민기초생활보장 수급자를 선정하기 위해 정부가 결정한 최저생계비를 적용하여 만들어진 가구균등화지수로 조정된 가구의 월평균 소득과 빈곤선(poverty line), 그리고 중간소득(median income)을 나타낸다. 1998~2003년의 6차에 걸친 조사에서 OECD 가구균등화지수를 적용하였을 때의 경우와 마찬가지로 평균 소득과 빈곤선은 계속

39) 전체 가구의 가구원수는 1998년 3.50명, 1999년 3.59명, 2000년 3.44명, 2001년 3.50명, 2002년 3.33명, 그리고 2003년 3.26명으로, 이는 〈표 3-2〉와 〈표 3-3〉의 마지막 열 []속에 있는 빈곤가구의 평균 가구원수보다 많은 숫자이다.

〈표 3-3〉 최저생계비 기준의 가구균등화지수로 조정된 소득과 빈곤선

(단위: 만원, %, 명)

조사 연도	평균소득 ¹⁾	상대빈곤선	빈곤가구의 비중	빈곤가구원수의 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) () 안의 값은 표준편차

2) [] 안의 값은 빈곤가구의 평균 가구원수

증가하는 추세를 나타내고 있다. 가구균등화지수로 조정된 가구의 월평균 소득은 OECD 기준을 적용한 경우보다 낮아 1차 조사의 경우 OECD 기준 80.4만원의 75.0%에 불과한 60.3만원이다. 이는 최저생계비 기준의 가구균등화지수 값이 OECD 기준의 가구균등화지수 값보다 크기 때문에 나타나는 현상이다.

시계열적으로 6차 조사의 가구소득은 1차 조사 때보다 51.1%가 증가한 91.1만원을 기록하였다. 평균 소득이 상대적으로 낮기 때문에 상대빈곤선도 OECD 기준보다 낮다. 빈곤선은 1998년의 25.0만원에서 2003년에는 36.6만원으로 상승하고 있다.⁴⁰⁾ 상대빈곤가구의 비중은 1차 조사에서 21.5%이었고, 이후 증감을 거듭하다 2003년의 6차 조사에서는 21.1%를 기록하였다.

빈곤가구에 속하는 가구원을 기준으로 빈곤상태에 처한 개인의 비중

40) 2003년 조사에서는 2002년도 1년 동안의 평균 소득을 질문하고 있다. 상대빈곤선은 아래의 표와 같이 가구원수에 따라 증가하는데, 보건복지부의 국민기초생활보장을 위한 2002년도 최저생계비보다 1.1만~6.7만원이 많다.

가구원수	1인	2인	3인	4인	5인	6인
상대빈곤선	36.6	60.6	83.3	104.9	119.2	134.5
최저생계비	34.5	57.2	78.7	99.0	112.5	127.0

을 살펴보면 1차 조사에서 빈곤층의 비중은 19.6%이었다. 이 수치는 이후 다소 줄어들어 5차 때 15.3%까지 감소하였다가 6차 조사에서는 다시 17.1%로 그 비중이 높아졌다. 더불어 최저생계비 기준 빈곤가구의 평균 가구원수는 OECD 기준의 빈곤가구 평균 가구원수보다 많게 나타나고 있다. 이는 최저생계비 기준을 적용한 가구균등화지수의 값이 OECD 기준을 적용할 경우보다 커 가구원수가 많은 가구의 빈곤 위험성이 상대적으로 높기 때문이다.

빈곤의 규모 및 소득불평등도를 살펴보기 위한 하나의 방법은, 가구를 소득분위별로 나누는 것이다. <표 3-4>는 소득계층을 5개의 분위로 구분하여 각 분위별로 평균소득을 제시하고 있다. <표 3-4>에서 ‘원소득’은 가구의 총소득을 의미하며, ‘OECD 기준’은 원소득에 OECD 기준의 가구균등화지수를 반영하여 조정한 소득이다. 또한 ‘최저생계비’는 원소득에 최저생계비 기준의 가구균등화지수를 반영하여 계산한 소득이다.

2003년 제6차 조사의 경우를 보면, 소득계층의 최하위 20%(1분위)의 월평균 소득은 원소득 기준으로 31.6만원에 불과하며, 이는 최상위 20%(5분위)의 월평균 소득 519.7만원의 6.1%에 지나지 않는다.⁴¹⁾

저소득계층과 고소득계층 사이의 이러한 소득 격차는 가구균등화지수를 적용한 균등화 소득의 경우에도 마찬가지이다. 2003년도 OECD 기준 최하위 20%의 월평균 소득은 21.8만원으로 최상위 20%의 월평균 소득 276.8만원의 7.9%에 불과하다. 최저생계비 기준으로도 2003년 최하위 20%의 월평균 소득은 17.8만원으로 최상위 20%의 월평균 소득 208.2만원의 8.5%에 그치고 있다.

또한 2분위에 속한 가구들의 소득 규모도 원소득을 기준으로 1차년도 83.5만원, 2차년도 82.1만원, 3차년도 87.1만원, 4차년도 87.5만원, 5차년

41) 응답자들이 소득을 정확하게 대답하기보다는 50만원, 100만원, 150만원과 같이 대략적으로 응답함에 따라 발생하는 축적효과(heaping effect)로 인해 각 분위에 속하는 가구의 숫자가 정확하게 20%는 아니다. 또한, 상당수의 가구들은 소득을 영(0)으로 응답하여 조사된 소득이 실제의 소득보다 낮을 가능성이 있다. 그 결과 소득불평등의 정도를 실제보다 과대평가할 위험성이 제기된다.

〈표 3-4〉 분위별 평균소득

(단위: 만원)

조사 연도		소득 분위				
		1분위 (0~20%)	2분위 (20~40%)	3분위 (40~60%)	4분위 (60~80%)	5분위 (80~100%)
1차	원소득 ¹⁾	24.3	83.5	133.2	184.7	345.2
	OECD 기준 ²⁾	14.4	44.2	67.7	94.3	181.9
	최저생계비 ³⁾	11.2	32.7	49.4	69.4	137.2
2차	원소득	25.2	82.1	130.5	183.2	378.1
	OECD 기준	15.9	44.5	67.4	95.4	195.7
	최저생계비	12.3	32.9	49.3	69.6	144.1
3차	원소득	29.8	87.1	134.7	190.7	372.2
	OECD 기준	18.4	49.3	74.6	101.7	194.3
	최저생계비	14.6	37.2	54.3	74.1	146.8
4차	원소득	25.1	87.5	143.8	210.4	422.0
	OECD 기준	17.1	50.2	77.4	108.6	210.6
	최저생계비	13.5	37.5	56.8	80.1	158.1
5차	원소득	34.2	108.3	172.2	250.2	513.3
	OECD 기준	25.2	63.8	94.8	133.5	263.2
	최저생계비	18.8	47.4	70.4	98.8	198.4
6차	원소득	31.6	115.1	183.1	261.0	519.7
	OECD 기준	21.8	65.3	100.0	142.8	276.8
	최저생계비	17.8	49.3	74.2	105.5	208.2

주: 1) 원소득: 가구균등화지수로 조정되지 않은 원래의 가구소득.

2) OECD 기준: OECD 기준의 가구균등화지수로 조정된 가구소득.

3) 최저생계비: 최저생계비 기준의 가구균등화지수로 조정된 가구소득.

도 108.3만원, 6차년도 115.1만원으로 조사되어 상당수의 가구들이 빈곤 상태에 있거나 빈곤의 주변에서 열악한 생활을 하고 있을 위험성이 있다.

다. 생활비를 감안한 빈곤가구의 규모

빈곤 여부와 관련되어 소득이 없거나 낮더라도 일정 규모 이상의 자산을 소유하고 있거나 일정액 이상의 생활비를 지출하는 가구를 빈곤가구로 간주할 것인가에 의문이 있다. 예를 들어, 국민기초생활보장제도에

서는 소득이 최저생계비 이하인 가구라도 고정재산이 일정액(대도시 3,800만원, 중소도시 3,100만원, 농어촌 2,900만원) 이상인 경우에는 이들을 국민기초생활보장 대상자에서 제외하고 있다.⁴²⁾

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

여기에서는 상대빈곤의 개념과 일관성을 유지하도록 최저생계비 기준의 가구균등화지수로 조정된 생활비 분포의 중간치(median)의 50%를 상대빈곤의 기준으로 삼는다. 따라서 가구소득의 측면에서는 상대빈곤에 포함되더라도 가구균등화지수로 조정된 생활비가 중간치의 50%를 초과하면 빈곤가구가 아닌 것으로 판단한다.

<표 3-5>의 두 번째 열은 최저생계비 기준 가구균등화지수로 조정된 가구 생활비의 평균치와 표준편차를 보인다. 1차 조사에서 40.6만원이던 월평균 생활비는 6차 조사시 61.1만원으로 1차 조사보다 50.5%가 상승하였다.⁴³⁾ 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. 이 기준을 적용하였을 때 빈곤가구의 비중은 7.4~8.2%의 범위에서 소폭의 등락을 거듭하였다.

42) 2003년 『한국노동패널조사』에서 국민기초생활보장의 보호대상 가구는 4,592가구의 2.46%인 113가구로 가구원수 기준으로는 1.8%에 달한다. 2004년도 국민기초생활보장 수급자가 전 인구의 2.85%(135.9만 명)인 것을 감안할 때 한국노동패널조사가 저소득층을 과대 계상하고 있다고 말하기 어렵다.

43) 1998~2002년 사이에 소비자물가지수는 97.0에서 106.9로 10.2%가 증가하였다. 같은 기간 동안 생활비가 50.5% 상승하였다는 사실은 생활수준의 향상이 이루어졌다는 것을 의미한다.

〈표 3-5〉 생활비를 감안한 빈곤 규모 : 최저생계비 가구균등화지수 적용

(단위: 만원, %)

조사 연도	평균생활비 ¹⁾	생활비가 중간값의 50%인 가구 비중 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) ()안의 값은 표준편차임.

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

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

라. 빈곤가구의 특성

지금까지의 분석 결과는 생활비(또는 소비) 기준인지 아니면 소득 기준인지에 따라 빈곤가구의 비중이 크게 차이가 있음을 보여주고 있다. 따라서 생계비 기준 빈곤가구와 소득 기준 빈곤가구 사이에 어떤 차이가 있는지를 살펴보는 것도 의미가 있다. <표 3-6>은 2003년도 조사 결과를 사용하여 가구를 '① 비빈곤', '② 소득 기준 빈곤이나 생활비 기준 비빈곤', '③ 소득 기준과 생활비 기준 모두 빈곤'의 세 그룹으로 분류하고 이들 셋 사이에 어떤 차이가 있는가를 나타낸다.

먼저 그룹 ③은 그룹 ②에 비해 가구주가 여성이고 나이가 많으며, 학력이 낮을 가능성이 높은 것으로 나타나고 있다. 다음으로 가구원수도 그룹 ③이 다른 그룹에 비해 적어 가구원수가 적을수록 생활비 기준으로도 빈곤에 빠질 위험성이 높은 것으로 추론된다. 가구의 총소득과 근로소득, 자산소득도 그룹 ③은 그룹 ②에 보다 적게 조사되고 있지만 이 전소득만은 반대로 그룹 ③이 그룹 ②보다 많다. 생활비 기준 빈곤가구는 소득의 3분의 1 이상을 이전소득에 의존하고 있는 것으로 조사되었

〈표 3-6〉 2003년 빈곤가구의 특성 : 최저생계비 균등화지수 적용¹⁾

(단위: %, 만원, 명)

분 류	그룹 ① 비빈곤가구 ²⁾	그룹 ② 소득기준 빈곤 생활비 기준 비빈곤	그룹 ③ 소득기준 빈곤 생활비 기준 빈곤
가구주 성별			
남 성	86.9	69.3	60.3
여 성	13.1	30.7	39.7
가구주 연령	47.11(12.61)	54.25(15.46)	62.54(15.42)
가구주 교육기간	11.75(3.96)	9.19(4.73)	6.29(5.16)
가구원수	3.43(1.26)	2.67(1.38)	2.62(1.44)
가구소득			
총 소 득	269.3(233.1)	42.9(34.5)	34.5(27.0)
근로소득	233.7(163.6)	32.9(37.5)	20.3(28.6)
자산소득	16.5(98.1)	2.0(9.4)	1.4(7.1)
이전소득	19.1(126.3)	8.0(14.9)	12.8(15.3)
최저생계비 균등화 소득 ³⁾	110.5(92.4)	19.8(13.0)	17.0(9.9)
자산			
총 자 산	16,751(30,468)	9,869(20,086)	4,056(6,045)
부동산자산	15,059(29,801)	8,848(17,721)	3,939(5,950)
금융자산	2,643(5,652)	2,648(7,058)	496(993)
부채	5,095(13,710)	6,110(18,951)	2,579(4,475)
가구내 취업자수	1.49(0.85)	0.82(0.80)	0.56(0.71)
가구형태			
미취업가구	7.90	39.38	58.10
임금근로자 가구	55.21	34.23	22.54
자영업가구	21.30	21.44	16.83
임금/자영 혼합	15.59	4.95	2.54
거주형태			
자 가	61.95	51.16	54.72
전 세	25.45	23.60	17.50
월 세	7.41	16.67	15.83
기 타	5.19	8.58	11.94
가계부담을 느끼는 비율 ⁴⁾			
식 비	16.52	32.01	40.56
의 료 비	6.58	15.84	25.28
교 육 비	29.37	18.98	7.78
주 거 비	10.64	24.75	31.39
빚(채무)의 상황	26.86	24.09	21.39

주: 1) () 안의 값은 표준편차.

2) 비빈곤가구는 최저생계비 기준 균등화지수를 적용한 가구소득이 비빈곤 상태인 가구.

3) 최저생계비 기준 균등화지수를 적용한 가구의 총소득.

4) 각각의 항목에 대하여 가계지출 부담을 느끼는 가구들의 비율(%).

다. 이에 대해 그룹 ②는 소득의 대부분인 76.5%를 근로소득에 의존하고 있다.

자산 및 부채에서 그룹 ②와 그룹 ③은 커다란 차이를 보이고 있다. 그룹 ②의 총자산은 평균 9,869만원으로 그룹 ③ 4,056만원의 2.4배에 달하고 있다. 특히 금융자산의 격차가 커 그룹 ②의 금융자산이 평균 2,648만원인 것에 비해 그룹 ③은 496만원에 지나지 않는다. 이러한 결과는 자산 규모가 가구의 소비에 상당한 영향을 미치고 있으며, 소득이 낮더라도 자산이 많은 가구들은 빈곤선 이상의 소비 수준을 유지하고 있음을 보여준다. 자산이 적은 생활비 기준 빈곤가구는 부채도 다른 집단에 비해 매우 적은 것으로 나타났다.

가구내 취업자수는 그룹 ②가 0.82명인 것에 반해 그룹 ③은 0.56명으로 조사되었다. 가구형태에 있어서도 그룹 ②의 경우 60.62%가 가구 내에 취업자가 있는 취업가구이지만 그룹 ③은 58.1%가 미취업가구이고 취업자가 있더라도 상대적으로 자영업가구의 비중이 높은 특징을 지니고 있다. 이러한 결과는 자영업가구의 경우 소득 기준뿐만이 아니라 생활비(또는 소비) 기준으로도 빈곤의 위험성이 임금근로가구에 비해 상대적으로 높다는 점과 더불어 자영업 부문에 대한 정책적 관심의 필요성을 제시한다.

생계에 부담을 느끼는 부문에 대해서도 그룹 ②와 그룹 ③은 차이를 보이고 있다. <표 3-6>의 가장 아래 부문에서 그룹 ②가 교육비 및 빚(채무)의 원리금 상환에 큰 부담을 느끼고 있는 것에 비해 그룹 ③은 식비와 의료비, 그리고 주거비에 많은 부담을 느끼고 있었다. 이러한 결과는 생계비 기준 빈곤가구의 대부분이 고령가구로서 자녀가 없거나 독립하여 교육비 지출의 필요성을 느끼지 못한 반면, 소득 및 자산이 적어 삶을 위한 최소한의 소비 수준도 지탱하고 있지 못함을 의미한다.

4. 근로빈곤(working poor)가구의 규모

위에서 『한국노동패널조사』의 한계로 조사 시점과 가구소득의 파악 시점이 다른 점을 지적하였다. 1999년의 2차 조사 때부터 한국노동패널 조사는 지난해 1년 동안의 소득을 조사하였다. 예를 들어, 2003년의 조

사는 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.⁴⁴⁾

근로빈곤가구의⁴⁵⁾ 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.⁴⁶⁾ 이러한 접근방법으로 인해 분석 기간은 2001~2003년까지의 3개년으로 제약된다.

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 3-7>은 빈곤가구 중 근로빈곤가구의 비중을 보여주고 있다. 빈곤가구의 여부를 판단하기 위해 어떤 기준을 사용하는가에 따라 근로빈곤가구의 비중은 차이가 난다. <표 3-7>에서 2003년의 생활비 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%,

44) 소득 기준을 조사 시점 기준 지난 1개월간의 소득으로 전환하였을 때의 빈곤가구 비중은 아래의 표와 같으며, 지난해 1년 동안의 소득을 기준으로 한 빈곤가구 비중보다 전반적으로 낮다.

	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

45) 여기에서는 취업자가 있는 가구를 ‘일하는 가구’, 취업자가 있으면서 빈곤한 가구를 ‘근로빈곤가구’로 정의한다.

46) 이 경우 빈곤 여부의 판단시점은 조사시점이 된다. 따라서 앞에서 지난해 1년 동안의 소득을 기준으로 빈곤 여부를 판단하였을 경우와 판단시점에서 커다란 차이가 있다.

〈표 3-7〉 빈곤가구 중 근로빈곤가구의 비중

(단위: %)

조사 연도	소득 기준 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

2003년 58.7%로 가구원의 취업 여부보다는 일자리의 질이 빈곤 여부에 중요한 요인임을 시사한다.

소득을 기준으로 빈곤 여부를 판단할 경우 “최저생계비와 OECD의 가구균등화지수의 둘 중 어떤 것을 사용하는가?”에 따라 근로빈곤의 비중 차이가 크지 않다. 그러나 생활비를 감안하였을 경우에는 근로빈곤 가구의 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 빈곤가구의 비중은 <표 3-8>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 보이지 않는다. 그러나 생활비를 감안한 근로빈곤 가구의 비중은 큰 폭으로 감소한다. 가구소득과 생활비 모두 중간치의 50%에 미달하는 근로빈곤가구의 비중은 2003년 4.2%에 불과하다. 이러한 결과는 취업가구의 대부분이 소득이 없거나 빈곤선 이하의 낮은 소득을 얻더라도 일정 수준의 생활수준을 유지하고 있다는 것을 말한다.

〈표 3-8〉 취업가구 중 근로빈곤가구의 비중

(단위: %)

조사 연도	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

제4절 근로빈곤가구의 특성과 변화

1. 근로빈곤가구의 특성

여기서는 근로빈곤가구를 대상으로 그 특성이 무엇인지를 논의하기로 한다. 앞의 빈곤 규모 분석에서 OECD 가구균등화지수의 빈곤 규모와 최저생계비 기준 가구균등화지수의 빈곤 규모가 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 ‘소비 기준 빈곤’으로 정의한다.⁴⁷⁾

〈표 3-9〉는 취업가구만을 대상으로 가구 또는 가구주의 특성에 따라 빈곤율이 어떻게 변화하는지를 보여주고 있다. 먼저 가구주의 성별에 따라서는 여성 가장의 경우 빈곤에 빠질 위험성이 남성 가장에 비해 상대적으로 높다. 소득 기준으로 2003년도 6차 조사에서 여성 가장 가구는 가구주가 취업하고 있더라도 19.4%가 빈곤상태이다. 이에 반해, 남

47) 마찬가지로, 최저생계비 기준의 가구균등화지수를 적용하였을 경우에는 ‘소득 기준’으로, 생활비를 감안하였을 경우에는 ‘소비기준’으로 서술한다.

성 가장 가구는 가구주가 취업하고 있을 경우 12.3%만이 빈곤선 이하의 소득을 얻고 있다. 이러한 현상은 세 번의 조사에 걸쳐 지속적으로 관찰되고 있으며, 소비 기준으로도 동일한 결과를 보인다.

소득 기준으로 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 소비 기준 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 가능성이 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 소득 기준으로 4.0% 미만, 소비 기준으로 0.6%를 넘지 않는다. 이러한 사실은 고학력 근로가구의 경우 고소득을 올리고 있거나 그렇지 않더라도 빈곤선 이상의 생활수준을 유지하고 있다는 점을 시사한다.

가구원수에 따라 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 나타내고 있다. 1인 가구의 빈곤율은 예상보다 그렇게 높지 않다. 가구의 취업자수와 빈곤율과의 관계는 예상한 바대로 취업자수가 많을수록 빈곤의 위험도 낮아지고 있다.

거주지역별로는 서울의 빈곤율이 가장 낮은 편이어서 2001년도 취업자가 있는 서울지역 가구의 7.6%만이 빈곤상태에 처하여 있으며, 인

〈표 3-9〉 취업가구 중 빈곤가구의 비중

	최저생계비 기준의 가구균등화지수 적용 빈곤가구 : 소득 기준			생활비 감안 빈곤가구 : 소비 기준		
	2001년	2002년	2003년	2001년	2002년	2003년
가구의 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
가구의 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
가구의 교육수준						
초등졸 이하	26.5	25.9	28.9	12.2	11.9	13.9
중 졸	16.3	15.8	18.5	5.4	5.8	5.4
고 졸	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
가구의 원수						
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						
자 가	12.7	13.6	12.7	4.4	4.5	4.3
전 세	9.2	10.1	9.3	2.4	2.5	2.0
월 세·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

천·경기·강원 지역의 순으로 빈곤율이 높아진다.⁴⁸⁾ 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 평균 소득 및 분포를 분석하면 이러한 현상이 이들 지역의 평균 소득이 낮다는 사실을 반영하고 있는 것으로 여겨진다.⁴⁹⁾

다음으로 근로빈곤 상태에 놓여 있는 취업가구들의 인구학적 특성을 분석하면 <표 3-10>과 같다. 성별을 기준으로 볼 때, 여성 가장 가구가 빈곤가구의 20% 가까이를 차지한다. 취업가구 중 여성 가장 가구의 비중이 2003년도 13.1%인 것을 감안할 때 여성 가장 가구의 빈곤 문제가 상대적으로 심각하다. 그렇지만 취업가구와 미취업가구를 모두 포괄하여 분포를 살펴보면 빈곤가구의 34.1%(2003년)가 여성 가장 가구이다. 이는 여성 가장 가구라고 할지라도 취업자가 있으면 빈곤에서 벗어날 확률이 높다는 점을 시사한다.

빈곤가구는 60세 이상의 가구주 세대에 집중되어 있다. <표 3-10>처럼 빈곤가구의 35.1~37.9%가 가구주 연령 60세 이상인 가구이다. 또한 가구주 연령이 40대인 빈곤가구의 숫자도 상당한 규모여서 2003년도 조사에서 빈곤가구의 31.3%가 40대 가구주인 것으로 나타났다. 학력별로는 소비 기준 초등학교 졸업 이하의 저학력 가구에 빈곤가구의 절반 이상이 집중되어 있으며, 또한 빈곤가구의 60% 이상이 취업자가 1명인 가구이다.

48) 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.

49) 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 3-10> 근로빈곤가구의 인구학적 분포

	소득 기준			소비 기준		
	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
중 졸	22.4	20.3	20.7	22.6	23.2	19.0
고 졸	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

<부표 3-2>는 전체 빈곤가구 중에서 취업자가 없는 미취업가구의 인구학적 분포를 보이고 있다. 가구주의 성별로는 남성과 여성의 비중이 비슷하지만 가구주의 연령대별로는 60세 이상이 전체 미취업 빈곤가구의 대부분을 차지한다. 교육수준에 따라서도 가구주가 초등졸 이하인 가구가 3분의 2 정도를 점유하며, 1~2인 가구가 가장 많아 2003년의 경우 빈곤가구의 74.1%(소득 기준)를 차지하고 있다.

2. 근로빈곤의 동태적 변화

근로빈곤의 동태적 변화를 파악하고 시계열적 일관성을⁵⁰⁾ 유지하기 위해, 여기에서는 2001~2003년의 기간 동안 모두 응답하였을 뿐만 아니라 3년 내내 취업자가 있었던 가구만을 분석 대상으로 삼는다.

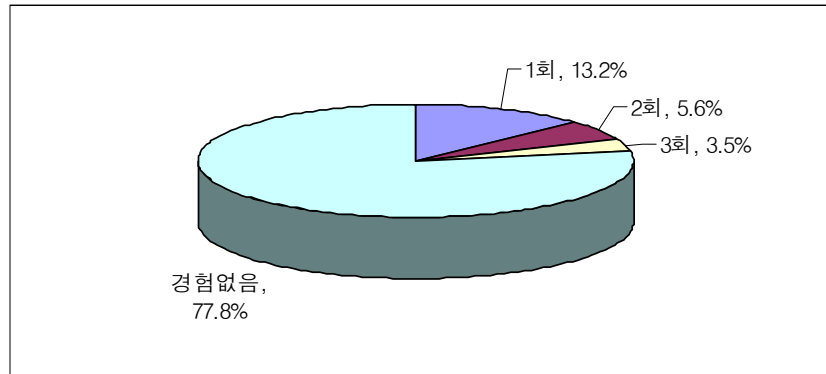
이 때 대상 가구의 숫자는 2,902가구이다. 외환위기 이후 우리나라 빈곤의 중요한 특징 중의 하나는 장기간 지속적으로 빈곤상태에 놓여 있는 가구의 비중이 낮다는 점이다(김재호, 2004).⁵¹⁾ [그림 3-2]와 같이 3년 내내 취업가구를 대상으로 빈곤 횟수의 분포를 살펴보면 소득 기준으로 1회 이상 빈곤상태에 있었던 가구는 22.2%인 645 가구로 나타났다. 1회만 빈곤이었던 가구는 13.2%, 2회 빈곤가구는 5.6%, 그리고 3회 모두 빈곤가구는 3.5%이다.

분석 기간 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.

50) 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 과대 평가될 위험성이 있다.

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

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



그러나 소비 기준으로는 취업가구의 7.4%만이 적어도 1회 이상 빈곤 상태에 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 3-11>~<표 3-14>에 나타난 바와 같이 전년도 조사에서 빈곤 상태에 놓여 있었던 취업가구의 48.3~61.5%가 다음해에 빈곤을 벗어나고 있다. 특히 소비 기준의 근로빈곤탈출률이 소득 기준의 근로빈곤탈출률보다 높다. 반대로 소득 기준으로는 전년도 조사에서 비빈곤 상태이었던 일하는 가구의 6.3~6.6% 정도가 다음해에 빈곤으로 진입하는 반면, 소비를 기준으로 할 경우에는 그 비율이 1.8~2.1%로 낮아지고 있다.

<표 3-11> 빈곤의 진입과 탈출: 2001~2002년: 소득 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 3-12> 빈곤의 진입과 탈출: 2002~2003년: 소득 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

<표 3-13> 빈곤의 진입과 탈출: 2001~2002년: 소비(생활비) 기준

(단위: %)

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

<표 3-14> 빈곤의 진입과 탈출: 2002~2003년: 소비(생활비) 기준

(단위: %)

		6차 조사(2003년)	
		빈곤(103가구)	비빈곤(2,673가구)
5차 조사 (2002년)	빈곤(95가구)	49.5	50.5
	비빈곤(2,673가구)	2.1	97.9

빈곤에서 탈출한 가구의 절반 이상은 최저생계비 기준의 가구균등화 지수로 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, 벗어난 가구의 최저생계비 기준 가구균등화 소득은 월평균 66.4만원으로 나타났다. 그러나 탈출한 가구의 38.5%는 소득 1분위에 머물러 있었고, 32.2%는 소득 2분위에 머물렀으며, 소득 4분위 이상으로 이동한 가구는

〈표 3-15〉 근로빈곤의 진입·탈출과 가구소득

(단위: 만원, %)

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

주: () 안의 값은 해당되는 가구의 숫자임.

16.8%에 그치고 있다. 또한 2001년도에 빈곤상태가 아닌 일하는 가구의 6.3%인 153가구가 다음해인 2002년에 빈곤으로 진입하였다. 새로 근로 빈곤 상태로 진입한 가구의 균등화 소득은 월평균 27.4만원으로 이들 모두 1분위에 속하였던 것으로 조사되었다.

이상의 분석 결과를 정리하면 첫째, 최저생계비 기준으로 분석 기간 내내 일하는 가구일지라도 이들의 9% 정도는 2년 이상의 지속적이거나 반복적 빈곤을 겪을 위험성에 처하여 있다. 둘째, 일하는 가구의 경우도 빈곤으로의 진입과 탈출이 상당한 규모이며, 이들의 대부분은 노동시장의 취약계층일 가능성이 높다.

제5절 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 위험확률이 얼마나 되는지를 알아보기 위해 정태분석을

한다.

먼저 모형 1에서는 2001~2003년 사이에 최저생계비 기준 가구균등화지수로 조정된 가구소득을 기준으로 빈곤상태에 빠지게 될 요인을 추정하고 있다.⁵²⁾ 매 해 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, 가구 자산의 로그값, 취업자수, 가구 취업형태, 거주형태, 거주지역을 사용하였다. 추가적으로 조사 연도에 따라 빈곤 위험성의 차이가 있는지를 파악하기 위하여 연도별 가변수(dummy variable)를 설명변수에 포함하였다.⁵³⁾

추정 결과는 <표 3-16>의 두 번째 열에 나타나 있으며, 가구주의 성별은 근로빈곤의 위험성에 별다른 영향을 미치지 못하는 것으로 추정되었다. 분석 대상을 취업과 미취업의 모든 가구로 확대하였을 경우에는 남성 가구주의 가구가 빈곤 위험성이 낮게 나타난다. 이는 가구주가 여성이라도 가구 내에 취업자가 있으면 빈곤에서 벗어날 확률이 남성 가구에 비해 낮지 않다는 점을 시사한다.⁵⁴⁾

연령에 따라서는 가구주의 연령이 많을수록 빈곤 위험성이 높고, 학력별로는 다른 연구 결과와 마찬가지로 교육기간이 길수록 근로빈곤의 위험성이 낮다. 또한 가구원수가 많을수록 빈곤 위험성이 높게 나타나고 있다. 이러한 결과는 취업자수에 대한 회귀계수의 추정치가 -0.8939로 1% 수준에서 유의하다는 추정 결과와 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 임금근

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

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

54) 여기에서의 가구주는 가구경제에 가장 커다란 기여를 하는 경제적 가구주의 개념이 아니라 인구학적 가구주임을 다시 한번 강조한다.

로자가 동시에 있는 혼합가구의 경우 빈곤 위험성이 높은 현상도 주목되어야 할 결과이다. 2001~2003년의 기간을 종합적으로 살펴보면 자영업가구의 근로빈곤 위험성은 21.1%로 임금근로가구의 10.7%의 두 배에 달한다.⁵⁵⁾ 이는 자영업자의 소득불평등도가 크고 자영업자들의 상당수가 경영난에 봉착하여 있다는 다른 연구 결과들과 연결된다.⁵⁶⁾ 거주형태에 대해서는 자가 거주를 기준으로 전세는 빈곤 위험성의 차이가 없으나 월세 및 기타는 빈곤 위험성이 상대적으로 높게 추정되고 있다.

거주지역에 대해서는 인천·경기·강원과 부산·울산·경남 지역을 제외한 대부분의 지역에서 근로빈곤확률이 서울보다 높게 나타나고 있다. 대구·경북, 대전·충청, 광주·전라 지역에 빈곤가구의 비중이 상대적으로 높더라도 생활비가 다른 지역보다 저렴하다면 가구가 실제로 느끼는 체감 빈곤도는 다른 지역과 비슷할 가능성이 지적되어야 한다. 또한 조사 연도에 따라 빈곤 위험성의 차이가 있는지를 추정한 결과 2002년의 경우 10%의 유의수준에서 전년도에 비해 근로빈곤의 위험성이 높아졌을 가능성이 제기된다. 이러한 추정 결과는 앞의 기초분석 결과와 거의 일치한다.

<표 3-16>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 최저생계비 기준의 추정과 동일하고 종속변수의 형태도 똑같다. 추정 결과의 대부분은 최저생계비 기준의 추정 결과와 유사하나 다음의 몇 가지에서 차이가 있다.

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

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

56) 자영업자의 실태에 관한 연구로 금재호 외(2003)가 있다.

〈표 3-16〉 근로빈곤의 정태적 결정요인 (2001~2003년) : 로짓추정

	근로빈곤의 기준	
	모형 1: 소득 기준 - 최저생계비 기준 가구균등화지수 적용 근로빈곤	모형 2: 소비 기준 - 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(임금 가구 기준)		
자영업가구	0.7393(0.000)	0.5505(0.000)
임금/자영업 혼합 가구	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 χ^2	1342.87	773.2
Pseudo R ²	0.1852	0.2428

주: ()안의 값은 $p > |z|$ 값임.

이는 가구원에 임금근로자가 있을 경우 빈곤 수준 이상의 생활수준을 유지하게 된다는 점을 시사한다. 2002년과 2003년의 연도 더미의 회귀

계수 추정치가 최저생계비의 추정치에 비해 크게 낮아진 것도 관심을 끈다. 이러한 결과는 소득 기준으로 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 있는가를 취업자 개인의 측면에서 살펴해보도록 한다. 먼저 일하는 가구를 크게 빈곤가구와 비빈곤가구로 구분하고 빈곤가구에 속한 취업자와 비빈곤가구에 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.⁵⁷⁾

분석을 용이하게 하기 위하여 『한국노동패널조사』의 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 인적자본 변수, 그리고 고용형태를 파악하기 위해 자영업 여부, 임시·일용직 여부와 산업 및 직종 더미를 사용하였다. 더불어 농림수산업 종사자는 분석 대상에서 제외하였다.

추정 결과는 <표 3-17>에 나타나 있다. 추정 결과 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 추정 결과는 상

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

〈표 3-17〉 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 조직원	0.0263	0.883
관찰치수	5,325	
LR χ^2	255.18	
Pseudo R ²	0.0817	

주: 추정에서 농림수산업 종사자는 제외하였음.

식과 일치하며, 이혼/사별/별거 중인 취업자들이 미숙련근로자이거나 여성, 고령자로 노동시장의 취약계층이라는 점과 상응한다.

인적자본도 취업자가 빈곤가구에 속할 위험도에 커다란 영향을 미치는 것으로 여겨진다. 교육수준이 높을수록, 현 직장의 취업 경험이 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 추정계수 값은 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 사실로서 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 빈곤가

구에 속할 위험성이 낮아진다. 이러한 추정 결과는 거꾸로 판매직이나 기능원 및 조직원, 단순노무직 종사자들의 빈곤 위험성이 상대적으로 높다는 것을 의미한다.⁵⁸⁾

3. 근로빈곤의 동태적 이행 분석

『한국노동패널조사』는 빈곤에의 진입과 탈출에 관련된 정보를 제공하고 있다. <표 3-11>과 같이 2001년에 취업자가 있으면서 빈곤 상태에 놓여 있었던 가구의 48.5%는 다음 해인 2002년에 빈곤을 벗어난 반면, 2001년에 빈곤이 아니었던 일하는 가구의 6.3%는 다음 해에 빈곤으로 진입하여 활발한 동태적 이행 과정을 보여준다. 이러한 이행 과정에 영향을 미치는 요인들이 무엇인가를 종합적으로 파악하기 위해 여기에서는 2001~2003년의 3개 연도 자료를 활용하여 단순 로짓추정을 실시하였다.⁵⁹⁾

2001년의 경우 취업자가 있는 일하는 비빈곤가구만을 대상으로 다음 해에 빈곤으로 이동할 가능성을 평가하기 위해 가구주의 인구학적 특성과 더불어 두 조사시점 사이의 변화를 평가하기 위해 ‘가구원수의 변화’⁶⁰⁾, ‘가구 자산의 변화’, ‘가구 취업자수의 변화’, ‘가구 고용형태의 변화’의 네 가지 지표를 설명변수로 삼았다. 이 때 가구주의 인구학적 특성은 시작 연도의 값을 사용한다. 종속변수는 기준 연도(2001년과 2002

58) 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. 자세한 추정 결과는 <부표 3-2>에 나타나 있다.

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

60) 이외에도 인구학적 변화로 가구주의 변화, 교육수준의 변화, 거주지역의 변화 등이 있을 것이다. 그러나 이러한 변화가 발생한 가구는 매우 적어 추정 결과에 영향을 미치지 못할 것으로 판단되었다. 또한 가구원수의 증감 원인에 대해서도 분가, 출산, 사망, 결혼 등의 다양한 사유가 있지만 추정모형에서는 이에 대한 고려를 하지 않았다.

년)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 3-18>에 나타나 있으며, 두 번째 열은 최저생계비를 적용한 소득기준의 빈곤 개념을 사용하였을 때의 결과이고, 세 번째 열은 생활비를 감안한 소비기준의 빈곤 개념을 사용하였을 때의 결과이다. 두 번째 열에서 가구주의 성별, 거주 형태를 제외한 대부분의 변수들이 빈곤진입확률과 관련을 지니는 것으로 추정되었다. 먼저, 가구주의 연령이 높거나 학력이 낮을 때 빈곤 진입의 위험성이 높아진다. 지역적으로는 서울을 기준으로 할 때 대구·경북과 광주·전라 지역에서 빈곤진입확률이 높다.

가구원수의 변화도 빈곤진입확률에 영향을 주어 다른 조건이 동일할 경우 가구원수의 증가는 빈곤 진입의 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.⁶¹⁾

<표 3-18>의 세 번째 열은 빈곤 기준을 강화하여 생활비까지 감안한 소비 기준의 추정 결과이다. 소득 기준을 적용하였을 경우와 비교하여 몇 가지의 차이가 발견된다. 가구원수가 증가하거나 자산규모가 감소하면, 그리고 취업가구에서 미취업가구로 이동할 경우 빈곤으로의 진입 위험성이 높아지는 것은 동일한 추정 결과이나 취업자수의 증가와 가구 고용형태의 회귀계수 추정치가 통계적으로 유의하지 못한 점이 주요한 차이로 나타났다.

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

〈표 3-18〉 빈곤 진입의 동태적 결정요인 (2001~2003): 로짓추정

	1: 비빈곤가구 → 빈곤가구	
	소득 기준: 최저생계비 가구균등화 지수의 빈곤	소비 기준: 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)
자영 가구 → 혼합 가구	0.5523(0.138)	-
혼합 가구 → 자영 가구	1.0120(0.000)	0.6779(0.183)
관찰 연도 더미(1: 2002)	0.0013(0.991)	0.0317(0.868)
관찰치수	4,965	5,277
LR χ^2	344.06	204.42
Pseudo R ²	0.1297	0.1718

주: ()안의 값은 $P > |z|$ 임.

다음 단계로 <표 3-19>는 기준 연도(2001년과 2002년)에 빈곤 상태에 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 빈곤탈출확률이 높아지는 것으로 나타났다. 거주지역별로 서울을 기준으로 인천·경기·강원 지역을 제외한 모든 지역에서 빈곤탈출확률이 낮아, 서울의 경우 빈곤에서 벗어날 수 있는 소득 기회가 다른 지역보다 많을 가능성을 제시한다.

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 소비 기준의 빈곤 정의를 적용하여 빈곤탈출확률을 추정한 결과는 <표 3-19>의 마지막 열에 나타나 있다. 소득 기준을 사용하였을 때의 추정 결과와 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·탈출 확률이 달라짐을 보여준다. 상대적 빈곤가구의 절반 이상이 취업자가 있는 일하는 가구이고 이들의 경우 빈곤에서의 탈출이 매우 활발하다. 특히, 가구주의 학력수준이 높거나 가구내 취업자수가 많을 때 근로빈곤의 위험성도 적을 뿐만 아니라 빈곤에 빠져도 쉽게 벗어나는 것으로 판단된다.

직업별로는 임금근로자가구보다 자영업자가구에서 근로빈곤(working poor)의 비중이 높은 것으로 추정되고 있는데 이는 향후 정부의 빈곤·고용대책에 자영업자도 포함시켜야 함을 시사한다.⁶²⁾

62) 자영업자의 빈곤 위험성이 높은 것은 이들의 상당수가 가구소득을 영(0)으로 보고하였기 때문이다. 자영업자의 소득은 자영업에 투자한 자산에 대한 기회비

용까지 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 것 인지는 의문이다.

〈표 3-19〉 빈곤 탈출의 동태적 결정요인 (2001~2003): 로짓추정

	1: 근로빈곤가구 → 비빈곤가구	
	소득 기준: 최저생계비 가구균등화 지수의 빈곤	소비 기준: 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 더미서울 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)
관찰치수	681	207
LR χ^2	92.27	41.23
Pseudo R ²	0.098	0.145

주: ()안의 값은 P>|z|임.

제6절 소결

본 연구에서는 『한국노동패널조사』의 제1차~제6차년도의 자료를 이용하여 우리나라 도시지역 가구 및 개인들의 빈곤 규모와 그 특성을 분석하였다. 특히, 분석의 초점을 근로빈곤가구(working poor)에 맞추어 이들의 규모 및 특성, 그리고 동태적 이행 과정을 분석하였다.

여기에서는 세 가지의 빈곤 개념을 사용하였다. 먼저, OECD의 가구 균등화지수로 조정된 가구소득이 중간값의 50%에 미치지 못하는 가구를 빈곤가구로 정의하였다. 둘째, 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 경기변동에도 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 분석 결과를 보면 외환위기가 경과한 지 6년이 지났는데 소득불평등도의 개선은 미흡하였으므로 소득분배의 구조적 변화가 발생하였을 가능성이 높다.⁶³⁾

둘째, 전체 빈곤가구의 절반 이상이 근로빈곤가구이며, 취업자가 있는 일하는 가구의 상당수는 빈곤 상태에 놓여 있다는 것이다. OECD 기준의 빈곤 기준을 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

63) 2002년까지 안정적이던 『도시가계조사』의 지니계수는 2003년 0.306으로 낮아졌다. 그러나 이러한 변화가 일시적인지 아니면 새로운 추세인지는 명확하지 않다.

해결해 주는 것은 아니라 취업 그 자체보다는 일자리의 질이 중요하다는 정책적 시사점을 제시한다.

셋째, 빈곤의 진입과 탈출이 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 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 많을수록 근로빈곤의 위험성이 높아지는 추정 결과도 특징적이다.

다섯째, 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.

여섯째, 임금근로가구에 비해 자영업에 종사하는 가구와 임금/자영업 혼합가구의 근로빈곤 위험성이 높다. 근로자별로 분석하였을 때에서와 마찬가지로 임금근로자에 비해 자영업자의 근로빈곤 가능성이 상대적으로 높게 추정되었다. 특히, 자영업자는 임시·일용직에 비해서도 빈곤의 위험성이 높은 것으로 추정된다. 이는 향후 임금근로자뿐만 아니라 영세자영업자도 정부의 정책 대상에 포함시켜야 함을 시사한다.

일곱째, 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.

여덟째, 산업별로는 제조업을 기준으로 부동산, 임대 및 사업서비스업, 교육서비스업, 보건 및 사회복지사업, 기타 공공, 사회 및 개인서비스업 등에 종사할 때 빈곤가구에 속할 위험성이 높다. 또한 직종별로

는 판매직이나 기능원 및 조직원, 단순노무직 종사자들의 빈곤 위험성이 상대적으로 높다.

아홉째, 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 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 빈곤 상태로 재진입할 가능성이 높은 취약계층이다. 이들을 위해서는 먼저 빈곤 취약계층의 능력개발과 좋은 일자리의 창출이 중요하다. 특히 좋은 일자리의 창출은 고용 문제의 해결을 위해서뿐만 아니라 소득불평등의 완화를 위해서도 중요하다.

둘째로는 자영업가구에 대한 정책적 관심의 제고가 요구된다. 자영업이 집중되어 있는 서비스산업의 생산성은 제조업에 비해 낮고 구조조정의 과정에 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 사회복지지원책의 마련이다. 빈곤에 대해 가장 엄격한 기준을 적용하였을 때에도 전체 가구의 7~8% 정도가 빈곤가구이며, 취업가구의 4.0% 정도가 근로빈곤 상태에 놓여 있다. 현재의 기초생활보장제도에서는 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 조사 시점을 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 빈곤 여부를 정확하게 판정할 수 있는가의 어려움이다. 두 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.

부 표

〈부표 3-1〉 조사 연도에 따른 가구의 특성¹⁾

(단위: %, 세, 년, 명)

	조사 연도		
	1차년도(1998) 원표본 가구	1~6차 모두 응답 가구	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
중 졸	15.0	16.3	14.8
고 졸	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

주: 1) 1차년도의 원표본 가구와 6개 연도 모두 응답한 가구들 사이에 특성 차이가 있는가를 파악하기 위하여 '가구주의 평균 연령', '교육기간', '가구원수'에 대해 t-검정을 실시한 결과 모두 1%의 유의 수준에서 통계적 특성 차이가 있는 것으로 나타났음.

〈부표 3-2〉 미취업 빈곤가구의 특성

	소득 기준 빈곤가구			소비 기준 빈곤가구		
	2001년	2002년	2003년	2001년	2002년	2003년
가구주의 성별						
남 성	49.3	51.4	53.6	49.0	59.4	51.4
여 성	50.7	48.6	46.4	51.0	40.6	48.6
가구주의 연령						
30세 미만	1.8	0.4	1.7	1.9	0.0	2.2
30~39세	3.6	1.6	3.4	2.9	1.6	3.3
40~49세	6.8	5.7	5.1	5.8	3.9	5.5
50~59세	9.5	8.2	7.4	5.8	7.0	3.8
60세 이상	78.3	84.1	82.3	83.7	87.5	85.3
가구주 교육수준						
초등졸 이하	64.7	66.9	61.0	72.1	7.19	63.9
중 졸	14.0	11.4	14.0	12.5	10.2	16.4
고 졸	14.0	16.3	17.1	11.5	14.1	15.3
전문대졸	0.9	0.4	0.6	3.9	0.0	0.6
대졸 이상	6.3	4.9	7.4	0.0	3.9	3.8
가구원수						
1인	34.4	39.4	38.5	39.4	31.3	37.2
2인	37.6	39.8	35.6	30.8	43.8	32.8
3인	14.0	13.8	16.2	12.5	17.2	19.1
4인	8.1	3.7	5.4	11.5	3.9	5.5
5인 이상	5.9	3.3	4.3	5.8	3.9	5.5
거주형태						
자 가	60.6	64.1	62.4	53.9	61.4	57.4
전 세	24.0	19.8	18.8	31.7	21.3	19.1
월 세·기타	15.4	16.1	18.8	14.4	17.3	23.5
거주지역						
서울	21.3	17.9	18.2	13.5	15.6	14.8
인천·경기·강원	23.1	22.4	24.2	22.1	21.9	24.6
부산·경남·울산	20.8	21.5	16.2	21.2	21.1	16.9
대구·경북	9.1	12.6	12.6	10.6	13.3	14.2
대전·충청	8.1	8.9	10.3	11.5	10.2	12.6
광주·전라	17.7	16.7	18.5	21.2	18.0	16.9

〈부표 3-3〉 취업자의 빈곤 여부와 로짓(logit) 추정: 2002년

빈곤여부 판단 기준: 생활비 감안 가구소득	종속변수(1: 빈곤 0: 비빈곤)	
	추정계수값	P> z
상수항	-1.6649	0.067
성별(1: 남성 0: 여성)	-0.1600	0.634
연령	0.0002	0.990
결혼 상태(미혼 기준)		
기혼	-0.2992	0.506
이혼/사별/별거	0.1521	0.773
가구주 관계(가구주 기준)		
배우자	0.1122	0.771
자녀 및 기타	0.3447	0.364
교육수준(년)	-0.2166	0.000
현 직장 취업기간(SK)	-0.0427	0.282
SK의 제곱	-0.0002	0.876
생애 취업기간(GK)	-0.0371	0.181
GK의 제곱	0.0011	0.046
고용형태(상용직 기준)		
자영업(무급가족종사 포함)	0.5082	0.040
임시·일용	-0.2743	0.349
산업(제조업 기준)		
건설	0.5764	0.147
도소매, 음식숙박	0.8807	0.032
전기, 운수·통신, 금융보험	-0.0461	0.936
부동산, 사업서비스, 공공	0.7804	0.069
교육서비스 외	0.9499	0.015
직종(단순노무직 기준)		
관리자, (준)전문가	-0.5458	0.244
사무직	-0.4522	0.379
서비스직	-0.4020	0.286
판매직	0.2859	0.479
기능원 및 조직원	0.2858	0.400
관찰치수	5,315	
LR χ^2	173.75	
Pseudo R ²	0.1525	

주: 추정에서 농림수산업 종사자는 제외하였음.

〈부표 3-4〉 빈곤 진입의 동태적 결정요인 (2001~2003): 모든 가구 대상

	1: 비빈곤가구 → 빈곤가구	
	최저생계비 가구균등화 지수의 빈곤	생활비 감안 빈곤
상수항	-3.3830(0.000)	-5.5954(0.000)
가구주 성별(1: 남성 0: 여성)	0.0585(0.731)	-0.2292(0.257)
가구주 연령	0.0305(0.000)	0.0567(0.000)
가구주 교육기간(년)	-0.0996(0.000)	-0.1301(0.000)
거주형태(자가 기준)		
전세	0.1994(0.135)	0.5271(0.007)
월세 및 기타	0.9291(0.077)	0.2253(0.434)
거주지역 더미(서울 기준)		
인천·경기·강원	0.0958(0.556)	0.3773(0.138)
부산·울산·경남	-0.0599(0.726)	0.2378(0.368)
대구·경북	0.6076(0.002)	0.5878(0.042)
대전·충청	0.2384(0.282)	0.7440(0.020)
광주·전라	0.8500(0.000)	0.5397(0.066)
가구원수의 증가	0.3210(0.002)	0.4404(0.004)
자산의 증가	-0.0000(0.001)	-0.0000(0.039)
취업자수의 증가	-0.4158(0.000)	0.0313(0.840)
고용형태의 변화(불변 기준)		
취업가구 → 미취업가구	2.1265(0.000)	1.7412(0.000)
임금근로 → 자영/혼합	0.3662(0.208)	-0.6957(0.337)
자영/혼합 → 임금근로	0.4304(0.111)	0.2666(0.587)
자영가구 → 혼합가구	0.3798(0.306)	-
혼합가구 → 자영가구	1.0075(0.000)	0.5765(0.249)
관찰 연도 더미(1: 2002)	-0.0375(0.732)	-0.0974(0.548)
관찰치수	5,192	5,69
LR χ^2	392.21	306.86
Pseudo R ²	0.1338	0.1914

주: ()안의 값은 $P > |z|$ 임.

〈부표 3-5〉 빈곤 탈출의 동태적 결정요인 (2001~2003): 모든 가구 대상

	1: 근로빈곤가구 → 비빈곤가구	
	최저생계비 가구균등화 지수의 빈곤	생활비 감안 빈곤
상수항	0.6078(0.250)	1.0881(0.201)
가구주 성별(1: 남성 0: 여성)	0.1604(0.358)	-0.3637(0.180)
가구주 연령	-0.0206(0.001)	-0.0142(0.165)
가구주 교육기간(년)	0.0455(0.016)	0.0256(0.391)
거주형태(자가 기준)		
전세	-0.3428(0.051)	0.0897(0.760)
월세 및 기타	-0.7603(0.001)	-0.4223(0.255)
거주지역 더미(서울 기준)		
인천·경기·강원	-0.0469(0.838)	0.4609(0.252)
부산·울산·경남	-0.3845(0.113)	-0.4214(0.322)
대구·경북	-0.4502(0.082)	-0.2489(0.553)
대전·충청	-0.5168(0.074)	-0.3631(0.440)
광주·전라	-0.4810(0.051)	-0.4584(0.265)
가구원수의 증가	-0.3082(0.003)	-0.6277(0.003)
자산의 증가	0.0000(0.123)	0.0000(0.559)
취업자수의 증가	0.7446(0.000)	0.6279(0.050)
고용형태의 변화(불변 기준)		
취업가구 → 미취업가구	0.5908(0.127)	0.0238(0.971)
임금근로 → 자영/혼합	1.0176(0.062)	-0.0406(0.974)
자영/혼합 → 임금근로	0.6779(0.179)	0.8209(0.377)
자영가구 → 혼합가구	1.1731(0.019)	1.0874(0.215)
혼합가구 → 자영가구	0.7412(0.141)	-
관찰 연도 더미(1: 2002)	-0.1735(0.222)	-0.3340(0.158)
관찰치수	995	356
LR χ^2	140.92	48.69
Pseudo R ²	0.1053	0.0988

주: ()안의 값은 P>|z|임.

제4장

빈곤계층의 경제활동상태와 빈곤 탈출

제1절 머리말

빈곤 문제에 대한 사회적 우려가 확산되면서 빈곤 진입과 탈출의 동태적 추이와 그 결정 원인에 대한 분석이 최근 활발하게 이루어지고 있다. 특히 최근의 빈곤 연구는 노인 가구주 가구, 여성 가구주 가구 등 한계 계층의 절대적 빈곤만이 아니라 취업하더라도 빈곤 상태를 탈출하지 못하는 근로빈곤이라는 새로운 빈곤 문제로 확대되고 있다. 이러한 연구 주제의 심화는, 국민기초생활보장제도가 근로능력이 있는 빈곤계층을 수급 대상으로 포함함에 따라 근로능력이 있는 빈곤계층에 대한 적극적인 탈빈곤정책으로 노동시장정책의 중요성이 강조되고 있는 상황과도 밀접한 연관이 있다.

빈곤과 경제활동상태를 연관지어 분석한 국내의 주요 선행 연구는 다음과 같다.

구인회(2001)는 경제위기 직후 빈곤 문제를 경제활동상태와 연관지어 분석한 선구적인 연구로 평가된다. 그는 근로능력 있는 빈곤가구가 빈곤계층의 과반수를 차지한다는 점에서 근로능력이 없는 취약집단을 중심으로 한 경제위기 이전 시기의 빈곤 문제와 구별된다는 점을 밝히고 있다. 나아가, 빈곤 진입 및 탈출의 결정요인을 인구학적인 변화와 소득

관련 변화로 나누어, 위계적인 순서로 빈곤의 이행을 초래한 요인을 식별하는 동태적인 분석을 통해 근로소득의 변화가 빈곤 진입 및 탈출에 가장 큰 영향을 미치고 있으며, 근로소득 변화의 상당 부분은 실업 및 취업 여부로만 설명되지 않음을 규명하였다. 이는 취업만으로는 빈곤의 탈출이 어렵다는 것을 보여주는 중요한 분석 결과이다.

황덕순(2001)은 가구내 취업자수가 빈곤 여부의 결정이나 빈곤으로부터의 탈출, 빈곤 지속기간에 가장 중요한 영향을 미치고 있어, 경제활동 참여가 빈곤으로부터의 탈출을 촉진하는 중요한 수단임을 밝히고 있다. 또한 취업자 가운데서도 하위 숙련직종은 가구주가 무직인 경우보다 빈곤할 가능성이 더 높게 나타나, 취업의 질이 빈곤 탈출에 중요한 영향을 미치고 있음을 보여주고 있다.

이병희·정재호(2002)는 가구주가 무직인 경우 장기 빈곤을 경험할 가능성이 높으며, 일용생산직과 영세자영업자의 경우 노동력 상태의 빈번한 이동에 따라 반복적인 빈곤을 경험할 가능성이 높음을 보여주고 있다. 이는 미취업으로 인한 장기 빈곤 문제만이 아니라 불안정한 일자리에 종사하는 근로빈곤계층의 반복적인 빈곤 문제가 탈빈곤정책의 주된 대상이 되어야 함을 시사한다.

한편 금재호(2003)는 근로빈곤의 규모와 특성, 그리고 동태적인 이행 과정을 본격적으로 연구한 최초의 연구라고 할 수 있다. 그에 따르면, 전체 빈곤가구의 절반 이상이 취업자가 있는 빈곤가구이다. 또한 근로 빈곤가구는 빈곤에서 탈출할 가능성이 높지만, 빈곤에서 탈출하더라도 전체가구소득의 20~40%의 하위 소득분위에 머무르고 있다.

홍경준(2004)은 빈곤이행 관련 사건들에 대한 위계적 분석과 빈곤 탈출에 대한 이산시간 분석을 통해 취업 여부와 취업의 질이 빈곤 탈출에 유의한 영향을 미치고 있음을 밝히고 있다. 개인별 빈곤 주기를 구성하여 빈곤의 동태적인 연구를 체계적으로 수행하고 있는 이 연구는, 빈곤에 진입한 가구의 상당수가 비교적 짧은 시간 내에 빈곤으로부터 탈출하며, 그러한 탈출이 주로 취업 관련 요인 때문에 이루어지고 있음을 밝히고 있다. 이는 우리나라에서 근로능력이 있는 빈곤계층이 공공부조의존성을 가지거나 근로 동기가 약화되고 있다고 말하기는 어려우며,

오히려 폭넓은 취업기회를 제공하고 취업의 질을 높여 보다 많은 근로 소득액을 획득할 수 있도록 유인하는 적극적인 고용정책이 주요한 탈빈곤정책이어야 함을 시사한다.

빈곤계층의 경제활동상태와 빈곤 이행에 대한 연구의 중요성에도 불구하고, 홍경준(2004)을 제외한 대부분의 국내 연구는 가구 단위로 이루어졌다. 주지하다시피 빈곤 여부를 판별하는 단위가 가구이기 때문이다. 그러나 경제활동은 개인별로 이루어지기 때문에 가구 단위의 경제활동상태 분석은 가구 내의 취업한 가구원수나 가구주의 취업형태 등에 한정되었으며, 따라서 근로능력이 있는 빈곤계층에 대한 노동시장정책을 모색하는 데에는 불충분하리라고 생각된다. 이에 본 연구에서는 『한국노동패널』(한국노동연구원)을 이용하여 ‘가구-개인의 연계 패널자료(matched panel data)’를 구성하여 빈곤계층의 경제활동상태를 분석하고, 개인 단위의 경제활동상태 변화가 빈곤 탈출에 미치는 영향을 살펴보고자 한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 우선 제2절에서는 황덕순(2000)의 방법에 따라 빈곤계층을 근로능력 유무와 가구내 취업 가구원 유무에 따라 세 가지 유형으로 구분하여 경제활동상태를 분석함으로써 빈곤계층의 유형별 차이를 살펴본다. 특히 취업자가 있는 근로빈곤계층의 종사상 지위와 근로소득을 함께 살펴봄으로써 취업 자체가 빈곤 탈출로 이어지지 않음을 살펴본다. 제3절에서는 빈곤층의 경제활동상태 변화를 살펴본다. 반복적인 실업과 불안정한 일자리에 따른 만성적인 저소득이 근로빈곤을 야기함을 확인할 수 있을 것이다. 제4절에서는 개인 단위의 경제활동상태 변화가 빈곤에 미치는 영향을 이산시간 해저드 모형을 이용하여 분석(discrete time hazard analysis)한다. 특히 취업 여부와 취업의 질, 그리고 장기간 또는 반복적인 빈곤의 경험이 빈곤 탈출에 미치는 영향을 살펴본다. 마지막으로 제5절에서는 이상의 분석 결과를 요약하고 정책적 시사점을 살펴본다.

제2절 빈곤층의 경제활동상태

빈곤과 경제활동상태 간의 관계를 살펴보기 위해서는 가구 단위의 빈곤 여부와 개인의 경제활동상태에 관한 정보의 결합이 필요하다. 이 때 구인회(2001)와 홍경준(2004)의 지적처럼, 『한국노동패널』에서 가구소득 정보의 시점과 개인의 경제활동상태 정보 시점이 일치하지 않는다는 점을 주의할 필요가 있다. 가구 특성 및 개인 관련 정보는 조사 시점을 기준으로 묻고 있지만, 소득 정보는 조사 이전 연도의 연간소득을 묻고 있기 때문이다. 이러한 문제를 해결하기 위해 『한국노동패널』 6차년도 가구조사에서 파악된 2002년의 소득 정보를 5차년도의 가구 및 개인조사에서 파악된 2002년의 가구 정보와 개인의 경제활동상태 정보를 결합하였다. 이에 따라 두 조사에 모두 응답하고 총소득이 0보다 큰 3,900가구와 15세 이상인 10,061명의 개인표본을 최종적으로 구성하였다.

이 때 빈곤 여부의 판단은 가구 단위로 이루어지는데, 실태조사의 소득 정보는 과소 응답되는 경우가 대부분이다. 이러한 문제를 고려하여 본 연구에서는 상대적 빈곤 개념을 채택하여 중위소득의 50%를 빈곤선으로 정의하였다⁶⁴⁾. 또한 가구 규모에 따른 욕구의 차이를 조정하기 위하여 가구원수의 제곱근을 가구균등화지수로 사용하였다. 최종적으로 가구균등화지수를 적용하여 산출한 가구 총소득⁶⁵⁾이 상대적 빈곤선⁶⁶⁾

64) 국민기초생활보장제도의 수급권자를 선정하는 정책적 빈곤선은 절대적 빈곤 개념에 기초하고 있다. 정부는 5년(향후 3년)마다 전물량방식에 의해 최저생계비를 계측 조사하고 있다. 수급권자는 부양의무자가 없거나 부양의무자가 있어도 부양능력이 없거나 또는 부양을 받을 수 없는 자로서, 소득인정액이 최저생계비 이하인 자로 규정하고 있다. 이 때 소득인정액은 2003년부터 가구의 소득(평가)액과 재산의 소득 환산액을 합하여 산출된다. 따라서 가구소득을 기초로 상대적 빈곤가구를 구분하는 본 연구의 정의는 국민기초생활보장제도에서의 절대적 빈곤선과 다를 뿐만 아니라 수급권자를 선정할 때 가구의 소득뿐만 아니라 재산과 부양의무자를 함께 고려하는 정책적인 빈곤가구 정의와 차이가 있다는 점에 주의하여야 한다.

65) 『한국노동패널』은 세금을 제외한 가구의 연간 소득을 유형별로 묻고 있다. 가구의 총소득은 경상소득(근로소득+금융소득+부동산소득+사회보험소득+이전소

에 못 미치는 가구를 빈곤가구로 판별하였다.

빈곤계층에 대한 노동시장정책의 필요성과 관련하여 가구 내에 근로능력이 있는 가구원이 있느냐의 여부가 중요하다. 근로능력이 있는 가구원이 없는 경우에는 경제활동참여를 통해 빈곤으로부터 탈출하는 것이 불가능하기 때문이다. 본 연구에서는 빈곤계층을 근로능력 유무와 가구내 취업가구원 유무에 따라 크게 세 가지 유형으로 구분하였다.

우선 근로능력이 없는 계층은 가구원이 18세 미만인 자와 65세 이상인 자 또는 비경제활동인구이면서 주요 활동상태를 ‘연로’ 또는 ‘심신장애’로 응답한 자로만 구성된 경우로 정의된다. 근로무능력자로만 구성되기 때문에 노동시장정책을 통한 자활 노력 지원보다 사회적 보호를 통한 최저생활의 보장이 필요한 계층이라고 할 수 있다.

한편 근로능력이 있는 빈곤계층이라고 하더라도 취업자가 있느냐의 여부에 따라 ‘근로능력계층’과 ‘근로빈곤계층’으로 구분하였다. 근로능력계층은 취업자가 없지만 근로능력이 있는 가구원이 있다는 점에서 일자리를 가질 수 있도록 노동시장정책을 제공함으로써 빈곤으로부터 탈출하도록 지원하는 것이 바람직할 것이다. 한편 근로빈곤계층은 취업자가 있더라도 고용이 불안정하여 빈곤선 이하의 소득을 얻는 계층이다. 근로빈곤계층은 취업상태에 있더라도 고용의 불안정에 따라 반복적인 실업과 비정규직화의 위험이 높으며, 이에 따라 빈곤 상태로의 진입과 탈출을 빈번하게 경험하는 계층이라고 할 수 있다⁶⁷⁾. 따라서 근로빈곤계층의 빈곤 탈출을 위해서는 단순히 경제활동참여를 촉진하는 정책이 아니라 취업능력의 제고를 통해 안정적인 일자리로의 진입을 지원하는 노동시장정책이 요구된다.

<표 4-1>은 빈곤계층의 유형별 분포를 제시한 것이다. 상대적 빈곤

특)과 비경상소득(기타소득)을 합하여 구하였다.

66) 가구균등화지수로 조정된 빈곤선은 50.2만원이며, 평균 소득의 40.6%에 해당한다.

67) 이병희·정재호(2002)는 1998~2001년의 『도시가계조사』 분기 자료를 연결한 패널자료를 구성하여, 빈곤가구의 80%가 1년 내에 빈곤으로부터 탈출하지만, 빈곤 상태로부터 벗어난 가구의 60%가 1년 만에 빈곤 상태로 재진입하고 있음을 보여주고 있다. 특히 미취업뿐만 아니라 불안정한 일자리에 종사하는 경우에도 빈곤화의 위험이 높은 것으로 나타난다.

〈표 4-1〉 빈곤 유형별 분포(2002년)

(단위: 가구, %, 명)

		가구기준		개인기준	
		빈도수	(비중)	빈도수	(비중)
비 빈곤 계층		3,076	(78.9)	8,376	(83.3)
빈 곤 계 층	근로무능력계층	245	(6.3)	353	(3.5)
	취업자가 없는 근로능력계층	194	(5.0)	364	(3.6)
	근로빈곤계층	383	(9.8)	968	(9.6)
전 체		3,898	(100.0)	10,061	(100.0)

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 원자료.

기준으로 빈곤가구의 비중은 2002년에 21.1%이며, 빈곤 상태에 놓인 개인의 비중은 16.7%이다. 빈곤 개인의 비중이 빈곤가구의 비중보다 낮은 것은 빈곤가구가 노인 가구주 가구와 편부모 가구주 가구로 구성된 경우가 많고, 빈곤가구의 가구원수가 상대적으로 적기 때문이다.

빈곤계층을 유형별로 보면, 근로빈곤계층이 가구 기준으로 9.8%, 개인 기준으로 9.6%로 가장 많은 비중을 차지하고 있다. 이어서 근로무능력계층이 가구 기준으로 6.3%이며, 근로무능력계층의 가구원수가 적기 때문에 개인 기준으로는 3.5%를 차지하고 있다. 취업자가 없는 근로능력계층은 가구 기준으로 5.0%, 개인 기준으로 3.6%이다. 이러한 분석 결과는 일하는 빈곤(working poor)이 빈곤의 주된 형태임을 상징적으로 보여준다.

〈표 4-2〉는 빈곤 유형별 가구 특성과 소득 구성을 보여주고 있다. 분석 과정에서 구인회(2001)의 방법에 따라 가구주의 특성별로 가구 유형을 분류하였다. 우선 가구주의 연령이 65세 이상인 노인 가구주 가구를 구분하고, 다시 비노인 가구주 가구 가운데 18세 미만의 아동을 부양하는 편부모 가구를 분류하며, 이에 해당하지 않은 가구를 일반가구로 정의하였다. 노인 가구주 가구 가운데 빈곤에 처한 비중은 무려 59.2%에 이르며, 그 대다수는 근로무능력 상태에 놓여 있다. 한편 편부모 가구 가운데 빈곤가구는 37.8%이며, 그 가운데 근로빈곤가구가 가장 높

〈표 4-2〉 빈곤 유형별 가구 특성 및 소득 구성(2002년 가구 기준)

(단위: 가구, 명, 만원, %)

가구 유형	비빈곤가구	빈곤가구			
		근로무능력가구	취업자 없는 근로능력가구	근로빈곤가구	
노인가구주가구	253 [40.8]	245 [39.5]	65 [10.5]	57 [9.2]	
편부모 가구	51 [62.2]	0 [0.0]	10 [12.2]	21 [25.6]	
일반 가구	2,772 [86.7]	0 [0.0]	119 [3.7]	305 [9.5]	
가구원수	3.6	1.5	2.5	3.3	
취업가구원수	1.6	0.3	0.0	1.3	
소득 구 성	총소득	277.5 (100.0)	28.2 (100.0)	35.1 (100.0)	62.2 (100.0)
	근로소득	239.6 (86.3)	8.0 (28.3)	10.0 (28.6)	55.5 (89.2)
	금융소득	3.3 (1.2)	1.0 (3.5)	1.5 (4.4)	0.3 (0.5)
	부동산소득	14.8 (5.3)	2.3 (8.1)	3.0 (8.6)	0.6 (0.9)
	공적 이전소득	5.1 (1.8)	5.6 (19.8)	7.2 (20.4)	2.9 (4.7)
	사적 이전소득	6.2 (2.2)	11.3 (39.8)	13.3 (37.9)	2.9 (4.7)
	기타소득	8.6 (3.1)	0.1 (0.5)	0.0 (0.1)	0.0 (0.0)

주: 1) []안의 수치는 가구 유형별 빈곤 유형의 비중임.

2) ()안의 수치는 빈곤 유형별 소득 구성 비중임.

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 원자료.

은 비중을 차지하고 있다. 그리고 일반가구 가운데 9.5%라는 적지 않은 가구가 근로빈곤 상태에 놓여 있는 것으로 나타난다.

빈곤 유형별로 소득 구성을 보면, 근로무능력가구와 취업자가 없는 근로능력가구의 주된 소득원천은 친척·친지로부터의 사적이전소득이며, 국민기초생활보장제도와 같은 공적부조나 사회보험을 통한 공적이전소득은 전체 소득의 20% 내외의 수준을 기록하고 있다. 이는 경제위기 이후 사회보장제도의 발전에도 불구하고 아직 그 역할이 미흡함을 보여준다(홍경준, 2004). 한편 비빈곤가구와 근로빈곤가구를 비교하면, 흥미로운 특징을 볼 수 있다. 평균 취업가구원수는 큰 차이를 보이지 않으며, 소득원천별 구성 비중을 보더라도 금융·부동산 등의 재산소득을 제외하고는 근로소득이 가장 큰 비중을 보이는 등 유사하게 나타난다.

결국 비빈곤가구와 근로빈곤가구의 차이를 야기하는 가장 큰 원인은 근로소득의 격차이다. 이는 저임금과 고용이 불안정한 일자리가 근로빈곤과 연관되어 있음을 보여준다.

<표 4-3>은 빈곤 유형별로 근로능력이 있는 개인의 경제활동상태를 구체적으로 제시한 것이다. 우선 근로빈곤계층의 경제활동상태를 보면, 취업/인구의 비중은 68.2%로 나타나, 비빈곤계층의 72.7%와 크게 다르지 않다. 그러나 취업자의 종사상 지위를 보면, 취업의 질이 매우 낮음을 알 수 있다. 근로빈곤계층에서는 자영업자와 이를 돕는 무급가족종사자가 많고, 임금근로자의 비중이 낮으며, 임금근로자 가운데 상대적으로 임시·일용 근로자가 많은 것으로 나타난다. 한편 가구 내에 취업자가 없는 근로능력계층에서는 실업자의 비중이 상대적으로 높으며, 취업을 희망하는 비경제활동인구의 비중 또한 높다.

<표 4-3> 빈곤 유형별 경제활동상태(2002년 개인 기준)

(단위: 명, %)

		비빈곤계층	취업자 없는 근로능력계층	근로빈곤계층
취업	상용직	2,725 (40.1)		149 (20.8)
	임시직	363 (5.3)		50 (7.0)
	일용직	323 (4.7)		64 (8.9)
	고용주	429 (6.3)		21 (2.9)
	자영업자	760 (11.2)		145 (20.2)
	무급가족종사자	346 (5.1)		60 (8.4)
	소 계	4,946 (72.7)		489 (68.2)
실업		140 (2.1)	27 (14.1)	28 (3.9)
비 경 활	취업희망비경활	191 (2.8)	28 (14.6)	44 (6.1)
	순수비경활	1,524 (22.4)	137 (71.4)	156 (21.8)
	소 계	1,715 (25.2)	165 (85.9)	200 (27.9)
전 체		6,801 (100.0)	192 (100.0)	717 (100.0)

주: 1) 18세 미만 또는 65세 이상이면서 비경제활동인구인 자, 심신장애나 학교 재학 등으로 인한 근로무능력자 제외함.

2) Chi-Square = 887.8246으로서 1% 수준에서 유의함.

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 원자료.

근로소득 측면에서 빈곤 문제를 살펴본 것이 <표 4-4>이다. 취업자 가운데 저소득 취업자가 차지하는 비중을 빈곤 유형별로 제시하고 있는데, 이 때 OECD(2004)의 정의에 따라 중위소득의 2/3 이하의 근로소득을 받는 취업자를 저소득 취업자로 정의하였다. 근로빈곤계층 가운데 절반을 상회하는 54.8%의 취업자가 저소득 취업자인 것으로 나타나며, 이는 비빈곤계층에 속하는 저소득 취업자 비중 22.9%에 비해 2.4배에 이른다. 근로빈곤계층 가운데 고용이 상대적으로 안정되어 있으리라고 예상되는 상용직 근로자의 37.8%, 고용주의 42.9%도 낮은 소득을 받고 있는 것으로 나타난다. 이상의 결과는 빈곤 문제가 단순히 취업 여부만이 아니라 취업의 질과 저소득 수준과 밀접한 관련이 있음을 보여준다.

<표 4-4> 빈곤 유형별 취업자 중 저소득 취업자의 비중(2002년 개인 기준)
(단위: %)

	비빈곤계층	근로빈곤계층
상용직	16.4	37.8
임시직	51.9	83.7
일용직	41.5	68.3
고용주	10.7	42.9
자영업자	31.3	58.4
전 체	22.9	54.8

주: 근로소득이 중위소득의 2/3 이하인 취업자를 저소득취업자로 정의함.
자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 원자료.

제3절 빈곤층의 경제활동상태 변화

빈곤과 경제활동상태 간의 관계를 동태적으로 파악하기 위하여 『한국노동패널』의 제1차년도(1998년)에서 제6차년도(2003년)까지의 6개 연도 자료를 이용하여 ‘가구-개인의 연계 패널자료(matched panel data)’를 구성하였다. 6차 조사까지 가구조사에 모두 응답하고, 가구소득이 파악된 가구를 분석 대상으로 하였으며, 분가가구는 제외하였다⁶⁸⁾. 한편

가구 소득 정보의 시점과 개인의 경제활동상태 정보 시점이 일치하지 않는다는 점을 고려하여, 1차년도의 가구 특성 및 개인 정보와 2차년도의 가구 소득 정보를 결합하고, 2차년도의 가구 특성 및 개인 정보와 3차년도의 가구 소득 정보를 결합하는 방식으로 모두 5개년에 걸친 자료를 구성하였다. 한편 개인의 경제활동상태의 변화를 파악하기 위해 개인자료도 5개년에 걸쳐 모두 응답한 개인으로 국한하였다. 이러한 과정을 거쳐 최종적으로 구성한 표본은 2,423가구, 15세 이상 5,504명의 1998~2002년에 걸친 정보를 통합(pooling)한 27,520개 관측치이다.

<표 4-5>는 이웃하는 연도별로 개인을 대응시켜 연결패널자료(year-to-year matched panel data)를 구성하여, 빈곤 여부별로 경제활동상태의 변화를 제시한 것이다. 대각선 행렬은 특정 노동력 상태의 한해 동안 지속성 정도를 보여준다. 빈곤계층은 비빈곤계층에 비해 취업상태를 유지할 가능성이 상대적으로 낮고, 실업, 취업 희망 비경제활동, 순수 비경제활동 등의 미취업상태를 유지할 가능성이 높게 나타난다.

구체적으로 취업자의 다음해 노동력 상태를 보면, 빈곤계층의 경우 81.8%가 여전히 취업자인 반면 비빈곤계층은 93.9%가 취업상태를 유지하여, 빈곤계층의 고용 불안정성이 높음을 보여준다. 또한 빈곤계층에 속한 취업자 가운데 15.1%가 다음해에 비경제활동상태로 전환하여 노동시장의 탈출률이 높다. 실업자의 노동력 상태 변화를 보면, 빈곤계층의 취업 가능성은 크게 낮은 반면 실업을 유지하거나 취업 희망 비경제활동상태로 전환할 가능성이 크게 높다. 이는 취업을 희망하는 비경제활동인구의 경우도 마찬가지이다. 빈곤계층에 속하는 취업 희망 비경제활동인구 가운데 취업 가능성은 크게 낮은 반면 여전히 취업 희망 비경제활동상태에 머물거나 실업 및 순수 비경제활동상태로 전환할 가능성이 높다.

이제 취업자에 국한하여 고용 상태의 변화를 구체적으로 살펴보자. <표 4-6>에서 빈곤계층에 속하는 상용직 근로자는 비빈곤계층에 비해

68) 이러한 표본의 제약에 따라 취약가구가 제외되었을 가능성이 높아서 원래의 표본을 적절하게 대표하지 못하는 문제점을 가질 수 있다. 이러한 한계는 빈곤과 경제활동상태의 변화를 동태적으로 분석하는 과정에서 불가피하였다.

〈표 4-5〉 빈곤 여부별 경제활동상태의 변화(연평균, 개인 기준)

(단위: %, 명)

		t+1년도	취업	실업	취업희망 비경황	순수 비경황	전체
t년도							
빈곤계층	취업		81.8	3.1	2.6	12.5	384
	실업		25.0	14.3	28.6	32.1	28
	취업희망 비경황		18.2	7.3	21.8	52.7	55
	순수 비경황		4.8	0.9	3.9	90.4	459
비빈곤계층	취업		93.9	0.9	0.7	4.6	2,855
	실업		59.3	7.0	2.3	31.4	86
	취업희망 비경황		33.2	6.3	15.9	44.7	208
	순수 비경황		13.2	1.6	5.5	79.6	1,429

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 연간 연결패널.

상용직에 머무를 가능성은 크게 낮은 반면 실업이나 비경제활동상태로 이동할 가능성이 높다. 임시·일용직처럼 고용이 불안정한 근로자의 경우에도 빈곤계층의 경우 상용직 근로자로 전환할 가능성은 낮은 반면 불안정한 고용상태가 고착되거나 미취업으로 전환할 가능성이 높다. 또한 많은 빈곤계층이 종사하는 자영업자와 이를 돕는 무급가족종사자의 경우 고용주나 상용직 근로자로 전환할 가능성이 낮은 반면 미취업상태로 전환할 가능성이 높다.

이러한 결과는 빈곤계층의 취업 가능성이 낮고, 취업하더라도 경력 상승은 제한되며, 빈번하게 노동이동을 경험하거나 노동시장으로부터 탈출할 가능성이 높다는 것을 보여준다.

이제 빈곤과 미취업 간의 관계를 살펴보자. <표 4-7>은 2002년의 빈곤 유형별로 지난 5개년에 걸친 미취업 경험을 보여주고 있다. 미취업 관련 정보는 한 해의 미취업률(annual non-employment rate)과 5년에 걸친 미취업 경험률(ever non-employment rate), 그리고 5년 내내 미취업 상태에 있느냐(always non-employment rate) 등의 세 가지 지표로 제시하였으며, 또한 5년 동안의 미취업 지속기간이 함께 제시되어 있다.

〈표 4-6〉 빈곤 여부별 취업자의 경제활동상태 변화(연평균, 개인 기준)

(단위: %, 명)

	t+1년도 t년도										
		상용 직	임시 직	일용 직	고용 주	자영 업자	가족 종사 자	실업	취업 희망 비경 활	순수 비경 활	전체
빈 곤 계 층	상용직	64.0	0.0	0.0	0.0	4.5	0.0	9.0	6.7	15.7	89
	임시직	11.1	63.0	7.4	3.7	0.0	0.0	3.7	0.0	11.1	27
	일용직	3.8	0.0	76.9	0.0	1.9	0.0	0.0	5.8	11.5	52
	고용주	0.0	0.0	0.0	37.5	37.5	0.0	12.5	0.0	12.5	8
	자영업자	1.3	0.7	2.0	2.0	76.7	2.7	1.3	0.0	13.3	150
	가족종사자	0.0	1.8	1.8	0.0	12.7	76.4	0.0	0.0	7.3	55
비 빈 곤 계 층	상용직	90.3	0.9	0.6	1.3	1.7	0.1	1.2	0.5	3.4	1,508
	임시직	11.7	62.1	3.4	0.5	2.4	1.5	1.9	1.0	15.5	206
	일용직	7.9	5.3	78.3	0.5	1.6	0.0	0.0	1.1	5.3	189
	고용주	3.8	0.0	0.8	69.9	16.9	3.8	0.4	0.8	3.8	266
	자영업자	3.3	0.6	1.0	11.1	73.7	5.2	0.4	1.0	3.5	479
	가족종사자	3.6	1.5	1.0	5.1	6.2	77.4	0.0	0.5	4.6	195

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 연간 연결패널.

근로능력계층에서 미취업 경험률이 100%인 것은 정의상 2002년에 취업자가 없는 계층으로 분류하였기 때문이지만, 43.8%가 5년 내내 미취업상태에 머무르고, 미취업 기간이 3.9개월에 이르고 있다는 것은 만성적인 미취업이 빈곤을 야기하는 주요 원인임을 보여준다. 가사·육아 등으로 인한 노동시장 참여의 어려움과 함께 일자리 획득의 어려움이 장기적인 미취업을 야기하는 원인으로 보인다.

한편 근로빈곤계층과 비빈곤계층을 비교하면, 미취업률과 미취업 경험률은 근로빈곤계층이 다소 높지만, 5년 내내 장기적인 미취업을 경험하는 비중은 오히려 다소 낮게 나타난다. 특히 근로빈곤계층은 미취업 경험률이 5년 동안 지속적인 미취업을 경험하는 비중의 3.8배(=A/B)에 이르러, 비빈곤계층에 비해 높은 것으로 나타난다. 이는 근로빈곤계층이 미취업상태로의 진입과 탈출이 비빈곤계층에 비해 활발하다는 것을 의미한다. 즉 근로빈곤계층은 반복적인 미취업을 경험하고 있다.

〈표 4-7〉 빈곤 유형별 미취업상태의 경험과 지속(개인 기준)

(단위: %, 년, 명)

	비빈곤계층	근로능력계층	근로빈곤계층
미취업률	29.3	66.0	33.1
미취업 경험률(A)	48.9	100.0	58.8
항상 미취업률(B)	16.6	43.8	15.4
미취업기간	2.0	3.9	2.2
표본수	18,226	477	1,739

주: 1) 18세 미만 또는 65세 이상, 심신장애, 학교 재학 제외.

2) 빈곤 유형 분류는 2002년 기준임.

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 전체 연결패널.

〈표 4-8〉은 빈곤 유형별로 취업자 가운데 저소득취업 상태를 경험하는 빈도(incidence)와 지속기간(persistency)이 제시되어 있다. 근로빈곤 계층에 속한 취업자 가운데 50.8%가 중위소득의 2/3 이하의 낮은 근로소득을 받고 있으며, 5년 동안 저소득 취업자를 한 차례 이상 경험하는 비중은 무려 83.8%에 이른다. 또한 5년 내내 저소득 취업자에 머물러 있는 비중도 취업자의 23.4%에 이르고 있으며, 평균적으로 근로빈곤계층에 속한 취업자는 분석 대상기간의 절반에 이르는 2.5년 동안 낮은 근로소득을 받는 것으로 나타난다. 이러한 분석 결과는 만성적인 저소득이 근로빈곤을 야기하는 주요 원인이며, 따라서 탈빈곤을 위해서는 미취업자를 대상으로 한 더 많은 일자리를 제공하는 정책만이 아니라

〈표 4-8〉 빈곤 유형별 취업자 중 저소득 취업상태의 경험과 지속(개인 기준)

(단위: %, 년, 명)

	비빈곤계층	근로빈곤계층
저소득 취업자 비중	17.3	50.8
저소득 취업자 경험률	36.5	83.8
항상 저소득 취업자의 비중	5.5	23.4
저소득 취업자의 지속기간	0.9	2.5
표본수	7,385	555

주: 빈곤 유형 분류는 2002년 기준임.

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 전체 연결패널.

근로빈곤계층의 직업능력을 높여 더 좋은 일자리를 제공하는 정책이 필요함을 시사한다.

제4절 경제활동상태 변화가 빈곤 탈출에 미치는 영향

이제 개인의 경제활동상태 변화가 가구의 빈곤 탈출에 미치는 영향을 살펴보자. 빈곤 탈출률은 빈곤 기간에 따라 변화할 것이라 예상되므로, 단순한 로짓 분석이 아닌 빈곤 기간을 고려한 해저드 분석이 필요하다. 이 때 빈곤 기간은 '년'으로 측정되는 이산 변수이므로, 이산시간 해저드 분석(discrete time hazard analysis)을 사용하였다.

추정모형은 다음과 같다. T 를 빈곤 지속기간을 의미하는 확률변수라고 하면, 어떤 개인이 t 시점까지 빈곤 상태가 지속되다가 t 시점에서 빈곤을 탈출할 조건부 확률은 $\lambda(t) = P(T=t|T \geq t)$ 으로 표시된다. T 가 로지스틱 형태를 취한다고 가정하면, 조건부 확률은 다음과 같이 표준적인 로짓 형태로 표현된다.

$$\lambda(t) = \exp(t) / [1 + \exp(t)]$$

빈곤 지속기간 T 는 빈곤 주기(따라서 개인)와 시간에 따라 변화하는 설명변수들(time varying covariates)의 함수로 표현할 수 있다. 이 때 설명변수는 개인 특성과 가구 특성, 개인의 경제활동상태를 함께 고려할 수 있다. 또한 빈곤에서 탈출할 확률은 빈곤 기간에 따라 변화할 수 있기 때문에 기간 효과 α_{it} 를 함수에 포함하게 된다.

따라서 개인 i 에 대하여 $T_i = \alpha_{it} + \beta X$ 로 표시된다.

이제 어떤 개인 i 가 d 라는 빈곤 지속기간이 지속된 상태에서 t 년도에 빈곤을 탈출할 확률은 다음과 같은 해저드 함수 형태로 표시되며, 표준적인 로짓모형을 통해 추정하게 된다.

$$\lambda_{id} = \exp(\alpha_{id} + \beta X) / [1 + \exp(\alpha_{id} + \beta X)]$$

빈곤 기간을 고려한 빈곤 탈출의 결정 요인을 분석하기 위해 앞서의 『한국노동패널』 전체 연결패널자료를 이용하여 빈곤 주기(poverty spell) 자료를 구성하였다. 빈곤 주기의 처음은 특정 개인이 빈곤에 진입한 시점이 되며, 그 끝은 빈곤에서 탈출한 시점이 된다. 그러나 조사 1차년도에 이미 빈곤상태에 있는 개인의 경우에는 빈곤 주기 시작 시점을 파악할 수 없는 좌측 절단(left censoring) 문제가 발생한다. 그러나 이러한 표본을 제외할 경우 장기적으로 빈곤상태를 지속하고 있는 개인을 누락하는 문제가 발생하기 때문에, 본 연구에서는 이를 포함하였다. 한편 어떤 개인은 단기간의 빈곤 진입과 탈출, 그리고 재빈곤화되는 반복 빈곤(repeat poverty)을 경험할 수 있다. 본 연구에서 구성한 표본에 포함된 개인의 24.6%가 2회 이상의 복수 빈곤을 경험하는 것으로 나타난다. 이에 복수의 빈곤 주기(multiple spells of poverty)를 포함하였다.

이산시간 분석을 하기 위해서는 빈곤이 지속되는 연도별로 관측치 자료를 구성하여야 한다. 예를 들어, 빈곤 지속기간이 3년인 개인은 3개의 관측치를 가지며, 5년인 개인은 5개의 관측치를 가지게 된다. 이러한 방식으로 개인의 빈곤 주기 자료를 개인-연도 자료(person-year data)로 전환하였다. 이에 따라 최종적으로 구성된 자료는 1,720명의 5,425개 관측치이다.

추정에 사용한 표본의 특성은 <표 4-9>와 같다. 종속변수는 빈곤을 탈출할 경우 1, 빈곤에 머무르고 있을 때 0의 값을 가지며, 표본의 21.9%가 빈곤상태로부터 탈출한 것으로 나타난다. 설명변수로는 개인 특성과 가구 특성(성, 연령, 학력, 가구원수), 개인과 가구의 경제활동상태(개인의 종사상 지위 및 취업 가구원수⁶⁹⁾⁷⁰⁾ 관련 정보를 사용하였

69) 경제활동상태가 취업자인 개인의 가구내 취업 가구원수는 본인을 제외한 값이다.

70) 가구주의 경제활동상태를 추가로 통제하여 분석해 보았지만, 표본에서 가구주인 개인이 49.8%를 차지하여 개인의 경제활동상태와 다중공선성이 크게 나타나, 분석 결과를 별도로 제시하지 않았다.

〈표 4-9〉 이산시간 분석에 사용된 변수의 특성

	평균	(표준편차)
종속변수		
빈곤탈출 더미	0.219	(0.414)
설명변수		
1. 개인의 경제활동상태		
상용직	0.094	(0.292)
임시·일용직	0.116	(0.320)
일용직	0.074	(0.261)
고용주	0.016	(0.124)
자영업자	0.146	(0.353)
무급가족종사자	0.058	(0.234)
실업	0.054	(0.227)
비경활	0.516	(0.500)
2. 빈곤 경험 관련 변수		
과거 빈곤 주기 횟수	0.142	(0.359)
빈곤 기간	2.119	(1.326)
3. 가구 특성		
가구원수	3.153	(1.418)
취업 가구원수	0.615	(0.731)
4. 개인 특성		
여성	0.578	(0.494)
15~29세	0.125	(0.331)
30~39세	0.140	(0.347)
40~49세	0.165	(0.371)
50~59세	0.127	(0.333)
60세 이상	0.442	(0.497)
초졸 이하	0.533	(0.499)
중졸	0.173	(0.379)
고졸	0.239	(0.426)
전문대졸	0.017	(0.128)
대졸 이상	0.038	(0.192)
표본수	5,425	

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 빈곤주기 자료.

다. 그리고 추정모형에 현재의 빈곤 주기 이전에 경험한 과거의 빈곤 경험횟수를 포함하였는데, 이는 반복적인 빈곤을 경험하는 개인의 빈곤 탈출확률을 추정하기 위한 것일 뿐만 아니라 관측하지 못하는 개인의 이질성을 통제하기 위해서이다. 또한 경기순환적인 효과와 함께 특정 연도의 효과를 통제하기 위하여 연도 더미를 포함하였다.

분석에 사용한 표본의 특성을 보면 여성, 고령자, 저학력자, 미취업자가 과반수 내외를 차지하는 것으로 나타난다.

<표 4-10>에서 추정 모형 I은 개인의 경제활동상태와 빈곤 경험 관련 특성, 그리고 가구 특성을 포함하여 추정하였으며, 추정 모형 II는 모형 I에 개인의 일반적인 특성을 추가로 통제한 것이다.

우선 본 연구의 관심인 경제활동상태가 빈곤 탈출에 미치는 영향을 보면, 개인의 취업 여부와 취업의 질이 빈곤 탈출에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타난다. 경제활동상태가 상용직 임금근로자인 경우를 기준으로 할 때, 실업이나 비경제활동상태 등 미취업자의 빈곤 탈출률이 유의하게 낮을 뿐만 아니라 자영업자, 무급가족종사자, 임시·일용직 임금근로자의 빈곤 탈출률이 낮게 나타난다. 이는 미취업의 지속이 빈곤과 밀접한 연관을 가지고 있을 뿐만 아니라 불안정한 취업상태 또한 빈곤 위험이 높다는 것을 의미한다.

한편 빈곤이 장기화될수록 빈곤 탈출률은 유의하게 하락하며, 과거에 빈곤을 경험한 개인은 보다 장기적인 빈곤을 경험하는 것으로 나타난다. 그리고 가구원수가 많을수록 장기적인 빈곤을 경험할 가능성이 높으며, 가구 내에 취업한 가구원수가 많을수록 신속하게 빈곤을 탈출하는 것으로 나타난다.

추정모형 II에서 개인의 일반적인 특성을 보면, 저학력자는 장기적인 빈곤을 경험할 가능성이 높으며, 50세 이상의 중장년층과 청년층의 빈곤 탈출률이 30대에 비해 유의하게 낮다. 근로능력이 없거나 직업능력이 낮은 근로취약계층이 장기적인 빈곤상태를 경험할 가능성이 높음을 보여준다.

〈표 4-10〉 빈곤 탈출 결정요인(이산시간 분석)

	추정모형 I		추정모형 II	
	추정계수	(표준오차)	추정계수	(표준오차)
1. 경제활동상태				
임시·일용직	-0.441	(0.136) ***	-0.305	(0.142) **
고용주	-0.570	(0.270) **	-0.513	(0.275) *
자영업자	-1.059	(0.134) ***	-0.893	(0.144) ***
무급가족종사자	-1.468	(0.182) ***	-1.224	(0.195) ***
실업	-1.531	(0.206) ***	-1.436	(0.209) ***
비경활	-1.223	(0.109) ***	-0.989	(0.122) ***
2. 빈곤 경험 관련 특성				
빈곤 기간	-1.010	(0.042) ***	-0.956	(0.044) ***
과거 빈곤 주기 횟수	-1.417	(0.118) ***	-1.358	(0.118) ***
3. 가구 특성				
가구원수	-0.209	(0.029) ***	-0.230	(0.033) ***
취업 가구원수	0.654	(0.059) ***	0.673	(0.061) ***
4. 개인 특성				
여성			-0.123	(0.082)
15~29세			-0.269	(0.136) **
40~49세			-0.150	(0.130)
50~59세			-0.280	(0.145) *
60세 이상			-0.387	(0.138) ***
초졸 이하			-0.206	(0.113) *
중졸			-0.150	(0.115)
전문대졸			-0.184	(0.261)
대졸 이상			-0.260	(0.187)
-2 Log L	4276.2		4251.2	
N	2,656			

주: 1) 기준변수는 남성, 30~39세, 상용직 근로자임.

2) 추정모형에는 연도 더미를 포함함.

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 빈곤주기 자료.

제5절 소 결

『한국노동패널조사』를 이용하여 ‘가구-개인의 연계 패널자료’를 구성함으로써 가구 단위의 빈곤 여부와 개인의 경제활동상태를 연계하여 분석한 본 연구의 주된 발견은 다음과 같다.

첫째, 개인 기준의 근로빈곤계층은 빈곤계층의 절반 이상인 57.4%를 차지하고 있다. 이는 경제위기 이후 일자리의 양극화에 따라 근로빈곤이 빈곤의 주요한 형태로 등장하였음을 보여준다.

둘째, 근로빈곤계층은 무급가족종사자를 포함한 영세자영업이나 임시·일용직 근로자 등의 불안정한 일자리에 종사하고 있으며, 낮은 근로소득을 받고 있는 취업자가 절반을 상회하는 54.8%에 이르고 있다.

셋째, 경제활동상태의 변화를 보더라도, 근로빈곤계층은 불안정한 일자리와 반복적인 미취업에 따른 만성적인 저소득을 경험하고 있으며, 경력 상승 기회가 제한적이다.

넷째, 경제활동상태의 변화가 빈곤 탈출에 미치는 영향을 보면, 미취업만이 아니라 무급가족종사자를 포함한 자영업 종사자나 임시·일용직 근로자의 빈곤 탈출이 유의하게 낮게 나타난다. 또한 장기적인 빈곤상태의 지속이나 반복적인 빈곤 경험은 빈곤의 지속기간을 장기화하는 것으로 나타난다.

이상의 분석 결과는 근로능력이 없거나 근로 여건이 안 되는 계층에 대한 사회적 보호를 강화하는 한편으로 근로빈곤계층의 안정적인 일자리 획득을 지원하는 탈빈곤정책이 시급함을 보여준다.

국민기초생활보장제도에서는 소득과 재산이 최저생계비에 미치지 못하는 빈곤계층 가운데 근로능력이 있는 수급자에게는 자활사업을 통해 취업을 촉진하여 빈곤으로부터 탈출을 지원하고 있다. 그러나 근로능력이 있는 기초생활보장 수급자 가운데 80%가 주 3일 이상의 근로활동에 참여하여 조건 부과를 면제받고 있다. 즉, 조건부 수급자의 대다수는 생계유지를 위한 근로활동을 우선하고 있으며, 또한 자활사업이 수급자

위주로 진행되고 있을 뿐만 아니라 자활사업 참여자의 절반 이상이 직업 적응훈련에 치중되어 있다(노대명·박찬임 외, 2004).⁷¹⁾ 그러나 근로빈곤계층은 노동시장에 참여하고 있음에도 불구하고 빈곤을 벗어날 만큼의 소득을 획득하지 못하고 있으며, 일시적으로 빈곤을 탈출하더라도 빈곤선 주위에서 이동하여 재빈곤으로 이어질 가능성이 많다는 사실에 비추어, 단순히 노동시장 참여를 촉진하는 정책(activation policy)만으로는 탈빈곤에 이르지 못할 가능성이 높다. 따라서 근로빈곤계층을 대상으로 탈빈곤정책을 확대할 필요가 있으며⁷²⁾, 자활사업 등의 취업지원 사업에 대한 참여 유인을 강화하고 특성화된 프로그램의 개발을 통해 경력개발을 지향하는 방향으로 빈곤 탈출을 지원할 필요가 있다.

71) 직업적응훈련은 근로의욕 및 자활의지가 낮은 자활 대상자를 대상으로 근로의욕을 높이고, 취업에 필요한 정보를 획득하는 능력을 키우는 수준의 저강도 프로그램이라고 할 수 있다.

72) 정부는 빈곤계층에 대한 기초생활 보장을 넘어서 근로빈곤계층의 탈빈곤정책으로 확대할 것을 모색하고 있다. 의료·교육·주거서비스를 지원하여 일할 여건을 조성하고, 취업해 있는 빈곤계층에 대해서는 근로소득보전세제(Earned Income Tax Credit)를 도입하며, 일자리가 없는 빈곤계층에 대해서는 사회적 일자리, 자활사업, 창업지원을 통해 빈곤 탈출을 지원하는 정책을 계획하고 있다(빈부격차·차별시정위원회, 2004.11).

제5장

근로빈곤과 최저임금제도

제1절 머리말

최근 우리 사회에서는 근로활동에도 불구하고 빈곤에서 벗어나지 못하고 있는 근로빈곤계층(working poor)이 사회적 문제로 부각되고 있으며 이에 대한 연구가 최근에 이루어지고 있다.⁷³⁾ 이와 같은 근로빈곤의 문제는 빈곤 또는 소득불평등을 완화시키기 위한 기존의 정책수단에 대한 평가 및 새로운 정책방안을 요구하고 있다.

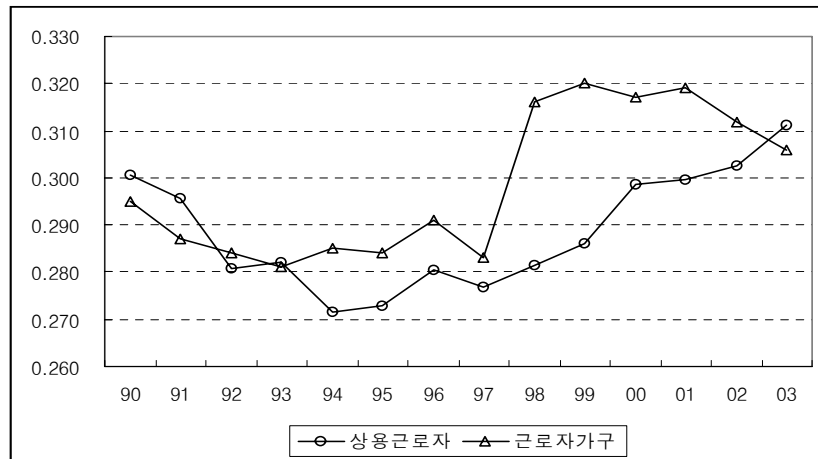
주지하는 바와 같이, 1990년대 중반 특히 외환위기 이후 악화된 근로자간 임금격차 및 가구간 소득격차는 최근까지도 그 이전 수준으로 여전히 회복되고 있지 않다(그림 5-1 참조).

현재 국민기초생활보장제도는 주로 근로능력이 없는 빈곤가구를 정책 대상으로 하고 있기 때문에, 근로능력이 있으며 실제 근로활동에 참가하고 있는 임금근로 빈곤가구를 위한 소득지원 정책수단으로 최저임금제도에 대한 사회적 관심이 높다. 그러나 최저임금제도란 국가가 노·사간의 임금결정 과정에 개입하여 임금의 최저 수준을 정하고, 사용자에게 그 수준 이상의 임금을 지급하도록 법으로 강제함으로써 저임

73) 이에 대한 국내의 대표적인 선행연구로 구인회(2001), 금재호(2003) 등 참조.

(그림 5-1) 임금 및 소득분배 추이(1990~2003년)

(단위 : 지니계수)



주: 1) 상용근로자는 비농 민간부문 상용근로자 10인 이상 사업체 기준임.

2) 근로자가구는 가구주가 임금근로자인 도시지역의 2인 이상 가구 기준임.

자료: 노동부, 『임금구조기본통계조사』, 각년도 원자료.

통계청, 『도시가계조사』, 각년도 원자료.

금근로자를 보호하는 제도이다.

비록 이와 같이 최저임금제도가 저임금근로자 개인의 소득지원을 위한 정책수단임에도 불구하고, 근로빈곤의 문제를 완화시키는 간접적인 정책수단으로 최근에 크게 주목받고 있다. 이와 같은 사회적 관심의 제고에도 불구하고 최저임금의 경제적 효과, 즉 고용효과 및 소득분배효과에 대한 국내의 연구는 거의 없다. 이는 최저임금제도의 경제적 효과가 최저임금의 상대적 수준에 크게 영향을 받는데, 그 동안 최저임금의 상대적 수준이 크게 변화되지 않았을 뿐만 아니라 이용 가능한 미시자료의 제약 등에 기인한 것으로 보인다.

본장에서는 최저임금제도가 소득분배 또는 빈곤에 어느 정도 영향을 미치고 있는가, 근로빈곤계층의 규모 및 이들의 특성은 어떠한가, 또한 최저임금제도와 더불어 근로빈곤의 문제를 해결하기 위한 재정정책의 효과는 어느 정도인가? 등을 살펴보고자 한다.

이를 위하여 본장의 구성은 다음과 같이 한다. 첫째, 최저임금의 상대

적 수준은 어떻게 변화되어 왔는가? 그리고 최저임금의 상대적 수준은 다른 OECD 국가들과 비교하여 어느 정도인가? 둘째, 최저임금의 소득 분배효과는 어떠한가? 즉 최저임금 수혜자의 가구소득 분위별 분포는 어떠한가? 셋째, 근로빈곤의 실태는 어떠한가? 특히 근로빈곤계층에 대한 최저임금제도의 효과는 어떠한가? 그리고 근로빈곤가구를 정책 대상으로 하는 근로소득보전세제는 어떠한 효과를 지니고 있는가? 현재 재정정책의 소득분배개선효과는 어느 정도인가? 끝으로, 이상의 분석 결과를 요약하고 정책적 시사점을 도출한다.

제2절 최저임금과 소득분배

의환위기 이후 크게 악화된 가구간 또는 개인간 소득불평등을 완화시키기 위한 정책수단으로 최저임금제도에 대한 사회적 관심이 높아지고 있다.

최근 양대 노총에서는 최저임금제도의 개선 및 최저임금 수준의 현실화를 요구하고 있으며, 2004년에는 일부 산업(금속, 병원 등)에서 산별 교섭에 의한 최저임금 협약이 체결되기도 하였다.

이하에서는 우선, 최저임금의 상대적 수준에 대한 시계열 분석 및 국제비교를 통하여 최저임금의 수준이 어떻게 변화되어 왔으며, 다른 국가들에 비하여 어느 정도인가를 살펴보고자 한다. 다음으로, 최저임금제도는 가구간 소득분배와 어떠한 관계에 있는가? 즉 최저임금제도의 영향을 받는 저임금근로자의 가구소득계층별 분포를 살펴보고자 한다.

1. 최저임금 수준의 시계열 변화

우선, 최저임금의 상대적 수준이 어떻게 변화되어 왔는가를 살펴보기 위하여 최저임금제도가 처음 실시된 1988년 이후 최근까지의 월환산 최저임금액을 월평균 정액급여 및 임금총액과 비교한다.

현재 최저임금법의 적용 대상은 일부 감액 및 적용제외인가 대상자(연수 및 수습, 훈련, 감시·단속, 장애근로자)를 제외한 모든 임금근로자이고, 최저임금에 산입되는 임금 내역은 기본급과 통상적 수당으로 구성된 '통상임금'과 대체로 일치한다. 그러나 통상임금에 대한 일관된 시계열자료가 없기 때문에 통상임금에 가장 근접한 정액급여와 비교한다.⁷⁴⁾ 그리고 시계열 분석의 일관성을 유지하기 위하여 상용근로자 10인 이상 비농 민간부문 상용근로자의 월평균 정액급여(또는 월평균 임금총액)와 비교한다.⁷⁵⁾

우선, 2003년 현재 월평균 정액급여(또는 월평균 임금총액)에 대비한 최저임금의 상대적 수준은 33.9%로서 최저임금제도 도입 첫 해인 1988년의 36.1%(또는 25.6%)에 비하여 2.2%(또는 1.7%)포인트 낮게 나타나고 있다.⁷⁶⁾

이를 시계열적으로 살펴보면 최저임금의 상대적 수준은 대체로 1999년까지 낮아지다가 그 이후 다시 높아지고 있다. 특히 최저임금의 상대적 수준은 1999년에 31.4%로 가장 낮았다. 이는 1990~97년에 일반근로자의 임금상승률에 비하여 최저임금 인상률이 상대적으로 낮게 결정된 데 주로 기인한다(그림 5-2 참조).

그러나 외환위기 이후 최근 몇 년간 최저임금 인상률이 일반근로자의 임금상승률에 비하여 다소 높게 유지되어 최저임금의 상대적 수준은 다시 높아지고 있다.

특히 2004년 9월~2005년 8월 적용 최저임금(시급)이 2,840원으로 전년 동기의 2,510원에 비하여 13.1% 인상된 데 반하여, 2004년 일반근로

74) 정액급여에는 통상임금 이외에 기타 수당이 포함되어 있기 때문에 최저임금의 상대적 수준을 분석하는 데 적절하지 않을 수 있다. 그러나 정액급여 중에서 기타수당이 차지하는 비율이 일정하다면 크게 문제되지 않을 수 있다.

75) 가장 일반적으로 활용되고 있는 임금통계인 『매월노동통계조사』의 조사 대상은 1999년 이후 5인 이상 사업체로 확대되어 있다. 물론 모든 사업체가 아닌 임금수준이 상대적으로 높은 10인 이상 사업체의 임금수준에 대비한 분석은 적절하지 않을 수 있다. 그러나 사업체규모간 임금격차가 일정하다면 크게 문제되지 않을 수 있다.

76) 연평균 월환산 최저임금액은 1994년 이후 9월을 전후한 최저임금 수준의 차이를 고려하여 적용기간을 감안하여 가중평균한다.

〈표 5-1〉 최저임금 수준의 추이(1998~2003년)

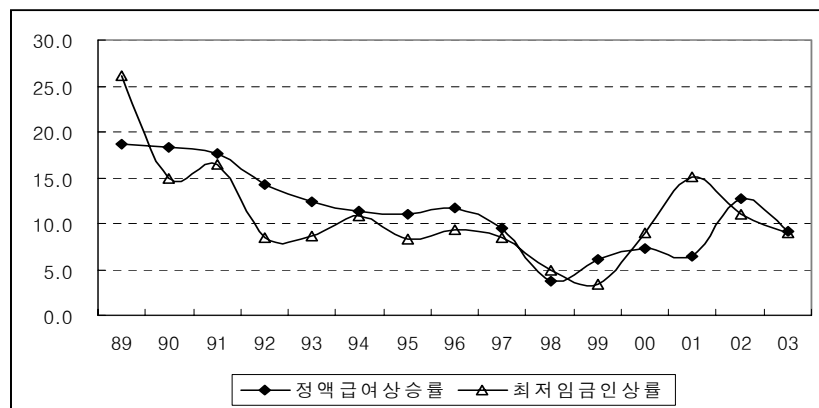
(단위: 천원/월, 원/시간, %)

	임금총액		최저임금의 상대적 수준			최저임금 (원/시간)	
	정액급여	월환산	정액대비	총액대비			
1988	446	316	114	36.1	25.6	463	488
1989	541	375	144	38.4	26.6	600	600
1990	642	444	166	37.3	25.8	690	690
1991	755	522	193	36.9	25.5	820	820
1992	869	597	209	35.0	24.0	925	925
1993	975	670	227	33.9	23.3	1,005	1,005
1994	1,099	746	252	33.7	22.9	1,085	1,170
1995	1,222	828	272	32.9	22.3	1,170	1,275
1996	1,368	925	298	32.2	21.8	1,275	1,400
1997	1,463	1,012	323	31.9	22.1	1,400	1,485
1998	1,427	1,050	339	32.2	23.7	1,485	1,525
1999	1,599	1,114	350	31.4	21.9	1,525	1,600
2000	1,727	1,196	382	31.9	22.1	1,600	1,865
2001	1,825	1,274	439	34.5	24.1	1,865	2,100
2002	2,036	1,436	488	34.0	24.0	2,100	2,275
2003	2,228	1,567	532	33.9	23.9	2,275	2,510

자료: 노동부, 『매월노동통계조사』, 각호.

(그림 5-2) 정액급여 및 최저임금 상승률 추이(1989~2003년)

(단위: %)



자료: 노동부, 『매월노동통계조사』, 각호.

최저임금위원회, 『최저임금심의의결경위』, 각년도.

자의 임금상승률은 전년 동기에 비하여 다소 낮아질 것으로 전망된다. 따라서 2004년 최저임금의 상대적 수준은 약 35% 내외로 개선될 것으로 추정된다. 그렇다고 하더라도 2004년 최저임금의 상대적 수준은 최저임금제도 도입 초기에 미치지 않을 것으로 전망된다.

2. 최저임금 수준의 횡단면 비교

다음으로, 현재의 최저임금 수준이 적정한가에 대해서는 시계열 분석보다 특정 시점에서 최저임금의 상대적 수준에 대한 국제비교를 통하여 보다 객관적으로 판단할 수 있다. 왜냐하면 앞서 살펴본 시계열 분석에서는 최저임금제도 도입 첫 해에 비하여 최저임금의 상대적 수준이 어떻게 변화되어 왔는가를 보여주기 때문이다. 즉 제도 도입 첫 해의 최저임금의 상대적 수준이 적정하다는 시계열 분석의 암묵적 전제에 대한 비판이 제기될 수 있기 때문이다.

최근까지도 최저임금의 정액급여(또는 임금총액)에 대한 비율, 최저임금 영향률 등 최저임금의 상대적 수준은 OECD 분석 대상 국가들 중에서 상당히 낮은 국가로 인식되어 왔다(OECD, 1998 참조). 그러나 최저임금 수준의 국제비교에서는 분석에 활용된 자료의 특성 및 최저임금 산입임금의 범위 등이 제대로 고려되어야 한다. 그런데 OECD(1998)에 활용된 한국 자료는 임금수준이 상대적으로 높은 상용근로자 10인 이상 비농 민간부문의 상용근로자만을 조사 대상으로 하는 노동부의 사업체 조사에 근거하고 있었다.

비록 최저임금 산입임금의 범위는 별도로 하더라도 사업체조사의 조사 대상 제약으로 최저임금의 상대적 수준 및 영향률은 실제보다 하향편의될 수밖에 없었다. 왜냐하면 임금수준이 상대적으로 낮은, 따라서 최저임금에 보다 영향을 받는 영세규모 사업체 또는 비상용근로자 등은 OECD(1998)에서 활용된 노동부의 사업체조사에 조사 대상으로 포함되어 있지 않았기 때문이다.

따라서 이하에서는 2000년 8월 이후 매년 1회 모든 임금근로자에 대하여 임금 및 각종 근로조건을 조사하고 있는 통계청의 『경제활동인구

〈표 5-2〉 최저임금 수준의 국제비교(2002년)

	최저임금액(시급)		최저임금 상대수준		최저임금 상대수준		대미환율
	자국통화	US \$	임금총액 중위값 대비		1인당 GNI 대비	GNI US \$	
호주	10.79	5.860	(LFS) 58.4	(ES) 54.9	61.7	19,740	1.8406
프랑스	6.83	6.457	62.1		61.0	22,010	1.0578
네덜란드	7.11	6.720	47.5		58.3	23,960	1.0578
벨기에(99)	6.71	6.344	56.8		56.7	23,250	1.0578
뉴질랜드	8.00	3.700	52.9		56.1	13,710	2.1622
아일랜드	6.35	6.003	50.6		52.3	23,870	1.0578
영국	4.20	6.295	44.7		51.8	25,250	0.6672
한국(02)	2158.00	1.725	(LFS) 40.6	(ES) 33.6	47.1	9,930	1251.09
한국(03)	2353.00	1.974	40.9	35.4	47.0	11,400	1192.00
그리스	2.79	2.641	38.5		47.1	11,660	1.0578
캐나다	6.90	4.731	41.9		44.1	22,300	1.4585
포르투갈	2.01	1.898	40.0		36.4	10,840	1.0578
스페인	2.55	2.412	29.6		34.8	14,430	1.0578
일본	664.00	5.296	32.3		32.8	33,550	125.3880
미국	5.15	5.150	33.9		30.5	35,060	1.0000

주: 1) LFS 및 ES는 각각 경제활동인구조사 및 사업체조사를 지칭함.

2) 한국 자료는 통계청의 『경제활동인구부가조사』, 노동부의 『임금구조기본통계조사』 및 『소규모사업체근로실태조사』를 이용하여 추정함.

자료: U.K., *The National Minimum Wage- 4th Report of the Low Pay Commission*, 2003.

부가조사』를 중심으로 최저임금의 상대적 수준이 어떠한가를 국제비교를 통하여 살펴보고자 한다. 이에 대한 주요 분석 결과는 다음과 같다.

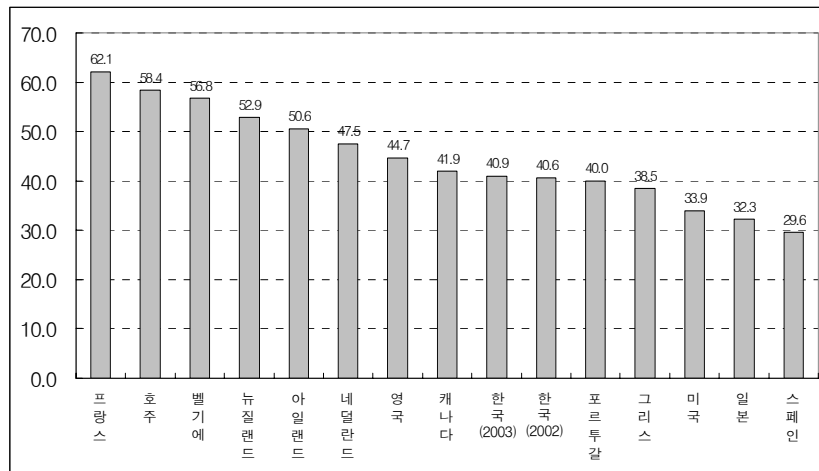
첫째, 2003년 현재 전일제 근로자의 임금총액 중위값(full-time median earnings)에 대비한 최저임금의 상대적 수준은 한국이 40.9%로 나타나고 있다. 이는 비교 대상 국가들(한국 제외 13개국)의 평균값

45.3% 및 중위값(영국) 44.7%에 비하여 상당히 낮은 수준이다(그림 5-3 참조).

둘째, 2003년 현재 민간부문 상용근로자의 임금총액 중위값에 대비한 최저임금의 상대적 수준은 35.4%로 나타나고 있다. 이는 노동부의 상용근로자 1~4인을 조사 대상으로 하는 『소규모사업체근로실태조사』 및 상용근로자 5인 이상을 조사 대상으로 하는 『임금구조기본통계조사』를 결합하여 추정된 수치이다. 물론 상용근로자에 대한 다른 국가들의 비교 가능한 자료가 없기 때문에 객관적인 국제비교는 용이하지 않다. 그러나 이는 최저임금의 상대적 수준은 어떠한 근로자집단을 대상으로 비교하는가에 따라 상이함을 보여준다.

(그림 5-3) 최저임금의 상대적 수준의 국제비교

(단위 : %)



주: 임금총액 중위값에 대비한 최저임금의 상대적 수준임.

자료: U.K., *The National Minimum Wage- 4th Report of the Low Pay Commission*, 2003.

셋째, 2003년 현재 1인당 국민소득에 대비한 최저임금의 상대적 수준은 한국이 47.0%로 나타나고 있다.⁷⁷⁾ 이는 비교 대상 국가들(한국 제외

77) 1인당 국민소득에 대비한 최저임금의 상대적 수준은 연환산 최저임금액, 즉 월 환산 최저임금액×12를 1인당 국민소득으로 나눈 수치이다.

13개국)의 평균값 48.0% 및 중위값(영국) 51.8%에 비하여 약간 낮은 수준이다. 특히 각국의 임금통계가 조사 방식 및 조사 대상 등에서 상당한 차이가 있음을 고려하면 경제발전 수준에 대비한 최저임금의 상대적 수준 비교는 보다 의미가 있다.

이상에서 살펴본 바와 같이 최근 우리나라 최저임금의 상대적 수준은 전반적으로 비교 대상 국가들에 비하여 그다지 크게 낮지는 않다고 말할 수 있다. 다시 말하면, 이는 국가가 저임금근로자를 위하여 기업에게 강제하는 최저임금 수준이 크게 낮지 않음을 시사한다. 그러나 한편으로 이는 근로빈곤계층을 위한 국가의 소득지원정책이 다른 국가들에 비하여 그다지 부족하지 않음을 시사하지는 않는다. 예컨대, 우리나라보다 최저임금의 상대적 수준이 높은 국가(예: 영국)에서나 낮은 국가(예: 미국)에서도 최저임금제도 이외에 근로빈곤계층을 위한 근로연계복지정책이 실시되고 있다.

3. 최저임금의 소득분배효과

최저임금의 경제적 효과에 대한 기존연구들에 따르면 최저임금의 상대적 수준이 높지 않다면 최저임금의 고용에 대한 부정적인 효과는 거의 존재하지 않으며, 최저임금은 근로자간 임금격차 및 가구(특히 임금 근로자가구)간 소득격차를 완화시킨다고 알려져 있다.⁷⁸⁾

이하에서는 최저임금이 소득분배에 미치는 효과에 대하여 한국노동연구원의 2003년 『한국노동패널조사』를 이용하여 분석하고자 한다. 분석자료로 『한국노동패널조사』를 선택한 주된 이유는 다른 조사통계와는 달리 가구 전체의 소득뿐만 아니라 개별 가구원의 소득 및 근로시간을 모두 조사하고 있기 때문이다.

특히 최저임금의 소득분배효과는 최저임금 수혜자의 가구소득 계층별 분포에 대한 분석으로 가능하다. 이하에서는 전체가구뿐만 아니라 최저임금에 보다 영향을 받는 임금근로자가구를 분석 대상으로 설정하

78) 이에 대해서는 OECD(1998), Card & Krueger(1995), Metcalf(1999) 등 참조.

고 최저임금의 소득분배효과를 추정하는데, 구체적인 분석방법은 다음과 같다.

첫째, 가구원수의 차이를 감안한 가구소득을 생산가능인구 개개인에게 결합시킨다. 여기서 가구소득은 원칙적으로 2002년 연간 총소득에서 연간 비경상소득을 제외한 연간 경상소득으로 하지만, 경상소득이 0인 경우에는 2003년 월간 경상소득을 12배하여 연간 경상소득으로 대체한다.⁷⁹⁾ 그리고 가구원수의 차이를 감안한 동등한 가치의 가구소득을 산출하기 위하여 일반적으로 이용되고 있는 가구균등화지수로 0.5를 사용한다.⁸⁰⁾

둘째, 전체 생산가능인구에 앞서 산출한 등가가구소득 순서대로 10개의 분위로 정렬하고, 해당 소득분위에 속하는 최저임금 수혜자의 비율을 추정한다. 여기서 최저임금 수혜자는 2003년 『한국노동패널조사』의 조사 시점을 고려하여 시간당 임금소득(hourly earning)이 2,510원 이하로서 최저임금제도의 수혜를 받을 수 있는 임금근로자로 규정한다.⁸¹⁾

셋째, 임금근로자가구를 분석 대상으로 한정하는 경우에도 동일한 분석방법을 반복한다. 단, 여기에서 임금근로자가구(working household)란 가구원 중에서 임금근로자가 1인 이상인 가구로 정의한다. 따라서 이는 가구주의 임금근로자 여부를 기준으로 가구 유형을 분류하고 있는 통계청 『도시가계조사』 및 『가구소비실태조사』의 통계적 정의와는 다소 차이가 난다.

이와 같은 분석방법에 따라 최저임금의 소득분배효과를 분석한 결과를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 전체가구를 분석 대상으로 설정하면 ‘생산가능인구에 대비한’ 최저임금 수혜자 비율은 소득수준이 낮다고 하여 반드시 높지는 않다.

79) 최저임금의 소득분배효과를 측정하기 위해서는 가구 전체 및 개별 가구원의 소득 조사 시점이 동일하여야 한다. 그러나 『한국노동패널조사』에서는 조사 연도 개별 가구원의 소득의 합계가 가구의 연간 경상소득을 정확하게 반영하지 못하는 부분적인 한계를 지니고 있다.

80) 즉, 등가가구소득=가구경상소득/(가구원수)0.5로 정의한다.

81) 물론 시간당 임금소득이 2,510원 이하인 임금근로자가 모두 최저임금제도의 수혜를 받지 않는다. 왜냐하면 최저임금법 적용인가 대상 및 감액적용 근로자가 있을 뿐만 아니라 최저임금법이 제대로 준수되지 않을 수도 있기 때문이다.

〈표 5-3〉 소득계층별 최저임금 수혜자 및 임금근로자 비율(2003년)

(단위 : %)

	전체가구		임금근로자가구	
	수혜근로자비율	임금근로자비율	수혜근로자비율	임금근로자비율
전 체	2.9	36.4	4.2	52.5
1/10분위	2.4	12.3	10.0	48.5
2/10분위	6.1	29.5	7.9	51.0
3/10분위	5.5	35.2	4.6	50.2
4/10분위	2.5	37.7	4.2	52.1
5/10분위	3.0	40.8	4.1	51.4
6/10분위	3.1	39.7	2.7	51.1
7/10분위	1.7	40.4	2.1	52.4
8/10분위	2.0	42.8	2.8	54.6
9/10분위	1.4	43.3	1.8	56.2
10/10분위	1.1	42.5	1.3	57.8

주: 모두 생산가능인구에 대비한 상대적 비율임.

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 2003년 원자료.

예컨대, 최하위 소득계층인 1/10분위의 최저임금 수혜자 비율은 2.4%로서 2/10분위 및 3/10분위의 6.1% 및 5.5%에 비하여 상대적으로 낮게 나타나고 있다.

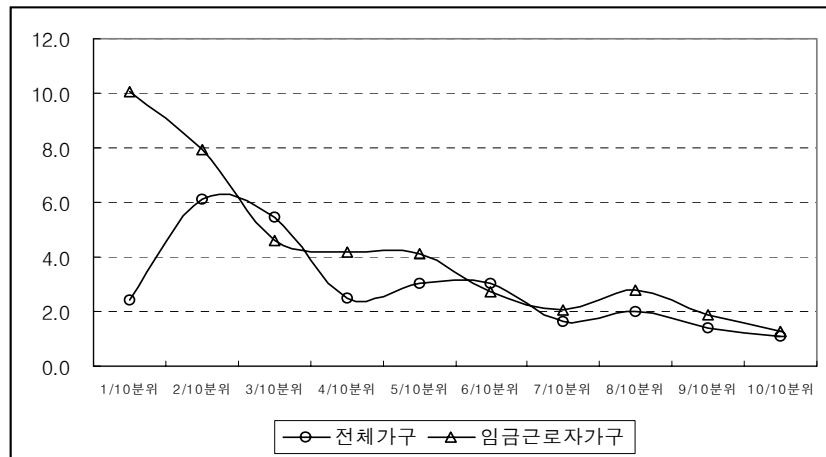
특히 최하위 소득계층의 낮은 최저임금 수혜자 비율은 생산가능인구에 대비한 임금근로자의 비율이 12.3%로 다른 소득계층에 비하여 현저하게 낮은 데 주로 기인한다. 이와 더불어 중상위 이상 소득계층에서도 최저임금 수혜자 비율이 높지는 않지만 일정하게 나타나고 있다. 이는 최저임금제도가 소득분배를 개선시키는 데 무딘 정책수단(blunt instrument)임을 시사한다.⁸²⁾

둘째, 그러나 전체가구가 아닌 임금근로자가구로 분석 대상을 한정하면 최저임금의 소득분배효과는 상대적으로 보다 높게 나타나고, 최저임금 수혜자 비율도 소득수준이 높아짐에 따라 거의 일률적으로 감소한다. 예컨대, 최하위 소득계층인 1/10분위의 최저임금 수혜자 비율은 약

82) 이에 대해서는 Card & Krueger(1995: 285) 참조.

〔그림 5-4〕 소득계층별 최저임금 수혜자 비율(2003년)

(단위:%)



자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 2003년 원자료.

10%로 다른 소득계층에 비하여 현저하게 높게 나타나고 있다(그림 5-4 참조).

이상에서 살펴본 바와 같이 최저임금제도는 임금근로자 중에서 특히 저임금근로자를 정책 대상으로 설정하고 있기 때문에, 임금근로자가구 간 소득분배를 개선시키는 데 상당히 영향을 미치고 있다. 실제로 전체가구를 기준으로 한 최저임금 수혜율이 임금근로자가구를 기준으로 한 최저임금 수혜율보다 저소득계층에서 낮게 나타남은 최저임금제도가 개별 저임금근로자를 정책 대상으로 함에 기인한다.

요컨대, 전체가구보다 임금근로자가구에서 최저임금의 소득분배효과가 상대적으로 보다 높게 나타나고 있다. 그렇다고 하여 최저임금제도가 근로빈곤계층의 문제를 해결하는 데 가장 효과적인 정책수단임을 시사하지는 않는다. 왜냐하면 최저임금법이 모든 임금근로자에게 동일한 수준으로 적용되고 제대로 준수된다고 하더라도, 임금근로자가구의 근로빈곤 문제는 어느 정도 해소될 수 있지만 비임금근로자가구의 근로빈곤 문제는 해결되지 않기 때문이다.

제3절 근로빈곤실태와 재정정책

최근 우리나라에서는 실제 근로활동에도 불구하고 빈곤에서 벗어나지 못하고 있는 근로빈곤이 사회적 이슈로 제기되고 있다. 그럼에도 불구하고 근로빈곤계층에 대한 실증분석은 여전히 제한적이다.

이하에서는 통계청의 2000년 『가구소비실태조사』 및 2003년 8월 『경제활동인구부가조사』를 이용하여 근로빈곤의 실태를 살펴보고⁸³⁾, 재정정책의 소득재분배효과를 분석하고자 한다. 또한 이와 관련하여 탈빈곤 정책으로 부각되고 있는 근로소득보전세제에 대해서도 살펴본다.

1. 근로빈곤의 실태

일반적으로 빈곤을 특정한 하나의 기준으로 측정하기란 그다지 용이하지 않다. 따라서 기존의 연구에서도 연구의 목적에 따라 빈곤을 상대적 기준 또는 절대적인 기준으로 설정하기도 한다. 이를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 빈곤을 상대적인 기준에 따라 정의하는 상대빈곤의 관점에서는 최저생활수준을 다른 사회구성원들의 생활수준과 상대적으로 비교하여 측정된 소득 또는 소비수준으로 빈곤선을 측정한다. 비록 상대빈곤선을 설정하는 데 다양한 기준들이 존재하지만, 일반적으로 중위소득의 50% 이하를 빈곤선으로 설정하고 있다.

둘째, 빈곤을 절대적인 기준에 따라 정의하는 절대빈곤의 관점에서는 최저생활수준을 영위할 수 있도록 규정한 각종 최저생계비 이하를 빈곤선으로 설정하고 있다.

우리나라에서는 국민기초생활보장제도의 최저생계비를 기준으로 공

83) 한국노동연구원의 『한국노동패널조사』를 이용한 근로빈곤 실태에 대한 주요한 연구로서 구인회(2001), 금재호(2003) 등 참조. 한편 2003년 이후의 통계청 『전국가계조사』는 원자료가 제공되지 않기 때문에 분석에서 제외한다.

공부조 수급자를 선정하기 때문에 절대빈곤이 정책적으로 매우 중요한 의미를 지니고 있다. 이와 더불어 빈곤층도 절대빈곤층(최저생계비 이하)과 차상위빈곤층(최저생계비 초과 및 120% 이하)으로 세분하기도 한다. 그리고 지난 2000년 이후 국민기초생활보장법에 따른 최저생계비는 예상 소비자물가상승률만큼 매년 인상되어 왔다.

이하에서는 절대빈곤의 관점에서 빈곤계층 중에서 근로빈곤의 실태에 대하여 살펴보고자 한다. 근로빈곤계층은 일할 능력과 의사가 있으나 낮은 실직과 낮은 소득 때문에 일하더라도 빈곤 상태를 못 벗어나는 계층으로 정의할 수 있다. 그러나 근로능력과 의사에 대한 객관적인 정보가 부족하기 때문에 이하에서는 실제 취업하고 있는 가구원이 있는 가구에 한정하여 근로빈곤의 실태를 분석하고자 한다.

가. 가구소비실태조사 분석

우선, 이용 가능한 가장 최근의, 조사 대상이 매우 포괄적인 2000년 통계청의 『가구소비실태조사』를 이용하여 가구를 기준으로 빈곤의 실태를 살펴보면 다음과 같은 특성이 나타나고 있다.⁸⁴⁾

첫째, 가구의 특성을 가구원수 및 취업자수로 살펴보면 비취업가구일 수록 가구원수, 특히 취업자수가 취업가구, 즉 임금 및 비임금근로자가구에 비하여 상당히 적게 나타나고 있다. 이와 더불어 취업가구라 하더라도 비임금근로자가구가 임금근로자가구에 비하여 가구원수 및 취업자수가 다소 많게 나타나고 있다.

둘째, 가구의 전체소득을 기준으로 빈곤율을 살펴보면 비록 소득 유형별로 약간의 차이가 있지만, 비취업가구 → 비임금근로자가구 → 임금근로자가구의 순으로 빈곤율이 낮게 나타나고 있다. 예컨대, 불규칙적으로 발생하는 비경상소득을 제외한 경상소득을 기준으로 하면 가구빈

84) 여기에서 가구 유형은 개별 가구원이 아닌 가구주의 경제활동상태를 기준으로 분류하기 때문에 비취업가구에서도 취업자가 존재하기도 한다. 또한 2000년 『가구소비실태조사』에서도 이전과 동일하게 농촌지역의 농어가가 분석 대상에 포함되지 않는다.

곤율은 비취업가구가 35.0%, 비임금근로자가구가 5.3%, 임금근로자가구가 3.8%로 나타나고 있다. 이는 취업 여부가 빈곤을 결정하는 주된 요인임을 시사한다.

특히 주목할 만한 사실은 비임금근로자가구의 소득수준이 임금근로자가구에 비하여 전반적으로 높음에도 불구하고 가구빈곤율은 오히려 높게 나타나고 있다. 이는 소득불평등도가 임금근로자가구에 비하여 비임금근로자가구에서 보다 높음을 시사한다. 실제로 가구원수의 차이를 조정한 경상소득의 지니계수는 임금근로자가구 0.287, 비임금근로자가구 0.382, 비취업가구 0.414로 나타나고 있다.

셋째, 근로빈곤과 관련하여 임금소득 및 자영소득의 합계로 규정한 근로소득을 기준으로 살펴보면, 임금근로자가구의 빈곤율은 6.8%인 데 비하여 비임금근로자가구의 빈곤율은 7.7%로 나타나고 있다.⁸⁵⁾ 이는 임금근로자가구에 비하여 비임금근로자가구의 근로빈곤이 상대적으로 높음을 시사한다.

〈표 5-4〉 가구 유형별 소득수준 및 빈곤율(2000년)

(단위: 만원/월, %, 명)

	소득수준(빈곤율)				가구규모	
	전체소득	경상소득	근로소득	임금소득	가구원수	취업자수
전 체	229(8.8)	219(10.1)			3.1	1.3
임금근로자가구	237(3.2)	224(3.8)	208(6.8)	199(8.2)	3.2	1.5
비임금근로자가구	292(4.6)	287(5.3)	268(7.7)		3.5	1.7
비취업가구	121(30.9)	110(35.0)			2.2	0.3

주: ()안의 수치는 빈곤율로서 최저생계비 100% 이하를 빈곤가구로 정의함.
자료: 통계청, 『가구소비실태조사』, 2000년 원자료.

이상에서 살펴본 바에 따르면 비임금근로자가구가 임금근로자가구에 비하여 빈곤율이 상대적으로 높음을 확인할 수 있다. 그러나 통계청의 『가구소비실태조사』에서는 자료의 제약상 개별 가구원의 경제활동상태,

85) 이하에서는 용어상의 혼선을 피하기 위하여 임금근로자의 근로소득을 임금소득, 비임금근로자의 근로소득을 자영소득으로 지칭한다. 따라서 통계청, 『가구소비실태조사』의 사업소득 및 농림축어업소득은 ‘자영소득’으로 통칭된다.

임금 및 각종 근로조건에 대한 미시적인 분석은 더 이상 가능하지 않다.

나. 경제활동인구부가조사 분석

앞서 살펴본 『가구소비실태조사』를 이용한 분석에서는 근로빈곤가구의 경제활동상태, 임금 및 각종 근로조건이 제대로 파악되지 않는다. 따라서 이하에서는 2003년 8월 통계청의 『경제활동인구부가조사』 원자료에 조사가구의 일반적인 정보를 결합시킨 자료를 이용하여 가구의 특성뿐만 아니라 개별 가구원의 특성도 분석하고자 한다.

그러나 통계청의 『경제활동인구부가조사』에서는 임금근로자의 임금소득만이 조사되고 있다. 따라서 이하에서는 가구주가 임금근로자인 임금근로자가구를 분석 대상으로 설정하고, 가구의 전체 임금소득이 국민기초생활보장제도에 의한 최저생계비의 100% 이하인 가구를 근로빈곤가구로 규정하고, 이들 빈곤가구와 일반가구와의 특성 차이를 살펴보고자 한다. 주요한 분석 결과를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 빈곤율은 가구 기준으로 8.2%, 생산가능인구 기준으로 7.2%로 나타나고 있다.⁸⁶⁾ 이와 더불어 빈곤가구는 일반가구에 비하여 가구원수 및 15세 미만 자녀수 등에서 약간 많게 나타나고 있다.

둘째, 빈곤가구는 일반가구에 비하여 경제활동참가율이 낮을 뿐만 아니라 노동시장에 참여한 가구원의 실업률이 높고 또한 임금 및 각종 근

<표 5-5> 근로빈곤가구의 분포(2003년)

(단위: 호, 천명, %)

	전체가구	임금근로자가구			
		소계	일반가구	빈곤가구	빈곤율
가구수(표본)	31,914	15,033	13,800	1,233	8.2
생산가능인구(모집단)	37,390	18,488	17,164	1,323	7.2

주: 가구주가 임금근로자인 임금근로자가구 기준임.

자료: 통계청, 『경제활동인구부가조사』, 2003년 8월 원자료.

86) 비록 분석 시기의 차이는 있지만 이는 <표 5-4>의 분석 결과와 일치한다.

로조건도 열악하게 나타나고 있다.

예컨대, 빈곤가구의 경제활동참가율은 55.0%로서 일반가구의 68.3%에 비하여 13.3%포인트 낮다. 또한 빈곤가구의 실업률은 6.4%로서 일반가구의 1.6%에 비하여 4.8%포인트 높다. 이들 요인에 의하여 빈곤가구의 고용률은 51.4%로서 일반가구의 67.3%에 비하여 15.9% 낮게 나타나고 있다. 이와 같이 빈곤가구의 낮은 고용률과 빈곤가구원의 낮은 임금 수준으로 인하여 빈곤가구의 임금소득은 월평균 679천원으로 일반가구의 2,621천원에 비하여 현저하게 낮게 나타나고 있다.

이와 같은 빈곤 및 일반가구 간 임금소득의 격차는 고용률의 차이뿐만 아니라 각종 근로조건이 열악한 임시·일용직의 비율이 높고, 이에 따라 노동조합의 보호에서도 보다 배제되고 있는 데 상당부분 기인하고 있다. 예컨대, 일반가구의 임시·일용직 비율은 44.1%인 데 반하여 빈곤가구는 88.3%로 현저하게 높게 나타나고 있다.

셋째, 비록 최저임금 영향률은 빈곤가구일수록 일반가구에 비하여 매우 높지만, 최저임금제도의 수혜자가 일반가구에서도 나타나고 있다. 이는 최저임금제도가 빈곤가구뿐만 아니라 일반가구의 저임금근로자에게도 영향을 미치고 있음을 시사한다. 따라서 최저임금제도는 근로빈곤의 문제를 해결하는 데 그다지 강력한 수단이 아닐 수 있음을 시사한다.

〈표 5-6〉 근로빈곤가구의 경제활동상태 및 근로조건(2003년)

(단위: %, 천원/월, 시간/월)

	참가율	실업률	고용률	임금소득	임금총액	근로시간	임시일용비율	노동조합가입률	최저임금영향률
전체	67.4	1.9	66.1	2,482	1,561	212.4	46.4	12.5	6.6
일반	68.3	1.6	67.3	2,621	1,614	213.1	44.1	13.0	5.1
빈곤	55.0	6.4	51.4	679	596	198.4	88.3	2.9	34.0

주: 가구주가 임금근로자인 임금근로자가가구기준임.

자료: 통계청, 『경제활동인구부가조사』, 2003년 8월 원자료.

2. 재정정책의 소득분배 개선효과

그렇다면 시장에 의한 빈곤 또는 소득불평등을 개선하는 데 국가의 재정정책은 어느 정도 기여하고 있는가? 이하에서는 통계청의 2000년 『가구소비실태조사』를 이용하여 재정정책의 소득분배 개선효과를 추정하고자 한다.

특히 재정정책의 소득분배 개선효과는 가처분소득으로 추정한 지니계수가 시장소득으로 추정한 지니계수에 비하여 어느 정도 감소하는가를 기준으로 분석할 수 있다. 이에 대한 분석 결과를 살펴보면 다음과 같은 특성이 나타난다.

〈표 5-7〉 재정정책의 소득분배 개선효과(2000년)

(단위: 지니계수, %)

	전 체	임금 근로자가구	비임금 근로자가구	비취업가구
시장소득(A)	0.364	0.289	0.384	0.462
가처분소득(B)	0.348	0.279	0.384	0.414
재정정책효과 (B-A)/A×100	-4.3	-3.5	0.0	-10.2

주: 시장소득=임금소득+자영소득+재산소득+사적이전소득

가처분소득=시장소득+공적이전소득-직접세 및 사회보험료

자료: 통계청, 『가구소비실태조사』, 2000년 원자료.

첫째, 전반적으로 재정정책에 의한 소득불평등 감소효과는 4.3%로 낮게 나타나고 있다. 이는 1990년대 중반에 추정된 OECD 주요국의 평균치 37.9%에 비하여 현저하게 낮은 수치이다.⁸⁷⁾

둘째, 가구 유형별로 살펴보면 재정정책의 소득재분배효과는 다소 상이하게 나타나고 있다. 예컨대, 비취업가구의 재정정책효과는 10.2%로서 임금근로자가구의 3.5%에 비하여 높게 나타나고 있다. 다만, 비임금 근로자가구에서 재정정책의 효과는 거의 나타나지 않고 있다.

87) 이에 대해서는 정진호 외(2001: 27) 참조.

가. 우리나라의 근로소득세제

그동안 우리나라의 소득세 제도는 임금근로자와 자영업자 간 세부담의 형평성을 제고시키기 위하여, 임금근로자에 대해서는 일률적으로 소득 및 세액공제제도를 확대시켜 왔다. 따라서 2002년 현재 근로소득세 납부자 비율은 51.5%로 낮아져 있다.

그러나 이와 같은 일률적인 공제 제도 조정으로 가구의 특성에 따른 필요경비가 제대로 반영되지 못하여 소득세의 소득재분배효과가 미흡하고, 특히 공제 제도의 확대는 면세점 미만의 근로빈곤계층의 가처분 소득을 거의 증가시키지 않는다.

〈표 5-8〉 근로소득세 납부자 비율 추이(1998~2002년)

(단위: 천명, %)

	1998	1999	2000	2001	2002
전체 연말정산자(A)	9,276	9,390	11,102	11,555	12,017
근로소득세(갑종) 납부자(B)	6,269	5,520	5,934	6,446	6,187
근로소득세 납부비율(B/A)	67.6	58.8	53.4	55.8	51.5

자료: 국세청, 『국세통계연보』, 각년도.

이상에서 살펴본 바와 같이 재정정책의 소득재분배효과가 다른 국가들에 비하여 낮은 소득세의 소득재분배효과가 미흡한 데 상당부분 기인한다.

나. 근로소득보전세제

최근 영미계 국가들을 중심으로 한 주요 선진국에서는 저임금근로자를 위한 최저임금제도 이외에, 근로빈곤가구를 위한 근로소득보전세제를 실시하고 있다. 예컨대, 미국의 EITC, 영국의 WFTC, 호주의 WC, 뉴질랜드의 FTC 등이 가장 대표적이다.

근로소득보전세제(EITC: earned income tax credit)란 일정 수준 이하의 근로소득이 있는 가구를 대상으로 적용되는 환급 가능한 세액공제

(refundable tax credit) 형태로서, 근로활동에 참여하고 있는 저소득가구에 대한 소득지원을 목적으로 하고 있는 근로연계복지정책수단이다.

최근 우리나라에서도 근로빈곤계층에 대한 소득 지원 및 이들의 노동시장 참여를 제고시키기 위해서 주요 선진국에서 실시되고 있는 EITC 제도를 도입할 필요성이 제기되고 있다. 그러나 EITC의 도입의 타당성을 검토하기 위해서는 EITC의 근로유인 제고효과에 대하여 살펴보아야 한다. 이하에서는 이에 대한 기존의 연구 결과를 살펴보고자 한다.

우선, 기존의 연구를 종합하면 EITC는 다른 복지프로그램보다 근로의욕을 고취시키는 데 보다 효과적인 제도로 평가받고 있다. 그러나 EITC의 근로유인 제고효과는 모든 집단에 일률적이지 않고 집단별로 다소 상이하게 나타나고 있다. 즉 기존의 연구들에 따르면 EITC는 여성 가장가구 또는 독신여성의 노동시장 참여를 증가시키지만, 기혼여성 또는 맞벌이부부 가구에겐 그다지 영향을 미치지 않는 것으로 분석되고 있다.⁸⁸⁾

다음으로, 최저임금제도와 EITC의 빈곤 감소효과에 대한 기존의 연구에 따르면 취업가구의 빈곤 탈피에는 최저임금제도, 그리고 비취업가구의 빈곤 탈피에는 EITC가 보다 효과적이라고 분석되고 있다.⁸⁹⁾

이하에서는 1999년 4월 최저임금제 도입과 더불어 1999년 10월 근로소득보전세제(WFTC: working family tax credit)를 실시하고 있는 영국의 사례를 소개하고자 한다⁹⁰⁾. 주요한 내용은 다음과 같다.

첫째, WFTC 환급액은 자녀의 수 및 연령, 순근로소득, 근로시간, 보육비용 등에 따라 결정되고, 수급요건은 주당 근로시간이 16시간 이상이어야 한다.

둘째, <표 5-9>의 사례 1 및 사례 2에서 보는 바와 같이 최저임금을 받는 저임금근로자의 가구소득은 재정정책에 의하여 약 50~100% 높아진다. 비록 근로소득보전세제가 근로유인제고 및 소득분배 개선 측면에서 긍정적인 평가를 받고 있지만, 이를 도입·실시하는 데 특히 조세 및

88) 이에 대해서는 Eissa & Liebman(1996), Eissa & Hoynes(1998), Meyer & Rosenbaum(2001), Hotz & Scholz(2001), Elliwood(2000) 등 참조.

89) 이에 대해서는 Burkhauser, Couch & Glenn(2001), Neumark(2001) 등 참조.

90) 미국의 사례에 대해서는 박능후(2003) 참조.

〈표 5-9〉 영국의 최저임금과 WFTC 사례(2001년)

(단위: 파운드/주)

	사례 1	사례 2	비 고
총근로소득(A)	129.50	129.50	$129.50=3.7\times 35$
인적공제(B)	87.21	87.21	65세 미만 87.21
과세대상소득(C=A-B)	42.29	42.29	
근로소득세(D)	0.00	0.00	자녀 1인 이상 0
사회보험료(E)	4.23	4.23	
순근로소득(F=A-D-E)	125.27	125.27	
세액공제(G)	91.45	161.45	
	54.00	54.00	기초세액공제
	11.45	11.45	30시간 이상
	26.00	26.00	16세 미만 자녀
	0.00	70.00	보육비용 70%
WFTC 환급액 ($H=G-0.55\times(F-92.9)$)	73.65	143.65	WFTC급여최대값 92.9
가처분소득(I=F+H)	198.92	268.92	

주: 1) 사례 1: 양부모 및 16세 미만 1자녀, 부모 중 1인이 최저임금(3.7파운드)으로 주당 35시간 근로.

2) 사례 2: 편부모(lone parent) 및 16세 미만 1자녀(보육비용 100파운드), 부모 최저임금(3.7파운드)으로 주당 35시간 근로.

자료: U.K., *The National Minimum Wage- 3th Report of the Low Pay Commission*, 2001.

재 정여건이 조성되어야 한다. 그럼에도 불구하고 최근 한 연구에 따르면 재정소요액은 구체적인 설계방식에 따라 상이하지만, 임금근로자가구를 대상으로 하는 기본 모형의 경우 연간 약 2조원으로 추정되고 있다.⁹¹⁾

제4절 소 결

본 연구에서는 근로빈곤과 관련하여 근로빈곤의 실태 및 이에 대한

91) 이에 대해서는 박능후(2004, p.32) 참조.

정책수단인 최저임금제도 및 재정정책의 효과를 살펴보았다. 주요한 분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 비록 최저임금의 상대적 수준은 도입 초기에 비해서는 낮지만 다른 국가들에 비해서는 크게 낮지 않다. 그리고 최저임금의 소득분배 효과는 임금근로자가구의 저소득계층에서 높게 나타나고 있다. 그러나 국가가 기업에게 강제하는 최저임금제도만으로 근로빈곤의 문제가 완전히 해소되지 않는다.

둘째, 근로빈곤율은 비임금근로자가구가 임금근로자가구보다 높게 나타나고 있다. 또한 빈곤가구는 일반가구에 비하여 노동시장 참여수준이 저조할 뿐만 아니라 임금 및 각종 근로조건이 열악한 임시·일용직의 비중이 높게 나타나고 있다.

셋째, 재정정책의 소득분배 개선효과는 약 4.3%로서 다른 OECD 국가들의 37.9%에 비하여 현저하게 낮다. 현행 소득세제도는 소득재분배 효과가 매우 미흡하며 근로빈곤의 문제를 해결하기 위해서는 주요 선진국에서 실시하고 있는 근로소득보전세제를 실시할 필요성이 제기된다.

향후 근로빈곤계층을 위한 소득지원 및 근로유인 제고를 위해서는 최저임금제도의 개선뿐만 아니라 근로연계복지정책을 점진적으로 실시할 필요성이 있다. 특히 최저임금제도와 관련하여 제도상의 문제점(예:감액·적용제외인가 대상 등)에 대한 합리적인 대안을 도출하고, 경제에 큰 부담을 주지 않을 만큼 최저임금의 수준도 현실화되어야 한다.

이와 같은 정부의 정책 이외에도 근로빈곤의 문제를 해결하기 위한 노사의 다음과 같은 역할이 기대된다. 우선, 기업은 최소한 최저임금법이라도 제대로 준수하여야 하고, 이와 더불어 근로빈곤계층의 주된 고용형태인 비정규직에 대한 부당한 차별이 존재한다면 이를 시정하여야 한다. 다음으로, 노동조합도 노동조합에 거의 가입되어 있지 않은 비정규직근로자의 근로조건 개선을 보다 충실하게 대변하여야 한다.

제6장

소득이전의 빈곤완화 효과

제1절 머리말

완전히 자급자족적인 개인이나 가구가 존재했던 원시시대를 제외한다면, 인간은 화폐를 매개로 한 교역을 통해서 생활을 영위하고 있다고 할 수 있다. 따라서 기본적인 생활을 영위할 수 있는 소득의 확보는 인간 생존의 전제가 된다. 자력으로 소득을 얻을 수 없는 사람들에게 대해서 최소한도의 생활을 보장해 주는 것은 인류 역사 이래로 가장 오래된 사회정책 목표의 하나이다.

노동을 통한 소득이 주요 소득원이고 핵가족이 주된 가족 형태를 이룬 현대사회에서, 가장의 소득활동 중단은 곧 가구의 빈곤으로 이어질 개연성이 높다. 따라서 빈곤 예방 혹은 탈빈곤을 위해서는 가구원이 안정적인 일자리를 얻고 지속할 수 있도록 원조하는 것이 무엇보다도 중요하다. 또한 가구 자력으로 빈곤의 해결이 어려울 때 부모, 형제, 자식 등 친척과 사적 관계망의 소득이전은 빈곤완화에 큰 영향을 미친다. 그 외에도 최저임금제도와 같이 시장에서의 일차배분에 관여하는 제도, 의료보장 및 주거보장과 같이 소비수준에 관여하는 제도, 조세제도, 사회보험, 공적부조 등과 같이 재분배에 관여하는 제도 등은 모두 탈빈곤정책의 범주에 넣을 수 있다.

가구가 직면한 빈곤을 해결하기 위하여 어떤 정책을 택하는 것이 가장 효과적이고 또 비용을 줄일 수 있는가는 실제 그 가구가 처한 상황이 어떠한가에 따라서 크게 달라진다. 일을 할 수 있는 사람이 있는 가구의 경우 빈곤에서 벗어나는 가장 확실한 방법은 일자리를 통해서 소득을 얻을 수 있도록 일자리를 마련해 주고 그 일자리를 유지하도록 돕는 것이다. 또한 일자리를 가졌음에도 불구하고 빈곤한 경우를 방지하기 위하여 최저임금제도를 통하여 시장소득의 배분에 관여하는 정책을 펴기도 한다.

반면 노령, 질병, 장애, 저연령 등 일자리를 갖는 것이 현실적으로 어려운 사람들로만 구성된 가구의 경우는 이전소득을 통해서 낮은 시장소득을 보완할 수 있도록 하는 것이 필요하다. 이전소득은 사적이전과 공적이전으로 구분할 수 있으며, 공적이전은 다시 사회보험과 공공부조로 구분할 수 있다. 부모, 형제, 자녀, 이웃 등의 사적 관계에서의 소득이전을 통한 빈곤의 구제는 정부의 탈빈곤정책이 있기 이전부터 가장 오랫동안 행해져 온 전통적인 방식이지만, 핵가족과 개인주의적인 문화가 보편화된 현재 이는 그 지속성을 담보하기 어렵고 강제할 방법도 없다는 결정적인 약점이 있다. 따라서 세계 대부분의 국가에서는 고령, 질병, 재해, 실업 등 예측가능한 소득상실의 위험에 대해서 사회보험이라는 집합적인 방식을 채택하여 가구의 빈곤화를 최대한 방지하고자 하고 있다. 그리고 이러한 제반 노력에도 불구하고 빈곤한 가구에겐 국가가 공적부조를 행하게 되는 것이다.

본장에서는 이렇게 각 가구가 처한 상황에 따라서 적합한 빈곤 대처 방식의 차이가 있다는 사실에 착안하여 공·사 소득이전이 갖는 빈곤완화 효과가 각 가구의 특성에 따라서 어떻게 변화하는가를 살펴보고자 한다. 다시 말하면 가구의 주요 특성이 어떻게 조합되는가에 따라 소득 수준과 소득원의 구성이 달라진다는 것을 전제로, 가구 특성에 따라 사적소득이전, 사회보험, 공공부조의 양은 얼마나 되며 빈곤 감소와 관련된 효과성과 효율성은 어떻게 달라지는가를 살펴볼 것이다. 또한 이를 토대로 앞으로 한국의 소득보장체계의 발전방향에 대해서 논의하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 우선 제2절에서는 소득보장체계의 효과성 및 효율성과 관련된 선행연구를 검토한 후, 제3절에서는 빈곤완화의 효과성 및 효율성의 측정과 관련된 이론을 검토한다. 제4절에서는 분석 결과를 살펴본다. 여기에는 각 집단별 소득구성과 빈곤의 특성에 대한 검토, 공사 이전의 빈곤완화 효과성과 효율성이 각 집단별로 어떻게 달리 나타나는가에 대한 분석이 포함된다. 마지막으로 제5절에서는 이제까지의 연구결과를 정리할 것이다.

제2절 선행연구의 검토

그간의 빈곤 및 소득보장체계에 대해서 이루어진 연구는 빈곤가구의 특성, 빈곤의 이행 및 탈출요인에 관한 연구와 소득의 구성 및 소득보장체계의 효과성에 대한 연구로 나누어 볼 수 있다.

우선 빈곤과 관련하여 가장 많이 이루어진 연구는 빈곤가구의 특성, 빈곤의 이행 및 탈출요인에 관한 연구이다. 이들 연구 대부분은 빈곤가구의 경제활동상태, 즉 취업 여부와 취업의 질이 가구의 빈곤여부를 결정하는 주요한 요소로 설명하고 있다(구인회, 2001; 황덕순, 2001; 금재호·김승택, 2001; 이병희·정재호, 2002; 금재호, 2003).

소득의 구성 및 소득보장체계의 효과성, 안정성과 관련된 연구는 석재은·김태완(2000), 김교성(2002, 2003), 홍경준(2003), 박능후 외(2003) 등의 연구를 들 수 있다.

석재은·김태완(2000)의 연구는 1996년 가구소비실태조사 자료를 이용하여 노인가구의 소득원 구성과 사적소득이전과 공적소득이전의 빈곤완화 효과에 대해서 분석하였으며, 사적소득이전이 공적소득이전보다 빈곤완화 효과가 매우 큰 것으로 보고하고 있다.

김교성(2002)의 연구는 한국노동연구원의 1998년과 1999년의 노동패널자료를 이용하여 공적소득이전과 사적소득이전의 빈곤완화 효과 및 빈곤이행 효과에 대해서 분석하였다. 분석 결과 사적소득이전의 빈곤완

화 효과가 공적소득이전의 빈곤완화 효과보다 높은 것으로 파악하였으며, 공적소득이전의 한 형태인 사회보험급여의 증가가 빈곤 탈출에 긍정적인 효과가 있는 것으로 보고하고 있다.

김교성(2003)은 1996년부터 2002년까지의 도시가계연보 자료를 이용하여 근로자가구의 소득원 구성과 분배구조의 변화를 분석하였다. 그 결과 도시근로자가구 전체로 볼 때 공적이전소득의 비중 증가는 미미하지만, 빈곤근로자가구에 대한 공적이전소득의 증가는 상대적으로 컸으며 공적이전소득의 빈곤감소 효과나 소득불평등 완화효과는 이전의 시기에 비해서 매우 큰 수준이라고 평가하였다.

박능후 외(2003)는 2000년 가구소비실태조사 자료를 이용하여 가구를 근로가구와 비근로가구로 구분한 후, 각 가구별로 공적이전의 빈곤을 감소효과를 분석하였다. 분석 결과, 빈곤율과 빈곤갭의 분석 모두에서 생계급여의 빈곤감소 효과가 사회보험 현금급여의 빈곤감소 효과보다 높은 것으로 나타났으며, 근로가구의 경우 공적급여에 의한 빈곤감소 효과는 극히 적은 것으로 나타났다.

홍경준(2003)은 1998년부터 2000년까지의 한국노동연구원의 노동패널자료를 이용하여 공적소득이전과 사적소득이전의 소득안정화 효과를 분석하였다. 분석 결과, 소득 안정성의 확보에는 가구구성의 안정성이 매우 중요하며, 사적이전과 공적이전은 가족으로부터 소득 안정성을 확보하기가 상대적으로 어려운 인구집단에게 특히 유용한 것으로 파악하고 있다.

이상의 선행연구를 보면, 이전의 효과성에 대한 연구가 주로 이루어졌으며 이전의 효율성에 대한 분석이 이루어진 경우는 없다. 또한 가구의 특성에 따른 이전의 효과성에 대한 분석도 여성가구, 빈곤가구 등 일부에 대해서만 이루어졌고, 가구의 특성에 따른 보다 체계적이고 본격적인 분석은 아직 이루어진 바 없다.

제3절 연구방법

1. 분석자료

가구별 소득원 구성 및 소득보장제도의 효과성, 효율성을 살펴보기 위해서는 가구 혹은 개인의 소득원별 소득 정보가 수록된 자료가 필요하다. 소득원별 소득 정보가 수록된 자료는 통계청의 도시가계조사, 가구소비실태조사, 한국노동연구원의 노동패널이 있다.

본 연구에서는 이 중 노동패널을 이용하여 분석을 하였는데 그 이유는 다음과 같다. 도시가계조사는 통계청에서 도시의 2인 이상 가구 중 약 5,200개 표본을 대상으로 가계부 기장방식을 통해서 도시가구의 생활수준과 변동 사항을 파악하기 위하여 매 분기별로 실시하는 조사로서 일관성 있는 시계열이 확보된다는 장점이 있다. 그러나 도시가계조사에서는 농어촌가구, 겸용주택가구, 영업상 사용인이 2인 이상 동거가구, 비혈연 자취가구, 단독가구, 외국인가구 등을 제외하고 있기 때문에 표본의 대표성에서 결함이 발견된다. 가구소비실태조사 자료는 도시가계조사 자료에는 없는 1인 가구, 농어촌지역 거주가구, 비근로가구 등의 소득이 조사, 발표되고 있기 때문에 도시가계조사의 결함이 보정되고 있다. 그러나 이 자료는 1991년부터 시작되어 5년마다 조사되는 자료로 현재 1991년, 1996년, 2001년 자료만 생산되어 있기 때문에 최근 연도의 실태를 분석하는 것에는 일정한 한계가 있다. 따라서 본 연구에서는 한국노동연구원에서 생산한 노동패널 자료를 이용하여 분석하였다.

노동패널 자료는 매년 가구의 특성, 가계경제분석, 가구원의 경제활동상태와 실태 등에 대해서 분석한 자료로서, 1998년부터 2002년까지의 자료가 매년 구축되어 있다. 본 연구에서는 국민기초생활보장제도의 실시 전후의 공적이전의 효과성과 효율성을 비교해 보기 위하여 이 중 1999년과 2002년의 자료를 분석에 사용하였다. 노동패널 자료를 보면 t년도의 자료에서 가구 특성 및 개인 관련 정보는 당해 연도 내용이지만

가구의 소득에 관한 정보는 t-1년도 내용이기 때문에(구인회, 2001; 홍경준, 2004), 관찰 시점을 동일하게 하기 위하여 t년도의 가구소득 정보와 t-1년도의 개인 관련 정보 및 가구 특성에 관한 정보를 결합하여 t-1년도의 자료를 구축하였다.

1999년도 데이터셋	가구 소득자료 (2000)	+	가구 특성자료 (1999)	+	개인자료 (1999)
2002년도 데이터셋	가구 소득자료 (2003)	+	가구 특성자료 (2002)	+	개인자료 (2002)

본 연구에서는 가구의 소득활동 및 가구 특성에 대한 응답이 있는 자료만을 분석에 사용한 결과, 최종 분석에 사용된 데이터는 1999년 3,946개, 2002년 3,867개로 나타났다.

2. 소득원 구성과 표본의 유형화

본 연구에서 사용한 소득원의 구성방법은 노동패널의 소득원 구성을 따랐다. 우선 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 가족이전, 사회보험, 공적부조, 기타이전, 기타소득으로 분류하고, 이 중 금융소득, 부동산소득, 기타소득을 자산소득으로, 가족이전과 기타이전은 사적이전으로, 사회보험과 공적부조는 공적이전으로 재분류하였다. 이러한 소득 구성을 소득이전과 관련시켜서 살펴보면 근로소득과 자산소득은 이전 전 소득으로서 시장소득(market income)이라 할 수 있는 것으로 재분배가 발생하기 이전 시장에서의 일차분배로 이루어진 소득으로 볼 수 있고, 사적이

〈표 6-1〉 소득원의 구성

총소득 (이전 후 소득)	이전 전 소득 (시장소득)	근로소득	
		자산소득	금융소득 + 부동산소득 + 기타소득
	이전 소득	사적이전	가족이전 + 기타이전
		공적이전	사회보험 공적부조

전과 공적이전은 시장에서의 일차분배 이후 발생하는 이전소득으로 볼 수 있다. 이전 전 소득에 이전소득을 더한 것은 총소득으로 이전 후 소득으로 부른다.

본 연구는 가구의 특성에 따라 소득원 구성 및 소득이전의 빈곤완화 효과성과 효율성이 어떻게 달라지는가를 살펴보기 위하여 가구를 근로 소득자의 유무, 가구주의 연령과 성별을 기준으로 구분하였다. 이에 따라 각 집단은 취업자 없는 여성 노인 가구주, 취업자 없는 남성 노인 가구주, 취업자 없는 여성 가구주, 취업자 없는 남성 가구주, 취업자 있는 여성 노인 가구주, 취업자 있는 남성 노인 가구주, 취업자 있는 여성 가구주, 취업자 있는 남성 가구주의 8가지로 분류하였다.

〈표 6-2〉 특성별 가구의 구분

가구내 취업자 유무	가구주 연령	가구주 성별	가구 특성
취업자가 없는 가구	65세 이상	여 성	취업자 없는 여성 노인 가구주
		남 성	취업자 없는 남성 노인 가구주
	65세 미만	여 성	취업자 없는 여성 가구주
		남 성	취업자 없는 남성 가구주
취업자가 있는 가구	65세 이상	여 성	취업자 있는 여성 노인 가구주
		남 성	취업자 있는 남성 노인 가구주
	65세 미만	여 성	취업자 있는 여성 가구주
		남 성	취업자 있는 남성 가구주

3. 빈곤의 측정과 빈곤완화 효과성 및 효율성 측정

본 연구에서는 OECD가 제시한 상대적 빈곤의 개념을 채택하여 소득의 중간값(median income)의 40%, 50%, 60%를 빈곤선으로 책정하여 살펴보았다. 본 연구에서 상대적 빈곤의 개념을 채택한 이유는 국민기초생활보장제도의 시행을 전후하여 정부에서 제시한 최저생계비의 기준이 크게 달라졌기 때문에 1999년도의 자료와 2002년도의 자료를 비교하기가 적절치 않기 때문이다. 또한 가구원수에 따른 소득의 효율의 차이를 표준화하기 위하여 OECD에서 제시한 대로 가구소득을 가구원수

의 제공근으로 나누어서 가구의 소득을 구하였고, 1999년도와 2002년도의 자료의 비교를 위하여 2000년도 기준 GDP 디플레이터를 이용하여 소득을 실질화하였다.

빈곤의 정도를 파악하는 방식은 빈곤율과 빈곤갭 비율을 이용하였다. 빈곤율은 간편하게 사용하는 빈곤측정방법이기는 하지만 빈곤의 심도에 대한 정보를 주지 않으므로, 빈곤의 심도를 알기 위하여 빈곤갭 비율을 구하였다.

소득이전이 빈곤완화 효과를 얼마나 가졌는가를 알기 위하여 빈곤율의 변화와 빈곤갭 비율의 변화를 측정하였다. 소득이전의 빈곤감소 효율성은 수직적 효율성(targeting), 빈곤감소 효율성, 누수율의 세 가지를 살펴보았다. 수직적 효율성은 이전지출이 빈곤층에게 간 비율을 의미한다. 빈곤감소 효율성은 빈곤층에게 간 지출 중 이를 수급한 빈민이 빈곤선까지 끌어올려지는 데 사용된 이전지출의 비율을 의미한다. 누수율은 빈곤층에게 간 지출 중 이전 후 소득이 빈곤선을 초과할 경우 빈곤선을 초과해서 지출된 이전소득의 비율이다.

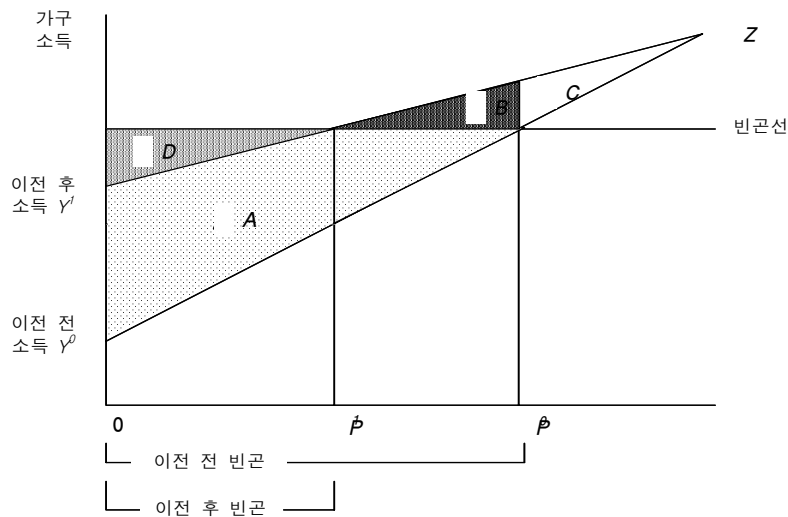
이를 그림으로 설명하면 [그림 6-1]과 같다.

그림에서 보자면 Y^0Z 는 이전 전 소득의 그래프이고 Y^1Z 는 이전 후 소득의 그래프이며, 삼각형 Y^0ZY^1 즉 $A+B+C$ 는 총 이전소득의 크기를 나타낸다. 소득이전 전의 상황을 보면 빈곤가구는 0부터 P^0 까지이고, 빈곤갭의 크기는 Y^0Z 부터 빈곤선까지로 표시할 수 있다. 다시 말하면 $A+D$ 가 소득이전 전 총 빈곤갭이 되는 것이다. 소득이전 후를 보면 빈곤가구는 0부터 P^1 까지이고, 빈곤갭의 크기는 Y^1Z 부터 빈곤선까지로 나타낼 수 있으며, 소득이전 후 빈곤갭은 D 로 표시할 수 있다. 이 경우 P^1 부터 P^0 까지는 이전을 통해서 빈곤 상태를 벗어난 가구를 나타낸다. 이들의 빈곤선까지의 거리는 Y^1Z 와 빈곤선 사이의 거리로 측정된다. 이 때 B 부분은 소득이전이 이들 가구를 빈곤선 이상으로 올라가게 한 정도를 의미한다. 만일 가장 효율적인 지출방법이 이전 전 빈곤가구를 빈곤선까지 올라가게 하고 그 이상은 안 가도록 하는 것이라면, B 부분은 비효율성, 즉 지출이 누수된 수준을 나타낸다. 그러나 이전이 얼마나 빈곤층에게 표적화되어서 일어났는가(표적효율성)를 잘 측정하는 방식은 C 부

분의 크기(비빈곤가구에게 간 이전의 합)를 살펴보는 것이다.

이러한 개념을 사용하여 Beckerman은 이전의 빈곤완화 효율성을 측정하는 세 가지 방법을 규정하였다. 첫째는 수직적 효율성(targeting)으로서 총 이전량 중 이전 전 빈곤에게 간 비율을 의미한다. 둘째는 누수로서 이는 빈곤층에게 간 이전 중 소득을 빈곤선 위로 초과시킨 이전의 양의 비율을 의미한다. 셋째는 빈곤감소 효율성으로서 빈곤층에게 간 이전 중 누수를 제외한 이전의 양의 비율을 의미한다. 이를 그림과 식으로 나타내면 다음과 같다.

(그림 6-1) 빈곤, 빈곤완화 효과성, 효율성의 측정



- 주: $A+B+C$ = 총 이전지출
- $A+B$ = 이전 전 빈곤가구가 받은 총이전
- $A+D$ = 이전 전 빈곤갭
- D = 이전 후 빈곤갭

수직적 효율성 = $(A+B)/(A+B+C)$

누수율 = $B/(A+B)$

빈곤감소 효율성 = $A/(A+B+C)$

제4절 분석 결과

1. 분석가구의 일반적 특성과 소득원 구성

가. 분석가구의 일반적 특성

분석자료의 일반적인 특성을 보면 다음과 같다. 가구주 평균 연령은 1999년 48.0세에서 2002년 49.3세로 다소 증가하였고, 가구원수는 3.6명에서 3.4명으로 다소 감소하였으며, 가구내 취업자수는 두 연도 모두 1.4명으로 변함이 없었다.

우선 가구주의 연령이 65세 이상인 노인 가구주의 경우만을 살펴보면 다음과 같다. 노인 가구주의 경우 당연히 가구주의 연령이 높아서 대체로 70세 전후로 나타났지만, 취업자가 없는 가구에서 가구주의 연령이 다소 더 높게 나타났다. 가구원수는 취업자가 없는 경우가 더 적게 나타났다으며, 여성 노인 가구주인 경우 남성 노인 가구주의 경우보다 가구원수가 더 적은 것으로 나타났다. 또한 취업자가 있는 경우, 남성 노인 가구주인 경우의 취업자수가 여성 노인 가구주인 경우의 취업자수보다 다소 더 많은 것을 볼 수 있다.

가구주의 연령이 65세 미만인 경우만을 살펴보면, 성별에 따라 가구의 특성이 달라지는 것을 볼 수 있다. 가구주의 연령은 일반적으로 취업자가 있는 경우가 취업자가 없는 경우보다 가구주의 연령이 낮았으며, 남성 가구주인 경우가 여성 가구주인 경우보다 낮았다. 구체적으로는 취업자 없는 여성 가구주의 경우 가장 높았고, 취업자 있는 남성 가구주의 경우 가장 낮았다. 가구원수는 이와는 대조적으로 취업자가 있는 경우가 취업자가 없는 경우보다 더 많았으며, 남성 가구주인 경우가 여성 가구주인 경우보다 가구원수가 많았다. 가구원수를 보면 취업자 없는 여성 가구주의 경우가 가장 적었고, 취업자 있는 남성 가구주의 경우가 가장 많았다.

〈표 6-3〉 분석 가구의 일반적 특성

(단위: 가구, 세, 명)

	연 도	가구수	가구주연령	가구원수	취업자수
전 체	1999	3,946	48.0	3.6	1.4
	2002	3,867	49.3	3.4	1.4
취업자 없는 여성 노인	1999	114	72.6	1.4	0.0
	2002	144	73.2	1.4	0.0
취업자 없는 남성 노인	1999	150	72.3	2.4	0.0
	2002	196	72.2	2.2	0.0
취업자 없는 여성	1999	101	50.6	2.2	0.0
	2002	97	49.1	1.8	0.0
취업자 없는 남성	1999	238	47.3	3.3	0.0
	2002	130	49.8	2.8	0.0
취업자 있는 여성 노인	1999	57	70.1	2.2	1.3
	2002	61	70.0	2.1	1.3
취업자 있는 남성 노인	1999	195	69.7	3.5	1.6
	2002	228	69.8	3.0	1.6
취업자 있는 여성	1999	315	47.3	2.8	1.4
	2002	303	47.0	2.5	1.4
취업자 있는 남성	1999	2,776	43.7	3.9	1.6
	2002	2,708	44.4	3.8	1.7

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도 원자료.

종합적으로 볼 때 취업자 없는 남성 노인 가구주인 경우를 제외하고는 가구주가 남성인 경우 가구원수는 3명 이상이고, 가구주가 여성인 경우 가구원수는 3명 미만이었다. 또한 취업자가 없는 경우 가구원수는 더 적고, 가구주의 연령은 더 높게 나타났다. 전체 집단을 볼 때, 취업자 없는 여성 노인 가구주의 경우 가구주의 연령은 가장 높고 가구원수는 가장 적었으며, 취업자 있는 남성 가구주의 경우 가구주의 연령은 가장 낮고 가구원수는 가장 많았다.

나. 가구 특성별 소득구성

가구 특성별로 소득원에 따른 소득을 보면 다음과 같다.⁹²⁾ 우선 총소

득을 보면 총소득이 가장 높은 집단은 취업자 있는 남성 가구주 가구로서 연평균 총소득이 1999년 1,280.3만원, 2002년 1,595.4만원으로 나타났고, 소득이 가장 낮은 집단은 취업자 없는 여성 노인 가구주 가구로서 1999년 282.7만원, 2002년 397.3만원으로 나타났다. 총소득은 일반적으로 가구의 연령이나 성별과 관계없이 취업자가 있는 경우가 없는 경우보다 높게 나타났다.⁹²⁾ 취업자가 있는 경우 총소득의 차이는 가구의 연령에 따라 달라져서 가구의 연령이 65세 미만인 경우가 노인 가구주인 경우보다 소득이 높게 나타나고, 취업자가 있으면서 가구주 연령 구분이 같은 경우는 가구의 성별에 따라 총소득이 달리 나타나서 남성 가구주가 여성 가구주보다 소득이 더 많았다. 즉 취업자가 있는 경우 총소득은 남성 가구주, 여성 가구주, 남성 노인 가구주, 여성 노인 가구주의 순으로 나타났다.

반면 취업자가 없는 경우 총소득의 차이는 가구의 성별에 따라 달라져서 남성 가구주인 경우가 여성 가구주인 경우보다 소득이 높게 나타나고, 취업자가 없으면서 가구의 성별이 같은 경우는 가구의 연령에 따라 총소득이 달라져서 65세 미만 가구주인 경우가 노인 가구주인 경우보다 높다. 즉 취업자가 없는 경우 총소득은 남성 가구주, 남성 노인 가구주, 여성 가구주, 여성 노인 가구주의 순으로 나타났다.

총소득 중 가장 높은 비중을 차지하는 것은 근로소득이다. 근로소득은 양 연도 모두 85% 이상으로 나타났다. 근로소득은 당연하게도 취업자 집단에서 높았으며, 가구주 연령이 65세 미만인 경우 남성 가구주인 경우에서 더 높게 나타났다.

총소득 중 자산소득의 비중은 양 연도 모두 9.3%로 나타나서 근로소득 다음으로 높았다. 자산소득의 크기는 가구의 성별에 따라 크게 다르게 나타났다. 취업 여부나 가구의 연령과 관계없이 가구주가 남성인 경우 자산소득이 높게 나타났다. 또한 동일 성별 내에서는 취업자가

92) 소득은 가구원수로 균등화시킨 후, 양 연도를 비교하기 위하여 2000년의 GDP로 실질화하였다.

93) 1999년의 경우 취업자 있는 여성 노인 가구보다 취업자 없는 남성 가구의 소득이 더 높게 나타나고 있지만, 이는 일반적인 경우라 하기 어렵다.

없는 경우가 자산소득이 더 많았으며, 성별과 가구내 취업자 유무가 동일할 경우는 노인 가구주인 경우 자산소득이 더 많은 것으로 나타났다.

2002년의 자산소득을 보면 취업자가 없는 남성 노인 가구주가 208.8만원, 취업자가 없는 남성 가구주가 278.0만원이고 취업자가 있는 경우에도 가구주의 성별이 남성인 경우는 자산소득이 100만원 이상이었지만, 여성 가구주의 경우는 어떠한 경우라도 100만원 미만이었으며, 취업자가 있는 경우는 30만원에도 못 미치는 것으로 나타났다.

이전소득이 차지하는 비율은 약 5% 내외인데, 본 연구에서는 이를 사적이전, 사회보험, 공공부조로 구분해서 살펴보았다. 이전소득이 가장 높은 집단은 가구내 취업자가 없는 집단이고, 다음은 취업자가 있다 하더라도 가구주가 고령자인 집단이다. 가구내 취업자가 없는 집단 내에서의 이전소득의 크기를 살펴보면 1999년과 2002년에 순위의 차이가 나타난다. 1999년에는 성별에 관계없이 고령가구주 집단의 이전소득이 높았지만, 2002년에는 남성가구주 집단의 이전소득이 더 높은 것으로 나타났다.

이러한 차이는 사회보험의 수급에서의 차이에 기인한다. 사적이전의 경우 고령 가구주 집단의 이전소득이 가구주 연령이 65세 미만인 집단의 이전소득보다 높게 나타나지만, 사회보험의 경우는 남성 가구주 집단이 여성 가구주 집단보다 높게 나타난다. 1999년도 취업자 없는 남성 노인 가구주와 남성 가구주의 사회보험 수급액은 각각 67.5만원과 66.2만원이지만, 취업자 없는 여성 노인 가구주와 여성 가구주의 그것은 12.2만원과 11.0만원에 불과하다. 2002년에는 취업자 없는 남성 노인 가구주와 남성 가구주는 151.1만원, 148.0만원이지만 이에 대응하는 여성 가구주는 각각 30.8만원, 23.2만원으로 절대액의 차이는 훨씬 커졌다. 공적부조의 경우 1999년과 2002년 모두 취업자 없는 여성 노인 집단의 수급액이 가장 크고 그 다음이 취업자 없는 남성 집단, 취업자 없는 남성 노인 집단의 순이지만, 집단간 공적부조 액수의 차이는 30만원 미만이라는 점을 감안하면, 1999년과 2002년 이전소득의 순위의 차이는 사회보험 수급액의 차이로 볼 수 있을 것이다.

비록 취업자 없는 남성 가구주 집단의 이전소득 크기가 커졌지만, 소

〈표 6-4〉 가구 특성별 소득 구성

(단위: 만원, %)

	연도	시장소득		이전소득			총소득
		근로소득	자산소득	사적이전	사회보험	공적부조	
전 체	1999	898.(85.9)	97.0(9.3)	28.3(2.7)	17.2(1.6)	4.9(0.5)	1,045.4
	2002	1,164.5(85.3)	127.6(9.3)	38.6(2.8)	28.4(2.1)	6.5(0.5)	1,365.6
취업자 없는 여성 노인	1999	29.0(10.3)	75.1(26.6)	137.0(48.5)	12.2(4.3)	29.4(10.4)	282.7
	2002	91.7(23.1)	72.4(18.2)	151.7(38.2)	30.8(7.8)	50.7(12.8)	397.3
취업자 없는 남성 노인	1999	79.0(17.7)	134.0(30.0)	150.4(33.6)	67.5(15.1)	16.1(3.6)	447.0
	2002	55.5(9.5)	208.8(35.9)	143.0(24.6)	151.1(26.0)	22.9(3.9)	581.3
취업자 없는 여성	1999	189.3(52.9)	41.6(11.6)	105.5(29.5)	11.0(3.1)	10.7(3.0)	358.1
	2002	343.4(59.6)	90.4(15.7)	107.3(18.6)	23.2(4.0)	11.9(2.1)	576.2
취업자 없는 남성	1999	338.6(49.8)	168.4(24.8)	88.4(13.0)	66.2(9.7)	18.1(2.7)	679.7
	2002	140.9(19.3)	278.0(38.1)	139.9(19.2)	148.0(20.3)	23.3(3.2)	730.1
취업자 있는 여성 노인	1999	468.5(78.8)	19.8(3.3)	84.4(14.2)	7.6(1.3)	13.9(2.3)	594.2
	2002	737.9(85.5)	28.5(3.3)	73.8(8.5)	11.9(1.4)	11.3(1.3)	863.4
취업자 있는 남성 노인	1999	579.2(73.5)	94.8(12.0)	54.8(7.0)	49.8(6.3)	9.7(1.2)	788.3
	2002	771.9(78.8)	100.4(10.2)	39.7(4.1)	56.6(5.8)	11.4(1.2)	980.0
취업자 있는 여성	1999	854.3(93.9)	29.6(3.3)	14.7(1.6)	7.5(0.8)	3.4(0.4)	909.5
	2002	1,124.2(94.1)	25.0(2.1)	23.9(2.0)	11.8(1.0)	9.9(0.8)	1,194.8
취업자 있는 남성	1999	1,087.8(90.0)	101.3(8.4)	7.8(0.6)	9.7(0.8)	1.7(0.1)	1,208.3
	2002	1,427.5(89.5)	134.8(8.4)	18.4(1.2)	13.7(0.9)	1.0(0.1)	1,595.4

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도 원자료.

득 중 이전소득의 비중은 취업자 없는 노인가구에서 크게 나타나서 이전소득의 비중이 50% 이상인 것으로 나타났다.

2. 빈곤율과 소득분배의 변화

가. 전체가구의 빈곤율과 소득분배의 변화

1999년과 2002년의 총 가구소득을 살펴보면 다음과 같다. 가구원수로 균등화시키고 2000년 기준으로 실질화시킨 1999년도의 가구 연평균 총

소득은 1999년 1045.4만원, 2002년 1365.6만원으로 약 30%의 실질소득의 증가가 있었다. 그리고 이 실질소득의 증가는 시장소득의 증가가 가장 크게 작용하고 있었다.

그러나 빈곤의 정도를 살펴보면 실질소득이 증가하였음에도 불구하고 빈곤율과 빈곤갭이 모두 증가하는 것을 볼 수 있다. 소득 중위값(median income)의 50%를 빈곤선으로 할 경우 1999년 20.3%였던 빈곤율은 20.8%로 증가하였고, 0.393이었던 빈곤갭 비율은 0.427로 증가하였다. 이는 본 연구가 상대적 빈곤선을 채택하였기 때문에 분배구조의 악화를 나타내 주는 것으로 볼 수 있다. 실제로 1999년 총소득의 Gini 계수가 0.388이었던 것에 비해서 2002년의 Gini 계수는 0.400으로 악화되었으며, Atkinson 지수도 0.150에서 0.155로 악화된 것을 볼 수 있었다. 소득분배의 악화는 주로 시장소득과 사적이전에서 원인을 찾아볼 수 있었다.

〈표 6-5〉 소득 및 빈곤의 정도(50% 기준)

연 도		소득 (만원)			빈곤율 (%)			빈곤갭 비율		
		1999	2002	증감	1999	2002	증감	1999	2002	증감
a	시장소득	995.0	1292.2	29.9	23.6	24.6	4.2	0.626	0.657	5.0
b	a + 사적이전	1023.3	1330.7	30.0	21.6	23.0	6.5	0.456	0.520	14.0
c	b + 사회보험	1040.5	1359.1	30.6	20.8	21.3	2.4	0.422	0.463	9.7
d	c + 공공부조	1045.4	1365.6	30.6	20.3	20.8	2.5	0.393	0.427	8.7

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도 원자료.

〈표 6-6〉 소득분배 정도(50% 기준)

연 도		Gini 계수			Atkinson 지수		
		1999	2002	증감	1999	2002	증감
a	시장소득	0.419	0.433	3.3	0.203	0.213	4.9
b	a + 사적이전	0.396	0.415	4.8	0.163	0.177	8.6
c	b + 사회보험	0.392	0.405	3.3	0.157	0.165	5.1
d	c + 공공부조	0.388	0.400	3.1	0.150	0.155	3.3

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도 원자료.

〈표 6-7〉 빈곤완화 및 소득분배 효과성

연 도	빈곤율		빈곤갭		Gini 계수		Atkinson 지수	
	1999	2002	1999	2002	1999	2002	1999	2002
사적이전	8.7	6.5	27.1	20.9	5.5	4.2	19.7	16.9
사회보험	3.6	7.6	7.6	10.9	1.0	2.4	3.7	6.8
공공부조	2.4	1.9	6.8	7.8	1.0	1.2	4.5	6.1

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도 원자료.

나. 각 집단별 빈곤의 정도

다음은 각 집단별 빈곤 정도의 변화를 살펴보기로 한다.

이전 후 소득의 빈곤 정도를 보면 취업자가 없는 경우의 빈곤율은 매

〈표 6-8〉 각 집단별 이전 후 소득의 빈곤율과 빈곤갭 비율

	연도	빈곤율			빈곤갭 비율		
		40%	50%	60%	40%	50%	60%
취업자 없는 여성 노인	1999	69.3	85.1	91.2	0.434	0.505	0.563
	2002	81.9	88.9	93.8	0.468	0.552	0.621
취업자 없는 남성 노인	1999	50.7	64.0	70.7	0.400	0.423	0.485
	2002	62.8	68.9	73.5	0.437	0.486	0.523
취업자 없는 여성	1999	49.5	70.3	78.2	0.479	0.500	0.531
	2002	61.9	67.0	71.1	0.545	0.608	0.657
취업자 없는 남성	1999	39.5	49.6	54.6	0.471	0.480	0.507
	2002	57.7	66.2	70.0	0.496	0.516	0.552
취업자 있는 여성 노인	1999	31.6	45.6	52.6	0.295	0.322	0.378
	2002	36.1	39.3	49.2	0.335	0.395	0.425
취업자 있는 남성 노인	1999	25.6	37.9	45.6	0.254	0.284	0.348
	2002	28.1	37.3	51.3	0.325	0.316	0.344
취업자 있는 여성	1999	12.7	22.9	30.8	0.314	0.297	0.309
	2002	15.5	21.8	31.7	0.318	0.335	0.337
취업자 있는 남성	1999	5.5	8.9	12.8	0.366	0.333	0.323
	2002	5.1	8.0	12.9	0.307	0.308	0.288

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도 원자료.

우 높았다. 빈곤선을 중위소득의 50%로 할 경우, 1999년과 2002년 모두 취업자가 없는 여성 노인 가구의 경우는 이전 후 총소득의 빈곤율이 80% 이상인 것으로 나타났으며, 취업자 없는 여성 가구, 취업자 없는 남성 노인 가구, 취업자 없는 남성 가구가 그 뒤를 이었는데 대체로 빈곤율이 60% 이상으로 나타나고 있었다. 다음은 취업자가 있다 하더라도 고령가구주인 경우 빈곤율은 30% 이상인 것으로 나타나고 있었다. 이러한 결과는 그간 가구주의 취업 여부와 고령을 빈곤의 주요 결정요인으로 밝힌 연구 결과와 일치한다.

빈곤율의 변화에서 눈에 띄는 점은 빈곤선 기준을 중위소득의 40%로 했을 경우와 50%로 했을 경우 빈곤율의 변화가 큰 집단이 있다는 점이다(음영부분). 이렇게 빈곤선의 변화에 민감한 경우는 이들 집단의 소득 분포가 중위소득의 40%에서 50% 사이에 몰려 있음을 나타내는 것이다. 이는 2002년보다 1999년에 더 많이 나타나고 있으며, 빈곤에 취약한 집단으로 언급한 가구내 취업자가 없는 집단과 취업자가 있다 하더라도 가구주가 여성인 집단에서 나타나고 있다.

빈곤선을 중위소득의 50%로 하고 빈곤의 심도를 나타내는 빈곤갭 비율을 보면, 취업자 없는 여성 가구주인 경우 가구주의 고령 여부와 관계없이 빈곤갭 비율이 0.5 이상으로 나타나서 빈곤의 상태가 심각함을 알 수 있었다.

3. 각 집단별 공·사 소득이전의 빈곤완화 효과성

가. 빈곤율 완화 효과성

사적이전, 사회보험, 공공부조가 빈곤율을 얼마나 완화시켰는가를 살펴본 결과는 다음과 같다. 빈곤선의 기준을 어떻게 정하는가에 따라 빈곤율 완화효과가 얼마나 달라지는가를 알기 위하여 본 연구에서는 중위소득의 40%, 50%, 60%의 세 가지 빈곤선을 이용하였다. 일반적으로 볼 때 빈곤선의 기준이 높아질수록 빈곤율 완화 효과성은 감소하고 있는 것으로 나타났다.

빈곤율 완화에 가장 효과가 큰 것은 사적이전으로서, 사적이전의 빈곤완화 효과는 사회보험이나 공공부조의 효과보다 매우 높은 것으로 나타났다. 사적이전으로 인한 빈곤율 완화 효과는 빈곤선이 높아질수록 감소하고 있으며, 40%와 50%에서 효과성의 감소 정도는 특히 크다. 이는 사적이전이 빈곤의 완화에 효과적이지만 사적이전의 크기가 최악의 극빈 상황을 면하는 이상으로 크지 않다는 것을 의미한다. 사적이전의 효과성을 연도별로 보면 1999년보다 2002년에 효과성이 매우 감소하였으며, 이는 모든 빈곤선에서 동일하게 나타나고 있었다. 이렇게 사적이전의 효과성이 감소한 것은 2002년도에 사적이전의 크기가 감소한 것에서 기인한 바 클 것이다(표 6-4 참조).

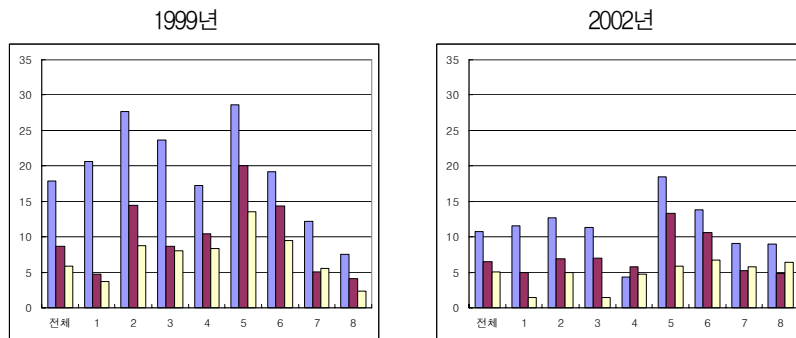
사적이전으로 인한 빈곤율 완화 효과가 특히 큰 집단은 취업자가 있는 여성 노인 가구주의 경우이고, 다음은 취업자가 있는 남성 노인 가구주의 경우였다. 이는 취업자가 없는 가구의 경우는 소득이 극히 낮아서 빈곤선 전후의 소득을 가진 가구수의 비율이 상대적으로 적기 때문인 것으로 해석할 수 있을 것이다.

사회보험의 빈곤율 완화 효과는 1999년보다 2002년도에 크게 증가하여 사적이전과 대조를 보였다. 2002년도 결과를 보면 거의 모든 집단에서 사회보험의 빈곤율 완화 효과가 증가하였고, 특히 남성 가구주 집단(2, 4, 6, 8집단)에서의 빈곤율 완화 효과성이 있는 것으로 나타났다. 이 중 가장 큰 빈곤완화 효과를 보인 집단은 취업자 없는 남성 가구주 집단으로서(2, 4집단) 가구주의 고령 여부와 관계없이 빈곤율 완화 효과가 큰 것으로 나타났으며, 취업자 없는 남성 노인 집단의 경우 빈곤율의 변화에 관계없이 일정한 효과를 갖는 것으로 나타났다.

2002년의 분석 결과에서 사회보험의 빈곤율 완화 효과가 커진 것은 그간 이루어진 사회보험의 성숙 및 확대와 무관치 않을 것이다. 즉, 국민연금이 전격적으로 수급 개시되는 시기는 2008년이지만, 제도가 성숙함에 따라서 특례노령연금, 조기노령연금, 분할연금 등 조건을 완화한 연금의 수급 대상자가 증가하였고 장애연금 및 유족연금의 지급 또한 증가하였다. 실제로 2002년 연금수급 대상자는 1999년보다 3배 이상 증가한 것으로 나타나고 있다.⁹⁴⁾ 또한 고용, 산재보험도 수급자격이 1인

이상 사업장의 근로자에게까지 확대되고 가입률이 증가하여 2002년에는 1999년 대비 가입자가 각기 1.2배 가량 증가한 것으로 나타나 있다.

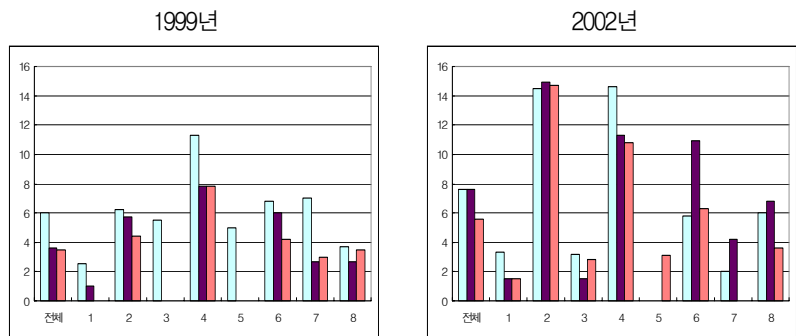
(그림 6-2) 사적이전의 빈곤율 완화 효과성



* 앞에서부터 차례로 중위소득의 40%, 50%, 60% 빈곤선.
 1: 취업자 없는 여성 노인 4: 취업자 없는 남성 7: 취업자 있는 여성
 2: 취업자 없는 남성 노인 5: 취업자 있는 여성 노인 8: 취업자 있는 남성
 3: 취업자 없는 여성 6: 취업자 있는 남성 노인

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도 원자료.

(그림 6-3) 사회보험의 빈곤율 완화 효과성



* 앞에서부터 차례로 중위소득의 40%, 50%, 60% 빈곤선.
 1: 취업자 없는 여성 노인 4: 취업자 없는 남성 7: 취업자 있는 여성
 2: 취업자 없는 남성 노인 5: 취업자 있는 여성 노인 8: 취업자 있는 남성
 3: 취업자 없는 여성 6: 취업자 있는 남성 노인

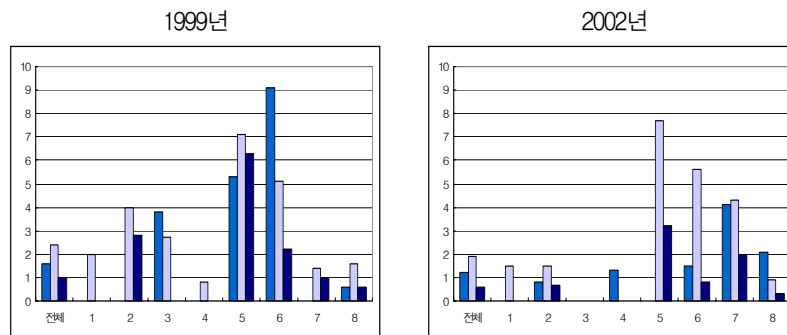
자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도 원자료.

94) 국민연금의 수급 대상자는 1999년에서 2002년까지 1.2배 증가하였지만, 일시금 수급 대상자를 제외한 연금수급 대상자의 증가만을 살펴보면 3.3배가 증가한 것으로 나타나서, 연금 수급자는 폭발적으로 증가하고 있음을 알 수 있다.

2002년의 분석 결과를 보면 가구내 취업자가 없는 남성 가구주인 경우 사회보험의 빈곤을 완화 효과성은 어떤 빈곤선 수준에서도 10% 이상인 것으로 나타나고 있는데, 이는 앞에서 본 사적이전의 빈곤을 완화 효과성이 50% 빈곤선 수준에서 최대 13%인 것과 비교되고 있었다.

이러한 결과는 앞으로 사회보험이 빈곤완화를 위한 효과적인 기제로 사용될 수 있는 가능성을 예시하는 것이다. 빈곤완화를 위한 사회보험의 역할이 커짐에 따라 문제로 제기될 수 있는 점은 사회보험 효과의 성별 분리현상이다. 앞에서도 살펴본 바와 같이 사회보험의 빈곤완화 효과는 남성에게 국한된 것으로 여성 가구주인 경우 사회보험의 빈곤완화 효과는 거의 없다고 볼 수 있다. 이는 사회보험이 기여에 대한 수급이기 때문에 결국 여성이 사회보험에의 가입률이 낮은 것과 무관하지 않다. 2002년 기준으로 볼 때, 국민연금 수급자 중 여성의 비율은 30.1%로서 대부분 유족연금 수급자였으며, 고용보험 가입자 중 여성의 비율은 27.9%인 것으로 나타났다. 이렇게 여성의 가입률이 낮은 것은 여성의 경제활동참여율이 낮고 경제활동을 하더라도 불안정한 부문에서 하기 때문에 발생하는 현상으로도 볼 수 있지만, 이를 계속 방치할 경우 유용한 빈곤완화 수단인 사회보험의 수급으로부터 멀어짐으로써 빈곤에 대한 효과적인 대처능력이 낮아질 것이라고 예측할 수 있다.

(그림 6-4) 공공부조의 빈곤을 완화 효과성



* 앞에서부터 차례로 중위소득의 40%, 50%, 60% 빈곤선.
 1: 취업자 없는 여성 노인 4: 취업자 없는 남성 7: 취업자 있는 여성
 2: 취업자 없는 남성 노인 5: 취업자 있는 여성 노인 8: 취업자 있는 남성
 3: 취업자 없는 여성 6: 취업자 있는 남성 노인

공공부조의 빈곤율 완화 효과성을 보면 1999년보다 2002년에 거의 전 집단에서 빈곤율 완화 효과성이 감소하였다. 이는 2000년부터 국민기초생활보장제도가 실시되어서 저소득자에 대한 생계보호가 강화되었다는 점을 감안하면 의외의 결과이다.

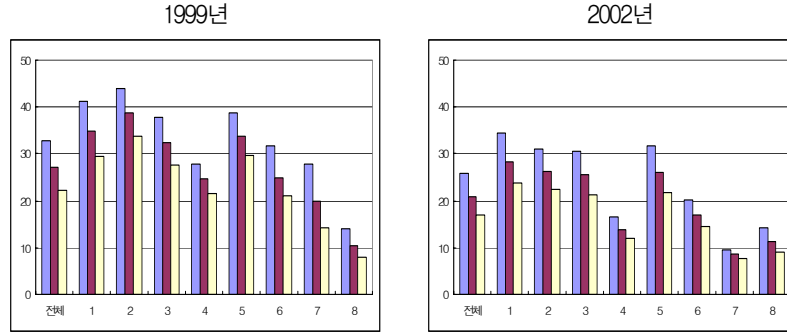
이는 아마도 빈곤율이 일정 소득을 넘었는가 그렇지 않은가에 따라 빈곤 여부만을 판정하지 빈곤의 심도를 보여주지 못하는 빈곤선의 한계 때문으로 볼 수 있을 것이다. 빈곤선을 전후한 소득을 가진 가구가 상대적으로 적었기 때문에, 즉 소득이 빈곤선의 훨씬 아래 혹은 위에 분포되어 있을 경우 적은 정도의 이전소득이 빈곤율의 완화에 기여하지 못한 것으로 나타날 수 있다는 것이다. 본 연구에서는 빈곤에 취약한 가구내 취업자가 없는 가구의 소득이 너무 낮아서 나타난 현상으로 해석해 볼 수 있다. 1999년과 2002년 모두 총소득이 가장 낮은 집단은 아니면서 고령 등으로 공공부조를 받을 가능성은 높은 취업자 있는 고령 가구주 집단(5, 6집단)에서 빈곤율 완화 효과성이 가장 컸다는 것은 이러한 해석을 뒷받침하는 것으로 볼 수 있다.

나. 빈곤갭 완화 효과성

빈곤 아니면 비빈곤으로 단순히 구분하고 전체 중 빈곤한 가구의 비율을 구하는 빈곤율과는 달리 빈곤갭은 빈곤의 심도를 보여준다는 점에서 보다 개선된 빈곤 측정방식이라고 볼 수 있다. 중위소득의 40%, 50%, 60% 빈곤선을 기준으로 빈곤갭 감소 효과성을 살펴본 결과, 빈곤선 기준이 높아질수록 빈곤갭 감소 효과성은 감소하였으며 이는 사적이전, 사회보험, 공적이전 모두에서 동일하게 나타났다.

사적이전, 사회보험, 공적이전의 빈곤갭 완화 효과성을 살펴본 결과, 빈곤갭 완화 효과성이 가장 큰 이전수단은 사적이전이였다. 중위소득 50%를 빈곤선 기준으로 할 때, 1999년과 2002년의 빈곤갭 감소효과는 사적이전이 각기 27.1%, 20.9%로 나타났고, 사회보험은 7.6%, 10.9%로 나타났으며, 공공부조는 6.8%, 7.8%인 것으로 나타났다(부표 6-2 참조). 1999년과 2002년의 빈곤갭 감소효과를 비교해 보면 사적이전의 효과성

(그림 6-5) 사적이전의 빈곤갭 완화 효과성



* 앞에서부터 차례로 중위소득의 40%, 50%, 60% 빈곤선.

- 1: 취업자 없는 여성 노인 4: 취업자 없는 남성 7: 취업자 있는 여성
- 2: 취업자 없는 남성 노인 5: 취업자 있는 여성 노인 8: 취업자 있는 남성
- 3: 취업자 없는 여성 6: 취업자 있는 남성 노인

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도 원자료.

은 감소하고 사회보험과 공공부조의 효과성은 증가하였다는 것으로서, 사적이전과 공공부조에 대해서는 빈곤을 감소 효과성과 동일한 방향을 나타낸다.

가구특성별로 사적이전의 빈곤갭 완화 효과성을 살펴본 결과는 다음과 같다.

사적이전의 빈곤갭 감소 효과성이 가장 높은 집단은 가구내 취업자가 없는 고령 가구주 집단(1, 2집단)이었고, 다음은 취업자 있는 여성 노인(5집단), 취업자 없는 여성 가구주(3집단) 집단으로 나타나서, 앞에서 살펴본 가구 특성별 소득 구성 중 사적이전의 액수가 가장 큰 집단인 것으로 나타났다.

1999년에 비해서 2002년 사적이전의 빈곤갭 완화 효과성은 감소하였는데, 취업자가 있는 남성 가구주 집단을 제외한다면 모든 집단에서 모든 빈곤선에서 동일하게 발생하였다. 이는 빈곤을 감소 효과성에서 설명한 바와 같이 사적이전의 크기 자체가 감소하였기 때문에 발생한 현상으로 볼 수 있다.

사적이전의 크기가 감소한 것과 관련해서 생각해 보아야 할 점은 사적이전의 감소가 일과적인 현상인가, 앞으로도 지속적으로 일어날 경향성인가에 관한 것이다. 사적이전은 그간 빈곤을 완화시키는 가장 중요

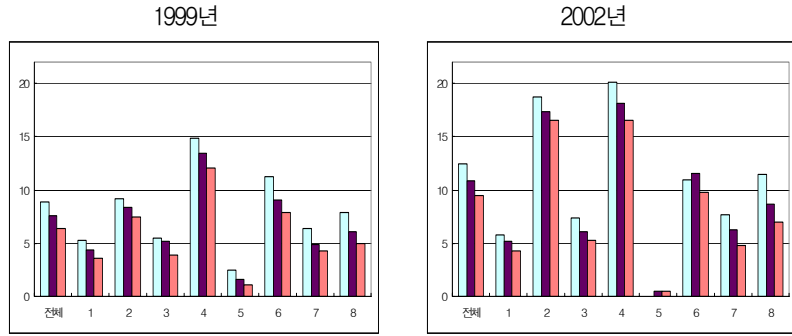
한 수단이 되어 온 것이 사실이다. 그러나 앞으로도 사적이전이 이러한 역할을 할 수 있을 것인가는 의문의 여지가 있다.

분석 결과에서도 본 바와 같이 사적이전이 가장 많은 집단은 가구내 취업자가 없는 고령 가구주 가구로서, 자녀로부터 사적이전을 받고 있다. 현재 7.9%인 고령인구는 2017년이 되면 14.4%로 증가할 것이라고 전망하는데, 이는 저출산과 맞물려 부양비의 급속한 증가를 결과할 것이 자명하다. 그렇다면 앞으로 자녀로부터의 사적이전이 노년의 빈곤을 방지할 수 있는 대책이 되기는 점점 더 어려워질 것이고, 사회보험의 역할이 더 강화될 것임을 예측할 수 있다. 다음은 사회보험의 빈곤갭 완화 효과를 살펴보기로 한다.

사회보험의 빈곤갭 완화효과를 보면, 빈곤율 완화효과와 마찬가지로 1999년에 비해서 2002년의 효과성이 크게 증가하였으며, 남성 가구주 집단에서의 효과성이 크고, 그 중에서도 가구내 취업자가 없는 경우와 고령 가구주인 경우에 더 큰 효과성을 보였다. 이러한 결과는 남성 노인 가구주의 경우(2, 6집단) 연금의 수혜로 인한 것이고, 취업자 없는 남성 가구주의 경우 고용보험, 산재보험, 국민연금의 장애연금 등 소득의 중단에 대비한 사회보험 수혜의 결과일 것이다.

앞에서도 언급한 바와 같이 사적이전이 점차 감소하는 것이 문화적 뿐만 아니라 인구학적으로도 예측가능하다고 할 때, 사회보험의 빈곤 감소 효과성 증대는 매우 바람직하고도 당연한 결과일 것이다. 사회보험과 관련해서 다루어야 할 논의는 여성의 사회보험 수급률이 매우 저조하고, 이것이 향후 여성 노인의 빈곤에까지 이를 수 있다는 점이다. 현재도 취업자 없는 여성 노인 가구주 가구는 소득은 가장 낮고, 소득의 구성 중 사적이전의 비중이 대단히 높고 그럼에도 불구하고 빈곤율 또한 가장 높은 가구이다. 핵가족 문화와 급속한 고령화 경향, 여성의 평균 수명이 남성보다 길다는 점을 감안하면 앞으로 이러한 가구는 점차 증가할 것이고, 저출산율과 부양비의 급속한 증가는 이들 가구에 대한 사적이전을 점차 감소시킬 것이다. 그렇다면 이러한 가구에 대한 빈곤 대책은 국가의 공공부조 혹은 사회보험일텐데, 여성의 사회보험에 대한 수급이 저조하다는 것은 이들에 대한 공공부조의 부담이 증가한다는 것

[그림 6-6] 사회보험의 빈곤갭 완화 효과성



* 앞에서부터 차례로 중위소득의 40%, 50%, 60% 빈곤선.
 1: 취업자 없는 여성 노인 4: 취업자 없는 남성 7: 취업자 있는 여성
 2: 취업자 없는 남성 노인 5: 취업자 있는 여성 노인 8: 취업자 있는 남성
 3: 취업자 없는 여성 6: 취업자 있는 남성 노인

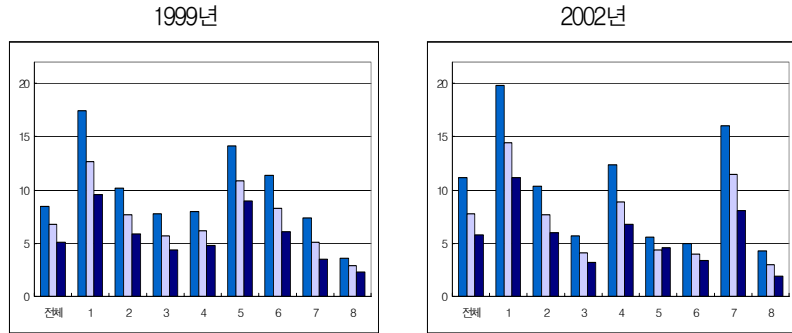
자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도 원자료.

을 의미하게 될 것이다. 따라서 국가에 과중한 공공부조의 부담을 지우지 않기 위해서라도 여성의 사회보험 수급물을 제고시키기 위한 제반 노력이 필요할 것이다.

공공부조의 빈곤갭 완화 효과성을 분석한 결과는 다음과 같다. 전체적으로 볼 때 공공부조의 빈곤갭 완화 효과성은 1999년보다 2002년이 높았으며, 이 결과는 어떠한 빈곤선을 기준으로 하더라도 마찬가지였다. 세부적으로 각 집단별 이전의 효과성을 살펴보면 1999년도와 2002년도에서 높은 효과성을 보이는 집단이 다소 상이하게 나타남을 알 수 있다. 1999년도에 공공부조의 빈곤갭 완화 효과성이 가장 높은 집단은 고령 가구주 집단으로서, 취업자 없는 여성 노인 가구주, 취업자 있는 여성 노인 가구주, 취업자 있는 남성 노인 가구주, 취업자 없는 남성 노인 가구주의 순이었고, 취업자가 있는 집단에서의 효과성은 낮았다. 그러나 2002년도 공공부조의 빈곤갭 완화 효과성이 높은 집단 순서를 보면, 취업자 없는 여성 노인 가구주, 취업자 있는 여성 가구주, 취업자 없는 남성 가구주, 취업자 없는 남성 노인 가구주의 순으로서, 고령 가구주가 아닌 집단이 공공부조를 통해서 빈곤을 완화시키고 있음을 알 수 있다.

이는 2000년부터 실시된 국민기초생활보장제도가 수급조건에서 고령 여부를 제외하고 가구의 소득 상태와 부양의무자 여부만을 고려하고 있

(그림 6-7) 공공부조의 빈곤갭 완화 효과성



* 앞에서부터 차례로 중위소득의 40%, 50%, 60% 빈곤선.
 1: 취업자 없는 여성 노인 4: 취업자 없는 남성 7: 취업자 있는 여성
 2: 취업자 없는 남성 노인 5: 취업자 있는 여성 노인 8: 취업자 있는 남성
 3: 취업자 없는 여성 6: 취업자 있는 남성 노인

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도 원자료.

고, 생계급여 금액 자체를 인상하였기 때문에 나타난 현상으로 볼 수 있을 것이다.

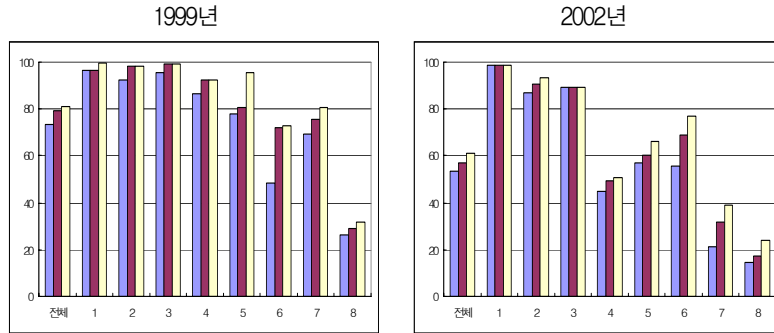
4. 각 집단별 공·사 소득이전의 빈곤완화 효율성

여기에서는 공·사 소득이전의 효율성에 대해서 살펴보겠다. 앞에서 설명한 바와 같이 소득이전의 효율성의 측정은 다음의 세 가지 방법을 통해서 하였다. 첫째는 이전지출이 이전 전 빈곤층에게 간 정도를 측정하는 지출의 표적 효율성(targeting)이고, 둘째는 빈곤층에게 간 이전지출 중 빈곤선 이상으로 분배된 지출의 정도를 살펴보는 누수율(spillover)이고, 셋째는 전체 이전지출 중 빈곤선 이하로 분배된 지출의 비율을 살펴보는 빈곤 감소 효율성이다.

가. 소득이전의 표적 효율성(targeting)

소득이전의 표적 효율성을 살펴본 결과 전체적으로 볼 때 공공부조와 사적이전의 표적 효율성이 사회보험보다 높게 나타났고, 1999년도에는 공공부조보다 사적이전의 표적 효율성이 높았으나, 2002년에는 공공부

[그림 6-8] 사적이전 지출의 표적 효율성(targeting)



* 앞에서부터 차례로 중위소득의 40%, 50%, 60% 빈곤선.
 1: 취업자 없는 여성 노인 4: 취업자 없는 남성 7: 취업자 있는 여성
 2: 취업자 없는 남성 노인 5: 취업자 있는 여성 노인 8: 취업자 있는 남성
 3: 취업자 없는 여성 6: 취업자 있는 남성 노인

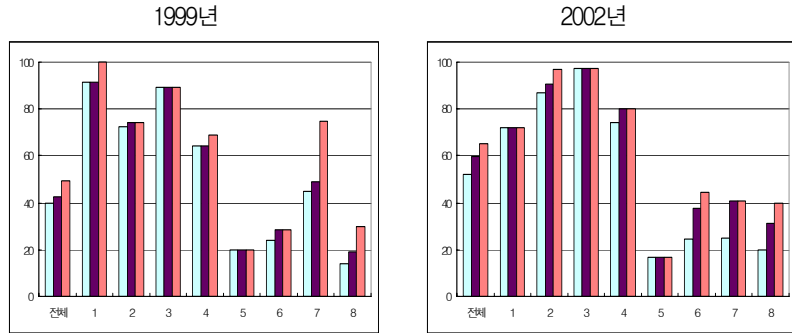
자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도 원자료.

조의 표적 효율성이 높게 나타났다. 50% 빈곤선 기준으로 볼 때 사적이전의 표적 효율성은 79.2%에서 56.8%로 감소한 반면, 공공부조는 66.5%에서 85.5%로 증가하였다. 또한 지출의 효율성은 빈곤선의 기준이 높아질수록 더 커졌다.

사적이전의 지출의 표적 효율성을 보면 표적 효율성이 높은 집단은 가구내 취업자 없는 고령 가구주(1, 2 집단), 취업자 없는 여성 가구주 집단으로서 시장에서의 소득이 가장 낮은 집단이었다. 반면 표적 효율성이 가장 낮은 집단은 취업자가 있는 남성 가구주가 가장 낮고, 다음은 취업자 있는 여성 가구주 집단으로서 시장소득이 가장 높은 집단이었다.

사회보험은 이전지출 중 표적 효율성이 가장 낮게 나타났다. 전체적으로 볼 때(빈곤선 50% 기준) 1999년 42.7%에 불과하였던 표적 효율성이 2002년에는 59.7%로 증가한 것으로 나타났다. 사회보험은 원래 빈곤한 사람만을 표적화한 제도가 아니기 때문에 사회보험의 표적 효율성이 다른 이전지출보다 낮은 것은 당연한 결과로 볼 수 있다. 또한 1999년에 비해서 2002년 사회보험 지출의 표적 효율성이 증가한 것은, 과거에는 극히 일부의 사람(정규직의 중산층 이상일 가능성이 높다)에게만 가던 사회보험 급여가 수혜 범주의 확장으로 보다 보편화되었기 때문으로 해석할 수 있을 것이다.

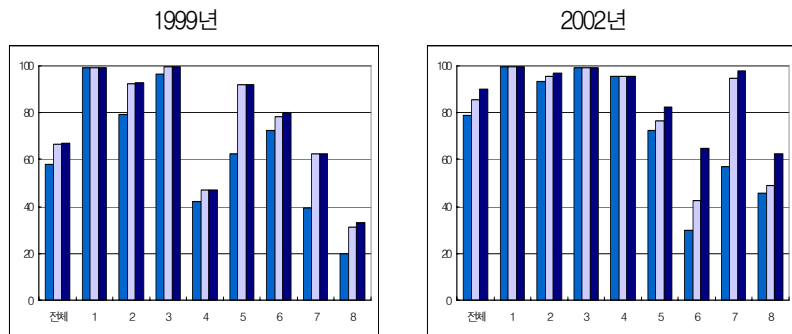
(그림 6-9) 사회보험 지출의 표적 효율성(targeting)



* 앞에서부터 차례로 중위소득의 40%, 50%, 60% 빈곤선.
 1: 취업자 없는 여성 노인 4: 취업자 없는 남성 7: 취업자 있는 여성
 2: 취업자 없는 남성 노인 5: 취업자 있는 여성 노인 8: 취업자 있는 남성
 3: 취업자 없는 여성 6: 취업자 있는 남성 노인

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도 원자료.

(그림 6-10) 공공부조 지출의 표적 효율성(targeting)



* 앞에서부터 차례로 중위소득의 40%, 50%, 60% 빈곤선.
 1: 취업자 없는 여성 노인 4: 취업자 없는 남성 7: 취업자 있는 여성
 2: 취업자 없는 남성 노인 5: 취업자 있는 여성 노인 8: 취업자 있는 남성
 3: 취업자 없는 여성 6: 취업자 있는 남성 노인

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도 원자료.

사회보험의 표적 효율성이 높은 집단은 취업자가 없는 집단으로서 이는 이들 집단의 소득이 워낙 낮기 때문에, 즉 사회보험 수급 이전에 빈곤일 가능성이 높기 때문에 나타난 현상으로 볼 수 있을 것이다.

공공부조제도는 수급 대상을 빈민으로 지정한 것으로서 이론적으로 볼 때 표적 효율성이 가장 높은 이전지출이다. 빈곤선 50% 기준에서 공

공부조의 표적 효율성을 보면 1999년에는 66.5%로 나타났지만 2002년에는 이보다 증가하여 85.5%로 나타나고 있다. 이는 아마도 1999년에 외환위기로 인한 생계곤란을 막기 위한 정책수단으로 공공근로 등의 정부지출이 일시적으로 증가되었기 때문일 것으로 추측할 수 있지만 확실치 않다. 2002년 공공부조 지출의 경우 무취업자 집단에서의 표적 효율성은 거의 100% 수준인데, 이는 공공부조제도 자체가 자산조사를 통해서 빈곤가구를 선별해서 주는 제도인 것과 무취업자 집단의 소득수준이 워낙 낮다는 점이 복합적으로 작용한 것으로 해석할 수 있다.

나. 공·사 이전의 누수 정도

저소득층에게 간 지출이라 할지라도 그 지출의 양이 얼마나 되는가에 따라서 지출이 빈곤 감소에 얼마나 효율적인가가 달라지게 된다. 즉 그 가구가 빈곤을 벗어나고도 남음이 있을 만큼 지나치게 많은 지출이 한 가구로 간 경우, 동일한 양을 가지고 빈곤을 벗어나게 해줄 수 있는 가구의 수는 제한된다. 즉, 소득이전의 효율성이 감소한다는 의미이다.

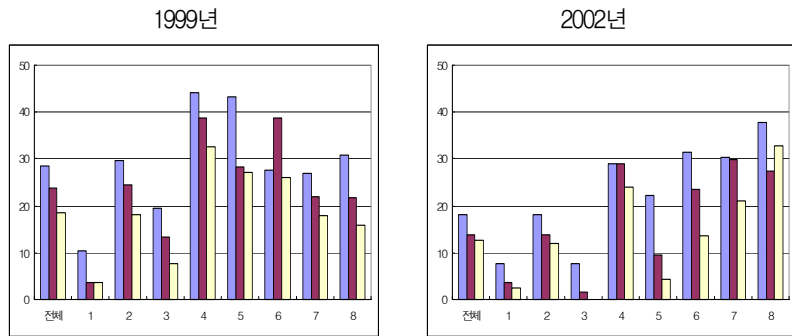
사실 이전지출 중 지출의 누수에 대해서 관심을 가져야만 하는 것은 한정된 예산을 사용하고, 보다 많은 가구가 빈곤을 벗어나게 하는 것이 지출의 목적인 정부의 공공부조에 국한된 것일 수 있다. 그러나 우리나라의 경우 사적이전이 가장 효과적이고 강력한 빈곤 완화 기제로 자리 잡고 있기 때문에 사적이전에 대한 누수율 또한 살펴보고자 한다. 이는 누수 정도를 보면 지출의 크기(관대상)를 가늠할 수 있기 때문이다. 사실 누수가 하나도 없게 하는 가장 손쉬운 방법은 지출 자체를 없게 하는 것이기 때문에, 소득이전의 정도가 적을 경우에도 누수율은 낮아지게 된다. 사회보험의 경우 제도가 빈곤층에게만 표적화되어서 빈곤 완화를 목적으로 설계된 것이 아니라, 소득 중단에 처한 가입자가 생활상의 곤란을 당하지 않도록 급여를 지급하여 일정 정도의 생활수준을 누릴 수 있도록 하는 것이 목적이기 때문에 누수 자체가 직접적인 문제가 되지는 않는다. 따라서 사회보험은 전체적인 경향성에 대한 언급만을 할 뿐, 각 집단 특성별 누수에 대한 분석에서는 제외하였다.⁹⁵⁾

빈곤선을 중위소득의 50%로 하고 사적이전, 사회보험, 공공부조의 누수율을 살펴보면, 예측했던 바와 같이 사회보험의 누수율이 가장 커서 50%를 넘고 있으며, 공공부조의 누수율은 10% 정도인 것으로 나타나고 있었다. 1999년과 2002년의 누수율을 비교해 보면 사적이전만 누수율이 23.8%에서 13.8%로 급격히 감소하였고, 사회보험과 공공부조는 2%포인트 미만의 차이를 보이고 있었다.

사적이전의 누수율을 보면 다음과 같다. 1999년 누수가 매우 많이 일어나는 집단은 취업자 없는 남성가구주, 취업자 있는 여성노인 가구주, 취업자 있는 남성 노인 가구주 집단으로 빈곤선을 중위소득의 50%로 할 경우 28% 이상의 누수율을 보였다.

그러나 2002년 자료를 보면 이들 가구의 누수율은 모두 10%포인트 이상 감소하였으며, 취업자가 있으면서 가구주의 연령이 65세 미만(7, 8 집단)인 상대적으로 고소득 가구의 누수율이 높아지고 있었다. 사적이전의 누수율이 전반적으로 낮아진 것은 이전의 크기가 감소해서 사적이

(그림 6-11) 사적이전의 누수율(spillover)



* 앞에서부터 차례로 중위소득의 40%, 50%, 60% 빈곤선.
 1: 취업자 없는 여성 노인 4: 취업자 없는 남성 7: 취업자 있는 여성
 2: 취업자 없는 남성 노인 5: 취업자 있는 여성 노인 8: 취업자 있는 남성
 3: 취업자 없는 여성 6: 취업자 있는 남성 노인

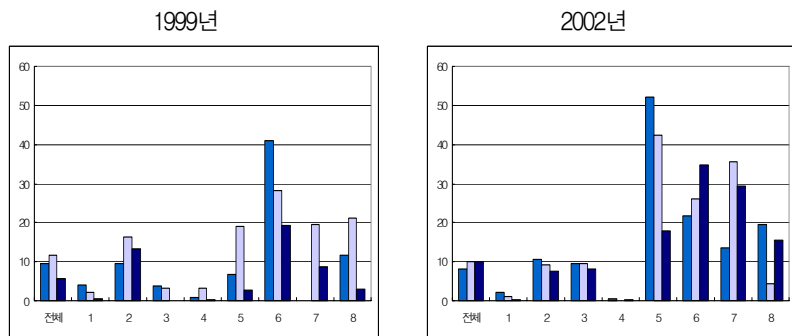
자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도 원자료.

95) 보다 실제적인 이유는 사회보험 수급자의 수 자체가 적은 데 있다. 누수를 알기 위해서는 이전 전에는 빈곤선 이하에 있다가 이전 후 빈곤선 위로 올라간 경우만을 분석 대상으로 해야 하는데, 표본수가 적은 가구의 경우 분석이 왜곡될 가능성이 있기 때문이다.

전만으로 빈곤선 위로 올라갈 수 있는 가구의 수가 감소했다는 것을 의미한다. 이는 사적이전의 빈곤을 완화 효과성과 빈곤갭 완화 효과성이 모두 감소한 것에서 어느 정도 예측했던 바이다.

공공부조의 누수 정도를 보면 전체적으로 공공부조의 누수율은 비록 소량이지만 감소한 것으로 분석되었다. 각 집단의 특성별 누수 정도를 보면, 취업자가 없는 집단에서의 공공부조의 누수율은 극히 낮게 나타났다. 이는 공공부조 이전 전 소득의 크기가 워낙 작기 때문에 공공부조를 수급한다 하더라도 이를 통해서 총소득이 빈곤선 위로 상승할 가능성이 극히 작다는 것으로 해석할 수 있다. 공공부조의 누수율은 취업자가 있는 노인가구주 집단(5, 6 집단)에서 비교적 높은 것으로 나타났는데, 이는 과거 고령이 공공부조의 수급조건이었기 때문에 이들 가구에서 제도변화 이후에도 공공부조를 수급할 개연성이 높고(이는 표적 효율성에서도 확인한 바 있다), 또한 이들 가구의 가구소득이 최저 상황이 아니기 때문에 공공부조의 수급 이후 가구소득이 빈곤선 위로 상승할 가능성이 높은 것으로 볼 수 있다. 이러한 해석은 취업자가 있으면서 가구의 연령이 고령이 아닌(7, 8 집단) 상대적으로 고소득인 집단의 누수율이 높게 나타나는 것에서도 확인할 수 있다.

(그림 6-12) 공공부조의 누수율(spillover)



* 앞에서부터 차례로 중위소득의 40%, 50%, 60% 빈곤선.

- 1: 취업자 없는 여성 노인 4: 취업자 없는 남성 7: 취업자 있는 여성
- 2: 취업자 없는 남성 노인 5: 취업자 있는 여성 노인 8: 취업자 있는 남성
- 3: 취업자 없는 여성 6: 취업자 있는 남성 노인

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도 원자료.

다. 공·사 이전의 빈곤 감소 효율성

빈곤 감소 효율성은 전체 이전 지출 중 빈곤가구를 빈곤선까지 끌어 올리는 데 지출된 이전의 비중을 의미한다. 전체적으로 볼 때, 사적이전의 빈곤 감소 효율성은 감소하였고, 사회보험과 공공부조의 빈곤 감소 효율성은 증가한 것으로 나타났다.

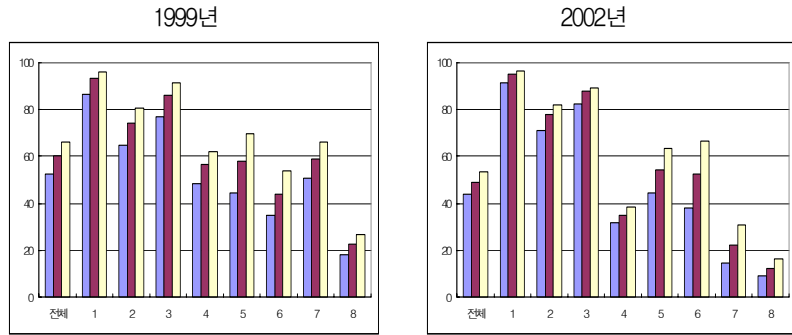
사적이전의 표적 효율성과 누수율, 빈곤 감소 효율성은 모두 감소하였다. 이는 사적이전 중 빈곤가구에게 가는 비율은 감소했고, 빈곤가구에 가는 경우 이전 후 소득이 빈곤선 위로 상승할 만큼 많은 양이 가는 것은 아니어서 빈곤 감소 효율성은 감소한 것으로 볼 수 있다. 반면 사회보험의 빈곤 감소 효율성이 증가한 것은 사회보험의 수혜 범위 증가로 저소득가구가 사회보험을 수급할 가능성이 높아진 것 자체가 사회보험의 빈곤 감소 효율성을 증가시킨 것으로 해석할 수 있다. 공공부조의 빈곤감소 효율성 증가는 표적 효율성이 증가하였고, 누수율은 다소 감소한 것과 연관시켜서 설명할 수 있다.

사적이전, 사회보험, 공공부조 중 빈곤 감소 효율성이 가장 큰 것은 1999년에는 사적이전이었지만, 2002년도에는 공공부조인 것으로 나타났다. 50% 빈곤선 수준에서 볼 때, 1999년 공공부조의 빈곤 감소 효율성은 58.7%로 사적이전의 60.4%보다 다소 낮게 나타났지만, 2002년에는 76.9%로 급격히 증가하였으며 사적이전은 49.0%로 감소하였다. 사회보험의 경우 1999년 20.3%에서 2002년 27.4%로 증가하였다. 가구 특성별로 각 이전지출의 빈곤 감소 효율성을 살펴보면 다음과 같다.

사적이전의 빈곤 감소 효율성은 취업자 없는 고령 가구주(1, 2집단) 집단과 취업자 없는 여성 가구주의 경우 높고, 이들 집단에서의 효율성의 감소는 상대적으로 적었다. 그러나 취업자 없는 남성 가구주(4집단) 가구와 고령 가구주가 아니면서 취업자가 있는 가구(7, 8집단)에서 효율성의 감소가 큰 것으로 나타났다.

사회보험의 빈곤 감소 효율성은 취업자 없는 여성 노인 가구와 취업자 없는 여성 가구에서 큰 것으로 나타났다. 이는 앞에서 여성 가구주인 가구의 경우 사회보험의 빈곤 완화 효과성이 매우 낮게 나타난 것과는 대조적

[그림 6-13] 사적이전의 빈곤감소 효율성



* 앞에서부터 차례로 중위소득의 40%, 50%, 60% 빈곤선.
 1: 취업자 없는 여성 노인 4: 취업자 없는 남성 7: 취업자 있는 여성
 2: 취업자 없는 남성 노인 5: 취업자 있는 여성 노인 8: 취업자 있는 남성
 3: 취업자 없는 여성 6: 취업자 있는 남성 노인

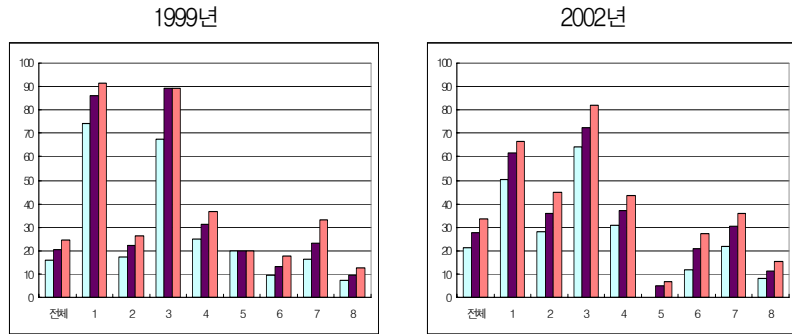
자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도 원자료.

인 결과이다. 이렇게 효과성과 효율성이 다르게 나타나는 것은 효과성은 그 이전지급을 통해서 빈곤을 얼마나 벗어났는가를 측정하는 개념이고, 효율성은 이전 중 얼마나 많은 양이 빈곤 감소를 위해서 사용되었는가를 살펴보는 것이기 때문에 서로 측정하고자 하는 바가 다른 것이다. 즉 사회보험의 경우 연령에 관계없이 취업자 없는 여성 가구주(1, 3 집단)에게 지급될 경우 대부분 빈곤층에게 돌아가고, 누수는 많지 않아서 빈곤의 완화에 쓰이는 비율이 가장 크다는 의미이다. 2002년도 결과를 보면 취업자 없는 여성 가구주 집단(1, 3 집단)의 빈곤 감소 효율성이 여전히 가장 크지만, 그 크기는 다소 감소하였다. 또한 취업자 없는 남성 가구주 집단(2, 4 집단)에서 사회보험의 빈곤 감소 효율성이 다소 증가한 것을 볼 수 있다.

2002년 공공부조의 빈곤 감소 효율성은 1999년보다 약 20%포인트 가량 증가하였다. 이를 가구의 특성별로 살펴보면 공공부조의 빈곤 감소 효율성이 높은 집단은 취업자가 없는 집단(1, 2, 3, 4 집단)으로서 이 중 남성 가구주 집단(2, 4 집단)은 1999년보다 2002년에 효율성이 상당히 증가한 것으로 나타났다. 거의 모든 집단에서 빈곤 감소 효율성이 증가하였지만, 취업자가 있는 노인 가구주 가구(5, 6 집단)의 경우만 1999년보다 빈곤 감소 효율성이 감소하였다. 이러한 결과는 이들 가구의 누수

율이 높아졌다는 것에서 그 원인을 찾을 수 있을 것이다.

(그림 6-14) 사회보험의 빈곤감소 효율성

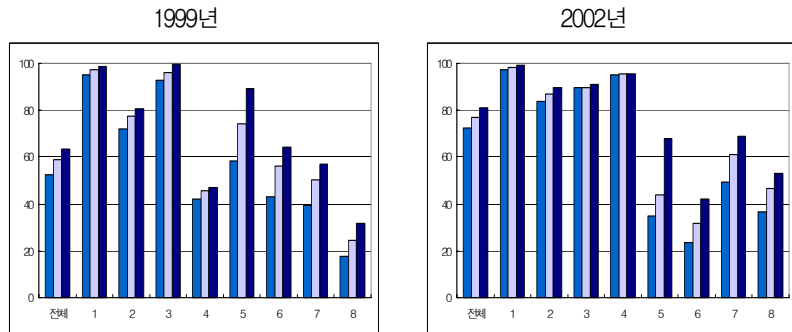


* 앞에서부터 차례로 중위소득의 40%, 50%, 60% 빈곤선.

- 1: 취업자 없는 여성 노인 4: 취업자 없는 남성 7: 취업자 있는 여성
- 2: 취업자 없는 남성 노인 5: 취업자 있는 여성 노인 8: 취업자 있는 남성
- 3: 취업자 없는 여성 6: 취업자 있는 남성 노인

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도 원자료.

(그림 6-15) 공공부조의 빈곤감소 효율성



* 앞에서부터 차례로 중위소득의 40%, 50%, 60% 빈곤선.

- 1: 취업자 없는 여성 노인 4: 취업자 없는 남성 7: 취업자 있는 여성
- 2: 취업자 없는 남성 노인 5: 취업자 있는 여성 노인 8: 취업자 있는 남성
- 3: 취업자 없는 여성 6: 취업자 있는 남성 노인

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도 원자료.

제5절 소 결

본 연구는 사적이전, 사회보험, 공공부조의 빈곤 완화 효과성과 효율성은 어느 정도이며, 외환위기 이후 공공부조제도의 변화가 이들 이전 소득의 효과성과 효율성에 어떤 영향을 미쳤는가를 살펴보았다. 분석은 가구의 특성에 따라 소득이전의 효과성과 효율성이 달라질 수 있다는 점을 감안하여 그간의 빈곤 연구에서 빈곤의 결정요인으로 언급된 취업 여부, 고령 여부, 성별에 따라 전체가구를 8개 집단으로 구분한 후 이루어졌다.

분석 결과는 다음과 같다. 빈곤 완화 효과성은 1999년 사적이전, 사회보험, 공공부조의 순으로 큰 것으로 나타났고, 2002년도의 분석에서도 순서의 변화는 없었다. 그러나 사적이전의 빈곤 완화 효과성은 크게 감소하였고, 사회보험의 효과성은 증가하였으며, 공공부조도 빈곤갭 완화 효과가 증가한 것으로 크게 나타났다.

각 집단별 빈곤 완화 효과성을 보면 소득이 낮은 가구내 취업자가 없는 집단에서 사적이전과 공공부조의 빈곤 완화 효과성이 특히 큰 것으로 나타났고, 취업자가 없는 남성 가구주 가구에서 사회보험의 빈곤 완화 효과성이 커진 것으로 나타났다.

빈곤 완화 효율성은 1999년에는 사적이전, 공공부조, 사회보험의 순으로 큰 것으로 나타났지만, 2002년에는 공공부조, 사적이전, 사회보험으로 순서의 변화가 있었는데 이는 공공부조의 효율성 증가와 사적이전의 효율성 감소가 동시에 이루어진 결과이다. 각 집단별로 볼 때 빈곤 완화 효율성이 큰 집단은 이전 전 소득이 낮은 가구내 취업자가 없는 집단이었고, 이전 전 소득이 상대적으로 높은 취업자가 있는 남성 가구와 취업자가 있는 여성 가구에서 이전의 효율성은 낮은 것으로 나타났다.

부록 6

〈부표 6-1〉 이전의 빈곤율 완화 효과성

	사적이전			사회보험			공적부조		
	40%	50%	60%	40%	50%	60%	40%	50%	60%
1999년									
전 체	17.9	8.7	5.9	6.0	3.6	3.5	1.6	2.4	1.0
무취업자 여성 노인	20.6	4.8	3.7	2.5	1.0	0.0	0.0	2.0	0.0
무취업자 남성 노인	27.7	14.5	8.8	6.2	5.7	4.4	0.0	4.0	2.8
무취업자 여성	23.6	8.7	8.1	5.5	0.0	0.0	3.8	2.7	0.0
무취업자 남성	17.2	10.4	8.4	11.3	7.8	7.8	0.0	0.8	0.0
유취업자 여성 노인	28.6	20.0	13.5	5.0	0.0	0.0	5.3	7.1	6.3
유취업자 남성 노인	19.2	14.4	9.5	6.8	6.0	4.2	9.1	5.1	2.2
유취업자 여성	12.2	5.1	5.6	7.0	2.7	3.0	0.0	1.4	1.0
유취업자 남성	7.5	4.1	2.4	3.7	2.7	3.5	0.6	1.6	0.6
	사적이전			사회보험			공적부조		
2002년	40%	50%	60%	40%	50%	60%	40%	50%	60%
전 체	10.7	6.5	5.1	7.6	7.6	5.6	1.2	1.9	0.6
무취업자 여성 노인	11.6	5.0	1.4	3.3	1.5	1.5	0.0	1.5	0.0
무취업자 남성 노인	12.7	6.9	5.0	14.5	14.9	14.7	0.8	1.5	0.7
무취업자 여성	11.4	7.0	1.4	3.2	1.5	2.8	0.0	0.0	0.0
무취업자 남성	4.3	5.8	4.7	14.6	11.3	10.8	1.3	0.0	0.0
유취업자 여성 노인	18.5	13.3	5.9	0.0	0.0	3.1	0.0	7.7	3.2
유취업자 남성 노인	13.8	10.6	6.7	5.8	10.9	6.3	1.5	5.6	0.8
유취업자 여성	9.1	5.3	5.8	2.0	4.2	0.0	4.1	4.3	2.0
유취업자 남성	9.0	4.9	6.4	6.0	6.8	3.6	2.1	0.9	0.3

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도 원자료.

〈부표 6-2〉 이전의 빈곤갭 완화 효과성

	사적이전			사회보험			공적부조		
	40%	50%	60%	40%	50%	60%	40%	50%	60%
1999년									
전 체	32.9	27.1	22.1	8.9	7.6	6.4	8.5	6.8	5.1
무취업자 여성 노인	41.1	34.9	29.5	5.3	4.4	3.6	17.4	12.6	9.6
무취업자 남성 노인	43.8	38.8	33.7	9.2	8.4	7.5	10.2	7.7	5.9
무취업자 여성	37.7	32.4	27.7	5.5	5.2	3.9	7.8	5.7	4.4
무취업자 남성	27.8	24.6	21.5	14.8	13.4	12.0	8.0	6.2	4.8
유취업자 여성 노인	38.7	33.6	29.6	2.5	1.6	1.1	14.1	10.9	9.0
유취업자 남성 노인	31.7	25.0	21.0	11.2	9.1	7.9	11.3	8.3	6.1
유취업자 여성	27.9	19.8	14.3	6.4	4.9	4.3	7.4	5.1	3.5
유취업자 남성	14.0	10.5	7.9	7.9	6.1	5.0	3.6	2.9	2.3
	사적이전			사회보험			공적부조		
2002년	40%	50%	60%	40%	50%	60%	40%	50%	60%
전 체	25.9	20.9	17.0	12.4	10.9	9.5	11.1	7.8	5.8
무취업자 여성 노인	34.3	28.3	23.7	5.8	5.2	4.3	19.8	14.4	11.1
무취업자 남성 노인	31.0	26.2	22.3	18.7	17.3	16.5	10.4	7.7	6.0
무취업자 여성	30.6	25.5	21.2	7.4	6.1	5.3	5.7	4.1	3.2
무취업자 남성	16.5	13.8	12.1	20.1	18.1	16.5	12.3	8.9	6.8
유취업자 여성 노인	31.7	26.1	21.8	0.0	0.5	0.5	5.6	4.4	4.6
유취업자 남성 노인	20.1	16.9	14.4	11.0	11.5	9.8	5.0	4.0	3.4
유취업자 여성	9.6	8.6	7.7	7.7	6.3	4.8	16.0	11.4	8.1
유취업자 남성	14.2	11.4	9.0	11.4	8.7	7.0	4.3	3.0	1.9

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도 원자료.

〈부표 6-3〉 소득이전의 표적 효율성(targeting)

	사적이전			사회보험			공적부조		
	40%	50%	60%	40%	50%	60%	40%	50%	60%
1999년									
전 체	73.5	79.2	81.1	39.8	42.7	49.2	57.9	66.5	67.1
무취업자 여성 노인	96.6	96.6	99.5	91.6	91.6	100.0	98.9	99.2	99.2
무취업자 남성 노인	92.2	98.4	98.4	72.6	74.0	74.0	79.3	92.4	92.8
무취업자 여성	95.5	99.1	99.1	89.1	89.1	89.1	96.5	99.4	99.4
무취업자 남성	86.6	92.2	92.2	64.1	64.1	68.7	42.2	47.1	47.2
유취업자 여성 노인	77.9	80.7	95.3	19.7	19.7	19.7	62.5	91.7	91.7
유취업자 남성 노인	48.2	71.8	72.7	23.9	28.3	28.3	72.6	78.5	80.0
유취업자 여성	69.2	75.7	80.6	44.9	48.7	74.5	39.5	62.6	62.6
유취업자 남성	26.4	28.8	31.8	14.0	18.8	29.9	19.8	31.1	32.9
	사적이전			사회보험			공적부조		
2002년	40%	50%	60%	40%	50%	60%	40%	50%	60%
전 체	53.4	56.8	61	51.9	59.7	65.1	78.8	85.5	90.1
무취업자 여성 노인	98.8	98.8	98.8	72.0	72.0	72.0	99.5	99.5	99.5
무취업자 남성 노인	87.1	90.3	93.0	87.1	90.3	96.7	93.4	95.6	96.9
무취업자 여성	89.2	89.2	89.2	97.5	97.5	97.5	99.1	99.1	99.1
무취업자 남성	44.7	49.1	50.6	74.3	79.9	79.9	95.3	95.6	95.7
유취업자 여성 노인	56.8	60.3	66.1	16.6	16.6	16.6	72.6	76.4	82.5
유취업자 남성 노인	55.7	68.8	76.9	24.4	37.4	44.5	29.9	42.7	64.8
유취업자 여성	21.1	31.7	38.9	24.9	40.6	40.6	57.0	94.6	97.6
유취업자 남성	14.3	17.0	24.2	19.8	31.4	39.9	45.8	48.8	62.5

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도 원자료.

〈부표 6-4〉 지출의 누수율(spillover)

	사적이전			사회보험			공적부조		
	40%	50%	60%	40%	50%	60%	40%	50%	60%
1999년									
전 체	28.6	23.8	18.5	60.3	52.3	49.9	9.4	11.8	5.7
무취업자 여성 노인	10.4	3.7	3.7	18.7	6.0	8.4	4.0	2.1	0.6
무취업자 남성 노인	29.7	24.4	18.1	76.5	70.2	64.4	9.4	16.3	13.3
무취업자 여성	19.5	13.3	7.6	24.2	0.0	0.0	3.8	3.2	0.0
무취업자 남성	44.2	38.8	32.6	61.4	51.7	46.8	0.7	3.3	0.3
유취업자 여성 노인	43.3	28.3	27.1	0.0	0.0	0.0	6.8	19.1	2.6
유취업자 남성 노인	27.5	38.7	26.1	61.2	53.3	37.7	40.9	28.3	19.4
유취업자 여성	27.0	22.0	17.9	63.5	52.8	55.9	0.0	19.5	8.8
유취업자 남성	30.8	21.8	15.9	49.0	49.3	57.3	11.6	21.3	3.1
	사적이전			사회보험			공적부조		
	40%	50%	60%	40%	50%	60%	40%	50%	60%
2002년									
전 체	18.1	13.8	12.7	59.4	54.0	48.3	8.2	10.1	10.1
무취업자 여성 노인	7.6	3.6	2.4	30.5	14.5	7.5	2.1	1.1	0.3
무취업자 남성 노인	18.2	13.9	12.1	67.9	60.3	53.9	10.6	9.2	7.5
무취업자 여성	7.7	1.5	0.1	34.0	26.0	16.0	9.4	9.4	8.2
무취업자 남성	28.9	28.9	24.0	58.9	53.4	45.4	0.5	0.0	0.2
유취업자 여성 노인	22.2	9.6	4.2	100.0	70.2	60.2	52.1	42.4	17.9
유취업자 남성 노인	31.5	23.6	13.6	52.0	44.3	39.2	21.6	26.0	34.8
유취업자 여성	30.3	29.9	21.0	12.6	25.0	11.7	13.5	35.7	29.3
유취업자 남성	37.8	27.3	32.8	58.5	64.1	61.1	19.6	4.4	15.6

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도 원자료.

〈부표 6-5〉 지출의 빈곤 감소 효율성

	사적이전			사회보험			공적부조		
	40%	50%	60%	40%	50%	60%	40%	50%	60%
1999년									
전 체	52.5	60.4	66.2	15.8	20.3	24.6	52.4	58.7	63.3
무취업자 여성 노인	86.6	93.1	95.8	74.4	86.1	91.6	95.0	97.2	98.6
무취업자 남성 노인	64.8	74.4	80.6	17.1	22.1	26.4	71.8	77.4	80.5
무취업자 여성	76.9	85.9	91.5	67.5	89.1	89.1	92.9	96.1	99.4
무취업자 남성	48.3	56.5	62.1	24.7	31.0	36.5	41.9	45.5	47.1
유취업자 여성 노인	44.2	57.8	69.5	19.7	19.7	19.7	58.2	74.2	89.3
유취업자 남성 노인	35.0	44.0	53.8	9.3	13.2	17.6	42.9	56.3	64.4
유취업자 여성	50.6	59.0	66.2	16.4	23.0	32.9	39.5	50.4	57.1
유취업자 남성	18.2	22.6	26.8	7.1	9.5	12.8	17.5	24.5	31.8
	사적이전			사회보험			공적부조		
2002년	40%	50%	60%	40%	50%	60%	40%	50%	60%
전 체	43.7	49.0	53.3	21.1	27.4	33.7	72.3	76.9	81.1
무취업자 여성 노인	91.3	95.2	96.4	50.1	61.6	66.6	97.4	98.4	99.1
무취업자 남성 노인	71.2	77.8	81.7	28.0	35.8	44.6	83.5	86.8	89.7
무취업자 여성	82.4	87.8	89.1	64.4	72.2	81.9	89.8	89.8	90.9
무취업자 남성	31.8	35.0	38.5	30.6	37.3	43.6	94.9	95.6	95.6
유취업자 여성 노인	44.2	54.5	63.3	0.0	4.9	6.6	34.8	44.0	67.7
유취업자 남성 노인	38.1	52.6	66.5	11.7	20.8	27.1	23.5	31.6	42.3
유취업자 여성	14.7	22.2	30.8	21.8	30.5	35.8	49.3	60.9	69.0
유취업자 남성	8.9	12.3	16.3	8.2	11.3	15.5	36.8	46.7	52.8

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 각년도 원자료.

제7장

요약 및 정책적 시사점

본장에서는 본 연구의 주요한 분석 결과를 요약하고 이를 근거로 빈곤완화를 위한 정책적 함의를 제시하고자 한다.

우선, 본 연구의 주요한 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 제2장에서는 빈곤과 관련된 연구에서 활용된 각종 자료 및 기준을 살펴보고, 상이한 자료 및 기준에 따라 절대빈곤율을 추정하였다. 그리고 국가 개입에 따른 가구 유형별 빈곤율의 변화, 빈곤가구의 일반가구에 대비한 소비지출 및 노동시장 행태의 차이를 분석하였다. 주요 분석 결과를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 소득 기준의 절대빈곤율은 통계청의 『도시가계조사』 및 『가구소비실태조사』보다 한국노동연구원의 『한국노동패널조사』에서 약간 높게 나타나고 있다. 그리고 지출 기준의 절대빈곤율은 주거비를 제외하면 포함한 경우보다 상당히 높게 나타나고 있다. 이는 국민기초생활보장제도의 최저생계비에 주거비가 적절하게 반영되어 있지 않음을 시사한다.

둘째, 국가 개입에 따른 빈곤율 감소효과는 비취업가구에서는 14.5%로 높게 나타나지만, 임금 및 비임금근로자가구에서는 거의 나타나지 않는다. 따라서 근로빈곤계층에 대한 조세 및 사회보험제도의 개선이 필요하다.

셋째, 빈곤가구의 교육비 지출은 일반가구의 약 1/2에 불과하다. 이러

한 교육투자의 차이는 빈곤의 세대간 재생산을 초래할 수 있다. 따라서 현행 공공부조제도의 한계를 극복하기 위한 주거와 의료급여의 현실화, 공교육의 강화를 통한 보편적인 양질의 교육기회의 제공이 필요하다.

넷째, 빈곤율은 전반적으로 취업자수가 적을수록, 가구주의 학력수준이 낮을수록, 여성일수록, 생산직일수록, 임시·일용직일수록, 영세자영업자일수록 높게 나타나고 있다. 이는 취업 여부뿐만 아니라 취업의 질도 빈곤을 결정하는 주된 요인임을 시사한다.

제3장에서는 근로빈곤을 중심으로 근로빈곤의 실태와 그 변화에 대하여 『한국노동패널조사』를 이용하여 분석하였다. 특히 근로빈곤 여부를 결정하는 요인뿐만 아니라 빈곤으로의 진입 및 탈출을 결정하는 요인에 대해서도 분석하였다. 주요 분석 결과를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 소득중위값의 50% 미만으로 정의된 상대빈곤을 기준으로 전체 빈곤가구의 약 1/2 이상이 취업가구이며, 취업가구의 약 1/8이 빈곤 상태에 있다. 이는 가구원의 취업 여부보다 일자리의 질이 중요한 요인임을 시사한다.

둘째, 근로빈곤율은 가구주의 연령이 많을수록, 학력수준이 낮을수록, 비임금근로자일수록, 취업 기간이 짧을수록 상대적으로 높게 나타나고 있다. 특히 자영업주는 임시·일용직에 비해서도 빈곤위험확률이 높게 추정되고 있다. 이는 향후 임금근로자뿐만 아니라 특히 영세 자영업주도 정부의 정책 대상에 포함시켜야 함을 시사한다.

셋째, 빈곤의 진입과 탈출이 매우 활발하게 이루어지고 있다. 취업가구의 약 1/5이 지난 3년간 적어도 1회 이상 빈곤을 경험하고 있다. 또한 취업가구는 비취업가구에 비하여 빈곤진입확률이 낮고 빈곤탈출확률이 높다. 그러나 빈곤탈출가구의 약 1/2 이상이 1/5~2/5분위의 저소득계층으로 탈출하여 여전히 상대적 박탈감 또는 생계위협을 경험하고 있다.

넷째, 빈곤진입확률은 가구주의 연령이 많을수록, 교육수준이 낮을수록, 그리고 가구원수가 증가할수록, 자산이 감소할수록, 취업자수가 감소할수록 높게 나타나고 있다. 그러나 빈곤탈출확률은 가구주의 교육수준이 높을수록, 취업자수가 증가할수록 높게 나타나지만, 가구주의 연령, 자산의 증가, 고용형태의 변화 등은 유의하게 영향을 미치지 않는다.

제4장에서는 『한국노동패널조사』의 가구-개인연계 패널자료를 이용하여 특히 개인의 취업 여부와 취업의 질, 그리고 장기간 또는 반복적인 빈곤의 경험이 가구의 빈곤탈출에 미치는 효과를 분석하였다. 주요 분석 결과를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 근로빈곤계층은 전체 빈곤계층의 약 1/2 이상을 차지하고 있다. 그리고 근로빈곤율은 임시·일용직 그리고 자영업자 및 무급가족종사자 등 불안정한 일자리에 종사하는 취업자에게서 상대적으로 높게 나타나고 있다. 이는 외환위기 이후 일자리의 양극화에 따라 근로빈곤이 빈곤의 주요한 형태로 등장하고 있음을 시사한다.

둘째, 경제활동상태의 변화를 살펴보면 빈곤계층은 일반계층에 비하여 불안정한 일자리와 반복적인 미취업에 따른 만성적인 저소득을 경험하고 있다. 또한 빈곤계층은 일반계층에 비하여 상용직 또는 고용주로서 상향 이동하는 확률이 낮게 나타나고 있다.

셋째, 경제활동상태의 변화가 빈곤탈출에 미치는 효과를 살펴보면 미취업자뿐만 아니라 무급가족종사자를 포함한 자영업자나 임시·일용직 근로자의 빈곤탈출확률이 유의하게 낮게 나타나고 있다. 또한 장기적인 빈곤 상태의 지속이나 반복적인 빈곤 경험은 빈곤의 지속 기간을 장기화시키는 것으로 나타나고 있다.

제5장에서는 근로빈곤과 관련하여 저임금근로자를 위한 최저임금제도의 소득분배효과, 근로빈곤의 실태, 재정정책의 소득분배 개선효과를 분석하였다. 주요 분석 결과를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 비록 최저임금의 상대적 수준은 도입 초기에 비해서는 낮지만 다른 국가들에 비해서는 크게 낮지는 않다. 그리고 최저임금의 소득분배효과는 임금근로자가구의 저소득계층에서 상대적으로 높게 나타나고 있다. 그러나 이는 국가가 기업에게 강제하는 최저임금제도만으로 근로빈곤의 문제가 완전히 해소됨을 시사하지는 않는다.

둘째, 근로빈곤율은 비임금근로자가구가 임금근로자가구보다 높게 나타나고 있다. 또한 빈곤가구는 일반가구에 비하여 노동시장 참여수준이 저조할 뿐만 아니라 임금 및 각종 근로조건이 열악한 임시·일용직의 비중이 높게 나타나고 있다.

셋째, 재정정책의 소득분배 개선효과는 약 4.3%로서 다른 OECD 국가들의 37.9%에 비하여 현저하게 낮다. 현행 소득세 제도는 소득재분배 효과가 매우 미흡하며 근로빈곤의 문제를 해결하기 위해서는 주요 선진국에서 실시하고 있는 근로소득보전세제를 실시할 필요성이 제기된다.

제6장에서는 사적이전소득 및 공적이전소득(사회보험급부 및 공적부조)이 빈곤완화에 미친 효과성과 효율성을 이전소득 원천별 및 가구 특성별로 분석하였다. 주요 분석 결과를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 빈곤 완화의 효과(즉 빈곤율 및 빈곤갭 감소효과)는 사적이전소득 → 사회보험급부 → 공적부조의 순으로 낮게 나타나고 있다. 한편 지난 1999 → 2002년에 사적이전소득의 빈곤완화 효과는 낮아진 반면, 사회보험급부 및 공적부조의 빈곤완화 효과는 높아지고 있다.

둘째, 이전소득 원천별 빈곤완화 효과를 가구 유형별로 살펴보면 사적이전소득 및 공적부조의 빈곤완화 효과는 취업자가 없는 가구에서, 그리고 사회보험급부의 빈곤완화 효과는 취업자가 없는 남성 가구주 가구에서 높게 나타나고 있다.

셋째, 빈곤완화의 효율성(즉 소득이전의 표적 효율성, 소득이전의 누수율, 소득이전의 빈곤감소 효과)은 사회보험급부에 비하여 사적이전소득 또는 공적부조에서 높게 나타나고 있다. 한편 지난 1999 → 2002년에 공적부조의 효율성이 높아진 반면 사적이전소득의 효율성은 낮아지고 있다.

넷째, 이전소득 원천별 빈곤완화의 효율성을 가구 유형별로 살펴보면 취업자가 없는 가구에서 가장 높게, 그리고 취업자가 있는 일반가구에서 가장 낮게 나타나고 있다.

다음으로, 본 연구의 분석 결과에 근거한 정책적 함의를 제시하면 다음과 같다. 전반적으로 전체 빈곤가구의 약 1/2이 근로빈곤가구이며, 특히 임금가구보다 자영가구에서 빈곤율이 상대적으로 높게 나타나고 있다. 따라서 다음과 같은 가구 유형별로 특성화된 탈빈곤정책이 필요하다.

첫째, 근로능력이 없는 빈곤가구에 대해서는 국민기초생활보장제도의 내실화가 보다 전향적으로 검토되어야 할 것이다. 예컨대, 소득 이외의 수급자격 요건을 보다 완화하여 생계급여를 지급받지 못하는 빈곤층을

축소하는 방안이 고려될 수 있다.

둘째, 근로능력이 있지만 노동시장에 참여하는 데 일정한 제약이 있는 빈곤계층에 대해서는 의료·교육·주거 등 사회복지서비스를 확충하여 일할 여건을 조성하거나 또는 사회적 일자리, 자활사업, 창업지원 등을 통하여 취업을 촉진시켜야 할 것이다.

셋째, 취업해 있지만 빈곤한 계층인 근로빈곤층에 대해서는 이들이 주로 최저임금제도의 영향을 받는 비정규직 근로자임을 고려하면 최저임금제도의 내실화뿐만 아니라 비정규직에 대한 적정 수준의 보호가 요구된다.

이와 더불어 근로빈곤층을 직접 지원하는 근로소득보전세제(EITC)가 최저임금제도보다 근로빈곤층 보호에 보다 효과적일 뿐만 아니라, 저임금계층에 대한 보호를 기업은 물론 국가도 책임져야 한다는 관점에서 이를 우리의 현실에 부합하도록 도입·실시하는 방안을 보다 적극적으로 검토하여야 한다.

참고 문헌

- 구인회(2001), 『빈곤층의 사회경제적 특성과 빈곤이행: 경제위기 이후의 시기를 중심으로』, 『제3회 한국노동패널 학술대회 자료집』, 한국노동연구원.
- 권순원·고일동·김관영·김선웅(1992), 『분배불평등의 실태와 주요정책과제』, 한국개발연구원.
- 금재호(2003), 『일과 빈곤』, 『제4회 한국노동패널 학술대회 자료집』, 한국노동연구원.
- _____ (2004), 『취업으로 빈곤극복이 가능한가』, 『경제분석』, 제10권 제3호, 한국은행 금융경제연구원.
- 금재호·김승택(2001), 『빈곤의 규모와 이행과정』, 『연세경제연구』, 제8권 제2호, 연세대학교 경제연구소.
- 금재호·류재우·전병유·최강식(2003), 『자영업 노동시장의 현상과 과제』, 한국노동연구원.
- 김교성(2002), 『소득이전의 빈곤완화 및 빈곤이행 효과에 관한 연구』, 『한국사회복지학』, 제48권, 한국사회복지학회, pp.113-149.
- 김대모·안국신(1987), 『한국의 소득분배 및 그 결정요인과 분배문제에 대한 국민의 의식구조』, 중앙대학교.
- 김대일(2004), 『빈곤의 정의와 규모』, 유경준·심상달 편, 『취약계층 보호정책의 방향과 과제』, 한국개발연구원.
- 김미곤·여유진·양시현·강성호·김태완·이강민(1999), 『1999년 최저생계비 계층조사연구』, 한국보건사회연구원.
- 김성환·전용석·최바울(2004), 『빈부격차 확대의 원인과 대책』, 『제5회 한국노동패널 학술대회 자료집』, 한국노동연구원.
- 김유선(2000), 『최저임금제 개선방안』, 전국민주노동조합총연맹.
- 김재진(2003), 『소득재분배정책의 효율증대를 위한 EITC 도입방안 검토』

- 토, 『조세브리프』, 한국조세연구원.
- 김진욱(1996), 『가계의 소비지출 비교 - 가계 특성에 의거한 균등화지수를 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.
- 노대명·박찬임 외(2004), 『자활정책·지원제도 개선방안 연구』, 보건복지부·노동부·한국보건사회연구원·한국노동연구원.
- 문형표·유경준(1999), 『실업·복지대책의 향후과제: 생산적 복지를 중심으로』, 『KDI경제포럼』, 제146호.
- 박능후(2003), 『EITC 특성과 소득보장기능』, 『보건복지포럼』, 통권 제78호, 한국보건사회연구원, pp.5-15.
- _____ (2004), 『근로빈곤층(The Working Poor)의 소득보장정책 - 근로소득보전세제(EITC)의 의의와 도입설계를 중심으로』, 빈부격차·차별시정위원회 발표논문.
- _____ (2004), 『빈곤을 추정의 쟁점과 대안』, 비판과대안을위한사회복지학회 2004년 춘계학술대회 자료집 『한국사회복지의 낙후성, 그 원인과 대책』, pp.255-266.
- 박능후 외(2003), 『탈빈곤정책 현황과 발전방안 연구- 소득보장정책을 중심으로』, 한국보건사회연구원.
- 박성준(2000), 『금융위기 이후의 소득 불균등에 대한 연구』, 『노동경제논집』, 제23권 제2호, 한국노동경제학회, pp.61-79.
- 박순일 외(1994), 『최저생계비 계측조사』, 한국보건사회연구원.
- 박순일·최현수·강성호(2000), 『빈곤격차 확대요인의 분석과 빈곤·서민생활 대책』, 한국보건사회연구원.
- 박찬용·김진욱·김태완(1999), 『경제위기에 따른 빈곤수준 및 소득불평등 변화와 정책방향』, 한국보건사회연구원.
- 박찬용·강석훈·김태완(2002), 『소득분배와 빈곤 동향 및 변화요인 분석』, 한국보건사회연구원.

- 빈부격차·차별시정위원회(2004), 『참여정부의 일을 통한 빈곤탈출 지원정책』.
- 성명재·박형수·전병목(2004), 『조세제도가 소득분배 및 자원배분에 미치는 효과 분석 및 시사점』, 한국조세연구원.
- 안국신(1995), 『한국의 경제발전과 소득분배』, 『경제발전연구』, 제1권, 한국경제발전학회, pp.53-76.
- 안종범·김철희·전승훈(2002), 『빈곤과 실업의 원인과 복지정책의 효과』, 『노동경제논집』, 제25권 제1호, 한국노동경제학회, pp.75-96.
- 안창수 외(1989), 『최저생계비 계층조사 연구』, 한국보건사회연구원.
- 유경준(1998), 『임금소득 불평등도의 변화요인 분석』, 한국노동연구원.
- 유경준·김대일(2002), 『외환위기 이후 소득분배구조 변화와 재분배정책효과 분석』, 한국개발연구원.
- 유경준·김대일(2003), 『소득분배 국제비교와 빈곤 연구』, 한국개발연구원.
- 이병희·정재호(2002), 『경제위기 이후 빈곤구조 분석 - 반복빈곤 및 고용과의 관계를 중심으로』, 『동향과 전망』, 제52호, 한국사회과학연구소.
- 이정우·이성림(2001), 『경제위기와 빈부격차 - 1997년 위기 전후의 소득분배와 빈곤』, 『국제경제연구』, 제7권 제2호, pp.78-107.
- 이정우·황성현(1998), 『한국의 분배문제: 현황, 문제점과 정책방향』, 『KDI 정책연구』, 제20권 제1, 2호, pp.153-230.
- 정건화·남기곤(2000), 『경제위기 이후 소득 및 소비구조의 변화』, 윤진호·유철규 편, 『구조조정의 정치경제학과 21세기 한국경제』, pp.323-350.
- 정진호(2001), 『최근의 소득불평등도 변화와 소득원천별 분해』, 『노동정책연구』, 창간호, 한국노동연구원.
- 정진호 외(2002), 『소득불평등 및 빈곤의 실태와 정책과제』, 한국노동연구원.
- 정진호·최강식(2001), 『임금소득 불평등 확대에 대한 요인분석』, 한국노동연구원.

- 정진호·황덕순·이병희·최강식(2002), 『소득불평등 및 빈곤의 실태와 정책과제』, 한국노동연구원.
- 주학중(1979, 1992), 『한국의 소득분배와 결정요인』, 상(1979), 하(1982), 한국개발연구원.
- 최바울·김성환(2003), 『경제위기와 소득불평등 - 1997년 이후를 중심으로』, 『제4회 한국노동패널 학술대회 자료집』, 한국노동연구원.
- 현진권·강석훈(1998), 『한국 소득분배의 국제비교』, 『경제학연구』, 제46집 제3호, 한국경제학회, pp.145-167.
- 홍경준(2002), 『공적이전과 사적이전의 빈곤감소 효과 분석: 기초생활보장제도 도입 이후를 중심으로』, 『한국사회복지학』, 제50권, 한국사회복지학회, pp.61-85.
- _____ (2004), 『빈곤에 대한 동태적 분석: 빈곤주기를 중심으로』, 『제5회 한국노동패널 학술대회 자료집』, 한국노동연구원.
- 황덕순(2000), 『빈곤계층의 경제활동 분석과 빈곤대책 수요 추정』, 황덕순·이병희·이주희, 『실업실태 및 98-99 실업대책 효과 분석』, 노동부·한국노동연구원·한국개발연구원.
- _____ (2001), 『경제위기 이후의 빈곤에 대한 동태분석』, 『노동정책연구』, 가을호, 한국노동연구원.
- _____ (2001), 『도시취업자의 세대간 직업이동과 세대내 이동』, 『노동경제논집』, 제24권 제2호, 한국노동경제학회, pp.35-62.
- 황덕순 외(2002), 『근로연계 복지정책의 국제비교』, 한국노동연구원.
- Antolin, P., T. T. Dang and H. Oxley(1999), "Poverty Dynamics in Four OECD Countries", *OECD Economics Department Working Papers*, No.212.
- Atkinson, A. B.(1998), *Poverty in Europe*, Blackwell.
- Baker, M., D. Benjamin, and S. Stanger(1999), "The Highs and Lows of the Minimum Wage Effect: A Time-Series Cross-Section of the Canadian Law", *Journal of Labor Economics*, Vol.17, No.2, pp.318-350.

- Blank, R. M.(2002), "Evaluation Welfare Reform in The United States", *Journal of Economic Literature*, Vol.40, Issue 4, pp. 1105-1166.
- Blank, R. M., D. Card, and P. Robins(2001), "Financial Incentives for Increasing Work and Income among Low-income Families", NBER Working Paper, No.6998.
- Card, D.(1992), "Do Minimum Wages Reduce Employment Case Study of California, 1987-1989", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol.46, No.1, pp.38-54.
- Card, D. and A. B. Krueger(1995), *Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage*, Princeton University Press.
- Eissa, N. and J. B. Liebman(1996), "Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit", *Quarterly Journal of Economics*, Vol.111, No.2, pp.605-637.
- Eissa, N. and W. H. Hoynes(1998), "The Earned Income Tax Credit and the Labor Supply of Married Couple", NBER Working Paper, No.6856.
- Elliwood, T. D.(2000), "The Impact of the Earned Income Tax Credit and Social Policy Reform on Work, Marriage, and Living Arrangements", *National Tax Journal*, Vol.53, No.4, part 2, pp.1063-1105.
- Forster, M. 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.
- Grogger, J.(2003), "Welfare Transition in the 1990s: The Economy, Welfare Policy, and the EITC", NBER Working Paper, No. 9472.
- Horowitz, B. J.(2002), "Income Mobility and the Earned Income Tax Credit", *Economic Inquiry*, Vol.40, No.3, pp.334-347.
- Horrigan, M. W. and R. B. Mincy(1993), "The Minimum Wage and

- Earnings and Income Inequality”, in Sheldon Danziger and Peter Gottschalk, *Uneven Tides: Rising in Inequality in America*, New York: Russell Sage Foundation.
- Hotz, J. and J. H. Scholz(2001), “The Earned Income Tax Credit”, NBER Working Paper, No.8079.
- Kim, D. I. and R. H. Topel(1995), “Labor Markets and Economic Growth: Lessons from Korea’s Industrialization, 1970–1999”, in R. B. Freeman and L. F. Katz(eds.), *Differences and Changes in Wage Structures*, pp.227–264.
- Liebman, J. B.(1998), “The Impact of the Earned Income Tax Credit on Incentives and Income Distribution”, in J. M. Poterba, *Tax Policy and the Economy*, Vol.12, MA: MIT Press, 1998, pp.83–119.
- Metcalf, D.(1999), “The British National Minimum Wage”, *British Journal of Industrial Relations*, Vol.37, No.2, pp.171–201.
- Meyer. B. D. and D. T. Rosenbaum(2000), “Making Single Mother Work: Recent Tax and Welfare Policy and Its Effects”, *National Tax Journal*, Vol.53, No.4, Part 2, pp.1027–1061.
- _____(2001), “Welfare, the Earned Income Tax Credit, and the Labor Supply of Single Mother”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.116, No.3, pp. 1063–1114.
- Neumark, D.(2001), “The Employment Effects of Minimum Wage: Evidence from a Pre-Specified Research Design”, *Industrial Relation*, Vol.40, No.1, pp.122–144.
- Neumark, D. and W. Wascher(1992), “Employment Effects on Minimum and Subminimum Wages: Panel Data on State Minimum Wage”, *Industrial Labor and Relation Review*, Vol.46, No.1, pp.52–81.
- _____(1996), “The Effects of Minimum Wages of Teenage Employment and Enrollment: Evidence from Matched CPS

- Survey”, *Research in Labor Economics*, Vol.15, pp.25-64.
- Neumark, D. and W. William(1997), “Do Minimum Wages Fight Poverty?”, NBER Working Paper, No.6127.
- Neumark, D., W. William and S. Mark(2004), “Minimum Wage Effects throughout the Wage Distribution”, *Journal of Human Resources*, Vol.39, No.2, pp.426-450.
- OECD(1998), “Making the Most of the Minimum: Statutory Minimum Wages, Employment and Poverty”, *Employment Outlook*.
- _____(2001), “When Money is Tight: Poverty Dynamics in OECD Countries”, *Employment Outlook*.
- _____(2003), “The Labour Mobilization Challenge: Combating Inactivity Traps and Barriers to Moving Up Job Ladders”, *Employment Outlook*.
- Ruggles, P.(1990), *Drawing the Line: Alternative Poverty Measures and Their Implications for Public Policy*, The Urban Institute Press.
- Treasury H. M.(2000), *The Modernization of Britain’s Tax and Benefit System: Tacking Poverty and Making Work Pay-Tax Credits for the 21th Century*.
- U.K. LPC(2001), *The National Minimum Wage: 3th Report of the Low Pay Commission*.