

소득불평등 및 빈곤의 실태와 정책과제

2001. 12.

정진호 · 황덕순 · 이병희 · 최강식

책머리에 부처

지난 1997년 말에 발생한 외환위기 직후 크게 악화되었던 우리나라의 소득분배는 최근까지도 그 이전의 수준으로 완화되지 않고 있다. 물론 우리나라의 소득분배는 외환위기가 특히 노동시장에 미친 충격효과 때문에 일시적으로 크게 악화되었던 측면도 없지는 않지만, 소득분배의 중장기적 악화추세는 우리나라에만 국한된 현상은 아니다. 실제로 다른 OECD 국가들도 지난 1980년대 이후 소득분배가 악화되어 소득불평등 및 빈곤이 다시 사회·경제적 문제로 부각되고 있을 뿐만 아니라 이를 완화시키기 위한 다양한 정책들을 실시하고 있다.

그러나 외환위기 이후 최근까지 우리나라에서도 소득불평등 및 빈곤이 주요한 사회·경제적 문제로 부각되어 다양한 정책들이 실시되고 있음에도 불구하고, 통계적 대표성 및 시의성을 모두 충족시킬 수 있는 소득에 대한 실태조사는 아직도 제대로 실시되고 있지 않다. 일반 국민들에게 분기별로 공표되고 있는 소득불평등도에 대한 정부의 공식적인 자료도 도시 지역의 2인 이상 가구 중에서 ‘가구주가 임금근로자인 근로자가구’에 한정되어 있다. 따라서 우리나라 전체의 소득불평등 및 빈곤의 실태가 정확하게 파악되고 있지 않을 뿐만 아니라 소득분배 악화의 원인이나 빈곤의 결정요인 등에 대한 체계적인 분석도 용이하지 않다.

그럼에도 불구하고 본 연구는 지난 1990년대 이후 최근까지 특히 외환위기를 전후한 소득불평등 또는 빈곤의 실태와 결정요인 등에 대하여 정부의 공식적인 조사통계인 통계청의 「가구소비실태조사」, 「도시가계조사」, 원자료 및 이를 가공한 패널자료 등을 이용하여 분석함으로써 우리나라의 소득불평등 또는 빈곤에 대한 정형화된 사실들을 도출하고, 이에 근거

하여 향후 소득분배 완화를 위한 정책적 시사점을 모색하는데 그 목적을 두고 있다.

특히 본 연구에서는 우선, 전반적인 소득불평등 수준 및 그 변화에 대하여 OECD 국가들과의 객관적인 비교를 시도하고 향후의 추세에 대해서도 전망하였다. 그리고 임금근로자 가구간의 소득불평등 수준 및 그 변화에 대한 소득원천별 기여도, 모집단 구성의 차이 및 그 변화가 소득불평등도에 미친 효과를 외환위기를 전후하여 분석하였다. 이와 더불어 「도시가계조사」 원자료를 패널화하여 외환위기 이후 최근까지의 빈곤의 실태와 그 변화에 대한 결정요인을 심층적으로 분석함으로써 소득불평등 특히 빈곤완화를 위한 주된 정책수단과 정책대상을 식별하였다.

본 연구는 본원의 정진호 연구위원이 연구책임자로 기본적인 연구를 수행하고 황덕순, 이병희 연구위원 그리고 명지대학교 최강식 교수가 각각의 주제에 대하여 분석하였다. 우선 연구진행과정에서 토론에 활발하게 참여하고 원고를 집필한 연구진과 연구방향을 적절하게 설정하도록 충고를 아끼지 않은 노동시장 콜로퀴움 참여자들에게 감사드린다. 또한 자료의 기초분석과 원고정리를 도운 김영준, 문성혁, 정재호 연구원에게도 감사드린다. 아울러 출판을 담당한 박찬영 전문위원과 정철 책임연구원의 노고에 대해서도 감사드린다.

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

2002년 3월

한국노동연구원

원장 이 원 덕

목 차

책머리에 부쳐

요 약	i
제1장 서 론	1
제2장 소득분배 이론 및 국제비교 (정진호)	5
제1절 소득분배 기초이론	5
1. 소득불평등에 대한 주요 지표	5
2. 소득불평등도의 요인분해	12
3. 빈곤에 대한 주요 지표	16
4. 소득분배 분석자료	19
제2절 소득분배의 국제비교	22
1. 분석자료 및 분석방법	23
2. 분석결과의 국제비교	26
3. 소득불평등도의 악화요인	30
제3절 요약 및 시사점	34
제3장 근로자가구 소득분배 및 그 변화 (정진호)	36
제1절 머리말	36
제2절 가구소득 불평등도 및 그 변화	37
1. 종합적인 지표 및 그 변화	37
2. 분위별 세분지표 및 그 변화	43
3. 소득불평등도에 대한 소득원천별 분해	48
4. 재정정책이 소득분배에 미친 효과	56

제3절 근로소득 불평등도 및 그 변화	59
1. 근로소득 불평등도의 변화	59
2. 근로소득 불평등도에 대한 구성집단별 분해	62
제4절 요약 및 시사점	69
제4장 근로소득이동에 대한 분석	(최강식 · 정진호) 71
제1절 머리말	71
제2절 기존 연구에 대한 개관	72
제3절 소득이동에 대한 지표	76
1. 소득불평등 지표의 변화	76
2. 상관계수	76
3. 소득수준의 변화율	77
4. 이행행렬(transition matrix)	77
5. Shorrocks 이동지수	78
6. Fields 이동지수	79
제4절 소득이동에 대한 실증분석	80
1. 분석자료	80
2. 실증분석 결과	81
제5절 요약 및 시사점	86
제5장 빈곤에 대한 동태적 분석	(황덕순) 88
제1절 머리말	88
제2절 분석자료의 특성 및 구축방식	89
제3절 빈곤의 개념 및 측정기준과 빈곤에 관한 정태분석	93
1. 빈곤의 정의와 측정기준	93
2. 빈곤 추이에 관한 정태분석	96
제4절 상대빈곤을 이용한 빈곤의 동태분석 1: 분기간 이행	106

제5절 상대빈곤을 이용한 빈곤의 동태분석 2: 빈곤의 지속기간	116
제6절 요약 및 시사점	120
제6장 빈곤에 대한 구조적 분석: 반복빈곤 및 근로빈곤 (이병희)	125
제1절 머리말	125
제2절 반복빈곤과 빈곤의 장기화	126
1. 빈곤관련 주요 지표의 추이	126
2. 빈곤으로의 빈번한 진입과 탈출	128
3. 반복빈곤과 재빈곤화	130
4. 반복빈곤과 빈곤경험기간	131
제3절 빈곤과 고용의 관계	133
1. 가구특성과 빈곤율	133
2. 빈곤의 정태적 결정요인	135
3. 빈곤진입과 탈출의 결정요인	137
제4절 요약 및 시사점	141
제7장 결 론	143
참고문헌	150

표 목 차

<표 2- 1> 우리나라의 소득에 대한 주요 실태조사	19
<표 2- 2> 통계청의 소득유형별 분류	22
<표 2- 3> 소득불평등도의 국제비교(1990년대 중반)	27
<표 2- 4> 소득계층별 점유율 국제비교(1990년대 중반)	28
<표 2- 5> 소득불평등도 변화의 국제비교	29
<표 2- 6> 가구원수별 지니계수 및 그 변화	32
<표 2- 7> 연령계층별 지니계수 및 그 변화	33
<표 3- 1> 가구소득 불평등도 추이	38
<표 3- 2> 전체 소득 계층별 소득점유별 추이	45
<표 3- 3> 전체 소득 분위수 및 분위수배율 추이	47
<표 3- 4> 전체 소득불평등도에 대한 소득원천별 요인분해 (1997, 2000)	50
<표 3- 5> 경상소득 불평등도에 대한 소득원천별 요인분해 (1997, 2000)	51
<표 3- 6> 경상소득 불평등도 변화의 소득원천별 요인분해 (1997→2000)	53
<표 3- 7> 소득원천별 지니계수(1997, 2000)	55
<표 3- 8> 재정정책의 소득분배 개선효과	57
<표 3- 9> 가구주 근로소득 불평등도 종합지표 추이	60
<표 3-10> 가구주 근로소득 계층별 소득점유별 추이	61
<표 3-11> 가구주 근로소득 분위수 및 분위수배율 추이	62
<표 3-12> 가구주 근로소득 불평등도에 대한 요인분해 (학력수준별 1997, 2000)	64
<표 3-13> 학력수준 구성변화가 소득불평등도 변화에 미친 효과 (1997→2000)	65

<표 3-14> 가구주 근로소득 불평등도에 대한 요인분해 (연령계층별 1997, 2000)	66
<표 3-15> 연령계층 구성변화가 소득불평등도 변화에 미친 효과 (1997→2000)	67
<표 4- 1> OECD 주요국의 근로소득 불평등도와 소득이동 수준 (1986~91)	73
<표 4- 2> OECD 주요국의 근로소득 이행행렬(1986~91)	74
<표 4- 3> OECD 주요국의 소득이동의 소득불평등도 감소효과 (1986~91)	75
<표 4- 4> 근로소득 분위수배율(1998, 2000)	82
<표 4- 5> 근로소득 지니계수(1998~2000)	82
<표 4- 6> 근로소득 상관계수(1998, 2000)	83
<표 4- 7> 소득 5분위간 이행행렬(1998, 2000)	84
<표 4- 8> 소득계층간 이행실태(1998→2000)	85
<표 4- 9> 소득이동 결정요인에 대한 회귀분석	86
<표 5- 1> 가구특성별 빈곤율(1998~2000)	99
<표 5- 2> 가구유형별 분포 추이(1998~2000)	100
<표 5- 3> 빈곤 결정요인 분석자료의 기술적 통계치	102
<표 5- 4> 빈곤의 결정요인에 대한 분석결과(로짓모형)	104
<표 5- 5> 가구특성별 빈곤탈출 및 진입률	109
<표 5- 6> 소비계층의 분기간 이행행렬	111
<표 5- 7> 빈곤 진입·탈출 분석자료의 기초통계량	112
<표 5- 8> 빈곤 탈출·진입의 결정요인 분석결과(로짓모형)	115
<표 5- 9> 빈곤·비빈곤지속기간 분포	117
<표 5-10> 빈곤기간 분석자료의 기초통계치	119
<표 5-11> 빈곤기간에 대한 결정요인 분석결과(해자드 모형)	119
<표 6- 1> 빈곤관련 주요 지표 추이(1998~2000)	128
<표 6- 2> 빈곤이행관련 주요 지표	129
<표 6- 3> 반복빈곤의 분포	129
<표 6- 4> 빈곤기간별 빈곤탈출·빈곤재진입 해자드율	

(생명표 방식)	131
<표 6- 5> 빈곤발생빈도별 빈곤기간 분포	132
<표 6- 6> 가구특성별 빈곤율 분포	134
<표 6- 7> 고용과 빈곤여부간 관계에 대한 로짓분석 결과	137
<표 6- 8> 고용과 빈곤이행간 관계에 대한 로짓분석 결과	140

그림목차

[그림 3-1] 가구소득 불평등도 추이(지니계수: 1990~2000)	40
[그림 3-2] 전체 소득 불평등도 추이(대수편차 평균: 1990~2000)	42
[그림 3-3] 전체 소득 불평등도 추이(아트킨슨 지수: 1990~2000)	42
[그림 3-4] 전체 소득 계층별 소득점유율의 증감률(1997년 대비 2000년)	45
[그림 3-5] 전체 소득 분위수배율의 증감률 추이(1993년 대비)	48
[그림 5-1] 절대빈곤율 추이(1998~2000)	97
[그림 5-2] 상대빈곤율 추이(1998~2000)	98
[그림 5-3] 빈곤탈출률 추이(1998~2000)	107
[그림 5-4] 빈곤진입률 추이(1998~2000)	108

요 약

본 연구의 목적은 지난 1990년대 이후 최근까지 특히 외환위기를 전후한 소득불평등 또는 빈곤의 실태와 그 결정요인에 대하여 정부의 공식적인 조사통계인 통계청의 「가구소비실태조사」, 「도시가계조사」 원자료 및 이를 가공한 패널자료 등을 이용하여 분석함으로써 우리나라의 소득불평등 또는 빈곤에 대한 정형화된 사실들을 도출하고, 이에 근거하여 향후 소득분배 완화를 위한 정책적 시사점을 모색하는데 있었다.

우선, 본 연구의 주요한 분석결과를 살펴보면 다음과 같다.

제2장에서는 소득분배 실태 및 그 변화를 측정하는 각종 지표들을 개관하고, 소득분배를 분석하는데 적합한 자료 및 소득의 개념을 체계적으로 살펴보면, 우리나라의 소득불평등 수준 및 그 변화를 OECD 주요 국가들과 비교하였는데, 주요한 분석결과를 살펴보면 다음과 같다. ① 우리나라의 소득불평등 수준 및 그 변화를 OECD 국가들과 비교하는 경우에 「가구소비실태조사」가 조사대상, 소득의 측정기간 등의 측면에서 분석자료로서 보다 적합하지만, 소득의 개념이 시장소득도 가처분소득도 아닌 ‘경상소득’이기 때문에 다른 국가들과 일치시킬 수 없었다. 따라서 1990년대 소득불평등도가 다른 국가들에 비하여 높았거나 낮았다고 단정할 수 없다. 그럼에도 불구하고 1990년대 소득분배를 시계열적으로 살펴보면 다른 국가들에 비하여 매우 빠르게 악화되었다. 게다가 경제위기 이후 최근까지 소득분배는 이전보다 보다 악화되어 있는 것으로 유추된다. ② 우리나라의 소득분배는 지난 1990년대에도 핵가족화, 고령화 등 인구학적 구조변화에 의해서 악화되고 있었다. 이는 우리나라의 소득분배가

향후에도 경제적 요인 이외의 구조적인 변화 때문에 보다 악화될 수 있고, 특히 고령층 단독가구의 빈곤이 심각한 사회적 문제로 부각되고 있음을 시사한다.

제3장에서는 1990년 이후 최근까지 특히 경제위기를 전후한 소득 불평등 수준 및 그 변화에 대하여 소득불평등에 대한 종합적인 지표 및 분위별로 세분화된 지표로서 개관하고, 이들 지표를 소득원천 또는 구성집단별로 분해하여 소득분배 악화원인에 대하여 분석하였다. 비록 분석자료로 이용된 「도시가계조사」의 자료상의 제약 때문에 ‘가구주가 임금근로자’인 근로자가구에 대한 분석결과를 경제 전체에 대하여 일반화하는데 일정한 한계가 있지만, 주요한 분석결과를 살펴보면 다음과 같다. ① 근로자가구의 전반적인 소득불평등도는 경제위기가 발생한 직후인 1998년에 급격하게 높아진 이후 최근까지도 여전히 높게 유지되고 있는데, 이는 가구원수의 조정여부 또는 소득의 개념에 관계없이 일관되게 나타났다. 그러나 경제위기를 전후한 계층간 소득분배의 변화를 살펴보면, 소득점유율 및 분위수배율은 저소득층에서는 크게 낮아졌지만 고소득층에서는 오히려 높아졌다. 이는 경제위기 이후 특히 저소득층의 절대적 또는 상대적 소득수준이 크게 악화되었음을 시사한다. ② 근로자가구의 전체 소득 불평등도에 대한 소득원천별 기여도를 분석한 결과, 불규칙적인 비경상소득의 기여도가 지난 1988년 이후 크게 높아졌다. 그런데 만약 이와 같은 현상이 경제위기 직후의 노동시장의 교란에 기인하였다면, 향후에는 이러한 요인에 기인한 소득분배의 악화요인은 둔화될 것이다. 한편 비경상소득을 제외한 경상소득 불평등도에 대한 소득원천별 기여도를 분석한 결과 2000년에도 근로소득이 87.2%(가구주 63.0%, 배우자 14.7%, 기타 가구원 9.5%)로 가장 높았고 재산소득은 4.0%에 불과하였다. 이는 적어도 근로자가구의 소득불평등도는 주로 근로소득, 특히 가구주의 근로소득에 의해 결정되고 있음을 시사한다. 그리고 재정정책에 의한 소득분배 개선효과를 추정 한결과 조세정책(직접세 및 사회보장분담금)에 의하여 0.8%, 재정지출(공적보

조금)에 의하여 2.0%로서 전체 2.8%로 나타났다. ③ 학력수준 및 연령계층별 분포의 차이가 근로소득의 불평등도에 미친 기여도는 낮게 나타났으며, 집단내 불평등도가 전체 불평등도의 약 80% 이상을 설명하고 있었다. 그리고 비록 학력수준 및 연령계층별 구성의 변화도 근로소득 불평등도를 각각 완화 및 악화시켰지만, 전체 불평등도 변화의 약 75%는 집단내 불평등도의 변화에 기인하고 있었다. 이는 경제위기를 전후한 근로소득 불평등도의 악화가 구성집단의 차이 및 변화보다는 동일한 집단 내에서의 근로소득의 격차를 유발시키는 다른 요인들(예: 고용형태의 다양화, 성과주의적 임금체계의 확산 등)에 보다 기인하고 있음을 시사한다.

제4장에서는 경제위기 이후 소득분배의 동태적인 실태를 보다 체계적으로 살펴보기 위하여, 동일한 근로자를 지속적으로 관측한 「도시가계조사」 소득패널자료를 구축하여 근로소득의 이동(earnings mobility)에 대하여 분석하였는데, 주요한 분석결과를 살펴보면 다음과 같다. ① 횡단면자료가 아닌 패널자료를 이용하더라도 지난 2년간 가구주의 근로소득 불평등도는 악화되었다. 그리고 특정 연도에 한정하여 측정된 소득불평등도는 지난 2년간에 걸쳐 측정된 소득불평등도보다 높게 나타났는데, 이는 소득이동이 장기적으로 소득불평등도를 완화시킴을 시사한다. 실제로 지난 1998~2000년간 소득이동이 소득균등화에 미친 효과는 약 3.6%, 소득불평등도 개선에 미친 효과는 약 0.3%로 나타났다. ② 특정한 근로자의 절대적인 소득수준 및 상대적인 소득순위가 시간에 어느 정도 의존적인가를 피어슨 및 스피어만 상관계수로 분석한 결과 각각 0.83751 및 0.86103으로 나타났다. 그리고 상대적 소득수준 및 절대적 소득수준을 기준으로 소득계층을 세분하고 1998~2000년의 소득계층간 이행행렬을 분석한 결과 지난 2년간 동일한 소득계층에 잔류하였던 근로자의 비율은 각각 60.2% 및 51.0%로 나타났다. 이는 경제위기 이후에도 소득이동이 활발하게 진행되고 있음을 시사한다. ③ 특정한 근로자의 근로소득 이동을 결정하는 주된 요인에 대하여 분석한 결

과 대부분의 변수는 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 이와 같은 분석결과는 분석기간이 짧은 뿐만 아니라 소득이동 그 자체가 일시적인 요인 또는 근로자의 생산성과 직접 연계되어 있지만 관찰 불가능한 요인에 기인함을 시사한다.

제5장에서는 경제위기 이후 동일한 가구를 지속적으로 관측한 「도시가계조사」로 패널자료를 구축하고 이를 분석자료로 이용하여 빈곤의 실태와 결정요인에 대하여 동태적으로 분석하였는데, 주요한 분석결과를 살펴보면 다음과 같다. ① 비록 절대빈곤율은 외환위기 이후 낮아진데 반하여, 소비지출분포에서 하위 10% 이하의 비율로 측정된 상대적 빈곤율이 지난 3년간 19~20%로 상당히 안정적으로 유지되고 있었다. 한편 빈곤에 대한 결정요인을 분석한 결과 가구주가 여성일수록, 연령이 많을수록, 학력수준이 낮을수록, 가구내 취업자수가 적을수록 빈곤율은 높게 나타났는데, 이는 이들 계층이 빈곤정책의 주된 대상임을 시사한다. ② 근접한 2개 분기를 결합한 「분기연결패널자료」를 이용하여 빈곤 진입·탈출을 분석한 결과, 빈곤 진입·탈출은 빈곤선을 기준으로 차상위계층과 차하위계층에서 주로 이루어지고 있었다. 특히 빈곤 진입·탈출에 대한 결정요인을 분석한 결과 가구내 취업자수의 증가가 빈곤탈출을 촉진하고 빈곤진입을 억제하는 효과가 통계적으로 유의하게 나타나고 있었다. 이는 근로능력이 있는 노동력에 대한 취업기회의 확대가 빈곤을 완화시키는 데 가장 중요한 정책수단임을 시사한다. ③ 지난 3년간 분기자료를 결합한 「전체 연결패널자료」를 이용하여 빈곤지속기간을 분석한 결과, 가구주가 여성일수록 연령이 많을수록 빈곤확률이 높을 뿐만 아니라 빈곤지속기간도 길게 나타나고 있다. 이는 빈곤율을 낮추기 위해서는 여성 및 고령자 가구의 경제활동참여를 전반적으로 촉진할 뿐만 아니라 이들 집단에게 특성화된 정책수단이 필요함을 시사한다.

제6장에서는 제5장과 동일한 자료 그리고 빈곤에 대한 동일한 정의를 이용하고 빈곤경험여부 및 빈곤지속기간을 결합하여 빈곤을

유형별로 세분하고 빈곤의 동태적 실태 및 그 결정요인을 추가적으로 분석하였는데, 주요한 분석결과를 살펴보면 다음과 같다. ① 비록 상대적 빈곤을 경험한 가구는 대부분 단기간 내에 빈곤상태로부터 탈출하고 있었지만, 빈곤을 경험한 가구의 약 1/2 이상은 1년 이후 다시 재빈곤화되는 반복빈곤(repeat poverty)을 경험하였을 뿐만 아니라 지난 3년간 누적된 빈곤경험기간은 길게 나타났다. 이는 반복적으로 빈곤을 경험하는 가구는 사실상 장기적으로 빈곤상태에 있기 때문에 지속적인 장기빈곤가구뿐만 아니라 사실상 장기빈곤상태인 반복빈곤가구 또한 빈곤 및 노동시장정책의 주요한 정책대상으로 설정되어야 함을 시사한다. ② 빈곤 진입·탈출 결정요인에 대하여 분석한 결과, 실직으로 인한 빈곤화뿐만 아니라 비정규직화로 인한 근로빈민(the working poor)화의 가능성이 높게 나타났다. 이는 지속적인 장기빈곤가구에 대한 전통적인 공적부조뿐만 아니라 실업과 비정규직의 위험에 놓인 차상위계층을 대상으로 한 빈곤 및 노동시장정책이 필요함을 시사한다.

한편 향후 우리나라의 소득불평등 또는 빈곤을 개선하기 위한 주요한 정책과제를 살펴보면 다음과 같다.

무엇보다도 소득분배 완화를 위한 정책수립에 선행하여 소득분배에 대한 정확한 실태를 파악할 수 있는 기초자료가 체계적으로 구축되어야 한다. 본 연구를 포함한 국내의 소득분배에 대한 연구는 거의 대부분 자료상의 제약에 직면하여 우리나라의 소득분배에 대한 실태는 부분적으로 파악되고 있다. 이와 관련하여 기존 소득관련 조사통계의 통계적 대표성 및 시의성을 제고시켜야 할 뿐만 아니라 소득 및 자산과 관련된 각종 행정자료들을 활용할 수 있는 방안이 강구되어야 한다.

또한 소득불평등 및 빈곤완화정책은 사회적 통합을 위하여 지속적으로 추진되어야 할 뿐만 아니라 기존의 정책수단을 평가하거나 새로운 정책수단을 개발하는 노력이 병행되어야 한다. 이를 위하여 근로능력이 없는 기초생활보장대상자에게는 최저생계비의 실질가

치를 보장하고, 근로능력이 있는 실업자에게는 적극적인 노동시장 정책에 의한 직업훈련 및 취업기회를 제공하며, 저소득 근로자 즉 근로빈민층에 대해서는 최저임금의 실효성을 강화함과 동시에 근로 소득 세액공제제도(EITC)의 점진적 도입을 검토할 필요성이 있다.

향후에도 이와 더불어 경제의 개방화·정보화의 진전 등 시장기능에 의한 소득분배의 악화가 예상되기 때문에 재정정책의 소득재분배 효과는 이전보다 강화되어야 한다. 지난 1990년대 중반 OECD 주요 국가들에서 재정정책의 소득분배 개선효과가 약 38%로 나타나고 있다. 이를 위하여 근로자에 대한 추가적인 세금감면이 과연 적절한가를 충분하게 검토하고, 조세부담률이 상대적으로 낮은 자영업자에 대한 소득과악률을 제고함으로써 소득불평등 특히 빈곤을 완화시키는데 소요되는 재원을 충당하여야 할 것이다.

제1장 서론

우리나라의 소득분배는 경제위기 이후 악화되어 최근까지도 이전의 수준으로 회복되고 있지 않기 때문에 우리 사회에서는 소득불평등 및 빈곤을 우려하는 목소리가 여전히 높게 나타나고 있다. 특히 경제위기 이후 기업의 경쟁력 강화를 위한 구조조정에 따른 대량의 실업을 경험하면서 ‘중산층 붕괴’라는 용어가 언론에 심심찮게 등장한 바 있다. 이는 경제위기 이후 우리나라의 소득분배가 이전 시기에 비하여 크게 악화되어 있음을 반영한다.

그러나 최근의 소득분배 악화가 경제위기에 따른 일시적인 현상인지 아니면 디지털 경제의 성장에 따른 소위 ‘디지털 디바이드(digital divide)’에 기인하여 구조적으로 정착되는 장기적인 현상인지는 아직까지 식별할 수는 없다. 뿐만 아니라 소득분배의 악화는 우리나라에만 한정되지 않으며, 지난 1980년대 이후 다른 OECD국가들에서도 보편적으로 관측되고 있다. 이에 따라 소득불평등 또는 빈곤이 다시 사회·경제적인 문제로 부각되고 있다.

이에 따라 경제성장의 초기에는 소득불평등도가 심하지 않다가 경제성장과 더불어 소득불평등도가 심화되고 일정한 수준의 경제성장단계에 이르면 소득불평등도가 다시 완화된다는 소위 쿠즈네츠(Kuznets)의 ‘逆U字假設(inverse U hypothesis)’조차 적합하지 않은 상황이 초래되고 있다.

2 소득불평등 및 빈곤의 실태와 정책과제

그리고 이전에는 경제성장이 소득분배를 저해한다는 시각이 지배적이었지만, 최근에는 오히려 소득분배 악화가 경제성장을 저해할 수 있다는 연구가 활발하게 이루어지고 있다¹⁾. 뿐만 아니라 소득불평등 수준의 악화는 그 자체가 사회적인 문제가 아니라 오히려 빈곤이 사회적인 문제라는 주장도 제기되고 있다²⁾.

그러나 기존의 우리나라의 소득분배에 대한 연구는 소득불평등 수준 및 그 변화를 개괄적으로 분석하는데 그치고 있다. 이와 같이 소득분배에 대한 국내의 연구가 미흡하였던 이유는 적어도 경제위기 이전까지는 소득불평등 또는 빈곤이 심각한 사회·경제적인 문제로 부각되지 않았을 뿐만 아니라 소득분배를 체계적으로 분석할 수 있는 통계적 대표성이 높은 소득실태조사가 부족하였기 때문이다. 특히 경제위기 이후 심화되어 있는 소득불평등 및 빈곤을 완화시키기 위한 정책들이 실시되고 있지만, 자료의 제약상 소득분배 악화요인 또는 개별 정책의 소득분배 개선효과를 분석한 연구는 매우 부족하다.

본 연구에서는 지난 1990년대 이후 최근까지 특히 경제위기를 전후한 소득불평등 및 빈곤의 실태와 그 변화를 개괄적으로 살펴보고, 소득분배 수준 및 그 변화에 대한 결정요인을 실증적으로 분석하며, 이를 근거로 소득불평등 및 빈곤을 완화시키기 위한 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

이를 위하여 본 연구는 다음과 같이 크게 2개의 부분으로 구성된다. 첫째, 제2장~제4장에서는 소득불평등 실태 및 결정요인을 분석한다. 둘째, 제5장~제6장에서는 빈곤의 실태 및 결정요인을 분석한다. 이를 보다 상세하게 살펴보면 다음과 같다.

제2장에서는 우선, 소득불평등 및 빈곤수준을 계측하는데 일반적으로

1) 소득불평등과 경제성장과의 관계에 대한 최근의 연구에서도 불완전한 자본시장, 재산권에 대한 불확실성, 유권자의 투표행태 등을 반영하는 모형을 통하여 경제성장이 소득불평등에 미치는 영향이 아니라 소득불평등이 경제성장에 미치는 영향을 연구하는 경향이 강해지고 있다.

2) Feldstein(1999)은 비록 최근 미국에서 소득불평등이 문제가 되고 있지만 가난한 사람은 더 가난하게 되지 않으면서 부자는 더 부자가 됨으로써 발생하는 소득불평등도의 심화는 사회적인 문제로 볼 수 없다고 주장하고 있다.

이용되고 있는 각종 지표들의 측정방식과 개별 지표의 특성, 소득분배 수준 및 그 변화를 결정하는 요인에 대한 분해방식을 개관한다. 그리고 우리나라의 소득에 대한 각종 실태조사를 살펴보고, 그 중에서 통계적 대표성 또는 시의성이 높은 통계청의 「가구소비실태조사」 및 「도시가계조사」를 분석자료로 선정한다. 이와 더불어 소득불평등 수준도 분석에 이용되는 소득의 개념에 따라 상이함을 고려하여 이들 분석자료에서 나타나고 있는 각종 소득의 개념을 체계적으로 분석한다. 다음으로, 우리나라의 소득불평등 수준 및 그 변화에 대하여 「가구소비실태조사」를 분석자료로 이용하고 OECD(1998)의 방법론을 적용하여 측정하며 분석결과를 국제적으로 비교한다. 또한 향후 우리나라의 소득불평등도 변화방향에 대해서 중장기적인 인구학적 구조(예: 핵가족화 및 고령화 등)의 변화를 명시적으로 고려하면서 논의한다.

제3장에서는 우선, 소득분배에 대한 국내의 연구 또는 정부의 공식자료로 주로 이용되고 있는 「도시가계조사」를 이용하여 지난 1990년 이후 최근까지 특히 경제위기를 전후한 근로자가구의 소득불평등 수준 및 그 변화를 측정한다. 특히 경제위기 이후 근로자가구간 소득분배를 악화시킨 주된 소득원천을 식별하고, 재정정책이 근로자가구간 소득재분배에 미친 효과도 세분하여 분석한다. 다음으로, 근로자가구에서 가구주의 근로소득은 가구의 주된 소득원천임을 고려하여 근로소득 불평등 수준 및 그 변화를 측정하고, 가구주의 연령 및 학력수준의 차이 및 변화가 근로소득 불평등 수준 및 변화에 미친 효과가 어느 정도인가를 분석한다. 특히 경제위기를 전후한 근로소득의 불평등도 악화가 구성집단의 차이 및 변화보다는 동일한 집단 내에서 근로소득의 격차를 유발시키는 다른 요인들에 어느 정도 기인하고 있는가를 분석한다.

제4장에서는 소득분배의 동태적인 특성을 파악하기 위하여 소위 소득이동(incomes or earnings mobility) 실태를 분석한다. 왜냐하면 특정 시점에 관측된 전반적인 소득불평등도의 변화에는 시간의 경과에 따른 개인의 절대적인 또는 상대적인 소득수준의 변화가 반영되어 있기 때문이다. 이러한 소득이동 분석을 위하여 「도시가계조사」 원자료를 개인별로 패널화한 자료를 분석자료로 이용한다. 그러나 자료의 제약상 「도시가계

4 소득불평등 및 빈곤의 실태와 정책과제

조사」에서 비근로자가구의 소득이 조사되지 않고 1998년에 표본이 변경된 점을 고려하여 분석대상은 소득이 지속적으로 조사되는 근로자가구의 가구주 그리고 분석기간은 1998년 이후로 한정한다. 특히 동일한 근로자에 대하여 측정되는 소득이동이 소득불평등도에 미친 효과, 소득이동의 실태 그리고 소득이동의 결정요인 등에 대하여 분석한다.

제5장에서는 상대적인 소득불평등보다 빈곤이 주요한 사회·경제적인 문제임을 고려하여 우리나라 빈곤의 실태와 그 결정요인에 대하여 보다 심층적으로 분석한다. 이를 위하여 우선, 「도시가계조사」 원자료를 ‘가구별 패널자료’로 구축하여 경제위기 이후의 빈곤의 수준 및 그 변화를 다양한 방식으로 측정한다. 다음으로, 빈곤을 결정하는 정태적인 요인뿐만 아니라 빈곤 진입·탈출 및 지속기간을 결정하는 동태적인 요인에 대해서도 분석한다. 특히 빈곤은 어떠한 계층에 보다 집중적으로 나타나고 있는가, 빈곤 진입·탈출은 어느 정도 빈번한가 그리고 취업기회의 확대가 과연 빈곤진입을 억제하고 빈곤탈출을 촉진하고 있는가를 분석한다.

제6장에서는 제5장에서 구축된 패널자료를 동일하게 이용하여 빈곤 유형 및 행태, 빈곤 장기화의 또 다른 가능성 및 빈곤과 고용간의 상호연관성을 추가적으로 분석한다. 우선, 빈곤에 대한 다양한 유형별 분석을 통하여 단기간의 빈곤으로의 진입과 탈출을 빈번하게 경험하는 반복빈곤(repeat poverty)으로 인한 재빈곤화 및 사실상의 장기 빈곤화 문제를 분석한다. 다음으로, 빈곤 진입과 탈출을 결정하는 요인 가운데 특히 고용과의 관계를 중심으로 실업의 빈곤화 및 근로빈민(the working poor)의 문제를 제기한다.

제7장에서는 본 연구의 주요한 분석결과를 요약하고 이를 근거로 소득불평등 및 빈곤을 완화시키기 위한 정책방안을 도출한다. 이와 더불어 소득분배에 대한 정확한 실태를 파악하기 위한 통계개선 방안에 대해서도 논의한다.

제2장 소득분배 이론 및 국제비교

본 장에서는 우선, 소득불평등 또는 빈곤에 대한 실증분석에서 일반적으로 이용되는 각종 지표 및 분석자료를 살펴보고자 한다. 다음으로, 우리나라의 거의 모든 가구를 조사대상으로 하고 있는 통계청의 「가구소비실태조사」를 이용하여 소득불평등 수준 및 그 변화를 국제비교할 뿐만 아니라 소득불평등도의 변화요인에 대하여 분석하고자 한다.

제1절 소득분배 기초이론

1. 소득불평등에 대한 주요 지표

일반적으로 불평등(inequality)은 사람에 따라 다르게 이해되고 있다. 왜냐하면 불평등이 특정한 보상체계에 대한 갈망과 같은 규범적인 개념을 포함하여야 하는가 아니면 단순히 소득격차를 의미하는가는 논쟁의 주된 대상이 되기 때문이다. 비록 불평등은 빈곤(poverty) 또는 복지(welfare) 등의 개념과 연계되어 있지만, 이들 3가지 개념은 상이한데 이를 상세하게 살펴보면 다음과 같다.

6 소득불평등 및 빈곤의 실태와 정책과제

첫째, 불평등은 빈곤보다는 포괄적인 개념이다. 왜냐하면 불평등은 주어진 빈곤선 이하의 가구(또는 개인)에 대한 단절된 분포뿐만 아니라 전체 분포에 대하여 규정되기 때문이다. 따라서 불평등을 측정하는데 특정한 변수의 상위값(top) 및 중간값(middle)은 하위값(bottom)만큼 중요하다. 실제로 소득불평등도에 대한 일부 지표(예: 대수편차 평균)는 소득분포에서 상단부(upper tail)에 크게 영향을 받고 있다.

둘째, 그러나 불평등은 복지보다는 덜 포괄적인 개념이다. 비록 2가지 개념 모두 전체 분포를 대상으로 하고 있지만, 불평등은 분포의 평균값에 독립적이고 분포의 분산도(dispersion)에 보다 연계되어 있다.

그러나 이들 3가지 개념은 상호 밀접하게 관련되어 있기 때문에 종종 결합되기도 한다. 실제로 빈곤에 대한 일부 지표(예: SEN지수)에는 불평등도에 대한 지표를 포함하고 있다. 그리고 소득불평등에 대한 지표 $I(y)$ 는 평균값 $\mu(y)$ 와 더불어 사회후생함수 $W = W[\mu(y), I(y)]$ 에 독립변수로 포함되기도 한다.

본 연구에서는 소득불평등을 소득분포에서 분산도(dispersion)로 규정하고 일반적으로 이용되는 소득불평등도에 대한 각종 지표와 지표의 조건, 소득불평등의 원인을 분석하는데 중요한 요인분해 방식을 개관한다. 그리고 빈곤에 대한 각종 지표 및 이들간의 관계도 분석한다.

가. 소득불평등도에 대한 종합지표

만약 y_i 를 가구(또는 개인) i 의 소득, μ 를 전체 가구의 소득 평균값, n 을 전체 가구원수라고 하면, 소득불평등도를 측정하는 각종 지표는 다음과 같다. 일반적으로 이용되는 지표를 중심으로 살펴보면 다음과 같다.

1) 지니계수(Gini Coefficient: GINI)

소득불평등도를 측정하는데 가장 일반적으로 이용되는 지표는 지니계수이다. 비록 지니계수는 다양하게 표현되고 있지만, 식 (2-1)과 같이 간단하게 규정할 수 있다.

$$GINI = \frac{1}{\mu n^2} \sum_i \sum_j |y_i - y_j| \dots\dots\dots (2-1)$$

그런데 지니계수를 측정하려면 가구(또는 개인)의 소득은 오름차순으로 정렬되어야 한다. 실제로 지니계수는 로렌즈곡선(Lorentz Curve)과 45°선으로 둘러싸여진 궁형(弓形)부분의 면적을 45°선 이하의 삼각형부분의 면적으로 나눈 수치로 측정된다. 로렌즈 곡선이란 누적구성원 백분비 및 누적소득의 백분비를 각각 X 축 및 Y 축으로 하는 경우에 형성되는 궁형 모양의 곡선이다. 만약 소득분배가 완전하게 평등하다면, 로렌즈 곡선은 45°선과 일치하게 된다.

따라서 지니계수는 소득분배가 완전하게 평등하면 0, 불평등하면 1의 수치로 나타나게 된다. 그런데 지니계수는 비선형이기 때문에 불평등도를 요인분해하는데 적합하지 않으며, 다른 지표들보다 소득분포에서 중간계층의 분포에 크게 영향을 받고 있다.

2) 변이계수자승(Squared Coefficient of Variation: SCV)

비록 소득분포에서 분산(variance)이 클수록 소득불평등도가 크지만, 소득의 측정단위에 따라 분산의 크기는 달라지게 된다. 이러한 한계를 극복하기 위하여 소득의 측정단위와는 무관한 변이계수자승이 소득불평등도를 측정하는데 분산보다 일반적으로 이용되고 있는데, 이는 식 (2-2)와 같이 정의된다.

$$SCV \equiv \frac{\sigma^2}{\mu^2} = \frac{\sum_i (y_i - \mu)^2}{n \mu^2} \dots\dots\dots (2-2)$$

이와 같이 측정되는 변이계수자승은 소득분배가 완전하게 평등한 경우에 최저치가 0, 완전하게 불평등한 경우에 최대치가 $n-1$ 이 되기 때문에, 이 수치가 클수록 소득불평등도는 높다고 말할 수 있다. 특히 변이계수자승의 1/2은 불평등도를 요인분해하는데 적합하며, 다른 지표들보다 소득분포에서 고소득계층의 분포에 크게 영향을 받고 있다.

3) 대수편차 평균(Mean Log Deviation: MLD)

일반적으로 가구(또는 개인)의 소득(또는 소비)은 로그정규분포한다. 이러한 특성을 반영하여 식 (2-3)과 같이 대수편차 평균은 가구(또는 개인)의 자연대수로 전환된 소득에 대하여 그 편차를 평균한 수치로 정의된다³⁾.

$$MLD = \frac{\sum_i \ln(\mu/y_i)}{n} = \ln \mu - \frac{1}{n} \sum_i \ln y_i \cdots \cdots (2-3)$$

이와 같이 측정되는 대수편차 평균은 소득분배가 완전하게 평등한 경우에 최저치가 0이 된다. 그리고 이 지표는 소득불평등도를 요인분해하는데 적합하며, 다른 지표들보다 소득분포에서 저소득계층의 분포에 크게 영향을 받고 있다.

4) 아트킨슨 지수(Atkinson index: ATK)

아트킨슨 지수는 사회후생함수와 직접적으로 연관되어 있는데, 이는 식 (2-4)와 같이 정의된다. 이 지표에서 파라미터 ϵ 은 한 사회를 구성하는 구성원들의 소득불평등도에 대한 거부감의 정도를 나타내는 지표로서, ϵ 이 클수록 그 사회구성원의 소득불평등에 대한 거부감 또는 소득평등에 대한 관심이 큼을 나타낸다⁴⁾.

$$ATK_{\epsilon} = 1 - \left[\frac{1}{n} \sum_i \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^{1-\epsilon} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}} \quad \text{단, } \epsilon \neq 1, \epsilon > 0 \cdots \cdots (2-4)$$

비록 아트킨슨 지수는 지니계수와 마찬가지로 비선형성이 강하기 때문에 소득불평등도를 요인분해하는데 적합하지 않지만, 파라미터 ϵ 을 조정함으로써 저소득자의 상대적 위치를 소득불평등도를 판단하는데 첨부할 수 있다는 장점을 지니고 있다⁵⁾.

3) y_i 가 0인 경우에는 계산이 불가능하기 때문에 OECD 연구에서는 μ 의 1% 이하의 수치에 대해서 1% 수치로 치환하고 있다. 본 연구에서도 동일한 방법을 채택하고 있다.

4) 이 지표에 대한 상세한 설명은 박찬용·김진욱·김태완(1999, 168~173) 참조.

5) 본 연구에서는 특별한 경우가 아닌 한 $\varepsilon=0.50$ 인 경우에 대하여 추정한다.

나. 공리적인 접근방법(Axiomatic Approach)

앞서 살펴본 바와 같이 소득불평등도를 측정하는 지표는 상당히 많을 뿐만 아니라 각각의 지표는 어느 정도 직관적인 측면과 수학적 측면을 지니고 있다. 그러나 일견 타당하게 보이는 지표 역시 적합하지 않은 특성을 지니고 있는 경우도 많다. 예컨대, 소득불평등도에 대한 가장 단순한 지표 중의 하나인 분산은 소득의 측정단위가 상이하면 그 크기가 다르기 때문에 소득의 측정단위로부터 독립적이지 않다. 이러한 속성 때문에 분산은 소득불평등도에 대한 지표로서 적합하지 않다고 주장되기도 한다.

따라서 본 연구에서는 소득불평등도에 대한 분석을 다음과 같은 공리들을 충족시키는 지표들에 한정시켜 사용하고자 한다. 이하에서는 소득불평등도에 대한 지표가 통상적으로 충족시켜야 하는 5가지 공리를 살펴보고자 하는데⁶⁾, 구성원의 소득을 $y_i \in R$, 소득벡터를 y , y 의 누적분포 함수를 $F(y)$ 라고 하고, $I(y)$ 를 소득불평등도에 대한 지표라고 하자.

1) 피구-달톤의 이전원칙(Pigou-Dalton Transfer Principle)

이 원칙은 소득불평등에 대한 지표는 평균값을 유지한 역진적 재배분에 대하여 증가(또는 적어도 감소하지 않음)하여야 한다는 것이다.

달리 말하면 만일 고소득자로부터 저소득자로 소득이 조금이라도 이전되면 소득불평등은 반드시 감소하고 따라서 소득불평등에 대한 지표 역시 감소해야 한다는 것이다. 즉, 이전원칙은 최초의 소득분포를 y (단, $y_i > y_j$), 그리고 재분배 이후의 새로운 소득분포를 y' (단, $y_i - \delta > y_j + \delta$)이라고 하면, $I(y') \leq I(y)$ 이 충족되어야 함을 의미한다. 비록 소득불평등에 대한 대부분의 지표들은 이 원칙을 충족시키고 있지만, 로그 분산은 예외적이다.

6) 소득불평등도에 대한 지표 및 공리적인 접근방법에 대해서는 Cowell(2000) 참조.

2) 측정단위 독립성(Income Scale Independence)

이 원칙은 소득불평등에 대한 지표가 소득의 일률적인 비례적 변화에 독립적임을 요구한다. 달리 말하면 모든 구성원의 소득이 일정비율 변화하더라도 소득불평등에 대한 지표는 변화되지 않아야 한다. 즉, 어떠한 상수 λ 에 대하여 $I(y) = I(\lambda y)$ 가 충족되어야 한다. 비록 소득불평등에 대한 대부분의 지표들은 이 원칙을 충족시키고 있지만, 분산은 그렇지 않다. 왜냐하면 $var(\lambda y) = \lambda^2 var(y)$ 이기 때문이다.

3) 모집단복제 독립성(Principle of Population)

이 원칙은 소득불평등에 대한 지표가 모집단의 복제(replication)에 독립적임을 요구한다. 달리 말하면 동일한 2개의 분포를 결합하더라도 불평등지표는 동일하여야 한다. 즉, 어떠한 상수 λ 에 대하여 $I(y) = I(y[\lambda])$ 가 충족되어야 한다. 여기서 $y[\lambda]$ 는 벡터 y 를 스칼라 λ 배만큼 복제한 것이다.

4) 모집단치환 독립성(Anonymity or Symmetry)

이 원칙은 소득불평등에 대한 지표가 구성원의 소득이 아닌 구성원의 특성에 독립적임을 요구한다. 즉, 최초의 소득분포를 y , 치환된 소득분포를 y' 라고 하면 $I(y) = I(y')$ 가 충족되어야 함을 요구한다.

5) 요인분해 가능성(Decomposability)

이 원칙은 소득불평등에 대한 지표가 분포의 구성요소(예: 모집단의 구성집단)와 밀접하게 연관되어야 함을 요구한다. 예컨대, 전체 불평등지표가 모집단을 구성하는 각각의 집단에서 높아진다면 전체 불평등지표가 전반적으로 높아짐을 기대할 수 있다.

다. 일반적인 엔트로피(Generalized Entropy: GE) 지표

소득불평등을 측정하는 많은 지표들 중에서 앞서 살펴본 5가지 공리를

모두 충족시키는 지표가 소위 ‘Generalized Entropy’ 계열의 지표이다. 이하에서는 앞서 살펴본 소득불평등도에 대한 종합적인 지표가 다음과 같은 일반적인 엔트로피 지표, 즉 식 (2-5)와 어떠한 관계에 있는가를 살펴보고자 한다.

$$GE(\alpha) = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \left[\frac{1}{n} \sum_i \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^\alpha - 1 \right] \dots\dots\dots (2-5)$$

여기서 GE 의 최소값은 0이고 최대값은 ∞ 인데, 최소값 0은 소득분배가 완전하게 균등한 상태를 나타내며 이 수치가 높을수록 소득불평등도가 높음을 반영한다. 그리고 GE 값은 α 값이 작을수록 저소득계층의 분포에 그리고 α 값이 클수록 고소득계층의 분포에 민감하게 된다. 일반적으로 사용되고 있는 α 값은 0, 1, 2이다.

이하에서는 이와 같은 α 값을 이용하여 소득불평등도에 대한 종합적인 지표를 유도하여 보자. 첫째, $\alpha=0$ 및 $\alpha=1$ 인 경우에는 l’Hopital의 정리를 이용하면 소득불평등도에 대한 대표적인 종합지표인 대수편차 평균과 Theil 지수가 도출된다.

$$GE(0) = \frac{1}{n} \sum_i \ln \frac{\mu}{y_i} \equiv MLD \dots\dots\dots (2-6)$$

$$GE(1) = \frac{1}{n} \sum_i \frac{y_i}{\mu} \ln \frac{y_i}{\mu} \equiv \text{Theil Index} \dots\dots\dots (2-7)$$

둘째, $\alpha=2$ 이면 $GE(2)$ 는 소득불평등도에 대한 또 다른 종합적 지표인 변이계수자승(SCV)의 1/2이 도출된다.

$$\begin{aligned} GE(2) &= \frac{1}{2} \left[\frac{1}{n} \sum_i \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^2 - 1 \right] \dots\dots\dots (2-8) \\ &= \frac{1}{2} \frac{1}{n \mu^2} \sum_i (y_i - \mu)^2 \equiv \frac{1}{2} SCV \end{aligned}$$

그리고 $\alpha=1-\epsilon$ (단, $\alpha < 1$)이면 $GE(1-\epsilon)$ 는 아트킨슨 지수와 서

수적으로 동일하게(ordinally equivalent) 유지된다.

$$GE(1-\epsilon) = \frac{1}{\epsilon^2 - \epsilon} [(1-A_\epsilon)^{1-\epsilon} - 1] \dots\dots\dots(2-9)$$

이와 같은 GE 계열의 지표들은 앞에서 살펴본 5가지 공리를 모두 충족시키기 때문에 소득불평등도를 집단간 및 집단내 불평등도 지표로 쉽게 요인분해할 수 있다.

$$I_{total} = I_{within} + I_{between} \Leftrightarrow I_t = I_w + I_b \dots\dots\dots(2-10)$$

비록 아트킨슨 지수는 집단간 및 집단내 지표로 분해될 수 있지만, 그 합계는 일치하지 않는다. 그리고 지니계수도 공리 1~4는 모두 충족시키지만, 공리 5는 구성소득이 상호 중첩될 경우 충족되지 않는다. 또한 지니계수를 분해하더라도 분석결과를 직관적 또는 수리적으로 해석하는 경우 상당한 어려움이 수반되는 단점이 있다. 그럼에도 불구하고 지니계수가 소득불평등도에 대한 가장 보편적인 지표로 사용되고 있다.

2. 소득불평등도의 요인분해

만약 소득불평등의 원인을 파악할 수 있다면 소득불평등도를 완화시키기 위한 정책수립은 보다 용이할 것이다. 그러나 소득이란 한 사회의 개인 또는 가구의 복지수준에 영향을 받고 있을 뿐만 아니라 복지수준 자체도 많은 요인들에 영향을 받고 있기 때문에 소득불평등도 결정요인에 대한 분석은 그다지 용이하지 않다.

따라서 소득불평등에 대한 원인을 정확하게 파악할 수 없는 경우에는 소득불평등도를 요인분해한 이후 그 분석결과를 이용하여 소득불평등에 대한 인과관계를 추론하는 경우가 거의 대부분이다. 본 연구에서도 소득불평등도에 대한 요인별 분해를 통하여 결정요인을 추론하고자 한다. 일반적으로 소득불평등도를 요인분해하는 방법은 다음과 같은 2가지로 세분되고 있다.

첫째, 소득원천별로 소득불평등도를 분해하는 방법(decomposition by

income source)이 있다. 예컨대, 가구의 전체 소득은 크게 근로소득, 사업·부업소득, 재산소득, 이전소득 등으로 다양하게 구성되어 있다. 이와 같은 각각의 소득원천이 전체 소득의 불평등도에 어느 정도 기여하고 있는가를 요인분해할 수 있다.

둘째, 모집단의 인구학적 특성별로 소득불평등도를 분해하는 방법(decomposition by population sub-group)이 있다. 예컨대, 우리나라와 같이 중고령화 및 고학력화가 급격하게 진행되고 있는 경우에는 연령계층별 분해 또는 학력수준별 요인분해는 의미 있는 분석결과를 도출시킬 것으로 기대된다.

한편, 소득불평등도에 대한 요인분해는 어느 한 시점에서의 소득불평등도 수준을 요인별로 분해할 수 있을 뿐만 아니라, 일정기간 동안의 소득불평등도 변화도 요인분해할 수 있다.

본 연구에서는 앞서 살펴본 바와 같이 요인 분해에 적합한 지표로서, 인구집단별 요인분해에서는 $GE(0)$, 그리고 소득원천별 요인분해에서는 $GE(2)$ 를 이용하여 소득불평등도에 대한 결정요인을 분석하고자 한다⁷⁾.

가. 소득원천별 요인분해

소득원천별 요인분해는 전체 소득이 하나 이상의 소득원천으로 구성되어 있기 때문에 전체 소득불평등도를 각각의 소득원천별 기여도의 합계로 표현할 수 있다.

본 연구에서는 소득불평등도에 관한 지표 중에서 $GE(2)$, 즉 변이계수 자승의 1/2를 이용하여 전체 소득불평등도를 소득원천별로 요인분해하고자 한다. 이와 같이 $GE(2)$ 를 선택한 이유는 다른 지표들보다 요인분해가 용이할 뿐만 아니라 분석결과에 대한 직관적인 해석이 용이하기 때문이다.

1) 정태적 요인분해

우선, S_f 를 소득원천 f 가 전체 불평등도에 미치는 절대적인 기여분이

7) 이하의 내용은 주로 Jenkins(1995) 참조.

라고 하자. 그러면 전체 불평등도는 식 (2-11)과 같이 소득원천별 기여분의 합계로 표현될 수 있다.

$$GE(2) = \sum_f S_f \cdots \cdots \cdots (2-11)$$

그리고 S_f 를 전체 불평등도 $GE(2)$ 로 나누면 상대적인 기여도, 즉 s_f 가 식 (2-12)와 같이 도출된다.

$$s_f \equiv S_f / GE(2) \text{ s.t. } \sum_f s_f = 1 \cdots \cdots \cdots (2-12)$$

비록 s_f 를 정의하는 방식은 다양할 수 있지만, 본 연구에서는 Shorrocks (1982)와 같이 s_f 는 개별 소득원천 y_f 를 전체 소득 y 에 회귀 분석한 회귀계수, 즉 식 (2-13)으로 정의하고자 한다.

$$\hat{s}_f = \frac{cov(y_f, y)}{var(y)} \cdots \cdots \cdots (2-13)$$

$$\text{단, } s_f = \frac{\Delta y_f}{\Delta y} + u_i$$

이와 같이 s_f 가 식 (2-13)과 같이 정의되면 S_f 는 다음과 같은 식 (2-14)로 표현될 수 있다.

$$S_f = s_f \cdot GE(2) = \rho_f \cdot \chi_f \sqrt{GE(2) \cdot GE(2)_f} \cdots \cdots \cdots (2-14)$$

단, ρ_f : 소득원천 y_f 와 전체 소득 y 의 상관계수
 χ_f : 소득원천 y_f 의 전체 소득 y 에 대한 비율 ($\equiv \mu_f / \mu$)

2) 동태적 요인분해

다음으로, 시간의 경과에 따른 전체 불평등도의 변화를 소득원천별 기여도로 분해하기 위해서는 동태적 요인분해가 요구된다. 이는 식 (2-11)을 시간에 대하여 차분하면 식 (2-15)와 같이 도출된다.

$$\begin{aligned}\Delta GE(2) &= GE(2)_{t+1} - GE(2)_t = \sum_f \Delta S_f \dots\dots\dots(2-15) \\ &= \sum_f \Delta [\rho_f \chi_f \sqrt{GE(2) \cdot GE(2)_f}]\end{aligned}$$

그리고 식 (2-15)를 백분율(%) 변화로 표현하면 식 (2-16)과 같이 상대적인 기여도가 도출된다.

$$\% \Delta GE(2) = \frac{\Delta GE(2)}{GE(2)_t} = \frac{\sum_f \Delta S_f}{S_f/s_f} = \sum_f s_f \% \Delta S_f \dots\dots(2-16)$$

나. 구성집단별 요인분해

모집단에 대한 구성집단별 요인분해는 모집단을 인구학적 속성을 기준으로 세분하여 전체 불평등도를 집단간 불평등도와 집단내 불평등도로 분석하는데 유용하다. 특히 우리나라의 경우 인구구조의 변화, 여성의 경제활동참가율 증가, 빠르게 진전된 고학력화 등으로 집단간 불평등도뿐만 아니라 집단내 불평등도 역시 변화되고 있다고 보여진다.

본 연구에서는 소득불평등도에 관한 지표 중에서 $GE(0)$, 즉 대수편차 평균을 이용하여 전체 소득불평등도를 구성집단별로 요인분해하고자 한다.

1) 정태적 요인분해

우선, 전체 불평등도는 식 (2-17)과 같이 집단간 불평등도와 집단내 불평등도로 분해된다.

$$GE(0) = \sum_k \nu_k GE(0)_k + \sum_k \nu_k \log\left(\frac{1}{\lambda_k}\right) \dots\dots\dots(2-17)$$

단, $GE(0)_k$: k 집단의 소득불평등도
 ν_k : k 집단이 모집단에서 차지하는 비율($\equiv n_k/n$)
 λ_k : k 집단 평균소득의 모집단 평균소득에 대한 비율($\equiv \mu_k/\mu$)

위의 식 (2-17)에서 좌변은 모집단 전체의 불평등도이고, 우변 첫째 항은 개별 집단 내의 불평등도의 가중평균, 그리고 둘째 항은 집단간의 불평등도를 나타낸다.

2) 동태적 요인분해

다음으로, 시간의 경과에 따른 전체 불평등도의 변화도 식 (2-17)을 시간에 대하여 차분하고 근사치를 이용하면 식 (2-18)과 같이 도출된다⁸⁾.

$$\begin{aligned} \Delta GE(0) \approx & \sum_k \overline{\nu_k} \Delta GE(0)_k & A\text{항} \\ & + \sum_k \overline{GE(0)_k} \Delta \nu_k & B\text{항} \dots\dots\dots (2-18) \\ & + \sum_k [\overline{\lambda_k} - \overline{\log(\lambda_k)}] \Delta \nu_k & C\text{항} \\ & + \sum_k [\overline{\theta_k} - \overline{\nu_k}] \Delta \log(\mu_k) & D\text{항} \end{aligned}$$

단, θ_k : k 집단 전체소득의 모집단 전체소득에 대한 비율($\equiv \nu_k \lambda_k$)
상첨자는 기준 및 비교시점간 해당 변수의 평균치

위의 식 (2-18)에서 좌변은 모집단 전체의 불평등도 변화이고, 우변 A항은 불평등도 변화의 순효과, B항 및 C항은 집단구성 변화의 효과, D항은 집단간 상대소득 변화의 효과를 나타낸다.

3. 빈곤에 대한 주요 지표

가. 빈곤율(Head-Count Ratio: HR)

가장 일반적으로 빈곤상태를 파악하기 위하여 사용되는 지표가 빈곤율이다. 이 지표는 소득수준이 주어진 빈곤선 이하인 가구(또는 개인)가 전체 가구(또는 개인)에서 차지하는 비율을 나타내며, 이를 수식으로 표현하면 식 (2-19)와 같다.

8) 이에 대한 구체적인 내용은 Mookherjee & Shorrocks(1982) 참조.

$$HR(y_i, \pi) = \frac{q}{n} \dots\dots\dots (2-19)$$

여기서 q 는 소득수준이 특정한 빈곤선 π 이하인 가구수(또는 개인수), n 은 전체 가구수(또는 개인수), y_i 는 소득을 나타낸다. 비록 빈곤율은 빈곤에 대한 가장 대표적인 지표이지만, 이 지표는 빈곤의 심도(depth)를 제대로 반영하지 못하는 한계를 지니고 있다. 이러한 단점을 보완하기 위하여 빈곤갭 비율이라는 지표가 빈곤에 대한 지표로서 보완적으로 이용되고 있다.

나. 빈곤갭 비율(Poverty Gap Ratio: PGR)

먼저 빈곤층에 포함된 특정한 가구(또는 개인) i 의 빈곤갭은 주어진 빈곤선 π 와 소득수준이 빈곤선 이하인 가구(또는 개인)의 소득수준 y_i 간의 소득격차로 정의된다. 그리고 총빈곤갭은 빈곤층 전체 q 에 대하여 빈곤갭을 합산한다. 따라서 총빈곤갭은 소득수준이 주어진 빈곤선 이하인 가구(또는 개인)의 소득을 빈곤선까지 증가시키는데 소요되는 금액을 의미하게 된다. 이와 같이 정의되는 총빈곤갭을 소득수준이 주어진 빈곤선 이하인 가구수(또는 개인수)에 빈곤선을 곱한 금액으로 나누면 식 (2-20)과 같은 빈곤갭 비율이 도출된다.

$$PGR = \frac{\sum_{i=1}^q (\pi - y_i)}{\pi \times q} \dots\dots\dots (2-20)$$

그러나 비록 빈곤갭 비율은 빈곤의 심도를 반영하고 있지만, 빈곤의 규모를 제대로 반영하지 못한다는 한계를 지니고 있다.

다. Sen 지수(Sen Index: SEN)

이 지표는 Sen에 의해 개발된 지표로서 빈곤을 또는 빈곤갭 비율의 한계를 보완하도록 고안되어 있다. 실제로 이 지표는 빈곤층의 규모(extent),

빈곤의 심도(depth), 빈곤층의 소득불평등 상태를 반영하고 있다. 즉, Sen 지수는 빈곤율, 빈곤갭 비율 그리고 빈곤층의 지니계수가 식 (2-21)과 같이 서로 결합되어 있다.

$$SEN = HR [PGR + (1 - PGR) \times GINI_q] \dots\dots\dots(2-21)$$

여기서 $GINI_q$ 는 빈곤층의 지니계수(Gini Coefficient)이다. 특히 SEN 지수는 빈곤선 이하 가구(또는 개인)의 소득이 모두 0일 경우 1이 되며, 그 반대로 빈곤선 이하에 있는 가구(또는 개인)의 소득이 모두 빈곤선에 근접할 경우에는 0으로 도출된다. 일반적으로 SEN 지수는 OECD의 빈곤에 관한 연구에서 주로 이용되고 있다.

라. FGT 지수(FGT Index: FGT)

이 지표는 Foster, Greer, Thorbecke 등에 의해 개발된 지표이다. 이 지표는 빈곤에 대한 다른 지표와는 달리 빈곤에 대한 혐오감을 반영하는 파라미터 α 의 값에 따라 다르게 도출된다. 일반적으로 α 값이 커질수록 이 지표는 빈곤에 대하여 보다 민감하게 될 뿐만 아니라 빈곤층의 규모와 빈곤의 심도에 대한 유의성을 동시에 설명할 수 있다는 장점을 지니고 있다. 이 지표는 식 (2-22)와 같이 정의되는데, α 의 값에 따라 빈곤에 대한 다른 지표로 전환될 수 있다. 이는 소득불평등에 대한 ‘Generalized Entropy’ 계열의 지표와 동일하다.

$$FGT_\alpha = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{\pi - x_i}{\pi} \right)^\alpha \dots\dots\dots(2-22)$$

특히 FGT 지수에서는 α 값에 따라 빈곤의 규모, 빈곤의 심도, 빈곤층의 소득불평등도가 고려되는데, $\alpha=0$ 이면 빈곤율과 동일하여 빈곤의 규모, $\alpha=1$ 이면 빈곤율과 빈곤갭 비율을 곱합 형태이기 때문에 빈곤의 규모와 심도를 반영한다. 그리고 일반적인 $\alpha=2$ 인 경우 소득불평등에 대한 지표인 변이계수자승과 관련된다.

4. 소득분배 분석자료

일반적으로 소득불평등 또는 빈곤에 대한 정확한 실태 또는 그 원인을 분석하기 위해서는 통계적으로 대표성이 높은 양질의 자료가 구비되어야 한다. 기존의 국내연구에서는 거의 대부분 통계청 및 노동부가 조사한 각종 실태조사 원자료를 이용하고 있다.

이하에서는 실증분석에 선행하여 가구소득 또는 임금소득 불평등 또는 빈곤을 분석하는데 일반적으로 이용되고 있는 각종 실태조사를 살펴보고자 한다. 왜냐하면 분석방법이 동일하다고 하더라도 소득의 개념, 조사단위, 측정기간, 조사대상 등 분석자료의 차이에 따라 분석결과가 상이하게 도출될 수 있기 때문이다.

가. 분석자료의 선정

현재 우리나라에서 실시되고 있는 소득에 관한 실태조사는 <표 2-1>에 요약되어 있는데 각각의 한계는 다음과 같다.

<표 2-1> 우리나라의 소득에 대한 주요 실태조사

조사명칭	조사단위	조사대상	조사주기	비 고
도시가계조사	가구	비농가	매월	1인 가구 제외(근로자가구만 소득조사)
농가경제조사	가구	농 가	매월	1인 가구 제외
가 구 소 비 실태 조 사	가구	전 국	매 5년	1인 가구 포함(1991년 이후 매 5년 간격)
사회통계조사	가구	전 국	매년	1985, 1988, 1993년도 소득조사
경제활동인구 부 가 조 사	개인	전 국	부정기	모든 임금근로자
임 금 구 조 기본통계조사	개인	5인 이상 민간사업체	매년	영세규모 사업체 및 비상용직 근로자 제외
소규모사업체 근로실태조사	개인	5인 미만 민간사업체	매년	비상용직 근로자 제외

주: 개인이나 민간기관이 실시한 실태조사는 제외되어 있음.

첫째, 통계청의 실태조사로서 가구소득 불평등도를 측정하는데 가장 일반적으로 이용되고 있는 「도시가계조사」 및 「가구소비실태조사」 등이 있다. 특히 우리나라에서 가장 대표적인 가구소득조사인 「도시가계조사」는 도시지역의 2인 이상 근로자가구의 소득만을 조사하고 있다⁹⁾. 실제로 기존의 국내연구에서는 이 조사를 「농가경제조사」와 결부하여 소득불평등 수준 및 그 변화를 분석하고 있는데, 동일한 자료를 이용하고 있음에도 불구하고 상반된 분석결과가 나타나고 있다¹⁰⁾.

한편 「가구소비실태조사」는 1991년 이후 5년 간격으로 전국의 모든 가구에 대하여 ‘연간소득’을 조사하고 있다¹¹⁾. 그러나 조사주기가 5년이기 때문에 소득불평등도에 대한 최근의 실태를 파악하는데, 시의성이 낮은 한계를 지니고 있다. 이와 같이 통계청의 소득에 대한 실태조사 중에서 「도시가계조사」는 조사대상의 한계, 「가구소비실태조사」는 시의성의 한계를 각각 지니고 있다.

둘째, 노동부의 실태조사로서 근로자 개인의 임금소득 불평등도를 측정하는데 가장 일반적으로 「임금구조기본통계조사」가 이용되고 있다. 그러나 이 조사도 5인 미만 상용근로자가 조사대상인 「소규모사업체근로실태조사」와 마찬가지로 상용근로자만을 조사대상으로 하고 있다. 뿐만 아니라 거의 대부분 상용근로자인 공무원도 노동부의 실태조사에서는 조사대상에서 제외되어 있다.

이와 같이 노동부의 실태조사는 민간부문의 상용근로자만을 조사대상으로 하고 있기 때문에 통계적 대표성이 낮을 수밖에 없다. 한편 최근에

9) 본 연구에서도 통계청과 마찬가지로 가구주의 고용형태를 기준으로 가구를 유형화하는데, 가구는 근로자가구, 자영자가구, 무업자가구로 세분된다. 즉, 가구주의 고용형태가 임금근로자인 ‘근로자가구’, 자영자인 ‘자영자가구’, 비취업자인 ‘무업자가구’로 나누어진다. 그리고 자영자가구와 무업자가구, 즉 근로자가구가 아닌 가구를 ‘비근로자가구’로 지칭한다.

10) 이에 대한 보다 상세한 내용은 이정우·황성현(1998) 참조.

11) 다만, 1996년 「가구소비실태조사」에서는 1991년 및 2001년과는 달리 ‘농가’가 조사대상에서 제외되어 있다. 그러나 1991년의 「가구소비실태조사」에서도 농가가 조사대상이었지만, 집계대상(그리고 원자료)에서는 제외되어 있다. 따라서 본 연구에서 분석자료로 이용된 1991년 및 1996년의 「가구소비실태조사」 원자료는 분석대상이 ‘농가’를 제외한 전체 가구로 사실상 동일하다.

부정기적으로 실시되고 있는 「경제활동인구 부가조사」에서는 모든 임금 근로자에 대하여 임금소득을 조사하고 있다. 그러나 임금통계의 사업체 조사에 대비한 가구조사의 부정확성, 짧은 시계열 때문에 분석자료로 이용하는 데 일정한 한계가 있다.

이상에서 살펴본 바와 같이 우리나라의 소득에 대한 실태조사는 특히 조사대상이 한정되어 있기 때문에 통계적 대표성이 낮다. 그럼에도 불구하고 「도시가계조사」는 시의성이 높을 뿐만 아니라 근로자가구의 가구소득 및 가구주의 근로소득도 모두 조사하고 있기 때문에 가구 또는 개인간 소득불평등도를 용이하게 추정할 수 있다는 장점을 지니고 있다. 그리고 「가구소비실태조사」는 조사주기가 5년이기 때문에 최근의 소득분배 실태를 파악하는데 시의적절하지 않지만, 전국의 거의 모든 가구를 조사대상으로 하고 있다는 장점이 있다. 따라서 본 연구에서는 이들 실태조사를 소득불평등 및 빈곤에 대한 분석자료로 선정한다.

나. 소득의 개념

비록 통계청의 실태조사를 분석자료로 이용하더라도 소득의 개념에 대한 면밀한 검토가 필요하다. 왜냐하면 어떠한 개념의 소득을 분석자료로 이용하는가에 따라 상이한 분석결과가 도출될 수 있기 때문이다. 기존의 국내연구에서는 이들 실태조사의 소득개념에 대한 충분한 검토가 선행되지 않고 있다.

통계청의 소득분류, 즉 <표 2-2>에 따르면 가구소득은 경상소득과 비경상소득으로 구성되어 있는데, 경상소득은 규칙적인 소득(regular incomes)으로 근로소득, 사업·부업소득, 재산소득, 이전소득으로 구성되어 있다. 이에 반하여 비경상소득은 가구의 전체 소득에서 경상소득을 제외한 소득으로 불규칙적인 소득(irregular incomes)이다.

실제로 통계청이 발표하는 소득불평등도는 「도시가계조사」에서 경상소득 및 비경상소득을 합산한 전체 가구소득을 기준으로 측정되고 있다. 이에 반하여 「가구소비실태조사」에서 ‘연간소득’은 경상소득을 기준으로 하고 있다. 이와 같이 이들 실태조사에서는 소득의 개념이 일치하지 않

<표 2-2> 통계청의 소득유형별 분류

항 목 명	내 용
전체 소득	가구의 실질적인 자산의 증가를 가져온 일체의 현금 및 현물 수입을 말하며, 경상소득과 비경상소득으로 구성
1. 경상소득	가구소득 중 정기적이고 재현가능성이 있는 소득
1.1 근로소득	가구주 또는 가구원이 특정한 사업체에 고용되어 근로의 대가로 받은 일체의 현금 및 현물보수로서 봉급 또는 임금과 상여금, 수당 등을 포함하며 세금 및 각종 부담금을 공제하기 이전의 총액을 말함.
1.1.1 가구주소득	
1.1.2 배우자소득	
1.1.3 기타가구원소득	
1.2 사업·부업소득	가구주 또는 기타 가구원이 자영업주 또는 고용주의 지위에서 직접 사업을 경영하거나 전문적인 지식 또는 재능을 이용하여 얻는 총수입 중에서 가계로 전입된 소득(사업소득) 또는 주된 직업이 없는 가구원이 생활비 보조를 위해 얻은 소득(부업소득)
1.3 재산소득	이자소득, 배당소득, 임대소득, 기타 재산소득
1.4 이전소득	각종 연금법 및 사회보장제도에 의하여 지급받는 가계보조금(공적보조금) 또는 다른 가구로부터 받는 생계 또는 교육비 보조 성격의 보조금(사적보조금)
2. 비경상소득	상기 이외의 비경상적인 소득, 즉 교제·축의·조의 등에 의하여 받은 금액·복권·경품권·경마 등 오락경기에 의한 상금·손해보험탄 금액·퇴직금·연금일시금·장학금 등으로 받은 금액

자료: 통계청, 『도시가계연보』, 각년도.

을 뿐만 아니라 소득에 대한 측정기간도 월간 및 연간으로 차이가 있다. 이에 따라 불규칙한 비경상소득을 제외하고 연간으로 조사된 경상소득 기준의 소득불평등도가 가장 낮게 추정될 수밖에 없다. 그리고 경상소득은 소득분배에 대한 연구에서 일반적으로 이용되는 ‘시장소득’도 ‘가처분소득’도 아니다. 따라서 본 연구에서는 이하의 분석에서 이를 명시적으로 고려하면서 소득불평등 수준 및 그 변화를 분석한다.

제2절 소득분배의 국제비교

본 절에서는 소득불평등도 국제비교를 통하여 우리나라의 소득불평등

수준 및 그 변화가 다른 국가들과 비교하여 과연 어느 정도인가를 객관적으로 가늠하고자 한다. 이를 위하여 분석대상은 한국을 포함한 OECD (1998)에 수록된 국가들에 한정하며, 분석자료 및 분석방법은 OECD (1998)와 자료의 제약상 불가피한 경우를 제외하고는 가급적 일치시킨다.

1. 분석자료 및 분석방법

우선, 소득불평등도의 객관적인 국제비교를 위해서는 특히 분석자료의 통계적 대표성이 높아야 할 뿐만 아니라 소득의 측정기간이나 소득의 개념도 일치되어야 한다. 이를 보다 상세하게 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 소득불평등도의 국제비교에서는 전국의 모든 가구(또는 개인)를 통계적으로 제대로 대표하는 자료가 이용되어야 한다. 기존의 국내연구에서는 자료상의 제약을 극복하기 위하여 「도시가계조사」 및 「농가경제조사」를 결합하여 소득불평등 수준 및 그 변화를 분석하고 있다. 그러나 이들 실태조사는 각각 도시지역의 2인 이상 가구 및 농촌지역의 농가만을 조사대상으로 하고 있기 때문에 이들 실태조사를 결합하더라도 전국의 모든 가구를 통계적으로 제대로 대표할 수 없다. 또한 기존의 국내연구에서는 소득이 관측되지 않는 비근로자가구의 소득은 소득이 관측되는 근로자가구에 대하여 추정된 소비함수를 이용하여 추정되고 있는데, 이는 근로자가구와 비근로자가구의 소비함수가 동일하다는 다소 강한 가정을 전제하고 있다. 그런데 이들 기존 연구에서는 동일한 자료를 이용하고 있음에도 불구하고 일관된 분석결과가 도출되고 있지 않다. 본 연구에서는 전국의 거의 모든 가구가 조사대상이기 때문에 통계적 대표성이 높을 뿐만 아니라 소득을 실제로 조사한 1991년 및 1996년의 통계청 「가구소비실태조사」 원자료를 이용하여 한국의 소득불평등도를 다른 국가들과 보다 객관적으로 비교한다.

둘째, 소득불평등도의 국제비교에서 소득의 측정기간(accounting period)은 일반적으로 연간이다. 그런데 기존의 연구에서 이용된 「도시가계조사」 및 「농가경제조사」에서 소득은 월간단위로 조사되고 있는데, 소득의 측정기간을 장기화할수록 소득불평등도는 낮아지는 경향이 존재한다. 본

연구에서는 소득측정기간의 격차에 따른 소득불평등도의 비교오류를 제거하기 위하여 통계청 「가구소비실태조사」의 연간소득을 이용하여 소득불평등도를 국제적으로 비교한다.

셋째, 소득불평등도의 국제비교에서 주로 이용되는 소득의 개념은 시장소득(market income) 또는 가처분소득(disposable income)이다. 이들 소득간의 관계는 근로소득을 ER , 사업·부업·재산소득 및 사적보조금을 SE , 공적보조금을 TR , 조세(직접세 및 사회보장분담금)를 TA 라고 하면, 가처분소득 DPI 및 시장소득 MKI 는 식 (2-23)과 식 (2-24)와 같이 정의된다.

$$DPI = ER + SE + TR - TA \cdots \cdots (2-23)$$

$$MKI = ER + SE \cdots \cdots (2-24)$$

그런데 국제적으로 비교가능한 국내의 소득자료는 경상소득(regular income)인데 이는 원칙적으로 ‘정기적이고 예측가능한 소득’으로 정의되어 있다. 실제로 본 연구에서 분석자료로 이용되는 「가구소비실태조사」에서는 지난 1년간 소득이 있었던 모든 가구원에 대하여 소득원천별, 즉 근로소득, 사업·부업소득, 재산소득 및 이전소득 각각에 대해서 뿐만 아니라 이들을 합산한 경상소득을 조사하고 있다. 그러나 연구자에게는 가구단위의 연간경상소득 이외의 원자료에 대한 접근이 허용되지 않기 때문에¹²⁾ 본 연구에서는 소득원천별로 세분된 자료가 아닌 가구단위의 연간경상소득 자료를 이용할 수밖에 없다.

그렇다면 이와 같이 정의되고 관측되는 경상소득은 소득불평등도의 국제비교에서 주로 이용되는 시장소득 및 가처분소득과 어떠한 관계에 있는가? 최근에 「가구소비실태조사」의 연간소득 자료를 이용하여 추정한 소득불평등도를 국제적으로 비교한 현진권·강석훈(1998) 및 류상영·강

12) 만약 소득원천별로 세분된 원자료를 이용할 수 있다면 재정정책이 소득분배에 미치는 효과를 추정할 수 있을 뿐만 아니라 이에 대한 국제비교도 가능하다. 실제로 동일한 성격의 자료를 이용하여 일본의 소득분배를 분석하고 이를 국제비교한 연구로 經濟企劃廳 經濟研究所(1998) 참조.

석훈(1999)은 경상소득의 개념을 상세하게 검토하지 않고 가처분소득 기준의 OECD(1995, 1998) 분석결과와 직접적으로 비교하고 있다. 그런데 소득불평등도는 재정정책의 소득분배 개선효과 때문에 시장소득보다 가처분소득을 기준으로 하면 일반적으로 낮게 나타난다. 따라서 소득불평등도의 국제비교를 보다 정확하게 하기 위해서는 분석자료로 이용되는 경상소득에 대한 분석이 선행되어야 한다.

만약 통계청의 「가구소비실태조사」 응답자가 조사표에서 요구되는 바와 같이 세전의 소득을 기재하였다면 세전 경상소득 YCI 는 그리고 응답자가 조사표에서 요구하는 바와는 달리 부정확한 정보 때문에 세후의 소득을 기재하였다면 세후 경상소득 YCI^* 는 식 (2-23)과 식 (2-24)를 이용하면 각각 식 (2-25), 식 (2-26)과 같이 도출된다.

$$YCI = ER + SE + TR \dots\dots\dots(2-25)$$

$$\begin{aligned} YCI^* &= (ER - TA) + SE + TR \dots\dots\dots(2-26) \\ &= ER + SE + TR - TA = DPI \end{aligned}$$

이는 경상소득이 응답오류가 없다면 시장소득이나 가처분소득도 아님을 그리고 응답오류를 고려한다면 가처분소득과 동일함을 시사한다. 본 연구에서는 통계청의 「가구소비실태조사」에서 응답오류가 없음을 전제하여 경상소득이 시장소득이나 가처분소득과도 일치하지 않음을 명시적으로 고려하면서 소득불평등도를 국제비교한다.

다음으로, 소득불평등도의 객관적인 국제비교를 위해서는 분석자료뿐만 아니라 분석방법도 일치되어야 한다. 이를 위하여 본 연구에서는 OECD(1998)의 분석방법을 그대로 적용한다. 이를 보다 상세하게 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 비록 소득의 측정단위는 개인보다 가구가 일반적이지만, 가구단위의 소득은 가구원수의 격차에 따른 가구 구성원간의 후생수준 격차를 제대로 반영할 수 없다. 이와 같이 가구의 특성 중에서 가장 중요한 가구원수의 차이를 통제하기 위하여 등가소득(equivalent income)을 식 (2-27)과 같이 산출하는데, $E=1$ 이면 가구원 1인당 소득, $E=0$ 이면

가구당 소득을 나타낸다.

$$W_E = Y/S^E \cdots \cdots \cdots (2-27)$$

본 연구에서는 가구소득 Y 를 가구원수 S 의 차이로 조정한 등가소득 W 를 이용하여 추정된 소득불평등도를 국제적으로 비교하는데, 등가탄력성 E 는 OECD(1998)와 마찬가지로 0.5로 설정한다. 이러한 경우 식 (2-27)은 식 (2-28)로 전환된다.

$$W_{0.5} = Y/\sqrt{S} \cdots \cdots \cdots (2-28)$$

둘째, 소득불평등도의 국제비교에서 지니계수(GINI), 변이계수자승(SCV), 대수편차 평균(MLD), 아트킨슨 지수(ATK) 등이 소득불평등에 대한 종합적인 지표로서 일반적으로 이용되고 있다. 본 연구에서는 이들 지표들에 대하여 개별적으로 분석할 뿐만 아니라 OECD(1998)와 마찬가지로 아트킨슨 지수의 파라미터 ϵ 를 0.5로 설정하는데, 이 경우 식 (2-4)는 식 (2-29)로 전환된다.

$$ATK_{0.5} = 1 - \left[\frac{1}{n} \sum_i \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^{0.5} \right]^2 \cdots \cdots \cdots (2-29)$$

2. 분석결과와 국제비교

이하에서는 앞서 살펴본 분석자료와 분석방법을 이용하여 우리나라의 소득불평등도를 추정하고, 이를 OECD(1998)와 결부하여 우리나라의 소득불평등 수준 및 그 변화를 국제적으로 비교한다. 물론 자료의 제약상 재정정책이 소득분배에 미치는 효과에 대한 국제비교는 가능하지 않다. 분석결과에서 나타난 주요한 특성을 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 국제적으로 비교가능한 가장 최근의 분석기간인 1990년대 중반의 분석결과를 살펴보면 우리나라의 소득불평등 수준은 연간소득을 어떠한 개념의 소득으로 규정하는가에 따라 상이한 분석결과가 <표 2-3>에 나타나 있다. 만약 통계청의 「가구소비실태조사」의 연간소득을 ‘시장소

득'으로 간주하면 우리나라의 소득분배는 매우 평등한 국가로 분류되지만, '가처분소득'으로 간주하면 상당히 불평등한 국가로 분류될 수 있다. 이는 소득불평등도를 국제비교하기 위해서는 소득의 개념이 일치되어야 할 뿐만 아니라 자료의 제약상 우리나라의 소득불평등도를 다른 국가들과 일관되게 비교하기란 용이하지 않음을 시사한다.

만약 응답오류가 없는 경우 연간소득은 사회보장급부를 포함한 시장소득이 될 뿐만 아니라 연간소득에 포함되지 않은 조세(직접세 및 사회보장 부담금)의 소득분배 개선효과를 고려한다면 우리나라의 소득불평등도는 상당히 낮은 국가로 분류될 수 있다.

<표 2-3> 소득불평등도의 국제비교(1990년대 중반)

(단위: %)

			지니계수			변이계수자승			아트킨슨 지수		
			시장 소득	가처분 소득	정책 효과	시장 소득	가처분 소득	정책 효과	시장 소득	가처분 소득	정책 효과
호	주	1994	46.3	30.6	-33.9	91.3	37.5	-58.9	25.8	7.9	-69.3
벨	기	1995	52.7	27.2	-48.4	122.5	41.6	-66.1	33.4	6.6	-80.2
캐	나	1994	-	-	-	-	-	-	-	-	-
덴	마	1994	42.0	21.7	-48.3	67.1	22.9	-65.9	20.9	4.1	-80.2
핀	란	1995	39.2	23.1	-41.1	63.2	24.3	-61.6	15.1	4.5	-70.5
프	랑	1990	-	-	-	-	-	-	-	-	-
독	일	1993	43.6	28.2	-35.3	75.8	32.4	-57.3	22.6	8.5	-62.4
이	탈	1994	51.0	34.5	-32.4	119.0	58.4	-50.9	29.9	10.5	-64.9
일	본	1994	34.0	26.5	-22.1	53.6	29.6	-44.9	12.4	5.9	-52.3
네	덜	1994	42.1	25.3	-39.9	66.6	23.9	-64.1	20.0	5.5	-72.6
노	르	1995	-	-	-	-	-	-	-	-	-
스	웨	1995	48.7	23.0	-52.8	89.4	21.7	-75.8	26.2	4.9	-81.4
미	국	1996	45.5	34.4	-24.4	81.1	44.1	-45.6	20.5	10.0	-51.1
한	국	1996	29.1		-	50.1		-	7.7		-
평	균		44.5	27.5	-37.9	83.0	33.6	-59.1	22.7	6.8	-68.5

주: 1) 재정정책의 소득분배 개선효과는 소득불평등도 지표의 변화율로서 측정됨.

2) 평균은 한국을 제외함.

자료: OECD(1998, 39) 및 통계청, 「가구소비실태조사」 원자료.

둘째, 소득불평등도에 대한 종합적인 지표, 즉 지니계수, 변이계수자승, 아트킨슨 지수 등은 소득계층별 점유율을 반영하고 있다. 실제로 가장 최근의 비교가능한 연도인 1990년대 중반의 소득계층별 점유율을 국제비교 하면 <표 2-4>에 나타나 있다. 마찬가지로 통계청의 연간소득과 비교할 수 있는 OECD(1998)의 분석결과가 없기 때문에 소득계층별 점유율에 대한 직접적인 국제비교는 가능하지 않다.

셋째, 비록 비교되는 소득의 개념이 일치하지 않기 때문에 우리나라의 소득불평등 수준을 일정시점에서 다른 국가들과 직접적으로 비교하는데 상당한 한계가 있지만, 적어도 소득불평등도의 변화속도에 대한 국제비

<표 2-4> 소득계층별 점유율 국제비교(1990년대 중반)

(단위: %)

			하위 1/10~3/10분위		중위 4/10~7/10분위		상위 8/10~10/10분위	
			시장소득	가처분소득	시장소득	가처분소득	시장소득	가처분소득
호 주	1994		4.7	(13.8)	33.6	(35.1)	61.7	(51.1)
벨 기 에	1995		5.9	(15.7)	31.8	(36.0)	62.4	(48.3)
캐 나 다	1994		6.0	(14.0)	33.4	(35.9)	60.6	(50.1)
덴 마 크	1994		7.8	(17.6)	37.6	(38.2)	54.6	(44.2)
핀 란 드	1995		10.2	(17.5)	35.0	(37.2)	54.8	(45.3)
프 랑 스	1990		-	-	-	-	-	-
독 일	1994		8.0	(14.8)	34.2	(36.1)	57.8	(49.1)
이 탈 리 아	1993		8.1	(12.1)	30.6	(34.4)	61.3	(53.5)
일 본	1994		13.7	(15.7)	35.1	(36.5)	51.2	(47.8)
네 덜 란 드	1994		8.4	(16.2)	36.3	(36.8)	55.4	(47.0)
노 르 웨 이	1995		8.8	(16.0)	37.0	(37.2)	54.2	(46.8)
스 웨 덴	1995		8.0	(17.2)	35.0	(37.9)	57.0	(44.9)
미 국	1995		7.6	(11.5)	32.8	(35.0)	59.6	(53.5)
한 국	1996		14.2		35.7		50.1	
평 균			8.1	(15.2)	34.4	(36.4)	57.6	(48.5)

주: 평균은 한국을 제외함.

자료: OECD(1998, 37~38) 및 통계청, 「가구소비실태조사」 원자료.

교는 크게 문제되지 않는다. 실제로 소득불평등도 변화속도를 국제적으로 비교한 <표 2-5>를 살펴보면 지난 1980년대 중반 이후 1990년대 중반까지 우리나라의 소득불평등도 악화속도는 분석기간이 1991~96년으로 다른 국가들에 비하여 짧음에도 불구하고 상대적으로 높게 나타나고 있다.

앞서 살펴본 소득불평등도의 국제비교를 요약하면 우리나라의 소득불평등 수준은 자료의 제약상 특히 비교되는 소득개념의 불일치로 다른 국가들에 비하여 어느 정도인가를 객관적으로 비교하기란 용이하지 않다. 그러나 소득불평등 지표를 $I(\cdot)$ 라고 하면 $I(\text{시장소득}) \geq I(\text{경상소득}) \geq I(\text{가처분소득})$ 의 관계가 일반적으로 성립함을 고려한다면¹³⁾ 우리나라의

<표 2-5> 소득불평등도 변화의 국제비교

(단위: %)

	기준 시점	비교 시점	지니계수		변이계수자승		대수편차평균		아트킨슨지수	
			증감률	증감차	증감률	증감차	증감률	증감차	증감률	증감차
호 주	1984	1994	-1.9	-0.6	4.5	1.6	1.4	0.3	-0.8	-0.1
벨 기 에	1983	1995	4.7	1.2	28.2	9.1	2.8	0.4	7.1	0.4
캐 나 다	1985	1994	-1.9	-0.6	-17.5	-6.6	-6.8	-1.0	-	-
덴 마 크	1983	1994	-4.9	-1.1	2.0	0.4	-14.3	-1.5	-11.1	-0.5
핀 란 드	1986	1995	9.1	1.9	47.7	7.8	14.8	1.2	20.0	0.7
프 랑 스	1979	1990	-1.7	-0.5	2.1	1.3	-13.6	-4.7	-3.0	-0.2
독 일	1984	1994	6.4	1.7	-6.3	-2.2	13.0	1.6	29.9	2.0
이 탈 리 아	1984	1993	12.7	3.9	44.7	18.0	41.2	7.0	32.7	2.6
일 본	1984	1994	4.9	1.2	21.7	5.3	13.5	1.5	10.9	0.6
네 덜 란 드	1985	1994	8.2	1.9	6.0	1.4	21.3	2.0	17.9	0.8
노 르 웨 이	1986	1995	9.4	2.2	8.1	2.3	31.1	3.1	-	-
스 웨 덴	1983	1995	6.5	1.4	58.9	8.0	23.0	2.1	20.6	0.8
미 국	1985	1995	1.1	0.4	2.9	1.2	2.4	0.5	2.0	0.2
한 국	1991	1996	8.2	2.2	51.9	17.1	19.7	2.6	19.4	1.2
평 균			4.0	1.0	15.6	3.7	10.0	1.0	11.5	0.7

주: 평균은 한국을 제외함.

자료: OECD(1998, 35) 및 통계청, 「가구소비실태조사」 원자료.

13) 이에 대한 구체적인 분석은 제3장 참조.

소득불평등도가 경제위기 이전에는 다른 국가들에 비하여 현저하게 높았거나 낮았다고 단정할 수는 없다.

그럼에도 불구하고 소득불평등도의 악화속도는 지난 1990년대에 이미 다른 국가들에 비하여 매우 높았음을 파악할 수 있다. 게다가 이와 같이 악화된 소득불평등도는 1997년 말의 경제위기 이후보다 심화되어 있을 것으로 유추된다¹⁴⁾.

3. 소득불평등도의 악화요인

앞서 살펴본 바와 같이 우리나라의 소득불평등도 악화속도는 다른 국가들에 비하여 상당히 빠르게 진전되고 있다. 이하에서는 소득불평등도를 악화시킨 주된 요인은 무엇이었는가를 분석자료가 허용하는 범위 내에서 간략하게 분석하고자 한다.

일반적으로 소득불평등도의 시계열적 변화는 다음과 같은 요인들에 기인하고 있는 것으로 지적되고 있다¹⁵⁾.

첫째, 가구구성의 변화로서 가구원수는 수명의 증가 및 이른 나이에 부모와 독립적으로 생활하는 청년층인구의 증가 등을 반영하여 지속적으로 감소하고 있다. 이와 더불어 결혼연령은 높아지고 출산율은 낮아지고 이혼율은 높아지고 있다. 이러한 요인들은 가구단위로 소득을 결합시킬 확률을 낮추고 특히 소득이 낮은 성인 단독가구수를 증가시키기 때문에 소득분배를 악화시킬 수 있다.

둘째, 연령구성의 변화로서 노령층 및 청년층 인구의 상대적인 변화는 상대적인 임금수준 및 상승률의 변화를 유발한다. 이에 따른 소득분배 효과는 노년층 노동력, 청년층 노동력, 자본간의 대체효과에 크게 의존한다. 일반적으로 노년층의 소득은 전체 평균보다 낮기 때문에 노년층 인구의 증가는 노년층 및 청년층간의 소득격차를 확대시켜 소득분배를 악화시킬 수 있다.

14) 이에 대한 실증분석은 2001년 「가구소비실태조사」가 가용한 이후의 연구과제로 남겨둔다. 이와 더불어 연간 경상소득을 구성하는 소득원천별 원자료가 가용하다면 재정정책의 소득분배 개선효과에 대한 국제비교도 가능하다.

15) 이에 대한 상세한 내용은 Jenkins(1995) 참조.

셋째, 고용구조의 변화로서 이에 포함되는 요인들은 크게 다음과 같다.

① 기혼여성의 노동시장 참가율이 높아지고 있다. 이는 여성의 소득수준을 상대적으로 높임으로써 개인을 기준으로 하면 소득분배를 개선시킬 수 있지만, 기혼여성의 노동시장 참여에 따라 맞벌이 가구도 동시에 증가하기 때문에 가구를 기준으로 하면 소득분배의 변화는 모호하게 된다. 왜냐하면 맞벌이 가구의 증가는 가구단위의 소득분배를 개선시킬 수 있지만(이는 소득수준이 낮은 저소득가구의 기혼여성이 소득수준이 높은 고소득가구의 기혼여성보다 상대적으로 더욱 노동시장에 참여하는 경우에 한정됨), 맞벌이 가구와 기타 가구간의 소득격차가 확대되어 소득분배를 악화시킬 수 있기 때문이다. ② 고용형태가 보다 다양화되어 비정규직 또는 파트타임 근로자의 비중이 높아지고 있다. 이와 같은 고용형태의 다양화는 주로 기혼여성에게 집중되고 있다. 따라서 앞서 살펴본 바와 같이 이러한 변화요인이 가구단위의 소득분배에 미치는 효과는 모호하다.

넷째, 경기변동의 효과로서 실업(또는 불경기)은 근로자가구와 비근로자가구간의 근로소득 격차를 확대시켜 소득분배를 악화시킬 수 있지만, 실업은 근로소득 이외의 소득원천에도 영향을 미치기 때문에 실업이 소득분배에 미치는 효과는 모호하다. 왜냐하면 재산소득이 많은 고소득층의 소득은 경기변동에 영향을 크게 받을 수 있지만, 저소득 빈곤층은 불경기에 유효하게 작동되는 사회안전망에 의하여 소득변화가 상대적으로 완화될 수 있기 때문이다.

끝으로, 재정정책의 효과로서 시장기능에 의한 소득불평등도는 조세(직접세 및 사회보장부담금) 및 사회보장급부 등 재정정책의 변화에 따라 특히 가처분소득의 불평등도에 영향을 미칠 수 있다.

그런데 본 연구의 분석자료인 통계청 「가구소비실태조사」에서 지난 1년간의 연간소득과 결합가능한 자료는 가구주의 연령 및 가구원수에 한정된다. 물론 이 밖에도 조사대상기간(10월 1일~11월 30일)의 근로자가구로 분석대상을 한정하면 취업자 개개인의 고용형태 및 산업 등에 대한 정보도 이용할 수 있지만, 분석대상이 「도시가계조사」와 마찬가지로 근로자가구에 국한되는 한계를 지니게 된다. 따라서 본 연구에서는 지난 1년간 크게 변화되지 않는 가구주의 연령 및 가구원수 자료를 연간소득 자

료와 결합하여 ‘고령화’ 및 ‘핵가족화’라는 중장기적 인구학적 변화가 소득불평등도에 미친 효과를 분석한다.

이를 위하여 본 연구에서는 OECD(1998)와 마찬가지로 가구주의 연령을 기준으로 29세 이하, 30~49세, 50~64세, 65세 이상으로 세분한다. 그리고 가구원수는 가구당 인원수를 기준으로 1인 가구, 2인 이상 가구로 세분하고 가구주의 고용형태는 근로자 및 비근로자가구로 세분한다. 주요한 분석결과를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 가구주의 고용형태 및 가구원수별로 세분하여 소득불평등을 분석한 결과인 <표 2-6>을 살펴보면 근로자가구일수록 그리고 가구원수가 많을수록 소득불평등도는 낮게 나타나고 있다. 특히 「도시가계조사」의 조사대상과 거의 일치되는 가구원수 2인 이상 근로자가구의 소득불평등도가 가장 낮게 나타나고 있다. 이는 「도시가계조사」를 이용하여 통상적으로 발표되는 소득불평등도는 전체 가구의 소득불평등도보다 항상 하향편의되어 있음을 시사한다.

한편 우리나라의 소득불평등도는 <표 2-5>에서 살펴본 바와 같이 지난 1991~96년에 8.2% 악화되어 다른 국가들에 비하여 소득불평등도 악화가 상당히 빠르게 진행되고 있다. 이를 <표 2-6>과 결합하여 살펴보면 소득불평등도가 가장 높은 비근로자 단독가구의 높은 증가율에 크게 기인하고 있음을 파악할 수 있다. 이는 단독가구화 등 핵가족화라는 가구구성의 중장기적 추세에 의해서 향후에도 가구단위의 소득불평등도가 더욱 악화될 수 있음을 시사한다.

<표 2-6> 가구원수별 지니계수 및 그 변화

		1인 가구	2인 이상 가구	전 체
1991	근로자가구	0.24399 (7.0)	0.23798 (56.2)	0.23879 (63.3)
	비근로자가구	0.42016 (2.2)	0.31045 (34.6)	0.31828 (36.8)
	전 체	0.29334 (9.2)	0.26657 (90.8)	0.26906 (100.0)
1996	근로자가구	0.29669 (7.5)	0.24677 (54.4)	0.25300 (61.9)
	비근로자가구	0.45697 (5.4)	0.32149 (32.7)	0.34682 (38.1)
	전 체	0.37434 (12.9)	0.27789 (87.1)	0.29116 (100.0)

주: ()안은 전체 가구 중에서 각각의 비중임.

자료: 통계청, 「가구소비실태조사」 원자료.

<표 2-7> 연령계층별 지니계수 및 그 변화

		30세 미만	30~49세	50~64세	65세 이상
1991	근로자가구	0.21873 (15.1)	0.23281 (39.6)	0.27616 (8.1)	0.37785 (0.5)
	비근로자가구	0.31651 (2.7)	0.28612 (21.3)	0.33741 (9.8)	0.39283 (3.0)
	전체	0.23417 (17.7)	0.25274 (60.9)	0.31401 (17.9)	0.39291 (3.5)
1996	근로자가구	0.23511 (12.5)	0.23457 (36.6)	0.29783 (11.7)	0.34279 (1.0)
	비근로자가구	0.33094 (2.5)	0.28701 (21.4)	0.35925 (9.1)	0.47098 (5.2)
	전체	0.25187 (15.0)	0.25783 (58.0)	0.32520 (20.8)	0.45186 (6.2)

주: ()안은 전체 가구 중에서 각각의 비중임.

자료: 통계청, 「가구소비실태조사」 원자료.

둘째, 가구주의 고용형태 및 가구주의 연령을 세분하여 소득불평등 수준을 분석한 결과인 <표 2-7>을 살펴보면 고용형태에 관계없이 65세 이상 고령층일수록 소득불평등도는 높게 나타나고 있다.

한편 우리나라는 다른 국가들에 비하여 아직까지 고령층인구의 비중이 낮지만 고령화는 매우 빠르게 진전되고 있다. 우리나라는 가구주의 연령을 기준으로 연령계층별 비중을 살펴보면 다른 국가들에 비하여 고령층인구의 비중이 가장 낮게 나타나고 있다¹⁶⁾. 그러나 우리나라의 고령화 속도는 매우 빠르기 때문에 다른 조건이 일정하더라도 고령화라는 중장기적인 추세에 의해서도 향후에 가구단위의 소득불평등도는 악화될 수 있음을 시사하고 있다.

이상의 분석결과를 요약하면 우리나라의 소득불평등도는 단독가구화를 포함한 핵가족화 그리고 고령화 특히 고령층 단독가구의 비중 증가라는 중장기적인 추세에 의해서도 악화될 수 있는 구조적 요인에 직면하여 있음을 파악할 수 있다.

16) 이에 대해서는 OECD(1998, 49) 참조.

제3절 요약 및 시사점

본 장에서는 소득분배에 대한 연구에서 분석자료가 충족시켜야 하는 요건을 기준으로 분석자료를 선정하고, 소득불평등도를 측정하는데 일반적으로 이용되는 소득의 개념을 체계적으로 비교하며, 우리나라의 소득 불평등 수준 및 그 변화를 자료의 제약상 1990년대에 한정하여 국제적으로 비교하였다. 주요한 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 우리나라의 소득에 대한 실태조사는 특히 조사대상이 한정되어 있기 때문에 통계적 대표성이 낮다. 그럼에도 불구하고 「도시가계조사」는 시의성이 높을 뿐만 아니라 근로자가구의 가구의 전체 소득 및 가구주의 근로소득도 모두 조사하고 있기 때문에 가구 또는 개인간 소득불평등도를 용이하게 추정할 수 있다는 장점을 지니고 있다. 그리고 「가구소비실태조사」는 비록 시의성이 낮지만 전국의 거의 모든 가구를 조사대상으로 하고 있다는 장점이 있다. 따라서 본 연구에서는 이들 실태조사를 소득불평등 및 빈곤에 대한 분석자료로 선정한다.

둘째, 실제로 통계청이 발표하는 소득불평등도는 「도시가계조사」에서 경상소득 및 비경상소득을 합산한 전체 가구소득을 기준으로 측정되고 있다. 이에 반하여 「가구소비실태조사」에서 '연간소득'은 경상소득을 기준으로 하고 있다. 이와 같이 이들 실태조사에서는 소득의 개념이 일치하지 않을 뿐만 아니라 소득에 대한 측정기간도 월간 및 연간으로 차이가 있다. 이에 따라 불규칙한 비경상소득을 제외하고 연간으로 조사된 경상소득 기준의 소득불평등도가 가장 낮게 추정될 수밖에 없다. 그리고 경상소득은 소득분배에 대한 연구에서 일반적으로 이용되는 '시장소득'도 '가처분소득'도 아니다. 따라서 본 연구에서는 이를 명시적으로 고려하면서 소득불평등 수준 및 그 변화를 분석한다.

셋째, 비록 우리나라의 소득불평등 수준은 자료의 제약상 특히 비교되는 소득개념의 불일치로 다른 국가들에 비하여 어느 정도인가를 객관적

으로 비교하기란 용이하지 않지만, 경상소득의 개념을 고려하면 적어도 경제위기 이전에는 다른 국가들에 비하여 현저하게 높았거나 낮았다고 단정할 수는 없다. 그러나 적어도 소득불평등도의 악화속도는 다른 국가들에 비하여 매우 높게 나타나고 있었다. 게다가 이러한 소득불평등도의 악화추세는 1997년 말의 경제위기 이후보다 심화되어 있을 것으로 유추된다.

끝으로, 우리나라의 소득불평등도는 단독가구화를 포함한 핵가족화 그리고 고령화 특히 고령층 단독가구의 비중 증가라는 중장기적인 추세에 의해서도 악화될 수 있는 구조적 요인에 직면하여 있음을 파악할 수 있다.

제3장

근로자가구 소득분배 및 그 변화

제1절 머리말

1997년 말에 발생한 경제위기 이후 크게 악화된 우리나라의 소득분배는 최근까지도 이전의 수준으로 개선되고 있지 않다. 그러나 소득불평등도에 대한 정확한 실태 또는 악화원인에 대한 분석이 선행되지 않은 채, 소득분배 개선정책이 다양하게 발표되거나 실시되고 있다. 주시하는 바와 같이 우리나라의 소득분배에 대한 연구는 자료의 제약상 그다지 많지 않을 뿐만 아니라 거의 대부분 소득불평등에 대한 종합적인 지표를 추정하는데 그치고 있다¹⁷⁾.

본 연구에서는 1990년대 이후 특히 경제위기를 전후한 소득불평등 수준 및 그 변화를 소득불평등에 대한 종합적인 지표 및 분위별로 세분화된 지표로 측정할 뿐만 아니라, 이를 소득원천별 및 구성집단별로 분해하여 그 요인을 분석하고자 한다.

이를 위하여 비록 자료상 제약이 있지만 통계청의 「도시가계조사」 원

17) 최근의 소득분배에 대한 주요한 연구로 현진권·강석훈(1998), 류상영·강석훈(1999), 박성준(2000), 이우성(2000), 정건화·남기곤(2000), 정광수(2000), 정진호·최강식(2001 a) 등 참조.

자료(1990~2000년)를 분석자료로 이용하며, 이와 같이 선정된 분석자료에서는 소득이 매월 조사되는 도시지역의 2인 이상 근로자가구로 분석대상이 한정된다¹⁸⁾.

본 장에서 분석하고자 하는 주된 내용 및 구성은 다음과 같다.

제2절에서는 소득불평등에 대한 종합적인 지표인 지니계수, 대수편차 평균, 아트킨슨 지수 등을 가구의 전체 소득을 기준으로 추정하고, 지난 1990년 이후 최근까지의 소득불평등 수준 및 그 변화를 전반적으로 개관한다. 이와 더불어 소득점유율, 분위수 배율 등 소득불평등에 대한 세분화된 지표를 추정하고, 특히 경제위기를 전후한 소득분배의 양극화 여부를 살펴본다. 또한 각각의 소득원천이 전체 소득의 불평등도 및 그 변화에 어느 정도 기여하여 왔는가를 분석함으로써 소득분배를 악화시킨 주된 소득원천을 식별한다.

제3절에서는 근로자가구의 주된 소득원천이 가구주의 근로소득임을 고려하여 지난 1990년 이후 최근까지 근로소득 불평등 수준 및 그 변화를 전반적으로 개관한다. 이와 더불어 학력수준 및 연령계층별 구성의 차이 또는 그 변화가 근로소득의 불평등 수준 또는 그 변화에 어느 정도 기여하여 왔는가를 분석한다.

제2절 가구소득 불평등도 및 그 변화

1. 종합적인 지표 및 그 변화

소득불평등 수준을 측정하는 여러 지표들 중에서 지니계수가 국내적으로나 국제적으로도 가장 일반적으로 이용되고 있다. 이 밖에도 대수편차

18) 본 연구에서는 표본조사인 「도시가계조사」의 모집단화를 통하여 전체 가구의 소득불평등 수준 및 그 변화를 분석하지 않는다. 왜냐하면 소득이 조사되지 않는 근로자 이외의 가구에 대하여 소득을 어떠한 방식으로 추정하는가 그리고 가중치를 어떻게 부여하는가 등에 따라 상반된 분석결과가 도출될 수도 있기 때문이다.

평균, 아트킨슨 지수 등의 지표도 소득불평등도를 측정하는데 지니계수 만큼 여전히 많이 사용되고 있다.

본 연구에서는 자료의 제약상 1990년 이후 2000년까지 통계청의 「도시가계조사」 원자료를 이용하여 도시근로자 가구의 전체 소득 불평등도를 측정하였는데, 이에 대한 분석결과는 <표 3-1>에 나타나 있다¹⁹⁾.

<표 3-1> 가구소득 불평등도 추이

	전체 소득				가처분소득	
	지니계수		대수편차 평 균	아트킨슨 지 수	지니계수	
	가구원 미조정	가구원 조 정			가구원 미조정	가구원 조 정
1990	0.29723	0.28584	0.15846	0.07816	0.29048	0.27972
1991	0.29006	0.27907	0.15083	0.07426	0.28502	0.27463
1992	0.28470	0.27630	0.14666	0.07211	0.27918	0.27142
1993	0.28209	0.27453	0.14241	0.06952	0.27788	0.27097
1994	0.28566	0.27970	0.14607	0.07159	0.28106	0.27572
1995	0.28470	0.28078	0.14495	0.07090	0.27944	0.27598
1996	0.29168	0.28632	0.15191	0.07371	0.28585	0.28093
1997	0.28376	0.27931	0.14542	0.07037	0.27908	0.27495
1998	0.31638	0.30854	0.18899	0.09500	0.31273	0.30509
1999	0.32096	0.31481	0.19110	0.09535	0.31711	0.31108
2000	0.31736	0.31078	0.18653	0.09366	0.31302	0.30673
증감률(%)						
90~00	6.8	8.7	17.7	19.8	7.8	9.7
93~00	12.5	13.2	31.0	34.7	12.6	13.2
97~00	11.8	11.3	28.3	33.1	12.2	11.6

자료: 통계청, 「도시가계조사」 원자료.

19) 본 연구에서는 「도시가계조사」의 연간자료를 이용할 뿐만 아니라 2000년 이후의 새로운 가중치 부여방식을 그 이전의 시기에 대해서도 동일하게 적용하기 때문에 소득불평등도에 대한 각종 지표들이 통계청이 발표한 수치와 약간 다르게 측정되고 있다. 실제로 「도시가계조사」 원자료를 이용하더라도 자료의 제약상 ‘분기단위’ 또는 ‘연간단위’의 가구별 소득은 측정되지 않는다. 따라서 본 연구에서는 통계청과 마찬가지로 가구별로 자료를 결합하지 않고 동일한 가구의 월별 자료라 하더라도 각각을 별개의 가구로부터 생성된 자료로 간주하고 분석하였다.

가. 지니계수의 변화

우선, 지니계수로 측정된 소득불평등 수준 및 그 변화를 살펴보면 다음과 같은 특성이 나타나고 있다.

첫째, 1990년의 지니계수는 0.297이었지만, 그 이후 지속적으로 낮아져 1993년에는 0.282까지 낮아졌다. 그리고 1994년 이후에는 지니계수가 다시 높아져 1996년에는 0.292에 이르렀지만, 1997년에는 다시 0.284로 낮아졌다. 적어도 소득불평등 수준 및 그 변화는 지난 1990년 이후 외환위기 이전에는 매우 안정적이었다.

그러나 1997년 말에 외환위기가 발생한 이후 지니계수는 1998년에 0.316으로 이전 시기에 비하여 급격하게 높아졌을 뿐만 아니라 그 이후에도 1999년 0.321 그리고 2000년 0.317 등으로 여전히 높게 유지되고 있다 (그림 3-1 참조).

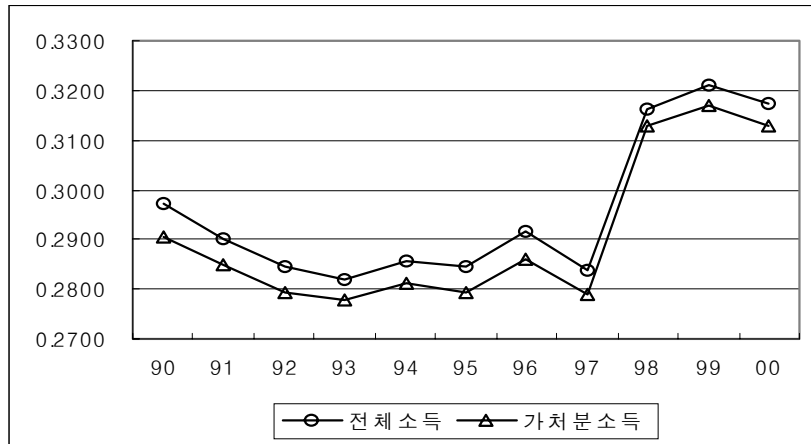
이와 같이 근로자가구의 소득불평등도는 소득분배에서 하나의 전환점으로 간주되는 1993년과 비교하면 보다 극명하게 나타나고 있다. 예컨대, 2000년의 지니계수는 0.317로서 1993년의 0.282와 비교하면 12.5% 높은데, 1997년의 0.284와 비교하더라도 11.8% 높게 나타나고 있다. 이와 같이 지니계수의 시계열적 변화는 지난 1993년 이후 소득분배가 크게 악화된 IMF 외환위기 이후 최근에 보다 집중적으로 발생하고 있음을 시사한다.

둘째, 앞서 살펴본 지니계수는 가구원수의 차이가 통제되지 않은 소득불평등에 대한 지표이다. 그런데 가구의 전체 소득이 동일하더라도 가구원수가 다르면 가구간 복지수준은 상이할 수밖에 없다.

본 연구에서도 이를 고려하여 OECD(1995)와 마찬가지로 가구원수의 차이를 조정하고 지니계수를 측정하였다²⁰⁾. 실제로 이러한 방식으로 분석한 결과를 살펴보면 가구원수의 차이를 조정하지 않은 경우에 비하여 가구원수의 차이를 조정한 경우에 지니계수가 전반적으로 약간 낮게 나타나고 있다. 이는 통상적인 즉 가구단위로 측정된 소득불평등도가 가구원수의 차이를 조정하여 측정된 소득불평등도에 비하여 높게 추정됨을

20) 본 연구에서도 OECD(1995)와 마찬가지로 가구원수의 차이를 조정하기 위한 파라미터 E 값, 즉 등가탄력성을 0.5로 설정하고 분석한다.

[그림 3-1] 가구소득 불평등도 추이(지니계수: 1990~2000)



자료: 통계청, 「도시가계조사」 원자료.

시사한다. 그러나 가구원수의 차이를 통제하여 측정된 지니계수의 시계열적 변화는 통상적인 지니계수와 거의 유사하게 나타나고 있다.

셋째, 통상적인 지니계수를 측정하는데 이용되는 소득의 개념은 각종 조세를 공제하기 이전의 전체 소득이다. 따라서 전체 소득에는 불규칙적인 소득인 비정상소득뿐만 아니라 정부가 가계에 이전지출한 공적보조금 및 가계가 정부에 납부한 각종 조세가 포함되어 있다.

그런데 이와 같이 집계되고 있는 전체 소득에서 조세·공적연금·사회보험 등 강제적인 지출부분을 공제한 소위 ‘가처분소득’은 이를 공제하지 않은 소득에 비하여 가구단위의 후생수준을 보다 잘 반영할 수 있다. 또한 세전소득으로 측정된 불평등도와 세후소득으로 측정된 불평등도의 차이는 정부의 재정정책 중에서 특히 조세정책의 소득분배 개선효과를 파악하는데 상당히 유용하다²¹⁾.

21) 여기서 가처분소득은 통계청과는 달리 가구의 전체 소득에서 조세·공적연금·사회보험만을 공제한 소득으로 정의한다. 왜냐하면 비소비지출 중에서 ‘기타 비소비지출’은 정부의 재정정책에 의하여 강제된 지출로 보기 어렵기 때문이다. 그러나 재정정책에 의한 소득분배 개선효과를 보다 정확하게 측정하려면 전체소득이 아닌 ‘정상소득’에서 ‘공적보조금’이 공제된 ‘시장소득’과 이러한 시장소득에 공적보조금을 합산하고 조세를 차감한 ‘가처분소득’ 각각에 대하여 불평등도를 측정하고 이들을 비교하여야 한다. 이에 대한 2000년 분석결과는 잠시 뒤에 상세하게 살펴본다.

본 연구에서도 세후소득을 ‘가처분소득’으로 간주하고 지니계수를 추정하였는데, 비록 가처분소득으로 측정된 지니계수가 세전소득으로 측정된 지니계수보다 전반적으로 낮게 나타나고 있지만, 시계열적 변화는 매우 유사하게 나타나고 있다(그림 3-1 참조). 그림에도 불구하고 정부의 재정 정책, 특히 조세정책에 의한 소득불평등도 감소율(지니계수 감소율)은 1990~2000년 동안 평균적으로 1.7%에 불과한 것으로 나타나고 있다.

이상에서 살펴본 바와 같이 우리나라의 소득불평등 수준 및 그 변화는 어떠한 개념의 소득을 사용하는가 또는 가구원수의 차이를 조정하는가에 따라 분석결과가 크게 상이하지 않음을 확인할 수 있었다. 따라서 이하에서는 특별한 언급이 없는 한 가구원수의 차이를 조정하지 않은 세전의 전체 소득을 기준으로 소득불평등 수준 및 그 변화에 대하여 심층적으로 분석하고자 한다.

나. 대수편차 평균의 변화

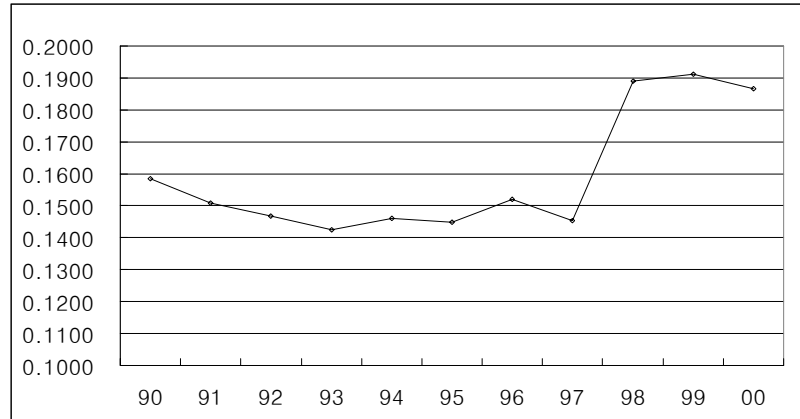
소득불평등 수준을 측정하는 지표로서 지니계수 이외에 대수편차 평균도 있다. 이 지표에 대한 분석결과는 <표 3-1> 및 [그림 3-2]에 나타나 있는데, 대수편차 평균의 시계열적 변화도 지니계수와 거의 유사하게 나타나고 있다. 즉, 대수편차 평균도 1993년까지 낮아졌지만, 1994년 이후 높아졌다가 1997년에 일시적으로 낮아진 이후 1998년 이후 크게 높아진 채 최근까지도 높은 수준이 그대로 유지되고 있다.

다. 아트킨슨 지수의 변화

소득불평등도를 측정하는 또 다른 지표로서 아트킨슨 지수가 있는데, 소득불평등에 대한 사회구성원의 거부감을 반영하는 파라미터인 ϵ 의 값이 클수록 소득불평등에 대한 거부감이 크게 반영된다.

본 연구에서도 ϵ 값을 OECD(1995)와 마찬가지로 0.50으로 설정하고 아트킨슨 지수를 측정하였는데, 이에 대한 분석결과는 <표 3-1> 및 [그림 3-3]에 나타나 있다. 아트킨슨 지수의 시계열적 변화도 지니계수 및

[그림 3-2] 전체 소득 불평등도 추이(대수편차 평균: 1990~2000)

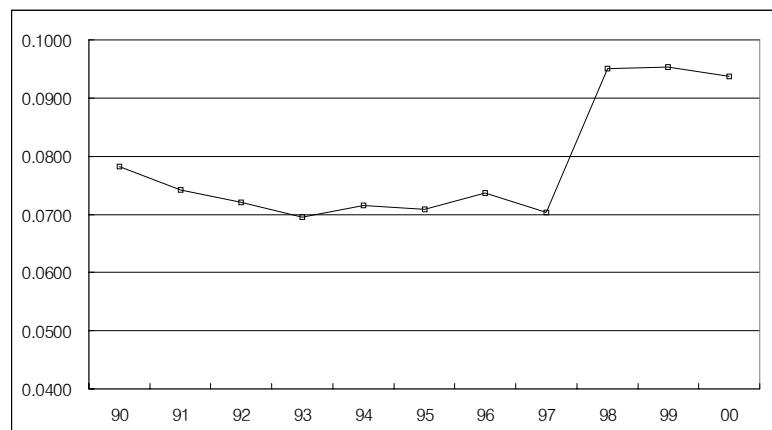


자료: 통계청, 「도시가계조사」 원자료.

대수편차 평균과 마찬가지로 1993년까지 낮아졌지만, 1994년 이후 높아졌다가 1997년에 일시적으로 낮아진 이후 1998년 이후 크게 높아진 수준이 최근까지 그대로 유지되고 있다.

지금까지 도시지역의 2인 이상 근로자가구를 대상으로 소득불평등 수준을 측정하는 종합적인 지표를 살펴보았는데, 주요한 분석결과는 다음과 같이 요약된다.

[그림 3-3] 전체 소득 불평등도 추이(아트킨슨 지수: 1990~2000)



자료: 통계청, 「도시가계조사」 원자료.

첫째, 비록 소득불평등 수준은 소득의 개념, 가구원수의 조정여부에 따라 약간 차이가 있었지만²²⁾, 그 변화방향은 지니계수, 대수편차 평균, 아트킨슨 지수 중에서 어떠한 지표를 사용하든지 크게 상이하지 않았다. 이는 우리나라의 소득불평등도의 시계열적 변화는 적어도 근로자가구에 관한 한 어떠한 지표를 사용하든지 크게 다르지 않음을 시사한다.

둘째, 전반적으로 근로자가구의 소득불평등도는 전반적으로 1990년 이후 1993년까지 완화되었다가 1994년부터 1996년까지 다시 악화되었다. 그러나 1997년에 일시적으로 완화되었던 소득불평등도는 1997년 말에 발생한 IMF 외환위기 이후 급격하게 악화되었고, 이는 최근까지도 여전히 지속되고 있다.

2. 분위별 세분지표 및 그 변화

IMF 외환위기 이후 최근까지 우리나라에서는 소위 ‘중산층 붕괴’ 현상이 심각하게 진행되고 있다고 심심찮게 보도되고 있다. 그러나 앞서 살펴본 바와 같이 지니계수를 비롯한 각종 지표들은 소득불평등 수준에 대한 종합적인 지표로서, 이들 지표에 대한 시계열적 분석만으로는 어떠한 계층이 다른 계층에 비하여 소득이 상대적으로 크게 변화되어 왔는가를 제대로 분석할 수 없다.

본 연구에서는 도시근로자 가구를 전체 소득 수준에 따라 5개 계층으로 세분하여 각 분위별 소득점유율 및 분위수배율의 수준 및 그 변화를 살펴봄으로써 IMF 외환위기 이후 소득분배의 악화가 어떠한 소득계층에 보다 집중적으로 발생되어 왔는가를 분석하고자 한다.

22) 이와 같이 가구원수 격차의 조정여부에 따른 소득불평등 수준의 차이가 크지 않은 이유는 본 연구에서 이용하고 있는 분석자료의 특징과도 관련되어 있다. 왜냐하면 분석자료로 이용되고 있는 「도시가계조사」에서는 1인 가구가 제외되어 있기 때문이다. 실제로 1인 가구도 조사대상에 포함되어 있는 1996년 「가구 소비실태조사」를 분석한 결과 가구원수의 차이를 조정하지 않은 지니계수가 이를 조정한 지니계수보다 약 9.5% 높게 나타나고 있었다. 이에 반하여 1996년 「도시가계조사」를 분석한 결과 가구원수 차이를 조정하지 않은 지니계수가 약 1.9% 높게 나타났다.

가. 소득점유율(income shares)의 변화

본 연구에서는 분석대상인 도시근로자 가구를 전체 소득 수준에 따라 5개 계층, 즉 5분위(quintiles)로 세분하고 1/5분위를 저소득층, 2/5~4/5분위를 중산층, 5/5분위를 고소득층으로 규정하고, 소득점유율 지표를 이용하여 소위 ‘중산층의 양극화’ 여부를 분석한다. 분석결과는 <표 3-2>에 나타나 있는데 주요한 특성은 다음과 같다.

첫째, 소득계층별 소득점유율도 지니계수와 마찬가지로 1993년에 소득 불평등도가 가장 낮았음을 보여주고 있다. 1993년에 저소득층(1/5분위)의 소득점유율은 8.6%, 중산층(2/5~4/5분위)의 소득점유율은 53.9%로서 지난 1990년 이후 가장 높게 나타났다.

둘째, 특히 저소득층의 소득점유율은 지난 1998년 이후 8% 미만으로 낮아진데 반하여, 고소득층의 소득점유율은 지난 1999년 이후 40%를 상회하고 있다. 이러한 소득점유율의 급격한 변화는 IMF 외환위기가 발생한 1997년의 소득계층별 소득점유율에 대비하면 보다 현저하게 드러나고 있다(그림 3-4 참조).

예컨대, 2000년 소득계층별 소득점유율을 1997년과 비교하면 소득점유율은 저소득층인 1/5분위는 8.9%, 중산층인 2/5분위는 6.5%, 3/5분위는 4.1%, 4/5분위는 2.4% 낮아진데 반하여, 고소득층인 5/5분위는 7.8% 높아졌다. 이는 IMF 외환위기 이후 소득분배가 더욱 악화되고 있음을 여실히 보여주고 있다.

셋째, 소위 ‘중산층’으로 분류된 2/5~4/5분위의 소득점유율은 1997년에 54.5%로 지난 1990년 이후 가장 높았지만, IMF 외환위기 이후 중산층의 소득점유율은 급속히 낮아져 2000년에는 52.3%에 이르고 있다. 이러한 현상에 기인하여 소위 ‘중산층 붕괴’가 언론에 심심찮게 등장한 것으로 보인다.

그러나 소득점유율의 변화율을 소득계층별로 비교하면, 2000년의 저소득층 소득점유율은 1997년에 비하여 8.9% 하락한데 반하여, 중산층의 소득점유율은 4.0% 하락하는데 그쳤다. 즉, IMF 외환위기 이후 저소득층의 소득하락폭이 중산층의 소득하락폭보다 상대적으로 높게 나타났다. 따라

<표 3-2> 전체 소득 계층별 소득점유율 추이

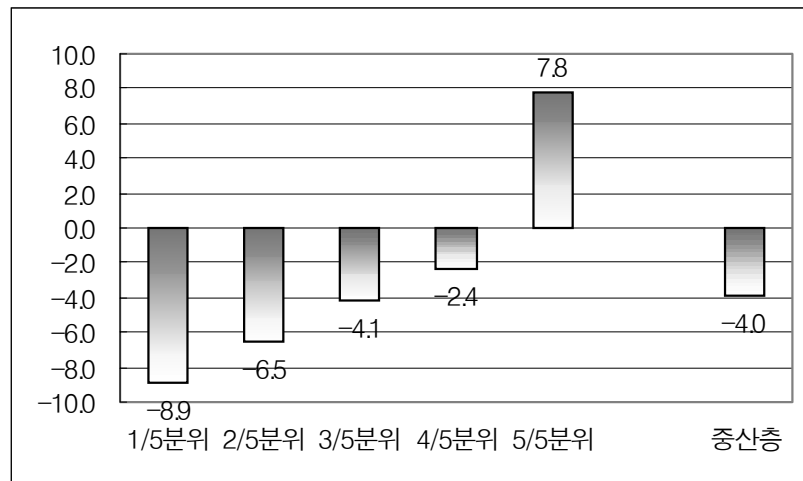
(단위: %)

	1/5분위	2/5분위	3/5분위	4/5분위	5/5분위	저소득층	중산층	고소득층
1990	8.3	13.2	17.1	22.5	38.9	8.3	52.8	38.9
1991	8.4	13.4	17.3	22.7	38.2	8.4	53.3	38.2
1992	8.5	13.5	17.5	22.8	37.7	8.5	53.8	37.7
1993	8.6	13.6	17.5	22.8	37.5	8.6	53.9	37.5
1994	8.5	13.4	17.4	22.9	37.8	8.5	53.7	37.8
1995	8.5	13.4	17.5	23.0	37.6	8.5	53.9	37.6
1996	8.2	13.2	17.5	23.1	38.0	8.2	53.8	38.0
1997	8.3	13.5	17.7	23.2	37.3	8.3	54.5	37.3
1998	7.3	12.8	17.1	22.9	39.9	7.3	52.8	39.9
1999	7.3	12.6	16.9	22.8	40.3	7.3	52.4	40.3
2000	7.5	12.7	17.0	22.7	40.2	7.5	52.3	40.2
증감률(%)								
90~00	-8.9	-3.8	-0.9	0.6	3.3	-8.9	-1.0	3.3
93~00	-12.2	-6.6	-3.0	-0.8	7.1	-12.2	-3.0	7.1
97~00	-8.9	-6.5	-4.1	-2.4	7.8	-8.9	-4.0	7.8

자료: 통계청, 「도시가계조사」 원자료.

[그림 3-4] 전체 소득 계층별 소득점유율의 증감률(1997년 대비 2000년)

(단위: %)



자료: 통계청, 「도시가계조사」 원자료.

서 이는 IMF 외환위기 이후 도시근로자 가구의 소득불평등도 악화는 중산층의 몰락보다는 저소득층의 몰락에 보다 기인하고 있다는 표현이 적절함을 시사한다.

한편, 이러한 분석결과는 가구주가 임금근로자인 도시근로자 가구를 분석대상으로 하고 있기 때문에 제한적으로 해석되어야 한다. 왜냐하면 통계청의 「도시가계조사」에서 소득은 조사시점에 ‘가구주가 임금근로자인 가구’에 대해서만 조사되고 있기 때문에 비임금근로자, 실업자, 비경제활동인구로 경제활동상태가 변경된 임금근로자 가구의 소득을 추적하여 파악할 수 없기 때문이다²³⁾. 그러나 이와 같은 분석자료의 한계에도 불구하고 「도시가계조사」를 이용하더라도 소득분배의 양극화는 어느 정도 나타나고 있음을 부분적으로는 식별된다²⁴⁾.

나. 분위수배율(percentiles ratio)의 변화

앞서 살펴본 소득점유율과 마찬가지로 분위수 및 분위수배율도 계층간 소득불평등도를 분석하는데 매우 유용한 지표이다. 왜냐하면 이들 지표는 소득불평등도에 대한 다른 지표와는 달리 이상치(outliers)에 거의 영향을 받지 않기 때문이다. 실제로 소득점유율은 소득의 최대값 또는 최소값이 이상치라면 그에 따른 분석결과는 크게 왜곡될 수 있다.

분위수(percentiles)란 전체 가구에 대한 소득분포에서 소득수준이 낮은 수준으로부터 $X\%$ 에 위치하고 있는 특정한 가구의 소득수준을 나타낸다. 이를 10분위와 연관하여 살펴보면, P_{10} 분위수는 1/10분위의 상한값이고, P_{50} 분위수는 5/10분위의 상한값, 즉 중위값(median)이고, P_{90} 분위수는 9/10분위의 상한값에 해당된다. 그리고 이들 대표적인 분위수를 배수화한 분위수배율로서 $P_{90}/10$, $P_{90}/50$, $P_{50}/10$ 등이 계층간 소

23) 그러나 소득분배의 양극화 여부를 보다 체계적으로 분석하기 위해서는 횡단면 자료가 아닌 패널자료(panel data)를 이용하여야 한다. 그러나 아쉽게도 외환위기를 전후한 패널자료는 「도시가계조사」의 표본설계 변경으로 구축할 수 없다.

24) 본 연구도 자료의 제약상 외환위기 이후 소득불평등도 변화를 분석한 기존의 연구와 마찬가지로 추론에 그치고 있음을 밝혀둔다. 이에 대한 추후의 심층적인 연구가 요망된다.

득불평등도를 분석하는데 일반적으로 이용되고 있다.

이와 같이 정의되는 분위수 및 분위수배율 수준 및 그 변화를 추정한 결과는 <표 3-3> 및 [그림 3-5]에 나타나 있는데, 주요한 특성을 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 소득불평등도를 측정하는데 유용한 분위수배율도 소득점유율 및 지니계수와 마찬가지로 1993년에 소득불평등도가 가장 낮았음을 보여주고 있다. 예컨대, 1993년에 $P90/10$ 은 3.58, $P90/50$ 은 1.90, $P50/10$ 은 1.88로서 지난 1990년 이후 가장 낮게 나타났다. 그러나 그 이후 1996년까지 분위수배율은 높아지다가 1997년에 일시적으로 낮아진 이후 IMF 외환위기 이후 다시 크게 높아졌으며 최근까지도 여전히 높은 수준을 유지하고 있다.

둘째, $P90/50$ 은 상당히 안정적인 추세를 보이고 있지만, $P90/10$ 및 $P50/10$ 은 모두 지난 1993년 이후 전반적으로 높아지고 있다. 이는 저소득층의 소득증가율이 고소득층 또는 중간계층에 비하여 상대적으로 낮기 때문에 소득불평등도가 악화되고 있음을 시사한다.

<표 3-3> 전체 소득 분위수 및 분위수배율 추이

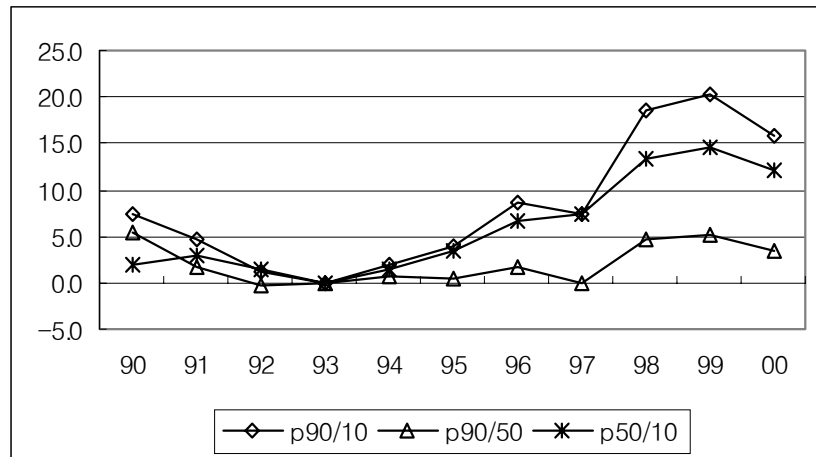
(단위: 천원/월, 배, %)

	P10	P50	P90	P90/10	P90/50	P50/10
1990	420	805	1,616	3.85	2.01	1.92
1991	517	1,000	1,937	3.74	1.94	1.93
1992	620	1,184	2,248	3.63	1.90	1.91
1993	688	1,294	2,465	3.58	1.90	1.88
1994	777	1,482	2,840	3.66	1.92	1.91
1995	860	1,673	3,199	3.72	1.91	1.95
1996	939	1,885	3,652	3.89	1.94	2.01
1997	1,000	2,018	3,846	3.85	1.91	2.02
1998	850	1,813	3,612	4.25	1.99	2.13
1999	872	1,877	3,760	4.31	2.00	2.15
2000	960	2,022	3,983	4.15	1.97	2.11
증감률(%)						
90~00	122.0	146.5	138.6	7.5	-3.2	11.0
93~00	36.1	53.7	56.7	15.1	1.9	12.9
97~00	-6.8	-1.7	0.2	7.5	2.0	5.4

자료: 통계청, 「도시가계조사」 원자료.

[그림 3-5] 전체 소득 분위수배율의 증감률 추이(1993년 대비)

(단위 : %)



자료: 통계청, 「도시가계조사」 원자료.

실제로 2000년의 소득수준을 1997년과 비교하면 저소득층($P10$)은 6.8%, 중간계층($P50$)은 1.7% 낮아진데 반하여, 고소득층($P90$)은 오히려 0.2% 높아져 소득계층간 소득증가율이 현저하게 대조를 보이고 있다. 이러한 계층간 소득증가율의 격차는 분위수배율 증감률 격차에서 보다 현저하게 나타나고 있다.

이와 같이 소득점유율 및 분위수배율 등 계층별 지표를 분석한 결과에서도 외환위기 이후 근로자가구의 소득불평등도의 급격한 악화는 저소득층의 붕괴에 주로 기인한 것으로 보여진다.

3. 소득불평등도에 대한 소득원천별 분해

지금까지 1990년 이후 최근까지의 소득불평등도에 대한 종합적인 지표 또는 분위별 세분지표의 수준 및 그 변화를 살펴보았다. 그러나 이와 같은 지표 자체에 대한 분석만으로는 소득불평등도 악화에 대한 원인을 해명할 수 없다.

그런데 최근의 몇몇 연구에 따르면 IMF 외환위기 이후 소득불평등도

악화가 근로소득의 불평등도보다 재산소득의 불평등도 악화에 기인하고 있다는 주장도 제기되고 있다. 그렇지만 이와 같은 주장은 전체 소득을 구성하는 개별 소득원천 자체에 대한 지니계수 또는 유사(pseudo) 지니계수의 단순한 비교에 근거하고 있기 때문에 타당하지 않다.

본 연구에서는 전체 소득의 불평등도에 대한 소득원천별 기여도를 분석함으로써 소득분배를 악화시킨 소득원천에 대하여 살펴보고자 한다. 이를 위하여 가구의 전체 소득은 ① 가구주 근로소득, ② 배우자 근로소득, ③ 기타 가구원 근로소득, ④ 사업 및 부업소득, ⑤ 재산소득, ⑥ 이전소득, ⑦ 비경상소득으로 세분한다²⁵⁾.

가. 정태적 요인분해

우선, 본 연구에서는 외환위기를 전후한 소득불평등 수준 및 그 변화에 대하여 1997년 및 2000년 연간자료와 변이계수지수(SCV)의 1/2인 $GE(2)$ 지표를 이용하여 소득원천별 기여도로 분해한다.

소득불평등도에 대한 하나의 지표인 $GE(2)$ 와 개별 소득원천 f 가 전체 소득불평등도에 미친 절대적인 기여도 S_f 상대적인 기여도인 s_f 와의 관계는 식 (3-1)과 식 (3-2)로 표현된다.

$$GE(2) = \sum_f S_f \cdots \cdots \cdots (3-1)$$

$$S_f = s_f \cdot GE(2) = \rho_f \cdot \chi_f \sqrt{GE(2) \cdot GE(2)_f} \cdots \cdots \cdots (3-2)$$

단, ρ_f 소득원천 y_f 와 전체 소득 y 의 상관계수
 χ_f 소득원천 y_f 의 전체 소득 y 에 대한 비율($\equiv \mu_f / \mu$)

이들 수식을 이용하여 가구의 전체 소득 불평등도를 소득원천별로 분

25) 참고로 통계청의 「도시가계조사」에서 가구의 전체 소득은 다음과 같이 세분되어 있다.

전체소득=경상소득+비경상소득

경상소득=근로소득+사업 및 부업소득+재산소득+이전소득

근로소득=가구주 근로소득+배우자 근로소득+기타 가구원 근로소득

해한 분석결과가 <표 3-4>에 나타나 있는데, 주요한 특성을 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 외환위기 이전인 1997년에는 가구의 전체 소득 불평등도에 미친 상대적 기여도는 근로소득이 59.0%(가구주 근로소득 40.2%, 배우자 근로소득 10.4%, 기타 가구원 근로소득 8.4%)로서 가장 높게, 그 다음으로 비경상소득이 19.8%로 나타났다. 그러나 재산소득이 가구의 전체 소득 불평등도에 미친 상대적 기여도는 4.2%에 불과하였다.

둘째, 그러나 2000년에는 가구의 전체 소득 불평등도에 미친 상대적 기여도는 퇴직금, 보험금 등 일시적인 성격을 지니는 비경상소득이 65.2%로 가장 높았다. 그리고 근로소득 및 재산소득의 상대적 기여도는 단지 각각 30.2% 및 1.6%에 불과하였다.

<표 3-4> 전체소득 불평등도에 대한 소득원천별 요인분해(1997, 2000)

(단위 : %, 천원/월)

		상대적 기여도 $s_f(\%)$	절대적 기여도 S_f	개별소득 불평등도 $GE(2)_f$	평균값 μ, μ_f
1997	가구전체 소득	100.0	0.18550	0.18550	2,287
	가구주 근로소득	40.2	0.07457	0.16519	1,543
	배우자 근로소득	10.4	0.01923	2.29153	214
	기타 가구원근로소득	8.4	0.01550	3.19019	182
	사업 및 부업 소득	4.1	0.00753	7.09500	79
	재산소득	4.2	0.00782	10.36549	54
	이전소득	13.0	0.02420	24.04165	69
	비경상 소득	19.8	0.03665	7.07471	147
2000	가구전체 소득	100.0	0.47961	0.47961	2,387
	가구주 근로소득	22.4	0.10729	0.21549	1,639
	배우자 근로소득	4.8	0.02307	3.01595	202
	기타가구원근로소득	3.0	0.01447	4.24869	167
	사업 및 부업 소득	1.8	0.00874	6.24021	94
	재산소득	1.6	0.00763	15.13509	45
	이전소득	1.2	0.00581	11.12356	66
	비경상 소득	65.2	0.31260	57.53142	173

자료 : 통계청, 「도시가계조사」 원자료.

또한 이와 같이 비경상소득이 가구의 전체 소득 불평등도에 미친 상대적 기여도가 현격하게 높아진 시점은 1998년 이후였다²⁶⁾. 그러나 이와 같은 이례적인 현상이 외환위기에 기인한 일시적인 현상인지 아니면 퇴직금 중간정산제도 도입, 고용관행의 변화에 기인한 빈번한 직장이동 등의 제도적 요인의 변화에 따라 항구적으로 고착될 수 있는 현상인지를 구분하기란 그다지 용이하지 않다.

물론 비경상소득이 주로 퇴직금, 보험금 등 매우 일시적인 성격을 지니는 소득으로 구성되어 있기 때문에 항구적인 소득(permanent income)으로 간주될 수 없다²⁷⁾. 그리고 설사 소득불평등도에 미치는 기여도가 크다

<표 3-5> 경상소득 불평등도에 대한 소득원천별 요인분해(1997, 2000)

(단위: %, 천원)

		상대적 기여도 $s_f(\%)$	절대적 기여도 S_f	개별소득 불평등도 $GE(2)_f$	평균값 μ, μ_f
1997	가구경상소득	100.0	0.16145	0.16145	2,140
	가구주근로소득	51.9	0.08387	0.16519	1,543
	배우자 근로소득	13.6	0.02200	2.29153	214
	기타 가구원 근로소득	10.5	0.01692	3.19019	182
	사업 및 부업소득	5.3	0.00848	7.09500	79
	재산소득	5.1	0.00822	10.36549	54
	이전소득	13.6	0.02197	24.04165	69
2000	가구경상소득	100.0	0.18096	0.18096	2,214
	가구주근로소득	63.0	0.11397	0.21549	1,639
	배우자 근로소득	14.7	0.02664	3.01595	202
	기타 가구원 근로소득	9.5	0.01720	4.24869	167
	사업 및 부업소득	5.3	0.00957	6.24021	94
	재산소득	4.0	0.00731	15.13509	45
	이전소득	3.5	0.00626	11.12356	66

자료: 통계청, 「도시가계조사」 원자료.

26) 이에 대한 보다 상세한 분석결과는 정진호·최강식(2001a) 참조. 참고로 통계청의 또다른 소득에 대한 실태조사인 「가구소비실태조사」의 연간소득은 경상소득을 기준으로 하고 있다.

27) 비경상소득은 경상소득 이외의 교제·축의·조의 등에 의하여 받은 금액, 복권·경품권·경마 등 오락경기에 의한 상금, 손해보험을 탄 금액·퇴직금·연금일시금·장학금 등으로 받은 금액으로 구성되어 있다.

고 하더라도 비경상소득 불평등도를 완화하기 위한 소득재분배 정책을 수립하기란 더더욱 용이하지 않다.

따라서 본 연구에서는 소득의 범주에서 비경상소득을 제외한 경상소득만을 이용하여 가구소득의 불평등도에 대한 개별 소득원천별 기여도를 다시 분석하였는데, 이에 대한 분석결과는 <표 3-5>에 나타나 있으며 주요한 특성을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 비경상소득을 제외한 경상소득 불평등도에 미친 상대적 기여도를 살펴보면, 1997년 및 2000년 모두 근로소득의 상대적 기여도가 각각 76.0% 및 87.2%로 가장 높게 나타났다. 특히 근로소득 중에서도 가구주의 근로소득이 전체 소득의 불평등도에 미친 상대적 기여도는 1997년 및 2000년에 각각 51.9% 및 63.0%로 다른 소득원천에 비하여 매우 높게 나타났다.

둘째, 재산소득이 경상소득 불평등도에 미친 상대적 기여도는 1997년 및 2000년에 각각 5.1% 및 4.0%에 그쳤다. 이는 적어도 도시지역의 근로자가구에 관한 한 재산소득의 불평등이 가구소득의 불평등도에 미친 기여도가 그다지 크지 않음을 시사한다²⁸⁾.

나. 동태적 요인분해

다음으로, 본 연구에서는 외환위기를 전후한 소득불평등도 변화가 어떠한 소득원천의 변화에 기인하였는가를 가구의 경상소득 불평등도 $GE(2)$ 를 식 (3-3)과 같이 분해하여 분석하고자 한다.

$$\% \Delta GE(2) = \frac{\Delta GE(2)}{GE(2)_t} = \frac{\sum_f \Delta S_f}{S_f / s_f} = \sum_f s_f \% \Delta S_f \cdots (3-3)$$

이 수식을 이용하여 경상소득 불평등도의 변화를 소득원천별로 분해한 분석결과가 <표 3-6>에 나타나 있는데, 주요한 특성을 요약하면 다음과

28) 물론 이러한 분석결과는 재산소득이 제대로 조사되고 있음을 전제하고 있다. 그러나 다른 국가에서와 마찬가지로 우리나라의 재산소득도 실제보다 과소 보고될 가능성이 매우 높다. 이에 대한 구체적인 연구는 강석훈(2000) 참조.

<표 3-6> 경상소득 불평등도 변화의 소득원천별 요인분해(1997→2000)

(단위: %)

	절대적 기여율	상대적 기여도
가구주 근로소득	18.6	154.4
배우자 근로소득	2.9	23.8
기타가구원 근로소득	0.2	1.4
사업 및 부업소득	0.7	5.6
재산소득	-0.6	-4.6
이전소득	-9.7	-80.6
경상가구소득	12.1	100.0

자료: 통계청, 「도시가계조사」 원자료.

같다.

첫째, 경상소득 불평등도는 1997~2000년에 12.1% 증가하였다. 그 중에서 근로소득 불평등도 변화가 가구소득의 불평등도 변화에 미친 기여율이 21.7%(상대적 기여도는 179.6%)에 이르고 있었다. 특히 근로소득 중에서도 가구주의 근로소득 기여율은 18.6%로서 거의 대부분을 차지하고 있다.

둘째, 그러나 재산소득 불평등도 변화의 기여율은 -0.6%, 이전소득 불평등도 변화의 기여율은 -9.7%로서 이들 소득의 불평등도 변화가 가구의 경상소득 불평등도를 감소시키는 요인으로 작용하고 있었다.

이상의 분석결과를 요약하면 경제위기를 전후한 도시근로자 가구의 가구소득 불평등도 및 그 변화는 일시적인 성격을 지니는 ‘비경상소득’을 제외하면 근로소득의 불평등도에 의하여 결정되고 있음을 파악할 수 있다. 그러나 재산소득이 전체 소득의 불평등 수준 및 그 변화에 미친 효과는 상당히 미미함을 파악할 수 있다.

다. 기존 연구와의 비교

앞서 살펴본 분석결과는 기존의 연구와 일견 매우 상이한 것처럼 보인다. 실제로 기존의 연구에서는 우리나라 근로자가구의 소득불평등도는 근로소득의 불평등도보다는 재산소득의 불평등도가 훨씬 크기 때문에 근

로소득 불평등도보다 재산소득의 불평등도가 더욱 큰 문제라고 주장되고 있다²⁹⁾.

그러나 이와 같은 주장은 분석결과에 대한 해석상의 오류에서 비롯된 것이라고 보여지는데, 이하에서는 이에 대하여 보다 체계적으로 검토하고자 한다.

기존의 연구에서는 주로 소득원천별 지니계수를 다음과 같은 방식으로 산출하고 있다. 즉, 가구의 전체 소득을 기준으로 10분위별로 집계되어 발표된 자료에서 근로소득 및 재산소득을 각각 추출하여 지니계수를 구하고, 이들 지니계수를 단순히 비교하고 있다³⁰⁾. 예컨대, 이우성(2000)은 근로소득 지니계수는 1997년의 0.261에서 1999년에 0.286으로 약간 높아진데 그치고 있으나, 재산소득 지니계수는 1997년 0.465에서 1999년에 0.535로 크게 높아지고 있을 뿐만 아니라 2000년에도 여전히 높은 수준을 유지하고 있다고 보고하고 있다.

그러나 근로소득의 지니계수보다 재산소득의 지니계수가 크기 때문에 재산소득이 전체 소득의 불평등도에 미치는 상대적 기여도가 크다고 해석할 수는 없다. 왜냐하면 개별 소득원천이 전체 소득의 불평등도에 미치는 효과를 정확하게 분석하기 위해서는 전체 소득 중에서 재산 및 근로소득이 각각 차지하는 비중뿐만 아니라 재산 및 근로소득의 자체의 불평등도가 동시에 고려되어야 하기 때문이다. 달리 말하면 본 연구에서 분석한 바와 같이 전체 소득의 불평등도를 소득원천별로 분해하는 경우에만 상대적인 기여도를 제대로 파악할 수 있다.

실제로 본 연구의 분석결과에 따르면 재산소득이 전체 소득의 불평등도에 미치는 효과는 기존의 연구와는 달리 미미하며 오히려 근로소득의 상대적 기여도가 훨씬 높게 나타나고 있다. 기존의 연구와 본 연구간의 방법론상 주요한 차이점은 기존의 연구에서는 유사 지니계수를 추정하여 단순히 비교하는데 반하여, 본 연구에서는 $GE(2)$ 를 이용하여 소득원천별로 분

29) 가장 대표적인 최근의 연구로서 이우성(2000) 참조.

30) 참고로 이는 소득원천 자체에 대한 지니계수가 아니라 유사(pseudo) 지니계수이다. 실제로 「도시가계조사」 원자료를 이용하지 않는 경우에 유사 지니계수만이 측정된다.

해하고 있다는데 있다. 그런데 본 연구에서 지니계수를 이용하지 않은 이유는 지니계수는 소득원천별로 분해하는데 용이하지 않을 뿐만 아니라 특히 분석결과에 대한 해석을 둘러싼 문제점이 발생할 수 있기 때문이다.

그러나 지니계수를 이용하더라도 본 연구와 유사한 분석결과를 도출할 수 있다. 이를 위하여 본 연구에서는 3가지 지니계수를 추정하고 이를 비교하고자 한다. 여기서 3가지 지니계수란 다음과 같다. 첫째, 자체 지니계수로 전체 소득이 아닌 개별 소득원천(예: 근로소득 또는 재산소득 등) 각각을 10분위로 세분하여 추정한 수치이다. 둘째, 유사 지니계수는 전체 소득을 10분위로 세분하고, 각 분위에 포함된 개별 소득을 이용하여 추정한 수치이다. 셋째, 누적 지니계수로서 이는 전체 소득 중에서 가구주 근로소득을 10분위로 세분한 다음에 지니계수를 구하고, 그 다음으로는 가구주 근로소득과 배우자 근로소득을 합산하여 다시 10분위로 세분하여 지니계수를 추정하는 방식이다. 이러한 방식으로 기타 가구원의 근로소득, 사업·부업소득 등을 순차적으로 합산하여 이를 다시 10분위로 세분하고 각각에 대하여 지니계수를 추정한다.

이와 같은 방식으로 추정한 각종 지니계수는 <표 3-7>에 나타나 있다. 그런데 유사 지니계수를 살펴보면 근로소득은 1997년 및 2000년에 각각 0.262 및 0.287이고, 재산소득은 각각 0.465 및 0.487로 나타나고 있기 때문에 이우성(2000)의 연구에서 제시된 수치는 유사 지니계수로 추측된다.

<표 3-7> 소득원천별 지니계수(1997, 2000)

		가구의 전체 소득									
		경상소득								비경상 소 득	
		근로소득			사업 부업	재산 소득	이전 소득				
		가구주	배우자	기타							
1997	유사	0.27817	0.26202	0.22344	0.40811	0.41748	0.45105	0.46470	0.38893	0.36513	0.28376
	자체	0.28384	0.28945	0.29847	0.80621	0.85019	0.89443	0.89407	0.90000	0.70363	0.28376
	누적	0.28834	0.28945	0.29847	0.30393	0.28945	0.28767	0.28832	0.28384	0.28376	0.28376
2000	유사	0.29394	0.28695	0.25750	0.44583	0.38390	0.39749	0.48728	0.22741	0.61754	0.31736
	자체	0.29966	0.31302	0.32584	0.83514	0.86232	0.88418	0.90000	0.88315	0.85117	0.31736
	누적	0.29966	0.31302	0.32584	0.33110	0.31302	0.30875	0.30894	0.29966	0.31736	0.31736

자료: 통계청, 「도시가계조사」 원자료.

그러나 소득불평등도에 대한 소득원천별 기여도를 분석하는 데 중요한 지표는 유사 지니계수가 아니라 오히려 누적 지니계수이다. 실제로 2000년의 경우 근로소득의 자체 지니계수는 0.313인데, 근로소득에 자체 지니계수가 매우 높은 사업·부업소득(0.884), 재산소득(0.900), 이전소득(0.883)을 합산한 경상소득의 자체, 즉 누적 지니계수는 0.300으로 나타나고 있다.

이는 근로소득 이외의 경상소득을 포함하면 소득불평등도가 오히려 낮아져, 특히 재산소득이 전체 소득의 불평등도에 미친 기여도가 낮음을 시사한다³¹⁾. 그리고 이러한 분석결과는 앞서 살펴본 $GE(2)$ 지표를 사용하여 가구의 경상소득 불평등도를 소득원천별로 분해한 본 연구의 분석결과와 상이하지 않다.

따라서 비록 재산소득 등이 근로소득보다 그 자체로 불평등도가 크지만, 이를 근거로 재산소득 등이 가구소득의 불평등도를 결정하는 주요 소득원천이라는 주장은 적어도 근로자가구에 대해서는 설득력이 낮다. 물론 소득에 대한 실태조사에서 재산소득이 과소보고됨을 고려한다면 재산소득의 전체 소득 불평등도에 대한 효과는 실제보다 과소평가되는 측면도 없지는 않다.

4. 재정정책이 소득분배에 미친 효과

일반적으로 시장기능에 의하여 발생하는 소득불평등은 조세(직접세 및 사회보장부담금), 사회보장급부 등 재정정책에 의하여 보다 완화된다. 실제로 주요 선진국에서도 시장소득 불평등도는 높지만, 재정정책이 소득불평등을 개선시키는 효과 때문에 가처분소득 불평등도는 크게 낮아지고 있다³²⁾. 그렇다면 우리나라에서 재정정책의 소득분배 개선효과는 과연 어느 정도인가?

31) 이정우·황성현(1998)도 소득의 분배보다 자산의 분배에 문제가 보다 심각함을 지적하고 있다. 비록 본 연구에서는 자료상의 제약으로 자산의 분배문제를 분석하지 않고 있지만, 자산의 분배 역시 부의 실현이 이루어질 경우 재산소득으로 나타나게 되고, 마찬가지로 이 역시 전체 소득에서 차지하는 비중도 고려한 상대적인 기여도를 논의하여야만 할 것이다.

32) 이에 대해서는 OECD(1998) 참조.

<표 3-8> 재정정책의 소득분배 개선효과

(단위: %, 천원)

	시장소득			가처분소득
		조 세	재정지출	
평 균 값	2,206	168	14	2,052
지니계수	0.30202	0.29611	0.29965	0.29365
개선효과		2.0	0.8	2.8
1/10분위	622	34	35	624
2/10분위	1,047	52	21	1,017
3/10분위	1,317	72	16	1,261
4/10분위	1,564	96	12	1,479
5/10분위	1,798	119	9	1,688
6/10분위	2,071	135	9	1,945
7/10분위	2,393	164	11	2,240
8/10분위	2,785	214	11	2,582
9/10분위	3,354	280	9	3,083
10/10분위	5,070	514	7	4,563
1/10분위	100.0	5.4	5.7	100.3
2/10분위	100.0	4.9	2.0	97.1
3/10분위	100.0	5.4	1.2	95.8
4/10분위	100.0	6.1	0.8	94.6
5/10분위	100.0	6.6	0.5	93.9
6/10분위	100.0	6.5	0.4	93.9
7/10분위	100.0	6.9	0.5	93.6
8/10분위	100.0	7.7	0.4	92.7
9/10분위	100.0	8.4	0.3	91.9
10/10분위	100.0	10.1	0.1	90.0

주: 1) 시장소득=근로소득+사업·부업소득+재산소득+사적보조금

2) 조세=직접세+사회보장부담금

3) 공적보조금=사회보장급부

자료: 통계청, 「도시가계조사」 원자료.

본 연구에서는 OECD(1998)의 분석방법과 2000년 「도시가계조사」 원 자료를 이용하여 재정정책의 소득분배 개선효과를 근로자가구에 한정하여 추정하고자 한다. 앞서 살펴본 조세정책의 효과는 전체소득 및 가처분 소득 모두에 비경상소득 및 공적부조금이 여전히 포함되어 있기 때문에 재정정책의 효과를 파악하는데 적절하지 않았다.

이하에서는 시장소득 및 가처분소득을 2000년 「도시가계조사」 원자료

를 이용하여 OECD(1998)와 일치시킨 다음에 재정정책의 효과를 세분하여 분석하고자 한다. 물론 자료의 제약상 재정정책의 효과가 낮게 나타날 수밖에 없는 2인 이상 근로자가구에 한정될 수밖에 없다. 그럼에도 불구하고 이들을 분석대상으로 분석한 결과를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 시장소득, 즉 경상소득에서 공적보조금을 차감한 소득의 지니계수는 0.302로서 앞서 살펴본 전체 소득의 지니계수 0.317보다 상당히 낮게 나타나고 있다. 이는 소득불평등도를 측정하는데 어떠한 소득개념을 분석자료로 이용하는가에 따라 상이한 분석결과가 도출될 수 있음을 시사한다³³⁾.

둘째, 시장소득에서 직접세 및 사회보장부담금 등 광의의 조세를 차감한 소득의 지니계수는 0.296으로서 시장소득의 지니계수 0.302에 비하여 2.0% 낮게 나타나고 있다. 이는 사회보장부담금을 포함한 직접세에 의하여 소득불평등도가 약 2.0% 정도 개선됨을 시사한다. 실제로 시장소득에 대비한 조세부담률은 소득수준이 높을수록 높게 나타나 최고소득층의 경우 약 10%에 이르고 있다.

셋째, 시장소득에 사회보장급부, 즉 공적보조금을 합산한 소득의 지니계수는 0.300으로서 시장소득의 지니계수 0.302에 비하여 0.8% 낮게 나타나고 있다. 이는 복지정책에 의하여 소득불평등도가 약 0.8% 정도 개선됨을 시사한다. 마찬가지로 시장소득에 대비한 공적보조금의 비율은 소득수준이 낮을수록 높게 나타나 최저소득층의 경우 약 6%에 이르고 있다.

넷째, 시장소득에서 공적보조금을 합산하고 조세를 차감한 가처분소득의 지니계수는 0.294로서 조세 및 재정지출 등 재정정책에 의한 소득분배 개선효과는 2.8%로 추정되고 있다.

이상의 분석결과는 소득불평등 수준을 국제비교하는데 보다 일반적인 소득개념이 ‘가처분소득’임을 고려하면, 통상적으로 발표되는 가구의 전체 소득을 기준으로 추정된 소득불평등 지표는 소득불평등 수준을 과대평가하는 측면이 있음을 시사한다³⁴⁾.

33) 이에 대한 구체적인 연구는 梅溪健兒(2000) 참조.

34) 이는 통계청이 발표하는 소득불평등 지표는 향후에 전체 소득 이외에 경상소득, 시장소득 그리고 가처분소득 기준 등으로 보다 세분화될 필요성이 있음을 시사

한다. 이와 더불어 재정정책의 효과를 전체 가구에 대하여 보다 정확하게 추정하려면 「가구소비실태조사」의 연간소득을 구성하는 소득원천별 원자료도 공개되어야 할 것이다.

제3절 근로소득 불평등도 및 그 변화

앞서 살펴본 바와 같이 도시근로자 가구의 경상소득 불평등도는 주로 근로소득에 의하여 그리고 근로소득 불평등도는 가구주의 근로소득에 의하여 설명되고 있었다. 이는 가구소득 불평등도는 가구주의 근로소득 불평등도에 주로 기인함을 시사한다.

따라서 이하에서는 우선, 가구주의 근로소득을 기준으로 임금소득 불평등도 수준 및 그 변화를 전반적으로 개관하고, 다음으로, 가구주의 학력수준 및 연령계층별 구성의 차이 및 그 변화가 가구주 근로소득의 불평등도 및 그 변화에 어느 정도 기여하였는가를 분석하고자 한다.

1. 근로소득 불평등도의 변화

가. 종합지표의 변화

지난 1990년 이후 2000년까지 가구주의 근로소득 불평등도에 대한 종합적인 지표는 <표 3-9>에 나타나 있는데, 주요한 특성을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 지니계수, 대수편차 평균, 아트킨슨 지수 등으로 측정된 가구주 근로소득 불평등 수준은 가구의 전체 소득 불평등 수준보다 약간 높게 나타나고 있다.

둘째, 그러나 이들 지표의 시계열적 변화는 가구의 전체 소득에 대한 이들 지표의 시계열적 변화와 거의 동일하게 나타나고 있다.

<표 3-9> 가구주 근로소득 불평등도 종합지표 추이

	가구주 근로소득		
	지니계수	대수편차 평균	아트킨슨 지수
1990	0.31543	0.18413	0.09198
1991	0.30196	0.16920	0.08501
1992	0.29347	0.16277	0.08163
1993	0.28860	0.15456	0.07669
1994	0.29369	0.15832	0.07814
1995	0.29716	0.16211	0.08045
1996	0.30403	0.16905	0.08371
1997	0.29844	0.16352	0.08108
1998	0.31917	0.19787	0.09883
1999	0.32949	0.20501	0.10072
2000	0.32584	0.19973	0.09716
증감률(%)			
90~00	3.3	8.5	5.6
93~00	12.9	29.2	26.7
97~00	9.2	22.1	19.8

자료: 통계청, 「도시가계조사」 원자료.

전반적으로 이들 지표도 1990년부터 1993년까지 낮아지다가 1994년부터 1996년까지는 다시 높아졌다. 비록 1997년에 이들 지표가 일시적으로 다시 낮아졌지만, IMF 외환위기 이후 급격하게 높아진 다음 최근까지 높은 수준을 그대로 유지하고 있다.

나. 분위별 지표의 변화

우선, 가구주의 근로소득을 5분위로 세분하여 소득점유율 수준 및 그 변화를 추정한 분석결과는 <표 3-10>에 나타나 있다. 특히 1997년 이후의 계층별 소득점유율 변화를 살펴보면 저소득층 및 중산층의 소득점유율은 13.1% 및 1.4% 낮아졌지만, 고소득층의 소득점유율은 오히려 4.6% 높아져 가구주 근로소득도 양극화되고 있다.

<표 3-10> 가구주 근로소득 계층별 소득점유별 추이

(단위 : %)

	1/5분위	2/5분위	3/5분위	4/5분위	5/5분위	저소득층	중산층	고소득층
1990	7.1	13.1	17.1	23.0	39.7	7.1	53.2	39.7
1991	7.5	13.4	17.5	23.1	38.6	7.5	53.9	38.6
1992	7.6	13.8	17.7	23.1	37.9	7.6	54.6	37.9
1993	7.8	13.7	17.7	23.2	37.5	7.8	54.6	37.5
1994	7.7	13.5	17.6	23.3	37.9	7.7	54.4	37.9
1995	7.6	13.4	17.6	23.2	38.2	7.6	54.2	38.2
1996	7.4	13.1	17.6	23.3	38.6	7.4	54.0	38.6
1997	7.5	13.3	17.7	23.4	38.1	7.5	54.4	38.1
1998	6.3	12.9	18.0	23.9	38.9	6.3	54.8	38.9
1999	6.3	12.5	17.5	23.6	40.1	6.3	53.5	40.1
2000	6.5	12.5	17.6	23.6	39.9	6.5	53.6	39.9
증감률(%)								
90~00	-8.2	-4.6	2.6	2.3	0.5	-8.2	0.7	0.5
93~00	-17.0	-9.1	-0.8	1.7	6.2	-17.0	-1.8	6.2
97~00	-13.1	-6.1	-0.8	0.7	4.6	-13.1	-1.4	4.6

자료 : 통계청, 「도시가계조사」 원자료.

다음으로, 가구주 근로소득에 대한 분위수·분위수배율 수준 및 그 변화를 추정한 분석결과가 <표 3-11>에 나타나 있는데, 주요한 특성을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 가구의 전체 소득과 마찬가지로 가구주 근로소득의 불평등도 역시 1993년에 가장 낮게 나타났다. 예컨대, 1993년에 $P_{90}/10$ 은 4.04, $P_{90}/50$ 은 1.91, $P_{50}/10$ 은 2.11로 지난 1990년 이후 가장 낮게 나타나고 있었다³⁵⁾.

둘째, 이들 분위수배율은 1998년 이후 $P_{90}/10$ 은 5 이상, $P_{90}/50$ 은 2 이상, $P_{50}/10$ 은 2.5 정도로 급격하게 높아진 이후 최근까지도 그 수준을 그대로 유지하고 있다.

셋째, 경제위기를 전후하여 이들 분위수배율의 변화를 살펴보면 $P_{90}/10$, $P_{90}/50$, $P_{50}/10$ 은 각각 16.6%, 4.5%, 11.6% 높아져, 특히 저소득층 근

35) 예외적으로 $P_{50}/10$ 은 1993년이 아닌 1994년에 가장 낮게 나타나고 있다. 그러나 그 차이는 그다지 크지 않다.

<표 3-11> 가구주 근로소득 분위수 및 분위수배율 추이

(단위: 천원/월, 배, %)

	P10	P50	P90	P90/10	P90/50	P50/10
1990	270	600	1,223	4.53	2.04	2.22
1991	335	715	1,441	4.30	2.02	2.13
1992	400	871	1,691	4.23	1.94	2.18
1993	450	950	1,817	4.04	1.91	2.11
1994	500	1,030	2,030	4.06	1.97	2.06
1995	548	1,167	2,300	4.19	1.97	2.13
1996	600	1,300	2,591	4.32	1.99	2.17
1997	630	1,370	2,713	4.31	1.98	2.17
1998	522	1,335	2,668	5.11	2.00	2.56
1999	545	1,350	2,791	5.12	2.07	2.48
2000	599	1,452	3,005	5.02	2.07	2.43
증감률(%)						
90~00	121.7	142.0	145.7	10.8	1.5	9.2
93~00	33.0	52.8	65.4	24.3	8.2	14.9
97~00	-5.0	6.0	10.8	16.6	4.5	11.6

자료: 통계청, 「도시가계조사」 원자료.

로자의 소득하락폭이 다른 계층에 비하여 상대적으로 극심함을 보이고 있다.

이러한 분석결과는 전반적으로 경제위기 이후 가구주 근로소득 역시 주로 저소득층의 소득하락폭이 현저하였으며, 중산층의 소득상승폭은 비록 고소득층의 소득상승폭보다 낮았지만 소득수준 자체가 낮아지지는 않았음을 시사한다.

2. 근로소득 불평등도에 대한 구성집단별 분해

모집단을 구성하는 개별 집단의 소득불평등도가 일정하더라도 개별 집단이 전체 모집단에서 차지하는 비중이 변화되면 전체 소득불평등도는 변화될 수 있다. 앞서 제2장의 분석에서는 중장기적인 고령층 단독가구의 증가추세는 소득불평등도를 악화시키는 요인임을 시사하고 있다. 이하에

서는 가구주의 학력수준 및 연령계층별 구성의 차이 및 그 변화가 가구주 근로소득의 불평등 수준 및 그 변화에 어느 정도 기여하여 왔는가를 분석하고자 한다.

우선, 모집단을 몇 개의 집단으로 세분하는 경우 전체 불평등도는 식 (3-4)와 같이 집단간의 불평등도와 집단내의 불평등도로 분해된다.

$$I_{\text{total}} = I_{\text{within}} + I_{\text{between}} \Leftrightarrow I_t = I_w + I_b \cdots \cdots \cdots (3-4)$$

그런데 제2장에서 살펴본 바와 같이 전체 불평등도를 구성집단별로 분해하는데 적합한 지표는 $GE(0)$, 즉 대수편차 평균이다.

다음으로, 구성집단의 차이가 전체 불평등도에 어느 정도 기여하였는가, 즉 정태적인 요인분해 식 (3-5)와 구성집단의 변화가 전체 소득의 불평등도 변화에 어느 정도 기여하였는가, 즉 동태적 요인분해 식 (3-6)으로 나누어진다.

$$GE(0) = \sum_k \nu_k GE(0)_k + \sum_k \nu_k \log\left(\frac{1}{\lambda_k}\right) \cdots \cdots \cdots (3-5)$$

단, $GE(0)_k$: k 집단의 소득불평등도
 ν_k : k 집단이 모집단에서 차지하는 비율($\equiv n_k/n$)
 λ_k : k 집단 평균소득의 모집단 평균소득에 대한 비율($\equiv \mu_k/\mu$)

식 (3-5)에서 좌변은 모집단 전체의 불평등도이고, 우변 첫째 항은 개별 집단 내의 불평등도의 가중평균, 그리고 둘째 항은 집단간의 불평등도를 나타낸다.

$$\begin{aligned} \Delta GE(0) &\approx \sum_k \overline{\nu_k} \Delta GE_{0k} && A\text{항} \\ &+ \sum_k \overline{GE_{0k}} \Delta \nu_k && B\text{항} \cdots \cdots \cdots (3-6) \\ &+ \sum_k [\overline{\lambda_k} - \overline{\log(\lambda_k)}] \Delta \nu_k && C\text{항} \\ &+ \sum_k [\overline{\theta_k} - \overline{\nu_k}] \Delta \log(\mu_k) && D\text{항} \end{aligned}$$

단, θ_k : k 집단 전체 소득의 모집단 전체 소득에 대한 비율($\equiv \nu_k \lambda_k$)
 상첨자는 기준 및 비교시점간 해당 변수의 평균치

식 (3-6)에서 좌변은 모집단의 불평등도 변화이고, A항은 불평등도 변화의 순효과, B항 및 C항은 집단구성 변화의 효과, D항은 집단간 상대소득 변화의 효과를 나타낸다.

가. 근로소득 불평등도에 대한 학력수준별 분해

가구의 학력수준을 초등 이하, 중학교, 고등학교, 전문대학, 대학교, 대학원 이상 등 6개의 집단으로 세분하여 학력수준의 차이 또는 학력수준의 변화가 근로소득의 불평등도 수준 및 변화에 미친 효과를 분석한다.

우선, 근로소득 불평등도를 학력수준별로 분해한 분석결과는 <표 3-12>에 나타나 있는데, 주요한 특성을 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 집단 내의 불평등도가 전체의 불평등도를 거의 대부분 설명하고 있다. 예컨대, 1997년의 경우 집단 내의 불평등도가 전체의 불평등도에 미친 상대적 기여도는 81.9%이었지만, 집단간의 불평등도가 미친 상대적

<표 3-12> 가구주 근로소득 불평등도에 대한 요인분해(학력수준별 1997, 2000)

		전 체 불평등도	집단 k 비중 ν_k	집단내 불평등도	집단간 불평등도	월 평 균 근로소득 (천원)
				$GE(0)_k$	$\log(1/\lambda_k)$	
1997	초등이하		0.10460	0.15546	0.51796	919
	중 학 교		0.14832	0.16125	0.23701	1,217
	고등학교		0.41191	0.13459	0.04640	1,473
	전문대학		0.07903	0.12044	-0.07092	1,656
	대 학 교		0.21149	0.11528	-0.23705	1,955
	대 학 원		0.04465	0.12370	-0.51228	2,575
	전 체	0.16487		0.13504	0.02983	1,543
2000	초등이하		0.08852	0.20009	0.68640	825
	중 학 교		0.12437	0.19440	0.40058	1,098
	고등학교		0.42422	0.16118	0.05269	1,555
	전문대학		0.08118	0.15166	-0.03984	1,706
	대 학 교		0.23743	0.13283	-0.26838	2,144
	대 학 원		0.04427	0.14321	-0.52270	2,765
	전 체	0.20329		0.16046	0.04284	1,639

자료: 통계청, 「도시가계조사」 원자료.

기여도는 18.1%에 불과하였다. 그리고 2000년의 경우에도 집단간의 불평등도가 전체 불평등도에 미친 상대적인 기여도가 21.1%로 약간 높아졌지만, 집단 내의 불평등도가 전체 불평등도에 미친 상대적 기여도가 절대적으로 높게 나타났다.

둘째, 학력수준이 낮을수록 집단 내의 소득불평등도가 전반적으로 높게 나타나고 있다. 예컨대, $GE(0)$ 는 초등 이하 0.200, 중학교 0.194이지만, 학력수준이 높아질수록 집단 내의 불평등도가 감소하여 대학교 0.132로 나타나고 있다. 그러나 대학원 이상의 경우에는 0.143으로 다시 약간 높아지고 있다.

셋째, 월평균 근로소득은 학력수준이 높을수록 높게 나타나고 있다. 이러한 학력수준별 근로소득의 격차는 전문대학과 대학교, 대학교와 대학원 이상의 집단에서 현저하게 나타나고 있다.

다음으로, 1997~2000년 동안의 근로소득 불평등도 변화를 학력수준별 구성의 변화로 분해한 분석결과는 <표 3-13>에 나타나 있는데, 주요한 특성은 다음과 같다.

첫째, 불평등도 변화의 순효과, 즉 집단내 소득불평등 증가효과가 전체 불평등도의 변화에 미친 상대적 기여도는 71.4%로서 가장 높게 나타나고 있었다. 이는 불평등도의 변화가 주로 집단 내부에서 주로 발생하고 있음을 시사한다. 둘째, 집단구성의 변화가 전체 불평등도의 변화에 미친 상대적 기여도는 -12.0%로서 집단구성의 변화는 소득불평등도를 완화시키는 요인으로 작용하고 있었다. 이는 고학력집단의 상대적 비중의 증가(단, 대학원 이상 제외)는 전체의 불평등도를 완화시키는 역할을 하고 있음을 시사한다. 셋째, 집단간의 상대소득 변화가 전체 불평등도 변화에 미친

<표 3-13> 학력수준 구성변화가 소득불평등도 변화에 미친 효과(1997~2000)

	전체 변화	순효과 A항	집단구성의 변화		집단간 상대소득 변화 D항
			B항	C항	
절대적 기여도	0.03820	0.02726	-0.00184	-0.00273	0.01551
상대적 기여도(%)	100.0	71.4	-4.8	-7.2	40.6

자료: 통계청, 「도시가계조사」 원자료.

상대적 기여도는 40.6%로서 상당히 높게 나타나고 있었다. 이는 학력수준이 높을수록 경제위기 이후 상대적인 소득증가가 높았던 데에 일정부분 기인한 것으로 보인다.

나. 근로소득 불평등도에 대한 연령계층별 분해

가구의 연령계층을 29세 이하, 30~34세, 35~39세, 40~44세, 45~49세, 50~54세, 55세 이상 등의 7개의 집단으로 세분하여 연령계층의 차이 또는 연령계층 구성의 변화가 근로소득의 불평등도 수준 및 그 변화에 미친 효과를 분석한다.

우선, 근로소득 불평등도를 연령계층별로 분해한 분석결과는 <표 3-14>에 나타나 있는데, 주요한 특성을 살펴보면 다음과 같다.

<표 3-14> 가구주 근로소득 불평등도에 대한 요인분해(연령계층별 1997, 2000)

		전 체 불평등도	집단 k 비중 ν_k	집단내 불평등도	집단간 불평등도	월 평 균 근로소득 (천원)
				$GE(0)_k$	$\log(1/\lambda_k)$	
1997	29세이하		0.14889	0.11708	0.23478	1,220
	30~34세		0.19482	0.11272	-0.01502	1,566
	35~39세		0.19541	0.12450	-0.07470	1,662
	40~44세		0.13502	0.15476	-0.11125	1,724
	45~49세		0.11363	0.18488	-0.11235	1,726
	50~54세		0.09279	0.19780	-0.05402	1,628
	55세이상		0.11941	0.26402	0.19849	1,265
	전 체	0.16384		0.15551	0.00834	1,543
2000	29세이하		0.11977	0.13533	0.23606	1,295
	30~34세		0.16984	0.12095	0.02182	1,676
	35~39세		0.20561	0.16375	-0.10223	1,816
	40~44세		0.18825	0.17461	-0.09968	1,811
	45~49세		0.10494	0.21527	-0.14515	1,896
	50~54세		0.09893	0.26954	-0.02979	1,689
	55세이상		0.11266	0.29189	0.43601	1,060
	전 체	0.20115		0.19287	0.01572	1,639

자료: 통계청, 「도시가계조사」 원자료.

첫째, 집단 내의 불평등도가 전체 불평등도를 거의 대부분을 설명하고 있다. 특히 학력수준별 분석결과보다 집단내 불평등도의 상대적 기여도가 높게 나타나고 있다. 예컨대, 2000년의 경우 집단 내 불평등도가 전체 불평등도에 미친 상대적 기여도는 94.9%이었지만, 집단간의 불평등도가 전체 불평등도에 미친 상대적 기여도는 5.1%에 불과하였다.

둘째, 연령이 많을수록 소득불평등도가 높게 나타나고 있다. 예컨대, 2000년의 연령계층별 $GE(0)$ 는 29세 이하 0.135, 30~34세 0.121이지만, 그 이후에는 연령이 많아질수록 $GE(0)$ 는 높아져 55세 이상인 경우는 0.292에 이르고 있다.

특히 29세 이하 계층의 불평등도가 30~34세 계층보다 높은 것은 이 계층에서는 진학 등으로 노동시장에 늦게 진출한 근로자들과 일찍 노동시장에 진출한 근로자들이 공존하기 때문에 발생하는 현상으로 보인다. 그리고 그 이후의 연령계층에서 불평등도가 증가하는 것은 개별 근로자들의 지속적인 인적자원 축적 여부가 향후 근로소득에 매우 큰 차이를 발생시킨다는 점을 보여주고 있다.

셋째, 경제위기 이후 집단간의 불평등도가 전체 불평등도에 미치는 상대적 기여도는 높아지고 있지만, 여전히 집단 내의 불평등도가 전체 불평등도를 거의 대부분 설명하고 있다. 예컨대, 집단간의 불평등도가 전체 불평등도에 미친 상대적 기여도는 1997년 5.1%에서 2000년에는 7.8%로 약간 높아진데 그치고 있다.

<표 3-15> 연령계층 구성변화가 소득불평등도 변화에 미친 효과(1997→2000)

	전체 변화	순효과 A항	집단구성의 변화효과		집단간 상대 소득변화 효과 D항
			B항	C항	
절대적 기여도	0.03716	0.02846	0.00146	-0.00080	0.00804
상대적 기여도(%)	100.0	76.6	3.9	-2.2	21.6

자료: 통계청, 「도시가계조사」 원자료.

다음으로, 1997~2000년 동안의 근로소득 불평등도 변화를 연령계층별 구성의 변화로 분해한 분석결과는 <표 3-15>에 나타나 있는데, 주요한 특징을 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 불평등도 변화의 순효과가 전체 불평등도의 변화에 미친 상대적 기여도는 76.6%로서 거의 대부분 설명하고 있다. 둘째, 집단구성의 변화는 전체 불평등도의 변화에 미친 상대적 기여도는 1.7%로서, 집단구성의 변화는 소득불평등도를 악화시키는 요인으로 작용하고 있다. 그러나 이러한 연령계층의 구성변화에 의한 소득불평등도 악화효과는 그다지 크지 않은 것으로 나타나고 있다. 셋째, 집단간의 상대소득 변화가 전체 불평등도 변화에 미치는 상대적 기여도는 21.6%에 불과한 것으로 나타나고 있다.

이상의 학력수준별 및 연령계층별 구성의 차이 및 그 변화가 전체 불평등 수준 및 그 변화에 미친 효과에 대한 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 가구주의 대학교 및 35~44세 연령계층으로의 집중화는 이들 계층의 소득불평등도가 낮기 때문에 전체 불평등도의 완화에 기여하고 있다. 그러나 이러한 가구주의 인구학적 구성변화에 기인한 전체 불평등도 완화효과는 상당히 낮게 나타나고 있다.

둘째, 집단간 상대소득의 변화가 전체 불평등도의 악화에 미친 효과는 연령계층보다 학력수준별 분석결과에서 보다 크게 나타나고 있다. 이는 1997~2000년 동안 연령별 임금격차보다 학력수준별 임금격차가 보다 확대된 데에 상당부분 기인한 것으로 보인다.

셋째, 그러나 이와 같은 집단구성의 변화 또는 집단간 상대소득의 변화보다 집단 내의 불평등도 자체의 변화가 전체 불평등도의 변화를 거의 대부분 설명하고 있다. 따라서 인구학적 구성변화 또는 집단간 상대소득의 변화는 근로자가구에 대해서는 전체 불평등도의 변화를 약간 설명하는데 그치고 있음을 파악할 수 있다.

제4절 요약 및 시사점

경제위기 이후 악화된 소득분배는 최근까지도 그다지 완화되고 있지 않다. 본 장에서는 경제위기를 전후한 소득불평등 수준 및 그 변화를 소득불평등에 대한 종합적인 지표 및 분위별로 세분화된 지표로 측정하고, 이를 소득원천 및 집단별로 분해하여 그 원인을 분석하려고 하였다. 이하에서는 본 연구의 주된 분석결과를 요약하고 이를 기반으로 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

첫째, 근로자가구의 소득불평등도는 경제위기가 발생한 직후인 1998년에 급격하게 높아져 최근까지도 여전히 높은 수준을 유지하고 있을 뿐만 아니라 소득불평등도에 대한 각종 지표들의 시계열적 변화는 가구원수의 차이를 통제하는가, 가처분소득을 이용하는가 등에 관계없이 일관되게 나타나고 있다.

둘째, 분위별로 세분화된 지표를 이용하여 경제위기 전후의 계층간 소득분배를 살펴보면 소득점유율 및 분위수배율은 저소득층에서는 크게 낮아지고 중산층에서는 약간 낮아진 데 반하여, 고소득층에서는 오히려 높아졌다. 이는 경제위기 이후의 소득수준의 악화가 특히 저소득계층에 집중적으로 발생하고 있었다.

셋째, 불규칙적인 비경상소득을 제외한 경상소득 불평등도에 대한 소득원천별 기여도는 2000년에도 근로소득이 87.2%(가구주 63.0%, 배우자 14.7%, 기타가구원 9.5%)로 가장 높았지만, 재산소득은 4.0%에 불과하였다. 뿐만 아니라 2000년의 경우 재정정책에 의한 소득분배 개선효과는 조세 0.8%, 재정지출 2.0% 전체 2.8%로 상당히 낮게 나타나고 있었다.

넷째, 가구주의 학력수준 및 연령계층별 구성의 차이가 근로소득의 불평등도에 미친 상대적 기여도는 낮게 나타났으며, 집단 내의 불평등도가 전체 불평등도의 약 80% 이상을 설명하고 있었다. 또한 학력수준의 상승 등 구성집단의 변화는 근로소득 불평등도를 완화시키는 역할을 하고 있

었다. 그러나 근로소득의 불평등도 변화는 대부분 집단내 불평등도 자체의 변화에 거의 기인하고 있었다.

본 연구는 소득불평등도의 수준 및 그 변화를 보다 다양한 지표로 측정하고, 소득원천별 기여도 및 집단별 기여도를 자료의 제약상 도시근로자가구에 대해서 분석하였다는데 의의가 있다. 그러나 소득불평등 완화를 위한 시의적절한 정책을 수립하기 위해서는 무엇보다도 전체 가구를 조사대상으로 하는 소득에 관한 실태조사를 실시하여야 할 뿐만 아니라 기존에 조사된 원자료도 연구자에게 보다 충실하게 제공되어 소득불평등 실태를 보다 정확하게 파악하여야 할 것이다. 이와 더불어 소득분배를 악화시킨 근본적인 원인들에 대한 보다 심층적인 분석이 진행되어야 할 것이다.

제4장 근로소득이동에 대한 분석

제1절 머리말

소득분배를 분석하는데 특정 시기의 횡단면자료를 이용하는 경우 개인의 생애에 걸친 장기간의 소득분포가 반영되지 않기 때문에 특정 시기의 자료보다는 개인의 장기간에 걸친 자료, 즉 패널자료(panel data)를 이용하여 한다는 주장이 크게 부각되어 있다.

만약 개인의 소득수준이 생애에 걸쳐 변화되지 않는다면 장기간에 걸친 소득분포와 특정 시기의 소득분포간에 차이가 없을 것이다. 그러나 개인의 소득은 여러 요인들 때문에 절대적인 수준이 변화되거나 상대적인 수준이 변화되기도 한다.

따라서 개인의 소득수준이 시간에 따라 변화되면 특정 시기의 횡단면 자료를 이용하여 측정된 소득불평등도와 장기간에 걸친 패널자료를 이용하여 측정된 소득불균등도간에 격차가 발생하게 된다.

일반적으로 특정 시기에 관측된 소득은 항상적인 소득(permanent incomes)과 일시적인 소득(transitory incomes)으로 세분될 수 있다. 그런데 일시적인 소득은 측정기간을 장기화하면 상쇄되기 때문에 특정한 시기가 아닌 장기간에 걸친 소득분배는 보다 균등하게 된다. 따라서 소득불평등도

를 측정하는데 보다 적합한 소득개념이 항상소득임을 고려하여 많은 학자들이 소득 또는 근로소득 수준의 분포상 이동(incomes or earnings mobility: 이하 소득이동)에 대하여 관심을 기울이고 있다.

본 장에서는 「도시가계조사」 소득패널자료를 구축하여 가구주의 근로소득을 기준으로 소득분배의 동태적인 측면을 분석하고자 한다. 이를 위하여 본 장은 다음과 같이 구성된다. 제2절에서는 소득이동에 대한 외국의 기존 연구에서 도출되고 있는 공통적인 분석결과를 개관한다. 제3절에서는 소득이동에 대한 다양한 지표를 체계적으로 분석한다. 제4절에서는 1998~2000년의 「도시가계조사」 소득패널자료를 이용하여 우리나라 소득분배의 동태적 측면을 분석하고 가능한 범위 내에서 분석결과를 국제적으로 비교한다. 제5절에서는 이상의 분석결과를 요약하고 정책적 시사점을 제시한다.

제2절 기존 연구에 대한 개관

그 동안 다른 선진국에서는 소득이동에 대한 연구가 상당히 진전되어 왔다. 특히 이 분야에 대한 연구는 패널자료가 많이 축적되어 있는 국가에서 보다 활발하게 이루어지고 있는데, 이하에서는 기존 연구를 중심으로 정형화된 사실들을 도출하고자 한다.

우선, 미국에서는 지난 1970년대 이후 최근까지 임금격차가 확대되고 있다(Gottschalk, 1997). 기존의 연구에 따르면 이와 같은 임금격차 확대는 노동시장에서 공급측 요인의 변화(Topel, 1997), 숙련편향적인 기술진보 및 국제무역의 증대 등과 같은 수요측 요인의 변화(Jonson, 1997), 그리고 노조 조직률의 하락, 최저임금의 실질가치 하락, 규제완화의 영향 등과 같은 제도적 요인의 변화(Fortin & Lemieux, 1997) 등으로 설명되고 있다.

이와 더불어 Gittleman & Joyce(1995, 1996), Gottschalk & Moffit(1994), Rose(1993, 1994, 1995), Schiller(1994) 등은 패널자료를 이용하여

미국의 근로소득 이동을 분석하였는데, 이들은 특히 1970~80년대에 근로소득의 상대적인 이동은 그다지 크지 않았음을 공통적으로 지적하고 있다. 특히 Gottschalk & Moffit(1994)는 근로소득 불평등도가 높아졌음에도 불구하고 근로소득의 상대적인 이동이 안정적이었던 것은 일시적인 근로소득(transitory earnings)의 분산이 항상적인 근로소득(permanent earnings)의 분산을 증가시켰기 때문이라고 주장하고 있다.

그리고 미국과 다른 국가들간의 소득이동에 대한 국제비교도 상당히 진전되어 있다. Burkhauser, Holtz-Eakin & Rhody(1997)는 미국과 독일의 패널자료를 이용하여 근로소득 이동수준을 비교하였다. 이들은 이들 국가간에 노동시장을 둘러싼 제도상의 차이가 존재함에도 불구하고 근로소득 이동수준이 매우 유사하다고 결론을 내리고 있다. 그리고 Aaberge et al.(1996)도 미국과 북유럽국가들의 소득불평등도 및 소득이동 수준을 비교하였다. 이들은 소득불평등도는 미국이 북유럽국가들보다 높고, 소득의 측정기간을 장기화하더라도 소득불평등도의 국가별 순위는 변화되지 않고, 소득이동의 실태도 거의 유사하여 소득의 측정기간을 장기화함에 따른 소득불평등도의 감소율도 거의 비슷함을 보이고 있다.

이와 같이 단편적으로 진행되었던 소득이동에 대한 국제비교는 OECD(1996) 및 OECD(1997)에서 미국을 포함한 OECD 주요국으로 확대되어 체계적으로 정리되었다. 이하에서는 OECD(1996) 및 OECD(1997)에 보고된 주요한 분석결과를 살펴보고자 한다.

<표 4-1> OECD 주요국의 근로소득 불평등도와 소득이동 수준(1986~91)

	근로소득 불평등도 및 그 변화		근로소득 상관계수(1986~91)	
	D90/D10 (1991)	D90/D10 변화율 (1986~91)	피어슨	스피어만
덴마크	2.15	감소함	0.649	0.652
핀란드	2.47	안정적	0.363	0.540
프랑스	3.26	증가함	0.760	0.754
독일	2.52	감소함	0.793	0.754
이탈리아	2.64	안정적	0.785	0.725
스웨덴	2.11	안정적	0.711	0.695
영국	3.28	대폭증가	0.705	0.709
미국	3.66	대폭증가	0.680	0.674

자료: OECD(1996, 81).

첫째, 분위수배율로 측정된 근로소득의 불평등도는 미국, 영국, 프랑스 등이 상대적으로 높게 나타났을 뿐만 아니라 이들 국가에서 소득불평등도가 지난 1986~91년에 보다 악화되었다.

둘째, 그러나 근로소득의 불평등도가 높은 국가가 반드시 근로소득의 이동수준이 높게 나타나지는 않았다. 예컨대, 미국의 소득불평등도 및 악화속도가 다른 국가들에 비하여 가장 높았지만, 소득이동에 대한 하나의 지표인 상관계수는 다른 국가들에 비하여 현저하게 높지 않았다. 특히 대부분의 국가에서 근로소득의 상관계수가 전반적으로 0.7 근방에 집중되어 있는데, 이는 특정 연도에 측정된 소득불평등도의 약 2/3가 지속적으로 영향을 미치고 그 나머지는 일시적인 요인으로 상쇄됨을 시사한다.

셋째, 소득이동 수준은 국가간에 크게 차이가 나지 않고 유사성이 보다 일반적으로 관측되고 있는데, 이는 상관계수 이외에 소득이동 수준에 대한 다른 지표들을 분석한 결과에서도 공통적으로 나타나고 있다. 예컨대, 상대적인 소득수준에 따라 세분된 5분위 소득계층간 이행행렬을 살펴보면 지난 1986~91년에 거의 모든 국가에서 약 1/2의 근로자가 최소한 1분위 이상 상방 또는 하방이동한 것으로 나타나고 있다. 그러나 절대적

<표 4-2> OECD 주요국의 근로소득 이행행렬(1986~91)

	상대적 소득기준(5분위값)				절대적 소득기준(소득중위값)			
	평균 이동 비율	잔류 (%)	1분위 이동(%)	2분위 이상 이동(%)	평균 이동 비율	잔류 (%)	1분위 이동(%)	2분위 이상 이동(%)
덴 마 크	0.764	47.6	35.6	16.8	0.555	55.2	36.1	8.8
핀 란 드	0.891	44.1	34.4	21.5	0.796	46.1	36.0	17.9
프 랑 스	0.587	56.8	32.0	11.2	0.506	60.5	31.2	8.3
독 일	0.621	53.0	35.7	11.2	0.541	55.3	37.6	7.1
이탈리아	0.679	50.6	35.3	14.1	0.524	55.6	37.6	6.9
스웨덴	0.676	52.7	33.8	13.5	0.468	61.6	32.1	6.3
영국	0.716	48.1	36.8	15.1	0.697	48.2	37.6	14.2
미국	0.732	48.8	35.5	15.7	0.784	47.8	35.0	17.3

주: 절대적 소득수준을 기준으로 세분된 소득계층은 중위값(median)의 0.65배 이하, 0.65~0.95배, 0.95~1.25배, 1.25~1.55배, 1.55배 이상 등 5개로 세분됨.
자료: OECD(1996, 81).

소득수준을 기준으로 세분된 소득계층간 이동에서는 미국이 상대적으로 높게 나타나고 있는데, 이는 미국의 소득불평등도가 높다는 사실과 연관되어 있다.

특히 OECD(1997)에서는 근로소득 이동이 장기간에 걸쳐 관측된 근로소득의 불평등도를 어느 정도 완화시키는가를 보다 심층적으로 분석하고 있다. 이에 대한 분석결과는 소득불평등도에 대한 종합적인 지표를 이용한 Shorrocks 이동지수로 반영되고 있다³⁶⁾.

비록 소득불평등 종합지표 중에서 어떠한 지표를 이용하는가에 따라 소득이동의 소득불평등도 완화효과가 각각 상이하게 그리고 국가간 순위도 다르게 추정되고 있지만, 전반적으로 지난 1986~91년에 소득이동이 소득불평등도 완화에 미친 효과는 약 10%에 그치고 있다³⁷⁾. 이는 횡단면

<표 4-3> OECD 주요국의 소득이동의 소득불평등도 감소효과(1986~91)

(단위 : %)

		덴마크	프랑스	독 일	이탈리아	영 국	미 국
전 체		11.0	11.0	15.3	12.1	11.4	11.9
성	남 자	11.0	10.6	16.2	11.7	13.6	12.5
	여 자	18.3	15.4	19.2	16.9	10.7	16.1
연령	25세이하	25.3	29.3	48.5	30.5	19.5	27.3
	25~34세	14.9	15.4	12.3	16.3	14.7	14.7
	35~49세	9.4	9.3	6.8	9.1	9.4	9.4
	50~64세	6.0	8.4	6.9	9.7	8.8	8.9
학력	중졸이하	15.1	-	27.5	-	-	18.6
	고 졸	13.4	-	18.2	-	-	15.9
	전문대졸	20.5	-	6.2	-	-	15.7
	대졸이상	10.1	-	-	-	-	12.2
직장 이동	없 음	6.1	10.2	11.7	9.2	9.9	8.1
	최소 1회	15.5	15.8	24.5	18.8	13.2	17.3

주 : 1) 소득불평등도 감소효과는 대수편차 평균(MLD)을 이용한 Shorrocks 이동지수로 측정됨.

2) 전일제 근로자(full-time workers)가 분석대상임.

자료 : OECD(1997, 32).

36) 이 지표에 대해서는 제3절 소득이동에 대한 지표에서 상세하게 다룬다.

37) 이는 지니계수를 제외한 다른 지표들 예컨대 대수편차 평균, 타일지수 등을 이용한 Shorrocks 이동지수에 한정된다. 그런데 지니계수를 이용한 Shorrocks 이동지수는 전반적으로 약 5%로 나타나고 있다. 이에 대해서는 OECD(1997, 31) 참조.

자료를 이용하여 측정된 소득불평등 수준이 상당기간 지속됨을 시사한다.

그리고 근로소득 이동이 소득불평등도를 완화시키는 효과는 여성일수록, 청소년층일수록, 학력수준이 낮을수록, 직장이동이 빈번할수록 상대적으로 보다 높게 나타나고 있다. 특히 독일의 경우에는 그 효과가 집단별로 크게 차이가 나고 있다. 또한 소득이동에 따른 소득불평등도 완화효과는 집단 내에서 주로 이루어지고 있다.

제3절 소득이동에 대한 지표

비록 소득분배의 동태적 실태를 측정하는 방식은 매우 다양하지만, 이하에서는 OECD(1996)를 중심으로 주요한 측정방식을 살펴보고자 한다.

1. 소득불평등 지표의 변화

이는 기준 연도와 비교 연도의 소득불평등 수준에 대한 종합적인 지표 또는 분위별로 세분화된 지표를 측정하고 그 변화를 분석하는 방식이다. 그러나 제2장에서 살펴본 바와 같이 각각의 지표는 분포상의 특정한 부분에 민감하게 영향을 받고 있기 때문에 여러 지표들을 종합적으로 분석할 필요성이 있다.

2. 상관계수

기준 연도 및 비교 연도의 소득에 대한 상관계수를 측정하여 소득이동의 수준을 분석하는 방식이 있다. 이와 같이 측정된 상관계수는 특정한 개인의 소득이 시간에 종속적인가 아니면 독립적인가를 판별하도록 한다.

그런데 소득이동의 수준을 상관계수로 측정하는데, 다음과 같은 2가지 방식이 일반적으로 이용되고 있다. 첫째, 피어슨 상관계수(Pearson Correlation Coefficient)로서 기준 연도와 비교 연도의 소득간의 상관관계를 측정하는

지표이다. 만약 상관계수가 0이면 기준 연도의 소득과 비교 연도의 소득은 시간상으로 완전히 독립적으로 된다. 둘째, 스피어만 상관계수(Spearman Correlation Coefficient)로서 비교 연도의 소득의 순위(rank)가 기준 연도에 비하여 얼마나 변동되었는가를 측정한다. 만약 소득의 순위가 변동되지 않았다면 스피어만 상관계수, 즉 순위상관계수는 0이 된다.

3. 소득수준의 변화율

이는 특정한 개인의 소득이 비교 연도에 비하여 얼마나 변동하였는가를 측정하는 방식이다. 보다 구체적으로는 이 지표는 식 (4-1)과 같이 비교 연도의 소득 y_t^i 의 자연대수값에서 기준 연도의 소득 y_0^i 의 자연대수값을 차감한 수치를 평균하여 도출된다.

$$DM = \frac{1}{n} \sum_i [\log y_t^i - \log y_0^i] \cdots \cdots \cdots (4-1)$$

4. 이행행렬(transition matrix)

앞서 살펴본 지표들은 특정한 개인의 소득분포상의 위치 변화에 대한 정보를 구체적으로 제시하지 못하고 있다. 그러나 이행행렬은 특정한 개인의 소득분포상 위치가 기준 연도와 비교 연도 사이에 어떻게 변화되었는가를 구체적으로 보여준다.

그런데 소득계층을 세분하는 방식에 따라 상대적인 소득수준 및 절대적인 소득수준을 기준으로 하는 이행행렬이 도출된다. 첫째, 상대적인 소득수준을 기준으로 하는 이행행렬은 소득계층을 상대적인 소득수준에 따라 5분위(quintiles) 또는 10분위(deciles)로 세분하여 도출된다. 둘째, 절대적인 소득수준을 기준으로 하는 이행행렬은 일반적으로 소득의 중위값(median)을 기준으로 중위값의 65% 미만, 65~95%, 95~125%, 125~155%, 155% 이상 등 5개의 소득계층별로 세분하여 도출된다.

5. Shorrocks 이동지수

소득이동이 소득불평등도의 감소에 미치는 효과를 측정하는데 일반적으로 이용되고 있는 Shorrocks(1978)의 이동지수는 전체 분석기간 T 에 대한 소득불평등 지표를 특정 시점의 소득불평등 지표와 비교한 지표로서 구체적으로는 다음과 같이 도출된다.

우선, 특정한 개인 i (단, $i=1, 2, \dots, N$)의 특정한 시점 t (단, $t=1, 2, \dots, T$)에서의 소득을 y_{it} 특정 시점에서의 개인별 소득에 대한 벡터 y_t 를 $y_t \equiv [y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{Nt}]$ 라고 하자. 다음으로, 전체 기간에 대한 각 개인의 평균소득을 $\bar{y}_{iT} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}$ 이에 대한 벡터를 $\bar{y}_T \equiv [\bar{y}_{1T}, \bar{y}_{2T}, \dots, \bar{y}_{NT}]$ 라고 하자. 그러면 특정 개인 i 의 T 기간에 걸친 평균소득 \bar{y}_{iT} 는 항상소득(permanent income)의 개념에 해당된다.

Shorrocks(1978)의 고정지수(Rigidity Index)는 소득불평등에 대한 특정한 지표 $I(\cdot)$ 를 이용하여 T 기간에 걸친 소득불평등도를 특정 시점의 소득불평등도를 가중치 w_t 를 이용하여 합산한 수치로 나눈 지표로서 식 (4-2)와 같이 정의된다.

$$R(y_T) = \frac{I(\bar{y}_T)}{\sum_{t=1}^T w_t \times I(y_t)} \dots\dots\dots (4-2)$$

그런데 가중치는 식 (4-3)과 같이 특정 시점의 소득의 합계를 T 기간에 걸친 소득의 합계로 나눈 수치로 정의된다.

$$w_t = \frac{\sum_{i=1}^N y_{it}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it}} = \frac{N \bar{y}_t}{NT \bar{y}_T} = \frac{1}{T} \frac{\bar{y}_t}{\bar{y}_T} \dots\dots\dots (4-3)$$

따라서 식 (4-3)을 식 (4-2)에 대입하여 정리하면 식 (4-4)와 같은

Shorrocks의 고정지수가 도출된다.

$$R(y_T) = \frac{I(\bar{y}_T)}{\sum_{t=1}^T w_t \times I(y_t)} = \frac{I(\bar{y}_T)}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{y_t}{y_T} \times I(y_t)} \dots\dots\dots(4-4)$$

Shorrocks(1978)에 따르면 소득이동지수 $M(y_T) = 1 - R(y_T)$ 로 정의되는데, 소득이동에 따른 소득균등화 효과가 완전하다면(fully equalizing mobility) $R(y_T)$ 는 0이 되고 $M(y_T)$ 는 1이 된다. 그러나 소득이동에 따른 소득균등화 효과가 전혀 없다면(no equalizing mobility) $R(y_T)$ 는 1이 되고 $M(y_T)$ 는 0이 된다.

6. Fields 이동지수

비록 Shorrocks 이동지수는 소득이동이 소득불평등도의 감소에 미치는 효과를 나타내고 있지만, 소득이동이 장기적으로 소득분배를 악화시키고 있는가 아니면 개선시키고 있는가를 반영하지 못하고 있다.

Fields(2000)는 이러한 문제점을 개선하기 위하여 식 (4-5)와 같이 기준 시점의 소득불평등도 $I(y_1)$ 가 전체 기간에 대한 소득불평등도 $I(\bar{y}_T)$ 에 대비하여 얼마나 변화되었는가를 측정하는 이동지수를 제시하고 있다³⁸⁾.

$$P = 1 - \frac{I(y_T)}{I(y_1)} \dots\dots\dots(4-5)$$

38) 이 밖의 소득이동에 대한 다른 지표들에 대해서는 유경준(2001) 참조.

제4절 소득이동에 대한 실증분석

1. 분석자료

본 연구에서는 우리나라의 소득이동을 분석하기 위하여 이용하는 자료는 1998~2000년의 「도시가계조사」 원자료이다. 그러나 이 실태조사에서는 가구주가 근로자가 아닌 비근로자가구의 소득은 조사되고 있지 않을 뿐만 아니라 소득이 조사되는 근로자가구라고 하더라도 조사단위가 가구이기 때문에 가구원 개개인에 대한 소득이 원천별로 조사되고 있지 않다. 다만, 근로자가구의 가구주 근로소득은 매월 조사되고 있다. 따라서 본 연구에서는 근로자가구의 가구주 근로소득을 기준으로 소득분배의 동태적 실태(earnings mobility)를 분석한다.

이러한 소득이동 실태를 분석하기 위하여 「도시가계조사」 원자료는 다음과 같은 방식을 거쳐 월별자료가 분기자료 및 연간자료로 전환되어 패널자료(panel data)로 구축된다³⁹⁾.

첫째, 가구의 고유번호(즉, ID)를 이용하여 「도시가계조사」의 월별자료를 분기자료로 전환한다. 그런데 가구주가 임금근로자에서 비임금근로자 또는 비취업자로 전환되면 가구주의 근로소득은 조사되지 않기 때문에 특정한 분기에도 가구주의 근로소득이 3회 조사되는 표본은 그 만큼 줄어들게 된다.

따라서 본 연구에서는 표본의 유실을 최소화하기 위하여 원자료의 복제(duplication) 유무를 불문하고 특정한 분기에 적어도 1회 이상 가구주의 근로소득이 조사된 가구를 분석대상으로 선정하여 분기자료로 전환한다.

39) 이하에서는 이를 「도시가계조사」 소득패널자료라고 지칭한다. 물론 이 자료는 제5장 및 제6장의 분석자료인 「도시가계조사」 분기자료, 분기연결패널자료, 전체 연결패널자료와 자료의 가공방식이 약간 상이하기 때문에 직접적인 비교는 가능하지 않다.

둘째, 이와 같이 분석대상으로 선정된 가구의 월별자료를 분기자료로 전환하는데 평균값을 이용한다. 그러나 연속변수가 아닌 이산변수를 평균하여 분기자료로 전환하면 문제가 발생할 수 있기 때문에 본 연구에서는 이들 이산변수에 대해서는 계산된 평균값을 반올림하는 방식으로 이산변수로 다시 전환한다.

셋째, 이와 같이 가공된 분기자료는 동일한 방식으로 가구의 고유번호(ID)를 이용하여 연간 또는 3년간 지속적으로 관측된 가구주에 대한 패널자료로 구축된다⁴⁰⁾. 실제로 지난 3년간, 즉 1998년 1/4분기 이후 2000년 4/4분기까지 매 분기에 지속적으로 관측된 표본수는 810개에 이르고 있다.

2. 실증분석 결과

가. 소득불평등 지표의 변화

우선, 근로소득의 불평등도를 OECD(1996)와의 비교를 용이하게 하기 위하여 분위수배율로 분석한 결과가 <표 4-4>에 나타나 있다. 가장 대표적인 분위수배율인 $D90/D10$ 을 살펴보면, 1998년에는 3.6배였으나 2000년에는 4.0배로 높아져 상위층과 하위층간의 근로소득 격차가 확대되었다.

다음으로, 근로소득의 지니계수를 분석한 결과는 <표 4-5>에 나타나 있는데, 이를 시계열적으로 살펴보면 1998년 0.24649, 1999년 0.25781, 2000년 0.25925 등으로 높아졌다. 그리고 지난 1998~2000년간 동일한 근로자에 대하여 측정된 근로소득의 지니계수는 0.24570으로 나타났다. 이와 같은 소득불평등도 격차는 지난 3년간 소득이동이 발생하였음을 시사한다.

특히 소득이동에 따른 소득균등화 효과를 측정하는 Shorrocks 이동지수는 0.03574로 나타나, 분석기간 중에 소득이동에 따른 소득균등화 효과가 약 3.6% 정도 발생하였음을 보여주고 있다⁴¹⁾. 또한 Fields 지수는

40) 이와 같이 패널자료를 구축하는데, 명목 근로소득은 분기별 소비자물가지수를 이용하여 실질 근로소득으로 전환된다.

<표 4-4> 근로소득 분위수배율(1998, 2000)

(단위: 천원/년, 배)

	D90	D10	D90/10
1998	33,493	9,240	3.6
2000	39,462	9,781	4.0

자료: 통계청, 「도시가계조사」 소득패널자료.

<표 4-5> 근로소득 지니계수(1998~2000)

	지니계수	평균값(천원)	중위값(천원)
1998	0.24649	20,978	19,829
1999	0.25781	22,299	21,096
2000	0.25925	24,140	23,114
1998~2000	0.24570	22,473	21,598
	Shorrocks 이동지수		3.6%
	Fields 이동지수		0.3%

자료: 통계청, 「도시가계조사」 소득패널자료.

0.003205로서 소득이동에 따른 소득불평등도 개선효과가 분석기간 중에 약 0.3% 발생하였음을 보여주고 있다.

그러나 앞서 살펴본 OECD 국가들에 대한 연구는 지난 5년간(1986~91년)의 분석결과로서 측정기간의 차이, 분석대상의 차이 등을 고려하면 직접적인 비교는 가능하지 않다. 다만, 우리나라도 다른 국가들과 마찬가지로 분석기간을 연장하면 소득이동에 따른 소득균등화 효과는 보다 크게 발생할 것으로 보인다⁴²⁾.

나. 상관계수 분석결과

1998년 및 2000년에 한정하여 근로소득 상관계수를 분석한 결과는 <표

41) 앞서 언급한 바와 같이 지니계수를 이용하여 측정된 Shorrocks 이동지수는 다른 지표를 이용한 경우보다 약 절반 정도 낮게 나타나고 있다.

42) 이와 관련하여 「도시가계조사」의 월별자료를 이용하여 통상적으로 발표되는 소득불평등도는 분기 또는 연간 등으로 측정기간을 장기화할수록 소득불평등도는 낮아지게 된다. 이는 제2장 및 제3장에서 살펴본 소득의 개념뿐만 아니라 소득의 측정기간에 따라서도 소득불평등도가 상이하게 측정될 수 있음을 시사한다. 이에 대한 분석결과는 <부표 1>, <부표 2>, <부표 3> 및 <부표 4> 참조.

<표 4-6> 근로소득 상관계수(1998, 2000)

시간의존성(Time Independence)	피어슨 상관계수	0.83751
순위이동(Positional Movement)	스피어만 상관계수	0.86103

자료: 통계청, 「도시가계조사」 소득패널자료.

4-6>에 나타나 있다. 소득의 절대값을 기준으로 측정한 피어슨 상관계수(Pearson Correlation Coefficient)는 0.83751, 소득의 순위를 기준으로 측정한 스피어만 상관계수(Spearman Correlation Coefficient)는 0.86103으로 나타나고 있다.

OECD(1996)에 보고된 국가들의 상관계수가 대략 0.7 정도이다. 그러나 OECD(1996)의 분석기간은 지난 5년간이고 우리나라는 지난 2년간이기 때문에 단순히 비교할 수 없다. 왜냐하면 우리나라도 OECD(1997)와 마찬가지로 분석기간을 확대하면 상관계수가 이보다 낮아질 것으로 보이기 때문이다. 따라서 소득이동 수준이 다른 국가들과 현저하게 차이가 난다고 단정할 수 없다.

다. 이행행렬 분석결과

앞서 살펴본 바와 같이 이행행렬은 상대적인 소득을 기준으로 또는 절대적인 소득을 기준으로 분석될 수 있다.

우선, 상대적인 소득을 기준으로, 즉 소득수준을 5개의 분위로 세분하고 1998년에 특정 분위의 근로자가 2000년에는 어느 분위로 이동하였는가를 분석한 결과는 <표 4-7>에 나타나 있다. 이를 살펴보면 1998년에 최하위 소득계층인 1/5분위에 속해 있던 근로자 중에서 80.2%는 그 계층에 그대로 잔류하고 있으며, 19.8%가 상위 소득계층으로 이동하였다. 반면에 최상위 소득계층인 5/5분위에 속해 있던 근로자 중에서 67.9%가 같은 분위에 잔류하고 있으며, 32.1%는 하위 소득계층으로 이동하였다. 특히 중간층에 해당되는 3/5분위에 속해 있던 근로자 중에서 48.1%는 지난 2년간 동일한 소득계층에 잔류하고 있으며, 그 나머지는 상위 또는 하위 소득계층으로 이동하였다. 전체적으로 지난 2년간 60.2%의 근로자가

<표 4-7> 소득 5분위간 이행행렬(1998, 2000)

(단위: 명, %)

2000 1998	1/5분위	2/5분위	3/5분위	4/5분위	5/5분위	전 체	하방이동	수평잔류	상방이동
1/5분위	130	28	4	0	0	162	0.0	80.2	19.8
2/5분위	27	87	39	8	1	162	16.7	53.7	29.6
3/5분위	1	39	78	32	12	162	24.7	48.1	27.2
4/5분위	2	5	33	83	39	162	24.7	51.2	24.1
5/5분위	2	3	8	39	110	162	32.1	67.9	0.0
전 체	162	162	162	162	162	810	19.6	60.2	20.1

자료: 통계청, 「도시가계조사」 소득패널자료.

동일한 소득계층에 잔류하고 있었으며, 19.6%는 하위 소득계층으로, 그리고 20.1%는 상위 소득계층으로 이동하였다⁴³⁾.

다음으로, <표 4-8>에는 지난 2년간 소득이동 수준에 대한 평균값 및 1분위 또는 2분위 이상 이동한 근로자의 비율이 나타나 있다. 이를 살펴 보면 평균 이동비율은 0.47, 동일한 분위에 잔류한 근로자의 비율은 60.2%, 1분위를 이동한 근로자의 비율은 34.1% 그리고 2분위 이상 이동한 근로자의 비율은 5.7%로 나타나고 있다⁴⁴⁾. 비록 OECD(1996)에 따르면 지난 5년간 이동한 근로자의 비율은 약 1/2로 나타나고 있지만, 우리나라도 분석기간을 연장하면 이동한 근로자의 비율은 더욱 높아질 것으로 보인다.

끝으로, 상대적인 소득수준이 아닌 절대적인 소득수준(예: 소득중위값)을 기준으로 지난 2년간 이동실태를 살펴보면, 평균 이동비율은 0.61, 동일한 계층에 잔류한 근로자의 비율은 51.0%, 1계층을 이동한 근로자의 비율은 39.3%, 2계층 이상 이동한 근로자의 비율은 9.8%로 나타나고 있다. 따라서 상대적인 소득보다 절대적인 소득을 기준으로 분석하면 근로자의 이동비율이 높게 나타난다.

43) 지난 1년간 또는 2년간 소득 10분위간 이행행렬에 대한 분석결과는 <부표 5>, <부표 6> 및 <부표 7>에 나타나 있다.

44) 평균 이동비율이란 기준 연도와 비교 연도 사이에 발생한 소득계층값 변화분의 절대값을 단순 평균한 수치이다.

<표 4-8> 소득계층간 이행실태(1998→2000)

(단위: %)

	평균 이동비율	잔 류	1분위 이동	2분위이상이동
상대적 소득기준	0.46667	60.2	34.1	5.7
절대적 소득기준	0.60864	51.0	39.3	9.8

자료: 통계청, 「도시가계조사」 소득패널자료.

라. 근로소득 이동요인 회귀분석

그렇다면 근로소득 분포상의 이동을 결정하는 요인은 무엇인가? 본 연구에서는 소득이동을 결정하는 요인이 항상적(permanent)인가 당시의 경제상황에 따른 일시적(transitory)인가를 분석하고자 한다.

이를 위하여 지난 2년간 근로소득의 상대적 변화분을 종속변수, 근로자의 인적자본축적과 관련된 변수들을 독립변수로 하여 회귀분석한다. 이를 보다 상세하게 살펴보면 종속변수는 비교 연도의 평균소득에 대비한 특정 근로자의 근로소득과 기준 연도의 평균소득에 대비한 특정 근로자의 근로소득과의 차이를 식 (4-6)와 같이 설정하고, 독립변수로는 가구주의 연령, 연령자승, 학력, 성 등을 포함한다.

$$D_{t,0}^i = \frac{y_t^i}{y_t} - \frac{y_0^i}{y_0} \dots\dots\dots (4-6)$$

그런데 이에 대한 분석결과인 <표 4-9>를 살펴보면, 대부분의 변수가 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다. 특히 다른 국가들의 경우 청년층에서 연령이 소득이동에 통계적으로 유의하게 영향을 미치고 있었다. 그러나 우리나라의 경우에는 분석기간이 불과 2년에 불과하기 때문에 연령이 소득이동에 미치는 효과는 유의하지 않게 나타난 것으로 보인다. 그리고 연령 이외의 변수들이 유의하지 않은 것은 결국 소득이동이 일시적인 요인(transitory factor)에 의한 것이거나 아니면 근로자의 생산성을 결정하고 있지만 관찰이 불가능한 요인(unobserved factor)에 의한 것이라고 보여진다⁴⁵⁾.

45) 이에 대한 추가적인 분석은 별도의 연구과제로 남겨둔다.

<표 4-9> 소득이동 결정요인에 대한 회귀분석

	회귀계수	t-값
성	-0.01323	-0.40
연 령	-0.01228	-1.53
연령자승/100	0.00865	0.95
학 령	0.02624	1.28
결정계수	0.0266	

자료: 통계청, 「도시가계조사」 소득패널자료.

제5절 요약 및 시사점

본 장에서는 경제위기 이후 소득분배의 동태적인 실태를 보다 체계적으로 살펴보기 위하여 동일한 근로자를 지속적으로 관측한 「도시가계조사」 소득패널자료를 구축하고 이를 분석자료로 이용하여 근로소득의 이동(earnings mobility)에 대하여 분석하였다. 주요한 분석결과 및 시사점을 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 비록 횡단면자료가 아닌 패널자료를 이용하더라도 지난 2년간 가구주의 근로소득 불평등도는 악화되었다. 그러나 특정 연도에 한정하여 측정된 소득불평등도는 지난 2년간에 걸쳐 측정된 소득불평등도보다 높게 나타났다. 이는 소득이동이 장기적으로 소득불평등도를 완화시킴을 시사한다. 실제로 지난 1998~2000년의 소득이동이 소득균등화에 미친 효과는 약 3.6%, 소득불평등도 개선에 미친 효과는 약 0.3%로 나타나고 있다.

둘째, 특정한 근로자의 절대적인 소득수준 및 상대적인 소득순위가 시간에 어느 정도 의존적인가를 피어슨 및 스피어만 상관계수로 분석한 결과 각각 0.83751 및 0.86103으로 나타났다. 그리고 상대적 소득수준 및 절대적 소득수준을 기준으로 소득계층을 세분하고 1998~2000년의 소득계층간 이행행렬을 분석한 결과 지난 2년간 동일한 소득계층에 잔류하였던 근로자의 비율은 각각 60.2% 및 51.0%로 나타났다. 이러한 분석결과

지난 2년간 소득이동이 활발하게 진행되었음을 시사한다.

셋째, 특정한 근로자의 근로소득 이동을 결정하는 주된 요인에 대하여 분석한 결과 대부분의 변수는 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 이와 같은 분석결과는 소득이동에 대한 분석기간이 짧을 뿐만 아니라, 소득이동 그 자체가 일시적인 요인(transitory factor)이거나 근로자의 생산성과 직접 연계되어 있지만 관찰불가능한 요인(unobserved factor)에 기인함을 시사한다. 따라서 향후 장기간에 걸친 소득패널자료를 구축하여 소득이동의 결정요인에 대한 체계적인 분석이 요망된다.

제5장

빈곤에 대한 동태적 분석

제1절 머리말

본 장에서는 경제위기 이후의 빈곤의 동태적 추이를 분석하고, 빈곤으로의 진입 및 탈출을 결정하는 요인이 무엇인가에 대하여 분석하고자 한다. 1997년 말 경제위기 이후 실업이 급증하면서 소득분배가 악화되었을 뿐만 아니라 빈곤계층이 크게 증가하였다. 그리하여 일각에서는 빈곤계층이 1,000만에 이른다는 분석이 제기되기도 하였다.

이와 같이 빈곤의 심각성에 대한 사회적 공감대가 확산되었음에도 불구하고 빈곤의 동태적인 추이와 결정요인에 대한 분석을 통해서 빈곤의 원인을 파악하고, 이를 극복하기 위한 정책을 제시한 연구는 그다지 많지 않다. 다만, 빈곤의 동태적인 변화에 대한 기존의 국내연구로는 다음과 같은 몇 가지가 있을 뿐이다. 경제위기 이전의 연구로서 자활보호대상자에 대한 실태조사자료를 이용한 강철희(1997)와 박병현(1997) 그리고 대우경제연구소의 「한국가구패널조사」 자료를 이용한 이원익(1999)은 빈곤 기간에 대하여 분석하였다. 최근에는 박순일·최현수·강성호(2000)가 「도시가계조사」 자료를 이용하여 빈곤의 결정요인, 빈곤으로의 진입·탈출 및 빈곤기간 등에 대하여 포괄적으로 연구하였으며, 금재호·김승택(2001)

은 한국노동연구원의 「한국노동패널」 자료를 이용하여 빈곤의 결정요인과 동태적인 이행에 대하여 분석하였다.

이와 같이 선행연구가 많지 않은 이유는 무엇보다도 자료상의 제약에 기인한다. 왜냐하면 전국적인 빈곤의 실태를 파악할 수 있는 자료가 드물 뿐만 아니라 빈곤의 추이를 동태적으로 분석하는 데는 많은 어려움이 따르기 때문이다. 본 연구도 자료상의 제약으로부터 자유롭지 않다. 따라서 본 연구에서는 정부의 공식통계자료를 최대한 활용하여 가능한 한 빈곤의 실태를 보다 정확하게 파악하고, 이에 근거해서 정책적 함의를 모색하고자 한다.

이를 위하여 본 장은 다음과 같이 구성된다. 제2절에서는 분석자료인 「도시가계조사」의 특성과 패널자료 구축방식을 설명한다. 제3절에서는 빈곤의 개념, 측정기준 등을 정리하고, 「도시가계조사」 원자료를 이용하여 외환위기 이후 최근까지 지난 3년간의 빈곤의 실태와 추이에 대해 정태적으로 분석한다. 제4절에서는 「도시가계조사」 원자료를 패널화하여 빈곤의 동태적인 추이를 살펴보고, 빈곤으로의 진입 및 탈출을 결정하는 요인에 대하여 분석한다. 제5절에서는 지난 3년간의 「도시가계조사」 원자료를 모두 패널자료로 전환하여 빈곤의 지속기간에 대하여 분석한다. 제6절에서는 본 장의 연구결과를 요약하고 정책적인 함의를 제시한다.

제2절 분석자료의 특성 및 구축방식

본 연구에서 사용하는 자료는 1998~2000년 3개년간의 「도시가계조사」 원자료이다⁴⁶⁾. 「도시가계조사」는 통계청이 매월 조사하여 분기별로 발표하는 대표적인 소비 및 소득실태에 관한 자료이다. 이 자료 이외에도 소

46) 비록 「도시가계조사」가 빈곤에 대한 분석을 수행하는데 중요한 자료임에도 불구하고 자료가 복잡하여 다루기 어려울 뿐만 아니라 아직까지 이를 이용한 연구가 충분히 이루어지지 않고 있다. 따라서 본 연구에서는 자료의 특성 및 구축방식에 대하여 보다 상세하게 설명하고자 한다.

득이나 소비와 관련된 조사들이 있으며, 각각 나름대로 조사대상과 조사 항목에서 장단점이 있다. 이에 대해서는 정진호·최강식(2001a)에 잘 정리되어 있다. 특히 「도시가계조사」는 도시지역에 거주하는 가구 중에서 가구원수가 2인 이상인 5,000여 가구를 표본추출하여 소득 및 소비실태를 조사하고 있다. 따라서 「도시가계조사」는 농촌지역의 모든 가구와 도시 지역의 단신가구가 조사대상에서 제외되어 있다는 한계를 지니고 있다. 이와 더불어 「도시가계조사」에서 소득은 가구주가 근로자인 가구(이하 ‘근로자가구’)만 조사되기 때문에 가구주가 자영업자(이하 ‘자영업자가구’)이거나 무직자인 경우(이하 ‘무업자가구’)에는 소득이 전혀 조사되고 있지 않다는 조사항목상의 한계를 지니고 있다.

우선, 본 연구에서는 빈곤의 동태적인 추이를 분석하기 위하여 「도시가계조사」 월별자료를 가구 고유번호(즉, ID)를 이용하여 분기자료로 전환하고, 분기자료를 패널자료로 전환하여 분석자료로 이용한다. 이와 같은 패널자료 구축과정에서 원자료에 포함되어 있지만, 매월 조사되지 않는 다음과 같은 가구는 분석자료에서 제외된다⁴⁷⁾. 첫째, 월별자료를 분기자료(이하 「분기자료」)로 전환하는데, 해당 분기에 3개월간 모두 조사가 이루어지지 않은 가구는 제외된다. 둘째, 2개 분기를 연결한 패널자료(이하 「분기연결패널자료」)를 구축하는데, 연속되는 6개월간 모두 조사되지 않은 가구는 제외된다. 셋째, 지난 3년간, 즉 12개 분기를 연결한 패널자료(이하 「전체 연결패널자료」)를 구축하는데, 36개월간 모두 조사되지 않은 가구는 제외된다.

이와 같은 방식으로 분기자료를 생성하고 패널자료를 구축하는 과정에서 상당수의 가구가 유실된다. 실제로 분석에 이용되는 분기자료, 분기연결패널자료, 전체 연결패널자료의 표본수는 <부표 8>에 정리되어 있다. 전반적으로 살펴보면 분기별 평균 표본가구수는 분기자료가 3,839가구,

47) 통계청에서는 매월 조사에서 누락되는 가구 때문에 발생하는 대표성의 문제를 완화하기 위하여 자료를 복제하는 방식을 채택하고 있다. 본 연구에서는 분석자료를 구축하는 과정에서 복제된 자료를 제거한다. 왜냐하면 자료의 복제방식이 1998~99년과 2000년간에 상이하기 때문이다. 실제로 1998~99년에는 조사된 가구번호에 조사된 가구의 값을 복제하였으나, 2000년에는 조사되지 않은 가구번호에 조사된 가구의 값을 복제하고 있다.

분기연결패널자료가 3,437가구, 전체 연결패널자료가 1,475가구로 나타나고 있다.

이와 같은 자료의 누락 때문에 패널자료를 이용하여 분석한 기술적 통계량은 「도시가계조사」 원자료를 제대로 대표하지 못한다는 한계를 지니게 된다⁴⁸⁾. 3가지 종류의 자료를 이용하여 분석한 가구유형별 분포를 살펴보면, 표본이탈은 자영자가구보다는 근로자가구와 무업자가구에서 약간 더 크다는 점을 확인할 수 있다(부표 9 참조). 또한 추정된 상대빈곤율을 자료종류별로 살펴보면, 빈곤계층에서 표본이탈이 약간 더 나타나고 있음을 확인할 수 있다. 그러나 표본이탈 정도는 그다지 크지 않은 것으로 나타나고 있다.

이러한 과정을 거쳐 생성된 자료들은 다음과 같이 각각의 분석자료로 이용된다. 첫째, 분기자료는 제3절의 빈곤의 전반적인 실태 및 빈곤과 관련된 요인들을 분석하는데 분석자료로 이용된다. 둘째, 이웃하는 2개 분기를 연결한 11개의 분기연결패널자료는 제4절의 빈곤으로의 진입·탈출 실태 및 결정요인을 분석하는데 분석자료로 이용된다. 셋째, 제5절의 빈곤의 지속기간에 대한 분석에서는 전체 연결패널자료가 분석자료로 이용된다⁴⁹⁾.

다음으로, 이와 같이 「도시가계조사」 원자료를 패널자료로 전환하더라도 실증분석에 필요한 새로운 변수를 생성하는 절차가 필요한데, 그 이유는 다음과 같다. 첫째, 월별자료를 분기자료로 전환하는 과정에서 월별 변수값을 분기별 변수값으로 전환하는 절차가 필요하기 때문이다. 실제로 연구자에게 제공된 「도시가계조사」 원자료에는 조사월이 표시되어 있지 않다. 둘째, 분기간 상태의 변화를 측정하는 새로운 변수가 필요하기 때문이다. 실제로 「도시가계조사」를 이용한 선행연구인 박순일·최현

48) 다만, 다변량분석을 하는 경우 자료상의 이러한 한계는 완화되지만, 특정한 변수값을 갖는 관측치수가 충분하지 않을 경우에는 추정결과의 신뢰성이 낮아질 수 있다. 따라서 다변량분석에서도 이러한 한계를 사전적으로 충분히 고려할 필요성이 있다.

49) 빈곤의 지속기간 및 탈출과 재진입을 분석하는 경우 전체 연결패널자료가 아니라 빈곤의 지속기간만큼 이어지는 자료를 모두 추출하여 분석에 사용할 수도 있으나, 자료의 처리과정이 지나치게 복잡하여 전체적으로 연결되는 자료만을 이용하여 분석한다.

수·강성호(2000)에서는 빈곤으로의 진입·탈출에 대한 동태적 분석에서 분기간 상태의 변화를 고려하고 있지 않지만, 본 연구에서는 분기간 상태의 변화가 빈곤에 미친 효과를 분석하는데 다음과 같은 절차를 거친다.

첫째, 분기자료에서 변수값을 생성하는 절차를 살펴보자. 본 연구에서는 변수의 속성에 따라 다음과 같은 2가지 상이한 방식을 채택한다. 우선, 이산변수의 경우 분기내 최빈값을 분기의 변수값으로 설정한다. 예컨대, 가구주의 성이 분기 내에서 변화된 경우 2개월간 관측된 성을 분기값으로 채택한다. 그러나 이와 같은 방식에 따르면 문제점이 발생할 수 있는데, 3개월간 변수값이 상이한 경우 최빈값을 설정할 수 없다. 예컨대, 3개월간 3가지 형태의 가구유형이 나타나는 경우 가구유형에 대한 분기의 변수값을 설정할 수 없다. 그러나 이와 같은 이례적인 사례가 많았기 때문에 해당 변수가 분석에 이용되는 경우 결손값(missing value)으로 처리한다(부표 9 참조). 이러한 방식은 가구주의 교육수준, 직종 등 모든 이산변수에 그대로 적용된다. 다음으로, 소득 또는 소비지출과 같은 연속변수는 분기내 평균값을 분기의 변수값으로 설정한다.

둘째, 분기간 상태의 변화를 측정하는 변수를 생성하는 절차는 더욱 복잡하다. 왜냐하면 분기간 상태의 변화를 포착하기 위해서는 이전 분기와 비교하여 변화된 내용을 포함하고 있는 변수를 생성하는 것이 필요할 뿐만 아니라 분기 내에서 변화가 발생한 경우 이전 분기와 비교하여 변화된 내용을 포함하여야 하기 때문이다. 본 연구에서 이용된 분기간 상태의 변화를 측정한 변수는 가구주의 성별 및 세대별 변화 여부와 변화방향, 가구유형의 변화 여부와 방향, 가구원수 및 취업가구원수의 변동여부 및 증감 등이다⁵⁰⁾.

50) 「도시가계조사」의 특성상 취업상황의 세부적인 변동내역은 파악되지 않고 있다. 그러나 「도시가계조사」가 「경제활동인구조사」의 하위표본이기 때문에 이에 대한 자료는 「도시가계조사」와 「경제활동인구조사」를 연결하면 가능하다. 그러나 본 연구에서는 자료상의 제약으로 이들 자료를 연결하지 못하고 있다.

제3절 빈곤의 개념 및 측정기준과 빈곤에 관한 정태분석

1. 빈곤의 정의와 측정기준

빈곤을 가장 단순하게 정의하면 ‘금전적인 부족상태’이다⁵¹⁾. 따라서 빈곤을 정의할 때 가장 먼저 직면하는 문제는 ‘무엇에 비추어서’ 부족 여부를 판정할 것인가이다. 이와 관련해서 크게 다음과 같은 3가지 기준이 있다(Atkinson, 1998; Ruggles, 1990). 첫째, 생계를 유지하기 위해 필요한 재화와 서비스의 절대적인 양을 설정하고 이에 미치지 못하는 경우 빈곤이라고 정의하는 ‘절대적 빈곤’이 있다. 우리나라의 국민기초생활보장제도에서 사용하는 최저생계비를 이용한 빈곤계층 판정이나, Oshansky's poverty scale을 사용한 미국의 공식빈곤선 등이 이에 해당된다. 둘째, 상대적인 기준을 이용하여 정의하는 ‘상대적 빈곤’이 있다. EU에서는 회원국간 비교에서 평균소득의 50%를 기준으로 하여 빈곤 여부를 판정하고 있다. 셋째, 본인이 주관적으로 생각하기에 적절하다고 생각되는 수준을 기준으로 판정하는 ‘주관적 빈곤’이 있다.

그리고 빈곤에 대한 개념이 동일하더라도 측정기준은 매우 다양하다. 예컨대, 절대적 빈곤선을 설정하는 경우에도 전물량방식과 반물량방식이 있다. 상대적인 빈곤의 기준도 소득의 중위값과 평균값을 사용할 것인지에 따라 달라질 수 있다. 주관적 빈곤도 구체적인 설문 양식에 따라 결과가 달라질 수도 있다. 또한 가구의 재정상태를 판정할 때 소득을 사용할 것인가, 지출을 사용할 것인가, 혹은 가구규모를 조정하는 균등화지수

51) 한편 최근 EU에서는 금전적인 결핍여부만으로 빈곤을 판정하는 것을 넘어서 주거, 환경, 교육, 문화 등 다양한 영역에서의 결핍 및 이의 동태적인 변화를 포착하기 위한 사회적 배제(social exclusion)라는 개념이 중요하게 부각되고 있고, 이를 극복하기 위한 EU 차원의 정책들이 활발히 모색되고 있다(Berghman, 1997; EC Commission, 2000).

로서 어떤 것을 사용할 것인가에 따라 판정결과가 달라지게 된다.

본 연구에서는 절대적 빈곤과 상대적 빈곤개념을 모두 사용하였다. 우선, 절대적인 빈곤선으로는 국민기초생활보장제도의 '최저생계비'를 이용하였다. 최저생계비는 보건사회연구원에 의해 1999년에 계측된 것으로 1998년과 2000년 최저생계비는 소비자물가지수를 이용하여 조정한 값을 사용하였다(김미곤 외, 1999).

그리고 빈곤여부를 판정할 때 소득을 이용한 빈곤과 소비를 이용한 빈곤을 모두 사용하였다. 그 이유는 개념적으로 소득이 적절한 기준이 될 것인지, 소비가 적절한 기준인지에 대해서는 논란이 있을 수 있다는 점 뿐만 아니라(Atkinson, 1998; Ruggles, 1990), 근로자가구 이외에는 소득이 조사되지 않기 때문이다. 비록 비근로자가구의 소득을 추정하는 방식도 있지만(박찬용·김진욱·김태완, 1999), 빈곤율이 소득의 분포와 밀접히 연관되어 있기 때문에 소비함수를 이용한 추정치를 사용할 경우에는 빈곤율이 과소하게 추정되는 문제가 있을 수 있는 것으로 판단된다.

따라서 소득을 이용한 빈곤여부 판정에서는 「도시가계조사」의 경상소득과 최저생계비, 소비를 이용한 빈곤여부 판정에서는 「도시가계조사」의 소비지출에 보증부월세평가액, 전세평가액, 자가평가액을 모두 합한 금액과 최저생계비에서 비소비지출을 차감한 값을 비교하였다⁵²⁾. 한편 기초생활보장제도 대상자 선정시에는 소득을 기준으로 하지만 본 연구에서는 소비지출에도 이 기준을 사용한다. 또한 현재 공공부조 대상자는 소득 이외에도 재산기준 및 부양의무자의 부양능력기준을 충족해야만 선정된다. 따라서 본 연구에서 판정된 빈곤층이 공공부조 대상자는 아니다. 그러나 공공부조 대상자가 되지 않더라도 실질적으로 빈곤상태에 있거나, 빈곤하게 될 위험이 높은 집단이라는 점에서 이들에게 적절한 노동시장 정책을 제공함으로써 빈곤으로부터 탈출시키거나, 빈곤상태로 전락하는 것을 막는 것이 바람직하다는 점에서 정책적으로는 유의미한 구분이 될 수 있

52) 공식적인 최저생계비 연구결과에서는 6인 가구까지의 최저생계비만이 포함되어 있으나, 당시 연구진의 협조를 통해 7인 이상 가구의 생계비 자료를 구해 분석에 사용하였다. 자료를 기꺼이 제공해 주신 보건사회연구원의 김미곤 부연구위원에게 감사드린다.

다.

제4절과 제5절에서는 절대적 빈곤이 아니라 상대적 빈곤을 이용해서 빈곤의 동태적 추이를 분석하고자 한다. 이는 빈곤의 추이에 대한 분석에서 드러나겠지만 소비지출을 이용한 절대빈곤율이 계절적 요인의 영향을 강하게 받기 때문이다. 이 경우 빈곤을 동태적으로 분석할 때 조사된 소비지출에 최저생계비를 적용할 경우 계절적인 요인 때문에 빈곤의 동태적인 변화를 정확히 파악하지 못하게 될 가능성이 높다.

따라서 본 연구에서는 전체 소비지출액 가운데 하위 5%와 10%의 소비지출액을 점유하는 가구를 상대적 빈곤가구로 정의하여 동태분석에 사용하였다. 일반적으로 상대적 빈곤을 측정하는데 사용하는 중위소득의 40~50%를 사용하지 않은 이유는 소득자료가 모든 가구에서 조사되지 않는다는 점, 상대적 빈곤개념을 사용하여 빈곤계층을 판별한다고 하더라도 정책적인 목표집단에 가까운 절대빈곤층을 명확히 설정하는 것이 바람직하다는 판단 때문이다.

이 과정에서 가구규모에 따른 소비지출의 차이를 조정하는 가구균등화지수(equivalence scale)로 무엇을 사용할 것인가도 중요하다. 현재 시점에서 가구균등화지수로써는 최저생계비 계측에 사용된 가구균등화지수를 이용하는 방법이 있을 수 있고, 가구규모별 소비지출의 차이를 반영하는 일정한 파라미터값을 이용해서 조정하는 방식, 즉 S^E ($0 \leq E \leq 1$, S 는 가구원수)를 이용하는 방식이 있을 수 있다. 분석의 초점이 빈곤에 있기 때문에 최저생계비 계측에 사용된 가구규모별 균등화지수를 사용하는 것이 일견 타당할 것 같다. 그러나 본 연구에서는 전체 가구를 소비지출에 따라 서열화하고, 이를 총합해서 10%를 차지하는 하위가구를 결정하기 때문에 일반적으로 국가간 비교를 할 때 통용되는 가구균등화지수를 사용하는 것이 더 타당할 것으로 판단된다. 대표적인 것이 OECD 가구균등화지수이다. 이는 가구 내에서 첫번째 성인은 1, 다른 성인은 0.7, 14세 이하의 아동에 대해서는 0.5를 부여하는 방식이다(Antolin et al., 1999)⁵³⁾. 그러나 「도시가계조사」 자료에서는 이를 위한 충분한 정보가 제공되지

53) 본 연구와 유사한 방식으로 OECD 4개국의 빈곤의 동학에 대해 분석한 Antolin et al.(1999)의 경우에도 가구원수의 제곱근을 균등화지수로 사용하고 있다.

않기 때문에 가구원수의 제곱근(\sqrt{S})을 균등화지수로 사용하였다. 따라서 가구별 소비지출액은 가구규모별 실제 소비지출액을 이 균등화지수로 나눈 값으로 산출된다⁵⁴⁾.

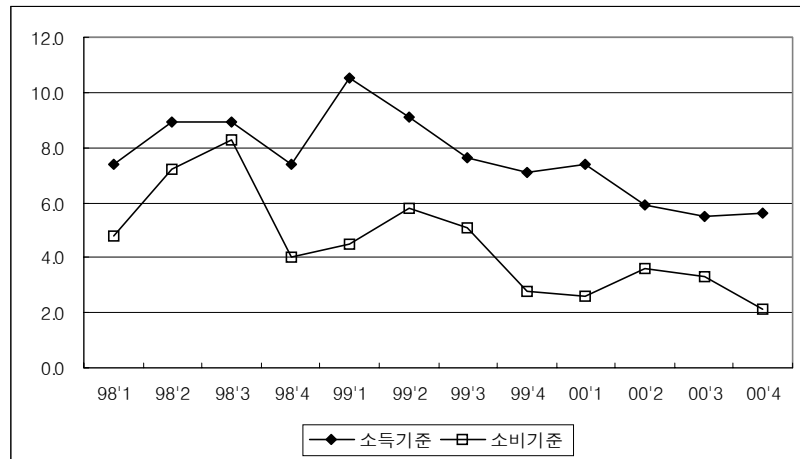
2. 빈곤 추이에 관한 정태분석

우선, 분기자료를 이용하여 절대빈곤의 추이를 살펴보자. 이 경우 분기 단위에서 빈곤여부의 판정은 월별자료에서 빈곤여부를 판정하여 해당 분기의 빈곤/일반가구 여부의 최빈값을 빈곤여부의 판정기준으로 삼았다. 경상소득과 소비를 이용한 분기별 가구단위 빈곤율의 추이는 [그림 5-1]과 같다. 가구원수를 고려한 인구기준 빈곤율도 별로 차이가 없어서 본 연구에서는 가구단위의 빈곤율을 제시하였다. 다만, 뒤에서 가구특성별 빈곤율을 살펴볼 때는 가구단위 빈곤율과 인구기준 빈곤율을 모두 소개하였다.

첫째, [그림 5-1]에서 주목되는 것은 근로자가구를 대상으로 한 경상소득에 비해 소비지출로 추정된 전가구의 빈곤율이 훨씬 더 낮다는 점이다. 3개년도 전체를 평균해서 살펴보면 소득기준 절대빈곤율은 7.7%인 반면, 소비기준 절대빈곤율은 4.5%에 불과하였다. 이는 저소득층의 경우 ‘소비지출 > 소득’ 현상이 나타나고 있기 때문이다. 이론적으로도 이러한 현상이 나타날 개연성이 있으나, 실제로는 빈곤을 정의하는 과정에서 소득은 매분기에 조사된 flow값을 그대로 사용한 반면, 소비지출의 경우 매분기에 조사된 flow에 주거관련 자산을 flow로 전환한 보증부월세평가액, 전세평가액 및 자가평가액을 포함하였기 때문이다. 만약 주거비를 제외한 소비지출과 주거비 및 비소비지출을 제외한 최저생계비를 비교할 경우 소비기준 빈곤율은 소득기준 절대빈곤율보다 높아서 3개년 평균으로

54) 최저생계비 산출시 추정된 한국보건사회연구원의 가구균등화지수를 이용한 상대빈곤율과 가구원수 제곱근을 이용한 상대빈곤율 사이에는 크기에 별로 차이가 없다. 다만 가구별로 빈곤여부의 판정에 차이가 있을 수 있는데 1998년 1/4 분기 자료를 이용해서 2가지 기준에 따른 분포의 차이가 <부표 10>에 제시되어 있다. 대체로 12~13% 정도의 가구가 서로 다르게 분류되는 것으로 나타나고 있다.

[그림 5-1] 절대빈곤율 추이(1998~2000)



자료: 통계청, 「도시가계조사」 분기자료.

10.5%에 이르렀다. 각각의 기준에 의한 절대빈곤율의 추이는 <부표 11>에 소개되어 있다.

둘째, 절대빈곤율은 계절성을 갖는 것으로 나타나고 있는데, 이는 소비기준 절대빈곤율에서 특히 두드러진다. 소득기준 절대빈곤율의 경우 1998년 1분기에 7.4%에서 출발하여 1999년 1분기에 10.5%로 정점에 이르고 이후에는 대체로 감소하는 것으로 나타났다. 반면에 소비기준 빈곤율은 전체적으로는 2, 3분기가 높고, 1, 4분기가 낮은 계절성을 강하게 보이면서 추세적으로는 감소하는 것으로 나타났다. 분기별로 소비지출을 이용한 빈곤율에 변동이 큰 이유는 계절적 요인의 영향을 강하게 받는 소비지출항목 때문인데, 대표적인 것이 광열수도비이다.

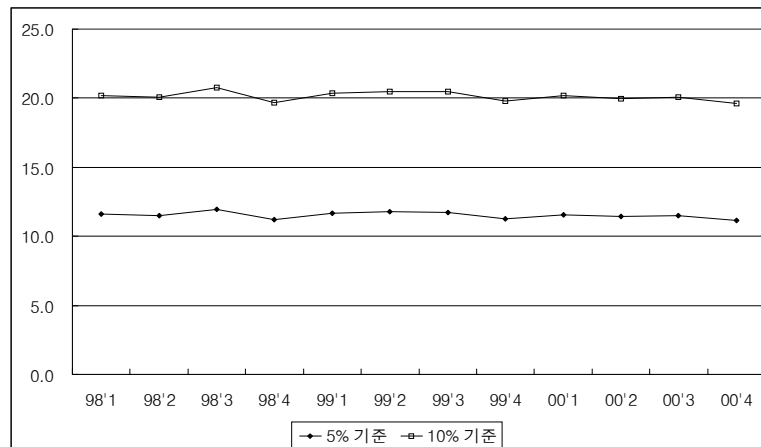
따라서 외환금융위기 이후 1999년 초까지 구조조정과 급격한 실업증가에 따라 절대빈곤계층이 증가했지만 이후 경기가 회복되면서 절대빈곤계층의 규모는 줄어들고 있다고 평가할 수 있다. 그러나 절대빈곤계층의 규모가 감소된다고 하더라도, 소득분배 상태는 경제위기 이전에 비해 급격히 악화된 이후 별로 개선되지 않고 있다(정진호·최강식, 2001b). 소득분배상태가 별로 개선되지 않고 있다는 점은 상대빈곤율이 외환금융위기 이후 3년간 커다란 변동이 없다는 데서도 알 수 있다. [그림 5-2]는 소비

지출액의 5%와 10%를 차지하는 하위소비계층의 비중으로 측정한 상대빈곤율의 추이를 보여준다.

[그림 5-2]에 의하면 5% 기준 상대빈곤율은 전 기간동안 11%대를 유지하며, 10% 기준 상대빈곤율은 전 기간동안 19~20%대에서 변동하고 있다⁵⁵⁾. 이는 외환위기 이후 악화된 계층간 소비구조의 격차가 지속적으로 유지되기 때문으로 해석된다. 하위소득계층의 소득점유율을 살펴본 정진호·최강식(2001a)도 소득차원에서 유사한 현상이 나타난다는 점을 보여주고 있다.

다음으로, 가구특성별로 빈곤율이 어떠한 차이를 보이는가를 살펴보자. <표 5-1>에는 가구유형과 가구규모, 가구주의 성 및 교육수준별로 절대빈곤율이 정리되어 있다. 우선 가구단위와 인구단위로 측정한 빈곤율의 차이는 전체 평균과 마찬가지로 별로 크지 않다. 각각에서 약간씩 차이가 있는 것은 해당 항목의 가구규모별 분포에서 나타나는 차이를 반영하는 것이다. 따라서 이하에서는 가구단위 빈곤율을 기준으로 살펴본다.

[그림 5-2] 상대빈곤율 추이(1998~2000)



자료: 통계청, 「도시가계조사」 분기자료.

55) 주의할 것은 여기에서 제시하는 상대빈곤율은 본 연구의 목적에 맞추어 측정된 것으로 공공부조의 기준이 되는 빈곤선에 의한 빈곤율과는 매우 다르다는 점이다. 따라서 이를 국민기초생활보장제도의 대상자 규모 등과 관련시키는 것은 적절하지 않다.

우선 가구유형별 빈곤율(소비기준 절대빈곤율 및 상대빈곤율)을 전체적으로 보면, 무업자가구의 빈곤율이 10.5%로 매우 높게 나타난다. 반면 근로자가구와 자영자가구는 각각 4.1%와 3.3%에 불과하다. 특이한 것은 해당기간 동안 각 가구유형을 모두 경험한 가구(가구유형은 不定)의 경우 모든 기준에서 빈곤율이 가장 높게 나타난다는 점이다⁵⁶⁾. 한편 가구유형

<표 5-1> 가구특성별 빈곤율(1998~2000)

(단위: %)

		절대빈곤				상대빈곤			
		소득기준		소비기준		5% 기준		10% 기준	
		가구	인구	가구	인구	가구	인구	가구	인구
가구유형	근로자	-	-	3.8	4.0	10.5	10.1	18.9	18.4
	자영자	-	-	2.9	3.1	8.9	8.6	17.3	16.9
	무업	-	-	9.8	10.5	24.5	24.2	35.1	34.7
	不定	-	-	14.3	15.8	35.1	34.4	46.8	47.7
가구원수	2인	7.9	-	4.4	-	17.9	-	27.9	-
	3인	7.9	-	3.7	-	11.7	-	20.0	-
	4인	7.1	-	3.8	-	9.5	-	17.9	-
	5인 이상	8.6	-	5.3	-	9.6	-	17.6	-
가구구성	남자	6.1	6.1	3.7	3.8	10.0	9.5	18.2	17.6
	여자	17.3	16.7	6.4	6.8	19.6	18.9	30.2	29.3
가구주 교육수준	중졸미만	16.6	16.4	8.7	8.8	23.6	21.9	37.3	34.9
	중졸	13.5	13.6	5.8	6.2	16.4	15.7	26.8	25.9
	고졸	7.7	7.9	4.2	4.4	11.3	10.9	20.7	20.4
	대졸	2.3	2.3	1.0	0.9	3.8	3.5	7.9	7.6
	대학원졸	1.9	2.1	0.7	0.8	1.8	1.6	3.9	3.6
전체		7.7	7.7	4.2	4.2	11.5	10.8	20.1	19.2

주: 소득은 근로자가구만 조사되므로 소득기준으로는 가구유형별 빈곤율을 구할 수 없음.

자료: 통계청, 「도시가계조사」 분기자료.

56) 이렇게 가구의 경제활동상태가 매우 유동적인 가구에서 빈곤율이 높게 나타나는 이유에 대해서는 별도의 연구가 필요할 것으로 보인다.

별 가구분포의 추이를 보면, 1998년 1분기부터 1999년 1분기까지 근로자가구는 크게 감소하는 반면, 자영자와 무업자가구는 증가한다. 이후 근로자가구가 다시 약간 증가하고, 자영자와 무업자가구는 약간 감소하지만 이전에 비해 변동폭은 크지 않다(표 5-2 참조). 따라서 1998년에 절대빈곤율이 급격하게 증가한 데는 각 가구유형 내에서 빈곤율이 증가한 데도 이유가 있지만 가구유형별 분포에서 무업자가구의 증가에 기인하는 부분도 적지 않다는 것을 알 수 있다⁵⁷⁾.

가구규모별 빈곤율을 보면 절대빈곤율에서는 소득과 소비기준 모두에서 5인 이상 가구의 절대빈곤율이 가장 높게 나타난다. 2, 3, 4인 가구 사이에는 소득과 소비기준에 따라 약간 차이가 있다. 소득기준으로는 4인 가구의 빈곤율이 가장 낮은 반면, 소비기준으로는 3인 가구의 빈곤율이 가장 낮게 나타난다. 반면 상대빈곤율의 경우에 대체로 가구규모가 클수록 상대빈곤율이 낮게 나타나는데 4인 이상 가구의 경우에는 거의 비슷한 수준을 보인다.

절대빈곤율과 상대빈곤율에서 차이가 나타나는 것은 최저생계비를 이용해서 측정한 절대빈곤율과 상대적 소비수준으로 측정한 상대빈곤율 사이의 정의의 차이 때문인 것으로 판단된다. 이 때 어떠한 빈곤이 더 적합한 측정기준이 될 것인가는 현재 상태에서는 판단하기 어렵다. 어떠한 기준이 더 바람직한가에 대한 절대적인 준거기준이 존재하지 않기 때문이다.

<표 5-2> 가구유형별 분포 추이(1998~2000)

(단위: %)

	1998				1999				2000				전체
	1/4	2/4	3/4	4/4	1/4	2/4	3/4	4/4	1/4	2/4	3/4	4/4	
근로자	60.8	59.0	58.0	57.6	55.8	56.9	57.3	57.4	56.7	56.8	57.0	56.7	57.5
자영자	30.4	31.2	31.6	32.1	32.8	31.6	31.2	31.8	31.9	32.2	31.9	32.5	31.8
무업자	8.7	9.6	10.2	10.0	11.3	11.3	11.4	10.6	11.2	10.7	11.0	10.7	10.6
불류불가	0.1	0.2	0.1	0.3	0.1	0.2	0.2	0.3	0.2	0.2	0.1	0.1	0.2

자료: 통계청, 「도시가계조사」 분기자료.

57) 빈곤율 변동의 요인분해는 별도의 커다란 연구주제이나, 본 연구에서는 다루지 않고 있다.

가구주의 성별로 빈곤율을 보면, 여자가구주 가구의 빈곤율이 남자가구주에 비해 높고, 그 차이는 소득기준 절대빈곤율에서 소비를 이용한 절대빈곤율이나 상대빈곤율보다 매우 크다. 소득기준으로 여자가구주 가구의 빈곤율은 전체적으로 17.3%에 이르는 반면, 남자가구주 가구의 경우 6.1%에 불과하다. 소비기준 절대빈곤율이나 상대빈곤율에서 이 차이는 줄어들는다. 소비기준 절대빈곤율은 각각 3.8%와 6.8%이다. 이는 표본의 차이보다는 소득보다는 소비의 격차가 더 적기 때문에 비롯되는 현상일 것이다. 가구주의 교육수준별로는 학력이 낮을수록 빈곤율이 높게 나타난다.

한편 5% 기준 상대빈곤율과 10% 기준 상대빈곤율을 비교해 보면 전체적으로 5% 기준에서 10% 기준보다 각 집단별 격차가 큰 것으로 나타난다. 이는 상대적으로 빈곤율이 높은 집단이 빈곤계층으로 분류된 집단 내에서도 상대적으로 더 낮은 영역에 존재하고 있다는 점을 보여주는 것이다.

<표 5-1>에서 살펴본 가구특성별만으로는 가구의 빈곤 여부에 영향을 미치는 여러 가지 변수들을 모두 살펴보기 어렵고, 어떤 변수가 더 중요하게 영향을 미치는지를 판단하기 어렵다. 이를 살펴보기 위해 특정 분기에서 빈곤상태에 있을 확률에 대해 로짓분석을 수행하였다. 로짓분석에는 위에서 살펴본 가구특성 이외에도 연령과 배우자 유무, 가구주의 직업, 가구내 취업인수, 자동차 보유여부 및 주거형태 변수, 해당 분기변수들이 추가되었다. <표 5-3>에는 분석에 사용된 명목변수들의 분포 및 연속변수들의 평균값이 정리되어 있다. 소득기준 절대빈곤은 근로자가구, 소비기준 절대빈곤 및 상대빈곤은 전가구를 대상으로 한다.

<표 5-4>에는 모두 네 개의 추정결과가 소개되어 있다. 각각에서 종속변수는 소득기준 절대빈곤 여부, 소비기준 절대빈곤 여부, 5%와 10% 기준 상대빈곤 여부이다. 소득기준 절대빈곤 여부의 경우에는 소득의 결정요인이라기보다는 소득에 종속되는 변수라고 간주될 수 있는 주거형태 및 자동차 소유여부 변수들은 제외되었다. 또한 직종변수의 경우에도 기준이 무업자가 아니라, 단순노무직이 된다.

각각에서 빈곤상태를 1, 비빈곤상태를 0으로 하고 분석하였기 때문에

양의 추정치는 기준변수에 비해 빈곤하는 방향으로 영향을 미친다는 점을 의미한다. 종속변수 및 표본의 차이에도 불구하고 로짓분석의 기본적인 결과에는 별로 차이가 없다. 분기를 나타내는 더미변수의 추정치는 별도로 소개하지 않는다.

<표 5-3> 빈곤 결정요인 분석자료의 기술적 통계치

이 산 변 수		근로자가구		전체 가구	
		빈 도	비 중	빈 도	비 중
가구형태	근 로 자	-	-	26,303	57.5
	비 근 로 자	-	-	19,465	42.5
가구구성	남 자	22,578	86.0	38,353	83.8
	여 자	3,671	14.0	7,415	16.2
가 구 주 교육수준	중 졸 미 만	2,676	10.2	5,686	12.4
	중 졸	3,293	12.6	6,503	14.2
	고 졸	12,094	46.1	21,423	46.8
	대 졸	7,402	28.2	11,115	24.3
	대 학 원 졸	784	3.0	1,041	2.3
배 우 자 유무 및 동거여부	유 배 우 동 거	22,844	87.0	39,084	85.4
	유 배 우 비 동 거	627	2.4	1,956	4.3
	배 우 자 없 음	2,778	10.6	4,728	10.3
가 구 주 직 종	관 리 전 문 직	6,512	24.8	9,310	20.3
	사 무 직	3,653	13.9	3,735	8.2
	판 매 서 비 스 직	2,334	8.9	7,422	16.2
	기 능 직	10,291	39.2	14,846	32.4
	단 순 노 무 직	3,459	13.2	4,281	9.4
	무 직/분류불능	-	-	6,174	13.5
자 동 차 소 유	소 유	-	-	25,480	55.7
	비 소 유	-	-	20,288	44.3
주거형태	자 가	-	-	25,942	56.7
	전 세	-	-	13,553	29.6
	사 택	-	-	1,364	3.0
	월 세	-	-	4,909	10.7
연 속 변 수		평 균	표준편차	평 균	표준편차
연 령		40.7	10.0	43.2	11.4
연 령 제 곱		1,753.5	871.4	1994.5	1,084.0
가 구 원 수		3.7	1.0	3.6	1.1
취 업 자 수 (가 구 주 제 외)		0.5	0.6	0.5	0.6

자료: 통계청, 「도시가계조사」 분기자료.

우선, 가구유형의 경우 소비기준 절대빈곤과 5% 상대빈곤에서 근로자가구가 비근로자가구에 비해 빈곤상태에 있을 확률이 더 높게 나타난다. 이는 가구주가 무직인 경우가 비근로자가구에 포함되어 있다는 점을 감안할 때 약간 의외의 결과이다.

둘째, 가구주 연령의 경우 일정기간까지는 연령이 높아질수록 빈곤상태로부터 벗어날 확률이 높아지지만 일정한 연령대가 지나면 빈곤상태에 놓일 확률이 더 높아진다. 모형에 따라 약간씩 차이가 있지만 대체로 절대빈곤에서는 40대, 상대빈곤에서는 50대 후반에서 60세를 전후해서 분기점이 나타난다.

셋째, 가구주 성별의 경우 소득기준 절대빈곤율에서만 여자가구주에서 빈곤할 확률이 더 높게 나타난다. 따라서 소비를 기준으로 할 경우 관찰되는 빈곤율은 여자가구주 가구에서 더 높다고 하더라도 다른 요인들의 효과를 통제하면 가구주의 성별이 빈곤에 미치는 효과는 유의미하지 않다. 이는 여자가구주 가구의 높은 빈곤율이 교육수준이나 직종과 같은 다른 사회경제적 요인들과 관련되어 있다는 점을 시사해 주는 것이다.

넷째, 가구주의 교육수준을 보면 대졸(모든 기준)이나 대학원졸(상대빈곤 기준)의 경우 중졸 미만에 비해서 빈곤할 가능성이 낮지만 중졸의 경우에는 중졸 미만에 비해서 유의미하게 빈곤할 가능성이 높고, 고졸도 10% 상대빈곤에서는 빈곤할 가능성이 더 높다. 따라서 이 결과는 빈곤으로부터 벗어나기 위해서는 중등교육을 넘어서는 수준의 교육이 이루어져야 한다는 점을 시사해 준다.

다섯째, 배우자의 유무 및 동거여부에서도 의외의 결과가 나타난다. 배우자가 없는 경우에 비해서 모든 모형에서 배우자가 있지만 동거하고 있는 경우에는 빈곤할 가능성이 더 높고, 배우자가 동거하지 않는 경우에만 빈곤할 가능성이 더 낮게 나타나는 것이다. 일반적으로 배우자가 없는 경우 빈곤할 가능성이 높은 것으로 여겨짐에도 불구하고, 가구주의 성별을 비롯해서 다른 요인들을 통제한 경우에는 오히려 그렇지 않다는 점에서 매우 주목되는 결과이다⁵⁸⁾. 또한 배우자와 동거하지 않는 이유가 무엇인

58) 실증적으로 검증된 것은 아니지만 빈곤계층 여자가구주의 경우 남자가구주에 비해 훨씬 더 자립의지가 높다는 점도 이러한 결과와 일맥상통하는 점이 있다.

지 별도로 조사되지는 않지만 배우자와 비동거하는 이유의 상당부분이 경제활동과 관련되어 있을 것이라는 점을 시사해 준다.

<표 5-4> 빈곤의 결정요인에 대한 분석결과(로지모형)

	소득기준 절대빈곤	소비기준 절대빈곤	5% 상대빈곤	10% 상대빈곤
상수항	-0.351 (0.356)	-3.300 (0.298) ***	0.029 (0.200)	1.086 (0.174) ***
가구구분(비근로자)				
근로자		0.157 (0.035) ***	0.053 (0.022) **	0.026 (0.017)
연령	-0.157 (0.017) ***	-0.092 (0.012) ***	-0.112 (0.008) ***	-0.123 (0.007) ***
연령제곱	0.002 (0.000) ***	0.001 (0.000) ***	0.001 (0.000) ***	0.001 (0.000) ***
가구구성(여자)				
남자	-0.605 (0.040) ***	-0.040 (0.043)	-0.039 (0.027)	-0.007 (0.023)
교육(중졸 미만)				
중졸	0.594 (0.081) ***	0.334 (0.098) ***	0.450 (0.061) ***	0.404 (0.045) ***
고졸	-0.077 (0.071)	-0.011 (0.092)	0.035 (0.056)	0.019 (0.040)
대졸	-0.763 (0.091) ***	-0.865 (0.115) ***	-0.650 (0.067) ***	-0.646 (0.048) ***
대학원졸	-0.403 (0.227) *	-0.402 (0.321)	-0.740 (0.195) ***	-0.796 (0.136) ***
배우자유무(무)				
동거	0.265 (0.063) ***	0.240 (0.068) ***	0.193 (0.042) ***	0.239 (0.036) ***
비동거	-0.484 (0.096) ***	-0.538 (0.096) ***	-0.541 (0.058) ***	-0.614 (0.049) ***
직업(무직/분류불능)				
관리전문직	-0.836 (0.092) ***	-1.086 (0.131) ***	-0.740 (0.065) ***	-0.688 (0.046) ***
사무직	-0.761 (0.092) ***	-0.633 (0.133) ***	-0.514 (0.073) ***	-0.520 (0.054) ***
판매서비스직	0.274 (0.069) ***	0.240 (0.067) ***	0.138 (0.041) ***	0.108 (0.033) ***
기능직	0.287 (0.052) ***	-0.041 (0.059)	0.049 (0.035)	0.092 (0.028) ***
단순노무직		0.369 (0.072) ***	0.038 (0.045) ***	0.433 (0.037) ***
가구원수	0.466 (0.028) ***	0.580 (0.027) ***	0.225 (0.018) ***	0.235 (0.015) ***
취업자수	-2.209 (0.075) ***	-0.904 (0.054) ***	-0.761 (0.033) ***	-0.649 (0.025) ***
차보유 유무(무)				
차보유		-0.624 (0.034) ***	-0.560 (0.020) ***	-0.526 (0.015) ***
주거형태(월세)				
자가		-1.358 (0.054) ***	-1.215 (0.033) ***	-1.055 (0.026) ***
전세		-0.136 (0.047) ***	-0.178 (0.030) ***	-0.215 (0.026) ***
월세		0.282 (0.088) ***	0.357 (0.059) ***	0.301 (0.051) ***
N	26,249	45,768	45,768	45,768
-2 log likelihood	9,630.4	10,994.3	23,352.4	33,208.3

주: *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함.
 자료: 통계청, 「도시가계조사」 분기자료.

여섯째, 가구주의 직종변수에서도 역시 의외의 결과가 나타난다. 모든 모형에서 가구주가 무직 및 분류불능인 경우 — 대다수는 무직인 경우 — 를 기준으로 할 때 전문기술직이나 사무직의 경우에는 이들보다 빈곤할 가능성이 더 낮지만 다른 저소득 직종에 종사하는 경우에는 빈곤할 가능성이 더 높은 것으로 나타난다.

특히 단순노무직을 기준으로 하는 소득기준 절대빈곤에서 판매서비스직과 기능직의 경우 단순노무직보다 빈곤할 가능성이 더 높다. 또한 소비를 기준으로 한 빈곤에서도 판매서비스직 및 단순노무직은 모든 경우에서 무직 및 분류불능인 경우보다 빈곤할 가능성이 더 높고, 10% 상대빈곤에서는 기능직도 빈곤가능성이 더 높다. 앞의 가구유형의 효과에서도 근로자가구가 무직 및 분류불능을 포함한 비근로자가구에 비해 빈곤가능성이 더 높다는 결과가 나타난 바 있다. 이러한 현상을 해석하는 한 가지 방식은 가구주가 취업하지 않고 있더라도 생활수준을 유지할 수 있는 다른 자원을 보유하고 있을 가능성이 매우 높다는 것이다⁵⁹⁾.

일곱째, 가구원수를 보면, 모든 모형에서 가구규모가 커질수록 빈곤할 확률이 더 높게 나타난다. 앞에서 살펴본 가구규모별 빈곤율에서 절대빈곤율에서는 이러한 경향이 나타났지만, 상대빈곤율에서는 오히려 반대의 결과가 나타났다는 점에서 약간 의외의 결과이다. 이는 취업자수 및 가구의 경제활동과 관련된 변수들을 통제할 경우에는 가구규모가 커질수록 이를 충분히 부양할 수 있는 소득을 얻지 못할 가능성이 높다는 점을 시사해 준다.

끝으로 가구를 제외한 취업자수의 경우에는 예상대로 취업자가 증가할수록 빈곤할 확률이 낮게 나타난다. 또한 주거형태에서도 월세에 비해 자가나 전세인 경우에 빈곤하지 않은 것으로 나타난다. 그러나 사택에 거주하는 경우에는 오히려 월세에 거주하는 경우보다 더 빈곤할 가능성이 높다. 이는 주거비 자체가 소비에 포함되어 있기 때문에 그렇게 나타났을 가능성이 있다. <표 5-4>에는 소개되지 않았지만 분기 더미변수의 추정치는 상대빈곤에서는 유의미하지 않고, 절대빈곤에서는 2000년 4분기에

59) 이러한 결과가 나타난 이유를 밝히기 위해서는 가구의 경제활동과 전체 가구의 소득·소비의 관계에 대해 더 깊이 있는 연구가 이루어져야 할 것이다.

비해 1998년과 1999년 상반기에서 빈곤할 가능성이 높은 경우들이 나타나고 있다. 이는 앞에서 살펴본 빈곤율의 분기별 추이와 부합하는 결과이다.

제4절 상대빈곤을 이용한 빈곤의 동태분석 1: 분기간 이행

제4절에서 사용하는 자료는 연속하는 2개 분기를 연결한 「분기연결패널」이다. 이 자료를 이용해서 소득기준 절대빈곤을 지표로 빈곤으로의 진입·탈출여부를 분석하는 데는 어려움이 따른다. 가구유형의 변동 때문에 특정 분기 빈곤가구의 약 12~13% 정도가 다음 분기에는 소득값을 부여할 수 없기 때문이다. 또한 계절적인 요인이 강하게 작용하기 때문에 소비기준 절대빈곤으로 빈곤의 지속·탈출 여부를 분석하는 데에도 어려움이 있다. 따라서 본 연구에서는 상대빈곤을 이용해서 빈곤의 지속·탈출 여부를 분석한다.

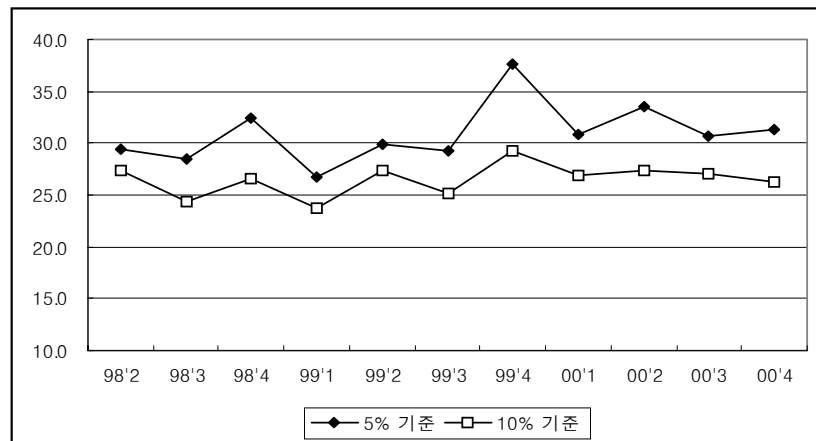
우선 빈곤으로부터의 탈출과 진입의 추이를 전체적으로 살펴보자. 분기연결패널에서 2분기에 측정되는 빈곤으로부터의 탈출률은 1분기 총빈곤가구 가운데 2분기에는 비빈곤가구가 된 가구의 비중으로 식 (5-1)에 의해 정의되고, 빈곤으로의 진입률은 1분기 총비빈곤가구 가운데 2분기에는 빈곤가구가 된 가구의 비중으로 식 (5-2)에 의해 정의된다.

$$\frac{p_1 n_2}{(p_1 p_2 + p_1 n_2)} \dots\dots\dots (5-1)$$

$$\frac{n_1 p_2}{(n_1 p_2 + n_1 n_2)} \dots\dots\dots (5-2)$$

각 식에서 p 는 빈곤, n 은 비빈곤, 하첨자는 분기를 의미하며, 전체적으로는 연결되는 분기에서 해당 상태를 경험하는 가구의 수를 뜻한다. 대문자로 해당 분기에 특정상태에 있는 가구수의 총합을 표현하면, 1분기의 빈곤가구수는 $P_1 = p_1 p_2 + p_1 n_2$ 이고, 비빈곤가구수는 $N_1 = n_1$

[그림 5-3] 빈곤탈출률 추이(1998~2000)



자료: 통계청, 「도시가계조사」 분기연결패널자료.

$p_2 + n_1 n_2$ 이다.

[그림 5-3]은 상대빈곤율을 이용해서 위와 같이 정의한 빈곤탈출률의 추이이고 [그림 5-4]는 빈곤진입률의 추이이다.

[그림 5-3]으로부터 분기별 빈곤탈출률에서 시기에 따른 변동이 관찰된다. 5% 기준 상대빈곤율에 따를 경우 전체적으로는 약 29~30%의 탈출률을 보이지만 실업률이 가장 높았던 1999년 1분기에 25%대로 낮게 나타난다. 10% 기준 상대빈곤율에 의하면 전체적인 빈곤탈출률은 약 26~28% 정도로 5% 기준 상대빈곤율에 비해 약간 낮고, 기간별로 탈출률이 조금씩 다르지만 변동폭은 약간 적다. 전체적으로 보면 빈곤으로부터의 탈출이 매우 활발히 이루어지고 있음을 알 수 있다⁶⁰⁾.

[그림 5-4]에서 빈곤진입률은 빈곤탈출률보다는 약간 변동폭이 적다. 또한 당연한 것이지만 빈곤탈출률과는 반대로 5% 기준 빈곤진입률에 비해 10% 기준 빈곤진입률이 더 높게 나타난다.

가구특성별 빈곤탈출률 및 빈곤으로의 진입률은 <표 5-5>와 같다. 가장 먼저 확인되는 특징은 빈곤율이 높을수록 빈곤으로부터의 탈출률은 낮고, 빈곤으로의 진입률은 높다는 점이다. 다만 가구유형에서 분기 내에

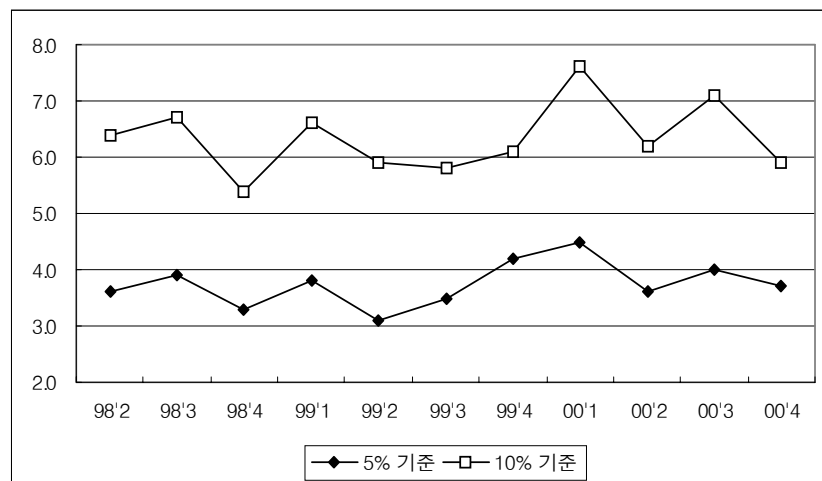
60) 이는 제5절에서 살펴본 빈곤의 지속기간에서도 뚜렷이 확인된다.

근로자, 자영자, 무업자의 세 가지 상태를 모두 경험한 경우 빈곤율의 절대적인 수준도 높고, 빈곤으로부터의 탈출률 — 특히 5% 기준에서 — 높게 나타난다는 점에서 매우 유동적인 속성을 보인다는 점을 알 수 있다.

우선, 가구유형별로는 무업자가구의 빈곤탈출률이 상대적으로 낮아서 10%를 기준으로 할 때 전기간 평균으로 17.7%이다(5% 기준과 10% 기준에서 집단별 차이가 유사하기 때문에 이하에서는 10% 기준으로 한 수치에 대해서만 언급한다. 반면, 근로자가구와 자영자가구는 각각 27.5%와 30.2%로 높게 나타난다. 시각에 따라 다르게 볼 수도 있겠지만, 무업자가구에서도 빈곤탈출률이 17.5%에 이른다는 점은 빈곤으로부터의 탈출에서 소득활동 이외의 다른 요인들도 중요하게 작용할 것이라는 점을 시사해 준다.

다음으로, 가구규모별 빈곤탈출률을 보면 가구규모가 커질수록 빈곤으로부터의 탈출률이 높게 나타난다. 2인가구의 경우 전기간 평균이 22.1%인 반면, 5인 이상 가구의 경우 29.6%에 이른다. 가구규모별 빈곤율과 비교해 보면 역시 대체로 빈곤율이 낮을수록 탈출률은 높은 것으로 나타난다.

[그림 5-4] 빈곤진입률 추이(1998~2000)



자료: 통계청, 「도시가계조사」 분기연결패널자료.

<표 5-5> 가구특성별 빈곤탈출 및 진입률

(단위 : %)

			빈곤탈출률		빈곤진입률	
			5%	10%	5%	10%
가구유형	근로자	자	33.4	27.5	3.3	5.7
	자영자	자	32.9	30.2	3.0	6.2
	무업자	자	22.3	17.7	8.6	11.3
	不	定	45.0	25.0	17.5	15.6
가구원수	2	인	30.6	22.0	6.1	8.3
	3	인	30.2	26.6	3.7	6.3
	4	인	31.7	28.0	3.0	5.8
	5	인 이상	31.7	29.8	3.4	6.1
가구주성	남	자	32.1	27.7	3.3	5.9
	여	자	28.2	23.0	6.4	9.3
가구주 교육수준	중졸미만		27.6	21.5	8.1	12.3
	중졸		27.5	24.1	5.2	8.9
	고졸		32.8	28.3	3.8	6.8
	대졸		40.9	35.8	1.3	2.8
	대학원졸		40.0	17.7	0.6	0.5
전체			31.0	26.5	3.7	6.4

자료 : 통계청, 「도시가계조사」 분기연결패널자료.

가구주 성별로 보면, 여자가구주 가구의 빈곤탈출률이 22.7%로 낮은 반면, 남자가구주 가구의 빈곤탈출률은 27.5%로 상대적으로 높다. 교육수준의 경우에는 가구주의 교육수준이 높아질수록 빈곤으로부터의 탈출률이 상대적으로 높다. 이 경우에도 역시 빈곤율과 빈곤탈출률은 역의 관계를 갖는다⁶¹⁾.

가구특성별 빈곤진입률은 빈곤탈출률과는 대체로 반대로 나타난다. 전체적으로 보면 무업자가구, 규모가 작은 가구, 여자가구주 가구, 가구주의 학력이 낮은 가구에서 빈곤으로의 진입률이 낮다. 다만 가구유형에서 자영자가구의 경우 근로자가구에 비해 빈곤탈출률 및 빈곤진입률이 모두

61) 10% 기준 빈곤탈출률에서 대학원졸의 경우 비정상적인 수치를 보이는데 이는 관측치가 충분하지 않기 때문에 비롯된 현상으로 판단된다.

높고, 가구규모에서 5인 이상 가구가 4인가구에 비해 빈곤탈출률 및 빈곤 진입률이 모두 높다는 점이다. 그 정도는 크지 않지만, 근로자 가구에 비해 자영업자가구가, 4인 가구에 비해 5인 이상 가구가 빈곤으로의 진입과 탈출에 영향을 미치는 요인들을 더 많이 경험할 것이라는 점을 시사해 준다.

이와 같이 빈곤으로부터의 탈출 및 빈곤으로의 진입이 분기단위에서 활발히 이루어진다고 하더라도, 이러한 이동이 대체로 빈곤선을 기준으로 가까운 집단 사이의 상호이동을 중심으로 일어날 가능성이 매우 높을 것이다. 이를 살펴보기 위해 빈곤가구와 비빈곤가구를 상대적 소비수준을 기준으로 해서 각각 3개의 집단으로 나누어서 탈출 및 진입이 주로 어떤 집단 사이에서 나타나는가를 살펴보았다. 이 결과는 <표 5-6>에 소개되어 있다. <표 5-6>에서 짚게 표시된 부분이 각각 빈곤으로 진입한 계층과 빈곤으로부터 탈출한 계층이다. 오른쪽 마지막 열의 전체를 제외한 각 항목의 괄호안의 비중은 행기준 백분율이다.

우선, <표 5-6>의 오른쪽 상단에는 빈곤으로 진입한 집단의 소비계층별 분포가 정리되어 있다. 우선 비빈곤가구에서 빈곤가구로의 진입은 빈곤선의 '100~150%'인 집단에서 하향이동한 경우가 88.1%(오른쪽 상단 짚은 부분 전체 대비 세번째 행이 차지하는 비중)로 대부분을 차지하고, 그 가운데서도 빈곤선의 '85~100%'인 집단으로 이동한 경우만을 보더라도 64.6%(오른쪽 상단 짚은 부분 전체 대비 세번째 행의 첫번째 칸이 차지하는 비중)에 이른다.

빈곤으로부터의 탈출을 보면, '85~100%'인 집단에서 이동한 경우가 71.9%(왼쪽 하단 짚은 부분 전체 대비 첫번째 행이 차지하는 비중), 그 가운데서도 '100~150'인 집단으로 이동한 경우가 63.7%(왼쪽 하단 짚은 부분 전체 대비 첫번째 행의 세번째 칸이 차지하는 비중)를 차지한다. 이는 빈곤으로부터의 탈출이나 진입에서 약 2/3 정도가 빈곤선을 중심으로 차상위계층과 차하위계층 사이에서 이루어진다는 점을 보여주는 것이다.

다음으로, 로짓분석을 이용해서 빈곤으로부터 탈출이나 빈곤으로의 진입을 결정하는 요인이 무엇인가를 살펴보자. 여기에서는 빈곤결정요인 분석에서 사용된 독립변수만을 이용한 모형과 분기간에 나타난 가구특성

<표 5-6> 소비계층의 분기간 이행행렬

T	T+1	비빈곤			빈 곤			전 체
		200%초과	150~200%	100~150%	85~100%	70~85%	70%이하	
비 빈 곤	200% 초과	4,314 (67.0)	1,596 (24.8)	466 (7.2)	41 (0.6)	11 (0.2)	10 (0.2)	6,438 (21.0)
	150~ 200%	1,572 (20.7)	3,916 (51.5)	1,995 (26.2)	89 (1.2)	24 (0.3)	11 (0.1)	7,607 (24.8)
	100~ 150%	467 (4.4)	1,941 (18.2)	6,877 (64.5)	1,006 (9.4)	308 (2.9)	57 (0.5)	10,656 (34.8)
빈 곤	85~ 100%	54 (2.1)	75 (2.9)	1,007 (39.3)	824 (32.1)	495 (19.3)	109 (4.3)	2,564 (8.4)
	70~ 85%	20 (1.0)	32 (1.7)	314 (16.4)	511 (26.6)	695 (36.2)	346 (18.0)	1,918 (6.3)
	70% 이하	3 (0.2)	12 (0.8)	64 (4.3)	109 (7.3)	340 (22.9)	958 (64.5)	1,486 (4.9)
전 체		6,430 (21.0)	7,572 (24.7)	10,723 (35.0)	2,580 (8.4)	1,873 (6.1)	1,491 (4.9)	30,669 (100.0)

자료: 통계청, 「도시가계조사」 분기연결패널자료.

의 변화변수를 추가한 모형을 같이 추정하였다. 원래의 독립변수는 이행 전 분기의 값을 사용하는 데, 이는 전기에서 현재시기 사이에 나타난 변화의 원인을 추정하는 데 전기변수가 더 적합하기 때문이다⁶²⁾. 추가되는 변수들은 가구유형의 변화, 가구주의 변화, 가구원수의 변화, 취업가구원수의 변화이다. 변화의 방향을 정할 수 없는 경우에는 부정(不定)으로 표시된다. 이 때 분기간의 상태변화 변수의 추정치는 원래의 변수와는 달리 해당시점의 변동이 있을 경우 이에서 비롯되는 효과만을 포착한다.

빈곤으로부터의 탈출을 분석할 때에는 이행전 시점에 빈곤한 가구, 빈곤으로의 진입을 분석할 때에는 이행전 시점에 빈곤하지 않았던 가구를

62) 현재 분기의 변수를 사용한 추정결과와 이전 분기 변수를 사용한 추정결과에는 큰 차이가 없다. 다만 이전 분기의 변수를 사용할 경우에 분기간의 상태변화를 포착한 변수의 추정치의 의미가 분명해진다.

<표 5-7> 빈곤 진입·탈출 분석자료의 기초통계량

이 산 변 수		이행전 빈곤가구		이행전 비빈곤가구	
		빈 도	비 중	빈 도	비 중
가구형태	근 로 자	3,956	54.4	17,463	57.7
	비 근 로 자	3,321	45.6	12,810	42.3
가구구성	남 자	5,477	75.3	26,006	85.9
	여 자	1,800	24.7	4,267	14.1
가 구 주 교육수준	중 졸 미 만	1,718	23.6	2,953	9.8
	중 졸	1,408	19.4	4,012	13.3
	고 졸	3,444	47.3	14,139	46.7
	대 졸	673	9.3	8,344	27.6
	대 학 원 졸	34	0.5	825	2.7
배 우 자 유무 및 동거여부	유 배 우 동 거	5,679	78.0	26,598	87.9
	유 배 우 비 동 거	298	4.1	1,277	4.2
	배 우 자 없 음	1,300	17.9	2,398	7.9
가구주직종	관 리 전 문 직	421	5.8	7,273	24.0
	사 무 직	276	3.8	2,678	8.9
	관 매 서 비 스 직	1,280	17.6	4,764	15.7
	기 능 직	2,684	36.9	9,577	31.6
	단 순 노 무 직	1,131	15.5	2,406	8.0
	무 직 / 분 류 불 능	1,485	20.4	3,575	11.8
연 속 변 수		평 균	표준편차	평 균	표준편차
가 구 주 연 령		43.2	13.6	43.7	10.8
가 구 주 연 령 제 곱		2,052.6	1,334.2	2,023.6	1,017.9
가 구 원 수		3.5	1.1	3.7	1.1
취 업 가 구 원 수(가 구 주 제 외)		0.4	0.6	0.6	0.7

표본으로 하여 분석한다. 종속변수는 모두 이행이 이루어진 시점에서 빈곤한 경우를 1, 빈곤하지 않은 경우를 0으로 하였다. 따라서 양의 추정치는 빈곤으로부터의 탈출요인을 추정하는 경우 탈출에 기여하는 것을 의미하며, 빈곤으로의 진입요인에서는 빈곤으로의 진입을 억제하는 방향으로 작용하는 것을 의미한다. <표 5-7>에는 분석에 사용된 변수들의 특성, <표 5-8>에는 추정결과가 소개되어 있다.

<표 5-7> 빈곤 진입·탈출 분석자료의 기초통계량(계속)

가구특성변화 변수		이행전 빈곤가구		이행전 비빈곤가구	
		빈 도	비 중	빈 도	비 중
가구유형 변 화	근 로 자 로 부 터	711	9.8	1,467	4.9
	자 영 자 로 부 터	224	3.1	694	2.3
	무 직 자 로 부 터	498	6.8	854	2.8
	변 화 없 음	5,844	80.3	27,258	90.0
가 구 주 변 화	不 定	12	0.2	30	0.1
	세 대 간 변 화	198	2.7	572	1.9
	남 자 로	165	2.3	488	1.6
	여 자 로	285	3.9	693	2.3
	변 화 없 음	6,617	90.9	28,490	94.1
가구원수 변 화	不 定	29	0.4	147	0.5
	증 가	460	6.3	2,334	7.7
	감 소	598	8.2	2,561	8.5
	변 화 없 음	6,190	85.1	25,231	83.3
취업자수 변 화 (가 구 주 제 외)	不 定	197	2.7	555	1.8
	증 가	1,353	18.6	3,902	12.9
	감 소	1,082	14.9	4,027	13.3
	변 화 없 음	4,645	63.8	21,789	72.0

자료: 통계청, 「도시가계조사」 분기연결패널자료.

<표 5-7>에서 빈곤가구와 비빈곤가구의 특성을 보면, 빈곤가구일수록 여자가구주의 비중이 높고, 가구주의 학력수준이 낮다. 또한 배우자가 없는 집단의 비중이 높고, 가구주의 직종별로도 관리사무직 및 사무직의 비중은 낮고 다른 직종의 비중은 높다. 가구특성의 변화에서는 가구유형이나 가구주, 취업가구원수에서 변동이 있는 가구의 비중이 높다.

<표 5-8>에서 추정결과를 살펴보면 우선 가구특성의 변화여부를 포함한 경우와 그렇지 않은 경우에 원래의 변수들의 통계적인 유의도에는 차이가 거의 없다. 또한 분기간의 상태변화 가운데 유의미한 변수들이 발견되는 데 이는 분기간에 나타난 변화가 곧바로 빈곤으로부터의 탈출이나 진입에 영향을 미친다는 것을 의미한다.

또한 빈곤으로부터의 탈출에 영향을 미치는 변수와 빈곤으로의 진입에 영향을 미치는 변수에 차이가 있다. 빈곤으로의 진입에는 제3절에서 빈곤 상태에 놓일 확률에 영향을 미친 변수들이 대부분 유의미하게 나타나는 반면, 빈곤으로부터의 탈출에는 학력과 취업가구원수를 제외하고는 통계적으로 유의미한 변수들이 없다. 통계적으로 유의미한 변수들의 효과들은 대부분 빈곤상태의 결정요인에서 나타난 것과 동일하다. 다만, 가구유형의 경우 근로자가구가 빈곤으로 진입하지 않을 가능성이 비근로자가구보다 높게 나타난다.

본 연구에서 초점을 맞추고자 하는 것은 분기간에 나타난 가구특성의 변화가 미치는 효과이다. 가구특성의 변화 가운데 빈곤으로부터의 탈출이나 빈곤으로의 진입에서 모두 유의미한 영향을 미치는 변수는 취업가구원수의 변화이다. 취업가구원수의 증가는 유의미하게 빈곤으로부터의 탈출에 기여하고, 빈곤으로의 진입을 억제하며, 취업가구원수의 감소는 빈곤으로부터의 탈출을 억제하고, 빈곤으로의 진입에 기여한다.

가구원수의 변화도 빈곤으로부터의 탈출에 기여하는 데, 유의미한 경우는 가구원수가 감소했을 때 빈곤으로부터 탈출할 가능성이 높다는 점이다. 이는 앞 절에서 가구규모가 클수록 빈곤할 가능성이 높다는 점과 일관된 결과이다⁶³⁾. 가구유형의 변화를 보면, 근로자가구로의 변화가 빈곤의 결정요인에서와 마찬가지로 빈곤으로부터의 탈출에 부정적인 효과를 미친다. 가구주의 성별이나 세대간 변화는 유의미한 경우가 없는 것으로 나타난다.

63) 상대빈곤을 정의할 때 가구원수를 이용해서 균등화한 소비를 사용했기 때문에 취업가구원수의 변화는 균등화된 소비값을 변화시켜 직접적으로 빈곤여부에 영향을 미치게 된다.

<표 5-8> 빈곤 탈출·진입의 결정요인 분석결과(로짓모형)

	빈곤탈출		빈곤진입	
	변화변수 제외	변화변수 포함	변화변수 제외	변화변수 제외
상 수 항	1.596 (0.340) ***	1.601 (0.389) ***	1.050 (0.313) ***	1.386 (0.347) ***
가구구분(비근로자)				
근로자	0.043 (0.034)	-0.064 (0.034) *	-0.068 (0.029) **	-0.085 (0.029) ***
연령	-0.009 (0.014)	-0.002 (0.014)	-0.156 (0.013) ***	-0.156 (0.014) ***
연령제곱	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.001 (0.000) ***	0.001 (0.000) ***
가구구성(여자)				
남자	-0.003 (0.043)	-0.013 (0.045)	-0.029 (0.043)	0.019 (0.044)
교육(중졸 미만)				
중졸	0.073 (0.104)	0.075 (0.105)	0.652 (0.089) ***	0.643 (0.090) ***
고졸	-0.205 (0.097) **	-0.206 (0.098) **	0.077 (0.082)	0.078 (0.082)
대졸	-0.398 (0.110) ***	-0.419 (0.111) ***	-0.489 (0.093) ***	-0.494 (0.093) ***
대학원졸	0.455 (0.344)	0.471 (0.347)	-1.211 (0.290) ***	-1.185 (0.290) ***
배우자 유무(무)				
동거	0.072 (0.070)	-0.089 (0.071)	0.146 (0.068) **	0.140 (0.068) **
비동거	-0.067 (0.105)	-0.085 (0.106)	-0.456 (0.097) ***	-0.450 (0.098) ***
직업(무직/분류불능)				
관리전문직	-0.047 (0.092)	-0.033 (0.093)	-0.679 (0.079) ***	-0.666 (0.078) ***
사무직	-0.159 (0.111)	-0.150 (0.112)	-0.368 (0.090) ***	-0.338 (0.091) ***
판매서비스직	-0.014 (0.066)	-0.019 (0.066)	0.046 (0.058)	0.047 (0.059)
기능직	-0.037 (0.054)	-0.033 (0.055)	0.083 (0.048) *	0.094 (0.049) *
단순노무직	0.113 (0.073)	0.099 (0.074)	0.561 (0.066) ***	0.538 (0.066) ***
가구원수	-0.047 (0.031) *	-0.016 (0.028)	0.056 (0.025) **	0.073 (0.026) ***
취업자수	-0.310 (0.048) ***	-0.370 (0.052) ***	-0.352 (0.041) ***	-0.426 (0.043) ***
가구구분 변화(불변)				
근로자로		0.316 (0.088) ***		0.132 (0.083)
자영자로		-0.076 (0.116)		-0.054 (0.107)
무직자로		-0.055 (0.108)		0.158 (0.089) *
가구주 변화(불변)				
부정		-0.160 (0.553)		0.454 (0.470)
세대간변동		-0.037 (0.198)		-0.237 (0.183)
남자로		0.050 (0.212)		-0.257 (0.184)
여자로		0.241 (0.190)		0.223 (0.160)
가구원수 변화(불변)				
부정		0.486 (0.377)		0.001 (0.257)
증가		0.040 (0.153)		0.106 (0.109)
감소		-0.572 (0.146) ***		-0.144 (0.109)
취업자수 변화(불변)				
부정		0.077 (0.132)		-0.083 (0.128)
증가		-0.404 (0.070) ***		-0.231 (0.069) ***
감소		0.323 (0.079) ***		0.405 (0.066) ***
N	7,295	7,281	30,296	30,270
-2 log likelihood	7,882.0	7,885.3	12,003.7	12,173.0

주: *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함.

자료: 통계청, 「도시가계조사」 분기연결패널자료.

제5절 상대빈곤을 이용한 빈곤의 동태분석 2: 빈곤의 지속기간

본 절에서는 「도시가계조사」 전체 연결패널자료를 이용하여 빈곤의 지속기간과 결정요인에 대해 분석하고자 한다.

우선, 빈곤의 지속기간 및 자료의 특성에 대한 개관적인 이해를 위해서 1분기 빈곤가구의 빈곤지속기간 및 1분기 비빈곤가구의 비빈곤지속기간, 12분기 빈곤가구의 빈곤지속기간 및 12분기 비빈곤가구의 비빈곤지속기간을 살펴보자. 1분기 빈곤가구로 측정한 경우 좌측절단(left-censored)된 기간이고, 12분기 빈곤가구로 측정한 경우 우측절단(right-censored)된 기간이지만 대체적인 분포를 그려보는 데 도움이 될 뿐 아니라, 좌측절단되지 않은 자료를 이용해서 빈곤의 지속기간별 분포와 비교해 보면, 좌측절단이 어느 정도 자료에 영향을 미치는지 파악할 수 있다.

<표 5-9>는 1분기와 12분기의 상태를 기준으로 지속기간을 살펴본 결과가 소개되어 있다. 1분기와 12분기 시점에서 빈곤가구에 있는 집단의 빈곤지속기간을 살펴본 결과 대체로 비슷한 모습을 보인다. 이는 비빈곤가구의 경우에도 마찬가지이다. 한편 위의 자료로 매 시기의 빈곤으로부터의 탈출률을 보는 것은 적합하지는 않다. 모두 좌측절단되어 있거나 우측절단되어 있기 때문이다. 이 자료로부터 알 수 있는 것은 대체로 3년 이내에 빈곤을 경험하는 가구 가운데 1/5은 확실히 3년 이상 빈곤을 경험하며, 3년 이내에 빈곤을 경험하지 않는 가구 가운데 약 3/4 이상은 해당 기간 동안 전혀 빈곤을 경험하지 않는다는 점이다. 제4절에서 살펴본 빈곤으로의 진입과 탈출률을 고려해 보면, 이는 상당수의 가구들이 빈곤으로 진입 및 탈출을 반복적으로 경험하고 있다는 점을 시사해 준다⁶⁴⁾.

다음으로, 빈곤지속기간에 영향을 미치는 요인이 무엇인가를 살펴보자. 「도시가계조사」를 이용해서 빈곤기간 결정요인을 분석한 연구로는 박순

64) 빈곤으로의 탈출 및 재진입에 대한 분석은 별도의 큰 연구주제로 제6장에서 다룬다.

<표 5-9> 빈곤·비빈곤지속기간 분포

(단위: 명, %)

	빈곤지속기간				비빈곤지속기간			
	1분기 빈곤가구		12분기 빈곤가구		1분기 비빈곤가구		12분기 비빈곤가구	
	빈 도	비 중	빈 도	비 중	빈 도	비 중	빈 도	비 중
1	75	31.3	54	24.0	63	5.1	62	5.0
2	28	11.7	36	16.0	42	3.4	31	2.5
3	18	7.5	19	8.4	27	2.2	42	3.4
4	11	4.6	26	11.6	31	2.5	20	1.6
5	12	5.0	7	3.1	12	1.0	26	2.1
6	9	3.7	10	4.4	25	2.0	16	1.3
7	13	6.2	6	2.7	18	1.4	20	1.6
8	9	3.7	6	2.7	21	1.4	10	0.8
9	7	2.9	6	2.7	6	0.5	17	1.4
10	5	2.1	5	2.2	8	0.7	16	1.3
11	4	1.7	1	0.4	10	0.8	18	1.4
12	49	20.4	49	21.8	972	78.7	972	77.8

자료: 통계청, 「도시가계조사」 전체 연결패널자료.

일·최현수·강성호(2000)가 있다. 이 연구는 빈곤의 총기간 결정요인을 Tobit 모형을 이용하여 추정하였다. 물론 이러한 분석도 나름대로의 장점이 있지만, 모든 자료가 좌측절단(left-censored)되어 있을 뿐만 아니라, 우측절단된 자료(right-censored data)도 존재하기 때문에 이를 고려해서 적절히 선별된 자료만이 빈곤기간 결정요인 분석에 사용되는 것이 바람직할 것으로 판단된다. 본 연구에서는 좌측절단된 자료를 제외하고, 나머지 빈곤경험가구에 대해서 빈곤지속기간의 결정요인을 hazard 분석을 통해 살펴보고자 한다.

그런데 「도시가계조사」와 같이 가구자료를 이용해서 빈곤의 지속기간을 분석하는 데에는 몇 가지 중요한 제약이 따른다. 일반적으로 개인을 단위로 한 분석에서는 기간 내 고정불변인 변수 - 대표적인 것이 인적속성 변수임 - 와 기간에 의존해서 변동하는 변수를 이용해서 분석이 이루어진다. 그런데 개인이 아니라 가구를 분석단위로 한다는 점에서 기간 내 고정불변인 변수가 없고, 기간 내에 변동하는 변수도 특정한 가구특성

의 연속적인 변화를 보여주는 변수가 아니라, 불특정한 시기에 나타나는 가구특성 자체의 변화를 나타내는 변수들이다.

따라서 특정시점에서의 상태나 이행에 대한 분석이 아니라 빈곤기간을 분석할 때에는 개인을 단위로 한 분석에서와 달리 독립변수를 설정하는 것이 매우 곤란하다. 이러한 문제를 해결하는 한 가지 방법은 빈곤에 들어갔을 때의 상태를 기준으로 하는 것이다. 이러한 분석의 함축은 앞절의 로짓분석에서 확인된 빈곤으로부터의 탈출에 영향을 미치는 요인으로서의 변동이 어떠한 집단에서 주로 나타나는가를 보여준다는 점이다. 그런데 이렇게 변수를 정의해서 다양한 분포(지수, Weibull log-normal, log-logistic)를 이용한 ALM(accelerated lifetime model)이나 Cox모형을 적용해 본 결과, 빈곤진입시점의 가구특성들이 모두 통계적으로 유의미하지 않게 나타났다. 이는 빈곤진입시점의 가구특성이 아니라 빈곤기간 내에 나타나는 변화나 빈곤탈출시점의 특성들이 빈곤으로부터의 탈출에 영향을 미친다는 것을 시사해 준다.

두번째로 빈곤기간 전체에 해당되는 평균적인 가구특성변수를 독립변수로 설정하여 분석해 보았다. 그런데 이러한 변수를 생성하는 데에도 제약이 따른다. 연속변수의 경우에는 빈곤기간 내의 평균적인 특성을 구하는 데에 어려움이 없다. 또한 두 개의 변수값만을 갖는 변수들 - 가구유형(근로자가구/비근로자가구), 성별 - 이나 서열이 있는 명목변수의 경우에도 평균값을 적용할 수 있다. 그러나 서열을 갖지 않는 명목변수들의 경우에는 이러한 방법으로는 기간 내의 평균적인 특성을 구하는 것이 불가능하다. 기간내 최빈값을 구하는 방법이 대안이 될 수 있지만, 변수값이 많고, 기간이 짝수인 경우에는 최빈값을 구할 수 없는 경우가 많이 발생하게 된다. 따라서 여기에서는 가구유형, 가구주의 연령과 연령제곱, 가구주의 성, 가구주의 교육수준, 가구원수, 취업가구원수에 대해서 빈곤기간내 평균값을 구해서 분석에 사용하였다.

분석에 사용된 변수들의 평균과 표준편차는 <표 5-10>과 같다. 이 표에는 명목변수들의 변수값을 어떻게 부여했는지가 표시되어 있다. 가구유형의 경우 변수값이 커질수록 비근로자가구 상태에 더 놓여 있었고, 가구주 성은 변수값이 커질수록 여자가 가구주인 상태를 더 경험했다는 것

<표 5-10> 빈곤기간 분석자료의 기초통계치

(단위: 세, 년, 명)

변 수	평 균	표 준 편 차
가구구분(근로자 1, 비근로자 2)	1.5	0.5
가구주 성(남자 1, 여자 2)	1.2	0.4
가구주 연령	45.2	12.2
가구주 연령제곱	2,192.7	1,214.9
가구주 교육년수	10.1	3.3
가구원수	3.8	1.2
취업자수(전체)	1.3	0.8

자료: 통계청, 「도시가계조사」 전체 연결패널자료.

을 뜻한다. 가구주의 교육수준은 실제 교육기간을 고려해서 국졸 미만은 0, 중졸 미만은 6, 고졸 미만은 9, 대졸 미만은 12, 초대졸은 14, 일반대졸은 16, 대학원졸은 19로 부여하였다.

<표 5-10>의 변수들을 이용해서 여러 가지 분포를 가정한 ALM과 Cox 모형을 적용해 본 결과 Weibull 분포를 가정한 경우에만 일부 변수들이 통계적으로 유의미한 결과를 보이는 것으로 나타났다. 이 결과는 <표 5-11>과 같다.

<표 5-11> 빈곤기간에 대한 결정요인 분석결과(해자드모형)

	빈곤기간(분기)	
상수항	1.844	(0.546)
가구구분	-0.011	(0.079)
연 령	-0.032	(0.020)
연령제곱	0.000	(0.000) ***
성	0.268	(0.112) **
교육년수	0.012	(0.013) *
가구원수	-0.067	(0.036) **
취업자수	-0.116	(0.053)
6	0.794	(0.026)
N	678	
Right Censored	166	
Log Likelihood	-829.3	

주: *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함.

자료: 통계청, 「도시가계조사」 전체 연결패널자료.

<표 5-11>에 의하면 Weibull 분포를 가정한 경우에 여자가구주일 경우 빈곤기간이 길고, 가구원수가 많거나, 취업가구원수가 많은 경우에는 빈곤기간이 줄어드는 것으로 나타났다⁶⁵⁾. 또한 빈곤으로부터의 탈출률은 기간이 경과할수록 증가하지만, 증가율은 감소한다. 이 결과에서 의외인 것은 가구원수가 많은 경우에 빈곤기간이 줄어든다는 점이다. 이는 빈곤 상태에 놓일 가능성이나 빈곤으로부터의 탈출에 미치는 효과에 대한 분석에서 얻은 결과와는 상반되는 것처럼 보인다. 한 가지 가능한 해석은 가구원수가 많을 경우 소득활동 이외에 빈곤으로부터의 탈출을 모색할 수 있는 다양한 방법이 사용될 수 있다는 점이다.

제6절 요약 및 시사점

우선 본 연구로부터 얻은 주요한 결과를 요약하고, 앞으로의 연구나 정책과 관련된 시사점에 대해서 논의하고자 한다.

절대빈곤율의 추이를 보면 외환금융위기 이후 1999년 초까지 구조조정과 급격한 실업증가에 따라 절대빈곤계층이 증가했지만 이후 경기가 회복되면서 절대빈곤계층의 규모는 줄어들고 있다고 평가할 수 있다. 소득기준 절대빈곤율의 경우 1998년 1분기에 7.4%에서 출발하여 1999년 1분기에 10.5%로 정점에 이르고 이후에는 대체로 감소하여 2000년 4분기의 경우에는 5.6%로 나타난다. 그러나 절대빈곤계층의 규모가 줄어들었다고 하더라도, 소득분배 상태는 경제위기 이전에 비해 급격히 악화된 이후 별로 개선되지 않고 있다. 소득분배상태가 별로 개선되지 않고 있다는 점은 상대빈곤율이 외환금융위기 이후 3년간 커다란 변동이 없다는 데서도 알 수 있다. 소비지출액의 5%와 10%를 차지하는 하위소비계층의 비중으로 측정한 상대빈곤율의 추이를 보면 전자는 11%대에서, 후자는 19~20%대

65) 지수분포를 가정한 경우에는 가구주의 성, log-normal 분포와 log-logistic 분포를 가정한 경우에는 취업가구원수가 10% 유의수준에서 유의미한 효과를 갖는 것으로 나타난다. 효과의 방향은 Weibull 분포를 가정한 경우와 같다.

를 지속적으로 유지한다.

가구의 빈곤여부에 중요한 영향을 미치는 변수들은 가구유형, 가구주 연령, 가구주의 교육수준 및 직종, 가구원수 및 취업가구원수 등 분석에 포함한 거의 모든 변수가 유의미한 것으로 나타났다.

가구주 연령의 경우 일정기간까지는 연령이 높아질수록 빈곤상태로부터 벗어날 확률이 높아지지만 일정한 연령대가 지나면 빈곤상태에 놓일 확률이 더 높아진다. 가구주의 성별로는 소득기준 절대빈곤율에서만 유의미하게 여자가가구주 가구에서 빈곤할 확률이 더 높게 나타난다. 교육수준을 보면 대졸이나 대학원졸의 경우 중졸 미만에 비해서 빈곤하지 않을 가능성이 높지만 중졸이나 고졸의 경우에는 중졸 미만에 비해서 별로 차이가 없거나, 오히려 낮은 경우도 있다.

배우자의 유무 및 동거여부에서도 의외의 결과가 나타난다. 배우자가 없는 경우에 비해서 모든 모형에서 배우자가 있지만 동거하고 있는 경우에는 빈곤할 가능성이 더 높고, 배우자가 동거하지 않는 경우에만 빈곤하지 않을 가능성이 더 높게 나타나는 것이다. 일반적으로 배우자가 없는 경우 빈곤할 가능성이 높은 것으로 여겨짐에도 불구하고, 가구주의 성별을 비롯해서 다른 요인들을 통제한 경우에는 오히려 그렇지 않다는 점에서 주목되는 결과이다.

가구유형이나 가구주의 직종변수에서는 의외의 결과가 나타나는데 가구주가 무직 및 분류불능인 경우 - 대다수는 무직인 경우 - 를 기준으로 할 때 전문기술직이나 사무직의 경우에는 이들보다 빈곤하지 않을 가능성이 더 높지만, 다른 직종에 종사하는 경우에는 빈곤할 가능성이 더 높은 것으로 나타난다. 가구유형의 효과에서도 유사한 결과가 나타나는데 가구주가 무직인 경우를 포함함에도 불구하고, 비근로자가구에 비해 근로자가구가 빈곤할 가능성이 더 높다. 이러한 현상을 해석하는 한 가지 방식은 가구주가 취업하지 않고 있더라도 생활수준을 유지할 수 있는 다른 자원을 보유하고 있을 가능성이 매우 높다는 것이다.

다음으로 가구원수를 보면, 모든 모형에서 가구규모가 커질수록 빈곤할 확률이 더 높게 나타난다. 이는 취업자수 및 가구주의 경제활동과 관련된 변수들을 통제할 경우에는 가구규모가 커질수록 이를 충분히 부양

할 수 있는 소득을 얻지 못할 가능성이 높다는 점을 시사해 준다. 가구주를 제외한 취업자수의 경우에는 예상대로 취업자가 증가할수록 빈곤하지 않을 확률이 높게 나타났다.

분기연결패널을 이용해서 빈곤으로부터의 탈출률을 보면 5% 기준 상대빈곤율에 따른 경우 전체적으로는 약 29~30%의 탈출률을 보이고, 10% 기준 상대빈곤율에 의하면 약 26~28% 정도로 약간 나타난다. 빈곤으로부터의 탈출 및 빈곤으로의 진입이 분기단위에서 활발히 이루어진다고 하더라도, 이러한 이동은 대체로 빈곤선을 기준으로 가까운 집단 사이의 상호이동을 중심으로 일어나고 있다. 빈곤가구와 비빈곤가구를 상대적 소비수준을 기준으로 해서 각각 3개의 집단으로 나누어서 탈출 및 진입이 주로 어떤 집단 사이에서 나타나는가를 살펴본 결과 빈곤으로의 진입에서 차상위계층으로 하향이동한 경우가 88.1%로 대부분을 차지하고, 빈곤으로부터의 탈출도 차하위계층에서 이동한 경우가 71.9%를 차지한다. 또한 빈곤으로부터의 탈출이나 진입에서 약 2/3 정도가 빈곤선을 중심으로 차상위계층과 차하위계층 사이에서 이루어진다.

빈곤으로의 진입이나 탈출에서 초점을 맞춘 것은 분기간의 상태변화가 분기간의 동태적인 이동에 미치는 효과이다. 빈곤으로부터의 탈출이나 빈곤으로의 진입에서 모두 유의미한 영향을 미치는 변수는 취업가구원수의 변화이다. 취업가구원수의 증가는 유의미하게 빈곤으로부터의 탈출에 기여하고, 빈곤으로의 진입을 억제하며, 취업가구원수의 감소는 빈곤으로부터의 탈출을 억제하고, 빈곤으로의 진입에 기여한다. 가구원수의 감소도 빈곤으로부터의 탈출에 기여한다.

빈곤의 지속기간에 영향을 미치는 요인에 대한 분석은 자료의 특성상 매우 제한적으로만 이루어졌다. 1분기의 빈곤가구와 12분기의 빈곤가구를 이용해서 빈곤의 지속기간을 살펴본 결과 3년 이내에 빈곤을 경험하는 가구 가운데 1/5은 확실히 3년 이상 빈곤을 경험하며, 3년 이내에 빈곤을 경험하지 않는 가구 가운데 약 3/4 이상은 해당기간 동안 전혀 빈곤을 경험하지 않았다. 빈곤으로의 진입률과 탈출률을 고려해 볼 때 이는 상당수의 가구들이 빈곤으로 진입 및 탈출을 반복적으로 경험하고 있다는 점을 시사해 준다.

빈곤의 지속기간에 미치는 효과는 Weibull 분포를 가정한 ALM 모형에서 여자가구주일 경우 빈곤기간이 길고, 가구원수가 많거나, 취업가구원수가 많은 경우에는 빈곤기간이 줄어드는 것으로 나타났다. 빈곤상태나 분기간 이행에서와 달리 가구원수가 많을 경우 빈곤기간이 짧다는 것은 가구원수가 많을 경우 소득활동 이외에 빈곤으로부터의 탈출을 모색할 수 있는 다양한 방법이 사용될 수 있다는 점을 시사해 준다.

본 연구로부터 정책적 시사점들을 몇 가지 찾아보면 다음과 같다.

우선 빈곤의 실태를 정확히 파악할 수 있는 통계자료를 구축하는 것이 매우 시급하다는 점이다. 본 연구에서 사용한 「도시가계조사」의 경우 농어촌지역과 단신가구가 제외되어 있을 뿐만 아니라 소득의 경우 가구주가 근로자인 가구만 조사되기 때문에 전국적인 빈곤을 추계나, 소득을 이용한 빈곤실태 분석에 커다란 제약이 따른다. KLIPS나 대우패널 등을 이용한 연구도 있으나 연간단위 자료라는 점에서 분기단위에서 활발히 이루어지는 동태적인 변화를 분석하기 곤란하다.

두번째로 절대빈곤율과 상대빈곤율이 가구규모별로 서로 다른 모습을 보인다는 점이다. 현재 시점에서 어떤 것이 빈곤을 측정하는데 적합한가를 판단하기 어렵다. 따라서 현재 공공부조에서는 절대빈곤을 기준으로 하고 있으나, 설정된 기준의 타당성에 대한 심층적인 검토가 필요할 것으로 보인다.

세번째로 빈곤여부의 결정이나 빈곤으로부터의 탈출, 빈곤지속기간에 중요한 영향을 미치는 변수는 가구내 취업자수이다. 이는 궁극적으로 빈곤으로부터 벗어나기 위해서는 경제활동을 통한 소득의 창출이 가장 중요하다는 점을 의미한다. 따라서 가구 내의 근로유능력자들이 취업할 수 있는 기회를 확대하는 것이 빈곤으로의 진입을 억제하고 빈곤으로부터의 탈출을 촉진하는 가장 중요한 정책수단이 될 것이다.

네번째로 가구주의 종사상 지위나 취업직종이 빈곤에 매우 중요한 영향을 미치는 것으로 나타난다. 또한 근로자인 경우 비근로자보다, 취업자 가운데서도 하위직종으로 분류될 수 있는 경우에는 가구주가 무직인 경우보다도 빈곤할 가능성이 더 높게 나타난다. 세대간의 직업이동에서 종사상 지위나 취업직종을 결정할 때 가장 중요한 영향을 미치는 변수는 교

육일 뿐만 아니라(황덕순, 2001b), 교육의 경우에도 중등교육을 넘어서는 수준의 교육이 이루어져야 빈곤으로부터 벗어날 가능성이 높아진다. 따라서 세대간의 빈곤의 재생산을 막기 위해서는 중등교육 이상의 교육을 받을 수 있는 기회의 확대가 필요하다. 또한 가구주의 경제활동과 가구의 빈곤여부 및 가구원의 경제활동상태에 대한 심층적인 연구가 이루어져야 빈곤과 가구의 전반적인 경제활동과의 관계를 밝힐 수 있을 것으로 판단된다.

다섯번째로 여자가구주 가구의 경우 절대적으로 빈곤수준이 높게 나타날 뿐만 아니라 빈곤의 지속기간도 유의미하게 길다. 또한 가구주의 연령이 일정수준을 넘으면 빈곤상태에 놓이거나, 빈곤으로 진입할 가능성이 높다. 따라서 전반적인 빈곤을 억제하기 위해서는 여자가구주 가구 및 고령자 가구의 경제활동참여를 촉진할 뿐만 아니라, 이들이 일정수준 이상의 소득을 얻을 수 있는 기회를 확대하는 특성화된 정책이 마련될 필요가 있다.

마지막으로 본 연구에서는 가구주의 배우자 및 전체 가구원의 경제활동상태를 고려하지 못했을 뿐만 아니라 빈곤을 변동의 가구특성별 요인 분해, 빈곤으로부터의 탈출 및 재진입 등을 다루지 못했다. 또한 자료의 한계와 여러 가지 분석상의 어려움 때문에 빈곤의 지속기간에 대해서도 다루지 못했다. 한편 빈곤의 정의도 연구목적이나 정책적인 목적에 부합하는 다양한 방식이 가능하다. 앞으로 빈곤의 실태에 대한 이해나 정책의 효과성·효율성 제고를 위해서는 이러한 연구들이 더 이루어져야 할 것이다.

제6장

빈곤에 대한 구조적 분석 - 반복빈곤 및 근로빈민

제1절 머리말

한국 경제는 1997년 말 경제위기 이후 실업 충격과 함께 소득분배의 악화와 빈곤계층의 증가를 경험하고 있다. 특히 빈곤수준에 대한 사회적 인 우려에 대응하여 최근 빈곤으로의 진입 및 탈출의 결정요인과 빈곤기간 등에 대한 동태적인 분석을 통해 빈곤의 원인을 규명하고자 하는 연구들이 등장하고 있다.

기존의 몇몇 연구들(박순일·최현수·강성호, 2000; 금재호·김승택, 2001; 황덕순, 2001a)은 빈곤 개념을 서로 다르게 정의하고 있지만, 경제위기 이후 빈곤수준이 크게 증가하였다는 일치된 결과를 제시하고 있다. 또한 한편으로는 빈곤으로의 진입과 탈출이 매우 활발하여 평균적으로 빈곤지속기간이 단기적인 반면, 다른 한편으로는 여성가장 가구나 노인 가구 등 일부 한계 계층은 장기빈곤의 위험이 높다는 결과를 내놓고 있다.

본 연구는 이러한 기존 연구결과들을 받아들이면서 빈곤유형 및 행태에 대한 분석을 통해 빈곤 장기화의 또 다른 가능성 및 빈곤과 고용간의

상호연관성을 검토하고자 한다.

우선 제2절에서는 빈곤의 다양한 유형 분류를 통해 단기간의 빈곤으로의 진입과 탈출을 빈번하게 경험하는 반복빈곤(repeat poverty)으로 인한 재빈곤화 및 사실상의 장기 빈곤화 문제를 제기한다. 그리고 제3절에서는 빈곤 진입과 탈출을 결정하는 요인 가운데 고용과의 관계를 중심으로 살펴본다. 이를 통해 실업의 빈곤화 및 근로빈민(the working poor)의 문제를 제기한다. 마지막으로 제4절에서는 이상의 분석결과를 요약하고, 그 함의를 살펴본다.

제2절 반복빈곤과 빈곤의 장기화

1. 빈곤관련 주요 지표의 추이

빈곤상태를 되풀이 경험하는 반복빈곤을 측정하기 위해서는 동일한 가구에 대한 지속적인 추적자료(longitudinal data)가 필요하다. 이를 위해 본 연구에서는 제5장에서 소개된 「도시가계조사」 전체 연결패널자료를 사용하였으며, 관련변수의 생성방법 또한 동일하다⁶⁶⁾.

한편 본 연구의 관심인 빈곤의 유형 및 빈곤의 동태적인 분석을 수행하기 위해서 빈곤을 소비지출액 기준의 상대적 빈곤 여부로 측정하였다. 제5장의 [그림 5-1]과 [그림 5-2]에서 보여지듯이, 절대빈곤율은 강한 계

66) <부표 12>는 「도시가계조사」 원자료와 본 연구에서 구성한 「도시가계조사」 전체 연결패널자료의 표본수와 상대적 빈곤율을 비교하여 제시한 것이다. 최종적으로 구성된 「도시가계조사」 전체 연결패널자료는 12개 분기 동안 지속적으로 조사된 1,475가구로서, 해당시기 동안 매월 조사된 가구 3,839가구의 38.4%에 해당한다. 그러나 「도시가계조사」 전체 연결패널자료는 두 가지 측면에서 우리나라 전체의 소득 및 지출 실태를 대표하지 못한다. 첫째, 「도시가계조사」가 안고 있는 한계인 농어촌지역에 거주하는 가구와 단신가구가 제외되어 있다. 둘째, 표에서 보듯이 지역적 이동이 심하고 소득 및 소비수준이 낮은 가구의 높은 탈락률로 인하여 「도시가계조사」에 비해 빈곤율이 낮다. 그러나 장기간의 패널자료를 통한 빈곤유형 및 빈곤의 동태적인 분석은 유의미할 것으로 판단된다.

절성을 떠는 반면, 상대빈곤율은 기간의 경과와 관계없이 안정적으로 유지되기 때문에 본 연구의 목적에 보다 부합한다고 판단하였다. 또한 「도시가계조사」에서는 근로자 이외의 가구, 즉 자영업주 및 무직가구에 대해서는 지출만 조사되고 소득은 조사되고 있지 않기 때문에 빈곤의 동태적인 결정요인을 분석하기 위해 소비기준의 상대적 빈곤을 채택하였다. 최종적으로 상대적 빈곤가구는 전체 소비지출액 가운데 하위 10%의 소비지출액을 점유하는 가구로 정의된다.

<표 6-1>에는 빈곤과 관련된 다양한 지표들이 제시되어 있다. 우선 1998~2000년 동안의 소비기준 상대적 빈곤율을 보면, 큰 변동 없이 안정적인 추세를 보이고 있으며, 3년 동안 소비지출액 하위 10%를 차지하는 상대적 빈곤가구의 비중은 15.6%를 나타내고 있다.

한편 3년간의 12개 분기 내내 빈곤상태에 놓인 가구의 비중으로 정의된 장기빈곤율은 3.3%에 불과하다. 이처럼 장기간 빈곤상태에 있는 가구의 비중은 낮는데 비해 특정 시점에서 측정한 빈곤가구의 비중이 훨씬 높다는 사실은 상당수의 빈곤 경험가구가 단기적인 빈곤상태에 놓이게 됨을 의미한다.

이는 3년 동안 빈곤상태를 한 번이라도 경험한 가구의 비중이 34.1%로 나타나는 것으로 통해서 확인된다. 즉, 빈곤으로 진입하는 가구는 상당수에 이르며, 이들의 대부분은 단기간 내에 빈곤상태로부터 탈출하기 때문에 장기적인 빈곤율은 낮게 나타나는 것이다.

빈곤에의 진입과 탈출이 활발하더라도 장기적인 빈곤에 노출되지 않는다면 이들 가구에서의 빈곤문제의 심각성은 크지 않을 수 있다. 그러나 단기간의 빈곤으로의 진입과 탈출을 빈번하게 경험하는 경우에는 이제까지의 빈곤지표로 확인되지는 않으나, 사실상의 장기적인 빈곤에 놓일 수 있다. OECD(2001)와 금재호·김승택(2001)은 빈곤에의 진입과 탈출을 수시로 반복하더라도 장기간의 평균소득이 빈곤선 이하이면 빈곤가구로 정의하는 항상빈곤(permanent poverty) 개념을 제기한 바 있다. 이러한 항상빈곤 개념을 소비기준에 적용하여 3년간에 걸친 평균 소비지출액이 전체 소비지출액의 하위 10%를 점하는 가구를 항상빈곤가구로 정의하면, 앞서의 장기빈곤율과는 달리 전체 가구의 18.0%가 항상빈곤에 직면하고

<표 6-1> 빈곤관련 주요 지표 추이(1998~2000)

(단위: 가구, %)

		빈곤가구	비빈곤가구	비 중
빈곤상태	1998	234	1,242	15.8
	1999	230	1,246	15.6
	2000	229	1,246	15.5
	전 체	231	1,244	15.6
장기빈곤		49	1,426	3.3
빈곤경험		503	972	34.1
항상빈곤		266	1,209	18.0

자료: 통계청, 「도시가계조사」 전체 연결패널자료.

있는 것으로 나타난다⁶⁷⁾.

이상의 다양한 빈곤지표는 빈곤상태로의 진입이 빈번하게 발생하면서도 빈곤상태로부터의 탈출 또한 빠르게 이루어져서 1회적인 빈곤기간은 단기적으로 나타나지만, 실질적으로는 장기적인 빈곤상태에 놓일 수 있음을 시사한다.

2. 빈곤으로의 빈번한 진입과 탈출

빈곤의 동태적 성격을 파악하기 위하여 빈곤으로의 진입과 탈출을 살펴보자. <표 6-2>는 「도시가계조사」 분기연결패널자료를 이용하여 빈곤상태를 중심으로 빈곤으로의 진입과 탈출을 제시한 것이다.

분기간 빈곤으로의 진입을 보면, 전분기의 비빈곤가구 가운데 다음 분기에 빈곤상태로 진입할 확률은 5.0%이며, 빈곤가구와 비교해서는 27.1%에 이르고 있어 새롭게 빈곤상태에 진입하게 될 가능성이 높은 수준을 보이고 있다. 한편 전분기의 빈곤가구 가운데 빈곤상태에서 탈출할 확률은 27.6%에 이른다. 빈곤가구 규모와 비교하여 빈곤으로 진입할 확률과 탈출할 확률은 비슷한 수준을 보인다는 것은 상당수의 빈곤경험가구가 활

67) 분석대상기간 동안 빈곤을 한 차례 경험하는 가구의 항상빈곤율은 38.6%인 반면, 2회 이상 반복적으로 경험하는 가구의 항상빈곤율은 무려 64.3%에 이르는 것으로 나타난다.

<표 6-2> 빈곤이행관련 주요 지표

(단위: 가구, %)

		가 구 수	비 중
빈곤이행	비빈곤유지	1,181	80.1
	빈곤진입	63	4.2
	빈곤탈출	64	4.3
	빈곤유지	167	11.3
	소 계	1,475	100.0
빈곤진입률	전가구 대비	4.2	
	비빈곤가구 대비	5.0	
	빈곤가구 대비	27.1	
빈곤탈출률	전가구 대비	4.3	
	빈곤가구 대비	27.6	

자료: 통계청, 「도시가계조사」 전체 연결패널자료.

발하게 빈곤상태를 이동하고 있음을 의미한다.

빈곤경험가구가 빈곤으로의 진입과 탈출을 활발하게 이동하므로 빈곤경험가구는 여러 차례 빈곤을 경험할 것으로 보인다. 이에 빈곤경험(poverty experience)과 빈곤발생주기(poverty spell)를 구분하여 빈곤경험횟수를 파악하였다.

<표 6-3>에서 빈곤을 경험하는 가구는 503가구인데 비해 빈곤상태로 진입한 횟수는 928건으로 나타나 빈곤경험가구가 여러 차례 빈곤상태를 경험하고 있음을 유추할 수 있다. 빈곤경험횟수별로 보면 2회 이상의 빈곤상태를 경험한 가구는 빈곤경험가구의 55.7%에 이르는 것으로 나타난다. 또한 빈곤발생빈도로는 전체 빈곤발생횟수 가운데 2회 이상의 빈곤

<표 6-3> 반복빈곤의 분포

(단위: 가구, 건, %)

빈곤경험횟수	빈곤경험가구		빈곤발생빈도	
	빈도수	비 중	빈도수	비 중
1	223	44.3	223	24.0
2	167	33.2	334	36.0
3	85	16.9	255	27.5
4	24	4.8	96	10.3
5	4	0.8	20	2.2
전 체	503	100.0	928	100.0

자료: 통계청, 「도시가계조사」 전체 연결패널자료.

경험에 의한 비중이 무려 76.0%에 이르고 있다. 이처럼 과반수를 상회하는 빈곤경험가구가 빈곤상태를 되풀이 경험하는 반복빈곤(repeat poverty) 문제가 우리나라 빈곤구조의 중요한 특징임을 알 수 있다.

3. 반복빈곤과 재빈곤화

앞서 빈곤상태로의 진입과 탈출이 매우 활발하며, 그 가운데 절반 이상의 빈곤경험가구가 빈곤상태를 되풀이 경험함을 살펴보았다. 이제 빈곤상태로 진입한 가구가 얼마나 빨리 빈곤상태에서 탈출하는지, 그리고 빈곤을 탈출한 후에는 비빈곤상태가 얼마나 유지되는지를 살펴봄으로써 반복빈곤 문제를 재빈곤화의 측면에서 다루어보고자 한다.

빈곤기간별 탈출률은 일정한 분기 동안 빈곤상태에 머무르고 있는 가구 가운데 다음 분기에 빈곤상태로부터 탈출하는 가구의 비율인 조건부 탈출률(해자드율)로 정의할 수 있다. 빈곤재진입률 또한 비빈곤기간별 조건부 탈출률로 정의된다.

이를 분석하기 위해서는 본 연구에서 사용하고 있는 「도시가계조사」 전체 연결패널자료를 각각 빈곤주기 자료와 비빈곤주기로 재구성할 필요가 있다. 「도시가계조사」 전체 연결패널자료의 빈곤주기 자료는 빈곤시작시점이 확인된 빈곤주기만을 사용하였다. 이는 1998년 1/4분기에 이미 빈곤상태에 놓인 가구는 빈곤시작시점을 알 수 없는 자료(left-censored data)이므로 빈곤기간별 조건부 탈출률을 계산할 수 없기 때문이다. 이에 따라 최종적으로 1998년 2/4분기부터 빈곤상태로 진입한 414가구의 688건의 빈곤주기를 구성하였다. 그리고 「도시가계조사」 전체 연결패널자료의 비빈곤주기 자료는 1998년 2/4분기부터 빈곤상태에 진입하였다가 빈곤상태로부터 벗어난 가구의 512건 비빈곤주기를 구성하였다.

우측절단된 자료임을 고려하여 생명표 방식으로 추정한 빈곤탈출과 재진입의 해자드율은 <표 6-4>에 제시되어 있다.

빈곤주기의 탈출해자드율을 보면, 빈곤지속기간이 장기화될수록 빈곤탈출해자드율은 지속적으로 하락하는 일반적인 현상이 나타난다. 특히 주목되는 것은 빈곤상태에 진입하여 1분기 직후에 탈출할 해자드율은 무

<표 6-4> 빈곤기간별 빈곤탈출·빈곤재진입 해자드율(생명표 방식)

빈곤탈출			빈곤재진입		
빈곤기간	생존율	조건부 탈출률	비빈곤기간	생존율	조건부 탈출률
1	1.000		1	1.000	
2	0.522	0.478	2	0.706	0.294
3	0.350	0.330	3	0.568	0.195
4	0.253	0.277	4	0.465	0.182
5	0.206	0.185	5	0.414	0.110
6	0.185	0.104	6	0.372	0.102
7	0.146	0.212	7	0.334	0.101
8	0.124	0.152	8	0.305	0.087
9	0.096	0.227	9	0.305	0.000
10	0.096	0.000	10	0.286	0.061
표본수	688		표본수	512	

자료: 통계청, 「도시가계조사」 전체 연결패널자료.

려 0.478을 기록하고 있다는 점이다. 즉 빈곤진입가구는 1분기 직후에 절반 가까이 빈곤으로부터 탈출하고 있다. 또한 1년 후에는 약 80%가 빈곤상태로부터 탈출하고 있다. 이는 빈곤상태에 진입하더라도 단기간 내에 빈곤상태로부터 벗어남을 의미한다.

한편 비빈곤주기의 조건부 탈출률, 즉 빈곤재진입률을 보면, 빈곤상태에서 탈출하였다가 다시 빈곤상태로 재진입될 확률은 1분기 직후에 0.294에 이른다. 그리고 비빈곤지속기간이 길수록 빈곤재진입률은 하락하지만, 빈곤상태로부터 벗어나 1년 후에 빈곤상태로 재진입하는 확률은 약 60%에 근접하고 있다. 이처럼 높은 재진입률은 반복빈곤에 따른 재빈곤화의 가능성이 매우 높음을 시사한다.

4. 반복빈곤과 빈곤경험기간

단기간의 빈곤으로의 진입과 탈출을 빈번하게 경험하는 반복빈곤 가구의 실질적인 빈곤기간을 살펴보자. 이는 「도시가계조사」 전체 연결패널 자료의 빈곤주기별 빈곤지속기간을 동일가구별로 누적한 빈곤경험기간으로 구분하여 파악할 수 있다.

<표 6-5> 빈곤발생빈도별 빈곤기간 분포

(단위: 가구, 건, 분기)

		빈곤지속기간		빈곤경험기간	
		주 기	분 기	가 구	분 기
빈곤경험 횟 수	1	223	4.7	223	4.7
	2	334	3.0	167	6.0
	3	255	2.2	85	6.5
	4	96	1.5	24	6.1
	5	20	1.2	4	5.8
	전체	928	3.0	503	5.5
반 복		705	2.4	280	6.2

자료: 통계청, 「도시가계조사」 전체 연결패널자료.

<표 6-5>는 빈곤경험횟수별로 빈곤지속기간과 빈곤경험기간을 제시한 것이다. 빈곤을 경험한 503가구의 각 빈곤주기별 빈곤지속기간은 3.0분기인 반면 실질적인 빈곤기간이라 할 수 있는 빈곤경험기간은 두 배 가까운 5.5분기에 이르고 있다.

이제 빈곤경험횟수별로 살펴보면, 빈곤상태로의 진입이 잦을수록 빈곤주기별 빈곤지속기간은 짧은 반면, 빈곤경험기간은 대체로 긴 것으로 나타난다. 반복빈곤 경험여부별로 살펴보면, 1회 빈곤경험가구의 평균 빈곤지속기간은 4.7분기인 반면, 2회 이상 반복적으로 빈곤을 경험하는 가구의 평균 빈곤지속기간은 2.4분기로 나타난다. 이는 빈곤경험가구의 44.3%에 이르는 1회 빈곤경험가구는 비교적 장기적인 빈곤상태를 경험하는 반면, 반복 빈곤경험가구의 1회적인 빈곤지속기간은 그보다 짧다는 것을 의미한다.

그러나 복수의 빈곤발생에 따라 누적적으로 계산된 빈곤경험기간은 반복빈곤 경험가구에서 높게 나타난다. 1회 빈곤경험가구의 빈곤경험기간은 4.7분기인 반면, 반복 빈곤경험가구의 빈곤경험기간은 6.2분기로 더 높다. 이는 빈곤으로부터의 탈출이 빠르게 이루어지고 빈곤기간이 짧다고 하더라도 재빈곤화에 따라 사실상의 장기적인 빈곤상태를 경험할 가능성이 높다는 것을 의미한다.

제3절 빈곤과 고용의 관계

1. 가구특성과 빈곤율

가구특성별로 빈곤율이 어떠한 차이를 보이는가 살펴보자. 이 때 빈곤율은 다양한 지표를 사용하였는데, 첫째, 특정 분기의 빈곤경험여부를 나타내는 ‘빈곤율’ 둘째, 3년간의 12개 분기에 걸쳐 한 번 이상 빈곤을 경험했는지 여부를 나타내는 ‘빈곤경험률’ 셋째, 3년간의 12개 분기에 걸쳐 2년 이상의 빈곤을 경험했는지를 보여주는 ‘장기빈곤율’ 넷째, 3년간의 평균 소비지출액이 전체 소비지출액의 하위 10%를 차지하는 ‘항상빈곤율’, 마지막으로 반복빈곤을 경험한 가구의 비중을 나타내는 ‘반복빈곤 경험 비중’의 다섯 가지로 정의하였다.

한편 가구 또는 가구주의 특성은 일반적인 특성과 고용관련 특성으로 크게 분류하였다. 우선 가구의 일반적인 특성으로 가구주의 성, 연령, 학력 등의 특성과 가구원수, 그리고 주택소유 여부를 포함하였다. 그리고 빈곤과 고용의 상호연관성을 살펴보기 위해 가구의 고용관련 특성을 설정하였는데, 「도시가계조사」에서는 제한적으로나마 가구주의 고용상태와 가구내 취업인수를 파악할 수 있다.

우선 가구주의 고용상태는 가구구분 변수를 이용하여 종사상 지위와 직업의 두 측면에서 새롭게 분류하였다. 가구주가 근로자인 가구에 대해서는 가구주의 지위를 크게 사무직, 생산직으로 분류할 수 있다. 사무직은 공무원을 포함한 사무종사자이며, 생산직은 고용계약기간에 따라 상시생산직과 일용생산직으로 구분하였다. 「도시가계조사」의 가구분류표에 따르면, 임시 및 일용노무자 가구는 ‘관공서 또는 개인기업체(상점 포함)에 30일 미만의 기간 또는 매일매일 계약에 의하여 주로 육체적 노동에 종사하는 자’로 정의하고 있어, 「경제활동인구조사」의 종사상 지위인 일용직이면서 생산적인 자를 의미한다. 한편 근로자외 가구는 ‘피고용자가

없는 자영업자'와 '피고용자가 없는 자유업자'를 묶어서 자영업자로 분류하고, 피고용자가 있는 근로자의 가구는 고용주로 분류하며, 무직인 가구는 무직자로 분류하였다. 이에 따라 가구주의 고용상태는 ① 사무직 ② 상시생산직 ③ 일용생산직 ④ 고용주 ⑤ 자영자 ⑥ 무직으로 분류하였다. 마지막으로 가구내 취업자수는 가구주가 취업하였을 경우 이를 제외한 취업자수로 정의하였다.

<표 6-6> 가구특성별 빈곤율 분포

(단위: 가구, %)

			빈도수	빈곤율	빈곤 경험률	장기 빈곤율	항상 빈곤율	반복빈곤 경험비중
전체			17,700	15.6	34.1	10.8	18.0	19.0
가구주성	남	자	15,286	14.1	32.0	9.7	16.6	17.9
	여	자	2,414	25.1	47.3	18.1	27.0	25.8
가구주연령	29세 이하		728	28.8	63.5	25.4	30.5	33.8
	30대		5,410	17.1	36.7	12.3	21.3	20.3
	40대		5,897	13.8	30.4	9.0	15.2	18.5
	50대		3,562	9.7	25.5	4.9	10.3	12.3
	60세 이상		2,102	22.5	42.0	17.4	26.2	23.3
가구주학력	초졸 이하		2,123	30.5	58.6	21.4	33.9	34.7
	중졸		2,956	21.1	45.9	13.9	23.7	26.6
	고졸		8,303	15.0	33.4	10.6	17.9	18.2
	전문대졸		1,020	7.2	23.5	4.2	7.7	9.8
	대졸 이상		2,902	5.4	12.6	3.9	6.1	6.7
가구원수	2인		2,396	24.0	45.9	20.3	27.1	25.7
	3인		3,952	14.3	32.5	8.9	17.0	15.8
	4인		7,606	14.0	31.4	9.3	16.0	18.0
	5인 이상		3,721	15.1	33.8	10.0	17.6	20.2
주택소유	있음		14,188	11.0	26.7	7.0	12.6	14.6
	없음		3,512	34.4	64.0	26.5	39.8	36.6
가구주 고용상태	사무직		4,112	5.4	14.4	3.2	6.9	7.9
	상시생산직		5,042	18.4	42.7	12.6	21.8	24.3
	일용생산직		914	33.5	60.2	23.4	37.7	34.7
	고용주		1,566	7.1	21.1	4.6	9.3	8.2
	자영자		3,901	15.9	37.2	10.2	17.6	21.3
	무직		2,112	26.6	44.0	21.8	29.3	24.5
가구내 취업자수	없음		9,481	18.8	36.4	14.3	21.6	20.1
	1인		6,517	13.2	33.3	7.5	15.6	19.1
	2인		1,340	7.1	22.7	4.3	7.0	11.6
	3인 이상		274	5.1	25.5	1.5	3.6	9.5

자료: 통계청, 「도시가계조사」 전체 연결패널자료.

<표 6-6>은 가구특성별 빈곤율에 대한 기초적인 결과를 제시한 것이다. 이때 사용한 자료는 「도시가계조사」 전체 연결패널의 분기자료이다. 제5장에서 지적하듯이, 분기별로 가구특성과 관련된 변수가 변동하는 경우가 많기 때문이다.

가구의 일반적 특성별로 빈곤율의 차이를 살펴보자. 여성가구주일수록, 가구주의 연령이 29세 이하와 60세 이상의 가구일수록, 가구주의 학력이 낮을수록, 가구원수가 적을수록, 주택을 보유하지 않은 가구일수록 빈곤과 관련된 다양한 지표의 모든 면에서 높게 나타난다.

한편 가구주의 고용관련 특성별로 빈곤율의 차이를 보면, 우선 가구주의 고용상태가 일용생산직과 무직인 가구에서 빈곤율이 훨씬 높게 나타난다. 주목되는 사실은 가구주가 일용생산직인 경우가 가구주가 무직인 경우에 비해 빈곤율이 높게 나타나는데, 특히 빈곤을 경험할 확률이나 반복적인 빈곤을 경험할 확률의 격차가 크다. 반면 가구주가 사무직이거나 고용주인 경우 빈곤율은 상대적으로 낮다. 그리고 가구주 취업을 제외한 가구내 취업인수가 많을수록 빈곤율은 낮게 나타난다.

2. 빈곤의 정태적 결정요인

가구별로 다양한 특성이 빈곤에 미치는 영향을 체계적으로 규명하기 위해 빈곤확률을 계량분석하였다. 로짓분석의 종속변수로는 앞서의 빈곤과 관련된 다양한 지표를 사용하였다. 그리고 설명변수로는 가구의 일반적인 특성과 함께 가구의 고용관련 특성을 사용하였으며, 장기빈곤과 향상빈곤의 확률을 추정할 때에는 반복빈곤과 관련된 빈곤경험횟수를 추가하였다.

<표 6-7>의 추정결과는 어떠한 빈곤지표를 사용하느냐와 관계없이 유사한 결과를 보이고 있다.

우선 본 논문의 주된 관심인 빈곤과 고용의 상호연관성을 살펴보기 위해 가구의 고용관련 특성이 빈곤확률에 미치는 영향을 살펴보자. 가구주의 고용상태의 경우, 상시생산직을 기준으로 할 때 특정 시점에 빈곤상태에 있을 확률은 사무직과 고용주는 이들보다 빈곤하지 않을 가능성이 높

은 반면, 일용생산직과 무직자는 이들보다 빈곤할 가능성이 더 높게 나타나며, 가구내 취업인수는 모든 빈곤지표의 추정에서 취업자가 많을수록 유의하게 빈곤가능성이 낮게 나타난다.

특히 주목되는 사실은 무직과 일용생산직의 빈곤확률이다. 무직자의 빈곤경험확률은 상시생산직의 그것에 비해 유의하지 않은 결과를 보이고 있다. 이는 <표 6-7>의 빈곤경험률에서 상시생산직과 무직자의 빈곤경험률이 그다지 차이가 발견되지 않은 결과와 일관된다. 「도시가계조사」에서의 상시생산직은 「경제활동인구조사」의 상용직과 함께 임시직이 포함되어 조사된 때문이기도 하지만, 생산직의 경우 전체적으로 빈곤위험에 노출될 가능성이 많음을 시사한다. 그러나 가구주가 무직인 경우 장기빈곤을 경험할 가능성은 상시생산직에 비해 유의하게 매우 높게 나타난다는 점에서 뚜렷한 차이가 발견된다. 한편 일용생산직의 경우 빈곤을 경험할 가능성은 매우 높으며, 장기빈곤을 경험할 가능성도 매우 높은 수준을 기록하고 있다. 즉, 가구주가 무직인 경우 장기적인 빈곤을 경험할 가능성이 높은 반면, 일용생산직의 경우 노동력 상태간의 빈번한 유동성으로 인해 빈곤을 경험할 가능성이 높을 뿐만 아니라 실질적인 장기빈곤을 경험할 가능성 또한 높게 나타나는 것으로 해석된다. 이는 항상 빈곤에 처할 가능성을 추정한결과에서도 확인되는데, 미취업으로 인한 장기빈곤(the workless poor)뿐만 아니라 불안정한 일자리에 종사하는 근로빈민(the working poor)이 빈곤정책의 주요한 대상이 되어야 함을 시사한다.

가구의 일반적인 특성이 빈곤에 있을 확률에 미치는 영향은 추정모형의 차이와 관계없이 유사하다. 일반적으로 가구주가 여성이며, 학력수준이 낮고 가구원수가 많을수록 주택을 가지고 있지 않은 가구일수록 빈곤상태에 있을 확률이 높다. 또한 가구주 연령이 많을수록 빈곤상태에 있을 확률은 낮아지지만, 50대 초반을 넘어서면 빈곤상태에 놓일 확률이 더 높아진다. 다만, 여성가구주의 경우 남성가구주와 비교하여 최소한 한 번 이상의 빈곤을 경험할 확률이 유의하게 나타나지 않은 반면 장기빈곤을 경험하거나 항상빈곤에 있을 확률은 유의하게 높게 나타난다.

한편 빈곤경험횟수가 많을수록 장기빈곤과 항상빈곤에 놓일 확률은 유의하게 높게 나타나, 반복적인 빈곤을 경험하는 가구는 사실상의 장기적

<표 6-7> 고용과 빈곤여부간 관계에 대한 로짓분석 결과

	빈 곤	빈곤경험	장기빈곤	항상빈곤
상수 항	3.504 (0.306) ***	6.659 (0.295) ***	2.165 (0.358) ***	0.781 (0.376) **
1. 가구일반 특성				
가구주 성(남성)				
여성	0.220 (0.063) ***	0.083 (0.055)	0.347 (0.077) ***	0.330 (0.076) ***
가구주 연령	-0.202 (0.013) ***	-0.265 (0.013) ***	-0.194 (0.016) ***	-0.148 (0.016) ***
가구주 연령제곱	0.002 (0.000) ***	0.002 (0.000) ***	0.002 (0.000) ***	0.002 (0.000) ***
가구주 학력(고졸)				
초졸 이하	1.157 (0.078) ***	1.464 (0.065) ***	0.522 (0.098) ***	0.239 (0.095) **
중졸	0.553 (0.064) ***	0.771 (0.052) ***	0.020 (0.082)	-0.187 (0.081) **
전문대졸	-0.656 (0.134) ***	-0.382 (0.087) ***	-0.731 (0.180) ***	-0.768 (0.155) ***
대졸 이상	-0.600 (0.093) ***	-0.816 (0.067) ***	-0.330 (0.114) ***	-0.609 (0.106) ***
가구원수	0.190 (0.023) ***	0.138 (0.019) ***	0.111 (0.029) ***	0.089 (0.028) ***
주택소유(무)				
보유	-1.325 (0.051) ***	-1.441 (0.045) ***	-1.101 (0.062) ***	-0.997 (0.061) ***
2. 가구고용 특성				
가구주 고용상태 (상시생산직)				
사무직	-0.790 (0.090) ***	-0.885 (0.063) ***	-0.664 (0.117) ***	-0.118 (0.099)
일용생산직	0.734 (0.089) ***	0.600 (0.083) ***	0.717 (0.107) ***	0.804 (0.108) ***
고용주	-0.691 (0.112) ***	-0.611 (0.076) ***	-0.360 (0.141) **	0.058 (0.123)
자영자	0.105 (0.062) *	0.009 (0.049)	0.085 (0.080)	0.063 (0.078)
무직	0.448 (0.078) ***	0.108 (0.067)	0.733 (0.094) ***	0.559 (0.096) ***
가구내 취업자수	-0.556 (0.040) ***	-0.331 (0.029) ***	-0.625 (0.054) ***	-0.591 (0.050) ***
3. 빈곤경험 횟수				
-2 log L	12522.2	18071.51	8533.282	8929.664
N	17,497	17,497	17,497	17,497

주: *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함.

자료: 통계청, 「도시가계조사」 전체 연결패널자료.

인 빈곤상태에 놓일 가능성이 높다는 사실이 계량적으로도 확인된다.

3. 빈곤진입과 탈출의 결정요인

우리는 제2절에서 빈곤으로의 진입과 탈출이 매우 활발하게 이루어지고 있음을 살펴보았다. 이제 빈곤진입과 탈출을 결정하는 요인이 무엇인지, 특히 취업여부와 취업의 길이 어떠한 영향을 미치는지를 로짓분석을 통해 추정하기로 한다.

사용하는 자료는 「도시가계조사」 전체 연결패널의 분기연결자료이며, 설명변수는 빈곤으로의 진입 또는 탈출 직전의 가구특성 관련변수와 함께 이행시점에서 가구특성의 변화를 포착하는 변수를 추가하였다. 가구특성의 변화변수로는 가구의 일반적인 특성의 변화와 고용특성의 변화를 포함한다. 우선 가구의 일반적인 특성의 변화로는 이행시기에 가구주가 세대내 또는 세대간 변화를 경험하는지에 대한 가구주의 변화와 함께 이행시기의 가구원수 변화로 측정한다.

그리고 가구의 고용관련 특성의 변화로는 가구주의 고용상태 변화와 가구주 취업을 제외한 가구내 취업인수의 변화로 측정한다. 가구주의 고용상태 변화는 이행직전 분기의 가구주 고용상태가 이행분기에도 변화가 없을 경우를 기준 변수로 하여 가구주가 이행시점에 취업하였는지, 실직하였는지의 경제활동상태 변화를 측정한 ‘가구주 고용상태 변화 1’ 변수와 가구주의 고용상태가 변화하였을 경우 종사상 지위와 직업의 차원에서 취업의 질을 측정하고자 한 ‘가구주 고용상태 변화 2’ 변수로 구분하여 추정하였다.

<표 6-8>은 빈곤의 동태적 이행을 결정하는 요인에 대한 추정결과이다.

우선 빈곤으로의 진입에 대해 이행 직전 분기의 가구특성이 미치는 영향을 살펴보자. 가구주의 연령이 많을수록 빈곤상태에 진입할 확률은 낮아지지만, 50대 초반부터는 더 높아지는 것으로 나타난다. 그리고 학력이 낮을수록, 가구원수가 많을수록, 주택을 보유하지 않은 가구일수록 빈곤상태에 진입할 확률이 높다.

한편 이행 직전의 가구 고용특성을 살펴보면, 상대적으로 가구주가 안정적인 일자리를 보유하고 있는 사무직과 고용주의 경우 상시생산직에 비해 유의하게 빈곤으로 진입할 확률은 낮다. 반면 가구주가 무직이나 일용생산직인 경우 빈곤으로 진입할 확률은 유의하게 높은 것으로 나타난다. 이는 실업의 지속이 빈곤과 밀접한 연관을 가지고 있을 뿐만 아니라 일용생산직처럼 열악한 일자리에 종사하는 경우에도 빈곤에 노출되어 있음을 보여준다. 한편 가구내 취업인수가 많을수록 유의하게 빈곤에 진입할 확률은 낮다.

논문의 초점인 가구특성의 변화가 빈곤진입에 미치는 영향을 보면, 가구의 일반적인 특성의 변화는 모두 유의한 영향을 미치지 않는 반면, 가구주의 고용상태 변화나 가구내 취업인수 변화는 유의한 영향을 미치는 변수가 많다. 우선 추정결과 ①에서 가구주의 실직은 빈곤으로 진입할 확률이 매우 높은 것으로 나타난다. 그리고 추정결과 ②에서 가구주의 실직뿐만 아니라 일용생산직이나 자영자로 변동하였을 경우에도 빈곤으로 진입할 확률이 유의하게 높다. 이는 실직과 비정규직화가 빈곤화로 이어질 가능성이 높음을 시사한다.

이제 빈곤탈출의 결정요인을 살펴보면, 빈곤진입의 추정결과와 유사하게 나타난다. 주목되는 사실만을 보면, 이행 직전 분기에 여자가구주일수록 빈곤을 탈출할 가능성이 낮게 나타나는 결과는 여자가구주가 장기빈곤을 경험할 가능성이 높음을 의미한다. 그리고 이행 직전 분기의 가구주의 고용관련 특성을 보면, 가구주가 상시생산직인 경우에 비해 무직일수록 빈곤을 탈출할 가능성이 가장 낮으며, 일용생산직, 자영자의 순으로 유의하게 낮다. 가구내 취업인수는 많을수록 빈곤을 탈출할 가능성이 높다.

한편 이행시기의 가구특성의 변화가 빈곤탈출에 미치는 영향을 보면, 경제활동상태의 변화가 빈곤탈출에 미치는 영향이 유의한 것으로 나타나고 있다. 가구원수의 감소를 제외하고는 가구 일반특성의 변화는 대부분 유의하지 않은 반면, 가구주의 고용상태 변화와 가구내 취업인수의 변화는 유의하게 빈곤탈출에 영향을 미치는 것으로 나타난다. 우선 가구내 취업인수의 증가는 빈곤에서의 탈출에 기여하는 반면 가구내 취업인수의 감소는 빈곤탈출 가능성을 하락시킨다. 그리고 추정결과 ③과 ④를 통해서 보면 가구주의 실직은 빈곤으로의 탈출 가능성을 유의하게 하락시키는 것으로 나타난다. 다만 가구주가 종사하는 일자리의 변동이 미치는 영향이 유의하지 않게 나타난 것은 관련된 표본이 적어서 나타난 결과로 보인다.

<표 6-8> 고용과 빈곤이행간 관계에 대한 로짓분석 결과

	빈곤 진입		빈곤 탈출	
	모형 ①	모형 ②	모형 ③	모형 ④
상수항	1.527 (0.549) ***	1.536 (0.546) ***	-1.827 (0.590) ***	-2.004 (0.590) ***
1. 가구일반 특성				
가구주 성(남성)				
여성	-0.159 (0.127)	-0.154 (0.126)	-0.441 (0.137) ***	-0.444 (0.137) ***
가구주 연령	-0.178 (0.023) ***	-0.180 (0.023) ***	0.030 (0.026)	0.039 (0.026)
가구주 연령제곱	0.002 (0.000) ***	0.002 (0.000) ***	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
가구주 학력(고졸)				
초졸 이하	1.049 (0.141) ***	1.049 (0.141) ***	0.025 (0.165)	0.028 (0.165)
중졸	0.777 (0.111) ***	0.778 (0.111) ***	0.062 (0.127)	0.078 (0.128)
전문대졸	-0.437 (0.220) **	-0.429 (0.221) *	0.584 (0.270) **	0.571 (0.270) **
대졸 이상	-0.688 (0.179) ***	-0.683 (0.179) ***	-0.028 (0.204)	-0.030 (0.206)
가구원수	0.207 (0.041) ***	0.209 (0.040) ***	-0.007 (0.049)	-0.008 (0.050)
주택소유(무)				
보유	-0.986 (0.093) ***	-0.984 (0.093) ***	0.460 (0.103) ***	0.456 (0.103) ***
2. 가구 고용특성				
가구주 고용상태				
(상시생산직)				
사무직	-0.771 (0.160) ***	-0.758 (0.160) ***	-0.087 (0.185)	-0.090 (0.186)
일용생산직	0.361 (0.167) **	0.390 (0.169) **	-0.524 (0.177) ***	-0.550 (0.182) ***
고용주	-0.657 (0.194) ***	-0.677 (0.194) ***	-0.152 (0.233)	-0.168 (0.233)
자영자	0.066 (0.107)	0.089 (0.108)	-0.226 (0.128) *	-0.229 (0.128) *
무직	0.313 (0.161) *	0.307 (0.151) **	-0.761 (0.190) ***	-0.622 (0.170) ***
가구내 취업인수	-0.439 (0.073) ***	-0.443 (0.073) ***	0.417 (0.092) ***	0.421 (0.092) ***
3. 가구일반특성 변화				
가구주(불변)				
남자배우자로	-0.063 (0.461)	-0.140 (0.465)	0.440 (0.400)	0.477 (0.404)
여자배우자로	0.294 (0.345)	0.213 (0.353)	-0.516 (0.368)	-0.455 (0.377)
세대간변동	0.316 (0.359)	0.285 (0.365)	0.222 (0.456)	0.277 (0.459)
가구원수(불변)				
증가	0.293 (0.189)	0.295 (0.189)	-0.303 (0.262)	-0.315 (0.263)
감소	-0.261 (0.201)	-0.262 (0.201)	0.916 (0.216) ***	0.902 (0.216) ***
일수없음	-10.577 (226.4)	-10.579 (225.5)	-12.028 (362.3)	-12.034 (362.4)
4. 가구고용특성 변화				
가구주 고용상태 1				
(불변)				
취업으로	0.161 (0.301)		0.486 (0.295)	
실업으로	0.868 (0.215) ***		-0.580 (0.325) *	
가구주 고용상태 2				
(불변)				
사무직으로		0.228 (0.421)		0.536 (0.585)
상시생산직으로		-0.224 (0.338)		0.079 (0.270)
일용생산직으로		0.564 (0.315) *		-0.239 (0.321)
고용주로		-0.197 (0.525)		0.249 (0.627)
자영자로		0.579 (0.294) **		0.352 (0.350)
무직으로		0.881 (0.215) ***		-0.568 (0.327) *

<표 6-8>의 계속

	빈곤 진입		빈곤 탈출	
	모형 ①	모형 ②	모형 ③	모형 ④
가구내 취업자수 (불변)				
증가	-0.195 (0.168)	-0.213 (0.168)	0.521 (0.166) ***	0.528 (0.166) ***
감소	0.591 (0.164) ***	0.587 (0.164) ***	-0.547 (0.223) **	-0.543 (0.223) **
알수없음	-0.260 (0.611)	-0.316 (0.612)	-0.501 (0.804)	-0.387 (0.806)
-2 Log L	4776.529	4769.652	2786.989	2786.958
N	13,498	13,498	2,486	2,486

주: *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함.
 자료: 통계청, 「도시가계조사」 전체 연결패널의 분기 연결자료.

제4절 요약 및 시사점

이상의 경제위기 이후의 빈곤구조 분석을 통해 발견된 사실은 다음과 같다.

첫째, 분석대상가구의 약 1/3이 빈곤상태를 경험하는 것으로 나타나 빈곤위험에 노출되는 가구가 매우 광범한 것으로 나타난다. 한편 빈곤경험가구의 대부분은 단기간 내에 빈곤상태로부터 탈출하기 때문에 빈곤기간은 단기적이지만, 빈곤경험가구의 절반 이상은 다시 재빈곤화되는 반복빈곤을 경험하고 있어 사실상 장기적인 빈곤상태에 놓여 있다.

둘째, 가구주가 실직할 경우 빈곤상태로 진입할 확률이 높을 뿐만 아니라 빈곤상태에서 탈출할 확률도 유의하게 낮게 나타난다. 또한 일용생산직과 같은 불안정한 일자리에 종사하는 경우에도 빈곤화의 위험은 유의하게 높다. 이는 미취업으로 인한 빈곤화뿐만 아니라 비정규직화가 빈곤화로 이어질 가능성이 높음을 시사한다.

이병희(2000)는 경제위기 이후 노동시장에서 실업의 빈번한 발생과 반복실업의 확대가 근로빈민의 문제를 야기할 수 있음을 지적한 바 있다. 본 연구는 경제위기 이후 빈곤구조의 분석을 통해 실직과 비정규직화로

인한 빈곤화와 반복빈곤으로 인한 재빈곤화 문제로 이어질 수 있음을 시사한다. 이는 장기빈곤가구에 대한 전통적인 공적부조뿐만 아니라 실업과 비정규직의 위험에 놓인 차상위계층을 대상으로 안정적인 일자리를 제공하는 정책이 필요함을 의미한다.

제7장 결 론

본 장에서는 본 연구의 주요한 분석결과를 요약하고 이를 근거로 소득 불평등 및 빈곤을 완화시키기 위한 정책과제를 제시하고자 한다.

우선, 본 연구의 주요한 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 제2장에서는 소득분배 실태 및 그 변화를 측정하는 각종 지표들을 개관하고, 소득 분배를 분석하는데 적합한 자료 및 소득의 개념을 체계적으로 살펴보고, 우리나라의 소득불평등 수준 및 그 변화를 OECD 주요 국가들과 비교하였다. 주요한 분석결과 및 시사점은 다음과 같다.

첫째, 우리나라에서 소득에 대한 가장 대표적인 실태조사인 「도시가계조사」는 특히 조사대상이 도시지역의 2인 이상 가구에 한정되어 있을 뿐만 아니라 비근로자가구의 소득이 조사되지 않기 때문에 소득에 대한 조사통계로서 통계적 대표성이 낮다. 그러나 「도시가계조사」는 근로자가구의 가구소득뿐만 아니라 가구주의 근로소득을 매월 조사하고 있기 때문에 적어도 근로자가구의 가구 및 개인간 소득분배에 대한 보다 최근의 실태를 용이하게 측정할 수 있다는 장점을 지니고 있다. 한편 소득에 대한 보다 심층적인 실태조사인 「가구소비실태조사」는 조사주기가 5년이기 때문에 최근의 소득분배 실태를 파악하는데 시의적절하지 않다. 그러나 「가구소비실태조사」는 전국의 거의 모든 가구가 조사대상이기 때문에 소득

에 대한 조사통계로서 통계적 대표성은 높다는 장점을 지니고 있다. 따라서 본 연구에서는 각각 장단점을 지니고 있는 이들 실태조사를 소득불평등 및 빈곤에 대한 분석자료로 선정하였다.

둘째, 우리나라의 소득불평등 수준 및 그 변화속도를 OECD 국가들과 비교하였다. 비록 분석자료로서 「가구소비실태조사」가 조사대상, 소득의 측정기간 등의 측면에서 보다 적합하지만, 소득의 개념이 시장소득도 가처분소득도 아닌 ‘경상소득’이기 때문에 다른 국가들과 일치시킬 수 없다. 따라서 1990년대 소득불평등도가 다른 국가들에 비하여 높았거나 낮았다고 단정할 수 없다. 그럼에도 불구하고 1990년대 소득분배는 다른 국가들에 비하여 매우 빠르게 악화되었다. 게다가 경제위기 이후 최근까지 소득분배는 이전보다 보다 악화되어 있는 것으로 유추된다.

셋째, 우리나라의 소득분배는 지난 1990년대에도 핵가족화, 고령화 등 인구학적 구조변화로 악화되고 있었다. 이는 우리나라의 소득분배가 향후에도 경제적 요인 이외의 구조적인 변화 때문에 보다 악화될 수 있고, 특히 고령층 단독가구의 빈곤이 심각한 사회적 문제로 부각되고 있음을 시사한다.

제3장에서는 1990년 이후 최근까지 특히 경제위기를 전후한 소득불평등 수준 및 그 변화에 대하여 소득불평등에 대한 종합적인 지표 및 분위별로 세분화된 지표로서 개관하고, 이들 지표를 소득원천 또는 구성집단별로 분해하여 소득분배 악화원인에 대하여 분석하였다. 비록 분석자료로 이용된 「도시가계조사」의 자료상의 제약 때문에 분석결과를 경제 전체에 대하여 일반화하는데 일정한 한계가 있지만, 주요한 분석결과 및 시사점을 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 근로자가구의 전반적인 소득불평등도는 경제위기가 발생한 직후인 1998년에 급격하게 높아진 이후 최근까지도 여전히 높게 유지되고 있는데, 이는 가구원수의 조정여부 또는 소득의 개념에 관계없이 일관되게 나타나고 있다. 그러나 소득분위별로 세분화된 지표를 이용하여 경제위기를 전후한 계층간 소득분배의 변화를 살펴보면, 소득점유율 및 분위수 배율은 저소득층에서는 크게 낮아졌지만 고소득층에서는 오히려 높아졌다. 이는 경제위기 이후 특히 저소득층의 절대적 또는 상대적 소득수준이

크게 악화되어 있음을 시사한다.

둘째, 근로자가구의 전체 소득불평등도에 대한 소득원천별 기여도를 분석한 결과, 불규칙적인 비경상소득의 기여도가 지난 1988년 이후 크게 높아졌다. 그러나 만약 이러한 이례적인 현상이 경제위기 직후 일시적으로 급증하였던 퇴직일시금 등에 기인하였다면, 향후에는 이러한 요인에 기인한 소득분배의 악화는 둔화될 것이다. 한편, 이와 같이 불규칙한 비경상소득을 제외한 경상소득 불평등도에 대한 소득원천별 기여도를 분석한 결과를 살펴보면 2000년에도 근로소득이 87.2%(가구주 63.0%, 배우자 14.7%, 기타 가구원 9.5%)로 가장 높았고 재산소득은 4.0%에 불과하였다. 이는 적어도 근로자가구의 소득불평등도는 주로 근로소득 특히 가구주의 근로소득에 의해 결정되고 있음을 시사한다. 그리고 재정정책에 의한 소득분배 개선효과를 추정한 결과 조세정책에 의하여 0.8%, 재정지출에 의하여 2.0%로서 전체 2.8%로 나타났다. 그러나 이러한 분석은 자료의 제약상 재정정책의 소득분배 개선효과가 낮게 나타날 수밖에 없는 2인 이상 근로자가구를 분석대상으로 하고 있기 때문에 이를 OECD 주요 국가들과 직접 비교하는데 상당한 한계가 있다.

셋째, 학력수준 및 연령계층별 분포의 차이가 근로소득의 불평등도에 미친 기여도는 낮게 나타나고 있으며, 집단내 불평등도가 전체 불평등도의 약 80% 이상을 설명하고 있다. 그리고 비록 학력수준 및 연령계층별 분포의 변화는 근로소득 불평등도를 각각 완화 및 악화시키고 있지만, 전체 불평등도 변화의 약 75%는 집단내 불평등도의 변화에 기인하고 있다. 이는 경제위기를 전후한 근로소득 불평등도의 악화가 구성집단의 차이 및 변화보다는 동일한 집단 내에서의 근로소득의 격차를 유발시키는 다른 요인들(예: 고용형태의 다양화, 성과주의적 임금체계의 확산 등)에 보다 기인하고 있음을 시사한다. 따라서 향후 소득분배 악화에 대한 근본적인 원인들에 대한 보다 심층적인 분석이 요망된다.

제4장에서는 경제위기 이후 소득분배의 동태적인 실태를 보다 체계적으로 살펴보기 위하여 동일한 근로자를 지속적으로 관측한 「도시가계조사」 소득패널자료를 구축하고 이를 분석자료로 이용하여 근로소득의 이동(earnings mobility)에 대하여 분석하였다. 주요한 분석결과 및 시사점

을 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 비록 횡단면자료가 아닌 패널자료를 이용하더라도 지난 2년간 가구주의 근로소득 불평등도는 악화되었다. 그러나 특정 연도에 한정하여 측정된 소득불평등도는 지난 2년간에 걸쳐 측정된 소득불평등도보다 높게 나타났다. 이는 소득이동이 장기적으로 소득불평등도를 완화시킴을 시사한다. 실제로 지난 1998~2000년의 소득이동이 소득균등화에 미친 효과는 약 3.6%, 소득불평등도 개선에 미친 효과는 약 0.3%로 나타나고 있다.

둘째, 특정한 근로자의 절대적인 소득수준 및 상대적인 소득순위가 시간에 어느 정도 의존적인가를 피어슨 및 스피어만 상관계수로 분석한 결과 각각 0.83751 및 0.86103으로 나타났다. 그리고 상대적 소득수준 및 절대적 소득수준을 기준으로 소득계층을 세분하고 1998~2000년의 소득계층간 이행행렬을 분석한 결과 지난 2년간 동일한 소득계층에 잔류하였던 근로자의 비율은 각각 60.2% 및 51.0%로 나타났다. 이러한 분석결과는 지난 2년간 소득이동이 활발하게 진행되었음을 시사한다.

그러나 이와 같은 소득이동에 대한 분석결과는 자료의 제약상 OECD 주요 국가들과 직접적으로 비교하는데 일정한 한계가 있지만, 이들 국가와 적어도 분석기간이 동일하게 구축된 소득패널자료를 이용하여 분석하면 소득이동의 수준이 상대적으로 높을 것으로 유추된다.

셋째, 특정한 근로자의 근로소득 이동을 결정하는 주된 요인에 대하여 분석한 결과 대부분의 변수는 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 이와 같은 분석결과는 소득이동에 대한 분석기간이 짧을 뿐만 아니라, 소득이동 그 자체가 일시적인 요인(transitory factor)이거나 근로자의 생산성과 직접 연계되어 있지만 관찰불가능한 요인(unobserved factor)에 기인함을 시사한다. 따라서 향후 장기간에 걸친 소득패널자료를 구축하여 소득이동의 결정요인에 대한 체계적인 분석이 요망된다.

제5장에서는 경제위기 이후 동일한 가구를 지속적으로 관측한 「도시가계조사」로 패널자료를 구축하고 이를 분석자료로 이용하여 빈곤의 실태와 결정요인에 대하여 동태적으로 분석하였다. 주요한 분석결과 및 시사점을 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 절대빈곤율은 외환위기 직후 1999년 상반기까지 높아졌지만, 그 이후 경기가 회복되면서 서서히 낮아지고 있다. 그러나 이와 같이 절대빈곤율은 낮아지고 있는데 반하여 소득불평등도는 그다지 개선되고 있지 않다. 이는 소비지출분포에서 하위 10% 이하의 비율로 측정된 상대빈곤율이 지난 3년간 19~20%로 상당히 안정적으로 유지되고 있는 현상과 동일하다.

한편, 빈곤에 대한 결정요인을 분석한 결과 가구주가 여성일수록, 연령이 많을수록, 학력수준이 낮을수록, 가구내 취업자수가 적을수록 빈곤율은 높게 나타나고 있다. 이는 이들 계층이 빈곤정책의 주된 대상임을 시사한다.

둘째, 근접한 2개 분기를 결합한 「분기연결패널자료」를 이용하여 빈곤 진입·탈출을 분석한 결과, 빈곤진입률은 비빈곤가구 대비 6.2%, 빈곤탈출률은 빈곤가구 대비 27.0%로서 빈곤 진입·탈출이 매우 활발하게 이루어지고 있었다. 그리고 소비지출 수준을 계층별 세분하여 빈곤 이행행렬을 살펴보면, 빈곤 진입·탈출은 빈곤선을 기준으로 차상위계층과 차하위계층에서 빈번하게 이루어지고 있었다.

특히 빈곤 진입·탈출에 대한 결정요인을 분석한 결과 가구내 취업자수의 증가가 빈곤탈출을 촉진하고 빈곤진입을 억제하는 효과가 통계적으로 유의하게 나타나고 있다. 이는 근로능력이 있는 노동력에 대한 취업기회의 확대가 빈곤진입을 억제하고 빈곤탈출을 촉진하여 빈곤을 완화시키는데, 가장 중요한 정책수단임을 시사한다.

셋째, 지난 3년간 분기자료를 결합한 「전체 연결패널자료」를 이용하여 빈곤지속기간을 분석한 결과, 빈곤을 경험한 가구의 약 1/5은 지난 3년간 지속적으로 빈곤을 경험하였으나 빈곤을 경험하지 않은 가구의 약 3/4은 지난 3년간 빈곤을 전혀 경험하지 않은 것으로 나타났다. 이는 상당수의 가구들이 빈곤 진입·탈출을 반복적으로 경험하고 있음을 시사한다. 또한 앞서 살펴본 바와 같이 가구주가 여성일수록 연령이 많을수록 빈곤확률이 높을 뿐만 아니라 빈곤지속기간도 길게 나타나고 있다. 이는 빈곤율을 낮추기 위해서는 여성 및 고령자가구의 경제활동참여를 전반적으로 촉진할 뿐만 아니라, 이들 집단에게 특성화된 정책수단이 필요함을 시사

한다.

제6장에서는 제5장과 동일한 자료를 이용하고 빈곤경험여부 및 빈곤지속기간을 결합하여 빈곤을 유형별로 세분하고 빈곤의 동태적 실태 및 그 결정요인을 추가적으로 분석하였다. 본 장에서는 빈곤은 상대적인 개념으로 소비지출 분포의 하위 10% 이하의 가구를 빈곤가구로 정의하였다. 주요한 분석결과 및 시사점을 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 분석대상가구의 약 1/3이 지난 3년간 적어도 1분기 이상 빈곤을 경험하여 빈곤에 노출되는 위험이 상당히 높게 나타났다. 그리고 비록 빈곤을 경험한 가구는 대부분 단기간 내에 빈곤상태로부터 탈출하고 있지만, 빈곤을 경험한 가구의 약 1/2 이상은 1년 이후 다시 재빈곤화되는 반복빈곤(repeat poverty)을 경험하고 있었다.

이에 따라 반복적으로 빈곤을 경험한 가구의 평균적인 빈곤지속기간은 짧지만, 지난 3년간 누적된 빈곤경험기간은 길게 나타나고 있다. 따라서 반복적으로 빈곤을 경험하는 가구는 사실상 장기적으로 빈곤상태에 있음을 파악할 수 있다. 이는 지속적인 장기빈곤가구뿐만 아니라 사실상 장기빈곤상태인 반복빈곤가구 또한 빈곤 및 노동시장정책의 주요한 정책대상으로 설정되어야 함을 시사한다.

둘째, 빈곤 진입·탈출 결정요인에 대하여 분석한 결과, 특히 가구주가 실직하면 통계적으로 유의하게 빈곤 진입확률이 높아질 뿐만 아니라 빈곤 탈출확률은 낮아지고 있다. 그리고 일용생산직과 같이 고용형태가 불안정한 경우에도 빈곤 진입확률은 높고 빈곤 탈출확률은 낮게 나타나고 있다.

이러한 분석결과는 실직으로 인한 빈곤화뿐만 아니라 비정규직화로 인한 근로빈민(the working poor)화가 진행될 가능성이 높음을 시사한다. 따라서 지속적인 장기빈곤가구에 대한 전통적인 공적부조뿐만 아니라 실업과 비정규직의 위험에 놓인 차상위계층을 대상으로 한 빈곤 및 노동시장정책이 필요함을 시사한다.

한편, 본 연구의 분석결과에 근거하여 정책적 시사점을 도출하면 다음과 같다.

우선, 소득분배 완화를 위한 정책수립에 선행하여 소득분배에 대한 정확한 실태를 파악할 수 있는 기초자료가 체계적으로 구축되어야 한다. 본 연구를 포함한 국내의 소득분배에 대한 연구는 거의 대부분 자료상의 제약에 직면하여 우리나라 전체의 소득분배에 대한 정확한 실태는 객관적으로 파악되고 있지 않다. 이와 관련하여 기존 소득관련 조사통계의 통계적 대표성 및 시의성을 제고시켜야 할 뿐만 아니라 소득 및 자산과 관련된 각종 행정자료들을 활용할 수 있는 방안이 강구되어야 한다⁶⁸⁾.

소득불평등 및 빈곤 완화정책은 사회적 통합을 위하여 지속적으로 추진되어야 할 뿐만 아니라 기존의 정책수단을 평가하거나 새로운 정책수단을 개발하는 노력이 병행되어야 한다. 이를 위하여 근로능력이 없는 기초생활보장대상자에게는 최저생계비의 실질가치를 보장하고, 근로능력이 있는 실업자에게는 적극적인 노동시장정책에 의한 직업훈련 및 취업기회를 제공하며, 저소득 근로자 즉 근로빈민층에 대해서는 최저임금의 실효성을 강화함과 동시에 근로소득 세액공제제도(EITC)의 점진적 도입을 검토할 필요성이 있다⁶⁹⁾.

향후에도 이에 더하여 경제의 개방화·정보화의 진전 등 시장기능에 의한 소득분배의 악화가 예상되기 때문에 재정정책의 소득분배 개선효과는 이전보다 강화되어야 할 것이다. 실제로 지난 1990년대 중반 OECD 주요 국가들에서 재정정책의 소득분배 개선효과가 약 38%로 나타나고 있다. 이를 위하여 근로자에 대한 추가적인 세금감면이 과연 적절한가를 충분히 검토하고, 조세부담률이 상대적으로 낮은 자영업자에 대한 소득과악률을 제고함으로써 소득불평등, 특히 빈곤을 완화시키는데 소요되는 재원을 확보하여야 할 것이다.

68) 예컨대 대표적으로 행정자료로서 국세청 소득신고자료, 행정자치부 종합토지세 자료, 건강보험관련 소득자료, 국민연금관련 소득자료, 고용보험관련 임금자료 등이 있다. 소득분배관련 자료의 개선방향에 대해서는 강석훈·현진권(2001) 참조.

69) EITC에 대한 상세한 내용은 유태균(2001) 참조.

참고문헌

- 강석훈(2000), 「서베이데이터와 집계데이터의 비교연구」, 『계량경제학보』, 제11권, 제1호, 41~70쪽.
- 강석훈·현진권(2001), 「소득분배과락을 위한 통계개선방향」, 한국개발연구원 소득분배토론회 발표논문.
- 강철희(1997), 「자활보호가구의 자활보호 프로그램으로부터의 탈피와 탈피율에 관한 실증적인 분석 - 로지스틱 회귀분석과 생존표 분석을 이용한 접근」, 『한국사회복지학』, 제31권, 87~118쪽.
- 금재호·김승택(2001), 「빈곤의 원인에 대한 실증분석 - 패널데이터 분석을 중심으로」, 한국노동경제학회 추계학술대회 발표논문.
- 김미곤·여유진·양시현·강성호·김태완·이강민(1999), 『1999년 최저생계비 계측조사결과』, 한국보건사회연구원.
- 남재량·류근관(2000), 「장기패널자료를 활용한 한국의 실업기간 측정과 새로운 패널자료의 구축」, 『경제논집』, 제39권 제2호, 서울대학교 경제연구소.
- 류상영·강석훈(1999), 『중산층의 변화실태와 정책방향』, 삼성경제연구소.
- 박병현(1997), 「빈곤의 지속기간에 관한 연구 - 자활보호대상자를 중심으로」, 『한국사회복지학』, 제32권, 45~67쪽.
- 박성준(2000), 「금융위기 이후의 소득 불균등에 대한 연구」, 『노동경제논집』, 제23권, 제2호, 한국노동경제학회, 61~79쪽.
- 박순일·최현수·강성호(2000), 「빈부격차 확대요인의 분석과 빈곤·서민생활 대책」, 한국보건사회연구원.
- 박찬용·김진욱·김태완(1999), 『경제위기에 따른 빈곤수준 및 소득불평등 변화와 정책방향』, 한국보건사회연구원.
- 유경준(1998), 『임금소득 불평등도의 변화요인 분석』, 한국노동연구원.
- 유경준(2001), 「외환위기 이후의 소득변화의 추이 및 원인 분석」, 한국개발연구원 소득분배토론회 발표논문.

- 유태균(2001), 「미국 소득세액공제제도(EITC)의 효과 및 도입 가능성에 관한 연구」, 황덕순(편), 『생산적 복지를 위한 노동정책 연구』, 한국노동연구원.
- 이병희(2000), 「반복실업과 실업의 장기화」, 『노동경제논집』, 제23권, 제1호, 한국노동경제학회.
- 이우성(2000), 「자산소유 편중과 소득불평등 심화」, 『주간경제』, 제594호, LG경제연구원, 4~7쪽.
- 이정우·황성현(1998), 「한국의 분배문제 - 현황, 문제점과 정책방향」, 『KDI 정책연구』, 제20권, 제1-2호, 153~230쪽.
- 정건화·남기곤(2000), 「경제위기 이후 소득 및 소비구조의 변화」, 윤진호·유철규(편), 『구조조정의 정치경제학과 21세기 한국경제』, 풀빛, 323~350쪽.
- 정광수(2000), 『한국 도시근로자 가구에 대한 연구』, 한국개발연구원.
- 정진호·최강식(2001a), 「임금소득 불평등 확대에 대한 요인 분석」, 한국노동연구원.
- 정진호·최강식(2001b), 「근로자 가구소득 불평등의 요인별 분해」, 『경제학연구』, 제49집, 제3호, 39~64쪽.
- 조우현(2001), 「사회정책에 있어서 몇가지 사상적 조류와 생산적 복지」, 한국개발연구원 소득분배토론회 발표논문.
- 현진권·강석훈(1998), 「한국 소득분배의 국제비교」, 『경제학연구』, 제46집, 제3호, 한국경제학회, 145~167쪽.
- 황덕순(2001a), 「경제위기 이후의 빈곤에 대한 동태분석」, 한국노동연구원 노동시장콜로퀴엄 발표문.
- 황덕순(2001b), 「도시취업자의 세대간 직업이동과 세대내 이동」, 『노동경제논집』, 제24권, 제2호, 35~62쪽.
- 經濟企劃廳 經濟研究所(1998), 『日本の所得格差 - 國際比較の視點から』, 大藏省 印刷局.
- 大竹文雄(2000), 「90年代の所得格差」, 『日本労働研究雑誌』, 通卷 480號, 日本労働研究機構, 2~11쪽.
- 梅溪健兒(2000), 「所得調査の特徴とジニ係數」, 『日本労働研究雑誌』, 通卷

480號, 日本勞働研究機構, 21~32쪽.

太田 清(2000), 「國際比較からみた日本の所得格差」, 『日本勞働研究雜誌』, 通卷480號, 日本勞働研究機構, 33~40쪽.

Aaberge, R., Bjorklund, A., Jantti, M., Palme, M., Pedersen, P., Smith, N. and T. Wennemo(1996), "Income Inequality and Income Mobility in the Scandinavian Countries Compared to the United States", Discussion Paper No.168, Statistics Norway, Research Department.

Antolin, P., Dang, T. T. and H. Oxley(1999), "Poverty Dynamics in Four OECD Countries", Economic Department Working Papers No.212, OECD.

Atkinson, A. B.(1998), *Poverty in Europe*, Blackwell Publishers.

Atkinson, A. B. and F. Bourguignon(2000), *Handbook of Income Distribution*, Vol.1, Elsevier.

Berghman, J.(1997), "The Resurgence of Poverty and the Struggle against Exclusion: A New Challenge for Social Security in Europe", *International Social Security Review*, Vol.50, pp.3~21.

Burkhauser, R. V., Holtz-Eakin, D. and S. E. Rhody(1997), "Labor Earnings Mobility and Inequality in the United States and Germany during the Growth Years of the 1980s", NBER Working Paper No.5988, NBER.

Cowell, F. A.(2000), "Measurement of Inequality", in Atkinson, A. B. & Bourguignon, F.(ed.), *Handbook of Income Distribution*, North Holland, Amsterdam, pp.87~166.

EC Commission(2000), Building an Inclusive Europe, Communication from the Commission. europa.eu.int/eur_lex/en/com/pdf/2000/com2000_0079en02.pdf.

Feldstein, M.(1999), "Reducing Poverty, Not Inequality", *Public Interest*, No.137.

Fields, G. S.(2000), "Does Income Mobility Equalize Longer-Term Incomes?: New Measures of an Old Concept", Working Paper, Cornell

- University.
- Fortin, N. M. & T. Lemieux(1997), "Institutional Changes and Rising Wage Inequality: Is There a Linkage?", *Journal of Economic Perspectives*, Vol.11, No.2, pp.75~96.
- Gittleman, M. & M. Joyce(1996), "Earnings Mobility and Long-Run Inequality: An Analysis Using Matched CPS Data", *Industrial Relations*, Vol.35, No.2, pp.180~196.
- Gottschalk, P. and R. Moffitt(1994) "The Growth of Earnings Instability in the U.S. Labor Market", *Brookings Papers on Economic Activity*, No.2, pp.217~272.
- Gottschalk, P.(1997), "Inequality, Income Growth, and Mobility: the Basic Facts", *Journal of Economic Perspectives*, Vol.11, No.2, pp.21~40.
- Jenkins, S. P.(1995), "Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971~1986", *Economica*, Vol.62, No.245, pp.29~63.
- Johnson, G. E.(1997), "Changes in Earnings Inequality: the Role of Demand Shifts", *Journal of Economic Perspectives*, Vol.11, No.2, pp.41~54.
- Maasoumi, E. and M. Trede(2001), "Comparing Income Mobility in Germany and the United States Using Generalized Entropy Mobility Measures", *Review of Economics and Statistics*, Vol.83, No.3, pp.551~559.
- Mookherjee, D. and A. F. Shorrocks(1982), "A Decomposition Analysis of the Trend in UK Income Inequality", *Economic Journal*, Vol.92, pp.886~992.
- OECD(1995), "Income Distribution in OECD Countries: Evidence from the Luxembourg Income Study", prepared by Atkinson, A. B., Rainwater, L. & Smeeding, T. M., OECD.
- _____(1996), "Earnings Inequality, Low-paid Employment and Earnings Mobility", *Employment Outlook*, pp.59~108.

- _____(1997), “Earnings Mobility: Taking a Longer Run View”, *Employment Outlook*, pp.27~61.
- _____(1998), “Income Distribution and Poverty in Selected OECD Country”, Economics Department Working Papers N.189, by Jean-Marc Burniaux, Thai-Thanh Dang, Douglas Fore, Michael Foster, Macro Mira d’Ercole and Howard Oxley, OECD.
- _____(2001), “When Money is Tight: Poverty Dynamics in OECD Countries”, *Employment Outlook*, pp.37~87.
- Oxley, H., Dang, T. T., and P. Antoln(2000), “Poverty Dynamics in Six OECD Countries”, *OECD Economic Studies*, No.30, pp.7~52.
- Ruggles, P.(1990), *Drawing the Line: Alternative Poverty Measures and Their Implications for Public Policy*, Urban Institute Press.
- Shorrocks, A. F.(1978), “Income Inequality and Income Mobility”, *Journal of Economic Theory*, Vol.19, pp.376~393.
- Shorrocks, A. F.(1982), “Inequality Decomposition by Factor Components”, *Econometrica*, Vol.50, No.1, pp.193~211.
- Stevens, A. H.(1994), “The Dynamics of Poverty Spells: Updating Bane and Ellwood”, *American Economic Review*, Vol.84, No.2, pp.34~37.
- Stevens, A. H.(1999), “Climbing Out of Poverty, Falling Back In: Measuring the Persistence of Poverty Over Multiple Spells”, *Journal of Human Resources*, Vol.34, No.3, pp.557~588.
- Topel, R. H.(1997), “Factor Proportions and Relative Wages: the Supply-Side Determinants of Wage Inequality”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol.11, No.2, pp.55~74.

<부표 1> 가구주 근로소득 분포(1998)

	평균소득(천원/년)	누계비율
1/10분위	7,491	0.0357
2/10분위	10,702	0.0867
3/10분위	13,742	0.1522
4/10분위	16,641	0.2316
5/10분위	18,785	0.3211
6/10분위	20,967	0.4210
7/10분위	24,201	0.5364
8/10분위	27,395	0.6670
9/10분위	31,213	0.8158
10/10분위	38,645	1.0000
지니계수	0.2465	

자료: 통계청, 「도시가계조사」 소득패널자료.

<부표 2> 가구주 근로소득 분포(1999)

	평균소득(천원/년)	누계비율
1/10분위	7,696	0.0345
2/10분위	10,857	0.0832
3/10분위	14,036	0.1461
4/10분위	17,220	0.2234
5/10분위	19,769	0.3120
6/10분위	22,744	0.4140
7/10분위	25,818	0.5298
8/10분위	29,010	0.6599
9/10분위	33,029	0.8080
10/10분위	42,814	1.0000
지니계수	0.2578	

자료: 통계청, 「도시가계조사」 소득패널자료.

<부표 3> 가구주 근로소득 분포(2000)

	평균소득(천원/년)	누계비율
1/10분위	7,819	0.0324
2/10분위	11,566	0.0803
3/10분위	15,299	0.1437
4/10분위	18,706	0.2212
5/10분위	21,717	0.3111
6/10분위	24,550	0.4128
7/10분위	27,900	0.5284
8/10분위	32,005	0.6610
9/10분위	36,654	0.8128
10/10분위	45,184	1.0000
지니계수	0.2593	

자료: 통계청, 「도시가계조사」 소득패널자료.

<부표 4> 가구주 근로소득 분포(1998~2000)

	평균소득(천원/년)	누계비율
1/10분위	8,019	0.0357
2/10분위	11,183	0.0854
3/10분위	14,622	0.1505
4/10분위	17,919	0.2302
5/10분위	20,342	0.3208
6/10분위	22,963	0.4229
7/10분위	26,084	0.5390
8/10분위	29,270	0.6693
9/10분위	33,343	0.8176
10/10분위	40,982	1.0000
지니계수	0.2457	

자료: 통계청, 「도시가계조사」 소득패널자료.

<부표 5> 가구주 근로소득 10분위간 이행행렬(1998→1999)

(단위: 명)

99 98	1/10 분위	2/10 분위	3/10 분위	4/10 분위	5/10 분위	6/10 분위	7/10 분위	8/10 분위	9/10 분위	10/10 분위	전체
1/10 분위	56	19	5	1	0	0	0	0	0	0	81
2/10 분위	19	40	17	3	1	0	1	0	0	0	81
3/10 분위	5	14	34	16	8	1	2	0	1	0	81
4/10 분위	1	4	17	28	22	2	6	1	0	0	81
5/10 분위	0	2	3	24	19	16	7	7	2	1	81
6/10 분위	0	0	3	8	21	28	15	4	2	0	81
7/10 분위	0	2	2	0	7	23	26	10	8	3	81
8/10 분위	0	0	0	1	2	8	17	33	13	7	81
9/10 분위	0	0	0	0	1	2	4	22	36	16	81
10/10 분위	0	0	0	0	0	1	3	4	19	54	81
전체	81	81	81	81	81	81	81	81	81	81	810

자료: 통계청, 「도시가계조사」 소득패널자료.

<부표 6> 가구주 근로소득 10분위간 이행행렬(1999→2000)

(단위: 명)

99 \ 00	1/10 분위	2/10 분위	3/10 분위	4/10 분위	5/10 분위	6/10 분위	7/10 분위	8/10 분위	9/10 분위	10/10 분위	전체
1/10 분위	60	16	4	1	0	0	0	0	0	0	81
2/10 분위	17	46	14	2	1	1	0	0	0	0	81
3/10 분위	3	17	42	12	3	2	0	2	0	0	81
4/10 분위	0	1	12	30	18	14	4	1	1	0	81
5/10 분위	0	0	5	25	25	16	7	1	0	2	81
6/10 분위	1	0	2	7	20	27	12	6	5	1	81
7/10 분위	0	0	0	3	7	13	29	20	5	4	81
8/10 분위	0	0	0	1	6	5	18	23	19	9	81
9/10 분위	0	1	0	0	1	3	8	22	32	14	81
10/10 분위	0	0	2	0	0	0	3	6	19	51	81
전체	81	81	81	81	81	81	81	81	81	81	810

자료: 통계청, 「도시가계조사」 소득패널자료.

<부표 7> 가구주 근로소득 10분위간 이행행렬(1998→2000)

(단위: 명)

98 \ 00	1/10 분위	2/10 분위	3/10 분위	4/10 분위	5/10 분위	6/10 분위	7/10 분위	8/10 분위	9/10 분위	10/10 분위	전체
1/10 분위	53	23	3	1	1	0	0	0	0	0	81
2/10 분위	18	36	20	4	3	0	0	0	0	0	81
3/10 분위	6	13	27	22	4	7	1	1	0	0	81
4/10 분위	3	5	15	23	13	15	4	2	0	1	81
5/10 분위	0	1	9	13	19	17	9	6	4	3	81
6/10 분위	0	0	4	13	24	18	14	3	3	2	81
7/10 분위	0	2	2	3	6	16	21	17	9	5	81
8/10 분위	0	0	0	0	7	4	22	23	16	9	81
9/10 분위	1	0	1	0	3	2	7	22	28	17	81
10/10 분위	0	1	0	2	1	2	3	7	21	44	81
전체	81	81	81	81	81	81	81	81	81	81	810

자료: 통계청, 「도시가계조사」 소득패널자료.

<부표 8> 자료종류별 표본수 추이(1998~2000)

(단위: 가구)

	1998				1999				2000			
	1/4	2/4	3/4	4/4	1/4	2/4	3/4	4/4	1/4	2/4	3/4	4/4
분기자료	3,527	3,772	3,837	3,862	3,791	3,870	3,910	3,874	3,822	3,888	3,980	3,936
분기연결 패널자료		3,144	3,422	3,440	3,394	3,387	3,488	3,519	3,461	3,414	3,545	3,592

주: 전체 연결패널자료는 1,475가구.

<부표 9> 자료종류별 가구유형 분포 비교

(단위: %)

	분기자료	분기연결패널자료	전체연결패널자료
근로자	57.5	57.0	56.5
자영자	31.8	32.2	33.8
무업자	10.6	10.6	9.6
분류불가	0.2	0.2	0.1

<부표 10> 상대적 빈곤의 비교(1998년 1/4분기)

(단위: 명, %)

		가구원수 제공근			
		5%		10%	
		비빈곤	빈곤	비빈곤	빈곤
최저생계비 가구균등화 지 수	비빈곤	3,064 (86.9)	56 (1.6)	2,740 (77.7)	77 (2.2)
	빈곤	54 (1.5)	353 (10.0)	75 (2.7)	635 (18.0)

자료: 통계청, 「도시가계조사」 분기자료.

<부표 11> 절대빈곤율 추이(1998~2000)

(단위: %)

	1998				1999				2000				전체
	1/4	2/4	3/4	4/4	1/4	2/4	3/4	4/4	1/4	2/4	3/4	4/4	
소득기준	7.4	8.9	8.9	7.9	10.5	9.1	7.6	7.1	7.4	5.9	5.5	5.6	7.7
소비기준	4.8	7.2	8.3	4.0	4.5	5.8	5.1	2.8	2.6	3.6	3.3	2.1	4.5
소비기준 (주거비 제외)	12.2	16.7	20.4	9.9	6.3	8.2	7.5	4.7	10.2	11.6	10.6	8.5	21.2

자료: 통계청, 「도시가계조사」 분기자료.

<부표 12> 「도시가계조사」 원자료와 「도시가계조사」 패널자료의 비교

(단위 : 가구, %)

		원자료			패 널		
		가구	비중	빈곤율	가구	비중	빈곤율
전 체		46,062	100.0	20.1	17,700	100.0	15.6
가구구성	남 자	38,569	83.7	18.2	15,286	86.4	14.1
	여 자	7,493	16.3	30.2	2,414	13.6	25.1
가 구 주 령 연 령	29 세 이 하	4,239	9.2	31.2	728	4.1	28.8
	30 ~ 39 세	15,835	34.4	20.9	5,410	30.6	17.1
	40 ~ 49 세	13,551	29.4	16.1	5,897	33.3	13.8
	50 ~ 59 세	7,773	16.9	14.5	3,562	20.1	9.7
	60 세 이 상	4,662	10.1	28.4	2,102	11.9	22.5
가 구 주 령 학 령	초 졸 이 하	5,734	12.4	37.3	2,123	12.0	30.5
	중 졸	6,553	14.2	26.8	2,956	16.7	21.1
	고 졸	21,562	46.8	20.7	8,303	46.9	15.0
	전 문 대 졸	2,938	6.4	13.0	1,020	5.8	7.2
	대 졸 이 상	8,223	17.9	5.8	3,296	18.6	5.4
입주형태	자 가	26,095	56.7	11.5	13,413	75.8	10.7
	무 상 주 택	935	2.0	35.4	239	1.4	21.8
	사 택	438	1.0	25.6	120	0.7	35.8
	전 세	13,647	29.6	23.6	3,001	17.0	25.0
	보 증 부 월 세	3,586	7.8	47.4	710	4.0	45.6
	사 글 세	901	2.0	62.4	153	0.9	73.9
	월 세	458	1.0	75.8	64	0.4	79.7

자료 : 통계청, 「도시가계조사」 원자료 및 「도시가계조사」 전체 연결패널자료.