

경제·인문사회연구회 협동연구총서 07-17-04

협동연구 2007-01-4

## 분배구조 변화의 원인과 대응방안

강신욱 외

주관연구기관: 한국보건사회연구원

협력연구기관: 산업연구원, 한국노동연구원, 한국교육개발원



## 발간사

경제 사회적 양극화는 지난 수년간 한국사회의 가장 뜨거운 쟁점이었다고 해도 과언이 아니다. 모든 분야에 걸쳐 부문간, 계층간, 집단간 경제적 성과의 격차가 확대되는 것이 감지되었고, 그것이 초래할 여러 가지 부정적 효과에 대한 우려의 소리가 높았었다. 그에 따라 학계와 정부에서도 양극화에 대한 현황을 분석하고 대안을 제시하려는 노력이 지속적으로 이어졌었다.

이러한 노력들이 양극화에 대한 사회적 관심을 환기시키고 대안을 마련하는데 일정한 기여를 했다. 특히 양극화와 관련된 분야별 연구 성과는 빠르게 늘어났다. 그런데, 기존의 연구들은 특정 부문의 양극화 현상을 따로 떼어 놓고 분석하는 경향이 강했다. 하지만 양극화가 우리 사회의 여러 부문에 걸쳐 상호 관련을 맺으면서 나타나는 복합적 현상이기 때문에, 이러한 분야별 접근만으로는 현상을 정확히 이해하는 데에도 한계가 있을 뿐만 아니라 효과적인 정책대안을 도출하기도 어려웠다. 이런 문제의식 하에서 2006년 각 출연연구기관별로 진행되었던 양극화 관련 연구가 2007년에는 협동연구의 형식으로 진행되게 되었고, 한국보건사회연구원은 다른 관련 연구원의 협력 하에 3년에 걸친 협동연구에 착수하였다. 이러한 형식적 변화는 내용상의 진전에도 도움이 된 것으로 판단하며, 이제 그 1차 년도의 연구 성과로써 1권의 총괄보고서와 5권의 부문별 연구보고서를 발간하고자 한다.

협동연구의 형식으로 진행된 이번 연구에서는 연구진이 특히 다음과 같은 점에 중점을 두었음을 밝히고 있다. 우선 제 각각의 의미로 사용되어 오던 양극화 개념에 대해 좀 더 엄밀한 정의와 이해를 확립하고자 하였다. 그리고 양극화의 현상을 주로 나열하던 기존의 경향에서 더 나아가 양극화의 원인에 대한 실증적 탐구를 진전시키고자 하였다. 또한 양극화의 결과가 나타나는 더 많은

부분에 대해 분석을 확장하고자 하였다. 특히 산업이 고용에, 고용이 소득분배에, 소득분배가 소비와 재생산에 미치는 연관효과에 대해 탐구하고자 하였으며, 이러한 연관관계의 탐색에 협동연구는 특히 효과를 발휘할 수 있었다.

전체 협동연구의 진행은 한국보건사회연구원의 강신욱 연구위원이 담당(총괄, 4권)하였고 각 영역의 연구를 위해 산업연구원의 주현 연구위원(2권)과 한국노동연구원의 윤윤규 연구위원(3권), 그리고 한국교육개발원의 김성식 연구위원(5권)이 분야별 책임연구자로서의 역할을 수행하였다. 세계화가 소득분배에 미친 영향에 대한 시론적 연구(6권)에는 많은 해외 연구진들이 참여하였으며, 이 과정에서 일본 리츠메이칸 대학의 이강국 교수가 큰 역할을 담당하였다. 이 기회를 빌어 이들 책임연구진들과 그 밖의 모든 참여연구진들에게 감사와 격려를 보내는 바이다. 이들은 우리 사회가 직면한 중요한 문제에 대해 전문적 지식과 열의를 갖고 진지한 자세로 임하였다.

물론 협동연구 보고서에 포함된 모든 연구결과는 연구진 개인의 견해일 뿐 우리 연구원이나 기타 협동연구기관이 공식적 견해는 아니다. 그러나 이러한 사실로 인해 참여 연구진들의 노력과 성의가 과소평가될 수 있다는 것은 결코 아니다. 금년의 연구 성과를 바탕으로 2년차, 3년차 연구에서는 더 많은 성취를 거두기를 기대한다.

2007. 12.

한국보건사회연구원장

원 장 김 용 문

## 목 차

제1장 서론 .....	1
제1절 문제제기 .....	1
제2절 연구의 목적 .....	4
제3절 연구의 내용 및 방법 .....	8
제2장 경제위기 이후 가구빈곤률 변화 요인 분석 .....	12
제1절 문제제기 .....	12
제2절 선행연구 검토 .....	13
제3절 분석모형 .....	16
제4절 자료 및 분석결과 .....	22
제5절 소결 .....	36
제3장 노동이동의 형태와 소득변동 .....	44
제1절 머리말 .....	44
제2절 분석방법 .....	45
제3절 최근의 소득분배구조와 고용실태 .....	49
제4절 노동이동과 소득변동의 실태 .....	65
제5절 노동이동의 형태와 소득변동 .....	77
제6절 노동이동이 소득변동에 미치는 영향 .....	97
제7절 정책적 시사점 .....	105

제4장 소득분배상의 지위로 본 자영업자의 특성 분석 .....	107
제1절 자영업자 소득분배 특성 분석의 필요성 .....	107
제2절 자영업자 소득분포의 특성 .....	112
제3절 시장소득 분위별 자영업자 분포 .....	123
제4절 자영업자 소득지위 변화의 동태적 특성 .....	128
제5절 소결 .....	146
제5장 소비구조의 계층간, 세대간 격차 .....	148
제1절 문제제기 및 분석틀 .....	148
제2절 소득계층별 소비구조의 변화 경향 .....	152
제3절 생애주기별 소비구조의 변화 경향 .....	170
제4절 소비구조 변화 경향의 정책적 함의 .....	181
제6장 교육수준이 건강에 영향을 미치는 기전 -매개 요인을 중심으로 .....	184
제1절 머리말 .....	184
제2절 교육수준과 건강 불평등에 관한 문헌고찰 .....	186
제3절 연구 방법 .....	189
제4절 연구결과 .....	197
제5절 소결 .....	221
제7장 결론 및 정책적 시사점 .....	224
제1절 주요결론 .....	224
제2절 정책적 시사점 .....	228
참고문헌 .....	232

## 표 목 차

〈표 2- 1〉 절대적 가구빈곤률 추이 .....	23
〈표 2- 2〉 상대적 가구빈곤률 추이 .....	25
〈표 2- 3〉 가구특성별 가구빈곤률(1차 소득 기준) .....	28
〈표 2- 4〉 기초통계량 .....	30
〈표 2- 5〉 회귀분석결과(MLE) .....	33
〈표 2- 6〉 가구빈곤률 차이의 요인분해(1) .....	35
〈표 3- 1〉 2인 이상 비농어가 가구의 빈곤율 추이 .....	55
〈표 3- 2〉 임금근로자의 업종, 직종, 종사지위별 평균임금과 근로시간 ...	63
〈표 3- 3〉 업종별 비임금근로자 및 임시·일용직 근로자의 비중 변화 .....	64
〈표 3- 4〉 표본의 종사지위별 구성 .....	66
〈표 3- 5〉 표본의 소득계층별 구성 .....	66
〈표 3- 6〉 전체 표본집단의 소득계층별 노동이동 경험 .....	68
〈표 3- 7〉 인구학적 특성에 따른 노동이동 경험 유무 .....	69
〈표 3- 8〉 노동이동에 따른 개인 근로소득의 상·하향 이동 .....	71
〈표 3- 9〉 노동이동 경험 유무에 따른 인구학적 특성별 근로소득 변화 ...	72
〈표 3-10〉 4년간 노동이동 경험유무에 따른 소득지위 변화 .....	75
〈표 3-11〉 4년간 15세 이상 비학생인구의 종사지위 및 취업상태 변화 .....	81
〈표 3-12〉 4년간 15세 이상 비학생인구의 종사지위 및 취업상태 변화 .....	82
〈표 3-13〉 종사지위 및 취업상태 변화에 따른 개인 근로소득의 변화(이탈) ...	86
〈표 3-14〉 종사지위 및 취업상태 변화에 따른 개인 근로소득의 변화(진입) ...	88
〈표 3-15〉 노동이동 형태에 따른 가구소득 변화 .....	91
〈표 3-16〉 개인근로소득의 증감과 빈곤지위의 변화 .....	94

〈표 3-17〉	노동이동 형태별 집단의 인구학적 특성	96
〈표 3-18〉	분석대상의 특성 및 코딩	99
〈표 3-19〉	노동이동 결정요인 분석결과	102
〈표 3-20〉	노동이동이 가구소득에 미치는 영향에 대한 분석결과	104
〈표 3-21〉	노동이동이 가구소득 변화에 미치는 영향에 대한 분석결과	105
〈표 4- 1〉	2인 이상 도시가계의 가구주 종사상지위별 구성 변화	108
〈표 4- 2〉	2인 이상 전체가계의 가구주 종사상지위별 구성 변화	108
〈표 4- 3〉	도시가계 구성별 취약계층 분포 비교	109
〈표 4- 4〉	집단간 실질시장소득의 상대적 비율 변화 추이 (도시근로자가계=100)	114
〈표 4- 5〉	‘99~’06(‘03~’06)년간 실질소득증가율	115
〈표 4- 6〉	소득범주별 시장소득 대비 비중(기간 평균값)	116
〈표 4- 7〉	소득분위별 실질시장소득 증가율(‘03~’06)	118
〈표 4- 8〉	집단별 빈곤률 변화추이	120
〈표 4- 9〉	시장소득 분위별 자영자 분포(전체 자영자)	126
〈표 4-10〉	‘03-’06년간 소득분위 변화 경험 가구 비율	129
〈표 4-11〉	‘03-’06년간 자영자 입·출과 소득분위 변화	131
〈표 4-12〉	‘03-’06년간 자영업 진입에 따른 소득분위 이행	133
〈표 4-13〉	‘03~’06년간 자영업 진입가구의 진입 이전 소득분위별 구성	135
〈표 4-14〉	자영진입시 소득분위 변동가구별 특성	137
〈표 4-15〉	자영진입에 따른 소득분위 상승·하락 가구의 비교	139
〈표 4-16〉	‘03-’06년간 자영업 탈피에 따른 소득분위 이행	141
〈표 4-17〉	자영탈피가구의 탈피 이전 분위별 특성	142
〈표 4-18〉	자영탈피시 소득분위 변동가구별 특성	143
〈표 4-19〉	자영진입에 따른 소득분위 상승·하락 가구의 비교	145
〈표 5- 1〉	소득계층별 소비성향 변화 추이	153



〈표 5- 2〉 소비비목별 지출탄력성 .....	155
〈표 5- 3〉 계층별 필수재, 선택재 지출구성비 .....	156
〈표 5- 4〉 비목별 소비지출의 분위수 배율 (p90/p10) .....	164
〈표 5- 5〉 노인가구와 비노인가구의 소비지출 지니계수 .....	173
〈표 5- 6〉 세대간 양극화 경향의 비목별 유형화 .....	181
〈표 6- 1〉 분석 모형 및 변수 .....	191
〈표 6- 2〉 기여도 분해의 예시 .....	192
〈표 6- 3〉 표본의 크기 .....	197
〈표 6- 4〉 교육수준에 따른 주관적 불건강의 비율 (%) .....	198
〈표 6- 5〉 교육수준에 따른 주관적 불건강의 차이 분석 결과: Odds Ratio (95% 신뢰구간) .....	199
〈표 6- 6〉 교육수준과 매개요인의 관련성 분석 결과 : 남자 .....	201
〈표 6- 7〉 교육수준과 매개요인의 관련성 분석 결과 : 여자 .....	202
〈표 6- 8〉 교육수준과 주관적 불건강의 매개요인 분석 결과: 남자 .....	203
〈표 6- 9〉 교육수준과 주관적 불건강의 매개요인 분석 결과: 여자 .....	204
〈표 6-10〉 교육수준에 따른 주관적 불건강 차이의 기여도 분석에 포함된 변수 .....	205
〈표 6-11〉 1998년 교육수준별 주관적 불건강 격차: 남자 .....	206
〈표 6-12〉 1998년 교육수준별 주관적 불건강 격차: 여자 .....	207
〈표 6-13〉 1998년 매개요인을 통한 추가 위험의 상대적 감소, 독립적 기여 및 간접적 기여 (%): 남자 .....	208
〈표 6-14〉 1998년 매개요인을 통한 추가 위험의 상대적 감소, 독립적 기여 및 간접적 기여 (%): 여자 .....	209
〈표 6-15〉 2001년 교육수준별 주관적 불건강 격차: 남자 .....	210
〈표 6-16〉 2001년 교육수준별 주관적 불건강 격차: 여자 .....	211

〈표 6-17〉	2001년 물질요인과 행태요인의 추가 위험의 상대적 감소, 독립적 기여 및 공통 기여 (%): 남자 .....	212
〈표 6-18〉	2001년 물질요인과 행태요인의 추가 위험의 상대적 감소, 독립적 기여 및 공통 기여 (%): 여자 .....	213
〈표 6-19〉	2005년 교육수준별 주관적 불건강 격차: 남자 .....	214
〈표 6-20〉	2005년 교육수준별 주관적 불건강 격차: 여자 .....	215
〈표 6-21〉	2005년 물질요인과 행태요인의 추가 위험의 상대적 감소, 독립적 기여 및 공통 기여 (%): 남자 .....	216
〈표 6-22〉	2005년 물질요인과 행태요인의 추가 위험의 상대적 감소, 독립적 기여 및 공통 기여 (%): 여자 .....	216
〈표 6-23〉	연도별, 성별, 연령별 교육수준에 따른 주관적 불건강의 차이 및 그 차이를 매개하는 요인들의 직접적, 간접적 기여도: 남자	218
〈표 6-24〉	연도별, 성별, 연령별 교육수준에 따른 주관적 불건강의 차이 및 그 차이를 매개하는 요인들의 직접적, 간접적 기여도: 여자	220

## 그림목차

[그림 2- 1]	절대적 가구빈곤률 추이 .....	24
[그림 2- 2]	상대적 가구빈곤률 추이 .....	25
[그림 3- 1]	1982년 이후 지니계수의 추이 .....	51
[그림 3- 2]	소득계층간 소득격차의 추이 .....	52
[그림 3- 3]	중산층 대비 저소득층의 소득비중 추이 .....	53
[그림 3- 4]	십분위 소득계층별 평균소득의 추이 .....	54
[그림 3- 5]	2002년~2006년 가구유형별 빈곤율 변화 .....	56
[그림 3- 6]	1999년~2006년 빈곤율 및 빈곤감소효과 추이 .....	57
[그림 3- 7]	업종별 취업비중의 평균 비중 및 변화 .....	59
[그림 3- 8]	비임금근로자 비중 및 비정규직 임금근로자 비중 추이 .....	61
[그림 3- 9]	실업률 및 실망실업자 비중의 변화 .....	61
[그림 3-10]	전체 표본집단의 소득계층별 연도별 총 노동이동율 .....	68
[그림 3-11]	2003년~2006년 노동이동 경험유무에 따른 소득지위 변화 .....	75
[그림 3-12]	2003년~2006년 노동이동 경험여부에 따른 소득분위의 상향 및 하향이동율 .....	76
[그림 4- 1]	근로자의 근로소득 증가율과 자영자의 사업소득 증가율 비교	117
[그림 4- 2]	고용상태별 절대빈곤률 변화추이(시장소득기준) .....	119
[그림 4- 3]	종사상 지위별 지니계수 변화추이(시장소득기준) .....	122
[그림 4- 4]	시장소득 분위별 종사상지위 분포 비교 (2006년 2인이상 전체가계) .....	124
[그림 4- 5]	종사상 지위별 시장소득분위 분포확률 비교 (2006년 2인이상 전체가계) .....	125

[그림 4- 6]	근로자와 자영자의 분위별 분포확률 변화 .....	127
[그림 4- 7]	소득분위 상승·불변·하락 비율의 변화 .....	130
[그림 4- 8]	'03~'06년간 자영 입·출가구의 소득분위 변화 .....	132
[그림 5- 1]	소득계층별 선택재 지출 비율(백분율) 차이(P90-P10) .....	156
[그림 5- 2]	총 소비지출의 분위수 배율 변화 추이(소득 P90/10) .....	159
[그림 5- 3]	선택재 지출의 분위수 배율 변화 추이(소득 P90/P10) .....	159
[그림 5- 4]	필수재 지출의 분위수 배율 변화 추이(소득 P90/P10) .....	161
[그림 5- 5]	선택재의 지출비중 변화추이에 대한 소득분위별 비교 .....	165
[그림 5- 6]	필수재의 지출비중 변화 추이에 대한 소득분위별 비교 .....	167
[그림 5- 7]	노인가구와 비노인가구의 소비지출 지니계수 변화 추이 .....	171
[그림 5- 8]	비목별 지출 배율 변화 추이(비노인가구/노인가구) .....	177
[그림 6- 1]	교육수준이 건강 불평등에 영향을 미치는 기전: 매개 모형과 중재 모형 .....	188

# 제1장 서론

## 제1절 문제제기

### 1. 양극화 논의의 확산

양극화란 용어는 이제 우리사회의 문제를 표현하는 대표적 용어로 자리를 잡아 가고 있다. 처음에는 양극화의 존재 여부에 회의적 입장을 보이거나, 양극화란 용어가 갖고 있는 정치적 함의를 경계하던 논자들도 우리사회가 양극화되어가고 있다는 데 대해 별 이견을 달지 않는 모습이다. 양극화는 그 용어를 사용하는 사람에 따라 어떻게 정의되고 이해되는지와 상관없이 이미 일상화된 표현이 되었다.

이러한 사정은 물론 현실을 반영하는 것이라고 볼 수 있다. 우리 사회의 구성원 각자가 느끼기에 사회에는 무엇인가 돈벌이가 잘 되는 부분이 있고 그렇지 않은 부분이 있다는 생각이 확산되고 있다. 그러한 구분을 어디에 적용하는지는 큰 문제로 여겨지지 않는다. 어떤 사람들은 몇몇 대기업과 다수의 영세 중소기업을 구분하기도 하고, 일부에서는 서울 일부 지역의 아파트 값과 지방의 아파트 값을 비교하기도 하며, 고액 연봉자와 비정규직 근로자를 비교하기도 한다. 물론 이러한 비교는 그 자체가 격차의 확인을 예견하는 자의적 문제설정이라고 볼 수도 있다. 그러나 이러한 현상은 우리 사회에서 일상적으로 목도되는 현실임에는 틀림이 없다. 양극화란 용어가 급속히 확산된 데에는 이러한 격차가 어렵지 않게 체감되는 현실이 놓여 있다고 볼 수 있다.

한 사회의 ‘음지’와 ‘양지’는 항상 존재했었고 빈부의 격차는 고래로 늘

문제가 되어 왔다. 그럼에도 불구하고 양극화라는 문제가 새롭게 사회적 관심의 대상이 되고 있는 데에는 최근 우리가 경험하는 현상이 1997년 경제위기 이후의 구조적 변화를 반영하고 있다는 인식이 바탕에 놓여 있다. 노동시장의 변화, 급속한 고령화, 사교육비의 증가, 중소기업의 부진 등은 일시적 경기침체의 효과라기보다는 우리사회의 근본적인 제도적 변화나, 더 나아가 세계경제의 환경변화 무관하지 않다. 따라서 최근 우리사회에서 양극화라고 언급되고 있는 현상들은 이전에 경험했던 불평등과 양적에서 뿐만 아니라 질적으로도 다른 차원으로 인식되는 것이다.

## 2. 양극화 관련 논의의 진전과 한계

양극화에 대한 사회적 우려가 높아지면서, 양극화에 관한 최근의 연구 성과도 빠른 속도로 늘어나고 있다. 이러한 연구 성과들은 크게 두 가지 부류로 구분된다. 하나는 사회경제의 각 영역에서 발견되는 격차의 확대 경향을 보고하고, 그 원인과 대책을 모색하는 것<sup>1)</sup>이고, 다른 하나는 우리 사회 전체의 양극화 경향을 종합적으로 조망한 후 대안을 제시하고자 하는 연구이다<sup>2)</sup>. 분석 대상을 사회정책 분야로 제한하고 있기는 하지만 윤진호 외(2005)나 신동면 등(2007)의 연구도 이러한 종류에 속한다.

이러한 연구들은 사회 각 영역과 집단이 격고 있는 격차의 실체를 확인하는 데에 있어서 풍부한 정보를 제공해주고 있다. 그럼에도 불구하고 기존의 논의들은 몇 가지 한계를 갖고 있다. 먼저 각 부문간 격차 확대를 다루고 있는 연구의 경우, 어떤 대상을 선택하고 그 대상 집단을 두 집단으로 구분한 후, 두 집단간의 성과를 측정하는 지표를 제시하고, 그 지표를 통해 본 격차 확대 경향을 보고하는 방식의 논의구조를 택하고 있다.

1) 2006년 한 해 동안 각 국책연구기관별로 진행된 양극화 관련 연구를 요약, 소개하고 있는 경제인문사회연구회 편(2006)을 참조할 것.

2) 한국개발연구원 편(2006), 빈부격차·차별시정위원회(2005)

예를 들어 분석대상을 산업 영역으로 한정된 후 산업부문을 제조업과 서비스업으로 나누고 두 부문간의 격차를 생산성 지표를 통해 비교한 후 그것의 확대 경향을 지적하는 것이 그 예이다. 그런데 이러한 접근방법은 논지 전개에 각 단계마다의 선택에 대해 타당한 근거가 제시될 때에만 설득력을 얻게 된다. 특히 정책적 개입이 필요한 경우 더더욱 그러하다. 예를 들어 수출부문과 내수부문의 양극화를 볼 때, 양 부문의 격차를 줄이는 것이 가능하며 바람직한가 하는 문제를 제기할 수 있다. 동일한 기업이 해외 시장에 상품을 판매할 수도 있고 내수시장에서 상품을 판매할 수도 있다. 또한 내수시장이 침체되어 있다면 그 자체가 문제인 것이지 수출부문과의 격차 자체는 큰 문제가 되지 않을 수도 있다. 다른 예로, 산업간 비교에서 IT 위주의 산업과 비IT 위주의 산업의 격차 확대가 언급되는 경우도 있는데, 양 부문의 격차 확대가 왜 정책적 개입의 대상이 되어야 하는지에 대해 설득력 있게 설명하기 힘들다.

이러한 문제는 곧바로 두 번째 경향의 연구들이 갖는 문제와도 연관된다. 산업, 기업, 고용, 기술, 소득분배 등 모든 부문에서 나타나는 격차 확대의 문제를 ‘양극화’라는 하나의 개념으로 포괄하려다 보면 개념 정의상의 불일치가 발생하기 마련이고, 정책적 대안이 내포하는 지향점의 불일치가 생겨나기 마련이다. 어떤 부문의 격차 확대는 국민경제 외부의 충격에 대한 적응도의 차이에 따라 발생할 수 있고(예를 들어 개방의 확대에 따른 수출기업과 내수기업의 적응도 차이), 어떤 경우는 국민경제 내부의 제도변화나 정책적 선택의 결과에 따른 것일 수도 있다(예를 들어 노동시장의 유연화와 비정규직의 증가). 또 어떤 경우는 외적 충격에 대한 시장의 자연스러운 반응과정에서 양극화가 나타나는 것으로 이해될 수 있고(신흥 산업과 사양산업), 어떤 경우는 그러한 사정과 무관하게 격차가 해소되는 것이 바람직하다는 사회적 규범을 적용할 수 있다(빈부 격차의 축소). 각 분야마다 양극화가 의미하는 바와 양극화 해소의 규범적 가치가

이와 같이 달리 해석될 수 있다면, 양극화라는 개념은 조심스럽게 사용되어야 할 것이다.

## 제2절 연구의 목적

### 1. 양극화 논의의 진전을 위한 전제

기존의 양극화 관련 연구들이 갖는 한계에 비추어 양극화 연구의 진전을 위해서는 다음과 같은 작업이 필요하다고 할 수 있다. 첫째는 양극화라는 용어의 의미를 더욱 분명히 한정하는 것이다. 사회의 어떤 문제를 바라보느냐에 따라 논자마다 양극화의 의미가 다르다면 같은 용어를 사용한다고 할지라도 서로 다른 현상을 지시하면서 논의를 진행하는 일이 생겨날 수 있기 때문이다. 물론 모든 분야의 연구에서 양극화가 동일한 의미로 사용되기를 기대할 수는 없다. 대신 특정 영역의 분석에서는 양극화를 어떤 의미로 이해하고자 하는지를 조작적으로 정의한 후, 그 정의에 근거해서 논의를 이어 나가는 것이 필요하다.

둘째는 양극화의 원인에 관한 더 깊이 있는 연구가 필요하다. 이제까지 양극화의 현황에 대한 분석은 다양하게 이루어져 왔으나 그것을 초래한 원인에 대한 실증적 연구는 충분하지 않다. 세계화 및 개방화, 중국 등 후발 개도국들과의 경쟁 격화, IT 위주의 기술발달, 노동시장의 유연화, 고령화의 급속한 진행 등이 양극화의 원인으로 수없이 지적되어 왔으나, 실제로 이러한 요인들이 어떤 경로를 통해 어떤 부문의 격차를 확대시키고 있는지를 보여주는 연구는 많다고 보기 힘들다. 또한 사회안전망의 미흡도 사회 양극화의 원인으로 지적되고 있는데, 엄밀히 말해 이는 양극화의 확대원인이라기 보다 확대를 막지 못한 이유 가운데 하나라고 보는 것이 타당할 것이다. 양극화의 원인으로 거론된 요인들 가운데 일부에 대해서



라도 실제로 그 요인들이 우리 경제 사회구조에서 어떤 방식으로 작용하고 있는지 확인하려는 작업이 필요할 것이다.

셋째, 부문간 연관관계에 대한 탐구가 필요하다. 예를 들어 근로자 소득 분배 구조의 불평등 확대는 노동시장에서의 변화, 즉 비정규직 노동자의 비중 확대와 임금불안과 밀접하게 관련이 있다. 따라서 고용부문에 대한 분석 없이는 소득분배구조의 변화에 대한 충분한 설명을 할 수 없다. 비정규직 고용의 확대도 모든 기업이나 산업에서 동일한 비율로 이루어지는 것은 아닐 것이다. 상대적으로 정규직의 고용비율이 높은 부문도 있을 것이고 비정규직과의 임금격차가 크지 않은 부문도 있을 것이다. 따라서 산업별 특성과 고용상황을 연계시켜 분석하는 작업이 필요하다. 소득지위의 변동원인 가운데 하나가 고용 상 지위의 변동이라는 점에서 부문간 연관관계의 탐구는 앞서 지적한 각 부문의 격차확대의 원인을 밝히는 작업과 같은 맥락이라고 이해할 수 있다.

마지막으로, 분석의 시야를 넓혀 격차의 확대가 나타나는 더 다양한 영역에 주목해야 할 필요가 있다. 기존의 연구에서 주로 분석되어 왔던 양극화 현상들의 효과는 다른 영역으로 파급되기 마련이다. 예를 들어 소득의 불평등은 자산의 불평등으로 또는 소비구조의 불평등으로 확대되고, 이는 다시 문화, 교육, 건강 등의 불평등에 파급효과를 갖는다. 특정 영역의 분배구조 변화가 이제까지 세밀히 관찰되지 못했던 영역으로 어떻게 파급되는지 분석의 영역을 확대하여야 할 것이다.

## 2. 연구의 목적

이 연구는 길게는 외환위기 이후, 짧게는 2003년 이후 우리나라 소득과 소비구조의 불균등이 어떻게 심화되었는지를 다루는 것을 목적으로 한다. 경제활동을 크게 생산 분배, 재생산으로 구분할 수 있다면 분배와 재생산 과정에서의 주요 경제 사회적 변수들이 어떻게 불균등하게 분포되는지를 분석하는 것이다.

이미 강신욱 등(2006a, 2006b)과 이병희·강신욱(2007) 등은 최근 10여 년간 우리나라의 소득분배구조가 어떤 변화양상을 보이고 있는지 다양한 지표와 다양한 소득범주를 이용하여 보이고 있다. 따라서 단지 소득분배 변화의 실태를 보이는 것은 본 연구의 주된 관심사가 아니다. 본 연구는 실태에 대한 분석에서 한걸음 더 나아가 두 방향으로의 탐색을 시도할 것인데, 그 중 첫 번째는 현상에 대한 인과의 사슬을 거슬러 추적하는 것이다. 즉, 어떤 원인에 의해 분배구조가 악화되었는지를 분석하는 것이 이 연구의 첫 번째 목적이다. 주지하다시피, 개별 가계의 소득획득은 노동시장에서의 고용을 통해 이루어진다. 따라서 고용상태의 변화가 소득분배에 어떤 영향을 미치는지는 이른바 소득 양극화의 원인을 밝히는 작업일 뿐만 아니라 산업 및 기업 → 고용 → 소득 → 소비로 이어지는 국민경제의 소득흐름 상에서 고용과 소득 영역 사이의 연관관계를 밝히는 일이기도 하다.

물론 고용여건의 변화를 초래한 원인은 더 근본적인 곳에서 찾아야 할 지도 모른다. 하위 분위 가구의 소득을 악화시킨 것은 비숙련 노동자의 임금 및 고용지위 불안이고, 비숙련 노동자에 대한 수요를 위축시킨 것은 기술의 발달과 산업구조의 변화일 수 있기 때문이다. 그러나 본 연구는 소득분배구조의 악화를 초래한 원인을 찾기 위해 지나치게 많은 단계를 거슬러 추적하지는 않을 것이다.

두 번째 방향은 소득분배구조의 악화가 미친 영향을 확장적으로 탐색하

는 것이다. 소득분배의 차이는 소비영역에서의 차이를 초래할 것이다. 그 가운데에서도 건강상태에 미치는 영향은 개인의 전 생애에 걸쳐 직면하게 되는 다양한 기회의 차이를 초래할 것이고, 더 나아가 그 효과를 다음 세대로 이전시킨다. 소득의 격차가 소비에 영향을 미치고 특히 교육기회와 건강상태에 영향을 미침으로써 세대간 격차의 대물림 현상을 가져온다는 것은 익히 알려진 명제이지만, 그 구체적인 경로에 대한 분석은 그리 많지 않다고 볼 수 있다. 본 연구에서는 이러한 문제에 대해 분석을 시도할 것이다.

이러한 작업은 소득분배 악화의 원인과 결과를 동시에 고려하게 함으로써 분배구조 개선을 위한 정책적 대안의 실효성을 높이는 데 기여할 수 있을 것으로 판단된다. 분배구조 개선을 위한 정책적 개입의 지점과 수단을 다변화함으로써 원인에 대응하는 대책, 불평등의 파급효과를 차단하는 대책에 대한 제안을 가능하게 할 것이다.

### 3. '양극화'라는 개념 사용의 문제

주요 내용에 대한 간략한 소개에 앞서 한 가지 언급할 것은, 우리 사회의 소득분배구조 변화를 '양극화'란 하나의 용어로 통칭하는 것이 적절하지 않을 수도 있다는 점이다. 이 점은 이 연구의 선행연구로서의 성격을 갖는 강신욱 등(2006b)에서 이미 지적한 바 있다. 소득분배구조는 매우 다양한 양상을 띠며, 그에 따라 대응방식도 달라진다. 지난 10여 년간의 소득분배상태 변화를 간단히 요약하면 빈곤의 규모가 증가했고 빈곤의 정도가 심해졌으며 빈곤층 내부의 불평등이 증가했고 불평등이 심화되었다. 특히 중산층의 규모와 소득점유율이 지속적으로 위축되는 현상이 나타나고 있다. 이 각각의 현상들은 서로 연관되어 있으나 다소 상이한 원인을 갖고 있으며 따라서 각각에 대한 정책적 대응 방향도 차별화되어야 한다. 물론 이러한 현상 가운데 하나, 예컨대 소득 5분위 배율의 증가만을 양극

화라고 한정하고 논의를 진행하는 것도 가능하지만, 그러한 노력은 큰 의미를 갖지 않을 뿐만 아니라 실제로 많은 문제를 포착하지 못하는 결과를 초래한다. 따라서 양극화란 표현은 우리 사회의 주된 담론을 형성하는 문제의식, 다시 말해 각 부문간 격차의 확대와 구조화라는 문제의식을 포괄적으로 표현하는 경우에 한하여서만 사용할 것이며, 대신 좀 더 구체적이고 조작 가능한 지표를 통해 보일 수 있는 개념과 용어들을 사용할 것이다. 요컨대 본 연구에서는 ‘양극화’라는 표현 대신 ‘분배구조의 변화(악화)’라는 좀 더 구체적이고 양화하기 쉬운 표현을 사용할 것이다. 물론 그렇다고 해서 양극화란 개념이 과학적으로 무용한 표현이라거나 정치적인 수사에 불과하다는 의미는 아니다. 다만 양극화라는 표현을 사용하려면, 그것이 무엇을 의미하는지 사전에 조작적 정의를 내릴 필요가 있으며, 본 연구에서는 단지 양극화에 대한 험애한 정의방식이 갖는 위험성에 주의하고자 하는 것이다.

### 제3절 연구의 내용 및 방법

#### 1. 연구의 구성

본 연구는 다음과 같은 순서로 구성된다. 먼저 2장에서는 1997년 외환위기 이후 우리나라 빈곤율의 변화를 살펴본 후, 그러한 변화를 초래한 요인을 분해할 것이다. 외환위기 전후의 변화를 설명하기 위해 두 시점, 즉 1996년과 2006년을 선택한 후, 1996년에 비해 2006년의 빈곤율이 악화된 이유를 설명한다. 이 때 빈곤가구의 다양한 인구학적, 경제적 특성이 빈곤율 변화에 얼마만큼 기여했는지를 회귀분석에 의해 분해하는 방법을 사용하도록 할 것이다.

다음 3장에서는 노동이동의 변화가 소득변동에 미친 영향을 분석함으로

써 분배구조 변화의 원인을 탐색하고자 한다. 분배구조 변화에 관한 기존의 연구들은 주로 분배구조 악화의 현황을 지적하고 있을 뿐 일자리의 감소나 노동이동의 증가가 개인 및 가구의 소득지위에 어떤 영향을 미치는지 분석하지 못하고 있는 것이 사실이다. 이 장에서는 취업과 미취업간 이동, 업종간 이동, 임금과 비임금 부문간 이동, 종사상 지위간 이동 등의 노동이동이 소득지위의 상·하향 이동이나 빈곤으로의 입·출 여부에 어떤 영향을 미치는지 분석할 것이다.

3장의 분석이 임금근로자와 비임금근로자, 미취업자를 포함하는 집단에 대한 분석이었다면, 4장에서는 비임금근로자, 즉 자영업자에 초점을 맞추어 분석할 것이다. 그 이유는 자영업 부문의 소득악화가 최근 소득분배구조 악화와 무관하지 않을 것으로 지적되고 있음에도 불구하고, 주로 소득데이터의 가득성 문제로 인해 상대적으로 분석이 충분히 이루어지지 못했기 때문이다. 따라서 소득분배상의 지위에서 자영자 가구는 근로자 가구에 비해 어떤 위치에 있는지를 보이고, 2003년 이후 2006년까지 자영자 가구의 지위가 어떻게 변화하고 있는지 살펴볼 것이다. 이 장에서 특히 중점적으로 분석되는 것은 자영자 가구의 동태적 지위변화이다. 즉 자영자 가구는 자영업으로의 진입과 동시에 소득분위가 어떻게 변하는지, 자영업으로부터의 이탈에 따라 소득분위가 어떻게 변화하는지를 살펴볼 것이다. 특히 각 소득분위별 진입과 이탈의 특성을 추적함으로써 자영업이 어떤 집단에는 소득 분위의 하락으로 가는 경로로 작용하고 어떤 집단에게는 소득분위의 상승 경로로 작용할 가능성이 크다는 점을 보일 것이다. 이로부터 자영업 가구에 대한 대책이 어떻게 차별화되어야 하는지에 대한 정책적 시사점을 도출할 것이다.

5장에서는 소비구조의 계층간, 세대간 차이에 대해 분석한다. 경제학적으로 소비라는 변수는 소득의 함수로 표현되지만, 다른 한편으로는 실제 개인의 효용 혹은 후생과 직접적 관련이 있는 변수이다. 5장에서는 비록

별로 분석하여 본 소비구조가 먼저 소득 분위간에 어떤 차이를 보이고 있는지 분석할 것이다. 또한 세대라는 구분 기준을 도입하여 분석대상 가구를 노인가구와 비노인 가구로 구분한 후, 동일 세대 내에서, 그리고 세대간에 소비구조 상의 어떤 차이를 보이고 있는지를 분석할 것이다. 이러한 분석은 기존의 연구에서 상대적으로 소홀히 다루어져 왔던 재생산 영역의 양극화에 대해 직접적으로 기여할 뿐만 아니라 고령화의 효과에 대한 분석으로서의 의의도 지닌다고 할 수 있다.

6장에서는 교육수준이 주관적 건강에 어떠한 경로를 거쳐서 영향을 미치게 되는지를 분석할 것이다. 일반적으로 소득이 건강에 어떤 영향을 미치는지에 대해서는 많은 분석이 있다. 6장의 필자는 이미 강신욱 외(2006b)에 포함된 논문에서 소득분위별 건강 및 영양상태의 격차에 대한 분석을 제시한 바 있다. 그러나 소득 역시 어떤 변수의 결과변수로서 간주될 수 있는데, 6장의 분석에서는 그것을 교육수준으로 설정하고 있다. 따라서 소득은 교육수준이 주관적 건강에 영향을 미치는 하나의 경로, 즉 매개요인으로서 취급될 것이며 다른 매개요인들에 비해 얼마나 중요하게 작용하는지를 실증적 방법을 통해 비교할 것이다.

7장에서는 이전까지의 주요 연구내용과 결론을 요약하고 주요 정책적 시사점을 제시하도록 한다.

## 2. 연구에 사용된 자료와 방법

분배구조 변화의 원인과 실태에 대한 실증적 탐구를 통해 인식을 확장하고 정책적 대응방안을 모색하려는 것이 본 연구의 일차적 목적임에 따라, 본 연구는 주로 실증적 분석방법이 주를 이루고 있다. 본 연구 실증적 분석에 이용된 통계자료는 2~5장까지는 통계청의 <(도시)가계조사> 연도별 원시자료이고, 6장에서는 1998년, 2001년, 2005년의 <국민건강영양조사>자료이다. 각각의 자료가 사용된 이유는 <(도시)가계조사> 자료의 경

우 소득과 소비에 관한 가장 안정되고 풍부한 관측치와 긴 시계열을 가지고 있다는 장점 때문이고, <국민건강영양조사>는 건강상태에 대한 가장 대표적인 전국적 조사자료이기 때문이다.

그렇지만 같은 <가계조사>자료일지라도 각 장의 분석의도에 따라 이용된 자료의 시기와 자료 가공방법이 상이할 수 있다. 또한 분석의 목적 상 2장과 5장의 경우에는 비교정태분석이, 3장과 4장에서는 비교정태분석과 더불어 자료의 시계열적 재구성을 통한 동태적 분석이 시도되었다. 따라서 상세한 자료 가공방법과 분석방법에 대해서는 각 장의 설명을 참고하기 바란다.

## 제2장 경제위기 이후 가구빈곤율 변화 요인 분석

### 제1절 문제제기

1997년 경제위기 이후 우리나라의 빈곤율은 급속히 증가하였다. 1차 소득 기준으로 측정한 절대적 가구빈곤율은 1996년 5.30%에서 7.89%로 2.59%p 증가하였으며, 동 기간에 상대적 가구빈곤율은 10.36%에서 14.45%로 4.09%p 증가하였다. 경제위기 이후 우리나라의 빈곤율 증가는 세계화의 일반적인 영향과 경제위기의 한국적 특수성이 중첩적으로 나타난 결과로 이해된다. 전자의 경우 노동시장의 유연화와 비정규직의 증가 및 그에 따른 고용 및 소득불안 통해 빈곤율을 증가시키고, 후자의 경우 경제위기 이후 구조조정에 따른 신빈곤층의 증가와 취약한 사회안전망이 빈곤율 증가의 요인으로 작용하였을 것으로 추론된다.

그동안 우리나라의 빈곤율 변화에 관한 연구는 빈곤으로의 진입 및 탈출, 소득구성 및 가구주의 종사상 지위 변화에 따른 빈곤율 차이의 요인 분해, Sen지수의 분해 등을 중심으로 전개되었지만, 가구 및 가구주의 특성을 통제한 상태에서 가구빈곤율의 차이에 대한 요인분해를 시도한 연구는 존재하지 않는다. 빈곤가구에 대한 적절한 정책적 함의를 도출하기 위해서는 가구빈곤율에 영향을 미치는 요인들을 파악하고, 가구빈곤율 변화에 미치는 영향의 정도를 요인별로 측정할 필요가 있다.

본 연구의 목적은 1996년과 2006년에 측정된 2인 이상 도시근로자 가구의 가구빈곤율 차이에 대한 요인분해를 통해 경제위기 이후 가구빈곤율 증가의 원인을 분석하고, 가구빈곤율을 축소하기 위한 정책적 시사점을 도출하는데 있다.



본문의 내용은 다음과 같이 구성된다. 2절에서는 선행연구를 검토하고, 3절에서는 분석모형을 제시한다. 가구빈곤율 차이의 요인분해에 이용된 계량기법은 2단계로 구성된다. 1단계에서는 회귀방정식을 통해 가구빈곤의 발생확률을 계산하고, 2단계에서는 회귀분석결과를 이용하여 비교시점 간 가구빈곤율의 차이를 요인별로 분해한다. 4절에서는 자료의 설명과 함께 분석결과를 제시하고, 5장에서는 정책적 시사점을 제시한다.

## 제2절 선행연구 검토

1997년 경제위기 이후 빈곤문제에 대한 연구는 빈곤의 동태적 추이와 결정요인을 중심으로 활발히 전개되었다. 먼저 박순일·최현수·강성호(2000)는 도시가계조사 자료를 이용하여 빈곤의 결정요인, 빈곤으로의 진입·탈출 및 빈곤기간 등에 대하여 포괄적으로 연구하였다. 금재호·김승택(2001)은 한국노동연구원의 「한국노동패널」 자료를 이용하여 한국의 도시지역 가구 및 개인들의 빈곤율과 빈곤가구의 특징을 분석하였다. OECD의 상대적 빈곤개념을 이용한 이들의 연구결과에 따르면 경제위기 이후 매년 20% 정도의 가구들이 빈곤상태에 놓여 있으며, 빈곤으로의 진입과 탈출이 매우 활발하다는 것을 확인하였다. 또한 주 평균 가구근로소득과 순자산규모의 변화가 빈곤으로의 진입과 탈출에 매우 중요한 역할을 하는 것으로 평가되었다. 분석결과에 기초하여 그들은 단순한 소득지원정책보다는 고용연계형 복지정책이 빈곤해결에 핵심적임을 주장하였다. 정진호 외(2002)는 도시가계조사자료를 이용하여 빈곤에 대한 결정요인과 빈곤 진입·탈출을 심층적으로 분석하였다. 먼저 빈곤에 대한 결정요인을 분석한 결과 가구주가 여성일수록, 연령이 많을수록, 학력수준이 낮을수록, 가구내 취업자수가 적을수록 빈곤율이 높은 것으로 나타났다. 또한 빈곤 진입·탈출에 대한 결정요인을 분석한 결과 가구내 취업자수의 증가가 빈곤

탈출을 촉진하고 빈곤진입을 억제하는 효과가 있는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과를 바탕으로 그들은 근로능력이 있는 기초생활보장대상자에게는 최저생계비의 실질가치를 보장하고, 근로능력이 있는 실업자에게는 적극적인 노동시장정책에 의한 직업훈련 및 취업기회를 제공하며, 근로빈곤층에 대해서는 최저임금의 실효성을 강화함과 동시에 근로장려세제(EITC)의 점진적인 도입을 주장하였다.<sup>3)</sup>

한편 빈곤율 변화에 대한 요인분해는 가구소득 구성의 변화, 가구주의 종사상 지위 구성의 변화, Sen지수 분해 등을 중심으로 전개되었다. 먼저 박찬용·강석훈·김태완(2002)은 1996년과 2000년의 「가구소비실태조사」 자료를 분석하여 동 기간에 가처분소득을 기준으로 측정된 절대빈곤율이 3.16%에서 9.42%로 증가하였고, 중위소득 50%를 상대빈곤선으로 적용한 상대빈곤율이 11.10%에서 15.74%로 증가하였음을 보이고 있다. 이 기간 동안 절대 및 상대빈곤율을 상승시킨 가장 큰 요인은 하위소득 10% 가구를 중심으로 하락한 사적이전소득과 근로소득이었으며, 이는 주로 저소득층 가구주의 실직 또는 사업실패 등에 기인하는 것으로 판단되었다. 이러한 분석결과를 기초로 그들은 빈곤율의 축소방안으로 공적이전소득 규모의 확대와 빈곤가구에 대한 조세부담 및 사회보장 부담금의 완화를 제시하였다. 김진욱(2004)은 1996년과 2000년의 「가구소비실태조사」 자료를 분석하여 동 기간의 빈곤악화를 요인별로 분석하였다. Sen지수의 분석결과를 보면 빈곤율 효과와 빈곤층 사이의 소득분배효과는 양(+)이지만, 빈곤층의 평균소득효과는 음(-)으로 나타났다. 동 기간에 빈곤이 가장 큰 폭으로 악화된 계층은 근로자가구의 경우 부부가구, 홀부모와 부양가족이 1명 또는 2명인 가구이며, 비근로자가구의 경우에는 부부와 부양가족이 2이상인 가구로 나타났다. 빈곤율의 증가를 억제하기 위한 정책으로는 임

3) 정부는 2006년 12월 조세특례제한법의 개정을 통해 2008년부터 근로장려세제의 도입을 확정하였다.

시직 및 일용직 근로자의 정규직화, 일자리 창출, 근로능력이 없는 가구에 대한 소득보전방안의 강구 등이 제시되었다. 여유진 외(2005)의 경우도 1996년과 2000년의 「가구소비실태조사」 자료와 2003년의 「국민생활실태조사」 자료를 이용하여 Sen지수의 변화를 분해하였다. 1996~2000년 기간의 분해결과는 김진욱(2004)의 연구결과와 유사하지만, 2000~2003년 기간 동안에도 여전히 빈곤율과 빈곤층 사이의 분배효과가 악화되고 있음을 보이고 있다. 이들은 빈곤율의 증가원인을 노동시장에서의 실업으로 인한 소득단절과 이들에 대한 사회안전망의 미흡에서 찾고 있으며, 비정규직 보호, 최저임금 강화, 차별금지, 노인에 대한 소득보장체계의 강화, 아동빈곤의 예방과 평등한 교육기회 등을 정책방안으로 제시하고 있다.

강신욱 외(2006)는 (도시)가계조사 자료를 이용하여 전체가계를 대상으로 Sen지수를 연령별, 학력별로 분해하였다. 먼저 빈곤율의 변화와 관련하여 2005년의 경우 가구주의 연령이 많을수록 빈곤인구율이 증가하고, 학력이 높아질수록 빈곤인구율이 줄어드는 것으로 추정하였다. 2003년과 2005년의 Sen지수 분해결과를 비교하면 2003년에 비해 2005년의 빈곤인구는 증가하였고, 빈곤층 사이의 소득분배가 악화되었지만, 평균소득효과는 개선된 것으로 계측되었다. 이러한 분석결과는 빈곤의 확대와 심화로 집약되며, 빈곤층에 대한 소득보장정책이 더욱 확대되어야 함을 뒷받침하고 있다.

이병희·강신욱 등(2007)은 1997년부터 2006년까지 도시근로자가계의 빈곤율변화를 가구주의 종사상 지위별로 분해한 결과, 2003년과 2004년의 절대빈곤율 증가는 상용노무자와 임시일용직 노무자의 비율증가에서 비롯된 바가 크다는 점을 보이고 있다. 이 방법은 집단간 구성비율을 특정 값(특정 시점의 값 또는 분석대상 전 기간의 평균값)으로 고정시키고 각 집단별 매년의 빈곤율을 적용하는 방식으로 빈곤율을 비교하는 것이다. 이 연구결과에 따르면 만일 이 두 해에 상용노무직과 임시일용직의 비율이

전 기간 평균값을 갖고 있다고 가정했을 때의 절대빈곤율에 비해 실제 2003년과 2004년의 절대빈곤율은 약 0.63~0.69%p 상승한 것으로 나타났다. 그런데, 이러한 방법은 집단간 구성비만을 중심으로 분해한 결과 각 집단의 차이를 설명하는 다양한 요인의 효과를 고려하지 못한다는 단점이 있다. 예를 들어 도시근로자 빈곤율을 사무직 근로자와 상용직 노무자, 임시일용직 노무자의 빈곤율로 분해하는 경우, 각 집단이 차지하는 구성비의 변화만 고려할 뿐 각 집단별 학력, 연령, 성별, 가구원수 구성 등의 차이를 전혀 고려하지 못하게 된다. 애당초 사무직 근로자가 임시일용직 노무자보다 고학력자였다면, 두 집단간 빈곤율의 차이에는 종사상 지위에 따른 차이뿐만 아니라 학력간 차이도 반영되어 있다고 보아야 할 것이다. 따라서 빈곤율의 차이를 발생시키는 가능한 많은 인구사회학적 요인들을 동시에 고려하면서 각 요인들의 효과를 구분하기 위해서는 회귀분석을 이용한 빈곤율 분해에 의존하는 방법을 취하게 된다. 이하 3절에서는 최우 추정법에 의한 회귀분석에 의해 빈곤확률을 추정하고, 이를 이용하여 외환위기 전후 두 시점간 빈곤율의 변화가 어떤 요인들에 의해 설명될 수 있는지 분석하기로 한다.

### 제3절 분석모형

계층간 가구빈곤율의 차이를 요인 분해하는 방법은 크게 두 단계로 구성된다. 1단계에서는 회귀방정식을 통해 가구빈곤의 발생확률을 계산한다. 2단계에서는 1단계에서의 분석결과를 이용하여 가구빈곤율의 차이를 요인 분해 한다.

먼저 본 논문에서는 세계은행에서 이용된 방법을 이용하여 가구빈곤의 발생확률을 계산한다.<sup>4)</sup> 이 방식에 따르면 가구빈곤의 발생확률(poverty incidence)은 다음과 같은 절차를 통해 산출된다. 먼저 빈곤선(Z)에 대한

가처분소득(Y) 비율(R)의 로그값을 종속변수로 하여 회귀방정식 ( $\log R = X\beta + e$ )을 구축한다. 이때 X는 가구주의 나이, 교육수준, 기능보유 여부, 건강상태, 근로능력상태, 경제활동상태와 가구의 재산 등 가구빈곤에 영향을 미치는 설명변수이며,  $\beta$ 는 추정계수이고, e는 오차항이다. 다음으로  $\Pr(e < -X\beta) = \Phi(X\beta)$ 를 이용하여 가구빈곤의 발생확률을 계산한다. 이 때  $\Phi(\cdot)$ 는 표준정규누적분포함수(standard normal cumulative distribution function)이며,  $\beta = -\beta/\sigma$ ,  $\sigma$ 는 오차항(e)의 표준편차이다. 만약  $X\beta$ 의 값이 크거나  $X\beta$ 의 값이 작다면 빈곤선 대비 가구소득의 비율은 증가하고, 따라서 빈곤에 빠질 확률은 작아진다.

다음으로 Gang, Sen and Yun(forthcoming)의 요인분해 기법을 이용하여 집단간 빈곤율의 차이를 요인 분해한다. 이들에 따르면 대수적으로 두 집단간 빈곤발생확률의 차이,  $(\overline{P_A} - \overline{P_B})$ , 는 다음과 같이 수량효과(quantity effect)와 계수효과(coefficient effect)로 분해될 수 있다.<sup>5)</sup> 다시 말하면 식 (2-1) 우변의 첫 번째 항은 수량효과로서 두 집단에 속하는 개인간 속성의 차이, 즉 성별, 연령, 학력, 건강상태, 경제활동상태 등의 차이로 인해 발생하는 빈곤율의 차이를 의미한다. 이는 계수값을 B집단을 대상으로 추정된 회귀방정식의 계수값( $\beta_B$ )으로 고정시킨 상태에서 A집단과 B집단에 속하는 개인 속성의 평균값( $X_A$ 와  $X_B$ )의 차이에 따른 빈곤율의 격차로 측정된다. 우변의 두 번째 항은 동일한 개인적 속성일지라도 빈곤율에 미치는 정도가 집단간에 달리 나타나는 부분을 포착한다. 이는 A집단에 속하

4) 가구빈곤의 원인에 대한 세계은행의 분석방법은 Coudouel, Hentschel and Wodon(2002)의 연구결과에 기초하고 있다.

5) 수량효과와 계수효과에 대해서는 종종 해석상의 어려움이 뒤따르며, 비교되는 집단에 따라 계수효과의 의미는 달라질 수 있다. 예를 들면, 남자와 여자를 두 집단으로 하는 경우 동일한 교육수준으로부터 측정되는 계수효과의 차이는 일종의 차별(discrimination)로 간주될 수 있지만, 본 논문에서 분석대상으로 하고 있는 도시가구와 농촌가구의 경우 가구주의 생산력 차이 또는 소득기회의 차이를 반영하는 것일 수 있다.

는 개인 속성의 평균값( $X_A$ )을 고정시킨 상태에서 A집단과 B집단을 대상으로 각각 추정된 회귀방정식의 계수값( $\widetilde{\beta}_A$ 와  $\widetilde{\beta}_B$ )의 차이에 따른 빈곤율의 격차로 측정된다.

$$\overline{P_A} - \overline{P_B} = [\overline{\Phi(X_A \widetilde{\beta}_B)} - \overline{\Phi(X_B \widetilde{\beta}_B)}] + [\overline{\Phi(X_A \widetilde{\beta}_A)} - \overline{\Phi(X_A \widetilde{\beta}_B)}] \dots\dots\dots \text{식(2-1)}$$

여기서  $\Phi$ 는 표준정규누적분포함수이며,  $\widetilde{\beta}_A = -\beta_A/\sigma_A$ ,  $\widetilde{\beta}_B = -\beta_B/\sigma_B$ 이다. 또한  $\beta_A$ 와  $\beta_B$ 는 각각 A와 B 집단에 대한 회귀방정식의 추정계수이며,  $\sigma_A$ 와  $\sigma_B$ 는 추정오차의 표준편차이다.  $X_A$ 와  $X_B$ 는 회귀분석에 이용된 설명변수이며, 수식에 표시된 막대는 각 집단의 표본평균을 의미한다.

그러나 이와 같은 방식으로 측정된 수량효과와 계수효과는 회귀방정식의 추정에 이용된 모든 설명변수의 영향을 총량적으로만 제시할 뿐 개별 설명변수 각각에 대한 수량효과와 계수효과를 제시하지 못하는 한계를 갖는다. 따라서 가구빈곤율의 차이를 설명변수 각각에 대해 요인별로 분해하기 위해서는 다음과 같이 Yun(2004)의 요인분해방정식(decomposition equation)을 이용한다.

$$\overline{P_A} - \overline{P_B} = \sum_{k=1}^K W_{\Delta X}^k [\overline{\Phi(X_A \widetilde{\beta}_B)} - \overline{\Phi(X_B \widetilde{\beta}_B)}] + \sum_{k=1}^K W_{\Delta \widetilde{\beta}}^k [\overline{\Phi(X_A \widetilde{\beta}_A)} - \overline{\Phi(X_A \widetilde{\beta}_B)}] \dots\dots\dots \text{식(2-2)}$$

여기서  $W_{\Delta X}^k = \frac{(\overline{X_A^k} - \overline{X_B^k}) \widetilde{\beta}_B^k}{(\overline{X_A} - \overline{X_B}) \widetilde{\beta}_B}$  인데, 이는 두 집단의 특성 차이에 따

른 빈곤율 차이에서 개별 특성변수값의 차이가 차지하는 비율을 의미한다.

또한  $W_{\Delta\beta}^k = \frac{\overline{X_A^k}(\overline{\beta_A^k} - \overline{\beta_B^k})}{\overline{X_A}(\overline{\beta_A} - \overline{\beta_B})}$  인데, 이는 두 집단의 계수효과 차이에

의한 빈곤율의 차이에서 특정 변수의 계수효과 차이가 설명하는 비율을

의미한다. 그리고  $\sum_{k=1}^K W_{\Delta X}^k = \sum_{k=1}^K W_{\Delta\beta}^k = 1$ 이며,  $\overline{X_A^k}$ 와  $\overline{X_B^k}$ 는 각각 집단 A와 B에 있어서 설명변수 k의 평균값이다.

요인분해를 완성하기 위해서는 분해방정식에 포함된 개별 설명변수들의 표준오차를 계산하고, 가설검정을 수행해야 한다. 이를 위해 최소자승법(OLS) 대신에 최우추정법(maximum likelihood)을 이용하여 회귀방정식을 추정한다. 최우추정법을 이용할 경우  $\beta/\sigma$ 의 점근적 공분산 행렬(asymptotic covariance matrix)을 도출하는데 필요한  $\beta$ 의 공분산행렬과 오차항의 표준편차( $\sigma$ )를 구할 수 있다. 이렇게 구한  $\beta/\sigma$ 의 공분산은 추정 계수의 가설검정에 이용된다.<sup>6)</sup>

한편 분석결과의 견고성을 높이기 위해서는 요인분해 과정에서 발생하는 매개변수의 문제(parameterization problem)와 식별의 문제(identification problem)를 해결해야 한다. 매개변수의 문제는 수량효과와 계수효과를 측정함에 있어서 기준집단의 선택에 따라 측정치가 달라지는 문제이다. 즉, 식(2-1)의 요인분해 방정식에서 B집단을 대상으로 추정한 회귀방정식의 계수값( $\overline{\beta_B}$ )과 A집단에 속하는 개인 속성의 평균값( $\overline{X_A}$ )을 고정시키는 것이 아니라 계수값( $\overline{\beta_A}$ )과 평균값( $\overline{X_B}$ )을 고정시킬 경우 측정된 수량효과와 계수효과는 달라질 수 있다는 것이다. 다음으로 식별의 문제는 회귀방정식의 추정에 있어서 더미변수를 사용할 경우 기준집단(omitted group)의 선택에 따라 계수효과가 가변적일 수 있다는 것이다.<sup>7)</sup>

6) 가설검정에 대한 자세한 내용은 Yun(2005a) 참조.

7) 이 문제에 대한 자세한 논의는 Oaxaca and Ransom(1999) 참조.

첫째, 매개변수의 문제를 해결하는 방법은 식(2-1)의 요인분해 방정식을 아래의 식(2-3)으로 대체하여 분석결과를 비교하는 것이다. 만약 식(2-1)과 식(2-3)의 분석결과가 큰 차이를 보일 경우 매개변수의 문제가 심각하기 때문에 별도의 분석이 요구된다. 그러나 두 분석결과가 유사할 경우 어느 하나의 방식을 채택하여 요인 분해하는 것은 통계학적으로 정당화될 수 있다.

$$\overline{P_A} - \overline{P_B} = [\overline{\Phi(X_A \beta_A)} - \overline{\Phi(X_B \beta_A)}] + [\overline{\Phi(X_B \beta_A)} - \overline{\Phi(X_B \beta_B)}]$$

.....식(2-3)

둘째, 식별의 문제를 해결하는 하나의 방법은 더미변수에 속하는 모든 범주를 기준집단으로 하여 각각의 계수효과를 구한 후 그 평균값을 더미변수의 진정한 계수효과로 간주하는 것이다. 그러나 실제의 추정에 있어서는 더미변수에 속하는 모든 범주의 수만큼 회귀분석을 하는 것이 아니라 기준집단을 포함하여 모든 계수값을 식별할 수 있는 정규화된 방정식(normalized equation)을 이용한다.<sup>8)</sup> 정규화된 방정식을 이용한 구체적인 추정방법은 다음과 같다. 먼저 2개의 더미변수 집합과 L개의 연속변수로 구성된 회귀방정식을 가정하자.

$$y = \alpha + \left[ \sum_{g=2}^G D_g \kappa_g + \sum_{t=2}^T Q_t \zeta_t \right] + \sum_{l=1}^L V_l \delta_l + e \text{ .....식(2-4)}$$

여기서 D와 Q는 각각 G와 T개의 범주와 G-1 및 T-1개의 더미변수를 갖는 2개의 더미변수 집단이며, V는 L개의 연속변수 집합이다. 각 더미변수 집단에서 첫 번째 범주를 기준집단으로 할 경우  $\kappa_1 = \zeta_1 = 0$  이다.

8) 정규화된 방정식에 대해서는 Yun(2005b) 참조. Gang, Sen and Yun(2007)은 이러한 방법을 이용하여 인도의 계층간 빈곤율 차이를 요인분해하였다.



Oaxaca(1973) 유형의 요인분해에 있어서 식별의 문제는 더미변수 D 또는 Q로부터 추정된 계수효과들의 합은 기준집단이 변화함에 따라 달라질 수 있다는 것이다. 그러나 만약 일치추정량을 구할 수 있다면 다음과 같은 정규화된 회귀방정식을 통해 기준집단을 포함한 모든 더미변수의 절편과 계수값을 분리할 수 있다.

$$y = (\alpha + \bar{\kappa} + \bar{\zeta}) + \left[ \sum_{g=1}^G D_g (\kappa_g - \bar{\kappa}) + \sum_{t=1}^T Q_t (\zeta_t - \bar{\zeta}) \right] + \sum_{i=1}^L V_i \beta_i + e$$

.....식(2-5)

여기서  $\bar{\kappa} = \sum_{g=1}^G \kappa_g / G$ ,  $\bar{\zeta} = \sum_{t=1}^T \zeta_t / T$ , 그리고  $\kappa_1 = \zeta_1 = 0$  이다. 식(2-5)의 추정계수에 대한 공분산은 통상적인 회귀방정식의 일치추정량의 공분산행렬을 통해 구할 수 있다. 식(2-5)에서 설명변수(X)와 추정계수( $\beta$ )는 각각 (1, D, Q, V)와  $(\alpha + \bar{\kappa} + \bar{\zeta}, \kappa_g - \bar{\kappa}, \zeta_t - \bar{\zeta}, \beta)$ 로 구성된다. 정규화된 회귀방정식에서 기준집단을 포함한 모든 더미변수의 계수값의 총합은 0이 되어야 한다.<sup>9)</sup>

9) 정규화된 회귀방정식에 대한 보다 자세한 내용은 <부록> 참조.

## 제4절 자료 및 분석결과

### 1. 자료

본 연구에 이용된 자료는 1996년부터 2006년까지의 (도시)가계조사 자료이다. (도시)가계조사 자료의 경우 2002년까지는 도시가계 2인 이상 가구를 대상으로 월 단위의 가계소득 및 지출을 조사하였지만, 2003년~2005년 사이의 기간에는 농어촌 2인 이상 가구를 포함하였으며, 2006년부터는 도시와 농어촌의 1인 이상 가구를 포함하고 있다. 따라서 1996년~2006년의 기간에 가구단위의 빈곤율을 비교하기 위해서 2인 이상 도시근로자 가구로 제한하여 자료의 일관성을 유지하였다. 가구빈곤율의 측정에 이용된 1차 소득은 근로소득, 사업 및 부업소득, 재산소득을 합산한 소득이며, 시장소득은 1차 소득에 사적 이전소득을 합한 소득이다. 경상소득은 시장소득에 공적 이전소득을 합한 소득이며, 가처분 소득은 경상소득에서 조세, 공적연금 분담금 및 사회보험료를 감한 소득이다. (도시)가계조사에서 파악되는 조세는 소득세, 재산세, 자동차세 등 직접세이다.

먼저 절대적 가구빈곤율의 추이를 보면 1996년부터 2006년의 기간에 다소의 기복을 보이고 있다. <표 2-1>에서 보듯이 1차 소득을 기준으로 측정한 절대적 가구빈곤율은 1996년 5.30%에서 1999년 9.86%로 증가한 이후 2002년까지 5.72%로 감소하였고, 2003년 이후 증가추세가 2006년 들어 감소세로 전환하고 있다. 시장소득, 경상소득, 가처분소득을 기준으로 측정한 절대적 가구빈곤율의 경우도 비슷한 추세를 보이고 있다. 반면에 소비지출을 기준으로 측정한 절대적 가구빈곤율은 1996년 13.50%에서 1998년 22.03%로 급격히 증가한 이후 2004년까지 지속적으로 감소하였지만, 2006년 9.36%로 증가하였다. 1차 소득, 시장소득, 경상소득, 가처분소득을 기준으로 측정한 절대적 가구빈곤율은 1996년부터 2006년의 기간에 각각

2.59%p, 1.92%p, 0.67%p, 1.11%p 증가하였지만, 소비지출로 측정된 절대적 가구빈곤율은 동기간에 4.14%p 감소하였다.

〈표 2-1〉 절대적 가구빈곤율 추이

(단위: %)

	1차소득	시장소득	경상소득	가처분소득	소비지출
1996	5.30	4.37	4.29	4.71	13.50
1997	4.82	3.91	3.80	4.63	12.57
1998	8.79	7.58	7.41	8.63	22.03
1999	9.86	8.44	8.07	9.17	18.10
2000	8.27	6.90	6.40	7.58	14.16
2001	6.81	5.78	5.21	6.42	11.40
2002	5.72	4.67	4.13	5.15	10.22
2003	7.31	6.08	5.38	6.20	8.48
2004	7.56	5.97	5.17	6.05	7.61
2005	8.36	6.73	5.66	6.45	9.58
2006	7.89	6.29	4.96	5.82	9.36

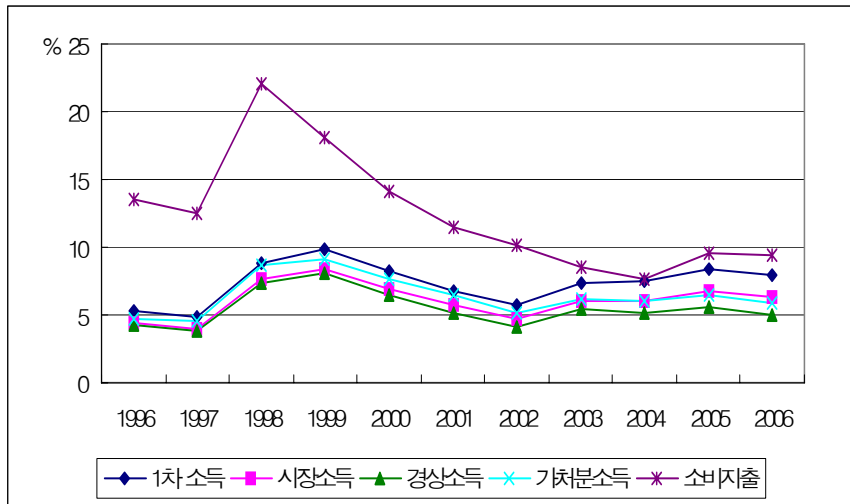
주 1) 가구원 2인 이상 도시근로자 가구를 대상으로 함.

2) 1차소득=근로소득+사업 및 부업소득+재산소득. 시장소득=1차 소득+사적 이전소득.  
 경상소득=시장소득+공적이전소득. 가처분소득=경상소득-(조세+공적연금+사회보험).

3) 절대적 가구빈곤율의 계산시 2000년~2006년은 정부가 발표한 가구규모별 최저생계비를 이용하였으며, 1996년~1999년은 1994년과 1999년 최저생계비를 기준으로 각 연도별 균등 상승율을 적용하여 가구규모별 최저생계비를 추정하였음.

자료: (도시)가계조사 원자료, 각년도

[그림 2-1] 절대적 가구빈곤율 추이



다음으로 상대적 가구빈곤율의 추이를 보면 분석기간에 걸쳐서 절대적 가구빈곤율과 비슷한 변화의 추이를 보이고 있지만, 변화폭은 더 크게 나타났다. <표 2-1>에서 보듯이 1차 소득을 기준으로 측정한 절대적 가구빈곤율은 1996년 10.36%에서 1999년 12.28%로 증가한 이후 2002년까지 11.88%로 감소하였고, 2003년 이후 증가추세가 2006년 들어 감소세로 전환하고 있다. 시장소득, 경상소득, 가처분소득을 기준으로 측정한 절대적 가구빈곤율의 경우도 비슷한 추세를 보이고 있다. 반면에 소비지출을 기준으로 측정한 절대적 가구빈곤율은 1996년 7.20%에서 1998년 8.04%로 증가한 이후 2004년까지 감소추세를 보였지만, 2006년 7.29%로 약간 증가하였다. 1차 소득, 시장소득, 경상소득, 가처분소득, 소비지출을 기준으로 측정한 절대적 가구빈곤율은 1996년부터 2006년의 기간에 각각 4.09%p, 3.46%p, 2.43%p, 2.24%p, 0.09%p 증가하였다.

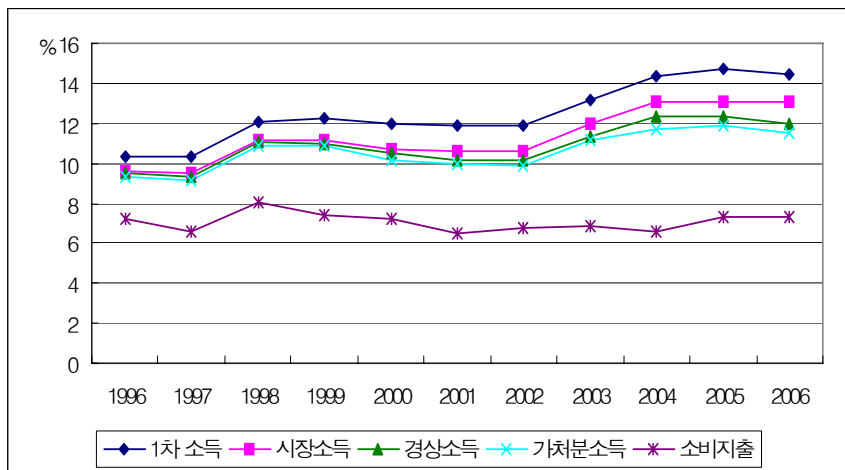
〈표 2-2〉 상대적 가구빈곤율 추이

(단위: %)

	1차소득	시장소득	경상소득	가처분소득	소비지출
1996	10.36	9.62	9.51	9.31	7.20
1997	10.32	9.48	9.32	9.18	6.62
1998	12.07	11.17	11.10	10.87	8.04
1999	12.28	11.16	10.93	10.85	7.44
2000	12.01	10.71	10.53	10.15	7.23
2001	11.91	10.61	10.16	10.00	6.45
2002	11.88	10.63	10.18	9.90	6.81
2003	13.18	11.96	11.30	11.15	6.85
2004	14.32	13.10	12.31	11.73	6.62
2005	14.72	13.08	12.31	11.91	7.33
2006	14.45	13.08	11.94	11.55	7.29

- 주 1) 가구원 2인 이상 도시근로자 가구를 대상으로 함.  
 2) 상대적 가구빈곤율에 적용한 빈곤선은 중위소득의 50%이며, 가구소득을 가구원수의  
 계급근으로 나누어주는 가구균등화방법(OECD, LIS 방식)을 이용하였음.

[그림 2-2] 상대적 가구빈곤율 추이



한편 가구주 및 가구특성별 가구빈곤율의 변화가 <표 2-3>에 제시되어 있다. 먼저 가구주의 특성별 절대적 가구빈곤율을 보면 가구주가 여자인 경우 남자인 경우에 비해 빈곤율이 높을 뿐만 아니라 그 차이는 1996년의 13.32%에서 2006년 16.46%로 3.14%p 증가하였다. 가구주의 나이를 보면 1996년의 경우 50대 가구주의 가구빈곤율(3.64%)이 가장 낮고, 60대 이상 가구주의 가구빈곤율(9.91%)이 가장 높았지만, 2006년에는 30대 가구주의 가구빈곤율(6.16%)이 가장 낮았다. 1996년과 2006년을 비교할 경우 20대 이하 가구주의 가구빈곤율은 6.49%에서 5.70%로 감소하였지만, 다른 연령대의 가구빈곤율은 모두 증가하였다. 특히 60대 이상 가구주의 경우 1996년 9.91%의 가구빈곤율이 2006년 22.91%로 크게 증가하여 노인가구주의 빈곤문제가 악화된 것으로 판단된다.

가구주의 학력을 보면 학력수준이 낮을수록 가구빈곤율이 높을 뿐만 아니라 1996년에서 2006년의 기간에 저학력 가구주의 가구빈곤율 또한 더 크게 증가한 것으로 나타났다. 1996년에 초등졸 이하, 중학교 졸업, 고등학교 졸업, 전문대 이상 졸업의 학력을 가진 가구주의 경우 가구빈곤율은 각각 12.80%, 8.68%, 4.85%, 2.19%를 기록하였다. 2006년에 각각의 학력범주에서 가구빈곤율은 20.19%, 16.22%, 8.21%, 3.18%를 기록하여 1996년 대비 57.7%, 86.9%, 69.3%, 45.2%의 증가율을 보이고 있다.

가구주의 경제활동상태별 가구빈곤율을 보면 공무원 및 사무직 종사자에 비해 기능공 및 상용직 노무자, 임시 및 일용직 노무자의 가구빈곤율이 높고, 1996년에서 2006년의 기간에 임시 및 일용직 노무자의 가구빈곤율이 가장 크게 증가한 것으로 나타났다. 특히 생산직 내부에서도 임시 및 일용직 노무자 가구주의 가구빈곤율은 기능공 및 상용직 노무자 가구주의 가구빈곤율에 비해 크고, 증가율 또한 높은 것으로 나타났다. <표 2-3>에서 보듯이 1996년 공무원, 사무직 종사자, 기능공 및 상용직 노무자, 임시 및 일용직 노무자의 가구빈곤율은 각각 0.31%, 2.38%, 6.05%,

16.61%를 기록하였다. 2006년에는 각각의 경제활동별 범주에서 가구빈곤율은 0.43%, 2.93%, 8.66%, 24.97%를 기록하여 1996년 대비 38.7%, 23.1%, 43.1%, 50.3%의 증가율을 보이고 있다.

다음으로 가구특성별 절대적 가구빈곤율을 보면 취업자수가 많을수록 가구빈곤율이 낮은 것으로 나타났다. 1996년에 가구내 취업자수가 1명, 2명, 3명 이상인 경우 가구빈곤율은 각각 8.48%, 1.79%, 0.27%를 기록하였고, 2006년에는 각각 13.17%, 2.65%, 0.94%를 기록하였다. 가구원수를 보면 1996년과 2006년 모두 가구원수가 4명인 가구에서 가구빈곤율이 가장 낮았고, 1996년의 경우 6명 이상 가구와 2006년의 경우 2명 이하의 가구에서 가구빈곤율이 가장 높았다. 주택소유형태별 가구빈곤율을 보면 1996년에 자가(4.14%), 사택(0.80%), 전세(4.52%)의 경우 가구빈곤율이 낮았고, 무상(13.01%), 보증부월세(10.30%), 사글세(10.24%), 월세(22.36%)의 경우 높은 것으로 나타났다. 2006년의 경우에는 무상(19.23%), 전세(7.22%), 사글세(21.31%)의 주택소유형태에서 가구빈곤율이 크게 증가한 것으로 나타났다. 마지막으로 거주지역별 가구빈곤율을 보면 서울지역의 가구빈곤율이 서울 이외의 기타 지역에 비해 낮고, 그 차이는 1996년에 비해 약간 감소한 것으로 나타났다. <표 2-3>에서 보듯이 1996년에 서울지역과 기타 지역의 가구빈곤율은 각각 3.94%와 5.94%에서 2006년에 각각 6.49%와 8.38%로 증가하였지만, 동 기간에 서울지역과 기타 지역의 가구빈곤율 차이는 2.00%에서 1.89%로 감소하였다.

〈표 2-3〉 가구특성별 가구빈곤율(1차 소득 기준)

(단위: %)

		절대적 가구빈곤율		상대적 가구빈곤율	
		1996년	2006년	1996년	2006년
전체		5.30	7.89	10.36	14.45
성별	남자	3.51	5.05	7.43	9.67
	여자	16.72	21.51	29.14	37.43
나이	20대 이하	6.49	5.70	13.38	13.49
	30대	4.68	6.16	8.58	11.49
	40대	5.71	7.17	9.90	13.05
	50대	3.64	6.41	8.11	12.26
	60대 이상	9.91	22.91	25.40	38.08
학력	초등졸 이하	12.80	20.19	24.05	33.88
	중학교	8.68	16.22	17.25	27.86
	고등학교	4.85	8.21	9.76	15.72
	전문대 이상	2.19	3.18	4.16	6.23
직업	공무원	0.31	0.43	0.96	0.91
	사무종사자	2.38	2.93	4.65	6.26
	기능공 및 상용노무자	6.05	8.66	12.88	17.07
	임시 및 일용노무자	16.61	24.97	27.16	38.87
취업자수	1명	8.48	13.17	16.24	23.18
	2명	1.79	2.65	4.03	6.00
	3명 이상	0.27	0.94	0.51	1.83
가구원수	2명	4.34	10.67	14.80	21.48
	3명	6.68	8.29	11.50	15.63
	4명	4.18	5.87	7.72	10.11
	5명	6.21	7.76	10.62	11.50
	6명 이상	8.29	9.16	11.90	12.72
주택소유형태	자가	4.14	5.98	7.85	11.02
	무상	13.01	19.23	23.56	26.74
	사택	0.80	0.73	3.21	2.93
	전세	4.52	7.22	9.89	14.50
	보증부월세	10.30	13.85	18.38	24.59
	사글세	10.24	21.31	22.14	32.75
	월세	22.36	23.59	30.81	42.72
지역	서울	3.94	6.49	7.42	12.04
	기타 지역	5.94	8.38	11.76	15.28

자료: (도시)가계조사 원자료, 각년도



다음으로 가구빈곤율 차이에 대한 요인분해에 이용된 변수의 기초통계량은 <표 2-4>와 같다. 먼저 1차 소득으로 측정된 평균가구소득은 1996년과 2006년에 각각 3,145,582원과 1,970,524원으로 동 기간에 59.6%의 증가율을 보이고 있다. 그리고 OECD방식의 가구균등화지수를 적용하여 산출한 1인당 소득수준은 동 기간에 1,045,983원에서 1,727,609원으로 증가하여 65.2%의 증가율을 보이고 있다.

〈표 2-4〉 기초통계량

(단위: %)

		1996년		2006년	
		평균	표준편차	평균	표준편차
1차 소득		1,970,524	1,115,186	3,145,582	1,972,555
가구균등화지수 적용 1차 소득		1,045,983	585,570	1,727,609	1,080,818
성별	남자	86.52		82.83	
	여자	13.48		17.17	
나이	20대 이하	15.01		5.75	
	30대	40.33		32.55	
	40대	24.45		34.55	
	50대	15.38		19.04	
	60대 이상	4.82		8.10	
학력	초등졸 이하	10.68		7.76	
	중학교	13.16		10.90	
	고등학교	42.03		39.06	
	전문대 이상	34.13		42.28	
직업	공무원	9.22		9.02	
	사무종사자	34.22		35.85	
	기능공 및 상용노무자	46.89		42.80	
	임시 및 일용노무자	9.68		12.33	
취업자수	1명	54.19		50.94	
	2명	37.18		41.07	
	3명 이상	8.63		7.99	
가구원수	2명	15.39		22.38	
	3명	26.87		29.15	
	4명	41.32		37.60	
	5명	12.04		8.67	
	6명 이상	4.38		2.20	

주: 가구가중치를 적용한 수치임.  
 자료: (도시)가계조사 원자료, 각년도

가구주의 성별 분포를 보면 분석기간에 여자 가구주의 비율이 다소 증가하였다. 1996년에 여자 가구주의 비율이 13.48%에서 2006년에는 17.17%로 증가하였다. 나이의 분포를 보면 30대와 40대의 비중이 높고, 1996년에 비해 2006년에는 30대 이하의 비중이 감소하고 40대 이상의 비중은 증가한 것으로 나타났다. <표 2-4>에서 보듯이 분석기간에 30대 이하 가구주의 비중은 55.34%에서 38.30%로 감소하였지만, 40대 이상 가구주의 비중은 44.66%에서 61.70%로 증가하였다. 가구주의 학력분포를 보면 고등학교 이상 학력소비자의 비중이 높고, 분석기간에 고등학교 이하 학력소비자의 비중이 감소하는 것으로 나타났다. 1996년에 초등학교 이하, 중학교, 고등학교, 전문대 이상 학력소비자의 비중은 각각 10.68%, 13.16%, 42.03%, 34.13%이었지만, 2006년에는 각각 7.76%, 10.90%, 39.06%, 42.28%로 변화하였다. 가구주의 직업분포를 보면 기능공 및 상용직 노무자의 비중이 가장 높고, 분석기간에 임시 및 일용노무자의 비중이 증가한 것으로 나타났다. 1996년에 공무원, 사무직 종사자, 기능공 및 상용직 노무자, 임시 및 일용직 노무자의 비중은 각각 9.22%, 34.22%, 46.89%, 9.68%를 기록하였지만, 2006년에는 각각 9.02%, 35.85%, 42.80%, 12.33%를 기록하였다. 특히 임시 및 일용직 노무자의 비중은 동 기간에서 2.65%p 증가하여 27.4%의 증가율을 보이고 있다.

가구내 취업자수를 보면 취업자수가 1명과 3명인 가구는 1996년에 54.19%와 8.63%에서 2006년에 50.94%와 7.99%로 감소하였지만, 2명인 가구는 37.18%에서 41.07%로 증가하였다. 가구원수의 분포를 보면 4인 가구의 비중이 가장 크고, 1996년에 비해 2006년에는 3인 이하 가구의 비중이 증가하고 4인 이상 가구의 비중은 감소한 것으로 나타났다. <표 2-4>에서 보듯이 분석기간에 3인 이하 가구의 비중은 42.26%에서 51.53%로 증가하였지만, 4인 이상 가구의 비중은 57.74%에서 48.47%로 감소하였다.

## 2. 회귀분석 및 요인분해 결과

최우추정법(Maximum Likelihood)을 이용한 회귀분석결과가 <표 2-5>에 제시되어 있다. 모든 추정계수는 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 먼저 분석에 이용된 종속변수는 월평균 1차 소득을 기준으로 측정된 상대적 빈곤선 대비 1인당 1차 소득의 로그값이다. 상대적 빈곤선은 중위소득의 50%로 하였으며, OECD방식의 가구균등화지수를 적용하여 1인당 소득을 산출하였다.<sup>10)</sup> 상대적 빈곤선을 이용한 이유는 절대적 빈곤선을 이용할 경우 도시와 농촌의 생계비 차이에 따른 빈곤율의 조정이 용이하지 않기 때문이다. 더미변수의 경우 남자, 초등학교 졸업 이하, 임시 및 일용직 노무자 등이 기준변수로 이용되었다.

1996년과 2006년의 회귀분석결과를 비교하면 중학교 학력수준을 나타내는 더미변수를 제외하고는 대체로 유사한 분석결과를 보이고 있다. 나이의 경우 비선형의 관계를 나타내며,<sup>11)</sup> 여자 가구주의 경우 남자 가구주에 비해 상대적 빈곤선 대비 소득비중이 작은 것으로 추정되었다. 일반적으로 가구주의 교육수준이 높을수록 상대적 빈곤선 대비 소득비중이 높지만, 2006년의 경우 중학교 졸업 학력 소지자의 경우 초등학교 졸업 학력 소지자에 비해 가구소득이 오히려 낮은 것으로 추정되었다. 가구주의 경제활동상태가 공무원, 사무직 종사자, 기능공 및 상용직 노무자의 경우 임시 및 일용직 노무자에 비해 소득수준이 높은 것으로 추정되었다.

10) 가구균등화지수의 적용방식은 다양하지만, 본 연구에서는 OECD방식을 따라 가구단위의 경상소득을 가구원수의 제곱근으로 나누어주는 방식을 취했다.

11) 회귀분석의 추정결과에 따르면 1996년과 2006년의 경우 가구주의 나이가 각각 47.2세와 46.1세에 도달할 때까지는 소득이 증가하지만, 그 이후부터는 감소한다.

〈표 2-5〉 회귀분석결과(MLE)

	1996년	2006년
상수	-1.438(0.047)***	-2.206(0.055)***
나이	0.067(0.002)***	0.094(0.002)***
나이 제곱/100	-0.071(0.003)***	-0.102(0.003)***
가구규모	-0.109(0.003)***	-0.123(0.003)***
취업자수	0.352(0.004)***	0.379(0.005)***
성별(비교집단=남자)		
여자	-0.320(0.009)***	-0.383(0.010)***
교육(비교집단=초등학교졸 이하)		
중학교	0.086(0.011)***	-0.065(0.015)***
고등학교	0.213(0.010)***	0.105(0.015)***
전문대학 이상	0.312(0.013)***	0.270(0.017)***
종사상지위(비교집단=임시/일용노무자)		
공무원	0.563(0.013)***	0.864(0.015)***
사무종사자	0.451(0.012)***	0.670(0.014)***
기능공 및 상용노무자	0.215(0.010)***	0.401(0.012)***
$\sigma$	0.437(0.003)***	0.509(0.005)***
관측치	38,872	36,226
Log Likelihood	-22,923	-27,718

- 주: 1) 관측치는 가구가중치를 적용함.  
 2) 종속변수는  $\log(1차소득/상대적 빈곤선)$ .  
 3) 괄호안의 수치는 이분산의 문제를 해결한 표준오차이며, \*\*\*는 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

한편 요인분해의 과정에서 발생할 수 있는 매개변수의 문제(parameterization problem)를 검토한 결과 요인분해방정식 (2-1)과 (2-3) 사이에 큰 차이를 보이지 않았다.<sup>12)</sup> 따라서 매개변수의 문제는 심각하지 않은 것으로 판단되며, 본 연구에서는 식 (2-1)을 채택하여 요인분해를 시도하였다. 또한 본 연구에서는 식별의 문제(identification problem)를 해결하기

12) <부표 2-1>은 정규화된 방정식을 식 (2-3)을 이용해 추정한 결과이다. 식 (2-1)을 추정할 결과와 비교할 때 계수효과에 비해 수량효과의 비중이 높아졌지만, 요인별 추정치 및 비중은 큰 차이를 보이지 않고 있다.

위해 정규화된 방정식(normalized equation)을 이용하였다.<sup>13)</sup> 요인분해에 이용된 1996년과 2006년의 가구빈곤율 차이는 상대적 가구빈곤율의 기대치이다. <표 2-2>에서 보듯이 1996년 2인 이상 도시근로자가구의 1차 소득 기준 상대적 가구빈곤율은 10.36%이고, 2006년의 상대적 가구빈곤율은 14.45%이다. 그러나 본 연구에서는 1996년과 2006년의 상대적 가구빈곤율의 기대치의 차이(5.9%=17.2%-11.3%)를 요인분해에 이용하였다.

회귀분석결과를 이용하여 추정된 요인분해 결과가 <표 2-6>에 제시되어 있다. 요인분해결과를 보면 1996년과 2006년 2인 이상 도시근로자가구의 상대적 가구빈곤율의 차이는 -34.2%의 수량효과(quantity effect)와 134.2%의 계수효과(coefficient effect)로 분해되어 계수효과가 높은 것으로 나타났다. 수량효과의 경우 모든 계수값은 1% 수준에서 통계적으로 유의하지만, 계수효과의 경우 성별, 나이, 가구규모 변수를 제외한 모든 계수값이 통계적으로 유의하였다.

먼저 수량효과를 보면 여성가구주 비율의 증가와 직업구성 변화는 1996년과 2006년 사이의 가구빈곤율 차이를 확대시키는 방향으로 작용하였지만, 가구주의 연령구성 변화와 교육수준, 그리고 가구규모 및 가구내 취업자 수의 분포 변화는 두 시점간 가구빈곤율 차이를 감소시키는 방향으로 작용하였다.

반면에 계수효과를 보면 가구주의 교육수준과 가구내 취업자수는 가구빈곤율의 차이를 증가시키는 방향으로 작용하였다. 또한 가구주의 성별과 나이, 직업, 그리고 가구규모는 가구빈곤율의 차이를 감소시키는 방향으로 작용하였다. 이는 가구주 성별의 경우, 여성가구라는 특성이 남성가구라는 특성에 비해 빈곤확률을 증가시키는 정도가 1996년에 비해 2006년에는 줄어들었다는 의미로 해석된다. 가구주 나이의 경우에도 저연령과 고연령이

13) 식별의 문제를 고려하지 않은 요인분해방정식 (2-1)의 분석결과는 <부표 2-2>에 제시되어 있다. 식별의 문제를 고려한 정규화된 방정식의 추정결과<표 2-4>와 비교할 때 계수효과는 매우 상이한 결과를 보이고 있다.

빈곤확률을 증가시키는 정도가 줄어들었다는 의미이다. 특히 가구주의 나이가 가구빈곤율 변화에 미치는 계수효과는 매우 큰 것으로 나타났다.

수량효과와 계수효과의 합산효과를 보면 가구주의 성별 차이와 가구내 취업자수는 가구빈곤율의 차이를 증가시키는 방향으로 작용하지만, 가구주의 나이, 교육수준, 직업, 그리고 가구규모는 가구빈곤율의 차이를 감소시키는 방향으로 작용하였다. 특히 가구주의 나이와 가구규모 및 가구내 취업자수가 가구빈곤율에 미치는 영향은 크고, 가구주의 성별, 나이, 경제활동상태가 가구빈곤율에 미치는 영향은 그다지 크지 않은 것으로 나타났다.

〈표 2-6〉 가구빈곤율 차이의 요인분해(1)

(단위: %)

	합계		수량효과		계수효과	
	추정치	비중	추정치	비중	추정치	비중
총효과	0.059	100.0	-0.021(0.001)***	-34.2	0.080(0.002)***	134.2
상수	0.171	288.0	-	-	0.171(0.028)***	288.0
성별	0.002	3.8	0.003(0.001)***	5.6	-0.001(0.002)	-1.8
나이	-0.112	-189.9	-0.009(0.001)***	-15.5	-0.103(0.028)	-174.4
교육수준	-0.001	-0.7	-0.005(0.001)***	-8.1	0.004(0.002)***	7.4
종사상지위	-0.002	-4.0	0.001(0.000)***	1.2	-0.003(0.001)***	-5.2
가구규모	-0.012	-20.6	-0.008(0.001)***	-13.0	-0.004(0.005)	-7.6
취업자수	0.013	23.4	-0.003(0.000)***	-4.4	0.016(0.004)***	27.8

이와 같은 요인분해 결과는 가구주 및 가구의 속성에 따른 가구빈곤율의 차이를 반영하는 것으로 평가된다. 예를 들면, <표 2-3>에서 가구내 취업자수에 따른 가구빈곤율의 변화를 보면, 취업자수가 많을수록 상대적 가구빈곤율은 급격히 감소하고 있다. 또한 <표 2-4>의 기초통계량을 보면 취업자수가 1명과 3명 이상인 가구의 비율은 1996년과 2006년의 기간에 각각 3.25%와 0.64% 감소하였지만, 2명인 가구의 비율은 3.89% 증가하였

다. 이와 같이 가구내 취업자수에 따른 가구빈곤율의 변화와 취업자수의 분포를 반영하여 수량효과는 동 기간에 가구빈곤율을 감소시키는 방향으로 작용하였다. 반면에 계수효과는 동 기간에 가구빈곤율을 증가시키는 방향으로 작용하였다. 그러나 후자의 효과가 전자의 효과를 압도하여 전체적으로 취업자수가 상대적 가구빈곤율의 차이에 미치는 효과는 양의 값을 갖는 것으로 나타났다.

## 제5절 소결

1997년 경제위기 이후 우리나라의 빈곤율은 급속히 증가하였다. 2인 이상 도시근로자가구의 1차 소득을 기준으로 측정한 절대적 가구빈곤율은 1996년 5.30%에서 2006년 7.89%로 2.59%p 증가하였으며, 동 기간에 상대적 가구빈곤율은 10.36%에서 14.45%로 4.09%p 증가하였다. 경제위기 이후 우리나라의 빈곤율 증가는 세계화의 일반적인 영향과 경제위기의 한국적 특수성이 중첩적으로 나타난 결과로 이해된다.

먼저 가구주 및 가구의 특성에 따른 절대적 가구빈곤율의 변화를 보면 첫째, 가구주가 여자인 경우 남자인 경우에 비해 빈곤율이 높을 뿐만 아니라 그 차이는 1996년 이후 증가하였다. 둘째, 20대 이하 가구주의 가구빈곤율은 감소하였지만, 다른 연령대의 가구빈곤율은 모두 증가하였다. 특히 60대 이상 가구주의 경우 가구빈곤율이 크게 증가하여 노인가구의 빈곤문제가 악화된 것으로 판단된다. 셋째, 가구주의 학력수준이 낮을수록 가구빈곤율이 높을 뿐만 아니라 1996년 이후 저학력 가구주의 가구빈곤율이 더 크게 증가한 것으로 나타났다. 넷째, 공무원 및 사무직 종사자에 비해 기능공 및 상용직 노무자, 임시 및 일용직 노무자의 가구빈곤율이 높고, 임시 및 일용직 노무자의 가구빈곤율이 가장 크게 증가한 것으로 나타났다. 다섯째, 가구내 취업자수가 많을수록 가구빈곤율이 낮은 것으로



나타났으며, 무상, 전세, 사글세의 주택소유형태에서 가구빈곤율이 크게 증가한 것으로 나타났다. 마지막으로 서울지역의 가구빈곤율이 서울 이외의 기타 지역에 비해 낮고, 그 차이는 1996년에 비해 약간 감소한 것으로 나타났다.

한편 회귀분석결과를 이용하여 추정된 요인분해결과를 보면 1996년과 2006년의 기간에 상대적 가구빈곤율의 차이는 -34.2%의 수량효과(characteristic effect)와 134.2%의 계수효과(coefficient effect)로 분해되어 계수효과가 높은 것으로 나타났다. 이는 빈곤에 빠질 확률이 높은 이른바 취약계층의 규모는 오히려 빈곤율을 감소시키는 방향으로 변화하였고, 각 취약계층이 빈곤에 빠질 확률 자체는 오히려 확대된 것으로 해석할 수 있다.

먼저 수량효과를 보면 가구주의 성별과 종사상지위는 가구빈곤율의 차이를 증가시키는 방향으로 작용하였지만, 가구주의 나이와 교육수준, 그리고 가구규모 및 가구 내 취업자수는 가구빈곤율의 차이를 감소시키는 방향으로 작용하였다. 반면에 계수효과를 보면 가구주의 교육수준과 가구 내 취업자수는 가구빈곤율의 차이를 증가시키는 방향으로 작용하지만, 가구주의 성별과 나이, 직업, 그리고 가구규모는 가구빈곤율의 차이를 감소시키는 방향으로 작용하였다. 특히 가구주의 나이가 가구빈곤율 변화에 미치는 계수효과는 매우 큰 것으로 나타났다. 수량효과와 계수효과의 합산효과를 보면 가구주의 성별 차이와 가구 내 취업자수는 가구빈곤율의 차이를 증가시키는 방향으로 작용하지만, 가구주의 나이, 교육수준, 직업, 그리고 가구규모는 가구빈곤율의 차이를 감소시키는 방향으로 작용하였다. 특히 가구주의 나이와 가구규모 및 가구 내 취업자수가 가구빈곤율에 미치는 영향은 큰 것으로 나타났다.

이와 같은 가구주 및 가구의 특성에 따른 절대적 가구빈곤율의 변화와 요인분해 결과를 종합적으로 검토할 때 가구빈곤율의 축소를 위해서는 다음과 같은 정책적 노력이 요구된다. 첫째, 가구 내 취업자 수의 차이가 가

구빈곤 확률에 미치는 효과가 더욱 증대한 것을 볼 때, 저소득층의 고용 안정과 일자리 확대가 빈곤확률을 낮추는 데 있어 무엇보다 중요할 것으로 판단된다.

둘째, 세대변화에 따라 저학력 가구가 전체 가구 구성에서 차지하는 비중은 줄어들었지만, 저학력가구가 겪는 빈곤위험이 더욱 확대된 것을 감안할 때, 저학력, 저숙련, 저임금으로 이어지는 빈곤위험의 고리를 끊기 위한 정책적 개입이 필요하다. 저학력·저숙련 노동자의 직업교육 및 훈련 기회를 확대하고 그 효과를 높이기 위한 실효성 있는 대책이 뒤따라야 할 것이다. 또한 최근 정부는 근로장려세제의 도입을 통해 저임금근로자의 소득지원을 준비하고 있는바, 적용대상이 지나치게 제한되거나 급여 수준이 낮아 충분한 효과를 거두지 못하는 일이 없도록 유의해야 할 것이다.

셋째, 여성가구의 계수효과는 음수로 나타났으나 수량효과가 계수효과를 압도하는 것을 볼 때, 여성가구의 빈곤화 방지에 대한 특별한 대책이 필요하다. 그런데 가구주의 다른 인구학적 특성과는 달리 여성가구의 양적 증가를 인위적으로 통제하는 것은 거의 불가능하므로, 계수효과를 더욱 줄이기 위한 노력이 필요하다. 여성가구주의 취업률 증가는 물론 경제 활동 참가 자체를 높이기 위한 노력부터 시작되어야 할 것인데, 최근 사회정책의 주요 과제로 대두되고 있는 공적 사회서비스의 확충은 여성취업의 수요 및 공급 모두를 확대시킬 수 있는 방안이 될 수 있을 것이다.

〈부표 2-1〉 가구빈곤율 차이의 요인분해(2)

(단위: %)

	합계		수량효과		계수효과	
	추정치	비중	추정치	비중	추정치	비중
총효과	0.059	100.0	-0.028(0.001)***	-46.9	0.087(0.002)***	146.9
상수	0.192	323.9	-	-	0.192(0.031)***	323.9
성별	0.004	6.2	0.005(0.001)***	8.5	-0.001(0.002)	-2.3
나이	-0.130	-219.1	-0.014(0.001)***	-22.8	-0.116(0.031)	-196.3
교육수준	-0.002	-3.6	-0.007(0.001)***	-12.2	0.005(0.001)***	8.6
직업	-0.002	-4.2	0.003(0.000)***	4.3	-0.005(0.001)***	-8.5
가구규모	-0.016	-29.7	-0.011(0.001)***	-18.7	-0.005(0.006)	-9.1
취업자수	0.014	24.7	-0.004(0.000)***	-6.0	0.018(0.005)***	30.7

〈부표 2-2〉 가구빈곤율 차이의 요인분해(3)

(단위: %)

	합계		수량효과		계수효과	
	추정치	비중	추정치	비중	추정치	비중
총효과	0.059	100.0	-0.021(0.001)***	-34.2	0.080(0.001)***	134.2
상수	0.178	299.3	-	-	0.178(0.030)***	299.3
성별	0.004	6.6	0.003(0.001)***	5.6	0.001(0.001)	1.0
나이	-0.112	-189.9	-0.009(0.001)***	-15.5	-0.103(0.028)	-174.4
교육수준	0.033	56.3	-0.005(0.001)***	-8.1	0.038(0.005)***	64.4
직업	-0.044	-75.0	0.001(0.000)***	1.2	-0.045(0.006)***	-76.2
가구규모	-0.012	-20.6	-0.008(0.001)***	-13.0	-0.004(0.005)	-7.6
취업자수	0.013	23.4	-0.003(0.000)***	-4.4	0.016(0.004)***	27.8

## 부록

정규화된 방정식(normalized equation)을 이용하여 식별의 문제(identification problem)를 해결하는 방법을 좀 더 쉽게 설명하면 다음과 같다(Yun, 2005b). 설명을 위해 먼저 상수항과 2개의 더미변수만으로 구성된 임금방정식을 가정하자. 여기서 더미변수는 3개의 범주를 갖고 있으며, 첫 번째 범주가 기준집단이다.  $y$ 는 임금의 로그값이고,  $i$ 는 A 또는 B집단을 나타낸다.

$$y_i = \alpha_i + \sum_{k=2}^3 D_{ki} \beta_{ki} + \varepsilon_i \dots\dots\dots \text{식(2-1)}$$

아래의 <부표 2-3>에서는 A와 B 두 집단을 대상으로 추정된 가상의 회귀분석 결과를 제시하고 있다. 여기서  $D_{1A}$ ,  $D_{2A}$ ,  $D_{3A}$ 는 더미변수의 범주를 나타낸다. 먼저 A집단을 대상으로 추정한 가상의 회귀분석결과를 보면, 첫 번째 범주를 기준집단으로 할 경우( $D_{1A}=0$ )  $D_{2A}$ 와  $D_{3A}$ 의 추정계수는 각각 0.2와 0.4이다. 두 번째 범주를 기준집단으로 할 경우( $D_{2A}=0$ )  $D_{1A}$ 와  $D_{3A}$ 의 추정계수는 각각 -0.2와 0.2이며, 세 번째 범주를 기준집단으로 할 경우( $D_{3A}=0$ )  $D_{1A}$ 와  $D_{2A}$ 의 추정계수는 각각 -0.4와 -0.2이다. 마찬가지로 방식으로 B집단에 대해서도 기준집단별 가상의 추정계수를 구한다.

〈부표 2-3〉 기준집단별 추정계수

	평균값	기준집단별 추정계수(A)			
		범주1	범주2	범주3	평균( $\beta_{kA} - \bar{\beta}_A$ )
$D_{1A}$	0.2	0.0	-0.2	-0.4	$-0.2=0.0-(0+0.2+0.4)/3$
$D_{2A}$	0.3	0.2	0.0	-0.2	$0.0=0.2-(0+0.2+0.4)/3$
$D_{3A}$	0.5	0.4	0.2	0.0	$0.2=0.4-(0+0.2+0.4)/3$
상수	1.0	0.5	0.7	0.9	$0.7=0.5+(0+0.2+0.4)/3$
로그 임금	0.76				

	평균값	기준집단별 추정계수(B)			
		범주1	범주2	범주3	평균( $\beta_{kB} - \bar{\beta}_B$ )
$D_{1B}$	0.1	0.0	-0.3	0.6	$0.1= 0.0-(0.0+0.3-0.6)/3$
$D_{2B}$	0.5	0.3	0.0	0.9	$0.4= 0.3-(0.0+0.3-0.6)/3$
$D_{3B}$	0.4	-0.6	-0.9	0.0	$-0.5=-0.6-(0.0+0.3-0.6)/3$
상수	1.0	0.7	1.0	0.1	$0.6= 0.7+(0.0+0.3-0.6)/3$
로그 임금	0.61				

이와 같이 기준집단을 달리하여 추정된 가상의 추정계수를 이용하여 로그임금의 차이( $0.15=0.76-0.61$ )를 기준집단별로 수량효과(characteristic effect)와 계수효과(coefficient effect)로 요인분해할 수 있다. 먼저 첫 번째 범주를 기준집단으로 할 경우 수량효과( $\Delta_{X(1)}$ )와 계수효과( $\Delta_{\beta(1)}$ )는 각각 다음과 같이 계산된다. 최소자승법(OLS)의 가정으로 인해 잔차의 평균 값은 0이기 때문에 잔차효과( $\overline{\varepsilon_A - \varepsilon_B}$ )는 사라진다.

$$\Delta_{X(1)} = \sum_{k=2}^3 (\overline{D_{kA}} - \overline{D_{kB}}) \beta_{kB} \dots\dots\dots \text{식(2-2)}$$

$$\Delta_{\beta(1)} = \alpha_A - \alpha_B + \sum_{k=2}^3 \overline{D_{kA}} (\beta_{kA} - \beta_{kB}) \dots\dots\dots \text{식(2-3)}$$

이와 같은 방식으로 추정된 기준집단별 수량효과와 계수효과, 그리고 이들 효과의 평균값이 <부표 2-4>에 제시되어 있다. <부표 2-4>에 제시된 요인분해 결과는 Oaxaca and Ransom(1999)이 제기한 식별의 문제를 드러내고 있다. 첫째, 총수량효과와 총계수효과는 기준집단에 따라 변하지 않는다. <부표 2-4>의 마지막 열에서 보듯이 수량효과의 합과 계수효과의 합은 기준집단에 관계없이 각각 -0.12와 0.27로 동일하다. 둘째, 상수를 제외한 계수효과의 합은 기준집단에 따라 달라진다. 범주1을 기준집단으로 할 경우 더미변수  $D_2$ 와  $D_3$ 의 계수효과의 합은 0.47이지만, 범주2와 범주3을 기준집단으로 할 경우 더미변수에 의한 계수효과의 합은 각각 0.57과 -0.53이다. 셋째, 상수를 제외한 계수효과의 합은 기준집단이 달라져도 변하지 않는다.

〈부표 2-4〉 기준집단별 요인분해 결과

	기준집단						평균	
	범주1		범주2		범주3			
	수량 효과	계수 효과	수량 효과	계수 효과	수량 효과	계수 효과	수량 효과	계수 효과
$D_1$	0	0	-0.03	0.02	0.06	-0.2	0.01	-0.06
$D_2$	-0.06	-0.03	0	0	-0.18	-0.33	-0.08	-0.12
$D_3$	-0.06	0.50	-0.09	0.55	0	0	-0.05	0.35
상수	0	-0.20	0	-0.30	0	0.80	0	0.1
합계	-0.12	0.27	-0.12	0.27	-0.12	0.27	-0.12	0.27

따라서 요인분해에 있어서는 기준집단에 따라 더미변수에 의한 계수효과가 달라지는 문제를 해결해야 한다. 먼저 평균을 이용한 방법(averaging approach)은 기준집단을 달리하여 측정된 수량효과와 계수효과의 평균값을 더미변수의 진정한 효과로 간주하는 것이다. <부표 2-4>의 마지막 두 행에는 수량효과와 계수효과의 평균값이 제시되어 있다. 그러나 이러한 방

법은 더미변수의 범주 수에 해당하는 만큼 회귀분석을 실행해야하는 번거로움을 발생시킨다. 다음과 같은 정규화된 방정식(normalized equation)을 이용하면 단 한 번의 회귀분석을 통해 수량효과와 계수효과의 평균값을 구할 수 있다.

$$y_i = \alpha_i + \bar{\beta}_i + \sum_{k=1}^3 D_{ki}(\beta_{ki} - \bar{\beta}_i) + \varepsilon_i \dots\dots\dots \text{식(2-4)}$$

여기서  $\bar{\beta}_i = (\beta_{1i} + \beta_{2i} + \beta_{3i})/3$  이고,  $\beta_{1i} = 0$  이다. 이와 같이 정규화된 방정식을 통해 추정된 계수값은 기준집단을 달리하면서 추정된 계수값들의 평균값을 의미한다. <부표 2-3>에서 제시된 평균값은 이와 같은 방식으로 추정된 정규화된 회귀방정식의 추정계수이다. 식(2-4)와 범주별 더미변수 및 상수항의 기초통계량(평균값)을 이용하여 다음과 같이 수량효과와 계수효과를 구할 수 있다.

$$\Delta_X = \sum_{k=1}^3 (\overline{D_{kA}} - \overline{D_{kB}})(\beta_{kB} - \bar{\beta}_B) \dots\dots\dots \text{식(2-5)}$$

$$\Delta_\beta = \alpha_A - \alpha_B + \bar{\beta}_A - \bar{\beta}_B + \sum_{k=1}^3 \overline{D_{kA}}(\beta_{kA} - \beta_{kB} - \bar{\beta}_A + \bar{\beta}_B) \dots\dots\dots \text{식(2-6)}$$

식별의 문제는 위에서와 같이 평균값을 이용하여 해결하는 것이 자연스러운데, Yun(2005b)에서도 밝히고 있듯이 Gardeazabal and Ugidos(2004)의 해결방법도 동일한 결과를 가져옴을 알 수 있다.

## 제3장 노동이동의 형태와 소득변동

### 제1절 머리말

지난 수년간 우리사회는 경제·사회적 양극화 문제와 씨름하여 왔다. 이는 외환위기를 극복했다고 생각하는 순간 나타났다는 점에서 매우 충격적인 현상으로 인식되었다. 그리고 이는 단순히 빈곤율의 증가만으로 설명할 수 없는 복합적인 양상을 나타내고 있었다. 산업과 기업 그리고 노동 등 거의 모든 사회영역에서 양극화 현상이 나타나고 있었기 때문이다. 그것은 성장산업과 사양산업으로의 양극화, 수출기업과 내수기업의 양극화, 제조업부문의 고용감소, 영세자영부문의 과도한 팽창, 비정규직 노동의 증가 등을 의미한다. 이 점에서 최근 우리사회가 경험하고 있는 문제는 ‘중층적 양극화’라고 표현하는 것이 적절할 것이다.

그리고 산업과 노동시장에서의 양극화 현상은 소득불평등을 심화시키고 빈곤율을 증가시키는 결과를 초래하는 것으로 인식되었다. 그리고 이러한 인과관계는 다양한 사회주체들에 의해 경험적으로 수용될 수 있었다. 예를 들면, 노동시장에서 양질의 일자리가 감소하고 있다는 분석결과는 소득불평등이 심화되고 빈곤율이 증가하는 현상에 대한 적절한 설명으로 쉽게 수용되었다. 하지만 양질의 일자리가 감소하고 있다는 분석결과가 소득불평등 및 빈곤에 영향을 미치는 경로에 대해서는 충분히 설명할 수 없었다. 일자리 감소와 노동이동의 증가가 개별 근로자의 근로소득 및 가구소득에 어떠한 영향을 미치는가에 대한 분석이 이루어지지 않고 있었던 것이다.

이 글에서는 지난 4년간 노동이동의 증가가 가구소득의 변화에 어떠한



영향을 미쳐왔는지 살펴보고자 한다. 좀 더 구체적으로는 노동이동이 해당 가구의 소득지위변동에 어떠한 영향을 미쳐 왔는지 살펴보는 것이다. 물론 종사상지위 등에 따라 노동이동이 소득지위에 미치는 영향이 다르게 나타날 것으로 가정할 수 있다. 상용직에게 노동이동은 비정규직이나 실직으로의 이동을 의미한다는 점에서 소득지위의 하향이동을 초래할 개연성이 높고, 일용직에게는 ‘상대적으로’ 소득지위의 상향이동 확률이 높다고 판단되기 때문이다. 그리고 노동이동에 따른 개별가구의 소득지위 변동의 총량을 살펴보면, 지난 4년간 우리사회의 노동이동이 소득의 하향이동을 초래해 왔는지 확인할 수 있을 것이다. 한 걸음 더 나아가 노동이동이 소득지위에 미치는 영향의 정도를 실증분석을 통해 확인하고자 한다. 간단히 설명하면, 노동이동의 단위 증가가 소득지위 변동에 미치는 위험이 어느 정도인지 살펴보는 것이다.

## 제2절 분석방법

### 1. 개념적 검토

이 글에서 사용하게 될 개념은 통상적으로 많이 활용되고 있는 개념이라는 점에서 별도로 언급할 필요가 없을 수 있다. 다만, 사용하는 개념 중 일부와 관련해서 어떻게 조작적 정의를 했는지 간략하게 언급하고자 한다.

먼저 빈곤은 소득빈곤을 의미하며, 중위 값의 50%를 빈곤선으로 활용할 것이다. 소득유형은 가구단위로 파악되며, 크게 다음 네 가지 형태로 분류될 것이다: 근로소득(inc\_w), 시장소득(inc\_1), 경상소득(inc\_2), 가처분소득(inc\_3)이 그것이다. 근로소득은 전 가구원의 임금소득과 사업소득 그리고 부업소득을 합한 금액, 시장소득은 근로소득, 재산소득, 사회보험급여, 사적이전소득을 합한 금액, 경상소득은 시장소득에 공공부조형 이전소

득을 합한 금액을, 가처분소득은 경상소득에서 조세와 사회보험료 등 사회보장성 지출을 제외한 금액을 지칭한다.

이어 취업상태의 변화는 다양한 측면에서 정의할 수 있다: ①<취업·미취업 간 노동이동>, ②<업종 간 노동이동>, ③<임금·비임금 간 노동이동>, ④<중사상지위 간 노동이동> 등이 모두 취업상태의 변화를 나타내는 것으로 이해할 수 있을 것이다. 하지만 여기서는 이러한 각각의 변화형태를 구별하지 않을 것이다. 고용변동(Labor Turnover)<sup>14</sup>이라는 관점에서 볼 때, 모두 동일한 사건(Event)으로 간주할 것이다. 다만, 이동의 성격을 설명하는 과정에서 각각의 이동이 어떠한 방향으로 진행되었는가를 구분할 것이다.

끝으로 소득변화와 취업상태 변화를 연결지우면, 각 개인에게 나타난 노동이동이 근로소득의 증감과 관련지어 상향이동인지 하향이동인지 구분할 수 있을 것이다. 그리고 개인근로소득 정보의 불안정성을 감안하면, 가구소득을 대리변수로 활용하는 방법을 활용할 수도 있을 것이다. 이는 근로소득이 전체 가구소득에서 차지하는 비중이 높다는 점을 감안할 때, 유의미한 분석결과를 나타낼 것으로 판단된다. 물론 이러한 분석을 통해 궁극적으로 얻고자 하는 결과는 노동이동의 경험이 소득변화에 유의미한 영향을 미치고, 그러한 경험은 특정한 인구집단에 집중되어 나타날 개연성이 높다는 것이다.

14) 총고용변동량(Labor Turnover)이란 취업과 미취업간의 이동을 경험한 개인의 총수와 비율을 지칭하는 것으로 정의할 수 있다. 만일 시점 t에 100명의 취업자가 있고 t+1시점에 110명으로 변동하였으며, 이 변동량이 10개의 일자리가 소멸되고, 20개의 일자리가 창출됨으로써 발생한 것이라면, 소멸된 일자리에서 이동하는 10명과 이를 충원하기 위해 투입된 10명, 그리고 신규로 채용된 10명을 합쳐 30명을 전년도 취업인력(100명)으로 나눈 값, 즉 30%가 총고용변동량이 되는 것이다. 이와 유사한 개념으로 순고용변동량(Job Turnover)은 창출된 일자리에서 소멸된 일자리를 제외한 수를 전년도 일자리의 총량으로 나눈 값을 의미한다. 예를 들면, t시점에서 100개의 일자리가 있었고, 그중 10개의 일자리가 소멸되고 20개의 일자리가 창출되었다면, 순고용변동량은 10개, 즉 10%가 되는 것이다.(OECD, 2002)

## 2. 분석방법

분석방법에 대해 논의하기에 앞서, 분석의 단위 등에 대해 간략하게 언급할 필요가 있다. 이 글에서 빈곤가구는 연간 횡단면자료를 토대로 설정된 빈곤선을 활용하여 판별하고, 이 변수를 패널화된 데이터에 연결하여 활용할 것이다. 하지만 분석의 층위(dimension)와 분석의 단위기간(length)의 문제를 간략하게 언급할 필요가 있다. 빈곤과 취업상태 변화는 서로 분석의 층위와 단위기간이 다르다는 점에서 이를 일치시키는 문제가 매우 중요하기 때문이다. 통상적으로 빈곤은 가구단위의 개념이며 연간단위로 측정하는 것이 바람직하나, 취업상태 변화는 개인단위의 개념이자 월 단위로 측정하는 것이 바람직하다. 하지만 연간단위 평균소득은 취업상태 변화에 민감하게 반응하지 못하는 문제점을 안고 있다. 따라서 여기서는 월 단위로 통일하는 방식을 취하였다. 다만, 필요한 경우, 패널화된 데이터에 한해, 연간단위 평균소득을 토대로 빈곤율을 산출하였다. 이는 시간에 반응하는 변수들을 각각 짝(pair)을 이루어 분석하게 된다는 것을 의미한다.

소득지위 또는 빈곤지위 변동에 영향을 미치는 요인들을 살펴보기 위해 다음 두 가지 분석방법을 활용하였다. 첫째, 로지스틱회귀분석을 통해 소득지위변동에 영향을 미치는 요인과 그 정도를 파악할 것이다. 이를 통해 각기 다른 특성을 가진 집단에게서 결정요인 또는 그 정도의 차이가 어떻게 발생하는지 확인할 수 있을 것으로 판단된다. 둘째, 취업과 관련된 요인의 변화가 소득에 미치는 영향력과 그 정도를 파악하기 위해 다중회귀분석을 시도하였다. 이는 노동이동량이 가구 및 개인단위의 소득변화에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보는 데 목적이 있다. 참고로 여기서는 노동시간, 실직횟수, 평균 취업기간, 소득의 증감과 변동 폭 등을 파악할 것이다.

### 3. 데이터의 특성에 대해

이 글에서는 통계청의 경제활동인구조사(그리고 부가조사)와 전국가계조사(전 도시가계조사)의 패널화된 자료를 활용하고 있다. 이는 가구의 소득 및 지출정보와 가구원의 취업상태 관련 정보를 시계열적으로 활용할 수 있다는 점에서 매우 중요한 데이터라고 말할 수 있다. 하지만 이 데이터는 다음과 같은 한계를 안고 있다. 2003년 표본의 전면교체로 인해, 경제활동인구조사와 전국가계조사 자료는 1999년~2002년과 2003년~2006년의 전혀 다른 두 개의 표본집단으로 구성되어 있다는 점이다. 2002년과 2003년 데이터를 가구단위나 개인단위로 연결할 수 없는 것이다. 따라서 2002년과 2003년 데이터는 서로 독립된 횡단면자료를 비교하는 방식을 취하는 것이 불가피하였다.

참고로 이 글에서는 분석목적에 따라 다음 두 가지 형태로 가공된 데이터를 활용하였다. 먼저 일반적인 주제에 대해서는 전국가계조사와 경제활동인구조사 자료를 연간단위 횡단면자료로 가공하였다. 이는 주로 제3절에서 소득불평등 및 빈곤율 추이, 산업별 노동이동을 분석하는데 활용되었다. 이어 전국가계조사와 경제활동인구조사 자료를 가구 및 개인단위 월별 패널데이터로 가공하였다. 이는 주로 개인의 노동이동 경험이 해당 가구의 소득지위 및 빈곤지위 변화에 어떠한 영향을 미치고 있는지 분석하기 위해 활용하였다. 그리고 월별 패널데이터를 활용하는 방법과 관련해서 분석목적에 따라 표본을 다음과 같이 통제하였다. 가구소득의 변동을 설명하는 제4절에서는 주로 가구원 또는 15세 이상 경제활동인구를 대상으로 분석하였다. 개인의 근로소득 변화에 대한 정보를 필요로 하는 주제와 관련해서는 분석대상을 가구주와 배우자로 통제하였다. 이는 경제활동인구조사 자료에는 매년 8월 임금근로자의 근로소득에 대한 정보만을 담고 있어, 임금근로자와 비임금 근로자의 월별 근로소득에 대한 정보를

활용할 수 없기 때문이다. 따라서 전국가계조사자료에 포함되어 있는 가구주와 배우자의 근로소득 정보를 활용하는 것이 최선의 방법이었던기 때문이다.

### 제3절 최근의 소득분배구조와 고용실태

#### 1. 현실과 인식

최근 우리사회에서 사람들이 체감하는 경기와 취업상태는 매우 열악한 것으로 표현되며, 각종 경제, 고용, 소득지표는 이를 반영하고 있는 것처럼 보인다. 특히 소득과 관련한 각종 지표는 우리사회의 소득분배구조와 빈곤문제가 심화되고 있음을 나타내고 있다. 물론 이러한 변화와 관련해서 흥미로운 현상은 시장소득을 기준으로 한 소득불평등과 빈곤문제가 각종 공공부조형 이전소득과 조세 등을 통해 완화되는 것으로 나타난다는 점이다. 그러나 이러한 정책적 개입에도 불구하고 소득불평등과 빈곤문제가 크게 해소되지 않는다는 점에 주목해야 할 것이다. 문제는 소득 관련 지표와 달리, 고용관련 지표를 통해서는 쉽사리 그 문제를 설명하기 힘들다는 점이다. 이는 각 개인의 취업상태 변화가 가구 및 개인소득의 변화에 영향을 미치는 메커니즘을 고려할 때, 매우 흥미로운 점이다.

본 절에서는 2002년~2006년 사이 5년간 우리사회의 소득불평등과 빈곤율의 추이를 살펴보고, 각 개인의 취업상태와 관련해서 종사업종 및 종사지위의 변화 등을 개관하도록 하겠다. 이는 뒤에 분석하게 될 각 주제와 관련한 기초자료의 의미를 갖는다. 물론 소득불평등을 나타내는 각종 지표는 본 장에서 다루게 될 주제와 직접적인 관련은 없다. 하지만 빈곤문제와의 관련성 하에서 전체 소득분배구조의 변화를 살펴본다는 의미를 갖고 있다. 따라서 여기서는 주로 상대빈곤율의 추이를 살펴봄으로써 이어지는 절에서 취업상태 변화가 빈곤에 미치는 영향을 분석하는 기초정보를

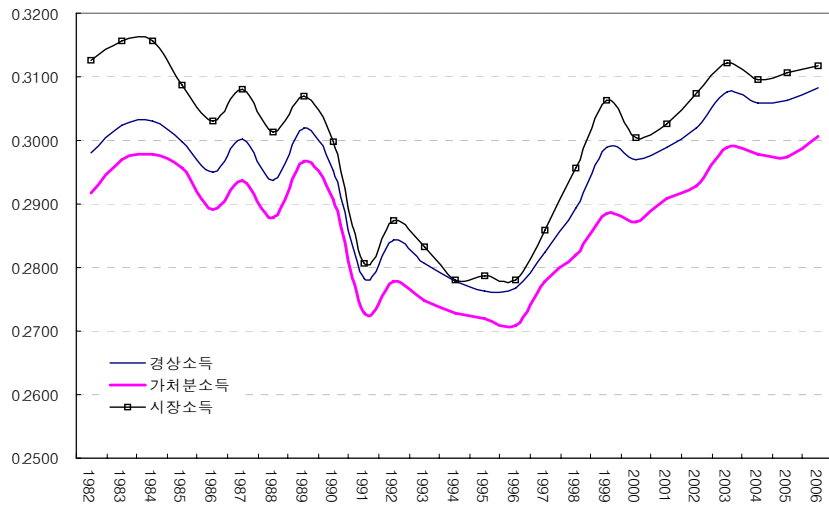
제공하는데 초점을 맞추고자 한다.

## 2. 소득불평등 및 빈곤율의 변화

우리사회에서 성장의 결실이 어떻게 배분되고 있는가를 살펴보기 위해 가장 자주 활용되는 지니계수를 통해 소득분배구조의 변화를 살펴보면, 아래 [그림 3-1]과 같다. 이 그림은 1990년대 초반 우리사회의 소득불평등이 급격하게 개선되어 왔으나, 외환위기를 기점으로 불평등이 심화되고, 2006년 현재까지도 그 정도를 크게 개선하지 못하고 있음을 말해준다.

본 장에서 주목하고자 하는 점은 외환위기 이후의 소득분배구조의 변화이다. 아래 그림에 나타나 있는 바와 같이, 2000년 이후 일시적으로 소득분배구조가 개선되는 경향이 나타나고 있으며, 이는 시장소득 기준 지니계수의 감소 폭을 통해 확인할 수 있다. 하지만 이러한 감소세는 불과 1~2년도 지나지 않아 다시 증가세로 바뀌었다. 물론 연도별로 지니계수가 미세한 등락을 되풀이 하는 것은 큰 문제가 되지 않는다. 하지만 문제는 지니계수가 전체적으로 증가세를 나타내는 것으로 여겨진다는 점이다. 그리고 외환위기 이후 조세제도 및 사회보장제도의 변화된 역할 또한 쉽게 확인할 수 있다. 공공부조형 소득이전을 통한 소득불평등 감소효과와 조세 및 사회보장제도를 통한 감소효과가 1990년대에 비해 상대적으로 크게 나타나고 있기 때문이다.

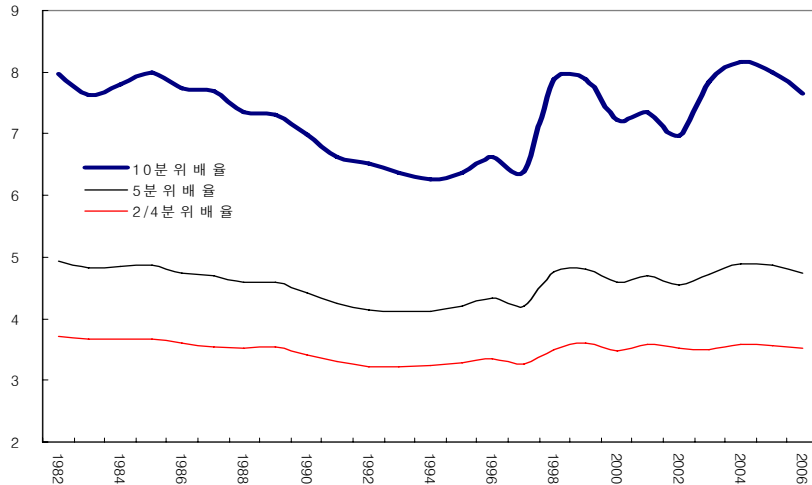
[그림 3-1] 1982년 이후 지니계수의 추이



주: 2인 이상 도시근로자가구를 대상으로 추정한 수치  
 자료: 통계청, 전국가계조사, 각 연도

아래 [그림 3-2]는 소득계층간 격차가 어떻게 변화하고 있는지를 나타내고 있다. 위의 두 선은 각각 10분위 배율과 5분위 배율을 보여주며, 아래 선은 상위20%와 하위40% 소득계층간 소득배율을 보여주고 있다. 이 그림에 따르면, 5분위 배율을 통해서도 장기적으로 소득격차가 심화되었다고 말하기 힘든 측면이 있는 것처럼 보이며, 10분위 소득계층간 격차는 매우 큰 파동을 보이고 있다.

[그림 3-2] 소득계층간 소득격차의 추이

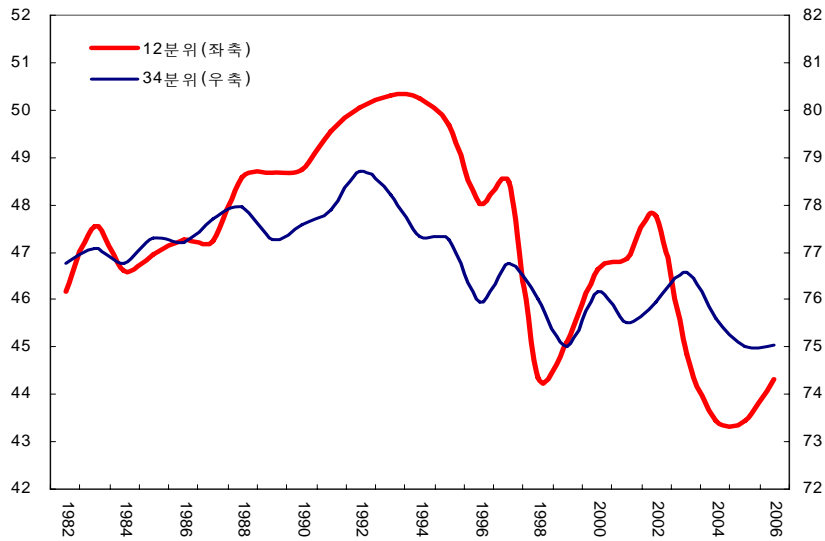


주: 1) 2인 이상 도시근로자가구의 경상소득을 기준으로 추정한 한 수치로 배(倍)를 의미  
 2) 2/4분위 배율은 상위 20%와 하위 40%의 평균소득 간 배율을 의미함  
 자료: 통계청, 전국가계조사, 각 연도

아래 [그림 3-3]은 임의적으로 10분위 소득계층 중 5~6분위 소득계층의 소득을 기준으로 연도별로 저소득계층의 소득이 어떻게 변화하고 있는가를 비중을 통해 살펴본 것이다. 주목해야 할 점은 하위 40% 소득계층의 평균소득이 중간계층의 평균소득과 비교할 때, 점차 격차가 확대되는 경향을 나타내고 있다는 것이다. 아래 그림은 저소득층의 상대적 소득수준이 외환위기를 기준으로 급락하고 이후 일시적으로 반등하였지만, 2004년 이후 다시 급락하는 양상을 나타내고 있다. 이 그림과 관련해서 주목해야 할 점은 2003년 이후 저소득층 가구소득의 상대수준이 급락하게 된 원인이 어디에 있는가 하는 점이다.



[그림 3-3] 중산층 대비 저소득층의 소득비중 추이

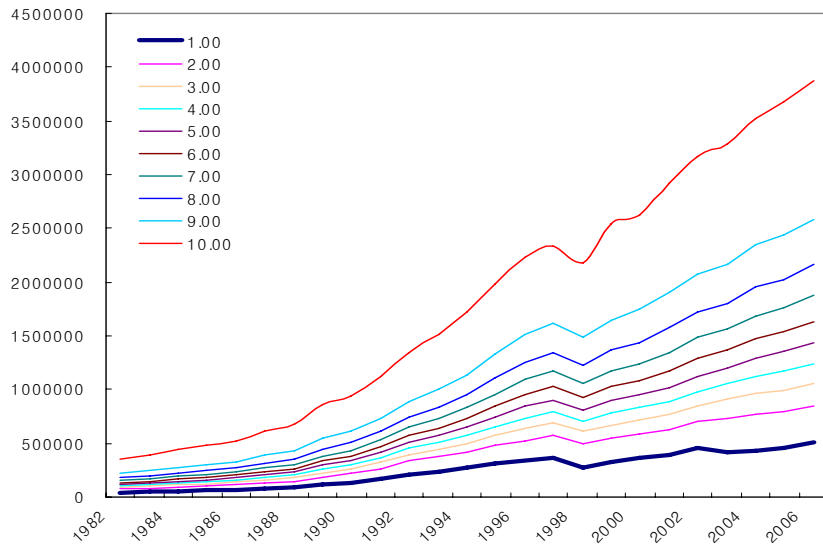


주: 1) 2인 이상 도시근로자가구의 경상소득을 대상으로 추정된 수치이며 %를 의미  
 2) 중산층은 협의로 각 연도 소득 10분위 중 5~6분위 집단을 지칭  
 자료: 통계청, 전국가계조사, 각 연도

아래 [그림 3-4]는 2003년을 기점으로 나타나고 있는 저소득가구의 상대적 소득수준 변화를 어떻게 해석할 수 있는지를 말해준다. 이 그림에서 외환위기 시점에는 거의 모든 소득계층의 평균소득이 급감하는 양상이 나타났다. 하지만 2003년 이후에는 하위 10%의 소득계층의 소득이 감소하는 양상을 나타내고, 하위 30%이상 소득계층에서는 평균소득이 지속적으로 증가하는 양상이 나타나고 있는 것이다. 이는 2003년 하위소득계층의 실질소득 감소와 나머지 소득계층에서의 실질소득 증가가 맞물려 나타났다는 것을 의미한다. 이것이 ‘적어도 현재 확인할 수

있는 소득관련 자료를 활용할 때' 설명할 수 있는 점이다. 따라서 여기서는 이러한 결과론적 해석에서 한 걸음 더 나아가, 과연 2003년 가구소득의 변화가 취업상태의 변화와 어떠한 관련성이 있는지, 그리고 취업상태의 변화가 가구소득의 변화를 어느 정도 설명할 수 있는지 살펴보는데 초점을 맞추고자 한다.

[그림 3-4] 십분위 소득계층별 평균소득의 추이



주: 1) 2인 이상 도시근로자가구의 경상소득을 대상으로 추정하였으며, 단위는 원  
 2) 물가상승률을 적용한 소득을 가구원수로 균등화한 값임  
 자료: 통계청, 전국가계조사, 각 연도

앞서 우리사회의 소득분배구조 변화를 살펴보았다면, 여기서는 빈곤율의 변화를 살펴보고자 한다. 아래 <표 3-1>은 2002년~2006년의 상대빈곤율을 나타내고 있다. 이 수치는 도시지역의 2인 이상 전체 가구를 대상으로 추정한 결과이다.

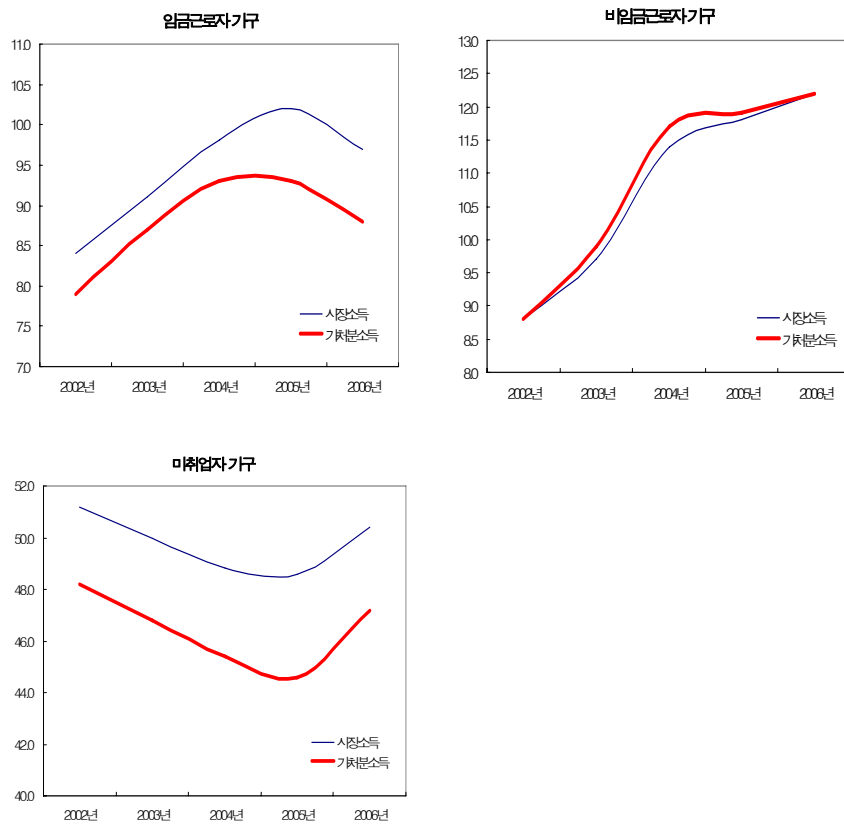
<표 3-1> 2인 이상 비농어가 가구의 빈곤율 추이

		2002년	2003년	2004년	2005년	2006년
경상소득 기준 빈곤율	전 체	12.7	13.5	14.2	14.7	14.6
	임금근로자 가구	7.9	9.2	9.9	10.0	9.4
	비임금근로자 가구	8.5	10.2	11.8	12.1	12.1
	미취업자 가구	49.7	48.5	46.9	47.0	48.4
시장소득 기준 빈곤율	전 체	13.2	14.1	14.8	15.4	15.5
	임금근로자 가구	8.4	9.7	10.5	10.7	10.1
	비임금근로자 가구	8.8	10.3	11.8	12.3	12.7
	미취업자 가구	51.2	50.5	49.4	49.7	51.5
가처분 소득 기준 빈곤율	전 체	12.7	13.6	14.2	14.4	14.6
	임금근로자 가구	7.9	9.3	9.8	9.6	9.2
	비임금근로자 가구	8.8	10.5	12.1	12.4	12.7
	미취업자 가구	48.2	48.0	46.3	45.7	47.9

주: 위의 빈곤율은 중위소득의 50%를 빈곤선으로 적용한 추정치임.  
 자료: 통계청, 전국가계조사자료, 각 연도 원자료.

위의 <표 3-1>을 토대로 2002년 이후 빈곤율이 하위 집단 - 임금근로가  
 구 및 비임금근로가구, 미취업자가구 - 별로 어떠한 경향을 나타내는지  
 살펴보면 아래 [그림 3-5]와 같다. 이는 어떠한 집단이 이 시기의 빈곤율  
 증가에 영향을 미쳤는가 하는 것을 시사한다. 이 그림에 따르면, 노인·장  
 애인 등으로 구성된 미취업가구는 음(-)의 영향을 미치고 임금근로자 및  
 비임금근로자 가구는 양(+)의 영향을 미친 것으로 나타나고 있다. 그리고  
 2006년에는 임금근로자가구의 빈곤율이 감소하고 비임금근로자가구의 빈  
 곤율은 증가하는 경향이 나타나고 있다는 점에 주목할 필요가 있다.

[그림 3-5] 2002년~2006년 가구유형별 빈곤율 변화



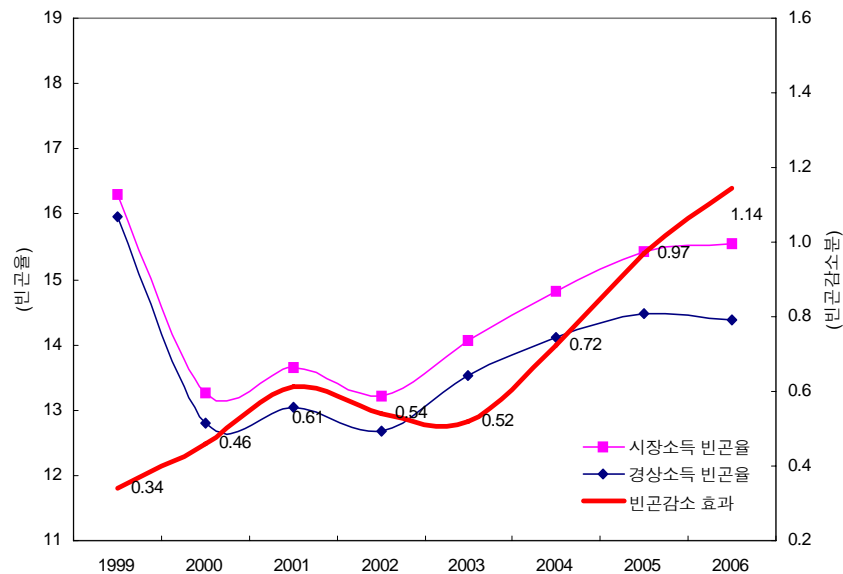
주: 2인 이상 비농어가 가구의 중위소득 50%를 빈곤선으로 적용

아래 [그림 3-6]은 1999년 ~2006년까지의 기간 동안 빈곤율이 어떻게 변화하였으며, 정부의 정책적 개입에 의해 - 특히 공공부조형 이전소득을 통해 - 빈곤율 감소에 어떠한 영향을 미쳐왔는지 나타내고 있다. 먼저 2003년 이후 빈곤율이 서서히 증가하고 있다는 점이다. 경상소득과 시장소득을 기준으로 빈곤율을 살펴보면, 2002년~2006년까지 불과 5년간 약

2~3% 가량 증가한 것을 알 수 있다. 이는 이 기간 중 약 100만 명이 새롭게 빈곤층으로 유입되었음을 의미하는 것이다.

물론 아래 그림이 시사하는 내용 중 빈곤감소 효과 또한 언급되어야 할 것이다. 그 이유는 참여정부가 2004년 이후 빈곤문제를 해결하기 위해 정부지출을 확대해 왔다는 점과도 밀접한 관련이 있기 때문이다. 아래 그림에 따르면, 빈곤율 감소효과는 2004년 0.52%에서 2006년 1.14%로 약 두 배가량 증가한 것으로 나타나고 있다. 이는 적어도 빈곤문제에 관한 사후대책으로 많은 재원이 투입되었으며, 이것이 빈곤율의 가파른 증가를 억제하는데 중요한 효과를 나타냈음을 의미하는 것이다.

[그림 3-6] 1999년~2006년 빈곤율 및 빈곤감소효과 추이

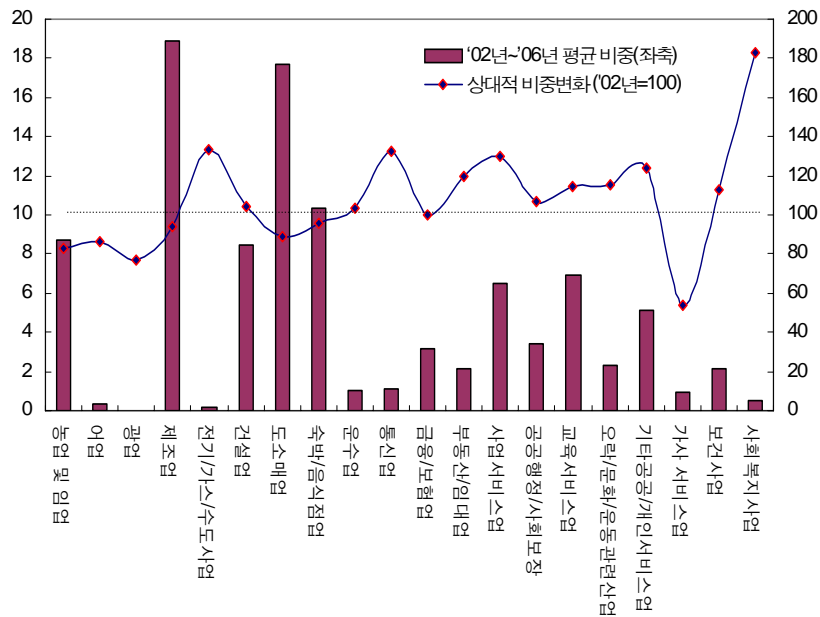


주: 중위소득 50%를 빈곤선으로 적용

### 3. 업종 및 종사지위 간 취업상태의 변화

여기서는 주요 업종별 취업자의 비중변화 및 종사상지위의 비중변화를 살펴보고자 한다. 아래 [그림 3-7]은 2002년~2006년 5년간 업종별 취업자의 평균 비중과 그 변화를 보여주고 있다. 참고로 아래 그림의 선은 2002년 취업자 비중을 100으로 할 때, 2006년 그 비중이 어떻게 변화했는가를 보여주는 것이다. 전체 일자리에서 각 산업이 차지하는 비중을 보면, 제조업과 도·소매업, 숙박·음식점업이 매우 큰 비중을 차지하고 있음을 알 수 있다. 이는 이 부문에서의 일자리 증감이 전체 일자리 규모 변동에 매우 큰 영향을 미치게 된다는 점을 의미한다. 이러한 특성을 감안할 때, 업종별 일자리의 비중변화와 관련한 수치는 해석에 주의할 필요가 있다. 2002년의 취업자 규모를 100으로 하여 그 증감분을 나타내는 수치는 해당 부문의 일자리 총량이 전체 일자리에서 차지하는 비중을 감안하여 해석해야 하는 것이다. 간단한 예를 들어 설명하면, 지난 5년간 취업자 비중이 증가한 일부 업종의 경우, 2002년에 비해 그 증가 폭이 크다 할지라도 일자리의 절대규모가 작으면, 그것이 전체 일자리 증감에 미치는 영향은 미미할 수 있는 것이다. 아래 그림에서 사회복지사업이 그러한 경우에 해당된다고 말할 수 있다.

[그림 3-7] 업종별 취업비중의 평균 비중 및 변화



자료: 통계청, 경제활동인구조사, 각 연도

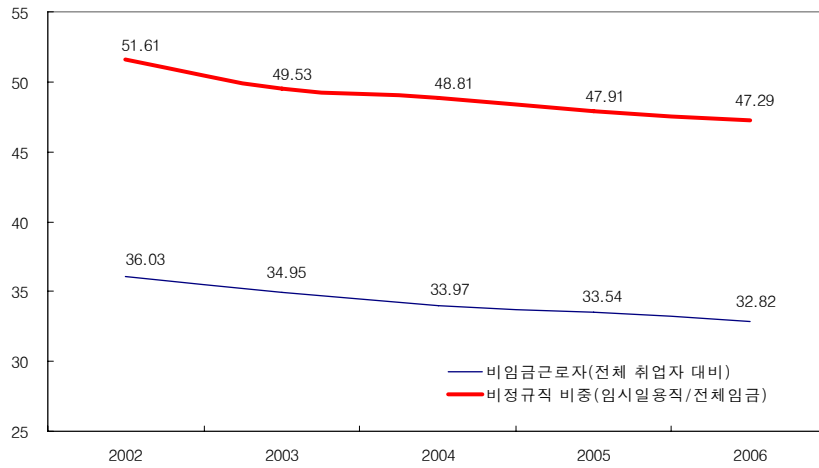
일자리의 질이 어떻게 변화하였는가를 확인해 보기 위해서는 특정한 종사상지위를 가진 취업자 비중을 살펴볼 수 있다. 종사상지위는 그 자체로 이미 임금수준과 고용변동이라는 특성을 내포하고 있어, 그 비중의 변화가 소득분배구조에 영향을 미칠 것으로 판단되기 때문이다. 아울러 비임금근로자의 비중변화 또한 소득분배구조에 영향을 미치는 요인이다. 그것은 노동시장 내에서 안정적 지위를 확보하지 못한 근로자가 자영업으로 진입할 개연성이 존재하기 때문이다. 그렇다면 비정규직과 비임금근로자의 비중은 어떻게 변화하고 있는가. 아래 [그림 3-8]은 2002년~2006년까지 5년간 비정규직 근로자 및 비임금근로자의 비중이 지속적으로 감소하였음

을 보여주고 있다. 이는 최근의 소득분배구조 악화나 빈곤율 증가를 비정규직이나 비임금근로자의 규모증가만으로는 설명하기 힘들다는 점을 말해준다.

이어지는 [그림 3-9]는 실업자의 비중증가를 실망실업자와 관련해서 설명한 것이다. 통상적으로 한 가구원의 실업은 소득감소를 통해 해당 가구의 소득지위에 변동을 미치는 경향이 있다. 특히 비빈곤가구라도 해당 가구가 실직상태에 처하게 되면, 소득빈곤에 노출될 위험성이 큰 것이다. 하지만 문제는 이들 중 취업의 기회를 갖지 못하고 노동시장에서 멀어져가는 집단이 존재할 수 있다는 점이다. 이는 실망실업자의 규모를 통해 설명할 수 있다. 물론 실망실업자가 전체 취업인구에서 차지하는 비중은 크지 않다. 하지만 이러한 집단의 증가하고 있다는 점은 노동시장 내에서 취업기회를 갖지 못하는 집단이 증가한다는 것을 의미한다. 실제로 아래 그림은 2003년 이후 실망실업자의 비중이 증가하였음을 나타내고 있다. 참고로 실망실업자의 비중은 기존 실업자와 실망실업자를 합한 수에서 차지하는 비중을 의미한다.

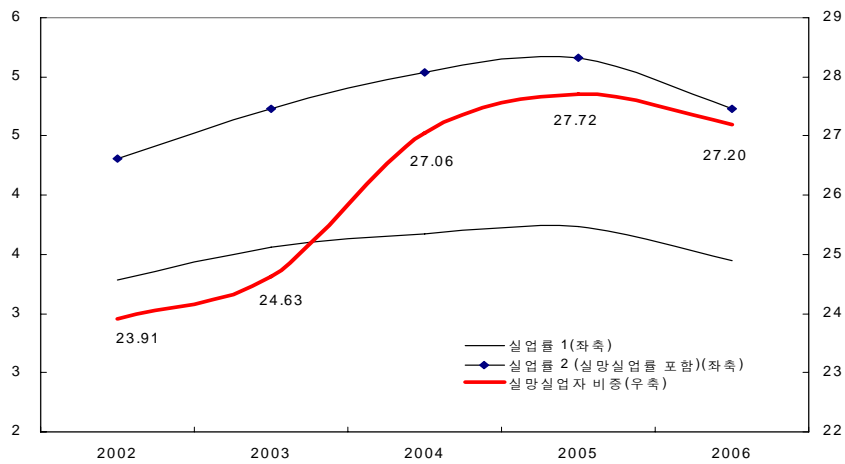


[그림 3-8] 비임금근로자 비중 및 비정규직 임금근로자 비중 추이



자료: 통계청, 경제활동인구조사, 각 연도

[그림 3-9] 실업률 및 실망실업자 비중의 변화



주: 실망실업자 비중 =  $\frac{\text{실망실업자}}{\text{실업자} + \text{실망실업자}} \times 100$   
 자료: 통계청, 경제활동인구조사, 각 연도

위에 언급한 것처럼, 산업부문별 일자리 규모의 변화, 각 종사상지위를 가진 집단의 비중 변화, 노동시장 진입을 포기한 집단의 비중 변화 등은 우리사회의 소득분배구조에 영향을 미치는 사항들이다. 하지만 문제는 이러한 전체적 변화를 통해 소득분배구조가 악화되고 빈곤율이 증가하게 된 핵심적인 이유를 설명하는데 한계가 있다는 점이다. 따라서 각 개인의 취업상태 변화가 가구소득, 더 나아가 소득불평등과 빈곤율 증가에 어떠한 영향을 미치는지 살펴볼 필요가 있다. 소득지위 변화를 나타내는 집단이 취업상태와 관련해서 어떠한 변화를 경험하는지 살펴보는 것이다.

아래 이어지는 두 개의 표는 본문에서 다루게 될 취업상태 변화를 해석할 수 있는 근거자료로 제시된 것이다. 이는 우리사회에서 각 업종이 어떠한 일자리를 중심으로 구성되어 있으며, 각 업종의 평균 근로소득이 어떠한지 보여주는 것이다.

먼저 <표 3-2>는 주요 산업별·종사상지위별 평균임금과 노동시간을 나타내고 있다. 이 표는 각 집단별로 임금의 격차가 분명하게 나타나고 있음을 보여준다. 이어지는 <표 3-3>은 업종별로 특정한 취업상태 또는 종사상지위를 가진 집단이 얼마나 분포하고 있는지를 보여주고 있다. 이는 최근 업종별 일자리 변동이 소득분배구조에 어떠한 영향을 미치는지 추측할 수 있는 정보를 제공한다. 이 표에 따르면, 전체 업종 중 비임금근로자가 밀집되어 있는 업종은 도소매업 → 숙박음식점업 → 개인서비스업 → 오락문화운동서비스업 순으로 나타나고 있다. 여기에 언급한 업종은 비임금근로자의 비중이 전체 취업자의 40%를 초과하는 업종을 의미한다. 그리고 업종별 임금근로자 중 임시직 임금근로자의 비중을 살펴보면, 가사서비스업 → 숙박음식점업 → 도소매업 → 부동산임대업 → 개인서비스업 순으로 나타나는 것을 알 수 있다. 끝으로 업종별로 일용직 임금근로자의 비중을 살펴보면, 건설업이 56.1%로 가장 높은 비중을 나타내고, 다음으로 가사서비스업(37.3%)과 숙박음식점업(34.9%) 순으로 나타나고 있다.

〈표 3-2〉 임금근로자의 업종, 직종, 종사지위별 평균임금과 근로시간

		월 평균 임금			주당 평균 근로시간		
		2003	2004	2005	2003	2004	2005
업종	농업 및 임업	59.5	61.8	64.6	45.5	45.2	43.9
	어업	135.7	109.7	103.8	57.0	52.1	53.1
	광업	150.7	186.4	174.6	54.8	51.2	52.2
	제조업	147.2	155.5	167.2	48.8	48.2	47.9
	전기/가스/수도사업	242.2	248.7	262.7	46.2	43.7	42.9
	건설업	138.4	148.6	149.2	50.1	49.3	49.6
	도소매업	121.7	125.9	128.6	49.3	48.9	49.0
	숙박/음식점업	90.7	94.5	94.1	53.1	52.3	51.4
	운수업	165.7	176.7	168.1	49.8	49.6	48.3
	통신업	190.0	197.0	200.4	46.4	45.2	45.4
	금융/보험업	202.2	221.0	228.6	44.6	43.3	42.8
	부동산/임대업	121.7	125.4	123.0	53.1	50.6	53.0
	사업서비스업	150.3	155.7	160.7	49.5	48.9	48.2
	공공행정/사회보장	204.8	215.4	219.4	45.3	43.8	41.4
	교육서비스업	182.2	189.7	196.6	41.3	40.8	41.2
	오락/문화/운동관련산업	129.1	139.4	133.3	47.6	47.8	47.2
	기타공공/개인서비스업	125.9	127.9	136.1	49.7	49.8	50.3
	가사 서비스업	51.8	60.1	63.7	43.8	36.7	39.2
보건사업	158.0	174.3	175.3	48.8	48.6	48.0	
사회복지사업	102.9	109.2	108.5	45.5	45.6	44.1	
종사 지위	상용직	195.8	203.6	211.6	48.7	48.1	47.4
	임시직	103.2	108.0	110.2	50.2	49.7	49.6
	일용직	75.9	77.9	78.3	44.0	42.5	42.9
전 체		146.6	154.2	159.3	48.5	47.8	47.5

주: 경활 부가조사의 각 년도 8월 시점 자료

〈표 3-3〉 업종별 비임금근로자 및 임시·일용직 근로자의 비중 변화

	업종	2002년	2003년	2004년	2005년	2006년
업종 내 비임금 근로자 비중 (%)	제조업	17.1	15.5	14.8	14.9	15.0
	전기가스수도	0.4	0.0	1.7	0.8	1.6
	건설업	23.7	25.4	24.9	25.7	25.7
	도소매업	52.5	51.6	50.3	49.3	48.5
	숙박음식점업	46.5	48.3	47.3	45.8	45.1
	통신업	13.5	11.0	13.3	12.9	15.1
	부동산임대업	39.0	38.2	40.4	38.6	39.3
	사업서비스업	14.5	13.7	12.1	11.8	10.2
	공공행정	-	-	-	-	-
	교육서비스업	18.4	19.3	19.2	19.1	19.9
	오락문화운동업	44.7	44.2	44.7	40.2	36.2
	개인서비스업	44.9	43.6	46.9	49.3	48.0
	가사서비스업	27.6	27.7	10.9	2.5	3.9
	보건서비스업	11.5	7.6	7.1	7.8	8.5
복지서비스업	14.8	10.7	7.5	9.2	9.3	
업종 내 임시직 비중 (%)	제조업	28.0	27.7	25.5	24.5	24.7
	전기가스수도	10.9	12.1	12.1	12.4	10.2
	건설업	17.1	18.9	19.7	18.4	18.4
	도소매업	54.7	55.1	54.7	53.0	51.2
	숙박음식점업	56.9	60.7	61.4	58.9	58.3
	통신업	17.4	22.1	21.7	22.3	23.4
	부동산임대업	52.0	51.8	49.1	51.0	48.5
	사업서비스업	33.0	34.3	30.3	30.3	29.1
	공공행정	10.1	9.6	11.3	11.5	14.3
	교육서비스업	37.6	39.9	39.9	36.8	36.7
	오락문화운동업	44.5	40.6	43.0	43.2	42.7
	개인서비스업	46.7	50.1	49.1	46.9	46.5
	가사서비스업	62.5	49.4	43.4	51.2	53.6
	보건서비스업	25.2	23.5	23.2	22.6	20.2
복지서비스업	41.4	45.3	46.3	45.0	39.0	

<표 3-3> 계속

	업종	2002년	2003년	2004년	2005년	2006년
업종 내 일용직 비중 (%)	제조업	11.4	8.5	8.9	8.1	8.0
	전기가스수도	4.3	2.0	1.2	2.2	1.2
	건설업	56.1	55.7	53.9	52.5	51.8
	도소매업	14.1	11.7	12.0	13.2	12.7
	숙박음식점업	34.9	31.6	30.6	32.9	32.3
	통신업	8.7	6.4	5.0	4.3	5.9
	부동산임대업	7.3	4.6	5.5	5.0	5.2
	사업서비스업	8.6	8.1	8.1	7.9	8.1
	공공행정	13.4	7.2	7.2	7.7	6.7
	교육서비스업	4.3	1.8	1.7	2.0	1.4
	오락문화운동업	22.2	18.1	18.4	21.2	19.3
	개인서비스업	11.2	8.3	10.3	10.3	11.1
	가사서비스업	37.3	50.5	56.6	48.7	46.3
	보건서비스업	2.6	1.9	1.2	1.5	1.3
복지서비스업	5.3	4.2	4.4	6.7	7.3	

자료: 통계청, 경제활동인구조사, 각 연도

## 제4절 노동이동과 소득변동의 실태

### 1. 표본의 구성

2003년부터 2005년까지 4년간 15세 이상 인구집단 중 각 가구의 가구주와 배우자를 대상으로 연간, 분기, 월별로 고용변동을 살펴보았다. 아래 <표 3-4>와 <표 3-5>는 분석할 자료의 표본이 연간 Cross-Sectional Data를 통해 추정된 종사상지위별 비중과 소득지위별 비중과 유사한 경향을 나타내고 있다. 참고로 아래 모든 소득지위는 시장소득을 기준으로 하였음을 밝혀둔다.

〈표 3-4〉 표본의 종사지위별 구성

		명	전체의 %	집단 내 %
임금 근로자	상용직	120,955	24.50	53.16
	임시직	71,938	14.57	31.61
	일용직	34,651	7.02	15.23
	소 계	227,544	46.08	100.00
비임금 근로자	고용주	27,252	5.52	25.99
	자영자	61,409	12.44	58.57
	무급종사자	16,189	3.28	15.44
	소 계	104,850	21.23	100.00
미취업자	실업자	6,534	1.32	4.05
	실망실업자	4,692	0.95	2.91
	비경활자	150,173	30.41	93.04
	소 계	161,399	32.69	100.00
전 체		493,793	100.00	100.00

〈표 3-5〉 표본의 소득계층별 구성

		명	%	누적 %
빈곤층	중위40	59,541	12.06	12.06
	중위50	23,232	4.70	16.76
	중위60	27,974	5.67	22.43
	비빈곤	383,046	77.57	100.00
소득 5분위 계층	하위 1	107,365	21.74	
	2	97,094	19.66	
	3	94,383	19.11	
	4	94,022	19.04	
	상위 5	100,929	20.44	
전 체		493,793	100.00	

## 2. 소득계층별 노동이동 경험

아래 <표 3-6>은 전체 표본집단을 시장소득의 50%를 빈곤선으로 활용하여, 빈곤층과 비빈곤층으로 구분한 뒤, 각 집단이 전체 그리고 연도별로 노동이동을 경험한 비율을 추정한 것이다. 여기서 고용변동은 실업에서 비경활로의 이동 또한 하나의 노동이동으로 간주하였다.

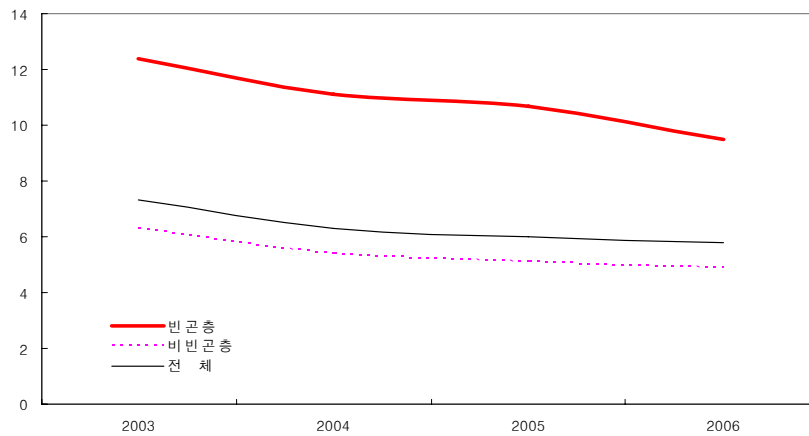
아래 표에 따르면, 2003년~2005년까지 4년간 전체 집단 중 노동이동을 경험한 사람의 비율은 약 6.4%로 나타나고 있다. 이러한 흐름을 연도별로 보면, 전체 노동이동 경험률은 2003년 7.3%에서 2004년 6.3%, 2005년 6.0%, 2006년 5.8%로 점진적인 감소세를 나타내고 있는 것을 알 수 있다. 이러한 추세는 소득계층과 무관하게 나타나는 현상이라고 말할 수 있다. 하지만 노동이동 경험률의 수준은 소득계층별로 큰 차이를 보이고 있음을 알 수 있다. 4년 평균 빈곤층의 노동이동 경험 비율은 10.9%로 비빈곤층의 노동이동 경험률 5.4%보다 높게 나타나고 있으며, 이러한 격차는 크게 좁혀지지 않고 있다(아래 [그림 3-10] 참조).

〈표 3-6〉 전체 표본집단의 소득계층별 노동이동 경험

(단위: %)

	노동이동	빈곤층	비빈곤층	전 체
전 체	없 음	89.1	94.6	93.6
	있 음	10.9	5.4	6.4
2003년	없 음	87.6	93.7	92.7
	있 음	12.4	6.3	7.3
2004년	없 음	88.9	94.6	93.7
	있 음	11.1	5.4	6.3
2005년	없 음	89.3	94.9	94.0
	있 음	10.7	5.1	6.0
2006년	없 음	90.5	95.1	94.2
	있 음	9.5	4.9	5.8
소 계		100.0	100.0	100.0

[그림 3-10] 전체 표본집단의 소득계층별 연도별 총 노동이동률



인구학적 특성에 따라 노동이동을 경험하는 비율을 살펴보면, 아래 <표 3-7>과 같다. 먼저 성별로는 남성에 비해 여성의 이동률이 높게 나타나고,



연령집단별로는 24세 이하가 가장 높고, 55~64세 연령집단이 다음으로 높은 이동률을 나타내고 있다. 교육수준을 보면, 교육수준이 낮을수록 노동이동률이 높은 것을 알 수 있다. 이는 우리사회에서 노동이동의 경험이 특정한 인구학적 집단에서 보다 활발하게 나타나고 있음을 시사하는 것으로 해석할 수 있다.

〈표 3-7〉 인구학적 특성에 따른 노동이동 경험 유무

		노동이동 경험 유무		
		없음	있음	전체
성별	남 자	94.7	5.3	100.0
	여 자	92.7	7.3	100.0
연령	15~24세	88.0	12.0	100.0
	25~34세	93.9	6.1	100.0
	35~44세	93.6	6.4	100.0
	45~54세	93.5	6.5	100.0
	55~64세	93.0	7.0	100.0
	65세 이상	95.5	4.5	100.0
교육수준	초 졸	91.8	8.2	100.0
	중 졸	92.0	8.0	100.0
	고 졸	93.4	6.6	100.0
	초대졸	95.0	5.0	100.0
	대 졸	96.3	3.7	100.0
	대학원졸	97.6	2.4	100.0
합계		93.6	6.4	100.0

### 3. 노동이동에 따른 개인 근로소득 변동

노동이동이 개인근로소득에 미치는 영향은 시기에 따라 다르게 나타날 수 있다. 특정한 국면에서는 노동이동이 개인근로소득의 하향이동을 초래할 수 있으며, 다른 국면에서는 상향이동을 초래할 수 있는 것이다. 이는 산업부문에서의 새로운 양질의 일자리가 창출되는 경우, 노동의 상향이동

이 증가할 개연성이 있으며, 그렇지 못한 경우에는 하향이동이 증가할 수 있는 것이다. 이 점에서 노동이동에 따른 근로소득 변동은 좀더 긴 시계열적 변화를 살펴보는 것이 의미가 있을 수 있다. 하지만 여기서는 분석 대상기간을 2003년~2006년으로 통제하였으므로 이러한 장기간의 변화를 보기는 힘들 것이다. 다만, 지난 4년간 노동이동이 어떠한 방향으로 작용하였는가를 확인할 수 있는 것이다.

개인근로소득과 관련해서는 두 가지 방법을 선택할 수 있다. 하나는  $t+1$ 시점의 개인근로소득을 살펴보는 것이고, 다른 하나는  $t$ 시점~ $t+1$ 시점의 개인근로소득의 변화를 살펴보는 것이다. 여기서는 이 두 가지 방법을 모두 사용할 것이다. 그리고 개인근로소득의 변화를 소득의 상향이동과 하향이동으로 유형화하는 방법 또한 사용할 것이다. 이 방법과 관련해서는  $t$ 시점 대비  $t+1$ 시점의 개인근로소득의 증감분이  $t$ 시점 개인근로소득의 5% 이상으로 변화할 때, 상향이동 또는 하향이동으로 판정하였음을 밝혀둔다. 그리고 두 시점의 근로소득이 모두 0으로 표기된 케이스는 분석에서 제외하였다.

아래 <표 3-8>은 노동이동 경험 유무에 따라, 개인 근로소득의 변동을 상향이동과 현상유지 그리고 하향이동으로 구분하여 그 비중을 나타낸 것이다. 이 표에 따르면, 노동이동을 경험한 집단과 경험하지 않은 집단 모두 상향이동을 한 사람의 비율이 높은 것으로 나타나고 있다. 다만 흥미로운 점은 노동이동에 따른 개인 근로소득의 상향·하향이동의 폭이 매우 커서 과거수준을 유지하는 사람의 비중이 높지 않다는 점이다. 이는 노동이동을 경험하지 않은 집단 중 약 32.2%가 이전의 근로소득수준을 유지하는 것에 비해, 노동이동을 경험한 집단은 불과 8.1%만이 과거의 수준을 유지하고 있기 때문이다. 물론 총량적으로는 상향이동한 집단의 비중이 크다는 점에서 긍정적으로 해석할 수 있는 측면이 있다. 하지만 이러한 이동은 일정한 특성을 가진 취약계층을 중심으로 부정적으로 작용할 개연

성 또한 배제할 수 없을 것이다.

〈표 3-8〉 노동이동에 따른 개인 근로소득의 상·하향 이동

	개인 근로소득	노동이동 유무		
		없 음	있 음	합 계
전 체	상향이동	36.0	49.0	37.0
	현상유지	32.2	8.1	30.4
	하향이동	31.7	42.9	32.6
	합 계	100.0	100.0	100.0

아래 <표 3-9>는 위의 표에서 나타난 노동이동이 개인근로소득의 증감에 미치는 영향이 상이한 인구학적 특성을 가진 집단별에서 뚜렷한 차이를 나타내고 있는지 살펴본 것이다. 하지만 분석결과는 매우 복잡적이다. 노동이동이 근로소득에 미치는 영향은 하향이동과 상향이동이라는 상반된 방향으로 진행될 수 있다는 점에서 평균 근로소득의 변화를 통해서는 특성을 파악하기 힘든 것이다. 이 점은 아래와 같은 해석을 통해 확인할 수 있다. 성별로 보면, 여성이 남성에 비해 평균 근로소득이 매우 낮은 것을 알 수 있다. 그리고 노동이동이 없었던 여성은 남성에 비해 근로소득이 감소한 것으로 나타나고, 노동이동이 있었던 여성은 남성에 비해 근로소득이 증가하는 폭이 다소 큰 것으로 나타나고 있다. 연령집단별로 보면, 노동이동이 없었던 45세~64세 집단에게서 개인근로소득이 감소하는 것으로 나타나고 있으며, 노동이동이 있었던 집단은 모든 연령집단에서 근로소득이 증가하는 것으로 나타나고 있다. 끝으로 교육수준과 관련해서는 노동이동이 없었던 저학력자일수록 근로소득의 감소 폭이 크고, 노동이동이 있는 집단 중에서는 고학력자일수록 근로소득의 감소 폭이 큰 것으로 나타나고 있다. 이러한 분석결과는 성별과 연령집단의 경우, 노동이동을 통해 상향 이동하는 집단과 하향 이동하는 집단이 서로 중첩되고 있으며,

그 중에서는 상향 이동하는 경향이 강하게 나타나고 있는 것으로 해석할 수 있다. 교육수준과 관련해서는 고학력자일수록 노동시장에서의 기존 지위가 하향 이동할 개연성이 높을 것으로 추정해 볼 수 있으나, 노동이동이 없었던 저학력자의 근로소득이 감소한 점에 대해서는 추후 구체적인 분석이 필요할 것으로 판단된다.

〈표 3-9〉 노동이동 경험 유무에 따른 인구학적 특성별 근로소득 변화

노동이동		구 분	t시점 근로소득	t+1시점 근로소득	증감분
노동이동 경험유무	없음	남 자	2,041,098	2,046,899	5,802
		여 자	536,192	534,648	-1,543
		합 계	1,266,004	1,268,372	2,368
	있음	남 자	1,018,792	1,024,611	5,819
		여 자	376,095	418,656	42,561
		합 계	627,692	661,247	33,555
	합계	남 자	1,991,000	1,992,341	1,342
		여 자	524,964	526,098	1,134
		합 계	1,227,702	1,229,543	1,841
노동이동 경험유무	없음	15~24세	627,155	627,577	422
		25~34세	1,127,663	1,135,554	7,891
		35~44세	1,566,372	1,573,921	7,549
		45~54세	1,532,904	1,528,938	-3,966
		55~64세	833,525	825,420	-8,105
		65세 이상	197,563	198,483	920
		합 계	1,266,004	1,268,372	2,368
	있음	15~24세	422,094	478,623	56,529
		25~34세	613,480	637,867	24,387
		35~44세	695,340	728,227	32,887
		45~54세	690,739	730,569	39,831
		55~64세	521,618	546,361	24,743
		65세 이상	290,088	340,903	50,815
		합 계	627,692	661,247	33,555

<표 3-9> 계속

노동이동		구 분	t시점 근로소득	t+1시점 근로소득	증감분
	합계	15~24세	602,635	609,874	7,239
		25~34세	1,098,076	1,105,060	6,983
		35~44세	1,513,761	1,519,274	5,514
		45~54세	1,481,199	1,476,794	-4,405
		55~64세	812,813	805,717	-7,097
		65세 이상	201,518	204,992	3,473
		합 계	1,227,702	1,229,543	1,841
노동이동 경험유무	없음	초 졸	499,726	497,660	-2,066
		중 졸	850,226	848,533	-1,692
		고 졸	1,218,990	1,218,565	-425
		초대졸	1,494,207	1,496,983	2,776
		대 졸	2,067,181	2,071,866	4,685
		대학원졸	3,317,303	3,317,443	140
		합 계	1,266,004	1,268,372	2,368
	있음	초 졸	418,191	466,625	48,434
		중 졸	551,280	598,869	47,589
		고 졸	629,004	676,932	47,928
		초대졸	755,691	730,757	-24,934
		대 졸	1,091,699	1,020,112	-71,587
		대학원졸	1,313,985	1,127,532	-186,453
합 계		627,692	661,247	33,555	
합 계	초 졸	493,329	495,105	1,775	
	중 졸	827,537	828,361	823	
	고 졸	1,182,387	1,182,688	300	
	초대졸	1,459,753	1,458,528	-1,225	
	대 졸	2,033,988	2,032,784	-1,205	
	대학원졸	3,276,269	3,266,017	-10,253	
	합 계	1,227,702	1,229,543	1,841	

#### 4. 노동이동에 따른 가구 소득지위 변동

위에서 살펴본 바와 같이 노동이동이 개인근로소득에 미치는 영향은 유의미하게 나타나지 않았다. 그렇다면 이제 노동이동이 가구소득에 미치는 영향을 살펴보기로 한다. 물론 노동이동이 개인근로소득을 통해 가구소득에 영향을 미치는 과정에는 다양한 매개적 요인들이 작용한다. 하지만 이러한 요인에 대해서는 뒤에 살펴보기로 하고, 여기서는 노동이동과 가구의 소득지위 변동에 대해 개략적으로 살펴보기로 한다.

먼저 소득 5분위 집단별로 노동이동을 경험하는 비율을 보면, 저소득층일수록 노동이동을 경험하는 비율이 높다는 점을 확인할 수 있다. 하위1분위는 10.3%, 2분위는 7.0%, 3분위는 5.8%, 4분위는 4.9%, 상위5분위는 3.4%로 나타나고 있기 때문이다. 그리고 빈곤층이 노동이동을 경험하는 비율은 10.9%, 비빈곤층은 5.4%로 나타나고 있다. 이 또한 노동이동과 가구소득 지위 사이에 밀접한 상관관계가 있음을 말해주는 것이다. 물론 그 인과관계를 설정하는 것은 용이한 일이 아니다. 이 주제와 관련해서는 이어지는 장에서 논의하기로 한다.

이제 노동이동을 경험한 집단을 소득지위와 관련해서 <상승·유지·하락> 세 집단으로 구분하여 그 비중을 살펴보자. 소득지위란 5분위 소득의 변동 및 빈곤지위의 변동을 의미하는 것이다. 아래 표에 따르면, 노동이동을 경험한 집단이 그렇지 않은 집단에 비해 소득지위가 하락하는 비율이 다소 높은 것으로 나타나고 있다. 노동이동이 있는 집단 중 소득분위가 하향이동한 사람의 비율은 30.1%로 그러한 경험을 하지 않은 집단의 17.5%에 비해 약 두 배 가량 높게 나타난다. 빈곤지위 변동을 보면, 노동이동을 경험한 집단은 12.7%가 빈곤상태로 진입하였으나, 그렇지 않은 집단은 3.8%만이 빈곤상태로 진입한 것으로 나타나고 있기 때문이다. 이는 지난 4년간의 노동이동에서 빈곤층으로의 하향이동 경향이 존재하였음을

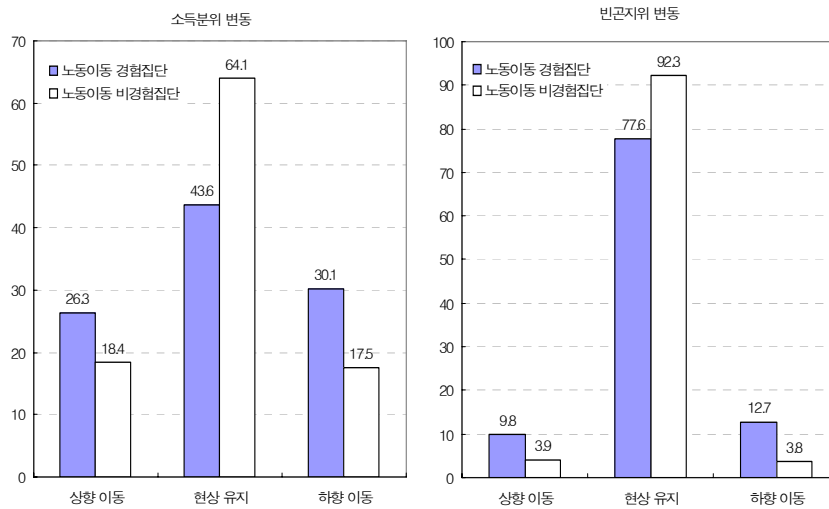
의미하는 것으로 해석할 수 있다고 판단된다.

〈표 3-10〉 4년간 노동이동 경험유무에 따른 소득지위 변화

(단위: %)

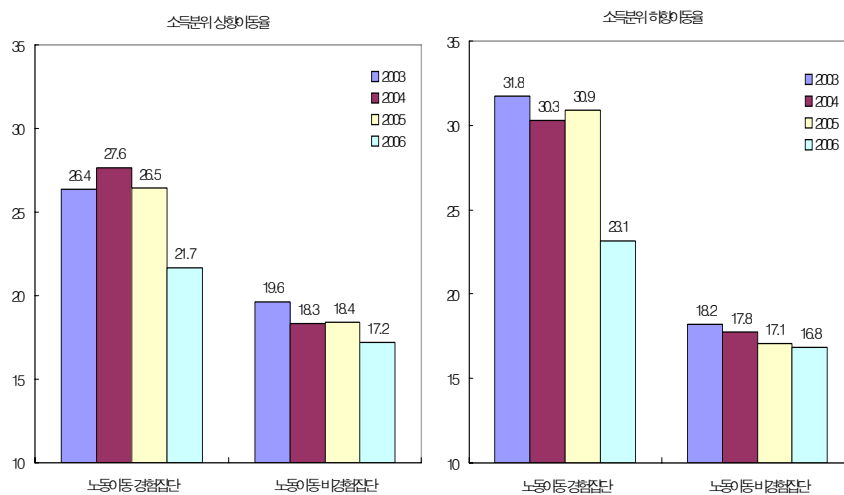
		노동이동이 있는 집단	노동이동이 없는 집단
소득분위 변동	상향 이동	26.3	18.4
	현상 유지	43.6	64.1
	하향 이동	30.1	17.5
	합 계	100.0	100.0
빈곤지위 변동	상향 이동	9.8	3.9
	현상 유지	77.6	92.3
	하향 이동	12.7	3.8
	합 계	100.0	100.0

[그림 3-11] 2003년~2006년 노동이동 경험유무에 따른 소득지위 변화



아래 [그림 3-12]는 노동이동을 경험한 집단과 경험하지 않은 집단 중 상향 이동하는 집단의 비율과 하향 이동하는 집단의 비율을 연도별로 나타낸 것이다. 좌측 그림은 소득분위가 상향 이동한 집단의 비율을 노동이동을 경험한 집단과 경험하지 않은 집단으로 구분하여 연도별로 나타낸 것이고, 우측 그림은 하향 이동한 집단의 비율을 나타낸 것이다. 좌우의 그림을 비교해 보면, 노동이동을 경험하는 집단의 소득분위 변동이 경험하지 않은 집단에 비해 높고, 동일하게 노동이동을 경험하는 집단이라도 하향 이동하는 집단의 비율이 상향 이동하는 집단의 비율보다 높은 것을 알 수 있다. 이는 노동이동이 전반적으로 가구소득의 하향이동에 좀 더 큰 영향을 미친다는 점을 시사하는 것으로 판단된다. 하지만 이 그림에서 2006년 소득분위의 변동폭이 크게 감소하는 것을 알 수 있다. 이 점에 대해서는 데이터 구조에 대한 추가적인 검토가 필요하다고 판단된다.

[그림 3-12] 2003년~2006년 노동이동 경험여부에 따른 소득분위의 상향 및 하향이동율





## 제5절 노동이동의 형태와 소득변동

이 절에서는 노동이동을 좀더 구체적으로 유형화하여, 지난 4년간 어떠한 형태의 노동이동이 주목해야 할 현상이고, 각 노동이동 형태가 개인의 근로소득과 가구소득에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보고자 한다. 여기서 노동이동의 형태란  $t$ 시점의 종사상지위와  $t+1$ 시점의 종사상지위를 결합시킨 것이다. 다만 분석목적이 임금근로자로부터의 이탈과 임금근로자로의 진입에 초점을 맞추고 있다는 점에서 비임금근로자는 하나의 범주로 단순화하였다. 따라서 각 시점의 노동형태는 모두 6개(상용직 근로자, 임시직 근로자, 일용직 근로자, 비임금근로자, 실업자, 비경제활동인구)로 구성되어 있으며, 총 36개의 경우의 수가 발생한다. 그리고 그 중에서 6개는 노동이동이 발생하지 않은 경우에 해당된다.

### 1. 노동이동의 형태

임금근로자에 초점을 맞추기에 앞서, 지난 4년간 15세 이상 비학생인구를 대상으로 종사상지위 및 취업상태의 변화가 어떻게 나타나고 있는지 살펴보았다. 아래 <표 3-11>과 <표 3-12>는  $t$ 시점과  $t+1$ 시점으로 구분한 뒤,  $t$ 시점의 종사상지위와  $t+1$ 시점의 종사상지위를 기준으로 각 개인이 어떠한 방향으로 노동을 했는가 보여주고 있다.

먼저 각 종사상지위별 집단이 전체 분석 대상집단에서 차지하는 비중이 어떻게 변화하였는지 살펴보면, 상용직 근로자를 비롯한 대부분의 집단이  $t$ 시점과  $t+1$ 시점에 차지하는 비중에는 큰 변화가 나타나지 않고 있다. 소폭의 증감이 나타나지만 전체 대상의 1%미만의 변화라는 점에서 큰 의미를 부여하기 힘들다. 하지만 총 규모에는 변화가 없지만, 각 종사상지위별로 노동이동이 발생하는 정도에는 분명한 차이가 있다. 이는 아래 표에서 집단내의 비중을 통해 확인할 수 있다.  $t+1$ 시점을 기준으로, 상용직의

98.2%가 이전에도 상용직이었던 집단이고, 비임금 근로자는 97%, 임시직 근로자는 92.5%, 일용직 근로자는 85.1%, 실업자는 34.0%가 t시점에 동일한 종사상지위 및 실직상태에 있었다. 그리고 비경제활동인구는 67.4%가 지위의 변화를 경험하지 않은 집단이었다. 이는 우리사회에서 실업자와 비경제활동인구, 그리고 일용직 근로자를 중심으로 노동의 진입과 이탈이 매우 활발하게 나타나고 있으며, 상용직 근로자와 비임금 근로자는 노동의 이동이 매우 적다는 것을 확인할 수 있다. 임시직 근로자 또한 노동의 이동이 상대적으로 적은 것으로 나타나고 있으나, 이는 계약의 갱신 또는 새로운 임시직 근로자로의 전직 등의 형태를 띠고 있어 포착되지 않는 것으로 판단된다.

이어 임금근로자와 비임금 근로자 간의 노동이동이 얼마나 활발하게 나타나고 있는지 살펴볼 필요가 있다. t시점의 비임금 근로자 중 임금근로자로 이동한 사람의 비중은 약 1.2%에 불과한 것으로 나타나고 있다. 그리고 동일한 규모이지만 t+1시점의 비임금 근로자 중 임금근로자에서 유입된 사람의 비중은 약 1.7%로 나타나고 있다. 이는 현재 우리사회에서 임금근로자와 비임금 근로자 간의 노동이동은 활발하게 나타나지 않고 있는 것처럼 보인다. 물론 외환위기 직후와 같이 노동시장에서 많은 붕괴생활자가 퇴출되고 진입할 일자리를 차지 못하는 상황에서는 임금근로자에서 비임금 근로자로의 노동이동이 '상대적으로' 활발하게 나타날 수 있다. 하지만 여기서 분석기간으로 하고 있는 2003년~2006년에는 이러한 이동은 크지 않은 것이다.

<표 3-11>은 t시점의 종사지위에서 다른 종사지위로 이탈한 경로와 비중을 보여주고 있다. 표의 변동집단 내 비중을 보면, 상용직 근로자는 임시직 → 비경제활동인구 → 비임금 근로자 → 실업자 순으로 이동하고 있는 것으로 나타나고 있다. 그 중에서도 임시직과 비경제활동인구로 이동하는 비중이 매우 크다는 것을 알 수 있다. 임시직 근로자는 비경제활동

인구 → 상용직 근로자 순으로 이동하고 있으며, 비경제활동인구는 일용직 근로자 → 임시직 근로자 → 비임금 근로자 순으로 이동하고 있는 것으로 나타나고 있다. 흥미로운 점은 상용직 근로자와 임시직 근로자 그리고 비경제활동인구가 서로 밀접한 관련성을 갖고 이동하고 있다는 것이다. 그리고 일용직 근로자는 비경제활동인구 → 임시직 근로자 → 실업자 순으로 이동하고 있고, 비임금 근로자는 비경제활동인구 → 임시직 근로자 → 일용직 근로자 순으로, 실업자는 임시직근로자 → 일용직 근로자 → 비임금근로자 순으로 이동하고 있는 것으로 나타나고 있다. 여기서 주목해야 할 점은 비경제활동인구와 실업자에서 일용직 근로자와 임시직 근로자 간에 노동이동의 또 다른 흐름이 존재하는 것으로 여겨진다는 것이다. 이를 정리하면, 상용직은 임시직과 비경제활동인구로 이어지는 노동이탈의 흐름을 형성하고, 실업자와 비경제활동인구는 일용직과 임시직으로 이어지는 또 다른 이탈의 흐름을 형성하는 것처럼 보인다는 점이다. 물론 이 각 집단이 어떠한 인구학적 특성을 가진 집단으로 구성되어 있는가 하는 점은 뒤에 구체적으로 언급할 것이다.

<표 3-12>는 t+1시점의 종사상지위를 기준으로 어떠한 종사상지위 또는 취업상태를 가진 집단들이 진입하였는가를 보여주고 있다. 이는 위의 <표 3-11>을 재구성한 것으로 각 이동집단의 규모는 동일하다. 하지만 그 규모가 각 집단에서 차지하는 비중은 매우 흥미로운 사실을 보여준다. 먼저 상용직으로 진입한 사람 중 가장 큰 비중을 차지하는 것은 임시직으로 나타나고 있다. t+1시점에 상용직 근로자가 된 사람 중 49.1%, 즉 약 50%가 임시직이었다는 것이 이를 잘 말해준다. 그리고 임시직 근로자가 된 사람은 주로 비경제활동인구와 일용직 근로자로 구성되어 있으며, 일용직 근로자는 절반을 넘는 58.7%가 비경제활동인구에서 유입된 것으로 나타나고 있다. 이는 비경제활동상태의 여성들이 노동시장으로 진입하는 가장 일차적인 경로를 보여주는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 새롭게 비임금

근로자가 된 사람은 이전에 비경제활동인구와 임시직 근로자가 60% 이상을 차지하고 있는 것으로 나타나고 있다. 또한 누가 실업자로 유입되는가를 살펴보면, 임시직과 일용직이 상대적으로 큰 비중을 차지하는 것을 알 수 있다. 이는 고용불안을 경험하는 비정규직 근로자가 지속적으로 실업자로 유입되고 있음을 말해주는 것이다. 끝으로 누가 비경제활동인구로 진입하는가를 살펴보면, 진입하는 집단 중 70% 이상이 임시직 근로자와 일용직 근로자로 나타나고 있다. 이는 앞서 <표 3-11>에 대한 설명에서 언급한 바와 같이, 임시직과 일용직 그리고 비경제활동인구 간의 노동이동의 흐름이 형성되어 있음을 시사하는 것으로 판단된다.

〈표 3-11〉 4년간 15세 이상 비학생인구의 종사지위 및 취업상태 변화

이 탈 (t시점 종사지위 기준)					
t	t+1	케이스	전체의 %	집단내 %	변동집단 내 %
상용직	상용직	104,688	35.14	98.2	
	임시직	678	0.23	0.6	34.8
	일용직	132	0.04	0.1	6.8
	비임금	300	0.10	0.3	15.4
	실업자	265	0.09	0.2	13.6
	비경활	573	0.19	0.5	29.4
	소 계	106,636	35.79	100.0	100.0
임시직	상용직	961	0.32	1.5	21.5
	임시직	57,930	19.44	92.8	
	일용직	638	0.21	1.0	14.2
	비임금	632	0.21	1.0	14.1
	실업자	593	0.20	1.0	13.2
	비경활	1,656	0.56	2.7	37.0
소 계	62,410	20.95	100.0	100.0	
일용직	상용직	144	0.05	0.5	3.1
	임시직	1,004	0.34	3.4	21.6
	일용직	25,168	8.45	84.4	
	비임금	357	0.12	1.2	7.7
	실업자	557	0.19	1.9	12.0
	비경활	2,583	0.87	8.7	55.6
소 계	29,813	10.01	100.0	100.0	
비임금 근로자	상용직	262	0.09	0.3	11.7
	임시직	613	0.21	0.8	27.4
	일용직	386	0.13	0.5	17.2
	비임금	75,894	25.47	97.1	
	실업자	170	0.06	0.2	7.6
	비경활	807	0.27	1.0	36.1
	소 계	78,132	26.22	100.0	100.0
실업자	상용직	229	0.08	7.5	11.2
	임시직	690	0.23	22.5	33.8
	일용직	666	0.22	21.7	32.6
	비임금	258	0.09	8.4	12.6
	실업자	1,027	0.34	33.5	
	비경활	197	0.07	6.4	9.7
	소 계	3,067	1.03	100.0	100.0

〈표 3-11〉 계속

이 탈 (t시점 종사지위 기준)					
t	t+1	케이스	전체의 %	집단내 %	변동집단 내 %
비경제 활동인구	상용직	360	0.12	2.0	6.1
	임시직	1,682	0.56	9.4	28.7
	일용직	2,593	0.87	14.5	44.3
	비임금	809	0.27	4.5	13.8
	실업자	410	0.14	2.3	7.0
	비경활	12,030	4.04	67.3	
	소 계	17,884	6.00	100.0	100.0
전 체	297,942	100.00			

〈표 3-12〉 4년간 15세 이상 비학생인구의 종사지위 및 취업상태 변화

진 입 (t+1시점 종사지위 기준)					
t	t+1	케이스	전체의 %	집단내 %	변동집단 내 %
상용직	상용직	104,688	35.14	98.2	
임시직		961	0.32	0.9	49.1
일용직		144	0.05	0.1	7.4
비임금		262	0.09	0.2	13.4
실업자		229	0.08	0.2	11.7
비경활		360	0.12	0.3	18.4
소 계		106,644	35.79	100.0	100.0
상용직	임시직	678	0.23	1.1	14.5
임시직		57,930	19.44	92.5	
일용직		1,004	0.34	1.6	21.5
비임금		613	0.21	1.0	13.1
실업자		690	0.23	1.1	14.8
비경활		1,682	0.56	2.7	36.0
소 계		62,597	21.01	100.0	100.0
상용직	일용직	132	0.04	0.4	3.0
임시직		638	0.21	2.2	14.5
일용직		25,168	8.45	85.1	
비임금		386	0.13	1.3	8.7
실업자		666	0.22	2.3	15.1
비경활		2,593	0.87	8.8	58.7
소 계		29,583	9.93	100.0	100.0

<표 3-12> 계속

		진 입 (t+1시점 종사지위 기준)			
t	t+1	케이스	전체의 %	집단내 %	변동집단 내 %
상용직	비임금 근로자	300	0.10	0.4	12.7
임시직		632	0.21	0.8	26.8
일용직		357	0.12	0.5	15.2
비임금		75,894	25.47	97.0	
실업자		258	0.09	0.3	11.0
비경활		809	0.27	1.0	34.3
소 계		78,250	26.26	100.0	100.0
상용직	실업자	265	0.09	8.8	13.3
임시직		593	0.20	19.6	29.7
일용직		557	0.19	18.4	27.9
비임금		170	0.06	5.6	8.5
실업자		1,027	0.34	34.0	
비경활		410	0.14	13.6	20.6
소 계		3,022	1.01	100.0	100.0
상용직	비경제 활동인구	573	0.19	3.2	9.9
임시직		1,656	0.56	9.3	28.5
일용직		2,583	0.87	14.5	44.4
비임금		807	0.27	4.5	13.9
실업자		197	0.07	1.1	3.4
비경활		12,030	4.04	67.4	
소 계		17,846	5.99	100.0	100.0
전 체		297942	100.00		

2. 노동이동 형태에 따른 개인 근로소득의 변화

이어지는 <표 3-13>과 <표 3-14>는 종사상지위 간 또는 취업상태 간 노동이동이 개인 근로소득에 어떠한 영향을 미치는가 하는 점을 보여준다. 기존의 많은 연구결과를 통해 확인할 수 있는 바와 같이 상용직 근로자가 임시직 근로자나 일용직 근로자로 이동하는 경우에는 근로소득의 현격한 감소를 예상할 수 있으며, 역으로 비경제활동인구나 실업자가 취업자로 진입하는 경우에는 근로소득이 큰 폭으로 증가할 것을 예상할 수 있다.

아래 두 표는 이러한 선행연구결과와 일치하는 결과를 보여주고 있다.

먼저 아래 두 표에서 소계를 중심으로 t시점의 종사상지위에서 이탈하는 경우와 t+1시점의 종사상지위로 진입하는 경우, 그것이 개인근로소득에 미치는 전체적인 영향을 살펴볼 필요가 있다. 여기서는 주로 후자, 즉 t+1시점의 종사상지위로 진입하는 경우, 개인근로소득이 어떻게 변화하는지 언급하기로 하겠다. 먼저 상용직 근로자로 진입하는 경우에는 소득이 상향 이동하는 비율이 35.6%로 하향 이동하는 비율 29.2%에 비해 약 6% 이상 높은 것으로 나타나고 있다. 임시직 근로자로 진입하는 경우에도 소득이 상향 이동하는 비율이 약 7% 가량 높은 것으로 나타나고 있다. 흥미로운 점은 일용직으로 진입하는 경우에도 상향 이동하는 비율이 하향 이동하는 비율에 비해 약 7%가량 높게 나타난다는 점이다. 이는 실업자나 비경제활동인구가 일용직 근로자로 진입하는 비율이 높다는 점과 밀접한 관련이 있는 것으로 판단된다. 끝으로 실업자와 비경제활동인구로 진입하는 경우에는 근로소득이 하향 이동하는 것이 당연하나, 그 차이가 실업자의 경우에는 하향 이동하는 비율이 약 8%가량 높고, 비경제활동인구의 경우에는 약 4% 가량 높은 것으로 나타나 그 차이가 예상보다 낮은 것을 확인할 수 있다. 이는 t시점의 종사상지위가 실업자나 비경제활동인구인 집단이 포함되어 있으며, 임시직 근로자와 일용직 근로자의 근로소득이 그리 높지 않았기 때문인 것으로 판단된다.

<표 3-13>은 t시점의 종사지위를 기준으로 노동이동을 경험한 집단의 개인 근로소득의 변화를 나타낸 것이다. 먼저 t시점에 상용직 근로자였던 사람이 t+1시점에 지위변동을 경험하는 경우, 개인근로소득이 어떻게 변화하였는지 살펴보면, 상용직 지위를 유지하는 사람은 소득이 상향 이동하는 비율이 하향 이동하는 비율보다 약 6%가량 높은 것으로 나타나고 있다. 그리고 임시직으로 이동하는 경우에는 소득이 하향 이동하는 비율이 다소 높은 것으로 나타나고 있다. 그리고 일용직 근로자로 이동하는



경우에는 무려 55.3%가 근로소득의 현격한 감소를 경험하는 것을 알 수 있다. 반면 비임금 근로자로 전환하는 경우에는 개인근로소득, 즉 사업소득이 이전 근로소득에 비해 비슷한 수준을 유지하는 사람보다 감소하는 사람과 상승하는 사람으로 양분되는 경향을 확인할 수 있다. 그리고 실업자와 비경제활동인구로 전환하는 경우에는 절대다수의 근로소득이 큰 폭의 감소를 경험하는 것이 자연스러운 일일 것이다. 이어  $t$ 시점의 임시직 근로자가 다른 종사상지위로 이동하는 경우에는 다양한 양상이 나타나게 된다. 상용직 근로자가 되는 경우에는 소득이 증가하고, 임시직 지위를 유지하는 경우에도 증가를 경험하는 것으로 나타난다. 비임금 근로자로의 이동은 상용직의 경우와 마찬가지로 양분화 되는 경향을 보이고 있다. 또한  $t$ 시점의 일용직 근로자가 다른 종사상지위로 이동하는 경우에는 상용직과 임시직으로 이동하면 근로소득이 증가하는 것을 확인할 수 있다.  $t$ 시점의 비임금 근로자가 상용직과 임시직, 일용직으로 이동하는 경우에는 근로소득이 증가하는 양상을 확인할 수 있는데, 이는 영세자영업자의 취업에 따른 것으로 해석할 수 있을 것이다. 끝으로 실업자와 비경제활동인구는 취업과 더불어 근로소득이 증가하는 당연한 결과를 나타내고 있다.

<표 3-14>는 미시적으로 위와 동일한 분석결과를 나타내고 있다. 하지만  $t+1$ 시점의 각 집단별로 몇 가지 흥미로운 결과를 보여주고 있다. 먼저 상용직 근로자로 진입하는 경우에는 예외 없이 모든 집단의 개인근로소득이 상향 이동하는 것을 알 수 있다. 이어 임시직 근로자로 진입하는 경우에는 상용직 근로자에서 이동한 집단을 제외한 모든 집단에서 근로소득이 상향 이동하는 것으로 나타나고 있다. 그리고 일용직 근로자로 이동하는 경우는 상용직 근로자와 임시직 근로자를 제외한 모든 집단에서 근로소득이 상향 이동하는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 임금근로자의 종사상지위별로 근로소득과 고용안정 등이 분명하게 위계화 되어 있음을 시사한다. 그리고 일용직 근로자로의 유입은 실업자 및 비경제활동인구의 유입

으로 인한 근로소득의 상향 이동을 의미하는 것으로 판단된다. 흥미로운 점은 비임금 근로자로 유입된 경우이다. 앞서 언급한 바와 같이 비임금 근로자로의 노동이동은 사업소득이 상향 이동하는 집단의 비율과 하향 이동하는 집단의 비율이 서로 비슷한 수준을 유지하고 있다. 이는 최근의 노동이동과 관련해서 비임금 근로자로의 유입이 영세자영업자와 고소득자 영업자로 분화되고 있을 개연성을 말해준다. 그리고 실업자와 비경제활동 인구로의 유입은 당연히 근로소득의 감소를 동반하는 것으로 나타나고 있다. 하지만 t시점에도 실업자였거나 비경제활동인구였던 집단에게서는 개인근로소득이 상향 이동하는 양상이 나타나고 있다.

〈표 3-13〉 종사지위 및 취업상태 변화에 따른 개인 근로소득의 변화(이탈)

종사지위의 변동		개인 근로소득의 변동 (단위: %)			
t	t+1	상향이동	현상유지	하향이동	합계
상용직	상용	35.2	35.5	29.4	100.0
	임시	35.0	27.0	38.1	100.0
	일용	33.3	11.4	55.3	100.0
	비임금	40.3	18.7	41.0	100.0
	실업	13.2	3.0	83.8	100.0
	비경활	5.6	2.1	92.3	100.0
소계 (상용직 이탈)		34.9	35.1	29.9	100.0
임시직	상용	42.7	30.7	26.6	100.0
	임시	30.7	42.0	27.3	100.0
	일용	39.7	13.3	47.0	100.0
	비임금	42.9	15.0	42.1	100.0
	실업	15.9	3.9	80.3	100.0
	비경활	9.3	3.3	87.4	100.0
소계 (임시직 이탈)		30.4	39.8	29.7	100.0
일용직	상용	56.9	16.0	27.1	100.0
	임시	51.0	21.7	27.3	100.0
	일용	40.3	20.1	39.7	100.0
	비임금	44.5	7.3	48.2	100.0
	실업	29.4	3.9	66.6	100.0
	비경활	19.5	3.4	77.2	100.0
소계 (일용직 이탈)		38.7	18.2	43.0	100.0

〈표 3-13〉 계속

종사지위의 변동		개인 근로소득의 변동 (단위: %)			
t	t+1	상향이동	현상유지	하향이동	합계
비임금	상용	53.1	17.6	29.4	100.0
	임시	49.3	14.0	36.7	100.0
	일용	52.1	9.1	38.9	100.0
	비임금	35.6	29.1	35.3	100.0
	실업	21.8	5.3	72.9	100.0
	비경활	12.8	2.9	84.4	100.0
소계 (비임금 이탈)		35.6	28.5	35.9	100.0
실업자	상용	89.1	3.1	7.9	100.0
	임시	89.4	2.9	7.7	100.0
	일용	77.8	3.0	19.2	100.0
	비임금	85.7	5.0	9.3	100.0
	실업	68.1	2.8	29.1	100.0
	비경활	51.3	2.0	46.7	100.0
소계 (실업자 이탈)		76.9	3.0	20.0	100.0
비경활	상용	93.6	1.9	4.4	100.0
	임시	91.9	2.6	5.6	100.0
	일용	79.5	2.5	17.9	100.0
	비임금	82.7	4.7	12.6	100.0
	실업	77.1	1.0	22.0	100.0
	비경활	61.4	2.6	36.0	100.0
소계 (비경활 이탈)		68.9	2.6	28.5	100.0
전 체		37.0	30.4	32.6	100.0

주: 소득의 상향이동과 하향이동은 t시점 대비 t+1시점의 개인근로소득의 증감분이 t시점 근로소득의 5% 이상 증가하거나 감소한 경우로 정의하였음. 따라서 5%이내의 소득변화는 소득이 현상유지를 하고 있는 것으로 간주하였음.

〈표 3-14〉 종사지위 및 취업상태 변화에 따른 개인 근로소득의  
변화(진입)

종사지위의 변동		개인 근로소득의 변동 (단위: %)			
t	t+1	상향이동	현상유지	하향이동	합계
상용	상용직	35.2	35.5	29.4	100.0
임시		42.7	30.7	26.6	100.0
일용		56.9	16.0	27.1	100.0
비임금		53.1	17.6	29.4	100.0
실업		89.1	3.1	7.9	100.0
비경활		93.6	1.9	4.4	100.0
소계 (상용직 진입)		35.6	35.2	29.2	100.0
상용	임시직	35.0	27.0	38.1	100.0
임시		30.7	42.0	27.3	100.0
일용		51.0	21.7	27.3	100.0
비임금		49.3	14.0	36.7	100.0
실업		89.4	2.9	7.7	100.0
비경활		91.9	2.6	5.6	100.0
소계 (임시직 진입)		33.6	39.7	26.7	100.0
상용	일용직	33.3	11.4	55.3	100.0
임시		39.7	13.3	47.0	100.0
일용		40.3	20.1	39.7	100.0
비임금		52.1	9.1	38.9	100.0
실업		77.8	3.0	19.2	100.0
비경활		79.5	2.5	17.9	100.0
소계 (일용직 진입)		44.7	17.8	37.5	100.0
상용	비임금	40.3	18.7	41.0	100.0
임시		42.9	15.0	42.1	100.0
일용		44.5	7.3	48.2	100.0
비임금		35.6	29.1	35.3	100.0
실업		85.7	5.0	9.3	100.0
비경활		82.7	4.7	12.6	100.0
소계 (비임금 진입)		36.4	28.5	35.1	100.0
상용	실업자	13.2	3.0	83.8	100.0
임시		15.9	3.9	80.3	100.0
일용		29.4	3.9	66.6	100.0
비임금		21.8	5.3	72.9	100.0
실업		68.1	2.8	29.1	100.0
비경활		77.1	1.0	22.0	100.0
소계 (실업자 진입)		44.5	3.1	52.3	100.0

<표 3-14> 계속

종사지위의 변동		개인 근로소득의 변동 (단위: %)			
t	t+1	상향이동	현상유지	하향이동	합계
상용	비경활	5.6	2.1	92.3	100.0
입시		9.3	3.3	87.4	100.0
일용		19.5	3.4	77.2	100.0
비임금		12.8	2.9	84.4	100.0
실업		51.3	2.0	46.7	100.0
비경활		61.4	2.6	36.0	100.0
소계 (비경활 진입)		46.4	2.8	50.8	100.0
전 체		37.0	30.4	32.6	100.0

주: 소득의 상향이동과 하향이동은 t시점 대비 t+1시점의 개인근로소득의 증감분이 t시점 근로소득의 5% 이상 증가하거나 감소한 경우로 정의하였음. 따라서 5%이내의 소득변화는 소득이 현상유지를 하고 있는 것으로 간주하였음.

### 3. 노동이동 형태에 따른 가구소득의 변화

여기서는 노동이동의 형태별로 t시점과 t+1시점의 가구소득이 어떻게 변화하였는가를 살펴보기로 한다. 노동이동의 형태가 근로소득 외에도 가구요인과 같은 매개요인들을 통해 가구소득에 영향을 미치는 메커니즘에 대해서는 뒤에 설명하기로 하고, 노동이동과 가구소득 간의 관계를 기술 하는데 초점을 맞추고자 한다.

아래 <표 3-15>는 노동이동의 형태별로 가구소득이 어떻게 변화하였는가를 나타낸 것이다. 표 우측의 증감 폭은 t+1시점의 가구소득에서 t시점의 가구소득을 뺀 값의 평균값이다. 먼저 t+1시점에 상용직 근로자로 진입한 근로자의 가구소득을 보면, 임시직 및 비임금 근로자에서 상용직 근로자로 진입한 집단의 경우는 가구소득이 감소하는 것으로 나타나며, 특히 비임금 근로자에서 상용직 근로자로 진입한 집단의 경우에는 그 감소 폭이 매우 크게 나타나고 있다. 이는 비임금 근로자의 t시점 가구소득이 매우 높았다는 점과 밀접한 관련이 있다. 반면에 실업자와 비경제활동인

구 중 상용직으로 진입한 집단의 경우에는 가구소득이 큰 폭으로 증가하는 것을 알 수 있다. 이어 임시직 근로자로 진입한 집단 중 상용직 근로자와 비임금 근로자를 제외한 모든 집단에서 가구소득이 증가하고 있음을 알 수 있다. 또한 일용직 근로자로 진입한 집단은 임시직 근로자에서 진입한 집단을 제외한 거의 모든 집단에서 가구소득이 증가한 것으로 나타나고 있다. 이는 일용직 근로자로 진입한 집단이 가구의 두 번째 소득원일 개연성이 높다는 점을 시사하는 것으로 판단된다. 비임금 근로자로 진입한 집단과 관련해서는 상용직 근로자와 임시직 근로자를 제외한 모든 집단에서 가구소득이 증가한 것을 알 수 있다. 실업자로 진입한 집단은 모든 집단에서 가구소득이 감소하는 것으로 나타나고 있다. 그 감소 폭은 상용직 근로자와 비임금 근로자에게서 가장 크게 나타나고 있다. 끝으로 비경제활동인구로 전환하는 경우에도 실업자와 동일한 현상이 나타나는 것을 확인할 수 있다.

노동이동 형태에 따른 가구소득의 변화는 많은 매개적 요인에도 불구하고 각 개인의 노동이동 형태에 따라 가구소득이 중요한 영향을 받는다는 점을 말해준다. 하지만 여기서 다음과 같은 의문을 제기할 수 있다. 그것은 종사상지위가  $t+1$ 시점에 어떠한 형태로 이동하더라도, 평균 가구소득의 변화는 크지 않다는 점이다. 이는 다양한 관점에서 해석할 수 있는 것으로 판단된다. 한편으로는 그것이 애당초 가구요인에 의해 상쇄되어 있을 개연성이다. 즉, 해당 개인의 근로소득이 가구소득 전체에 미치는 영향이 그리 크지 않을 개연성이 있는 것이다. 하지만 다른 한편으로는 근로자의 노동이동은 일정부분 자신의 기대소득에 따라 이동하는 경향이 존재할 개연성이 있는 것이다. 이 점에 대해서는 추후 보다 심층적인 분석을 통해 해결해야 할 것이다.

〈표 3-15〉 노동이동 형태에 따른 가구소득 변화

노동이동의 형태		가구소득의 변화 (단위: 만원)		
t시점	t+1시점	t시점	t+1시점	증감폭
상용	상용직	2,049,957	2,055,650	5,693
임시		1,468,270	1,446,280	-21,990
일용		1,340,250	1,388,668	48,418
비임금		2,106,483	1,873,327	-233,155
실업		823,230	1,045,822	222,592
비경활		1,252,001	1,539,055	287,054
소계(상용직 진입)		2,038,339	2,044,612	6,273
상용	임시직	1,514,340	1,474,685	-39,655
임시		1,466,160	1,479,212	13,052
일용		1,193,408	1,257,642	64,234
비임금		1,405,913	1,353,711	-52,202
실업		849,118	1,031,676	182,558
비경활		1,086,532	1,257,075	170,543
소계(임시직 진입)		1,442,998	1,462,197	19,200
상용	일용직	1,270,010	1,300,873	30,863
임시		1,113,688	1,113,095	-593
일용		1,150,003	1,169,021	19,018
비임금		1,097,653	1,204,735	107,082
실업		786,742	930,562	143,820
비경활		907,701	1,055,934	148,233
소계(일용직 진입)		1,114,851	1,151,027	36,176
상용	비임금근로자	1,631,831	1,556,862	-74,970
임시		1,442,672	1,441,295	-1,377
일용		1,171,514	1,201,868	30,353
비임금		1,520,526	1,528,704	8,178
실업		821,604	1,135,913	314,309
비경활		1,125,008	1,284,659	159,650
소계(비임금근로자 진입)		1,510,513	1,521,763	11,250

〈표 3-15〉 계속

노동이동의 형태		가구소득의 변화 (단위: 만원)		
상용	실업자	1,321,658	825,176	-496,483
입시		1,128,250	830,945	-297,305
일용		973,057	834,213	-138,844
비임금		1,201,012	738,370	-462,642
실업		743,041	737,073	-5,968
비경활		960,102	938,070	-22,032
소계(실업자 진입)		897,230	799,303	-97,927
t시점	t+1시점	t시점	t+1시점	증감폭
상용	비경제활동 인구	1,792,419	1,317,113	-475,305
입시		1,381,558	1,179,309	-202,249
일용		1,126,062	993,408	-132,654
비임금		1,386,189	1,107,899	-278,290
실업		921,246	948,207	26,961
비경활		1,269,464	1,272,534	3,070
소계(비경활 진입)		1,269,597	1,261,551	-8,046
전 체		1,518,924	1,524,706	5,782

노동이동 자체로는 그것이 개인의 근로소득에 어떠한 영향을 미치는지 확인하기 힘들며, 위에서와 같이 노동이동의 형태별로 가구소득의 변화를 살펴보아야 구체적인 분석이 가능하다. 그렇다면 여기서는 약간 각도를 바꾸어서, 노동이동과 개인근로소득 그리고 가구소득 간의 관계를 살펴보기로 한다. 아래 <표 3-16>은 노동이동이 개인근로소득에 미치는 영향을 가구소득과 관련지어 살펴본 것이다. 이 표에 대해 간략하게 설명하면, 노동이동을 경험한 집단을 중심으로 가구의 빈곤지위를 t시점과 t+1시점으로 구분하고, 각 집단별로 근로소득의 증감을 나타낸 것이다. 이를 통해 노동이동을 경험한 집단의 근로소득 감소가 빈곤지위에 어떠한 영향을 미쳤는가를 추정해 볼 수 있다.

먼저 개인이 노동이동을 경험하지 않았지만 근로소득이 증감함으로써 빈곤에서 벗어나거나 빈곤으로 진입하는 경우가 존재한다는 것을 알 수



있다. 이는 직장 내의 승진이나 일감의 증가 등으로 노동이동 없이 근로소득이 변화하는 경우이다. 아래 표는 실제로 노동이동을 경험하지 않고도 근로소득이 감소하여 빈곤화된 경우, 근로소득이 약 14만원 가량 감소하였음을 보여준다. 하지만 주목해야 할 점은 이들이  $t$ 시점의 근로소득이 어떠한 수준이었던가 하는 것이다. 이들의 근로소득은 약 73만원으로 동일한 비빈곤층의 148만원의 절반에도 미치지 못하는 저소득층이었던 것이다. 달리 표현하면, 노동이동 없이 근로소득이 감소하여 빈곤화된 집단은 빈곤선 주변에 밀집한 저소득층 근로자이며, 이들은 대부분 비정규직 노동자이거나 영세자영업자로 구성되어 있을 것으로 판단된다. 이는  $t$ 시점에 빈곤층이었다  $t+1$ 시점에 비빈곤층으로 탈출한 사람에게도 동일하게 적용된다. 즉  $t$ 시점에 비빈곤층으로 분류되었지만  $t+1$ 시점에 빈곤층으로 진입한 사람의 상당수는 빈곤선 주변에 밀집한 저소득층일 개연성이 큰 것이다. 물론 이 해석이 갖는 한계는 이들 중 일부는 다른 가구원의 소득에 의해 빈곤진입과 탈출이 결정되는 경우를 설명하기 힘들다는 점이다. 이와 관련해서는 다음 절에서 구체적으로 논의하기로 한다.

이어 노동이동을 경험하고 그에 따라 근로소득이 증감하여 빈곤으로 진입하거나 탈출한 집단에 대해 살펴보면, 빈곤에서 탈출하는 집단의 근로소득 증가폭은 전체 집단 중에서 가장 큰 것으로 나타나고 있다. 아래 표에 따르면,  $t$ 시점에 빈곤층이었다  $t+1$ 시점에 빈곤에서 벗어난 사람의 근로소득 증가는 약 61만원에 이르는 것으로 나타나고 있는 것이다. 이는 해당 개인의 취업이 해당 가구의 빈곤탈출에 가장 큰 영향을 미친 경우라고 해석할 수 있다. 물론 이 경우에도  $t$ 시점의 근로소득을 보면 그 수준이 전체 집단 중 가장 낮은 집단이라는 점을 확인할 수 있다. 이는 노동이동, 즉 취업을 통해 근로소득이 증가하여 빈곤에서 벗어났지만, 이들 집단은 대부분 여전히 빈곤선 주변에 분포하게 될 개연성이 높다는 점을 말해준다. 그리고 노동이동을 경험하고 비빈곤상태에서 빈곤상태로 진입한 집단

의 근로소득 감소폭 또한 54만원으로 매우 크게 나타나는 것을 확인할 수 있다. 이는 직관적으로 이해할 수 있는 사실, 즉 노동이동을 동반하지 않는 소득계층 변화에 비해, 노동이동을 경험하는 소득계층의 변화가 그 규모와 충격이 더 크다는 점을 재확인시켜주는 것이다.

〈표 3-16〉 개인근로소득의 증감과 빈곤지위의 변화

노동이동	t시점	t+1시점	t시점 근로소득 (A)	t+1시점 근로소득 (B)	B-A	
노동이동	없음	빈곤	빈곤	215,115	264,591	49,476
			비빈곤	364,587	657,336	292,749
			합계	249,822	358,047	108,226
		비빈곤	빈곤	732,783	590,066	-142,717
			비빈곤	1,485,442	1,476,975	-8,467
			합계	1,454,009	1,439,177	-14,832
		소계	빈곤	332,729	339,327	6,598
			비빈곤	1,437,350	1,440,454	3,104
			합계	1,266,004	1,268,372	2,368
	있음	빈곤	빈곤	228,233	403,612	175,379
			비빈곤	196,831	803,101	606,270
			합계	218,791	523,821	305,030
		비빈곤	빈곤	1,035,486	490,829	-544,657
			비빈곤	749,855	751,177	1,321
			합계	789,282	716,093	-73,189
소계		빈곤	497,133	432,017	-65,116	
		비빈곤	682,854	757,505	74,651	
		합계	627,692	661,247	33,555	
전체	빈곤	빈곤	216,367	278,725	62,358	
		비빈곤	342,709	677,007	334,298	
		합계	246,601	376,252	129,651	
	비빈곤	빈곤	778,786	574,687	-204,099	
		비빈곤	1,451,234	1,440,826	-10,408	
		합계	1,419,821	1,399,538	-20,283	
	소계	빈곤	350,636	349,939	-697	
		비빈곤	1,399,296	1,403,605	4,309	
		합계	1,227,702	1,229,543	1,841	

#### 4. 노동이동 형태별 집단의 특성

이제 노동이동의 형태별로 각 집단이 어떠한 특성을 갖고 있는지 살펴 보기로 한다. 먼저 연령과 관련해서는 실업자에서 상용직으로 진입하는 집단의 평균 연령이 상대적으로 낮아, 젊은 층의 신규취업이 반영된 것으로 판단된다. 성별과 관련해서는 t시점에 상용직 근로자 중 남성의 비율이 높아 다른 모든 지위변동에 영향을 미치는 것을 알 수 있고, 비경제활동 인구에서 이동하는 집단은 여성의 비율이 높게 나타나고 있다. 상용직에서 비경제활동인구로 진입하는 사람 중에는 상대적으로 여성의 비율이 높게 나타나고 있다. 이는 주로 출산이나 보육 등의 이유로 경제활동을 포기하는 집단이 상당수를 차지한다는 것을 의미한다. 그리고 임시직과 일용직 근로자 간에 이동하는 집단 또한 여성의 비율이 높게 나타나고 있다. 교육수준과 관련해서는 상용직을 계속 유지하는 집단, 그리고 상용직 근로자와 비임금근로자 간에 이동하는 집단에게서 고학력자의 비중이 유의미하게 높은 것을 알 수 있다. 반대로 임시직과 일용직 근로자 간에 이동하는 집단에게서는 저학력자의 비중이 높은 것을 확인할 수 있다.

〈표 3-17〉 노동이동 형태별 집단의 인구학적 특성

노동이동의 형태		연령	성별		교육수준			전체
t시점	t+1시점		남성	여성	중졸이하	고졸	초대졸이상	
상용	상용직	41.0	76.8	23.2	11.7	40.9	47.3	100.0
임시		41.5	53.7	46.3	28.5	51.3	20.2	100.0
일용		43.3	48.4	51.6	38.7	51.0	10.3	100.0
비임금		43.7	81.2	18.8	14.9	41.7	43.5	100.0
실업		38.4	63.4	36.6	16.9	49.2	33.9	100.0
비경활		42.8	39.1	60.9	26.1	42.4	31.4	100.0
상용	임시직	40.8	62.1	37.9	18.0	54.1	27.9	100.0
임시		43.0	37.4	62.6	29.8	52.1	18.1	100.0
일용		43.5	34.2	65.8	39.4	52.6	8.1	100.0
비임금		43.7	49.8	50.2	26.4	51.1	22.6	100.0
실업		40.7	48.9	51.1	24.6	57.0	18.4	100.0
비경활		43.7	25.0	75.0	33.2	49.8	17.0	100.0
상용	일용직	40.8	59.3	40.7	35.0	48.6	16.4	100.0
임시		43.4	35.6	64.4	39.7	52.8	7.5	100.0
일용		46.7	47.1	52.9	52.5	41.9	5.6	100.0
비임금		46.4	57.6	42.4	41.3	49.7	9.1	100.0
실업		44.2	57.1	42.9	43.8	47.8	8.5	100.0
비경활		48.0	33.0	67.0	56.1	38.0	5.9	100.0
상용	비임금근로자	40.1	78.9	21.1	10.7	44.6	44.6	100.0
임시		42.7	44.8	55.2	26.7	50.4	22.8	100.0
일용		46.6	57.9	42.1	45.0	45.0	9.9	100.0
비임금		45.5	63.2	36.8	27.5	49.6	22.9	100.0
실업		42.4	69.5	30.5	20.6	54.7	24.8	100.0
비경활		46.4	28.4	71.6	38.7	42.9	18.4	100.0
상용	실업자	39.1	70.0	30.0	20.7	47.7	31.7	100.0
임시		40.6	46.2	53.8	27.3	57.4	15.3	100.0
일용		44.8	53.8	46.2	48.0	45.7	6.3	100.0
비임금		42.4	65.6	34.4	25.6	55.3	19.1	100.0
실업		42.6	63.1	36.9	25.9	54.0	20.1	100.0
비경활		42.0	33.2	66.8	26.5	56.0	17.5	100.0
상용	비경제활동인구	40.3	50.0	50.0	18.8	40.4	40.7	100.0
임시		42.8	20.1	79.9	33.3	50.3	16.4	100.0
일용		48.3	34.2	65.8	57.7	36.4	5.9	100.0
비임금		46.0	27.3	72.7	36.8	45.6	17.7	100.0
실업		42.4	37.3	62.7	26.5	55.8	17.7	100.0
비경활		48.3	19.9	80.1	37.2	43.2	19.6	100.0
전체		44.9	47.8	52.2	28.8	45.4	25.8	100.0

## 제6절 노동이동이 소득변동에 미치는 영향

앞서 노동이동의 형태별 분포와 개인근로소득의 변동에 대해 살펴보았다. 이미 예측할 수 있었던 바와 같이, 특정한 형태의 노동이동은 개인근로소득, 더 나아가 가구소득에 중요한 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 그리고 이는 소득분배구조, 특히 소득계층 간 소득격차와 빈곤율 증가에 간과할 수 없는 영향을 미칠 것으로 예상된다. 요약하면, 사회 전체적으로 어떠한 형태의 노동이동이 증가하는가에 따라 전체 소득분배구조 및 빈곤율 증가에 영향을 미칠 수 있는 것이다. 따라서 이 절에서는 노동이동에 영향을 미치는 요인과 노동이동이 가구소득에 미치는 영향을 살펴보려고 한다.

분석대상은 15세 이상 비학생 가구주 및 배우자로 통제하였다. 이는 앞서 설명한 바와 같이, 개인 근로소득에 대한 정보가 제한적으로 제공되고 있기 때문이다. 따라서 이러한 특성을 갖지 않은 경제활동인구는 분석대상에서 제외되었으며, 아래 분석결과는 전체 취업자를 대상으로 하는 것이 아님을 밝혀둔다. 그리고 분석과정에서는 대상집단을 연령 및 교육수준 등에 따라 더 세부적인 집단으로 통제하였다.

### 1. 노동이동 결정요인

여기서는  $t+1$ 시점에 임금근로자로 이동하는 집단을 대상으로 그러한 노동이동에 영향을 미치는 요인과 영향의 정도를 살펴보았다. 분석모형은  $t+1$ 시점의 전체 임금근로자,  $t+1$ 시점의 상용직 근로자, 임시직 근로자, 일용직 근로자를 대상으로 구분하였다. 여기서 노동이동은 종사상지위 또는 취업상태의 변화를 의미하는 것으로 해석하였으며, 해당 집단 내에서 노동이동이 있는 집단을 1로 없는 집단으로 0으로 코딩하였다. 물론 직장이 바뀌지 않고 종사상지위가 바뀌는 경우도 존재하고 있으며, 이는 그렇지

않은 경우와 성격이 다를 수 있다. 하지만 여기서는 이러한 요인을 고려하지 않았음을 밝혀둔다. 그리고 노동이동에 영향을 미치는 설명변수로는 인구학적 특성과 가구특성 그리고 취업특성에 대한 항목을 투입하였다. 인구학적 특성으로는 성별, 연령, 교육수준을 투입하였으며, 가구특성에 대한 변수로는 혼인상태와 취업자 수를 투입하였으며, 취업특성과 관련해서는 t시점의 종사상지위, 근로시간을 투입하였다.

노동이동 결정요인을 살펴보기에 앞서 데이터의 특성을 살펴보면, 아래 <표 3-18>과 같다. 전체 분석케이스는 36만 케이스이며, 그 중 남성과 여성의 비율은 각각 47.9%와 52.1%로 분포하고 있다. 그리고 연령별 분포 및 교육수준 또한 일정한 분포로 구성되어 있다. 다만 혼인상태에서 미혼자의 비중과 종사지위 중 실업자의 비중은 매우 낮은 비중을 차지하고 있다.

〈표 3-18〉 분석대상의 특성 및 코딩

		분 포	%
성별	남자	172559	47.9
	여자	187604	52.1
연령	34세 이하	76045	21.1
	35~44세	126514	35.1
	45~54세	86697	24.1
	55세 이상	70907	19.7
교육수준	중졸 이하	104984	29.1
	고졸	163517	45.4
	초대졸 이상	91662	25.5
혼인상태	유배우	338097	93.9
	이혼사별	15197	4.2
	미혼	6869	1.9
거주지역	동부	291354	80.9
	면부	68809	19.1
주거형태	자가	231796	64.4
	전세	70671	19.6
	월세	42371	11.8
	무상기타	15325	4.3
종사지위	상용직	87524	24.3
	임시직	52826	14.7
	일용직	25931	7.2
	비임금	76942	21.4
	실업자	4832	1.3
	비경활	112108	31.1
전 체		360163	100.0

앞서 살펴본 바와 같이 노동이동에 영향을 미치는 요인은 매우 다양하다. 그렇다 각각의 요인이 어떠한 방향에서 작용하고 있는지 살펴보기로 하자. 아래 분석결과는 인구학적 특성, 가구특성, 취업특성에 관한 요인에 초점을 맞추고 있다.

먼저 성별은 남성에 비해 여성이 노동이동을 경험할 확률이 높은 것으로 나타나고 있다. 이는 노동이동에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타나고 있다. 이는 여성의 노동이동 경험율이 7.3%로 남성의 5.3%에 비해 높다는 점을 통해 확인할 수 있다. 연령이 노동이동에 미치는 영향을 보면, 34세 이하 집단에 비해 35~44세 집단은 노동이동을 경험할 확률이 다소 높은 것으로 나타나고 있으나, 유의수준은 낮은 것으로 나타나고 있다. 하지만 45~54세 집단은 기준집단에 비해 노동이동이 감소하는 것으로 나타나고 있다. 교육수준을 보면, 대졸이상 고학력자에 비해 중졸이하 학력자와 고졸자가 노동이동을 경험할 확률이 높은 것으로 나타나고 있으며, 교육수준이 낮을수록 노동이동을 경험할 확률이 높은 것으로 나타나고 있다.

이어 가구특성은 세 가지 측면에서 살펴볼 수 있다. 먼저 개인의 인구학적 특성과의 관련이 있는 혼인상태를 보면, 유배우자에 비해 이혼 또는 사별자가 노동이동을 경험할 확률이 높은 것으로 나타나며, 미혼인 경우에는 그 확률이 더 큰 것으로 나타나고 있다. 이어 가구 내 취업자 수는 가구의 생계를 책임질 사람이 있다는 점에서 해당 가구원의 노동이동이 좀 더 용이할 수 있는가 하는 점을 살펴보고 있다. 이와 관련해서 취업자 수가 1명 증가하면 노동이동을 경험할 확률이 1.2배 증가하는 것으로 나타나고 있다. 주거형태는 노동이동에 유의미한 영향을 미친다는 것을 알 수 있다. 특히 월세와 무상거주자가 노동이동을 경험할 확률이 높은 것으로 나타나고 있다. 그리고 해당 개인이 거주하고 있는 지역 또한 노동이동에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 즉 도시지역에 비해 농어촌지역에 거주하는 사람이 노동이동을 경험할 확률이 낮은 것으로 나타나기 때문이다. 이는 노동시장의 지역적 특성을 반영하는 것으로 이해할 수 있다.

또한 t시점의 종사상지위 및 취업특성이 노동이동에 미치는 영향을 살



펴보았다. 이는 앞서 살펴본 것과 동일한 결과를 보여주고 있다. 상용직 근로자에 비해 임시직 근로자가 노동이동을 경험할 확률은 약 3배가량 높게 나타나며, 일용직은 무려 6.2배 높게 나타나고 있다. 그리고 비임금근로자가 노동이동을 경험할 확률은 상용직 근로자에 비해 약 두 배 가량 높게 나타나고 있다. 그리고 실업자는 구직자를 의미한다는 점에서 노동이동이 매우 높게 나타나고 있다. 비경제활동인구는 상용직 근로자에 비해 노동이동을 경험할 확률이 높지만, 상대적으로 다른 집단에 비해서는 낮은 것으로 나타나고 있다. 이는 비경제활동인구 중 노동시장으로의 진입을 경험하는 집단의 비중이 낮다는 것과 밀접한 관련이 있다.

끝으로 해당 가구원이 속한 가구의 소득지위가 해당 가구원의 노동이동에 미치는 영향을 살펴보았다. 여기서 소득지위는 t시점의 소득을 의미한다. 아래 분석결과에 따르면, 소득지위가 상향 이동할수록 해당 개인의 노동이동 확률이 감소하는 것을 알 수 있다.

〈표 3-19〉 노동이동 결정요인 분석결과

		노동이동=1		
		B	S.E.	Exp(B)
인구특성	성별(r=남성)	0.054**	0.017	1.056
	연령(r=34세 이하)			
	35~44세	0.035*	0.020	1.036
	45~54세	-0.093***	0.025	0.912
	55세 이상	-0.341***	0.028	0.711
	교육수준(r=대졸이상)			
중졸이하	0.335***	0.025	1.398	
고졸	0.190***	0.021	1.209	
가구특성	혼인상태(r=유배우)			
	이혼사별	0.116***	0.032	1.123
	미혼	0.476***	0.046	1.609
	취업자 수	0.167***	0.012	1.182
	주거형태(r=자가)			
	전세	0.073*	0.037	1.076
	월세	0.131***	0.039	1.140
	무상/기타	0.272***	0.040	1.313
지역(r=동부)	-0.106***	0.018	0.900	
취업특성	취업지위(r=상용직)			
	임시직	1.176***	0.031	3.240
	일용직	1.836***	0.032	6.273
	비임금근로자	0.727***	0.031	2.070
	실업자	2.930***	0.047	18.726
	비경활자	0.441***	0.039	1.554
노동시간	-0.015***	0.001	0.985	
가구소득	소득5분위	-0.154***	0.006	0.857
Constant		-3.035***	0.056	
-2LL		173966.146		
Chi-Square		47099.97		

## 2. 임금근로자의 노동이동과 소득변동

15세 이상 가구주 및 배우자를 대상으로 노동이동이 가구소득에 미치는 영향을 살펴보았다. 하지만 이를 설명하기 위한 모형을 구축하는 과정에서 나타나는 가장 큰 문제점은 개인의 노동이동이 가구소득에 미치는 영향이 다른 많은 요인에 의해 매개되는 특성을 갖는다는 점이다. 개인근로소득이 가구소득에 가장 큰 영향을 미친다는 점은 잘 알려져 있지만, 그 외에도 간과할 수 없는 중요한 요인이 존재하는 것이다. 예를 들면, 다른 취업가구원의 존재와 재산소득(부동산 임대소득 및 금융소득)은 가구소득에 매우 중요한 영향을 미치게 된다. 달리 표현하면, 특정 가구원의 노동이동에 따라 근로소득이 증감하더라도 그것이 다른 가구원의 취업상태 및 근로소득 변화에 의해 상쇄될 수 있음을 의미한다. 따라서 가구소득에 영향을 미치는 이러한 요인들을 효과적으로 통제하는 방안이 필요한 것이다. 여기서는 이 문제를 해결하는 방법의 하나로 가구소득에서 전체 근로소득을 제외한 소득의 비중과 가구 내 취업자 수를 투입하였다. 이는 개인의 노동이동 및 근로소득 변화에도 가구소득 또는 소득지위가 변동하지 않는 요인을 통제하는데 목적이 있다. 결국 독립변수는 ①노동이동 횟수(Labor\_M), ②가구소득 내 비근로소득의 비중(Percent\_Inc), ③가구 내 취업자 수(Earner\_N)로 구성된다. 끝으로 분석대상은 24개월 이상 연속적으로 응답한 임금근로자로 제한하였으며, 종속변수인 가구소득(Income\_1)은 만 원단위로 조정하였다.

위의 분석모형에 따라 다중회귀분석을 한 분석결과는 아래와 같다. 전체적으로 모형의 설명력이 낮게 나타나고 있으나, 그 중 저학력자를 대상으로 한 분석결과([모형 II])는 상대적으로 높은 설명력을 보이고 있다. 이는 노동이동이 가구소득에 미치는 영향이 저학력집단에게서 유의미하게 나타나고 있음을 의미하는 것이다. 먼저 24개월 이상 응답한 전체 집단을

대상으로 노동이동이 가구소득에 미치는 영향을 살펴보면, 모든 모델에서 노동이동 횟수가 증가하면 가구소득이 감소하는 것을 알 수 있다. 그리고 취업가구원이 한 명 증가하면 그에 따라 가구소득이 증가하는 것을 확인할 수 있다. 반면에 전체 가구소득에서 비근로소득이 차지하는 비중은 [모형 III]와 [모형 IV]에서 유의미하게 나타나지 않고 있다. 그리고 이어지는 <표 3-21>은 노동이동이 가구소득의 변화에 미치는 영향을 살펴본 것이다. 이 분석결과 또한 <표 3-20>의 결과와 유사하게 나타나고 있다.

<표 3-20> 노동이동이 가구소득에 미치는 영향에 대한 분석결과

	[모형 I] 전체 집단		[모형 II] 저학력자		[모형 III] 고졸자		[모형 IV] 고학력자	
	B	Std. Error	B	Std. Error	B	Std. Error	B	Std. Error
Labor_M	-12.754** *	0.452	-6.390***	0.929	-13.867***	1.025	-28.702***	2.191
Earners_N	91.791***	1.363	94.349***	1.878	88.491***	2.311	125.061***	4.132
Percent_Inc	0.747***	0.034	0.007	0.047	0.174***	0.064	0.034	0.124
(Constant)	171.748** *	2.374	69.516***	3.943	152.510***	3.862	186.370***	6.580
R2	0.193		0.374		0.157		0.164	

<표 3-21> 노동이동이 가구소득 변화에 미치는 영향에 대한 분석결과

	[모형 I] 전체 집단		[모형 II] 저학력자		[모형 III] 고졸자		[모형 IV] 고학력자	
	B	Std. Error	B	Std. Error	B	Std. Error	B	Std. Error
Labor_M	-5.689***	0.233	-2.695***	0.468	-5.746***	0.534	-13.081***	1.157
Earnmer_N	49.930***	0.702	52.180***	0.946	48.747***	1.205	61.137***	2.182
Percent_Inc	-0.376***	0.017	0.094***	0.024	-0.130***	0.034	-0.054	0.065
(Constant)	67.149***	1.224	9.810***	1.986	59.364***	2.014	78.502***	3.475
R2	0.200		0.411		0.165		0.143	

### 제7절 정책적 시사점

지금 우리사회의 최대 정책현안은 소득분배구조가 악화되고 있다는 점이고, 이 문제를 해결하기 위해서는 일자리 창출과 소득보장체계를 강화하는 것이 시급하다고 판단된다. 하지만 그렇다고 저임금과 고용불안에 노출된 일자리를 창출해서는 소득분배구조를 개선하기 힘들 것이다. 이는 지난 수년간 우리사회에서 창출된 일자리 중 상당수가 매우 취약한 일자리였다는 점과 밀접한 관련이 있다. 동일한 맥락에서 소득보장을 위한 지출이 확대된다고 소득분배구조가 개선되는 것은 아니다. 일시적으로 빈곤율이 감소하는 효과를 나타낼 수는 있으나 지속가능성을 담보하기 힘든 것이다. 이는 일자리 창출과 소득보장체계가 서로 유기적으로 개편되어야 한다는 점을 시사한다. 특히 이러한 정책은 우리사회에서 <저임금·고용불안·실업>의 위험에 노출된 근로자들이 누구인가를 이해하는 노력을 전제로 한다.

위와 같은 맥락에서 본 연구는 노동이동이 어떠한 인구집단에게 부정적인 영향을 미치는지 살펴보고자 하였다. 분석결과는 노동이동이 개인근로소득 및 가구소득에 미치는 영향이 매우 복잡한 메커니즘에 의해 결정되고 있다는 점을 보여주고 있다. 특히 노동이동의 형태에 따라 그것이 근로소득 및 가구소득에 미치는 영향이 상반된 방향으로 나타나고 있음을 알 수 있다. 앞서 언급하였던 바와 같이, 노동이동은 상용직과 임시직, 일용직과 비경제활동인구 간에 활발하게 나타나고 있으며, 후자를 중심으로 한 노동이동량의 증가는 소득분배구조에 부정적인 영향을 미칠 것으로 판단된다. 이 점에서 노동의 하향이동을 억제하는 대책은 매우 중요한 의미를 갖는다.

노동이동이 가구소득에 미치는 영향에 대한 분석결과는 노동이동량이 증가할수록 가구소득에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 이는 모든 분석대상에서 동일하게 나타났으나, 저학력자에게서 더 큰 설명력을 갖고 있었다. 이는 노동이동이 근로소득 및 가구소득의 상향이동이라는 두 가지 상반된 경향성을 나타내지만, 적어도 2003년~2006년까지 4년간 가구소득에 부정적인 영향을 미쳤다는 점을 말해준다. 그리고 노동이동은 우리사회의 취약계층에게 더욱 부정적인 영향을 미칠 개연성이 크다는 점을 시사한다. 노동이동량 증가에 따른 소득감소를 상쇄하기 위해서는 다른 가구원의 취업이 중요한 역할을 하게 되지만, 취약계층의 가구 특성 상 이러한 변화가 용이하지 않기 때문이다.

이러한 분석결과에 비추어 볼 때, 빈곤층 및 취약계층에 대한 지원정책은 가구원의 취업을 촉진할 수 있는 취업지원정책이 강화되어야 하며, 불완전취업자에게는 고용안정 또는 양질의 일자리로의 재취업을 활성화할 수 있는 조치가 마련되어야 한다고 말할 수 있다. 그리고 이러한 정책에도 불구하고 빈곤에 노출된 집단에게는 소득보장체계를 강화해야 할 것이다.

## 제4장 소득분배상의 지위로 본 자영업자의 특성 분석

### 제1절 자영업자 소득분배 특성 분석의 필요성

#### 1. 자영업자 가구의 비중과 취약성

최근 소득분배구조 악화의 원인으로 비정규직 근로자의 비중 증가와 함께 자영업 부문의 부진이 지적되어 왔다. 통계청의 <(도시)가계조사> 자료에 따를 경우 가구주가 자영업에 종사하는 인구는 전체의 약 30%를 상회하는 것으로 나타나, 우리 사회의 소득분배구조 변화를 분석할 때 결코 간과될 수 없는 큰 비중을 지님을 알 수 있다. 또한 아래의 <표 4-3>에서 보듯이 도시 자영업자가구는 도시 근로자 가구에 비해 소득이 상대적으로 높지 않아 빈곤에 빠지기 쉬운 인구학적 특성을 갖는 집단의 비율이 높다. '99~'06년간 평균치를 비교해 보면 도시 자영업자 가구에 속하는 인구는 도시 근로자 가구에 속하는 인구에 비해 여성가구의 비율만 낮을 뿐, 60대 이상 고령가구주 가구의 인구 비율(자영업자 8.54%, 근로자 6.61%), 중졸이하 저학력 가구주 가구의 인구 비율(자영업자 16.9%, 근로자 19.3%) 모두 높다. 이와 같은 특성을 감안하여 볼 때, 자영업자(이하 자영업자)의 소득분배상 특성을 정확히 이해하지 않고서는 우리사회 소득분배구조 변화의 실태와 원인을 정확히 파악할 수 없고, 따라서 이른바 양극화 해소와 민생안정을 위한 각종 대책이 충분히 실효를 거둘 것으로 기대하기 힘들다.

〈표 4-1〉 2인 이상 도시가계의 가구주 종사상지위별 구성 변화

단위(%)

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	평균
근로자	55.80	56.20	55.88	55.78	58.85	58.82	58.72	59.36	57.43
자영자	31.89	32.32	32.68	33.16	30.87	31.07	30.44	29.39	31.48
무직자	12.31	11.48	11.44	11.05	10.28	10.11	10.84	11.26	11.10

자료: 통계청, (도시)가계조사 원자료.

〈표 4-2〉 2인 이상 전체가계의 가구주 종사상지위별 구성 변화

단위(%)

	2003	2004	2005	2006	평균
근로자	58.28	58.21	58.13	58.41	58.26
자영자	30.85	31.03	30.51	29.71	30.53
무직자	10.87	10.76	11.36	11.88	11.22

자료: 통계청, 가계조사 원자료.



〈표 4-3〉 도시가계 구성별 취약계층 분포 비교  
(단위: %)

		1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
여성 가구주 비율	전체	14.83	15.07	15.22	16.17	13.58	15.31	16.38	16.37
	근로	12.66	13.91	14.11	14.62	12.42	14.29	15.08	14.73
	자영	11.59	10.01	9.93	11.43	9.04	10.43	12.16	13.24
	무직	33.06	35.05	35.71	38.20	33.82	36.17	35.29	33.21
60대 이상	전체	8.14	9.23	9.53	10.59	9.24	10.03	11.04	11.74
	근로	4.29	4.82	4.79	5.73	4.67	5.52	6.31	6.61
	자영	6.33	6.81	7.03	7.78	7.14	7.94	8.50	8.54
	무직	30.32	37.64	39.82	43.49	41.71	42.67	43.74	47.19
중졸 이하	전체	22.78	22.68	22.10	22.05	20.51	20.91	21.2	20.00
	근로	19.84	20.51	19.51	18.76	18.5	18.13	18.15	16.90
	자영	22.42	21.12	20.16	20.46	19.46	21.26	20.92	19.29
	무직	37.02	37.76	40.31	43.41	35.26	36.02	38.41	38.19

자료: 통계청, (도시)가계조사 원자료.

## 2. 자영자 소득자료의 문제

과거에는 자영자 가계의 소득 데이터가 제공되지 않는 자료상의 한계로 인해 자영자의 소득실태 및 변동과, 그것이 전체 사회의 빈곤 및 불평등에 미치는 영향이 제대로 파악되지 못하였다. 이러한 문제를 해결하기 위해 자영자 가계의 추정한 후, 추정된 소득을 근거로 자영자 가계의 소득 분배상태를 분석하려는 시도가 이루어져 왔다. 예를 들어 나성린·유종구(1991), 이정우·황성현(1998)이 소비함수의 추정을 통해 소득을 역산하는 방법으로 자영자의 소득을 추정하여 분석한 바 있으며, 성명재·전영준

(1999)이 역소비함수를 구성하여 소득을 직접적으로 추정한 바 있다.<sup>15)</sup>

도시근로자의 소비함수를 통해 자영자 소득을 추정하는 경우, 근로자 가구와 자영자 가구가 동일한 소비함수를 갖고 있는 것을 가정한다. 그런데 '99~'06년 도시가계의 소득 데이터를 통해 볼 때 도시근로자 가구의 평균소비성향(소비/가처분소득)은 0.76인 반면 도시자영자 가계는 0.81로 나타나, 소득추정을 통한 자영자가계의 소득실태 분석은 한계가 있을 수밖에 없음이 사후적으로 확인되고 있다.

한편 금재호 등(2006)은 한국노동패널상의 자영업주 사업소득 추이를 분석하고 있다. 그러나 한국노동패널의 경우 자영업주에게 전체 매출액에서 비용과 세금을 제외한 소득이 얼마인지를 질문하는 방식으로 소득을 파악했기 때문에 시장소득의 규모 파악이 불가능하고, 또한 이 연구가 스스로 밝히고 있듯이 적자인 자영업주를 분석대상에서 제외함으로 인해 자영업주의 월평균 소득이 과대추정되는 문제점을 해결할 수 없다.<sup>16)</sup>

다행히도 2003년 이후부터는 통계청이 도시는 물론 농어촌의 근로자 및 자영자 가계에 관한 소득정보를 제공하고 있어, 비록 한정된 시계열에 해당되지만 자영자 가계의 소득분배 실태에 대한 분석이 가능하게 되었다. 본 연구에서는 통계청 <가계조사('03~'06)>의 소득자료를 이용하여 자영자의 소득분포 및 소득계층 이동상의 특징을 살펴보고자 한다. 몇몇 분석의 경우 '99~'06년간 도시자영자의 소득자료를 이용하여 분석한 이병희·강신욱 외(2007)의 분석결과를 이용할 것이다. 또한 필요한 경우 '03~'06년간 가계조사자료의 가구식별번호를 이용하여 연결자료를 구성한 후 자영자 집단의 소득지위 변화에 대한 동태적 특성 분석을 시도할 것이다.

15) 자영업자의 소득을 추정하는 다양한 방법에 대한 소개는 김현숙(2006)을 참조할 것.

16) 금재호 외(2006) p.93.

### 3. 분석 자료 및 방법

통계청의 가계조사자료에서는 기본적으로 가구단위의 소득 위주로 조사되어 있다. 근로소득과 사업소득의 경우 가구주소득, 배우자소득, 기타가구원 소득으로 구분되어 있기는 하지만, 가구원이 4명 이상인 경우 가구소득을 개인별 소득으로 환산하는 것은 불가능하다. 더구나 배우자가 소득이 있는 경우라 하더라도 배우자의 종사상 지위에 관한 정보는 없고 가구주의 종사상 지위만 제공된다. 가구주가 직업이 없는 경우 무직가구로만 구분될 뿐 실업자인지 비경제활동인구인지도 구별할 수 없다. 따라서 가계조사 자료를 이용할 경우 자영업자의 특성분석은 곧 가구주가 자영업에 종사하는 가구의 특성분석을 의미하게 된다. 이때 각종 소득값들은 가구의 소득값을 가구원수의 제곱근으로 나누는 방법으로 가구균등화지수를 적용하였다. 또한 가중치는 개인가중치를 적용하였다. 따라서 이하의 자영업자 가구 분석을 통해 제시되는 수치는 모두 자영업자를 가구주로 둔 가구의 가구원들을 대표하는 것으로 이해되어야 할 것이다. 예컨대 아래에서 언급되는 자영업자가구의 빈곤율이란 전체 자영업자 가구주 가운데 빈곤한 자영업자 가구주의 비율이 아닌 자영업자 가구에 속하는 전체 인구 가운데 빈곤가구에 속하는 인구의 비율을 의미한다.

자영업자 가구의 소득지위 변동도 중요한 정보이지만, 자영업자 개인의 취업상태 변동 또한 고용상황의 변화가 소득분배구조 변화에 어떤 영향을 미치는지를 판단하는 데 매우 중요한 자료이다. 따라서 개인별 고용상태의 변화를 분석하기 위해서는 같은 기간('03~'06년) 동안의 가계조사 자료와 경제활동인구조사 자료를 연결시키는 작업을 거친 후 이 연결데이터를 이용하여 분석하였다. 이 과정에서 개인별 소득의 확인이 불가능한 기타 가구원을 제외하고, 가구주와 가구주의 배우자만을 분석 대상으로 하였다. 이 경우, 경제활동인구조사 상의 모든 개인별 자료를 사용하지 않음

에 따라 원시자료 상의 가중치는 사용하지 않았다.

#### 4. 이 장의 구성

이 장은 다음과 같은 순서로 이루어진다. 먼저 2절에서는 자영자가구의 소득분포 특성을 개괄한다. 가구주가 자영자인 가구의 실질소득 증가율을 근로자 가구 등과 비교하고, 그 결과 빈곤율, 지니계수 등 기본적 분배지표가 어떻게 다르게 나타나는지를 보일 것이다. 3절에서는 2절의 논의를 더욱 진행하여 자영자의 시장소득 분위별 분포확률을 근로자와 비교한다. 특히 2003년 이후 2006년까지 이러한 분포 특성이 어떻게 변해왔는지를 봄으로써 자영자의 소득지위 변화에 대해 분석할 것이다. 3절까지의 자영자의 소득분배상태에 대한 시계열적 분석이었다면, 4절은 동태분석을 시도한다. 가구주의 종사상 지위가 바뀔 때 따라 소득분위에 어떤 변화가 일어났으며, 자영자로의 진입 혹은 자영자로부터의 탈피시 어떤 변화가 수반되었는지를 살펴봄으로써 자영자 가구에 대한 특성을 분석할 것이다. 4절까지의 분석은 주로 가계조사자료를 이용하여 이루어진다. 5절은 자영자층의 종사상 지위 변화를 경제활동인구조사 자료를 분석함으로써 좀 더 구체적으로 살펴본다. 마지막 5절에서는 이전까지 논의를 요약하고 정책적 시사점을 제시할 것이다.

### 제2절 자영자 소득분포의 특성

#### 1. 근로자와의 실질소득 증가율 격차

아래의 <표 4-4>는 가구주 종사상 지위별 실질소득의 변화추이를 보여 줌과 동시에 각 집단간 실질소득의 상대적 차이를 보여주고 있다. 즉, 각

년도 도시근로자가계의 실질시장소득을 100으로 보았을 때, 각 집단의 실질시장소득의 상대적 크기를 보여준다. '99-'06년 평균을 보면 도시자영자는 도시근로자에 비해 94.1%의 소득을 얻고 있는데, 이는 도시 상용노동자보다는 높은 수준이나 도시 사무직 근로자의 약 76.5%에 해당되는 수준이다. 도시근로자 대비 상대적 소득은 '03-'06년간에는 92.2%로 하락하여, '03년 이후 도시자영자와 도시근로자의 상대적 소득격차가 더욱 확대된 것을 알 수 있다.

한편 농어촌을 포함할 경우에는 근로자와 자영자의 소득격차가 더 벌어져, '03~'06년 평균 전체 자영자는 전체 근로자가구 시장소득의 91.4%를 얻는 것으로 나타난다. 농촌만을 분리하여 볼 경우 자영자와 근로자의 상대적 소득격차는 더 커져, 농촌자영자는 농촌근로자에 비해 88.2%의 소득을 얻고 있음을 확인할 수 있다. 농촌자영자의 상대적 소득지위는 도시 상용근로자보다는 낮고 도시 임시일용직 근로자보다는 높은 상태이다.

〈표 4-4〉 집단간 실질시장소득의 상대적 비율 변화  
추이(도시근로자가계=100)

(단위 :%)

구분	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	평균 (03-06)	평균 (99-06)
도시	91.97	93.54	93.02	92.88	92.80	92.36	92.03	91.44	92.16	92.51
도시근로	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
도시사무	122.86	122.57	123.36	123.73	122.73	123.00	123.24	122.70	122.92	123.02
도시상용	85.58	87.70	85.94	86.02	89.02	94.25	86.96	85.52	88.94	87.62
도시임시일 용	67.53	67.16	69.65	69.63	68.25	66.63	63.56	64.25	65.67	67.08
도시자영	94.48	97.07	95.88	96.51	93.92	91.85	92.13	91.07	92.24	94.11
도시무직	49.09	52.01	50.77	46.11	48.15	49.49	48.56	47.26	48.36	48.93
농촌					75.52	76.73	77.45	76.52	76.55	
농촌근로					87.05	88.22	90.80	91.25	89.33	
농촌자영					79.38	79.41	78.97	77.48	78.81	
농촌무직					22.68	27.44	22.89	23.65	24.17	
전체					90.21	90.01	89.85	89.18	89.81	
근로					98.17	98.33	98.70	99.46	98.67	
자영					91.76	89.99	90.14	88.88	90.19	
무직					43.15	45.03	43.74	42.62	43.64	

자료: 이병희·강신욱(2007)에서 인용

이러한 실질소득의 격차는 이 기간동안의 각 소득범주별 증가율을 통해 다시 확인된다. <표 4-5>는 '99~'06년간 또는 '03~'06년간 근로자와 자영자의 소득증가율을 비교하고 있다. 이에 따르면 '99~'06년간 도시자영자 가구의 실질시장소득 평균증가율은 3.28%로 도시근로자 가구의 증가율 3.81%보다 낮다. 그런데 <표 4-6>에서 확인되듯이 동 기간동안 시장소득

에서 차지하는 근로소득과 사업소득의 비율이 도시근로자가구의 경우 각각 약 66.0%와 25.9%를 차지한 데 반해 도시자영업자가구의 경우 근로소득은 22.1%, 73.3%를 차지한다. 이러한 시장소득 구성비중의 차이를 고려하여 주 소득원간 증가율을 비교할 경우, 도시근로자 가구의 근로소득 증가율은 4.13%이고 도시자영업자 가구의 사업소득 증가율은 2.32%로 주요 소득원의 집단간 소득증가율 격차는 더 크게 나타나고 있다.

〈표 4-5〉 '99~'06('03~'06)년간 실질소득증가율

(단위: %)

	도시 (99~06)						전체 (03~06)		
	도시 근로	도시 근로			도시 자영		근로	자영	
		사무직	상용노무	임시일용					
시장소득	3.74	3.83	3.81	3.82	3.09	3.28	2.34	3.18	1.65
경상소득	3.92	3.97	3.90	4.01	3.38	3.38	2.65	3.41	1.82
가처분소득	3.66	3.70	3.59	3.78	3.26	3.16	2.38	3.19	1.47
근로소득	5.20	4.13	4.08	4.13	3.48	6.80	2.87	2.85	4.75
사업소득	1.49	3.83	2.83	6.16	-1.05	2.32	-0.39	4.87	0.08

자료: 이병희·강신욱(2007)에서 재구성

〈표 4-6〉 소득범주별 시장소득 대비 비중(기간 평균값)

(단위: %)

	도시 (99~06)						전체 (03~06)		
	도시 근로	도시 근로			도시 자영	전체	근로	자영	
		사무직	상용노무	임시일용					
시장소득	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	
근로소득	66.02	92.12	92.91	91.84	90.43	22.12	68.05	92.64	
사업소득	25.93	3.63	3.43	3.94	3.52	73.33	25.11	3.67	

자료: 이병희·장신옥 외(2007)에서 재구성

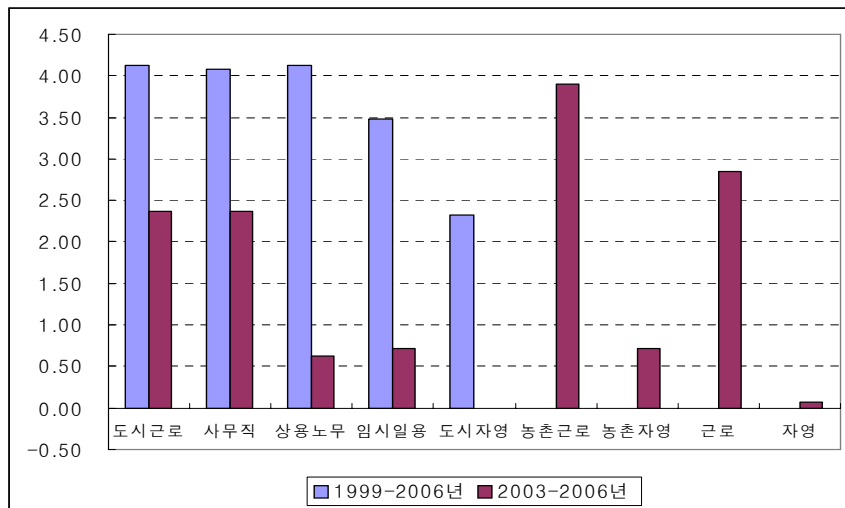
이러한 사정은 농어촌 근로자와 자영자를 포함하여 비교할 경우 더 악화된다. '03~'06년간 도시와 농어촌을 모두 포괄하는 2인 이상 전체 가구를 비교할 경우 근로자가구의 시장소득 증가율은 3.18%인 반면 자영자의 근로소득 증가율은 1.65%에 불과하다. 한편 이 기간동안 근로자 가구의 근로소득이 시장소득에서 차지하는 비율은 평균 92.64%, 사업소득의 비율은 3.7%였고, 자영자 가구의 근로소득이 시장소득에서 차지하는 비율은 평균 22.4%, 사업소득의 비율은 73.6%였다. 주 소득원의 증가율을 비교하면 근로자 가구의 근로소득 증가율은 2.85%인 반면 자영자가구의 사업소득 증가율은 0.08%였다. 즉 전체 자영자 가구의 사업소득은 지난 4년간 거의 0에 가까운 상태였던 것이다.

아래의 [그림 4-1]은 '99~'06년간의 도시근로자 근로소득 증가율과 도시자영자 사업소득 증가율, '03~'06년간 도시, 농촌, 전체의 근로자 근로소득 증가율과 자영자 사업소득 증가율을 보여주고 있다. 도시자영자의 사업소득 증가율은 도시근로자 가운데 임시·일용직의 근로소득 증가율보



다 낮다. '03~'06년 사이에는 도시자영자와 전체 자영업자의 사업소득 증가율이 거의 0이거나 (-)였으며, 농촌자영자만 0.5%를 약간 웃도는 정도였다. 요컨대, 근로자 가구에 비해 자영업자 가구는 소득의 크기 뿐만 아니라 소득 증가율 또한 낮았으며, 그 격차 또한 확대되는 추세에 있다.

[그림 4-1] 근로자의 근로소득 증가율과 자영업자의 사업소득 증가율 비교



자료: 통계청, 가계조사 원자료.

근로자와 자영업자의 실질소득 증가율을 분위별로 살펴보면 자영업자 하위 분위의 소득상태는 오히려 악화된 것을 알 수 있다. <표 4-7>에 따르면 근로자와 자영업자 모두 하위 분위의 시장소득 평균증가율이 각 집단 전체의 평균증가율을 밑돌고 있다. 예컨대 도시근로자 전체의 평균 실질시장소득 증가율은 2.73%인 반면 1분위 도시근로자의 경우는 1.69%, 2분위 도시근로자는 2.06%로 평균을 밑돈다. 이러한 사정은 도시자영자와 전체 자영업자에서도 마찬가지로 관측되나, 자영업자의 경우 1분위의 실질시장소득 증가율이 오히려 감소한 것으로 나타난다. 근로자 1분위와 자영업자 1분위

의 소득증가율 격차는 3~4%p에 달한다. 근로자의 경우 3-4분위에서 소득증가율이 가장 큰 반면 자영자는 5분위에서 소득증가율이 가장 큰 것이 특징적이다. 이는 아래에서 보듯이 '06년 들어 근로자와 자영자의 지니계수 크기가 역전되는 현상과 밀접한 관련이 있을 것으로 추정된다.

〈표 4-7〉 소득분위별 실질시장소득 증가율('03~'06)

단위(%)

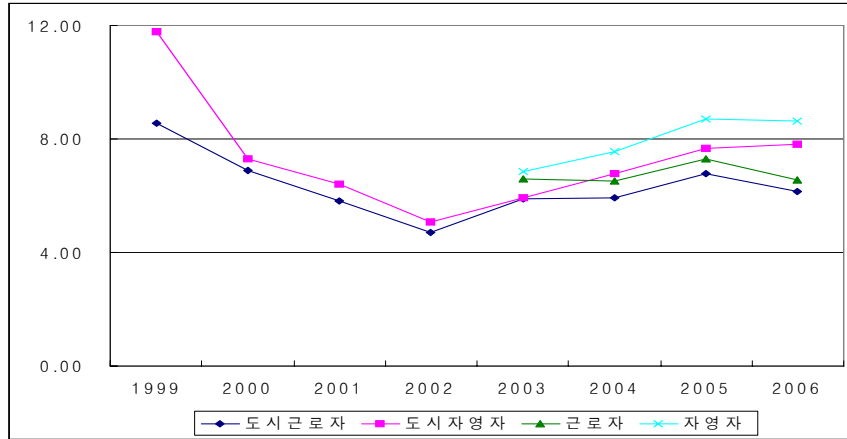
	도시근로	도시자영	전체근로자	전체자영자
전체	2.73	1.68	3.18	1.65
1분위	1.69	-1.35	2.72	-1.28
2분위	2.06	1.12	2.71	1.42
3분위	2.93	1.48	3.33	1.77
4분위	3.24	1.94	3.58	1.66
5분위	2.82	2.24	3.11	2.22

자료: 통계청, 가계조사 원자료.

## 2. 자영자가구의 빈곤율과 소득불평등

'03-'06년 평균 도시자영자의 시장소득 절대빈곤율은 약 7.1%로 도시근로자의 약6.2%에 비해 0.9%p 가량 높다(<표 4-8> 참조). 평균빈곤율 뿐만 아니라 전 기간에 걸쳐 도시자영자의 각 년도별 절대빈곤율은 도시근로자에 비해 높다. '03-'06년간 농어촌을 포함한 2인 이상 자영자가계의 절대빈곤율(7.92%) 역시 근로자가계(6.74%)에 비해 높다.

[그림 4-2] 고용상태별 절대빈곤율 변화추이(시장소득기준)



자료: 이병희·강신욱(2007)에서 재구성

중위소득의 50%를 빈곤선으로 한 상대빈곤율의 경우, (도시)자영업자의 상대빈곤율이 (도시)근로자에 비해 항상 높게 나타나는 것은 아니다([그림 4-3]참조). '03-'06년간 도시자영업자의 시장소득 상대빈곤율 평균치는 11.8%로 도시근로자의 12.1%보다 다소 낮게 나타난다. 이는 농촌 근로자와 농촌자영업자, 전체 근로자와 전체 자영업자의 관계에서도 그대로 나타나서, 같은 기간 전체근로자의 상대빈곤율 평균값은 12.5%인 반면 전체 자영업자의 평균값은 12.4%로 자영업자가 약간 낮은 수치를 보였다.

〈표 4-8〉 집단별 빈곤율 변화추이

(단위: %)

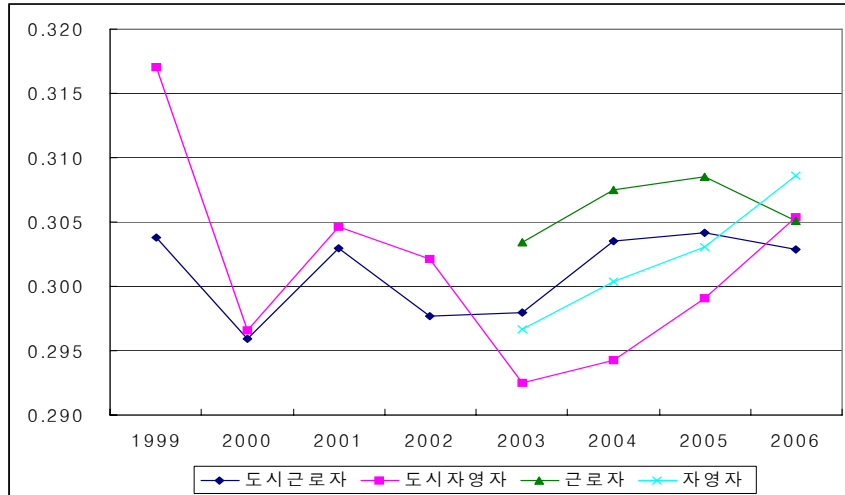
구분	소득 범주	절대빈곤율						상대빈곤율					
		2003	2004	2005	2006	평균 (03-06)	도시 근로자 평균대비	2003	2004	2005	2006	평균 (03-06)	도시 근로자 평균대비
도시	시장	10.22	10.28	11.38	11.35	10.81	174.64	14.88	15.71	15.97	16.42	15.75	130.44
	경상	8.66	8.56	9.34	8.96	8.88	169.68	13.55	14.24	14.65	14.57	14.25	126.37
	가처분	9.74	9.75	10.52	10.18	10.05	164.30	13.63	14.23	14.40	14.59	14.21	130.01
도시 근로 자	시장	5.90	5.91	6.78	6.17	6.19	100.00	11.29	12.33	12.41	12.25	12.07	100.00
	경상	5.26	5.11	5.70	4.87	5.23	100.00	10.66	11.59	11.70	11.16	11.28	100.00
	가처분	6.13	6.05	6.54	5.73	6.12	100.00	10.55	11.08	11.24	10.84	10.93	100.00
도시 자연 자	시장	5.92	6.78	7.68	7.83	7.05	113.95	10.28	11.88	12.25	12.88	11.82	97.94
	경상	5.57	6.34	6.88	6.80	6.40	122.29	10.07	11.36	11.87	11.76	11.27	99.89
	가처분	6.85	7.75	8.53	8.32	7.86	128.61	10.72	12.11	12.47	12.58	11.97	109.49
도시 무직 자	시장	47.85	46.46	46.69	47.92	47.23	763.14	34.37	32.88	33.14	32.69	33.27	275.63
	경상	37.43	35.48	35.95	36.15	36.25	692.64	28.71	26.04	26.40	25.12	26.57	235.54
	가처분	39.11	37.36	37.67	38.45	38.15	623.82	28.97	26.57	27.10	25.95	27.15	248.36
농촌	시장	19.98	18.91	20.50	20.04	19.86	320.87	20.17	20.74	21.83	21.90	21.16	175.29
	경상	17.37	15.50	17.17	15.91	16.49	315.02	18.56	18.06	19.33	18.84	18.70	165.75
	가처분	18.88	16.98	18.26	17.19	17.83	291.50	18.46	18.33	19.24	18.50	18.63	170.46
농촌 근로 자	시장	10.78	10.18	10.46	9.06	10.12	163.50	14.28	14.71	14.65	14.23	14.47	119.86
	경상	10.01	8.60	8.81	6.91	8.58	163.99	13.34	13.31	12.82	12.56	13.01	115.31
	가처분	11.75	10.20	9.93	7.78	9.91	162.12	13.48	13.42	12.61	11.88	12.84	117.51
농촌 자연 자	시장	12.11	11.96	14.34	12.71	12.78	206.50	12.96	14.33	15.89	14.24	14.36	118.93
	경상	10.78	10.81	13.05	11.39	11.51	219.86	11.98	13.65	15.33	13.53	13.62	120.79
	가처분	12.02	12.35	14.17	13.33	12.97	212.05	12.23	13.85	14.65	14.03	13.69	125.23
농촌 무직 자	시장	72.47	66.81	72.40	73.00	71.17	1,150.04	40.81	39.56	39.34	38.37	39.52	327.38
	경상	59.95	51.65	72.40	56.29	60.07	1,147.79	27.10	29.06	27.77	24.07	27.00	239.38
	가처분	61.18	52.55	59.10	57.58	57.60	942.00	27.62	29.08	28.07	24.22	27.25	249.27
전체	시장	11.68	11.58	12.74	12.67	12.17	196.61	16.07	16.61	16.88	17.23	16.70	138.32
	경상	9.97	9.61	10.51	10.01	10.02	191.50	14.73	15.00	15.28	15.41	15.11	133.93
	가처분	11.11	10.83	11.68	11.24	11.22	183.40	14.63	15.03	15.17	15.30	15.03	137.53
근로 자	시장	6.59	6.52	7.30	6.56	6.74	108.93	11.92	12.73	12.74	12.50	12.47	103.31
	경상	5.93	5.60	6.14	5.15	5.70	109.00	11.28	12.00	11.87	11.53	11.67	103.46
	가처분	6.93	6.64	7.02	6.02	6.65	108.74	11.12	11.47	11.45	11.07	11.28	103.15
자연 자	시장	6.85	7.55	8.69	8.62	7.92	128.05	11.26	12.52	12.97	12.81	12.39	102.62
	경상	6.35	7.01	7.81	7.54	7.18	137.17	11.11	11.94	12.30	12.25	11.90	105.52
	가처분	7.62	8.44	9.39	9.13	8.64	141.35	11.37	12.73	12.95	12.76	12.45	113.94
무직 자	시장	52.68	50.57	51.51	52.84	51.90	838.65	35.55	34.92	35.38	34.25	35.02	290.15
	경상	41.84	38.74	40.12	40.11	40.20	768.17	28.49	27.14	27.93	26.31	27.47	243.53
	가처분	43.44	40.42	41.69	42.21	41.94	685.86	29.09	27.37	28.24	26.34	27.76	253.95

자료: 이병희·강신욱 외(2007)에서 인용

자영업자의 상대빈곤율이 근로자의 상대빈곤율에 비해 낮다는 데 대해서는 해석상의 주의를 요한다. 위 <표 4-8>에서의 집단별 상대빈곤율은 각 집단만을 추출한 후 그 집단의 중위소득의 50%값을 빈곤선으로 설정하여 구해진 빈곤율이다. 다시 말해, 도시자영업자의 상대빈곤율은 도시자영업자 가운데 타 집단에도 공통적으로 적용되는 빈곤선(예컨대 도시가구의 상대빈곤선) 아래 있는 자영업자의 비율을 의미하는 것이 아니라 도시자영업자만의 상대적 빈곤선 아래 있는 비율을 의미한다. 따라서 도시근로자에 비해 도시자영업자에 저소득 가구가 더 많이 분포되어 있다고 하더라도 각 집단 안에서의 소득분포 상황에 따라서는 도시자영업자의 상대빈곤율이 더 낮을 수 있는 것이다. 이러한 점에 유의한다면, 도시자영업자 상대빈곤율과 도시근로자 상대빈곤율의 상대적 크기는 각 집단의 하위 소득자 분포상태를 반영한다고 해석해야 할 것이다.

이와 같이 자영업자가 근로자에 비해 모든 소득분배 관련 지표에서 더 악화된 상태임을 보이는 것은 아니다. 아래 [그림 4-3]을 통해 보듯이 도시자영업자 시장소득 지니계수는 '99-'02년간에는 도시근로자 보다 높았으나, '03-'05년간에는 오히려 이 관계가 역전되고, '05-'06년 사이에는 다시 역전된다. 이는 '03년 이후 자영업 내부의 불평등이 급속히 증가하고 있는 현상을 반영하는 것이다. 도시자영업의 경우 '99-'02년간에는 소득불평등이 줄어들어 추세였으나 '03년 이후에는 불평등이 확대되고 있다. 특히 '06년 들어서는 근로자의 분배상태가 개선되는 것과 달리 자영업자의 불평등은 더욱 악화되고 있다.

[그림 4-3] 종사상 지위별 지니계수 변화추이(시장소득기준)



자료: 통계청 (도시)가계원자료

이병희·강신욱 등(2007)은 대수편차평균(mean log deviation)을 불평등지표로 이용하여 최근의 불평등 변화에 각 집단이 얼마나 기여했는지를 보여준다. 이 연구에 따르면 1999~2002년간 도시가구의 불평등은 감소하였는데, 전체 불평등 감소분 가운데 근로자가구의 불평등 감소가 12.7%였던 반면 자영자가구의 불평등 감소는 42.3%에 달했다. 그러나 이후 2003~2006년간에는 상황이 반대가 되어, 이 기간의 도시가구 불평등 증가 가운데 57.1%가 도시자영자 가구의 불평등증가에 의해 설명되는 것으로 분석되었다. 이 기간동안 도시근로자의 불평등은 오히려 다소 줄어들었다. 요컨대, 2002년 이전에는 도시자영자의 불평등이 더 심했지만 도시근로자에 비해 빠른 속도로 줄어들고 있었다면, 2003년 이후에는 도시자영자의 불평등이 더 빠른 속도로 증가했고, 2006년에 들어서는 불평등의 절대적 수준도 도시근로자에 비해 더 높아졌다.

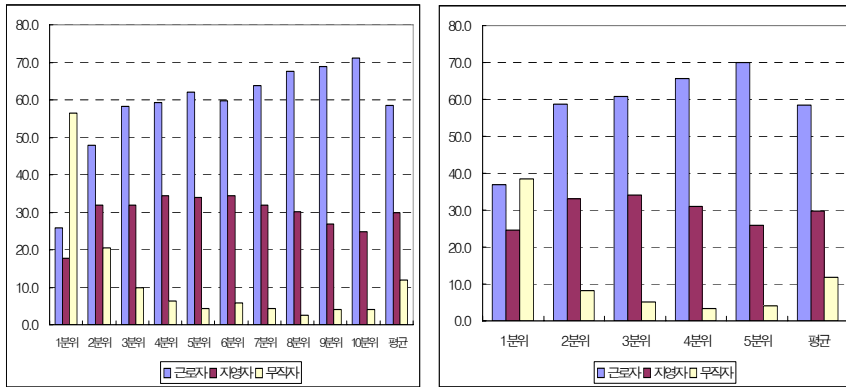
### 제3절 시장소득 분위별 자영자 분포

#### 1. 소득분위로 본 자영가구의 분포

자영자 소득분포상의 특징을 보기위해 자영자를 포함한 전체 표본 상에서 소득 분위(10분위 또는 5분위)를 나눈 다음, 자영자가 어느 분위에 집중되어 있는지를 살펴보았다. 소득분위를 산출하는 데에는 (가구규모에 따라 균등화 된) 시장소득을 사용하였다. 물론, 하위 분위에 무직가구가 집중적으로 분포하고 있을 것이라는 예상은 쉽게 할 수 있고, 또한 자영자의 비중이 근로자에 비해서 많을 것임을 추측할 수 있다. 그러나 <표 4-1>이 보여주듯이 전체 표본에서 차지하는 비중이 근로자, 자영자, 무직자 순이었음을 고려할 때, 분위별 각 집단의 분포를 상대를 정확히 비교하기 위해서는 좀더 세밀한 관찰이 필요하다. 최하위 분위가 아니고서는 거의 모든 분위에서 근로자> 자영자> 무직자의 순의 분포가 나타날 것이므로, 이러한 결과를 가지고서는 자영자가 어느 분위에 위치할 확률이 높은지 판단할 수 없기 때문이다.

아래의 [그림 4-4]는 2006년의 경우 시장소득 각 분위별로 근로, 자영, 무직가구의 분포를 보여준다. 10분위로 구분할 경우 1분위만 무직가구의 비율이 60% 가깝게 나타나고, 2분위 이상에서는 근로>자영>무직가구 순의 비중이 관찰된다. 이는 5분위로 구분하여 볼 경우에도 마찬가지이다 ([그림 4-4]의 (b)).

[그림 4-4] 시장소득 분위별 증사상지위 분포 비교(2006년 2인 이상 전체가계)



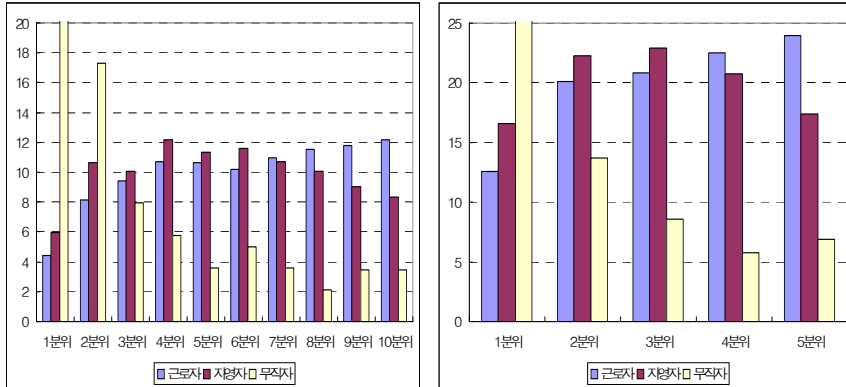
(a) 10분위별 분포

(b) 5분위별 분포

한편 [그림 4-5]는 근로, 자영, 무직가구별로 각 분위에 포함될 확률을 2006년 자료를 이용하여 보여주고 있다. 10분위로 구분하여 본 (a) 그래프의 경우, 전체 무직가구의 20% 이상(47.8%)이 1분위에 포함되며, 약 17%가 2분위에 위치한다. 1, 2분위에 속할 확률은 무직가구가 가장 높고, 근로자 가구가 가장 낮다. 한편 3~6분위에 속할 확률은 자영자 가구가 가장 높고 근로자, 무직자 가구 순으로 나타난다. 7분위 이상부터는 각 분위에 속할 확률이 근로자, 자영자, 무직자 가구의 순위였다. 이러한 경향은 5분위로 구분한 그래프 (b)에서도 확인된다. 1분위에 속할 확률이 가장 높은 집단은 물론 무직가구이다(약 65%). 2, 3분위에 속할 확률은 자영자 가구인 경우가 가장 높고, 4, 5분위에 속할 확률은 근로자 가구가 가장 높다. 근로자 가구인 경우, 분위가 높아질수록 그 분위에 속할 확률 또한 높아지는 양상을 보이지만, 자영자의 경우 하위 분위에서는 상대적으로 낮고 중간 분위에서 다소 높아졌다가 상위 분위에서 다시 낮아지는 산봉우리 모양을 띤다고 요약할 수 있다.



[그림 4-5] 종사상 지위별 시장소득분위 분포확률 비교(2006년 2인 이상 전체가계)



(a) 10분위별 분포

(b) 5분위별 분포

## 2. 자영자 가구 분위별 분포 양상의 변화

아래의 <표 4-9>는 2003년부터 2006년까지 자영자가구가 각 집단에 포함될 확률이 어떻게 변했는지를 보여주는 표이다. 예를 들어 자영자 가구가 소득 1/10분위에 속할 확률이 2003년에는 4.8%였으나 2006년에는 5.9%로 상승했다. 1/5분위에 속할 확률도 2003년에는 15%에서 2006년에는 16.6%로 상승했다. 아래의 표 가운데 색칠 된 셀은 이 셀에 포함될 확률이 자영자 가구에서 더 큰 경우를 의미한다. 예컨대 2003년에는 자영자가 2분위에 포함될 확률이 10.2%였는데, 이는 근로자가 이 셀에 포함될 확률(약 8.9%)보다 높았다.

10분위로 구분한 경우는 6분위 이하에서, 5분위로 구분한 경우는 3분위 이하에서 자영자가 근로자에 비해 확률이 높은 것으로 나타난다. 간혹 7, 8분위에서 자영자의 확률이 근로자의 확률에 비해 높은 경우도 있다. 그러나 전체적인 추세는 2003년 이후 자영자가 하위분위에 속할 확률이 점

차 증가하는 경향임을 알 수 있다. 특히 10분위별 확률에서는 색칠된 셀이 6분위 이하로 집중되고 있고, 5분위별 확률에서는 6분위 이하로 집중되고 있다. 자영자 가구가 상위 두개 분위에 속할 확률이 '03년 40.4%에서 '06년 약 38.2%로 줄어들었다.

〈표 4-9〉 시장소득 분위별 자영자 분포(전체 자영자)

(단위: %)

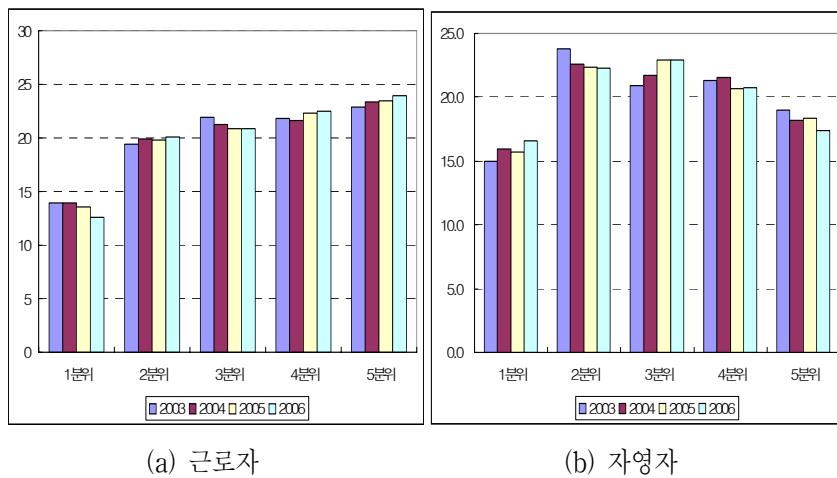
	10분위					5분위			
	2003	2004	2005	2006		2003	2004	2005	2006
1분위	4.8	5.7	5.9	5.9	1분위	15.0	15.9	15.7	16.6
2분위	10.2	10.2	9.8	10.7	2분위	23.8	22.6	22.3	22.3
3분위	12.0	11.8	11.3	10.1	3분위	20.9	21.7	22.9	23.0
4분위	11.8	10.8	11.0	12.2	4분위	21.4	21.6	20.7	20.8
5분위	10.4	11.5	11.7	11.4	5분위	19.0	18.2	18.3	17.4
6분위	10.6	10.2	11.3	11.6	계	100.0	100.0	100.0	100.0
7분위	11.3	10.7	10.7	10.7					
8분위	10.0	10.9	10.0	10.1					
9분위	9.6	9.7	10.3	9.0					
10분위	9.3	8.4	8.0	8.4					
계	100.0	100.0	100.0	100.0					

이와 같은 사정을 더욱 잘 보여주는 것이 아래 [그림 4-6]이다. 이 기간 동안 근로자 가구가 1분위에 속할 확률은 점차 감소하고 있고, 4, 5분위에 속할 확률은 점차 증가하고 있다. 반면 자영자 가구의 경우는 1분위에 속할 확률이 점차 증가하고 있고, 2분위와 5분위에 속할 확률이 점차 감소하고 있다. 한 가지 흥미로운 점은 3분위에 속할 확률의 증가추세이다.

이러한 현상은 자영자의 소득 지위상 변화를 유추할 수 있게 해준다. 만일 2분위에서 1분위로, 4분위에서 3분위로의 이동이 일어난다면 자영자의 소득지위가 시간이 지남에 따라 점차 하향이동하고 있다는 것을 의미

하며, 이는 자영업자의 소득지위 지속적으로 악화되고 있음을 시사하는 것이다.

[그림 4-6] 근로자와 자영업자의 분위별 분포확률 변화



자영업자 가구가 3분위에 속할 확률이 높아지는 현상은 한편으로는 소득 불평등의 완화 경향으로 귀결될 수 있지만, 동태적 측면에서 볼 때에는 상위 계층의 하향이동이 이루어지고 있는 것을 의미하므로 결코 바람직하지 못한 현상일 수도 있다. 실제로 이러한 변화가 일어나고 있는지를 확인하기 위해 자영업자의 이동에 대한 동태적 분석이 필요한데, 이는 다음 4절에서 살펴볼 것이다.

## 제4절 자영자 소득지위 변화의 동태적 특성

### 1. 소득분위 변화 경험확률 비교

앞 절에서는 자영자 가구가 각 소득분위에 소득 확률이 변화하고 있음을 보였다. 그런데 이러한 확률 변화가 분위의 상승을 동반하는 것인지 하락을 동반하는 것인지, 만일 두 경우가 동시에 발생하고 있다면 어느 경우가 더 빈번히 발생하고 있는지 확인하기 힘들다. 따라서 이 절에서는 가계 조사 연결자료를 통하여 소득분위의 동태적 변화 양상을 분석할 것이다.

소득 변동의 계절성을 감안할 때 소득 분위의 변동은 연간 소득을 이용하는 것이 바람직 할 것이다. 그러나 이럴 경우 자료의 제약 상 2003년에서 2006년까지 4개의 시점만을 비교할 수 있고, 따라서 충분한 시계열을 확보할 수 없다. 따라서 이 절에서는 소득의 분기평균값을 이용하여 분위 변동을 관찰하였다. 소득분위의 변동 여부는 직전 분기를 기준으로 판단 된다. 따라서 동일한 가구가 어떤 분기에는 전 분기 대비 분위 상승을 경험한 후, 다음 분기에는 분위 하락을 경험할 수도 있다. 이런 경우 여기서는 각 변동을 독립된 경우, 즉 각기 다른 가구의 경험으로 간주하였다.

아래의 <표 4-10>는 2003년에서 2006년까지 소득분위의 상승, 불변, 하락을 경험한 가구의 비율을 비교한 것이다. 근로, 자영, 무직가구를 포함한 전 가구의 경우 전체 기간동안 분위 상승을 경험한 가구는 23.8%로 분위 하락을 경험한 가구의 비율과 거의 같았다. 전기 대비 분위가 변화하지 않은 가구는 52.4%였다. 근로자 가구와 자영자 가구를 비교할 경우, 근로자 가구는 상승 경험이 25.5%, 하락경험이 22.3%였고, 자영자 가구는 상승경험이 24.8%, 하락경험이 24.6%여서 자영자 가구가 근로자 가구에 비해 상승경험 비율은 낮고 하락 경험 비율은 더 높았다. 불변가구의 비율도 근로자 52.3%에 비해 자영자 50.7%로 낮아, 자영자의 소득지위 변동

이 약간 더 심한 것으로 나타났다.

〈표 4-10〉 '03-'06년간 소득분위 변화 경험 가구 비율

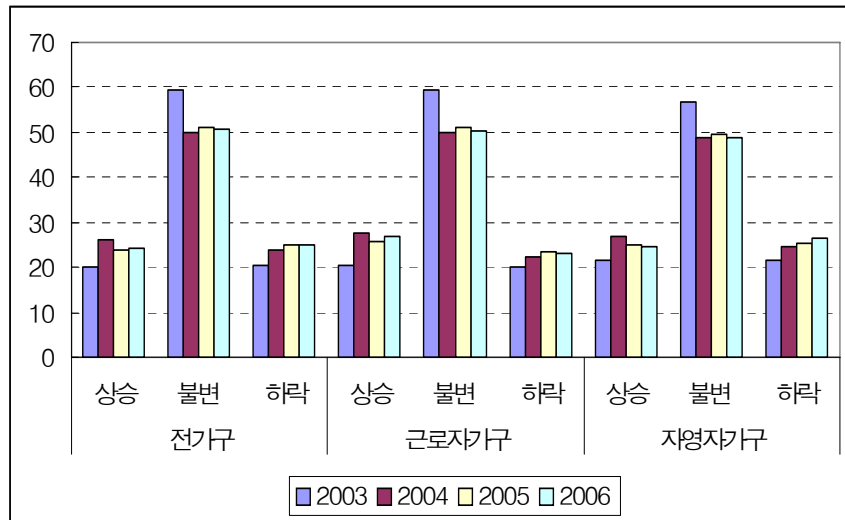
(단위: %)

	전가구					근로자가구					자영자가구				
	전 기간	2003	2004	2005	2006	전 기간	2003	2004	2005	2006	전 기간	2003	2004	2005	2006
상승	23.8	20.0	25.9	24.0	24.2	25.5	20.6	27.7	25.8	26.7	24.8	21.7	26.8	25.1	24.6
불변	52.4	59.4	50.1	51.0	50.7	52.3	59.5	50.0	50.9	50.2	50.7	56.6	48.6	49.6	49.0
하락	23.8	20.6	24.0	25.0	25.1	22.3	19.9	22.3	23.3	23.1	24.6	21.7	24.6	25.2	26.4

자료: '03-'06년 가계조사 연결자료

소득분위의 변화를 시계열적으로 비교해보면 근로자와 자영자 가구 모두 하락 비율이 증가하는 추세이지만, 자영자 가구의 경우 그러한 경향이 더욱 분명하게 나타나 2003년 이후 지속적으로 하락가구의 비율이 늘고 있다. 근로자 가구의 경우 상승가구의 비율이 전반적으로 늘어나는 추세인 반면, 자영자 가구의 경우 2004년 이후로 상승가구의 비율이 줄고 있는 추세이다.

[그림 4-7] 소득분위 상승·불변·하락 비율의 변화



## 2. 자영업 진입·탈피에 따른 소득분위 변화

자영자 가구로의 진입과 자영자 가구로부터의 탈피에 따른 소득분위 변화를 분석해 보면 자영업이 전체적인 소득분위의 변동과정에서 어떤 역할을 수행하는지 추론할 수 있다. 만일 자영업으로의 진입시 소득분위 하락을 경험하는 가구가 많으나 자영업에서 이탈시 소득분위 상승을 경험하는 가구가 많다면, 자영업은 소득분위 상승의 징검다리 역할을 수행하고 있다고 볼 수 있다. 반대로 자영업으로의 진입시 소득분위 하락이 많고 자영업에서의 이탈 시에도 소득분위 하락이 많다면, 자영업은 빈곤에 이르는 경유지 역할을 한다고 추론할 수 있다. 전자의 경우 빈곤층의 소규모 창업지원이 중요한 탈빈곤 정책으로 간주될 수 있고, 반대로 후자의 경우라면 저소득 근로자의 자영업 창업은 권장하지 못할 일인 것이다.

아래의 <표 4-11>에서 확인되듯이 자영자로의 진입 시<sup>17)</sup> 소득분위의 상

승을 경험한 가구는 38.5%이고 하락을 경험한 가구는 37.2%였다. 반면 자영업에서 탈피하면서 상승을 경험한 가구는 36.3%였고, 하락을 경험한 가구는 40.4%였다. 즉 진입 시에는 소득분위 상승을 경험하는 확률이 높지만, 탈피시에는 분위 하락을 경험하는 확률이 높은 것으로 드러났다. 시계열적 변화를 보면 2004년에 자영 진입과 탈피가구 모두 계층상승을 경험한 확률이 높았고, 이후는 거의 변화가 없다. 반면 자영 진입과 탈피가구의 소득분위 하락 확률은 점차 높아지는 추세여서, 자영자 풀이 소득분위 상승보다는 하락의 통로로써 기능하고 있다는 해석을 가능하게 해준다. 이러한 점은 자영 유지가구의 소득분위 변화경향에서도 확인되는데, 자영 유지 가구의 분위 상승 경험확률은 줄어드는 추세인 반면 하락 경험확률은 늘어나는 추세를 알 수 있다([그림 4-8]).

〈표 4-11〉 '03-'06년간 자영자 입·출과 소득분위 변화

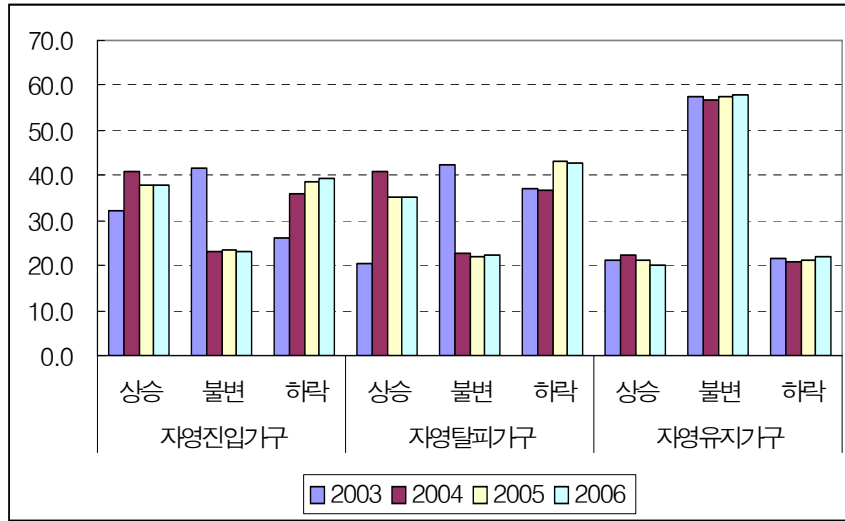
(단위: %)

	자영진입가구					자영탈피가구					자영유지가구				
	전 기간	2003	2004	2005	2006	전 기간	2003	2004	2005	2006	전 기간	2003	2004	2005	2006
상승	38.5	32.2	40.9	37.8	37.7	36.3	20.5	40.7	35.1	35.1	21.3	21.0	22.3	21.3	20.2
불변	24.3	41.7	23.1	23.5	22.9	23.3	42.5	22.6	21.8	22.3	57.4	57.6	56.8	57.6	57.7
하락	37.2	26.1	35.9	38.8	39.4	40.4	37.1	36.7	43.1	42.7	21.3	21.4	20.9	21.1	22.0

자료: '03-'06년 가계조사 연결자료

17) 자영자 가구로의 진입이 가구주의 종사상 지위 변경에 의해 이루어지는 경우도 있고, 가구주의 변경에 의해 이루어지는 경우도 있다. 그러나 두 경우 모두 자영자 가구로서의 특징을 갖고 있다고 보아 구분하지 않았다. 다만 입·출 전후의 가구주의 인구학적 특성은 구분하였다.

[그림 4-8] '03~'06년간 자영 입·출가구의 소득분위 변화



### 3. 자영업 진입가구의 소득분위 변동 분석

자영업 진입 전후의 소득분위 분포를 보여주는 <표 4-12>에 따르면, 자영 진입은 가구 가운데에는 전기에 소득 1분위에 속했던 가구의 비중이 약 26%로 가장 큰 것을 알 수 있다. 최상위 분위인 5분위에서 진입하는 가구도 19.7%에 달해, 3분위나 4분위 진입가구에 비해 높은 비중을 보여 준다. 한편 자영업 진입 이후 소득분위를 보면 2분위가 24.8%로 가장 많고, 다음이 3분위 21.2%였다. 전체적으로는 1분위에서 진입하여 1분위에 속하는 가구의 비율이 7.1%로 가장 높았다. 진입 이전의 분위를 기준으로 보면, 진입 이후에도 동일한 분위에 속하는 비율이 가장 높으나, 5분위에서 진입한 가구의 경우 진입 이후 5분위에 속할 확률보다 4분위에 속할 확률이 높았다.



<표 4-12> '03-'06년간 자영업 진입에 따른 소득분위 이행

(단위: %)

		자영업진입 후					계
		1분위	2분위	3분위	4분위	5분위	
자 영 업 진 입 전	1분위	7.1	6.5	4.9	4.0	3.4	25.9
		27.3	25.0	18.9	15.6	13.2	100.0
		36.1	26.1	23.0	21.2	22.2	
	2분위	3.6	5.7	4.8	3.2	2.4	19.7
		18.4	28.8	24.3	16.2	12.3	100.0
		18.5	22.9	22.6	16.8	15.8	
	3분위	2.9	4.5	3.9	3.8	2.5	17.5
		16.4	25.9	22.0	21.5	14.2	100.0
		14.6	18.3	18.1	19.7	16.1	
	4분위	2.6	4.2	3.8	3.7	3.1	17.3
		14.8	24.1	22.2	21.3	17.7	100.0
		13.0	16.8	18.1	19.3	19.8	
	5분위	3.5	4.0	3.9	4.4	4.0	19.7
		17.6	20.1	19.7	22.3	20.4	100.0
		17.7	15.9	18.2	23.0	26.0	
계	19.6	24.8	21.2	19.0	15.4	100.0	
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0		

주: 각 셀의 첫줄은 전체 내 비중, 둘째 줄은 행 내 비중, 셋째 줄은 열 내 비중을 나타냄.

자료: '03-'06년 가계조사 연결자료

그런데, 이러한 진입 전후의 소득분위 변동은 구체적인 경우별로 상이한 특성을 가지고 있을 것이다. 1분위에서 진입하는 가구의 가구주 연령 및 학력 분포와 5분위에서 진입하는 가구의 연령 및 학력 분포가 동일할 것으로 기대하기 힘들기 때문이다. 이러한 사정을 좀더 상세히 보여주고 있는 것이 아래의 <표 4-13>이다.

자영업 진입 이전의 종사상 지위를 보면 1분위의 경우 무직가구로부터

의 진입이 전체 1분위 진입자의 약 54%를 차지하지만, 5분위 진입자의 경우 무직가구로부터의 진입이 6.7%에 불과하다. 그런데 이러한 수치를 단순 비교하는 것만으로는 해석상의 한계가 있을 수밖에 없다. 왜냐하면 애당초 1분위에는 무직가구가 많이 분포했고 5분위에는 그렇지 않았을 것이기 때문이다. 따라서 각 분위별로 괄호 안에는 해당 분위의 비자영가구 평균값을 제시하였다. 예를 들어 1분위의 비자영가구 중 무직가구는 47.1%이다. 그런데 실제로 자영가구로 진입한 가구 가운데에는 53.9%가 무직가구이다. 1분위 무직가구에서 상대적으로 활발하게 자영가구로의 진입이 이루어지고 있다고 볼 수 있다.

동일한 방식으로 2분위로부터의 진입자를 보면 무직가구보다는 상용 및 임시·일용가구로부터의 진입이 많은 것이 특징적이다. 특히 이전에 2분위 임시일용직 가구에서 상대적으로 활발한 진입이 이루어지고 있다고 볼 수 있다. 연령대를 보면 1분위 진입자의 30%가 60대였던 것과는 달리 40~50대 진입자가 약 65%를 차지한다. 그러나 이전 60대 가구가 자영업 진입을 택할 확률이 상대적으로 높았고, 중졸 이하의 학력자가 자영업 진입을 택할 확률이 높은 것으로 나타났다.

4, 5분위로부터 진입한 가구에서는 사무직과 상용노무직이었던 가구가 다수를 차지했는데, 특히 5분위의 경우 이전 사무직 가구가 자영 진입을 택할 확률이 높았다. 연령 면에서 50대의 자영업 선택확률이 높았고, 대졸 이상의 학력자가 자영업을 선택하는 비율이 압도적으로 높았다. 5분위의 경우 사무직 은퇴와 동시에 자영업을 선택하는 경우가 많을 것으로 추정할 수 있다. 진입 이후에도 하위 분위에서는 피고용자 5인 미만의 자영상인이 되는 비율이 상대적으로 더 높고, 상위 분위에서는 고용주가 되거나 기타 경영자나 자유업에 종사하는 확률이 상대적으로 높은 것으로 확인되었다.

이상과 같이 자영 진입가구 안에서도 분위별로 상이한 특성을 보유하고

있음을 알 수 있다. 자영업자의 소득안정을 위한 대책은 이러한 특성에 대한 이해를 전제로 이루어져야 할 것이다.

〈표 4-13〉 '03~'06년간 자영업 진입가구의 진입 이전 소득분위별 구성

(단위: %)

진입이전분위		1분위		2분위		3분위		4분위		5분위	
진입 이전 종사상 지위	공무원	0.2	(0.2)	0.7	(1.3)	6.0	(6.5)	10.9	(14.4)	16.7	(8.7)
	사무직	6.9	(7.3)	22.0	(21.4)	28.8	(30.1)	34.0	(36.5)	49.2	(28.3)
	상용노무	14.9	(20.1)	31.3	(39.7)	33.5	(38.7)	32.0	(33.6)	22.2	(30.4)
	임시일용	24.1	(25.3)	28.4	(25.3)	20.5	(17.3)	14.7	(9.8)	5.2	(16.3)
	무직	53.9	(47.1)	17.6	(12.4)	11.2	(7.4)	8.6	(5.7)	6.7	(16.3)
성별	남성	68.5	(67.6)	76.1	(79.4)	84.0	(86.2)	84.3	(88.3)	87.3	(82.0)
	여성	31.5	(32.4)	24.0	(20.6)	16.0	(13.8)	15.7	(11.7)	12.7	(18.0)
연령	20대이하	5.5	(5.1)	8.4	(7.0)	7.5	(5.6)	6.1	(4.8)	5.4	(5.3)
	30대	20.7	(22.9)	35.5	(36.9)	37.8	(38.4)	33.8	(35.3)	28.7	(31.9)
	40대	27.6	(25.6)	29.6	(31.7)	32.9	(33.9)	34.8	(38.0)	40.4	(34.0)
	50대	15.3	(14.2)	12.8	(13.8)	14.1	(15.3)	17.2	(15.8)	20.4	(16.3)
	60대이상	30.9	(32.2)	13.7	(10.7)	7.7	(6.8)	8.1	(6.1)	5.0	(12.6)
학력	초졸	25.9	(25.8)	12.7	(11.6)	7.8	(7.7)	7.7	(6.1)	2.8	(11.1)
	중졸	16.7	(17.8)	14.8	(13.8)	13.6	(12.1)	10.3	(8.4)	6.9	(11.6)
	고졸	38.6	(38.8)	44.8	(49.3)	42.6	(44.1)	39.6	(39.6)	32.7	(40.2)
	초급대	4.4	(4.4)	7.7	(8.4)	9.9	(9.9)	9.4	(9.6)	7.4	(8.1)
	대학이상	14.4	(13.2)	20.0	(17.0)	26.2	(26.2)	33.0	(36.2)	50.2	(29.1)
진입후 종사상 지위	상인	69.0		66.0		66.1		61.5		62.4	
	고용주	24.3		26.7		27.2		31.1		29.2	
	기타	6.7		7.3		6.7		7.3		8.4	

주: 괄호는 분위별 비자영자 평균.  
 자료: '03-'06년 가계조사 연결자료.

<표 4-14>를 보면 자영진입 가구 가운데 사무직과 상용노무직에서 진입한 가구는 진입과 동시에 소득분위가 하락하는 경우가 상대적으로 많은 것을 알 수 있다. 반면 임시일용직이었던 가구는 자영가구로 진입하면서 소득분위가 상승하는 확률이 훨씬 높다. 성별로는 남성가구가 진입과 동시에 하락하는 경우가, 여성가구는 진입과 동시에 상승하는 경우가 많았다. 연령대 별로는 30~50대 가구가 진입과 동시에 하락을, 20대 이상의 경우 진입과 동시에 상승하는 비율이 높았다. 학력 구성면에서는 저학력자의 경우 진입과 동시에 상승하는 비율이 높았으나, 초급대 졸업 이상의 고학력자의 경우 소득분위 하락을 수반하며 진입할 확률이 더 높은 것으로 드러났다.

<표 4-14> 자영진입시 소득분위 변동가구별 특성

단위(%)

진입 이전		진입_하락	진입_상승	진입자 평균
종사상 지위	공무원	11.7	2.5	6.4
	사무직	37.5	17.3	26.7
	상용노무	29.0	23.2	25.8
	임시일용	13.0	24.3	19.0
	무직	8.8	32.7	22.2
성별	남성	85.9	72.9	79.1
	여성	14.1	27.1	20.9
연령	20대이하	6.4	7.2	6.5
	30대	33.1	27.6	30.4
	40대	35.7	29.3	32.7
	50대	17.3	14.5	15.9
	60대이상	7.5	21.4	14.4
학력	초졸	5.9	18.2	12.4
	중졸	10.3	15.5	12.8
	고졸	37.1	40.5	39.5
	초급대	8.5	6.1	7.5
	대학이상	38.1	19.8	27.8
진입이후 종사상 지위	상인	70.0	59.2	65.3
	고용주	25.0	31.0	27.4
	기타	5.0	9.8	7.3

자료: '03-'06년 가계조사 연결자료.

아래의 <표 4-15>를 보면 자영가구로의 진입한 가구에 대해 진입 이전의 분위별로 상승과 하락이 얼마의 비율로 이루어졌는지를 보여준다. 진입 이전 1분위의 경우 진입가구의 약 73%가 진입과 동시에 분위 상승을 경험하였고, 2분위였던 가구 가운데는 상승비율이 약 53%이다. 3분위 이후로는 상승비율과 하락비율이 역전된다. 3분위는 약 36%가 상승, 약 42%가 하락을 경험하면서 진입하였다.

진입과 동시에 어떤 특성을 가진 가구가 하락하고 상승하는지를 확인하기 위해 각 셀의 수치를 분위 평균값과 비교한 후 평균값보다 큰 경우 진한 색으로 표시하였다. 하위분위인 1, 2분의 경우 과거 사무직 가구는 진입과 동시에 분위가 상승하는 확률이 높게 나타난다. 예컨대 1분위 사무직에서 진입하는 경우 상승확률이 약 76%로, 이는 1분위가구의 평균 상승확률 73%를 상회하는 수치이기 때문이다. 2분위의 경우 상용노무가구로부터 진입하는 가구의 상승확률도 분위 평균 상승확률보다 높다. 그러나 임시일용직으로부터의 진입가구인 경우 절대적인 비율은 상승가구가 높으나 2분위 평균 상승확률보다는 낮다. 이와 같은 방식으로 비교할 때, 하위 분위에서는 여성 진입가구의 상승확률이 높고 고령의 가구와 저학력 가구의 분위상승확률이 높게 나타난다.

반면 4, 5분위에서는 사무직으로부터 진입하는 가구의 하락확률이 높았으며, 4분위 상용 및 임시 일용 노무직 출신가구의 하락확률도 높았다. 남성가구의 하락이 두드러지게 나타나고, 고학력 가구의 하락확률 또한 높게 나타난다. 3,40대에서는 자영진입에 대한 하락확률이 비교적 크게 나타났다.

〈표 4-15〉 자영업진입에 따른 소득분위 상승·하락 가구의 비교

단위(%)

	1분위	2분위		3분위		4분위		5분위
	상승	상승	하락	상승	하락	상승	하락	하락
분위 평균	72.7	52.8	18.4	35.6	42.3	17.7	61.1	79.6
공무원	66.6	50.7	15.4	36.9	44.4	24.5	58.4	84.7
사무직	75.7	55.3	18.0	35.8	38.7	18.8	59.1	80.3
상용노무	72.1	53.0	17.4	35.1	45.6	15.4	65.0	79.2
임시일용	75.5	51.3	18.8	37.2	38.4	17.4	65.1	75.5
무직	71.2	52.0	20.2	33.4	48.0	13.1	51.4	66.7
남성	71.4	52.7	18.0	34.7	43.5	16.5	62.1	80.7
여성	75.5	53.3	19.7	40.5	36.1	24.0	55.7	72.1
20대이하	78.8	57.2	19.7	42.1	29.8	13.3	72.3	87.5
30대	71.2	51.4	18.3	33.5	43.2	17.5	60.0	82.9
40대	67.6	51.5	18.3	39.7	41.3	19.5	59.5	79.0
50대	72.5	57.6	18.8	31.7	43.8	16.2	62.5	75.2
60대이상	77.1	52.3	18.1	30.3	52.5	17.1	61.3	75.8
초졸이하	75.1	53.8	13.9	33.9	36.0	13.3	65.4	89.6
중졸	76.1	50.1	19.7	38.2	49.5	17.8	65.6	68.7
고졸	70.1	51.1	19.6	36.1	43.1	20.1	57.6	76.7
초급대졸	70.8	54.7	13.9	25.6	38.8	16.0	64.9	84.8
대학이상	72.1	57.5	19.4	37.9	40.7	16.2	61.7	81.7
상인	67.2	47.2	21.4	28.6	48.4	12.5	67.5	85.8
고용주	82.1	63.1	11.4	46.3	31.3	23.4	52.6	76.5
기타	94.8	66.5	16.6	61.7	27.3	36.4	43.9	45.4

자료: '03-'06년 가계조사 연결자료.

#### 4. 자영업 탈피가구의 소득분위 변동 분석

자영업에서 이탈한 가구의 특성을 파악한다면, 자영업자 소득지위 악화에 대한 정책적 대응을 위해 좀 더 풍부한 정보를 얻을 수 있을 것이다. <표 4-16>는 전기에 자영가구였다가 자영업에서 탈피한 가구의 소득분위 이행 행렬이다. 자영 탈피가구 중 전기에 1분위에 속했던 가구가 약 18.7%이고 2, 3분위에 속했던 가구는 각각 23.8%와 21.0%로 나타났다. 한편 탈피 이후에는 1분위에 속하게 된 가구가 26%, 2분위에 속하는 가구가 약 20%에 달해 자영업으로부터의 탈피의 경우 저소득층에 속하는 경우가 많은 것을 알 수 있다. 3분위로부터 탈피한 가구의 경우 1, 2분위에 속할 확률이 44%로 4, 5분위에 속할 확률 38.9%에 비해 높게 나타났다.



<표 4-16> '03-'06년간 자영업 탈피에 따른 소득분위 이행

(단위: %)

		자영탈피이후					계
		1분위	2분위	3분위	4분위	5분위	
자 영 탈 피 이 전	1분위	6.7	3.5	3.2	2.7	2.6	18.7
		35.8	19.0	16.9	14.3	14.0	100.0
		25.7	17.9	17.4	15.0	14.3	
	2분위	6.2	5.1	4.5	4.3	3.8	23.8
		25.8	21.6	18.9	17.8	15.9	100.0
		23.7	26.0	24.9	23.8	20.7	
	3분위	4.7	4.4	3.8	4.0	4.1	21.0
		22.3	20.7	18.2	19.2	19.7	100.0
		18.1	22.0	21.1	22.5	22.7	
	4분위	4.7	3.5	3.9	3.5	3.6	19.2
		24.7	18.1	20.1	18.3	18.8	100.0
		18.3	17.6	21.3	19.7	19.8	
	5분위	3.7	3.3	2.8	3.4	4.1	17.3
		21.4	19.1	16.1	19.7	23.8	100.0
		14.2	16.6	15.3	19.0	22.6	
계	25.9	19.8	18.1	17.9	18.2	100.0	
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0		

주: 각 셀의 첫줄은 전체 내 비중, 둘째 줄은 행 내 비중, 셋째 줄은 열 내 비중을 나타냄.  
 자료: '03-'06년 가계조사 연결자료

<표 4-17>에 나타난 탈피 후 종사상 지위를 보면, 상위 분위로부터의 탈피자가구일수록 사무직에 속할 확률이 높고, 하위분위에 속했던 가구일수록 무직과 임시일용직 가구에 속하게 될 확률이 높았다. 자영업 탈피는 전 분위에 걸쳐 20대 이하와 60대 이상에서 상대적으로 활발하게 이루어지며 중졸 이하의 저학력과 대학 이상의 고학력에서 활발하게 이루어진다.

〈표 4-17〉 자영탈피가구의 탈피 이전 분위별 특성

(단위: %)

탈피이전 분위		1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
성별	남성	78.1 (80.1)	87.7 (89.7)	89.8 (91.3)	89.6 (91.8)	86.3 (90.6)
	여성	21.9 (19.9)	12.3 (10.3)	10.2 (8.7)	10.4 (8.2)	13.7 (9.4)
연령	20대이하	2.5 (1.5)	2.8 (1.9)	1.8 (1.5)	1.2 (1.1)	1.6 (1.2)
	30대	25.0 (27.1)	28.6 (26.9)	27.2 (25.1)	22.9 (22.9)	20.0 (18.3)
	40대	35.7 (37.2)	43.1 (47.7)	46.2 (48.6)	46.3 (45.7)	42.3 (45.5)
	50대	16.3 (15.4)	17.6 (17.0)	19.6 (19.4)	22.8 (24.4)	27.3 (26.4)
	60대이상	20.5 (18.8)	8.0 (6.5)	5.2 (5.4)	6.9 (5.9)	8.9 (8.7)
학력	초졸	17.0 (16.3)	7.5 (6.6)	6.4 (6.3)	8.1 (6.6)	5.3 (5.6)
	중졸	15.8 (16.7)	15.4 (15.2)	14.7 (14.3)	12.5 (12.9)	11.6 (8.7)
	고졸	48.3 (48.8)	52.3 (54.1)	51.1 (52.2)	46.6 (47.2)	36.5 (36.9)
	초급대	5.3 (5.5)	6.8 (6.5)	6.3 (6.8)	5.8 (6.9)	6.2 (8.0)
	대학이상	13.6 (12.6)	18.0 (17.6)	21.5 (20.4)	27.1 (26.4)	40.5 (40.8)
탈피후 종사상 지위	공무원	5.8	7.5	7.7	6.7	7.5
	사무직	20.4	25.0	25.6	26.8	28.8
	상용노무	30.2	29.2	33.3	28.9	29.9
	임시일용	18.7	18.5	15.6	17.4	14.8
	무직	25.0	19.8	17.9	20.2	19.1

주: 괄호는 분위별 자영자평균  
 자료: '03-'06년 가계조사 연결자료

자영가구로부터의 탈피와 함께 소득분위 하락을 경험한 집단과 상승을 경험한 집단의 특성을 비교한 것이 <표 4-18>이다. 자영가구 가운데 상인 가구의 경우는 탈피와 동시에 상승하는 확률이 높고 고용주의 경우 하락 확률이 높았다. 이는 소득분위상의 상대적 위치가 두 집단 사이에 확연히 차이가 난 데 따르는 당연한 결과일 것이다. 연령대별로 보면 30대의 경우 탈피와 동시에 상승을 경험할 확률이 높았으나 40~50대의 경우 반대로 탈피와 동시에 하락을 경험할 확률이 높았다. 이는 <표 4-13>과 관련

시켜 해석할 경우 이 연령대에서 자영업으로의 진입과 탈피 모두 소득분위 하락을 동반하며 일어날 확률이 높다는 것을 의미한다. 학력 면에서도 대학 이상 고학력자가 진입 탈피 모든 측면에서 소득분위 하락을 경험할 확률이 높게 나타나고 있다. 탈피와 더불어 상승을 경험한 가구들의 약 55%는 사무직과 상용노무직으로 이행하였다. 반면 하락을 경험한 가구의 50%가 임시일용직과 무직으로 이행한 경우였다.

〈표 4-18〉 자영탈피시 소득분위 변동가구별 특성

(단위: %)

탈피 이전		탈피_하락	탈피_상승	탈피자 평균
종사상 지위	상인	56.5	72.0	64.7
	고용주	32.6	23.0	27.5
	기타	11.0	5.1	7.8
성별	남성	88.7	85.6	86.5
	여성	11.3	14.4	13.5
연령	20대이하	2.0	2.1	2.0
	30대	23.5	26.2	25.1
	40대	45.0	40.9	42.8
	50대	22.9	19.1	20.5
	60대이상	6.7	11.7	9.7
학력	초졸	7.1	9.5	8.8
	중졸	13.0	16.2	14.1
	고졸	46.2	49.8	47.5
	초급대	5.7	5.5	6.1
	대학이상	28.1	19.0	23.5
탈피 후 종사상 지위	공무원	2.8	13.3	7.1
	사무직	15.8	35.5	25.3
	상용노무	29.8	32.5	30.3
	임시일용	21.6	10.9	17.1
	무직	30.0	7.8	20.3

자료: '03-'06년 가계조사 연결자료

한편 아래의 <표 4-19>는 <표 4-15>와 같은 방법으로 자영가구로의 탈피에 따라 소득 분위의 상승·하락이 어떻게 나타나는지를 보여준다. 1분위에서 탈피한 가구의 경우 64%가 상승했고, 2분위 탈피가구는 52.6%가 상승, 25.8%가 하락했다. 3분위부터는 하락가구의 비율이 더 많아지는데, 3분위의 경우 38.8%가 상승을, 43%가 하락을 경험하였다.

1분위 자영가구 가운데 고용주나 기타 자유업자나 경영자였던 경우 탈피에 따른 상승확률이 높았다. 하위분위에서는 중·고령층가구와 고학력가구에서 탈피와 동시에 상승을 경험할 확률이 높았다. 예컨대 1분위 50대 가구의 경우 자영탈피와 동시에 소득분위 상승확률이 65.7%로 1분위 평균값인 64.2%보다 높았으며, 2분위 50대의 경우도 상승확률이 56.8%로 평균값 52.6%보다 높았다. 이와 같이 분위 평균보다 높은 경우에 각 셀에 진한색으로 표기하였다.

반면 상위 분위에서는 4, 50대의 하락확률이 높고 남성가구의 하락확률이 높게 나타난다. 4분위 40대의 하락확률은 63.5%로 4분위 평균값인 62.9%를 상회하였으며, 5분위 40대도 79%의 높은 하락확률을 보이면서 분위 평균값 76.2%를 웃돌고 있다. 연령면에서는 남성 40대의 경우 3분위 이상 모든 분위에서 하락확률이 분위 평균값에 비해 높은 것이 특징적이었다.

〈표 4-19〉 자영업진입에 따른 소득분위 상승·하락 가구의 비교

(단위: %)

탈피이전	1분위	2분위		3분위		4분위		5분위
	상승	상승	하락	상승	하락	상승	하락	하락
분위 평균	64.2	52.6	25.8	38.8	43.0	18.8	62.9	76.2
상인	64.1	52.1	25.6	36.5	45.2	20.8	59.8	75.1
고용주	62.1	55.0	23.8	41.2	39.0	16.1	68.4	77.7
기타	74.2	38.5	53.6	43.9	24.0	19.2	64.3	82.7
남성	65.3	52.3	25.7	38.9	42.9	19.1	63.8	76.5
여성	60.5	55.1	26.2	37.9	43.3	15.9	54.9	74.0
20대이하	59.9	38.1	46.1	48.3	36.4	26.7	55.0	83.6
30대	62.4	52.5	29.0	39.0	39.7	17.4	63.6	70.7
40대	64.6	51.1	23.9	38.3	44.4	17.8	63.5	79.0
50대	65.7	56.8	23.8	40.0	42.8	20.5	65.2	77.0
60대	65.1	57.2	21.8	34.7	50.0	23.1	49.7	71.3
초졸이하	59.4	51.1	23.6	36.1	49.1	10.9	67.3	81.6
중졸	63.9	59.7	22.7	40.5	47.0	23.4	59.4	76.6
고졸	67.2	49.7	28.2	36.9	44.5	20.6	60.9	78.4
초급대졸	50.9	38.9	26.9	47.6	23.3	20.6	54.2	87.2
대학이상	65.1	60.7	22.0	40.4	40.6	15.7	68.3	71.7
공무원	100.0	96.4	0.4	86.2	1.8	48.4	26.9	58.4
사무직	87.9	75.2	5.1	58.8	18.6	36.8	40.7	60.2
상용노무	82.6	57.0	17.2	35.2	43.1	12.9	62.4	84.6
임시일용	50.7	33.0	33.8	17.2	67.9	5.5	83.0	87.9
무직	24.5	19.5	66.6	15.5	73.6	5.0	87.6	85.2

자료: '03-'06년 가계조사 연결자료

자영업으로의 진입과 자영업으로부터의 탈피에 관한 이상의 분석이 보여주는 바를 한마디로 요약하면 자영업가구의 입·출 집단이 결코 동질적이지

않다는 것이다. 저소득층의 여성 및 고령, 저학력 가구는 자영업으로의 진입이 소득분위의 상향이동을 동반하는 확률이 높다. 특히 1분위의 임시 일용직 가구는 자영업으로 진입하면서 소득분위 상승확률이 매우 높게 나타났다. 반면 소득 고분위에서는 자영업으로의 진입과 동시에 전반적인 하락 경향이 뚜렷했고, 특히 고학력자, 남성, 50~60대에서 하락확률이 높다. 30~40대는 진입 당시에는 하락확률이 상대적으로 높지 않았으나 탈피시에는 하락확률이 높게 나타나, 자영업이 소득지위 하락 과정의 경로로 작용하고 있는 것으로 확인되었다.

## 제5절 소결

소득분배 상의 특징으로 살펴본 자영자의 지위는 근로자에 비해 점차 악화되고 있다. 지난 1999년 이후 실질소득 증가율 면에서 도시자영자가구는 도시근로자가구의 시장소득 증가율에 미치지 못하였으며 그 격차는 2003년 이후 더 확대되는 추세이다. 농어촌을 포함한 전체 가구의 경우 근로자가구와 자영자 가구의 격차는 더 크게 나타난다. 특히 주요 소득원이라고 할 수 있는 사업소득의 증가율은 근로자의 경우에 크게 미치지 못하였으며 전체 자영자의 '03~'06년간 사업소득 증가율은 거의 0에 가깝다. 분위별 시장소득 증가율을 보더라도 자영가구의 하위분위에서는 시장소득이 오히려 감소하는 경향마저 관측되고 있다.

이러한 현실은 근로자가구에 비해 높은 절대빈곤율, 최근 소득 불평등의 증가 추세(근로자의 경우 감소추세) 등으로 나타나고 있다. 특히 자영자 가구의 분위별 분포가 점차 하위분위에 집중되어 가는 경향을 보인다는 측면에서 이들의 소득 안정을 위한 대책이 시급하다고 할 수 있다.

자영자의 소득안정 대책은 소득분위 변동에 대한 동태적 분석에 기초할 경우 대상 적합성을 좀 더 기할 수 있을 것이다. 자영업 가구의 소득분위

상승 경험 비율은 점차 줄어드는 추세이고, 반대로 소득분위 하락 경험 확률은 점차 늘어가는 추세이다. 특히 '04년 이후 상승경험 비율이 줄어드는 추세라는 점이 눈에 띄게 나타나고 있다. 자영업으로의 진입과 탈피는 주로 하위 분위에서 많이 이루어지고 있는 것으로 확인되었다. 진입과 탈피시 모두 소득분위 하락을 경험하는 확률이 지속적으로 높아지는 추세로 나타나, 자영업이 소득지위 상승의 경로보다는 하락의 경로로 작용할 확률이 높은 것으로 유추할 수 있었다.

그러나 진입이나 이탈시 상승을 경험하는 집단과 하락을 경험하는 집단 사이에는 일정한 차이를 발견할 수 있었다. 즉, 저학력, 노인, 여성가구의 경우 자영업은 소득분위 상승의 경로로 활용될 가능성이 높은 반면, 중고령, 고학력, 남성가구의 경우 자영업은 그렇지 못할 가능성이 많다. 이러한 사실로부터 다음과 같은 정책적 시사점을 도출할 수 있다. 우선 후자의 집단에 대해서는 자영업으로의 진입을 우선적으로 억제하는 정책이 필요하다 할 수 있다. 특히 상용노무직으로부터의 진입이 임시일용직으로부터의 진입에 비해 더 높은 소득분위 하락 확률을 보이고 있는 것을 감안하여, 상용 → 임시일용의 이행을 방지할 수 있는 고용안정과 재고용 정책이 필요하다고 할 수 것이다. 가능한 한 근로자가구로서의 지위를 유지하도록 하는 것이 지속적인 소득악화를 막는 데 더 유리한 환경을 조성해주는 길일 것이다. 반면 자영업을 경유하여 소득분위 상승의 가능성이 높은 저학력, 여성 및 고령계층의 경우 노동시장으로의 진입확률이 낮다는 점을 감안하여, 창업지원과 성공적 정착을 위한 각종 서비스와 지원에 더 중점이 두어져야 할 것이다.

## 제5장 소비구조의 계층간, 세대간 격차

### 제1절 문제제기 및 분석틀

#### 1. 문제제기 : 소비구조 분석의 필요성

사회의 양극화 구조는 일반적으로 소득계층의 특수한 분포 상태, 혹은 소득계층간 동질성과 이질성의 변화 경향으로 이해되고 있으며 이를 하나의 간명한 수치로 표현하기 위해 다양한 지표들이 제시되고 있다. 그러나 양극화 문제가 중요한 사회적 화두가 되는 것은 그것이 한 사회가 지니고 있는 빈곤, 불평등과 같은 사회적 문제를 총체적으로 표현해 주는 하나의 대표적 수치라는 측면에서 뿐만 아니라 구체적인 사회적 실체로 존재하며 사람들의 일상생활 속에서 감지되고 영향을 미치기 때문이다. 그래서 만일 한 사회의 양극화 정도가 심각하다면 우리는 하나의 수치에 놀라기보다 사회통합의 저해를 우려하게 되는 것이다.

이처럼 양극화가 분배구조의 특수한 형태일 뿐만 아니라 일상생활 속에서 발현되고, 구성되는 사회적 실체라는 측면에서 보았을 때 소비는 양극화를 분석하는 유용한 수단으로 등장한다. 소비에 대한 견해에는 논자마다 차이가 있는데, 한 극단에는 소득의 단순한 실현일 뿐이라는 관점이 있고, 다른 극단에는 궁극적인 경제적 복지(economic welfare)의 실현으로 보는 관점이 있다. 어떠한 것이든 분명한 점은 소비가 소득과 일상 생활 세계를 매개하는 고리로 작용한다는 점이다. 예를 들어, 빈곤층에게 빈곤 문제가 더욱 체감되는 것은 그들이 가진 가용자원으로 일상생활의 욕구충족을 위해 소비할 수 있는 여지가 매우 적다는 것을 절감할 때 그러할 것



이며, 또한 보다 부유한 계층의 소비양태를 목도하고 그로부터 위화감을 느낄 때 그러할 것이다. 이러한 측면에서 소비구조를 분석하는 작업은 일상 생활세계 속에서 양극화의 구체적인 발현 양상을 포착할 수 있게 해준다. 뿐만 아니라 개별 가구 단위의 미시적 영역에서 보았을 때 가구의 소비구조는 주어진 예산제약 하에서 가구가 선택한 생활양식(life-style)을 보여주며, 따라서 행위자들이 어떠한 전략적 선택을 하는지, 그들이 가지고 있는 욕구는 무엇이며, 이것이 어떻게 변화해 왔는지를 보여주는 유용한 수단이 된다. ‘인간의 욕구를 충족시키기 위하여 재화와 용역을 이용하거나 소모하는 일’이라는 소비에 대한 개념정의에서도 알 수 있듯 소비구조는 그 가구가 충족하기를 원하는 욕구의 모습을 반영한 것으로 간주되기 때문이다.

## 2. 분석틀 및 분석자료

이처럼 소비구조를 개인 혹은 가구가 가지고 있는 욕구의 표현으로 본다면, 그같은 욕구를 좌우하게 되는 변인이 바로 소비구조를 결정하는 중요한 요인으로 작용한다는 추론이 가능해진다. 이론적으로 소비 욕구를 결정하는 가장 중요한 요인은 소득과 생애주기이다.

먼저, 소비는 소득으로 포착할 수 없는 다양한 현실의 양태를 보여주지만 궁극적으로 소득은 소비를 위한 경제적 자원으로 기능한다는 점에서 소비구조를 결정하는 가장 중요한 요인으로 간주되는 것이다. 일반적으로 소득이 적은 가계의 소비지출 수준은 절대적으로 낮을 뿐만 아니라 소비 품목도 주로 생계를 해결하기 위한 것에 우선적으로 지출되는 것으로 인식되며 소득수준이 점차 증대하면서 소비지출의 규모가 커지고 소비품목도 다양화 또는 고급화될 것으로 예측된다.<sup>18)</sup>

18) 이처럼 소비를 소득의 영향을 받는 것으로 규정하고 소비와 소득의 함수를 도출하는 것이 소비함수이론이다. 그러나 소비함수이론에서도 소득을 ‘어떤’ 소득으로 규정할 것

이처럼 소득이 소비구조를 결정한다는 논의는 신고전파 경제학을 중심으로 전개되었는데, 신고전파 경제학에서는 욕구를 ‘선호(preference)’로 표현하며 가구의 소비구조는 선호와 선호의 실현가능성, 즉 소득과의 상호작용 결과로 본다. 여기서 선호는 시간에 관계없이 안정적이고 불변적인 것으로 간주되며 가구의 선호구조는 어떠한 재화에 대한 선호인지, 또는 그 선호가 얼마나 강한 것인지와 관계없이 일정한 논리적 법칙을 따르는 것으로 가정된다. 그러나 가구가 갖는 소비에 대한 선호, 즉 욕구는 불변적인 것이 아니라 다양한 변인에 의해 규정되고 변동될 수 있다. 가령, 커크(Kyrk, 1993)와 맥크래켄(McCracken, 1988) 등은 개인 혹은 가구의 욕구가 불변적인 것이 아니라 사회적·문화적 가치체계에 의해 영향을 받는다는 주장을 제기했다. 또한 사회적·문화적 가치체계와 같이 사회구조적으로 영향받는 변인 뿐만 아니라 생애주기 역시 개인 및 가구가 가지고 있는 욕구에 변동을 가져오는 핵심적인 요인으로서 소비구조를 결정하는 중요한 요인으로 작용한다. 가령, 노인가구는 비노인가구에 비해 소득, 가구 규모, 가구구성, 구성원들의 활동 양태 등에 있어 다른 양상을 보일 것이며 이같은 변동은 필연적으로 소비구조의 변동을 수반하게 된다(Magrabi et al, 1990).

따라서 본 연구에서 소비구조의 변화를 통한 양극화 경향을 분석함에 있어 소득과 생애주기라는, 소비구조에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 간

---

인가를 중심으로 다양한 논쟁이 전개 되었다. 가령, 케인즈의 절대소득가설(absolute income hypothesis)은 소득이 모두 소비와 저축에 분배된다는 가정에서 출발하며 이때의 소득은 현재소득으로, 소비는 현재소득의 함수라는 주장을 제기했다. 듀젠베리(Dusenberry)의 상대소득가설(relative income hypothesis)은 소비지출이 현재소득에 좌우되는 것이 아니라 한 사회의 소득분포에서 그 가계가 처한 상대적 위치에 따라 결정되며 그가 속한 준거집단의 소비수준에 부응하려는 방향으로 이루어진다고 하였다. 이와 달리 프리드먼(Friedman)의 항상소득가설(permanent income hypothesis)은 소비가 미래의 기대소득인 항상소득의 크기에 의존한다는 것이다. 유사하게 모딜리아니(Modigliani)의 생애주기가설은 사람들의 소비행동이 그 개인이 일생을 통하여 획득할 수 있는 소득의 총액(즉, 평생소득)의 크기에 의해 결정된다는 것을 핵심 내용으로 하고 있다.

주되는 두 가지 분석틀을 활용하도록 할 것이다.

일반적으로 소비구조에 대한 분석은 소비지출함수에 대한 계측을 중심으로 진행되어 왔다. 이를 위해 선행 연구에서는 앵겔이론에 기반해 각 지출 비목들의 한계소비성향<sup>19)</sup>과 소득탄력성을 측정함으로써 소비구조를 분석했다(윤정혜, 1984; 양세정, 1991; 김정숙, 1992; 정건화·남기곤, 1999; 소연경, 2000; 정건화, 2000). 이러한 방법은 거시적인 소비구조 변화를 제시할 수 있지만 보다 미시적인 영역에서 가구의 욕구가 변화함에 따라 가구가 선택하는 소비 상품군이 어떻게 달라지는지, 즉 세부적인 지출패턴을 파악하지 못한다. 가구의 욕구변화에 따른 가구 소비구조의 변화는 가구가 주어진 예산제약(가처분소득) 하에서 어떠한 소비항목에 얼마만큼을 지출했는가, 그리고 그것이 어떠한 변화 경향을 보이는가를 통해 포착할 수 있다. 이는 일반적으로 소비지출구조 혹은 소비패턴 개념으로 표현되어 왔으며 한 소비단위(가계)가 여러 가지 범주의 소비항목별로 지출예산을 배분하는 것으로 정의될 수 있다(강이주, 1998). 본 연구에서도 이러한 선행연구의 경향을 참고해, 소비성향, 가구 소비지출의 절대액, 가구의 비목별 지출비율 등을 중심으로 소비구조를 분석하도록 하겠다.

한편, 가구를 분석단위로 삼을 때, 가구마다 가구원 수가 동일하지 않으므로써 결과의 왜곡 현상이 나타나게 된다. 이러한 효과를 통제하려면 가구 규모가 상이한 가구들 간의 비교를 용이하게 하는 가구 균등화 지수를 사용해야 하며, 본 연구에서는 다양한 균등화지수 가운데 가장 보편적으로 사용되며 국가간 비교연구에서 통용되는 OECD 가구균등화 지수를 이용하였다. OECD 가구균등화지수는  $\sqrt{S_i}$  ( $S_i$ 는 가구원 수)로서, 이는 추가적인 구성원의 성과 연령에 상관없이 가구 소비지출 총액이  $Y^* =$

19) 한계소비성향은 소득이 1단위 증가했을 때 특정 소비지출비목에 대한 지출은 몇 단위 증가하는가를 나타낸다. 따라서 어느 비목의 한계소비성향이 높다는 것은 그 비목이 총지출에서 차지하는 비중이 크거나 또는 소비하고 싶은 열망이 크다는 것을 의미한다.

$$\frac{Y_i}{\sqrt{S_i}} \quad (Y^* \text{는 균등화된 가구 소비지출액, } Y_i \text{는 } i \text{ 가구의 총 소비지출액})$$

으로 계산되는 방식이다.

본 연구에서는 분석자료로서 통계청의 (도시) 가계조사 데이터를 활용하였으며, 특히 1997년 외환위기 이후의 소비지출 양극화 변화 경향을 분석하기 위해 1996년부터 2006년간의 자료를 활용하였다.

## 제2절 소득계층별 소비구조의 변화 경향

### 1. 소득계층별 소비성향 변화 경향

가구의 소비성향이란 일정 기간 동안 가구의 수입과 지출을 비교한 것으로서 가구의 가처분 소득 가운데 소비지출이 차지하는 비중을 의미한다. 소비성향이 흑자상태이면 가처분소득 내에서 지출했음을 의미하며 반대로 소비성향이 적자상태이면 가처분소득을 초과한 지출이 이루어졌음을 보여주는 것이다. 따라서 소득계층별 소비성향이 시계열적으로 어떻게 변화했는지 알아보는 것은 소득계층별 소비지출의 전체적인 양상을 볼 수 있는 지표가 된다.

〈표 5-1〉 소득계층별 소비성향 변화 추이

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
1분위	1.14	1.14	1.4	1.4	1.28	1.3	1.26	1.42	1.46	1.41	1.39
5분위	0.78	0.74	0.75	0.83	0.85	0.86	0.83	0.82	0.83	0.81	0.79
10분위	0.62	0.6	0.51	0.57	0.59	0.57	0.55	0.56	0.59	0.58	0.58

소비성향 = 소비지출/가처분소득(소득-비소비지출)

자료 : 통계청 (도시)가계조사

<표 5-1>에 의하면 전반적으로 1분위는 5분위, 혹은 10분위에 비해 소비성향이 높아, 수입을 초과한 소비지출을 하고 있음을 알 수 있다. 1분위의 가계수지는 외환위기 직전인 1996년부터 현재까지 지속적으로 적자 행보를 하고 있는데, 구체적으로 1996년에 1.14이던 소비성향은 외환위기 직후인 1998년과 1999년에 1.4로 상승했다가 2000년부터 소폭 감소하는 추세를 보인다. 그러나 2003년 이후 다시 약 1.4로 증가해 2006년까지 그러한 적자상태가 유지되고 있다. 5분위의 경우 1분위처럼 적자 기록을 하지는 않지만 평균적으로 수입의 70-80%를 소비에 지출하고 있다. 특히, 5분위의 경우 외환위기 변수가 크게 영향을 미치지 않아, 외환위기 직후인 1998년에도 이전의 소비성향이 유지되었으며 오히려 그 이후에 소비성향은 지속적인 증가 추세를 보이고 있다. 마지막으로 10분위 가구의 경우 외환위기를 기점으로 소비성향이 감소되고 있는데 이같은 경향은 현재까지 유지되어, 2006년 현재 10분위 가구의 소비성향은 0.58로 외환위기 이전인 1996년에 비해 오히려 감소했다. 각 계층의 소비성향 변화 경향으로부터 알 수 있는 점은 저소득층 및 중간소득층의 경우 소득 대비 지출의 비율이 경제위기 이후 지속된 반면 고소득가구의 경우 가계수지 흑자폭이 더욱 증가했다는 점이다. 이같은 경향은 물론 소득분배 구조 변화와 동시에적으로 이해되어야 보다 정확한 해석이 가능하겠지만 이면, 소비성향 변

화에 경제위기 변수 이외의 변수가 영향을 미쳤을 가능성도 배제할 수 없다<sup>20)</sup>.

단순한 지출비율에 근거한 소비성향은 소비의 양적 증감을 보여줄 수는 있지만 보다 정확한 소비구조의 질적 변동을 보여주지는 못한다. 즉, 가구의 가처분소득 대비 소비지출의 총량적 증감 이외에, 가구의 소비가 ‘어떤’ 속성을 가지는 재화를 중심으로 이루어지는 소비구조인지 살펴볼 필요성이 제기된다. 재화가 가지는 속성에 따라 재화를 분류하려는 시도는 다양하게 이루어져 왔다. 예를 들어, 호트리(Hawtrey, 1925)는 재화가 가지는 속성에 따라 “방어재(defensive products)”와 “창조재(creative products)”로 구분했으며, 호이트(Hoyt, 1959)는 재화가 가구의 복지수준에 미치는 영향에 따라 “보호재(productive elements)”, “확장재(expansive elements)” 그리고 “파괴재(destructive elements)”로 구분했다. 그러나 가장 일반적으로 재화를 구분하는 방식은 재화의 소득(지출) 탄력성에 기반해 선택재와 필수재로 구분하는 것이며, 이러한 구분은 그 사회의 제도적, 문화적 조건을 반영하는 상대적인 개념이자 동시에 시대에 따른 재화의 상대적 속성 변화를 보여줄 수 있는 장점을 가지고 있다. 즉 탄력성이 1보다 크면 선택재로, 1보다 작으면 필수재로 구분되기 때문에 탄력성의 변화에 따라 동일한 재화라고 하더라도 선택재가 될 수도, 필수재가 될 수도 있는 것이다. 여기서도 이처럼 선택재와 필수재의 구분에 근거해 소비지출 구조가 어떻게 변화해 왔는지 살펴보도록 하며, 1996년부터 2006년까지 통계청 (도시)가계조사 원자료의 소비항목 탄력성을 시계열적으로 구해 그 평균값이 1이상

20) 가령, 1997년은 다양한 논자들에 의해 우리나라 소비구조의 또다른 전환점으로 분석되기도 한다. 한축으로 조절이론의 관점에서 외환위기 이후 우리나라 소비구조를 분석한 다수의 연구들에 의하면, 외환위기의 발생으로 인해 소비심리가 위축되어 이례적으로 민간소비가 급감되었고 내구재 소비가 줄어들었으나(김정홍, 1999) 결국 소비의 불평등 심화로 연결되어(정건화·남기곤, 1999; 여유진, 2002) 대중소비사회에서 소비의 질적 양극화 시대로 변모했음을 제시한다. 또 다른 축으로 90년대 후반 이후 우리나라의 소비 문화에서 소위 ‘포스트모던 소비문화’의 면모들이 본격적으로 출현하기 시작했다는 분석도 존재한다(김왕배, 2000).

이면 선택재로, 1이하이면 필수재로 구분하기로 한다.<sup>21)</sup> 아래의 <표 5-2>는 중범위 소비항목의 탄력성 분석결과를 보여준다. 지출탄력성을 구해보면 식료품, 광열수도, 교통통신 등이 필수재에 해당하는 항목인 반면 주거, 가구집기가사용품, 의류 및 신발, 보건의료, 교육, 교양오락, 기타지출 등이 선택재에 해당하는 항목으로 분류되었다.<sup>22)</sup>

<표 5-2> 소비비목별 지출탄력성

식료품	주거	광열 수도	가구집 기가사 용품	의류및 신발	보건 의료	교육	교양 오락	교통 통신	기타 지출
0.5876	1.7137	0.4543	1.4389	2.1807	1.0496	2.0623	1.2378	0.9613	1.2507
필수재	선택재	필수재	선택재	선택재	선택재	선택재	선택재	필수재	선택재

21) 중범위 항목의 탄력성을 구하기 위해 다음과 같은 회귀방정식을 사용하였다.

$$\text{Exp}X_i = \beta_1 \text{Expense} + \varepsilon$$

$\text{Exp}X_i$  : 중범위 항목 평균 지출액 자연대수값

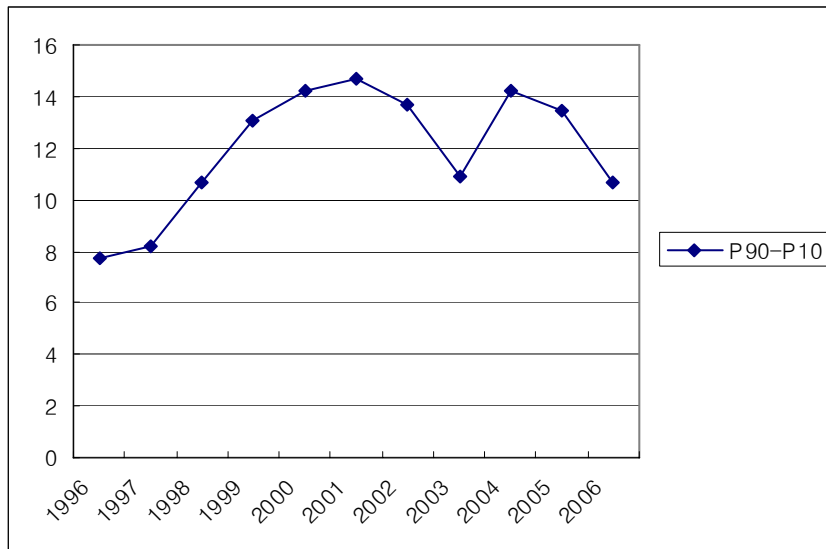
$\text{Expense}$  : 가구당 소비지출액 자연대수값

22) 여기서 주거비 항목은 유의해서 살펴보아야 하는데, (도시) 가계조사 데이터는 주거비 항목으로 월세, 주택설비 및 수선비, 기타주거 등의 세 항목만을 포함하고 있으며 따라서 일반적으로 간주되는 주거비 항목, 예컨대 주택구입에 소요되는 비용, 주택자금 융자비용, 전세자금 등과 차이가 있다.

〈표 5-3〉 계층별 필수재, 선택재 지출구성비

	1분위		10분위	
	필수재	선택재	필수재	선택재
1996	49	51	41	59
1997	50	50	42	58
1998	53	47	42	58
1999	55	45	42	58
2000	56	44	42	58
2001	55	45	40	60
2002	55	45	41	59
2003	54	46	43	57
2004	56	44	42	58
2005	54	46	41	59
2006	54	46	43	57

[그림 5-1] 소득계층별 선택재 지출 비율(백분율) 차이(P90-P10)





계층별 필수재, 선택재 지출구성비 변화 경향을 보여주는 <표 5-3>에 의하면 10분위의 경우 선택재와 필수재에 대한 지출 비율이 큰 폭의 증감 없이 비교적 일정한 수준으로 유지되어 온 반면 1분위의 경우 선택재에 대한 지출비율이 경제위기 이후 지속적으로 감소하다가 최근 소폭 상승했다. [그림 5-1]은 10분위와 1분위의 선택재 지출비율의 차이가 어떤 경향으로 변화해 왔는지 보여준다. 즉, 그림상에서 y축은 10분위 가구와 1분위 가구의 선택재 지출 비율(백분율)의 퍼센티지 포인트 차이를 제시하고 있는데, 외환위기 이후 양 계층의 선택재 지출 비율의 차이는 벌어졌다가 외환위기를 졸업한 2000년대 이후, 즉 2001년경 이후부터 다시 감소되는 추세를 보이고 있다. 이러한 경향은 우리나라 소비구조가 계층을 막론하고 외환위기 이후 ‘선택재’를 중심으로 수렴되고 있음을 보여주며, 선택재가 가지는 사회적 의미가 오늘날의 소비사회에서 변화했을 가능성을 시사한다. 특히, 앞서 <표 5-1>에서 살펴보았듯 1분위의 소비성향이 1996년부터 지속적으로 적자를 기록했으며 오히려 2000년대에 접어들면서 적자폭이 더욱 증가하는 경향을 보인 사실과 대조해 보면, 1분위 가구의 가계수지 적자가 비단 소득분배 구조 등의 요인에 의해서만 초래된 것이 아니라 우리사회의 소비구조 변동의 맥락에서 해석될 여지가 있음을 알 수 있다. 그러나 이는 전반적인 분석에 근거한 해석이며 보다 자세한 경향은 구체적인 소비비목별 절대지출액 및 지출비율 변화경향을 계층간 비교해 봄으로써 보다 명확하게 알 수 있다.

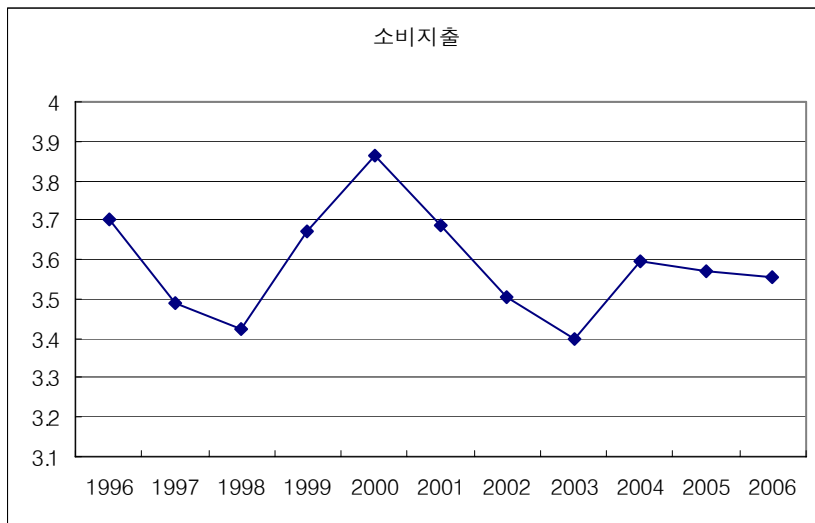
## 2. 소득계층간 소비구조 격차<sup>23)</sup>

이하에서는 소득계층별 소비의 양극화 구조가 어떤 양상으로 전개되었는지 분석하도록 하겠다. 분석에 활용한 통계청의 (도시)가계조사 원자료는 소비지출비목을 식료품, 주거, 광열수도, 가구집기가사용품, 피복및신발, 보건의료, 교육, 교양오락, 교통통신, 기타소비지출의 총 10대 비목으로 분류하는 품목별 분류방식을 택하고 있다. 본 분석에서도 소비패턴을 분석함에 있어 동일한 분류방식을 택하였으나 식료품 항목의 중분류항목에 속하는 외식의 경우 재화의 속성과 사회적 의미가 일반 식료품과 이질적인 점을 고려해 외식을 별도의 항목으로 분석에 추가시켰다.

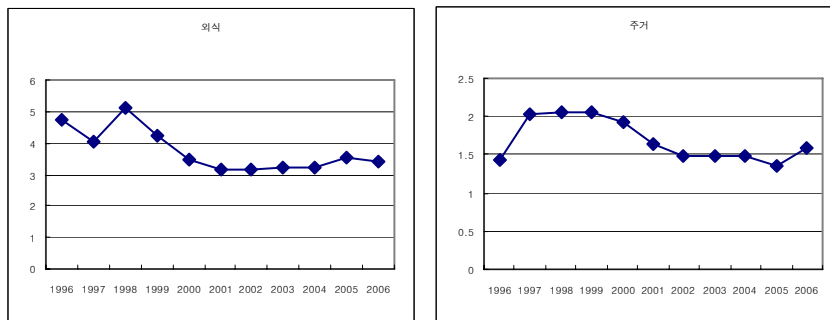
아래 [그림 5-2]는 가구 소득을 기준으로 10개의 집단으로 구분했을 때 양극단에 해당하는 10분위와 1분위 가구의 소비지출액 비율이 외환위기 직후인 1998년 이후 어떻게 변화해 왔는지 그 경향을 보여준다. 또한 [그림 5-3]과 [그림 5-4]는 11대 비목을 앞서 계산한 선택재와 필수재로 구분해 10분위와 1분위 가구의 분위수 배율 변화 추이를 보여준다.

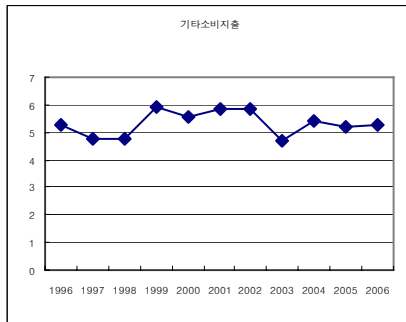
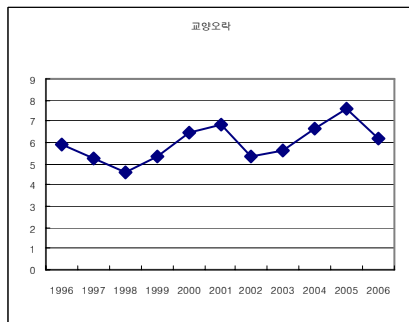
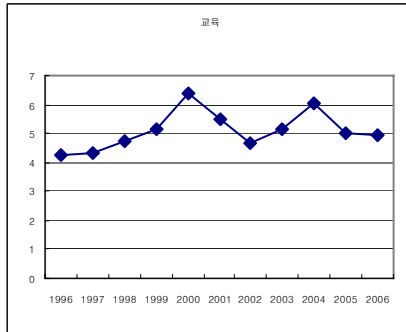
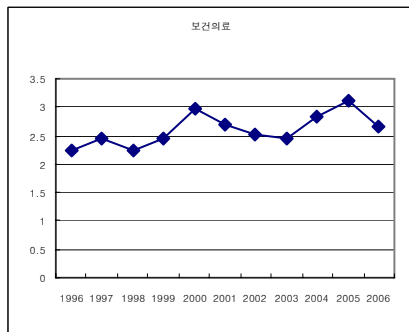
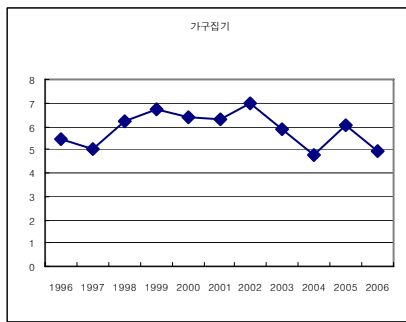
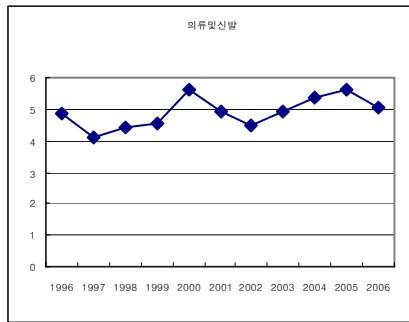
23) 양극화 경향을 살펴볼 수 있는 여러 가지 방법 중 여기서는 소득 분위별 1분위와 10분위의 분위수배율을 중심으로 살펴보기로 한다. 베블렌(Veblen)의 모방소비 개념이 말해주듯, 소비는 순수하게 독립적인 선호의 함수에 의해 형성된다기 보다 계층간의 상호작용에 의해 형성되며 특히 상류층의 소비행태는 중·하류층의 소비행태에 영향을 미치게 된다. 특히 오늘날 막대하게 확산된 신용구매는 이같은 경향을 강화시킨다. 따라서 소득의 불균등한 분포에 영향을 받는 소비지출의 양극화 경향은 소득분포의 양극단에 위치하는 10분위와 1분위의 대조에 의해 가장 선명하게 나타날 수 있다.

[그림 5-2] 총 소비지출의 분위수 배율 변화 추이(소득 P90/10)

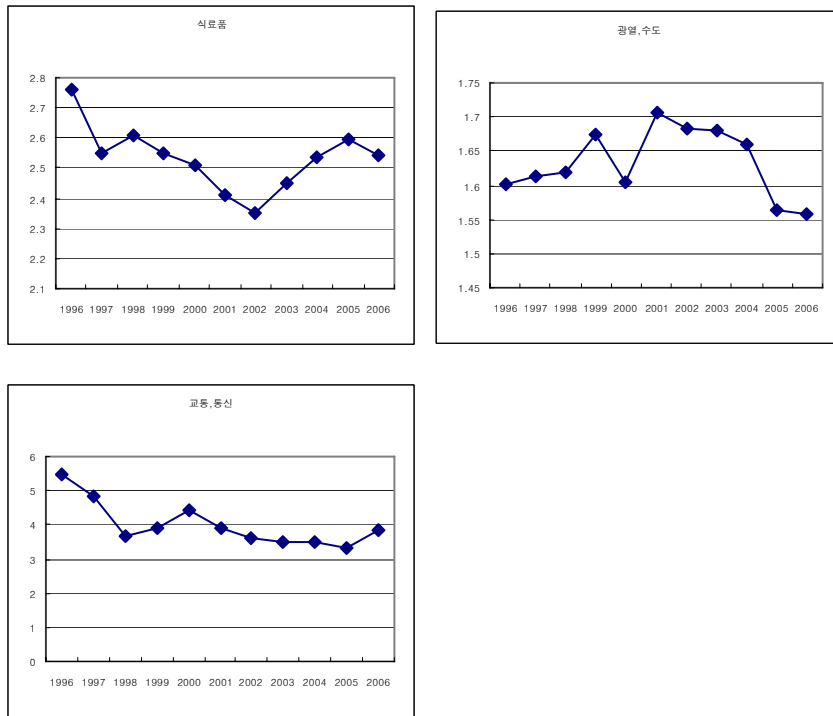


[그림 5-3] 선택재 지출의 분위수 배율 변화 추이(소득 P90/P10)





[그림 5-4] 필수재 지출의 분위수 배율 변화 추이(소득 P90/P10)



[그림 5-2]에 의하면 외환위기 직전인 1996년도에 약 3.7배에 달했던 분위수 배율은 1997년 외환위기와 1998년까지 감소하다가 외환위기 직후인 1999년에 오히려 증가한다. 10분위와 1분위의 분위수 배율의 증가세는 외환위기를 졸업한 2000년까지 지속되다 2001년부터 감소세를 보이며 2003년에 이르면 외환위기 직후의 수준까지 내려가지만 2004년부터 소폭의 증가세를 보여, 2006년 현재 분위수 배율은 약 3.5배( $P90/P10=3.5538$ )에 이르게 된다. 전체적으로, 소비지출의 양극화는 경제적 불안정기에 오히려 좁혀지며 경제적 안정기에 확대되는 경향을 보인다. 이것은 1분위 계층의

경우 제한된 예산제약으로 소비비목의 변동 폭이 좁을 수밖에 없는 반면 부유층의 경우 거시경제 지표의 변화에 따라 소비의 증감 폭이 상대적으로 크다는 점에서 기인한다.

한편 [그림 5-3]과 [그림 5-4]를 통해 각 소비비목별로 양극화 양상이 어떻게 진행되었는지 살펴보면, 비목마다 다르게 진행되고 있음을 알 수 있다. 먼저, 선택재 가운데 의류 및 신발, 교육, 보건의료, 교양오락 등은 양극화 진행 양상이 유사한데, 외환위기 이후 2000년 시점까지 양극화가 증가하다가 이후 2002년까지 감소세를 보인 후 다시 2004-2005년 시점까지 상승세를 보이며 가장 최근인 2006년에는 소폭 감소하는 추세를 보이고 있다. 이것은 총 소비지출의 양극화 추이와 매우 유사하며 선택재 가운데 이들 비목이 전체 양극화 추이를 견인하고 있음을 짐작케 한다. 반면, 같은 선택재로 분류되는 비목이라 하더라도 외식, 주거, 가구집기가사용품, 기타소비지출은 양극화의 추이가 다르게 나타난다. 외식의 경우 외환위기 직후인 1998년에 양극화가 일시적으로 확대되었다가, 이후 현재까지 지속적으로 양극화가 감소되는 경향을 보이고 있다. 이처럼 거시경제적 배경과 무관하게 외식지출의 양극화가 꾸준한 감소세를 보이는 것은 외식이 현대인의 식생활에서 차지하게 된 비중을 반증하는 것이며 비단 고소득층 뿐 아니라 저소득층의 삶에서도 외식의 비중이 커지고 있는 것으로 해석할 수 있겠다. 주거비 역시 외환위기 이후 1999년까지 양극화 수준이 일정하다가 2000년부터 다소 감소되는 추세를 보이고 있다. 그러나 앞서 언급했듯 주거비 항목구성의 제한으로 인해 이것이 실질적으로 주거관련 지출의 양극화가 해소되었음을 의미하는 것으로 볼 수 없으며 해석에 신중을 기해야 한다. 가구집기가사용품의 경우 비교적 전체 소비지출 양극화 추이와 유사한 경향을 보이지만 의류 및 신발, 보건의료, 교육, 교양오락 등에 비하면 그 경향이 뚜렷하지 않고 다소 완만하다. 이는 가구집기가사용품이 비록 선택재적 속성을 갖는 재화이긴 하지만 동시에 일상생활에

필요한 용품들을 포함하고 있다는 점에서 생필품의 속성을 갖기 때문인 것으로 볼 수 있다. 마지막으로 기타소비지출은 소폭의 증감은 있으나 외환위기 이전부터 현재까지 양극화 경향이 완만하게 유지되고 있는 것으로 나타났다. 기타소비지출 항목이 잡비를 비롯해 경조사비 등과 같은 사회적 관계를 위한 비용을 포함하는 항목임을 상기했을 때, 기타소비지출 항목의 양극화 경향이 일정하게 나타나는 것은 거시경제적 환경 및 소득계층과 무관하게 기타소비지출은 가구 지출에서 일정한 비율을 유지하는 항목임을 의미하며, 이는 우리사회의 문화적 전통과 관련해 기타소비지출이 가지는 특수성이 있음을 함축하는 것이다.

필수재 비목의 양극화 경향을 살펴보면, 먼저 식료품의 경우 외환위기 이후 양극화 경향이 감소하다가 2002년을 기점으로 다시 증가세를 보이고 있다. 식료품 비목의 하위비목으로서 외식의 양극화 경향이 꾸준히 감소했던 것과 달리 식료품의 경우 2002년 이후 분위수 배율이 증가하고 있다는 점을 통해, 저소득층의 경우 상대적으로 식생활에서 외식이 차지하는 비중이 높아지는 반면 고소득층의 경우 상대적으로 외식 이외의 식료품 비목에 대한 지출 비중이 높아지고 있음을 추론해 볼 수 있다. 이같은 경향은 외식문화의 대중화, 웰빙 트렌드가 보여주듯 식생활의 질에 대한 관심의 증가 경향이 계층별 소비지출에 반영된 것으로 볼 수 있다. 광열수도의 경우 전반적으로 외환위기 이후 증가하다가 2000년대에 접어들면서 감소세를 보인다. 광열수도 비목이 필수재 중에서도 특히 비탄력적인 재화이며 동시에 국가에 의해 공급되는 집합재로서 국가의 에너지 가격 정책에 좌우되고, 가구의 능력 보다는 욕구에 의해 결정 된다는 점(여유진, 2002)을 고려할 때 2000년대 이후 광열수도비의 분위수 배율이 낮아지고 있는 점은 두 가지 측면으로 해석될 수 있겠다. 먼저, 광열수도 비목에 있어 고소득층과 저소득층의 지출액이 유사한 수준으로 수렴(2006년도 기준  $P90/P10=1.559$ )하고 있다는 측면에서 광열수도와 같은 필수재적 집합재 소

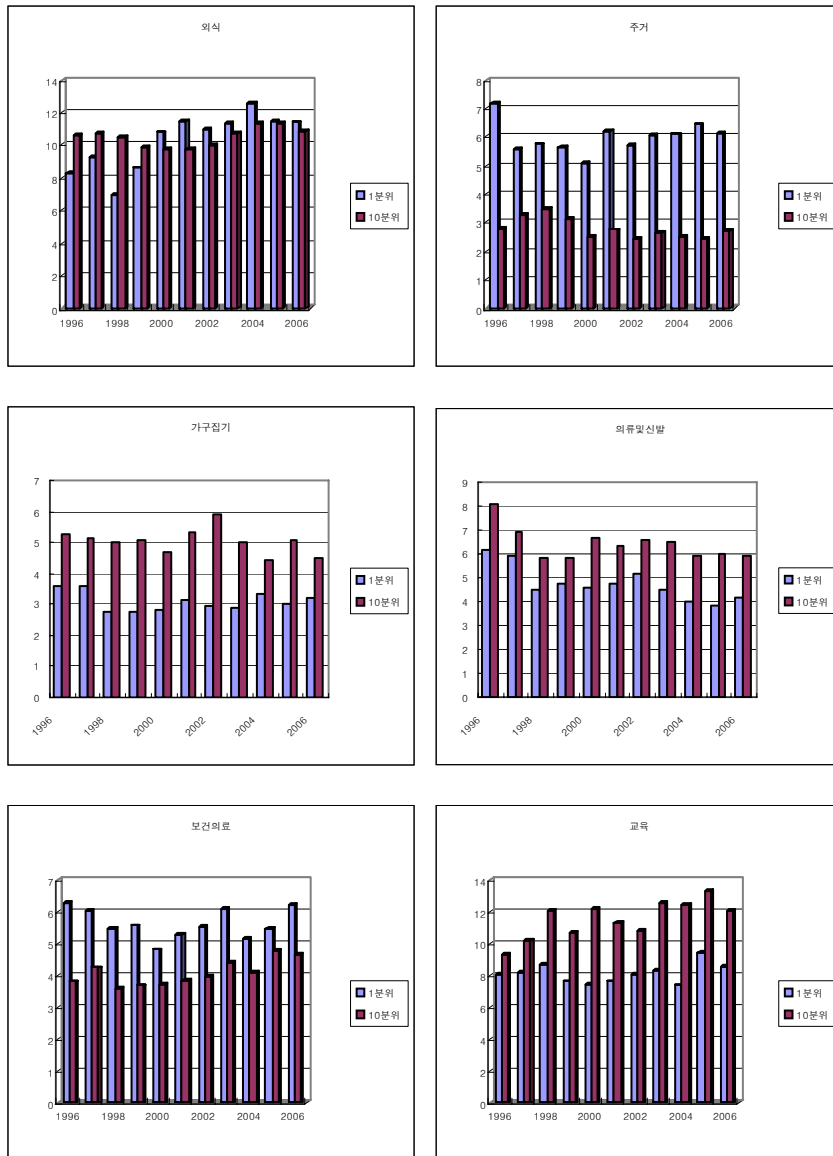
비에 있어 양극화가 완화되고 계층(능력)보다 욕구에 따른 소비 가능성이 확장되었다고 볼 수 있다. 반면, 고소득층과 저소득층의 총 소비지출 규모의 차이를 고려할 때, 저소득층의 경우 상대적으로 광열수도가 전체 가구 소비에서 차지하는 비중이 높아진 것으로 볼 수 있으며, 이것은 타 영역에서의 소비를 제약하는 요인으로 작용할 수 있다는 것이다. 교통통신 지출의 분위수 배율은 1996년 이후 꾸준히 감소되는 경향을 보인다. 이것은 외식의 경우와 마찬가지로 교통통신에 포함된 항목들, 예컨대 자동차의 구입·유지·보수, 이동통신과 인터넷 등의 정보통신 등에 대한 지출이 거시경제 환경의 변화 및 지불능력과 무관하게 현대인의 생활양식에서 차지하게 된 중요성이 증가하고 있음을 보여주는 것이다.

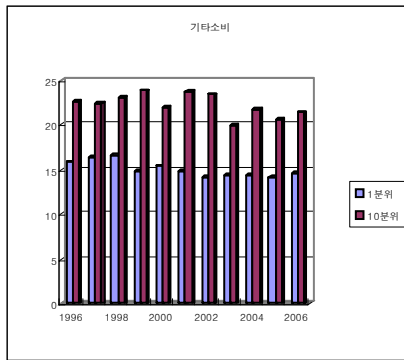
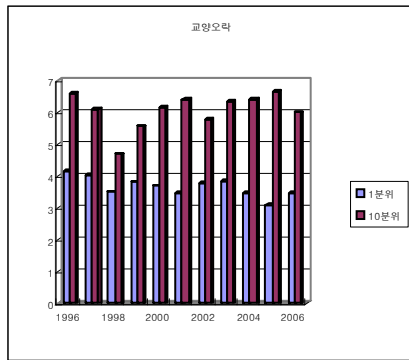
〈표 5-4〉 비목별 소비지출의 분위수 배율 (p90/p10)

	1996	1998	2000	2002	2004	2006
소비지출	3.7001	3.4216	3.8652	3.5028	3.5964	3.5538
식료품	2.7623	2.6076	2.5065	2.3526	2.5359	2.5452
외식	4.7593	5.1047	3.4875	3.1813	3.2311	3.3878
주거	1.4322	2.0588	1.915	1.4897	1.4765	1.5848
광열,수도	1.6027	1.6194	1.6054	1.6833	1.6601	1.559
가구집기가사용품	5.4049	6.2462	6.4233	6.9683	4.7895	4.9121
의류및신발	4.8686	4.4244	5.638	4.4886	5.3441	5.0544
보건의료	2.2556	2.2548	2.9758	2.508	2.8489	2.6461
교육	4.243	4.752	6.371	4.6868	6.0695	4.9599
교양오락	5.907	4.5781	6.4753	5.3905	6.7031	6.1958
교통,통신	5.5044	3.6928	4.4419	3.6064	3.4677	3.8609
기타소비지출	5.2943	4.7566	5.5351	5.8191	5.4264	5.2403

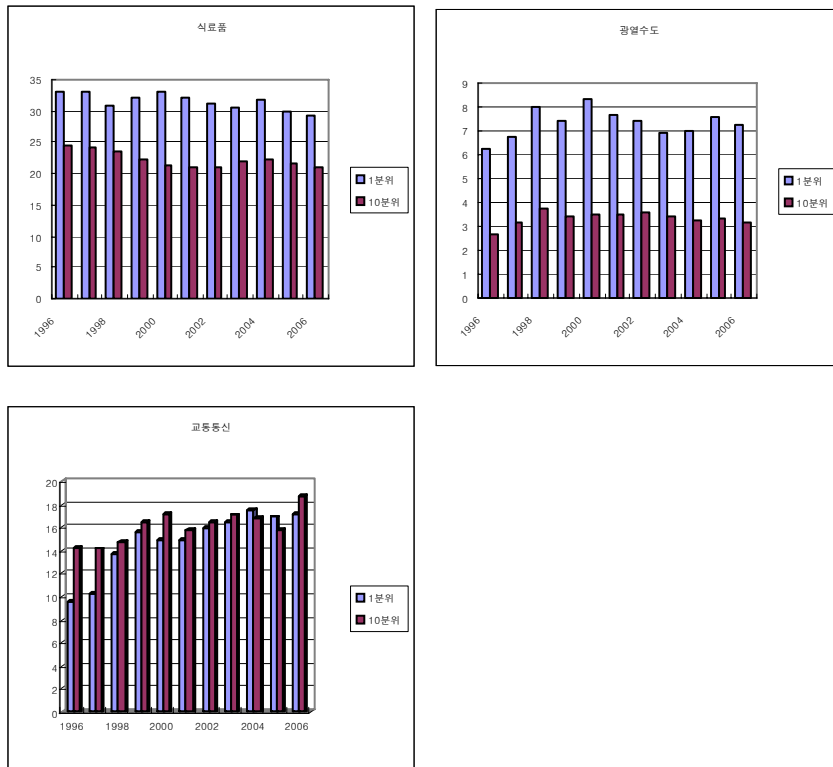


[그림 5-5] 선택재의 지출비중 변화추이에 대한 소득분위별 비교(1분위 vs 10분위)





[그림 5-6] 필수재의 지출비중 변화 추이에 대한 소득분위별 비교  
(1분위 VS 10분위)



한편, 각 소득분위에 해당하는 가구의 소비패턴이 구체적인 비목별로 어떻게 변화했는지 살펴봄으로써 전반적인 소비지출의 양극화 경향 속에서 각 소득분위에 해당하는 가구가 선택한(혹은 선택할 수밖에 없었던) 생활양식의 변화 전략을 볼 수 있다. [그림 5-5]와 [그림 5-6]은 소득 1분위와 10분위 가구에서 총 소비지출 가운데 각 소비지출비목이 차지하는 비중(백분율)의 시계열적 변화 경향을 재화의 속성에 따라 선택재와 필수

재로 구분해 보여주고 있다.

전체적으로 가구 소비지출에서 의류 및 신발, 교육, 교양오락이 차지하는 비중의 차이는 계층간 더욱 확대되고 있으며 특히 2000년대를 기점으로 그 간극이 더욱 확대되고 있음을 알 수 있다. 즉, 의류 및 신발에 대한 지출은 10분위 가구와 1분위 가구가 증감을 같이 하는 가운데 2003년 이후 10분위 가구에 비해 1분위 가구의 감소폭이 더욱 커짐으로써 그 간극이 확대되는 경향을 보인다. 교육, 교양오락의 항목은 1분위 가구의 경우 지출비중의 변동폭이 크지 않은 가운데 교양오락 비목에 대한 지출비중을 최근 소폭 감소시킨 반면 10분위 가구의 경우 이들 비목에 대한 지출비중을 증가시키는 경향을 보인다. 한편, 주거비목의 경우 계층간 지출비중 차이가 역으로 확대되는 경향을 보이는데, 즉 1분위 가구의 주거비목 지출비중은 2000년대 이후 증가하는 경향을 보이는 반면 10분위 가구의 주거비목 지출비중은 감소 경향을 보인다. 이는 2000년대 이후 주택가격의 급격한 상승으로 인해 저소득가구의 경우 자가, 전세에 비해 월세 가구 증가했을 가능성이 높아짐으로써 비롯된 것으로 분석할 수 있다. 선택재 가운데 기타소비지출은 일정한 간극을 유지하는 경향을 보이는 반면 외식과 보건의료 비목에 대한 지출비중은 계층간 수렴하는 경향을 보이고 있다. 특히 가구 소비지출 가운데 외식이 차지하는 비중의 경우 주목할 만한데 경제위기 이후 2000년대에 들어서면서 1분위 가구가 오히려 10분위 가구보다 외식에 할당하는 지출비율이 더 높아졌으며, 2000년대 이후 가구지출 가운데 외식비가 차지하는 비중은 10분위와 1분위 가구를 비교했을 때 큰 폭으로 수렴하는 경향을 보였다. 반면 보건의료 비목의 지출은 10분위 가구에 비해 1분위 가구에서 더 높은 비중을 차지하나 2000년대 이후 10분위 가구의 보건의료 지출비중이 증가하는 추세를 보이면서 계층간 지출비중 차이가 감소하는 경향을 보인다.

필수재에 대한 지출비중 변화 추이를 살펴보면 식료품의 경우 1분위 가

구가 10분위 가구에 비해 식료품비 지출비중이 훨씬 높지만 양 계층 모두 식료품에 대한 지출비중을 감소시키는 경향을 보이고 있다. 반면, 광열수도의 경우 소득계층간 지출비중의 차이가 더욱 확대되고 있는데 이는 10분위 가구의 경우 1998년 이후 광열수도 비목에 대한 지출비중이 감소하고 있는 반면 1분위의 경우 2003년 이후 증가하는 경향을 보임으로써 비롯된 것이다. 교통통신 비목에 대한 지출비중은 1분위 가구와 10분위 가구 모두에서 외환위기 이후 증가하고 있으며 특히 외식 비목과 마찬가지로 소득계층간 수렴하는 경향을 보인다.

계층별로 종합해 보면, 1분위 가구의 지출에서 외식, 교통통신, 교육, 주거, 보건의료, 광열수도 등의 비목이 차지하는 비중은 증가 경향을 보이는 반면 의류 및 신발, 교양오락, 기타소비지출, 식료품 등의 비목이 차지하는 비중은 감소 경향을 보인다. 주거, 보건의료, 광열수도, 식료품의 성격이 개인의 선택에 의한 증감이 크지 않은 재화임을 고려할 때 1분위 가구는 외식, 교통통신 및 교육 등의 재화에 대한 지출을 선택적으로 늘리는 반면 의류 및 신발, 교양오락, 기타소비지출에 대한 소비를 상대적으로 감소시키는 전략을 택하고 있는 것으로 보인다. 10분위 가구의 경우 외식, 보건의료, 교육, 교양오락, 교통통신 등의 비목에 대한 지출 비중을 증가시키는 반면 주거, 의류 및 신발, 기타소비지출, 식료품, 광열수도에 대한 지출 비중을 감소시키고 있다. 양 계층을 비교해 보면 전반적으로 지출비중이 증가되는 비목이 양 계층간 일치하는 경향을 보이는 가운데 일부 비목에 있어 상반된 선택을 하고 있다. 즉, 고소득층은 교양오락에 대한 지출비중을 늘리는 반면 저소득층은 교양오락에 대한 지출을 감소시키고 있다. 반면 저소득층은 주거비, 광열수도 항목에 대한 지출을 증가시키는 반면 고소득층에서는 두 항목에 대한 지출비중이 감소하고 있다.

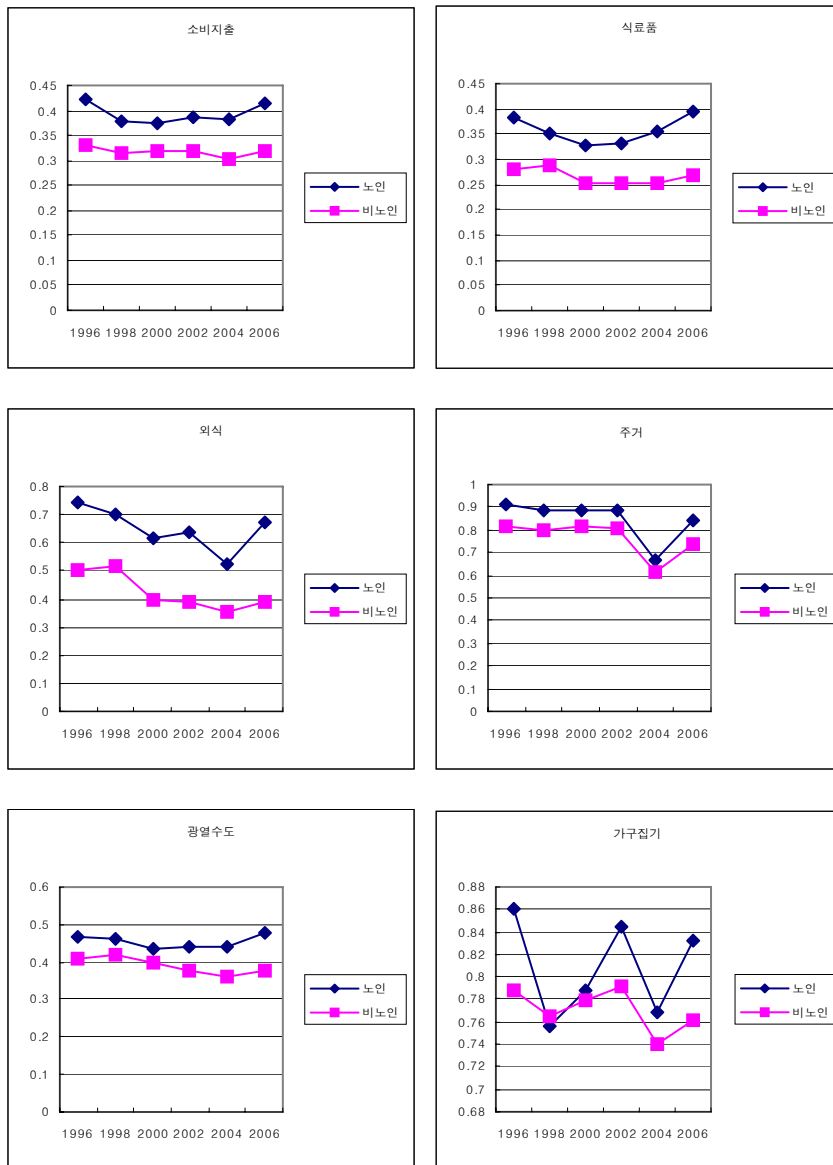
### 제3절 생애주기별 소비구조의 변화 경향

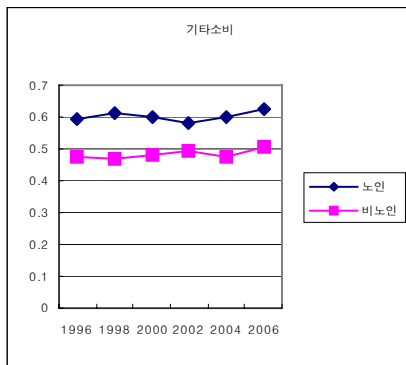
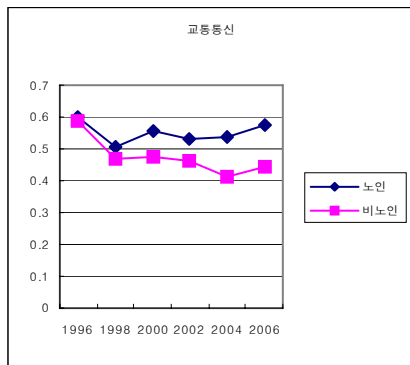
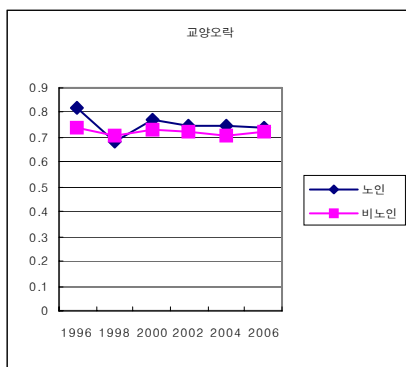
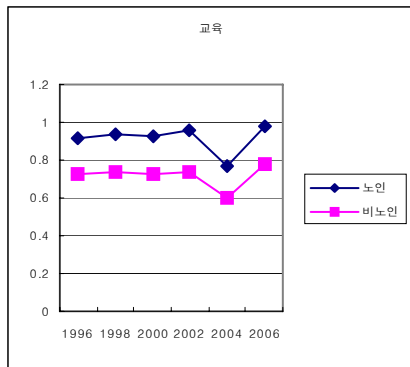
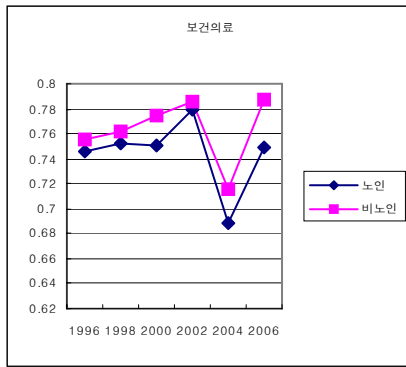
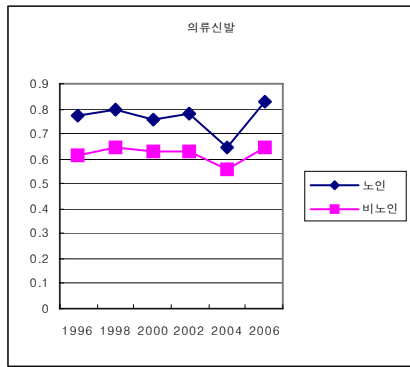
이 절에서는 생애주기별 소비구조의 변화 경향을 통해 ‘세대’를 기준으로 양극화 경향을 분석하도록 하겠다. 세대를 구분하기 위해 가구주 연령이 65세 이상인 가구를 노인가구로, 65세 미만인 가구를 비노인가구로 구분했다. 생애주기에 따른 소비구조의 양극화는 크게 두 가지 측면으로 구분할 수 있는데 한 가지는 세대내(intra generation), 즉 동년배(cohort) 내의 양극화 경향이며 다른 한 가지는 세대간(inter generational) 양극화 경향이다. 여기서는 세대내 양극화 경향을 살펴보기 위해 노인가구와 비노인가구 각각의 소비지출 지니계수의 변화 경향을 분석했으며 세대간 양극화 경향을 살펴보기 위해 노인가구와 비노인가구의 소비지출 배율의 변화 경향을 살펴보았다.

#### 1. 세대내(intra generation) 양극화 : 노인가구와 비노인가구의 소비지출 지니계수 변화 경향

엘더와 오랜드(Elder&O’Rand)는 “생애경로 관점(life course perspective)”을 제시했는데, 이들은 서로 다른 인생 초기의 경험과 이로부터 유래되는 기회구조의 차이가 인생 후기에 얼마나 많은 다양성과 불평등을 만들어내는지에 대해 논하고 있다. 이들의 논의는 노인가구 간의 양극화 경향은 일생을 거쳐 누적된 불평등이 노년기에 이르러 여러 갈래로 퍼져 나간다는 점에서 비노인가구의 세대내 불평등과 차별적이라는 점을 시사한다. [그림 5-7]과 <표 5-5>는 노인가구와 비노인가구에서 소비지출 지니계수 변화 추이를 제시하고 있다.

[그림 5-7] 노인가구와 비노인가구의 소비지출 지니계수 변화 추이







<표 5-5> 노인가구와 비노인가구의 소비지출 지니계수

		소비지출	식료품	외식	주거	광열수도	가구집기
1996	노인	0.42114	0.38282	0.74021	0.90828	0.46947	0.86106
	비노인	0.32935	0.27891	0.5024	0.81839	0.40776	0.78731
1998	노인	0.37993	0.35277	0.69999	0.88399	0.46328	0.75545
	비노인	0.31528	0.28706	0.51418	0.79555	0.42154	0.76504
2000	노인	0.37502	0.32953	0.61839	0.88369	0.43485	0.78853
	비노인	0.31709	0.25128	0.39996	0.8128	0.39591	0.7785
2002	노인	0.38663	0.33114	0.63722	0.88332	0.43909	0.84494
	비노인	0.31759	0.25432	0.39137	0.80811	0.37829	0.79205
2004	노인	0.38387	0.35353	0.52737	0.66336	0.43966	0.76852
	비노인	0.30106	0.25408	0.35661	0.61423	0.35959	0.74062
2006	노인	0.413	0.39584	0.6729	0.84483	0.47955	0.83277
	비노인	0.31976	0.26987	0.38723	0.73985	0.37964	0.76054
		의류및신발	보건의료	교육	교양오락	교통통신	기타소비
1996	노인	0.775	0.74616	0.9168	0.81922	0.59756	0.59609
	비노인	0.61201	0.75601	0.73064	0.74235	0.58959	0.47232
1998	노인	0.79782	0.75229	0.93854	0.67953	0.50531	0.6156
	비노인	0.64344	0.76226	0.74186	0.70767	0.46979	0.46932
2000	노인	0.75986	0.75129	0.92776	0.76992	0.55508	0.60162
	비노인	0.62857	0.77487	0.73028	0.73068	0.47532	0.48377
2002	노인	0.77793	0.77895	0.95792	0.74637	0.53156	0.58137
	비노인	0.63028	0.78612	0.7361	0.71943	0.4602	0.49643
2004	노인	0.64469	0.6882	0.76851	0.74447	0.53822	0.60085
	비노인	0.55432	0.71544	0.59798	0.70412	0.41214	0.4767
2006	노인	0.83063	0.74877	0.97594	0.74208	0.57514	0.62258
	비노인	0.64477	0.78694	0.78301	0.72597	0.44112	0.5038

[그림 5-7]과 <표 5-5>에 의하면 노인가구의 경우 총소비지출을 비롯해 보건의료 비목을 제외한 모든 소비비목에서 비노인가구보다 불평등도가 높은 것으로 나타났다. 노인가구의 특성상, 보건의료 지출은 욕구가 발생했을 때 가장 우선적으로 지출할 수밖에 없으므로 인해 비노인 가구보다 불평등도가 다소 낮게 나왔으나 절대적인 불평등도는 0.7 - 0.8로 큰 것으로 나타났다.

전반적인 지니계수의 방향성을 살펴보면, 노인가구의 총소비지출 불평등도는 외환위기 이후 감소하는 경향을 보이다가 최근 증가세로 돌아선 반면 비노인가구의 총소비지출 불평등도는 외환위기 이전과 이후에 일정한 수준을 유지하고 있다. 그러나 지니계수의 방향성은 세부 비목별로 노인가구와 비노인가구에서 상이한 경향을 보인다. 식료품, 광열수도, 외식, 교통통신 등의 비목은 노인가구의 경우 외환위기 이후 감소세를 보이다가 최근 증가세로 전환되어 외환위기 즈음과 유사한 수준으로 돌아가는 경향을 보이는 반면 비노인가구에서의 지니계수는 외환위기 이후 현재까지 전반적인 감소세를 보인다. 가령, 노인가구의 식료품 지출 지니계수는 외환위기 이후 완만한 U 형태를 그리며 2000년대 이후 다시 불평등도가 증가하는 경향을 보인다. 반면 비노인가구의 식료품 지출 지니계수는 1998년 이후 감소해서 일정한 수준을 유지하고 있는 것으로 나타났다. 광열수도 역시 식료품과 유사한 방향성을 보인다. 외식비 지니계수는 노인가구와 비노인가구 모두 외환위기 이후 감소세를 보이는데 노인가구의 경우 2006년에 지니계수가 큰폭으로 증가해 외환위기 즈음의 지니계수인 0.7에 근접한 반면 비노인가구의 경우 2000년대 이후 현재까지 외환위기 즈음의 지니계수인 0.5보다 감소된 0.4 수준을 유지하고 있다. 교통통신 역시 노인가구와 비노인가구에서 모두 외환위기 이후 감소세를 보이는데 비노인가구의 감소폭이 노인가구에 비해 크며, 또한 최근 노인가구의 지니계수 증가폭이 더욱 커서 노인가구의 교통통신 지니계수는 최근 상향 경향을, 비노인가구의 경우 지속적인 하향 경향을 유지하는 것으로 나타났다. 한편, 보건의료 비목은 노인가구에서 최근 지니계수가 상향 추세를 보이고 비노인가구에서 하향 추세를 보인다는 점에서 식료품, 광열수도, 외식, 교통통신과 마찬가지로이지만 외환위기 이후 노인가구와 비노인가구에서 모두 지니계수가 꾸준히 증가해 왔다는 점에서 차이를 보인다.<sup>24)</sup> 의류 및 신발

24) 한편 보건의료, 주거, 가구집기가사용품, 의류 및 신발, 교육 등의 비목에서 2004년도

의 지니계수는 노인가구의 경우 외환위기 이후 일정 수준을 유지하다가 최근 소폭 상승하는 경향을 보이는 반면 비노인가구의 경우 지니계수의 큰 변동 없이 외환위기 이후 현재까지 일정 수준을 유지하고 있다. 교양 오락 비목의 지니계수는 노인가구의 경우 외환위기 이후 현재까지 감소 경향을 보이는 반면 비노인가구에서는 증감의 변동 없이 일정 수준의 지니계수가 유지되고 있다. 주거비 지니계수의 방향성은 노인가구와 비노인가구에서 모두 외환위기 이후 현재까지 소폭 감소 추세를 보이고 있다. 교육, 기타소비 비목의 지니계수는 노인가구와 비노인가구 모두 외환위기 이후 현재까지 유사한 수준이 유지되고 있다. 마지막으로 가구집기가사용 품의 지니계수는 노인가구와 비노인가구 모두에서 외환위기 이후 증감을 반복하고 있는데 그 정도는 노인가구에서 훨씬 급격하게 나타나고 있다.

한편, 지니계수의 값을 비교해 보면 세대내 양극화에 대한 또 다른 측면의 정보를 구할 수 있다. 전체적으로 노인가구의 지니계수가 비노인가구에 비해 높은 경향을 보이지만 주거, 광열수도, 보건의료, 교양오락의 경우 지니계수 값이 노인가구와 비노인가구에서 유사한 수준인 반면 식품, 외식, 교육, 의류 및 신발, 기타소비지출 등은 노인가구와 비노인가구 지니계수 값의 차이가 큰 비목들이다. 특히, 지니계수의 값을 살펴보면 교육, 의류 및 신발, 외식 등의 비목은 노인가구의 지니계수 값이 매우 높게 나타나 강한 양극화 경향을 보인다. 교육의 경우 최근 지니계수가 거의 완전한 불평등, 즉 1에 접근하고 있는데(0.97594) 이것은 어느 정도 가구의 특수성에서 비롯된 것으로 풀이된다. 즉, 65세 이상의 노인가구 중에서도 자녀가 여전히 학령기에 있는 가구와 그렇지 않은 가구 사이에서 발생하는 격차일 가능성이 높다. 의류 및 신발 역시 노인가구의 지니계수가 약 0.8에 이르는 높은 양극화 경향을 보이는데 이것은 교육 비목처럼 가

---

를 기점으로 지니계수가 급감했다가 이후 다시 이전 수준으로 돌아가는 V형태를 보이는데 이는 일시적으로 나타난 현상이거나 원자료상의 혼들림에서 기인하는 것으로 보인다.

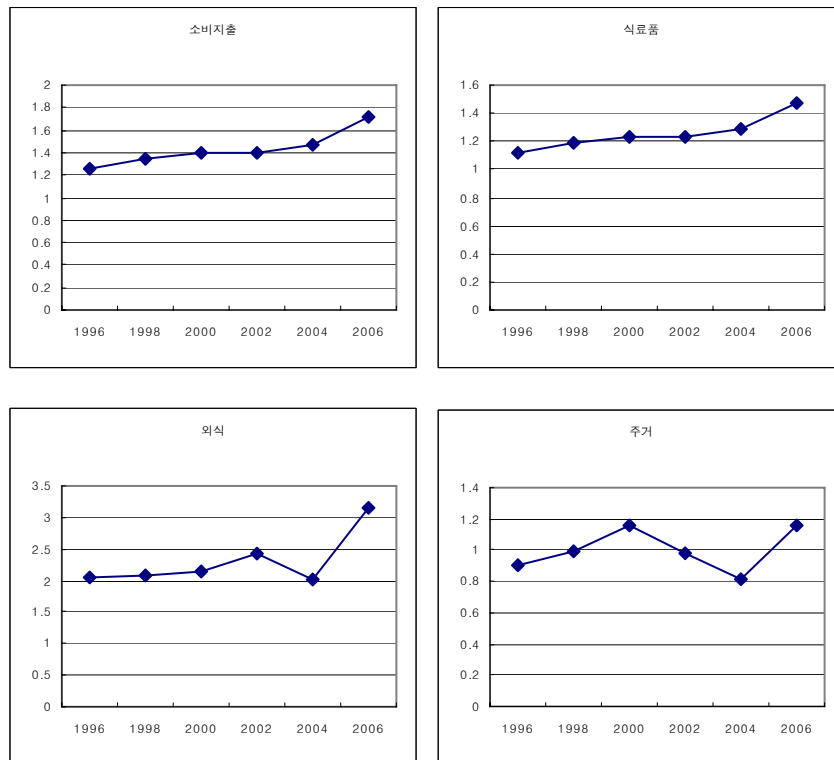
구의 특수성에서 비롯된다기 보다 오히려 가구의 라이프스타일, 취향, 소득수준 및 계층 등의 개인적 변인들에 의한 것일 가능성이 높다. 외식 비목의 지니계수도 0.6에서 0.7사이의 비교적 강한 양극화 경향을 보이는데 이 역시 의류 및 신발과 마찬가지로 노인가구의 라이프스타일의 양극화 경향을 보여주는 것으로 볼 수 있겠다. 그밖에 주거, 보건의료, 교양오락 등의 비목의 지니계수 값이 높게 나타나는데, 이것은 노인가구와 비노인가구 모두에 해당된다는 점에서 전술한 비목들과 차이가 있다. 즉, 주거, 보건의료, 교양오락의 경우 세대를 초월해 전체적으로 불평등도가 높은 비목들이라고 볼 수 있는데, 여기서 주거 비목의 경우 월세가 큰 비중을 차지하기 때문에 오히려 자가 및 전세에 거주하는 가구의 지출 수준이 낮고 월세에 의존할 수밖에 없는 저소득가구의 지출 수준이 높을 가능성이 크다.

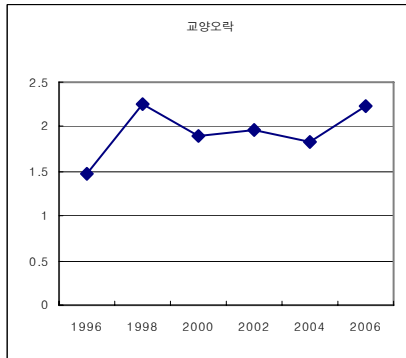
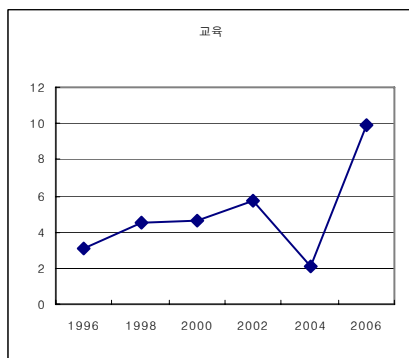
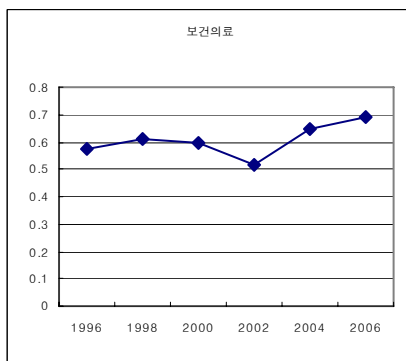
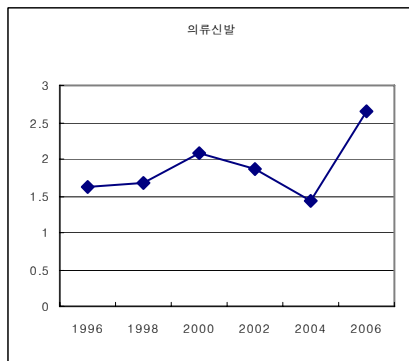
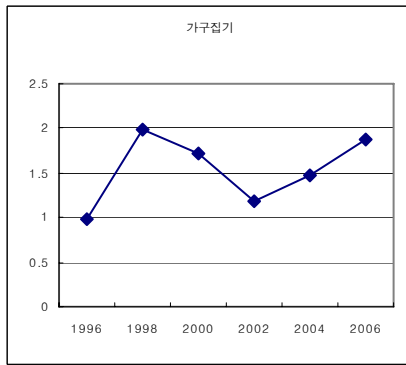
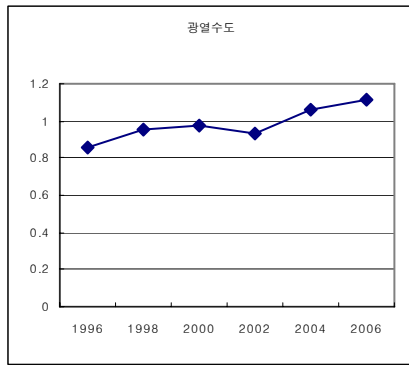
## 2. 세대간(inter generation) 양극화 : 노인가구와 비노인가구의 소비지출 배율

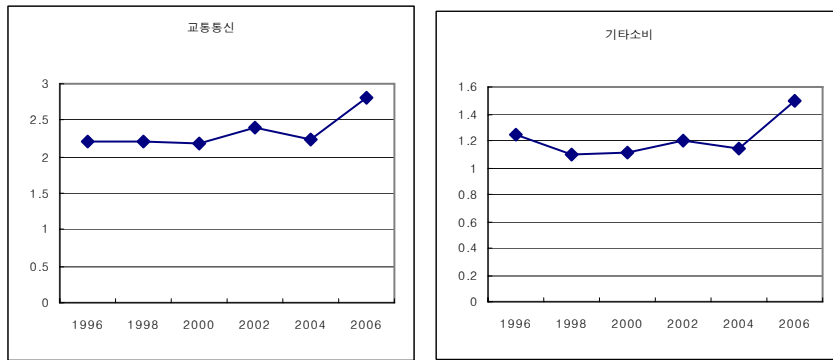
일반적으로 연령, 즉 생애주기에 따라 상이한 소비행동을 취할 것으로 가정되는 이유는 우선, 연령에 따라 각각 서로 다른 경험을 하기 때문이다. 예컨대 보릿고개를 경험한 세대와 그렇지 않은 세대는 서로 다른 경제적·문화적·사회적 경험을 하게 되고 이로 인해 각각의 가치관 및 선호에 차이를 발생시키게 되는 것이다. 뿐만 아니라 생애주기에 따라 개인의 욕구는 변하게 되는데 가령 젊었을 때 이상적으로 추구하는 욕구와 노후에 추구하는 욕구가 서로 다르며 생애주기 자체가 부여하는 독특한 사회적 책무(ex. 육아)로 인해 형성되는 소비욕구가 존재하는 것이 이를 반증한다. 이처럼 생애주기에 따라 발생하는 보편적인 경험과 욕구의 차이뿐만 아니라 사회구조적인 측면에 의해서도 세대간 소비의 양극화 경향은

발생할 수 있다. 가령, 노동시장의 유연화와 같은 구조적 변화는 젊은 세대에 비해 노인세대에게 더욱 불리하게 작용할 수 있으며 이는 소비의 가용자원의 격차를 발생시킴으로써 세대간 소비양극화를 초래할 수 있다. 뿐만 아니라 오늘날의 소비문화는 보다 젊은 세대가 대상이 되며 또한 이들에 의해 주도되는데 이러한 구조적 요소들은 서로 상호작용을 하며 세대간 소비 양극화 경향을 더욱 확대시킬 수 있다. 이하에서는 구체적으로 세대간 소비양극화 경향이 어떤 추이를 보이는지 살펴보기 위해 노인가구와 비노인가구의 비목별 소비지출액의 배율을 분석하도록 하겠다.

[그림 5-8] 비목별 지출 배율 변화 추이(비노인가구/노인가구)







먼저 시계열적 추이를 살펴보면, 전체 소비지출뿐만 아니라 모든 비목별로 비노인가구와 노인가구간의 지출배율이 증가하는 경향을 보이고 있다. 즉 비노인가구의 지출규모가 노인가구보다 더 커지고 있다는 것이다. 특히, 총소비지출 배율을 살펴보면 외환위기 이전인 1996년도에 비노인가구는 노인가구에 비해 1.26배 정도로 약간 높은 정도였으나 이후 지속적으로 증가해 2006년 현재 1.72배에 달하고 있다. 이러한 사실은 외환위기 이후 소비의 총적인 측면에서 노인가구와 비노인가구간의 양극화가 계속 심화되고 있음을 의미하는 것이다.

세부 비목별로 살펴보면 <표 5-6>에 제시된 바와 같이 크게 세 가지 유형으로 분류할 수 있는데 첫 번째 유형은 배율이 1에서 1.5 사이로 노인가구와 비노인가구간에 유사한 소비수준을 보이는 항목이다. 여기에는 식료품, 가구집기, 주거, 기타소비 등의 항목이 포함되는데, 식료품의 경우 외환위기 이전인 1996년에 1.12배 정도였던 배율이 외환위기 이후 소폭 증가해 2006년 현재 1.47배의 배율을 보이고 있다. 주거의 경우 외환위기 직전인 1996년과 2004년도 시점에 노인가구의 주거비가 비노인가구의 주거비를 초과하는 현상을 보였으나 이외에는 노인가구와 비노인가구의 배율이 1-1.2배 사이의 유사한 수준을 보이고 있다. 두 번째 유형은 배율이

1미만으로 비노인가구보다 노인가구에서 지출수준이 더 높은 비목이며, 여기에는 광열수도, 보건의료 항목이 포함된다. 다만, 광열수도의 경우 노인가구의 지출비율이 비노인가구에 비해 약간 높았으나 2004년부터는 역전돼 비노인가구의 지출이 노인가구의 지출보다 커지게 된다. 보건의료의 경우 배율이 0.6에서 0.7 사이로 노인가구에서 더 높은 지출을 보인다. 세 번째 유형은 배율이 1.5 이상으로 비노인가구에서 노인가구보다 높은 지출을 보이는 항목이며 여기에는 외식, 교통통신, 의류 및 신발, 교양오락, 교육 등의 비목이 해당된다. 외식과 교통통신의 경우 1996년에 배율이 약 2배 정도였는데 계속적으로 증가해 2006년 현재 약 3배(외식의 경우 3.17배, 교통통신의 경우 2.8배)에 달하고 있다. 의류 및 신발과 교양오락은 1996년에 1.5배 정도의 배율을 보이다가 2006년 현재 약 2.5배 정도로 증가했다(의류 및 신발의 경우 2.66배, 교양오락의 경우 2.23배). 교육은 1996년에 비노인가구에서 노인가구보다 약 3배(3.09) 이상 지출을 했으나 그 폭은 더욱 확대되어 2006년 현재 비노인가구에서 약 10배 이상의 지출(9.89배)을 보이고 있다. 종합해 보면, 노인가구와 비노인가구에서 소비지출의 양극화가 확대되는 경향 속에 특히 외식, 교통통신, 의류 및 신발 교양오락, 교육 등의 비목에서 세대간 소비 양극화가 심한 것으로 볼 수 있다. 그러나 교육과 보건의료 등의 양극화는 구조적인 요인보다 생애주기에 따른 욕구의 차이에서 비롯되는 것으로 보는 것이 더욱 적절할 것이다.



〈표 5-6〉 세대간 양극화 경향의 비목별 유형화

유형	해당 소비비목
비노인가구 ≒ 노인가구 (배율 : ~ 1.5)	식료품, 주거, 가구집기가사용품, 기타소비지출
비노인가구 < 노인가구 (배율 : ~ 1)	광열수도, 보건의료
비노인가구 > 노인가구 (배율 : 1.5 ~ )	외식, 교통통신, 의류및신발, 교양오락, 교육

#### 제4절 소비구조 변화 경향의 정책적 함의

지금까지 소비구조를 중심으로 살펴본 양극화 경향을 정리하면 먼저, 전체적인 계층간 소비양극화 경향은 경제적 위기상황보다 경제적 안정기에 확대되는 경향을 보이는데 이것은 저소득가구의 경우 제한된 예산제약으로 소비비목의 변동 폭이 좁을 수밖에 없는 반면 부유층의 경우 거시경제 지표의 변화에 따라 소비의 증감폭이 상대적으로 크다는 점에서 기인하는 것으로 볼 수 있다. 한편, 세부 비목별 양극화 경향은 비목에 따라 상이하게 나타나는데 가령 동일하게 선택재에 속하는 비목인 경우에도 특별히 외식에 대한 분위수 배율이 감소하는 경향을 보였으며 기타 교양오락, 피복 및 신발 등의 경우 증가하는 경향을 보였다. 그밖에 광열수도, 교통통신 등의 재화도 양극화 경향이 감소하는 것으로 나타나 이들 비목에서 계층(소비능력)보다 욕구에 따른 소비 가능성이 확장된 것으로 볼 수 있다. 가구의 생활양식에 대한 ‘선택’ 경향을 보여주는 소비패턴 변화 경향을 살펴보면 1분위 가구가 외식, 교통통신, 교육, 주거, 보건의료, 광열수도 등의 재화에 대한 지출비중을 증가시키는 생활양식을 택하는 반면, 기타소비지출, 의류 및 신발, 교양오락, 식료품과 같은 재화에 대한 지

출 비중을 감소시키는 경향을 동시에 나타냈다. 이 가운데 주거, 보건의료, 광열수도, 식료품의 성격이 개인의 선택에 의한 증감이 크지 않으며 오히려 가구의 욕구에 좌우되는 재화임을 감안할 때 1분위 가구는 외식, 교통통신 및 교육 등의 재화에 대한 지출을 선택적으로 늘리는 반면 의류 및 신발, 교양오락, 기타소비지출에 대한 소비를 상대적으로 감소시키는 전략을 선택하는 것으로 볼 수 있다. 10분위 가구는 외식, 보건의료, 교육, 교양오락, 교통통신 등의 비목에 대한 지출을 증가시키는 반면 주거, 의류 및 신발, 기타소비지출, 식료품, 광열수도에 대한 지출비중을 감소시키는 것으로 나타났다. 양 계층을 비교해 보면 고소득층은 교양오락에 대한 지출비중을 늘리는 반면 저소득층은 교양오락에 대한 지출을 감소시키는 소비전략으로 옮겨가고 있으며 저소득층에서 주거비, 광열수도 항목에 대한 지출비중이 늘어나는 반면 고소득층에서는 두 항목에 대한 지출비중이 감소되고 있어 전반적으로 지출비중의 증가 비목이 양 계층간에 일치하는 경향을 보이는 가운데에도 일부 비목에 있어 상반된 소비전략을 구사하고 있다.

생애주기에 따른 소비구조 변화 경향을 살펴보면, 전반적으로 노인가구의 소비구조는 비노인가구의 소비구조에 비해 세대내적 양극화 경향이 높은 것으로 나타났다. 노인세대 내부에서도 주거, 보건의료, 교양오락에 대한 양극화 경향은 점차 감소하는 것으로 나타난 반면 식료품, 광열수도, 외식, 의류 및 신발, 교육, 교통통신, 기타소비 등의 양극화는 상승 경향을 보였다. 비노인 가구의 경우 노인가구에 비해 전반적인 집단 내적 불평등도는 낮은 것으로 나타났으며 특히 외식, 주거, 광열수도, 교통통신의 양극화 경향은 낮아지는 반면 의류, 교육 등의 비목에서는 양극화 경향이 소폭 증가한 것으로 분석되었다. 세대간 양극화 경향을 살펴보면 식료품, 주거, 가구집기가사용품, 기타소비지출 등은 비노인가구와 노인가구의 지출배율이 1.5미만으로 세대간 소비수준이 유사한 비목으로 분류되었고, 광

열수도, 보건의료 등의 비목은 노인가구가 비노인가구에 비해 지출수준이 높은 비목으로 분류되었다. 그러나 외식, 교통통신, 의류 및 신발, 교양오락, 교육 등의 비목은 비노인가구가 노인가구에 비해 최소 1.5-2배 이상 높은 지출을 보이는 비목으로서, 이들 비목을 중심으로 세대간 양극화 경향이 나타나는 것으로 분석되었다.

이러한 분석 결과를 통해 다음과 같은 정책적 함의를 제시할 수 있다.

먼저, 소비구조를 중심으로 살펴보았을 때 소득계층을 중심으로 한 양극화 경향뿐만 아니라 생애주기에 따른 양극화 경향을 동시에 발견할 수 있다는 점을 통해 양극화에 대한 정책적 대응에 있어 소득계층 뿐만 아니라 연령집단 역시 중요한 주체로 고려해야 한다는 함의를 도출할 수 있다.

둘째, 일부 선택재를 중심으로 한 선택과 지출의 증가 경향은 저소득계층 및 연령집단을 막론해 나타나고 있는데, 이는 현대 소비사회에서 일부 재화의 속성변화를 암시하는 것이기도 하다. 따라서 이같은 변화 경향은 향후 보다 면밀한 검토를 거쳐 빈곤선 계층 등 향후 복지정책의 다양한 분야에서 반영할 필요가 있겠다.

셋째, 현대 소비사회에서 일부 선택재를 중심으로 한 저소득가구의 지출 증가는 다양한 신용제도의 증가와 더불어 저소득가구의 가계경제를 더욱 악화시키는 요인으로 작용할 수 있으며 빈곤 심화를 초래할 수 있다. 따라서 이같은 ‘신중’ 빈곤의 악순환의 고리를 끊을 수 있는 제도적 장치의 마련이 필요할 것이다.

한편, 본 연구에서 직접적으로 가구규모 효과, 연령효과, 소득효과 등을 통제하지 못한 것은 한계로 지적될 수 있을 것이며, 특히 분석자료로 사용한 (도시)가계조사의 항목 분류가 가지고 있는 한계로 인해 주거비와 같은 재화의 속성이 현실과 다소 괴리가 있다는 점은 결과 해석시 유의해야 할 점으로 제기할 수 있다.

## 제6장 교육수준이 건강에 영향을 미치는 기전 -매개 요인을 중심으로-

### 제1절 머리말

사회경제적 위치란 사회구조 안에서 개인이나 집단이 차지하고 있는 위치에 영향을 미치는 사회적, 경제적 요인을 의미한다(Lynch & Kaplan, 2000). 소득, 교육수준, 직업계층 등의 사회경제적 위치별로 의료이용, 주관적 건강수준, 주요 상병의 유병률, 사망률 등의 불평등이 존재한다는 증거는 비교적 많이 축적되어 있다(Khang, Lynch, & Yoon, 2004; 신호성과 김동진, 2007; 김혜련, 2007). 또한 사회경제적 위치별로 흡연, 음주 등이 취약계층에서 더 높은 건강행태의 불평등이 존재한다는 근거도 발견되었다(강영호 등, 2006; 김혜련, 2007). 사회경제적 위치에 따른 건강 불평등의 추이를 연구한 결과는 1997년 경제위기 이후 현재까지 소득별 주관적 건강수준, 의료이용의 불평등이 심화되어 오고 있다고 말해준다(신호성과 김동진, 2007).

사회경제적 위치와 건강 불평등의 관계는 비교적 견고하게 입증되었으나 사회경제적 위치가 건강 불평등에 어떻게 영향을 미치는지 그 원인이나 기전에 관한 연구는 국내에서는 아직 미흡하다고 할 수 있다. 소득, 교육수준, 직업 등과 같은 사회경제적 위치 변수들은 정책적으로 개입하기 어려운 특성이 있다. 그런데 만약 이들 변수들이 건강 불평등에 영향을 미치는 매개 요인(mediating factor) 가운데 정책적으로 개입 가능한 변수들을 찾을 수 있다면 정책적으로 건강의 불평등을 감소시킬 수 있을 것이다.

본 연구는 사회경제적 위치 중 교육수준에 따른 주관적 건강수준의 차이가 어떤 매개요인을 통해 나타나는지를 파악하고자 하였다. 교육수준은 부모로부터 물려받은 사회경제적 위치로부터 자신이 성취한 성인기의 사회경제적 위치를 매개하는 변수이며, 본인의 미래의 직업과 소득의 강력한 결정요인이라는 점에서 의미가 있다(강영호 등, 2006; Liberatos et al., 1988; Lynch & Kaplan, 2000). 교육은 성인기의 초기에 대부분 획득되며, 건강한 생활습관을 형성하는데 지식 및 기타 비물질적인 자원이 된다. 또한 대부분 교육은 직업 계층의 형성 및 이에 상응하는 소득 계층의 형성에 기여한다. 건강 생활습관, 직업 및 소득 등은 최종적으로 질병의 유무에 영향을 준다.

본 연구의 목적은 교육수준별 주관적 건강수준의 불평등을 중심으로 이 두 변수의 관계에 대한 직업 및 소득 등의 물질적 요인, 건강행태 요인, 그리고 질병 요인의 상대적인 기여도를 분해하는 것이다. 보다 구체적인 목적은 다음과 같다. 1998년, 2001년, 2005년 국민건강영양조사를 사용하여 (1) 각 연도별로 교육수준이 주관적 불건강에 영향을 미치는지 분석하고, (2) 각 연도별로 교육수준과 주관적 불건강의 매개요인이 무엇이 있는지 분석하고, (3) 각 연도별로 각각의 매개요인이 교육수준에 따른 주관적 불건강의 차이에 얼마나 기여하는가를 파악하고자 하였다.

본 연구로부터 얻을 수 있는 효과로는 교육수준별 건강수준의 불평등의 기전, 즉 매개요인을 밝힘으로써 불평등을 감소시키기 위한 실질적인 정책 방안을 도출할 수 있는 것이다.

## 제2절 교육수준과 건강 불평등에 관한 문헌고찰

### 1. 교육수준과 건강 불평등의 관계

교육수준에 따른 건강 불평등에 관한 연구는 국내에서도 많이 이루어졌기 때문에 국내 연구를 중심으로 살펴보기로 한다.

건강 불평등을 연구함에 있어서 건강을 나타내는 변수에는 사망률, 주관적 건강수준, 그리고 질병의 이환 여부 등이 사용되어 왔다. Khang은 Lynch와 Kaplan과의 연구(2004)에서 1995년 인구센서스와 1995-2000 사망신고서를 연계하여 교육수준별 사망률 차이를 분석한 결과 대부분의 질병별 사망률에서 교육수준이 낮을수록 사망률이 높은 것을 발견하였다.

김혜련(2007)은 1998년, 2001년, 2005년 국민건강영양조사 자료를 분석한 결과 25세-64세의 주관적 건강상태가 교육수준이 낮을수록 나쁜 것을 발견하였다. 김혜련(2007)은 또한 2주간 이환 및 사고중독의 차이를 분석한 결과 교육수준이 낮을수록 2주간 이환 및 사고중독의 유병률이 높은 것을 발견하였다.

### 2. 교육수준이 건강 불평등에 영향을 미치는 기전

건강에 대한 교육수준, 소득, 직업과 같은 사회경제적 지표들의 상호관계에 대한 연구로서는 Lahelma 등(2004)의 연구가 있다. 핀란드의 6,243명의 근로자들을 대상으로 횡단면자료를 분석한 결과, 여성의 경우 교육수준에 따른 장기 활동제한 질환(limiting longstanding illness)의 여부의 차이의 절반이 직업계층과 가구소득으로 매개되고, 직업계층에 따른 차이는 교육수준에 의해 상당 부분 설명된다는 것을 발견하였다. 남자의 경우 소득계층에 따른 차이의 3분의 2가 교육수준과 직업계층으로 설명되는 것으로 나타났다. 이 연구를 통해 알 수 있는 것은 교육수준은 직업과 소득에

영향을 주고 이를 통해 건강에 영향을 미칠 수 있다는 것이다.

교육수준별 건강 불평등에 관한 한 연구에서는 물질적 요인, 사회심리적 요인, 건강행태의 차이가 사망률의 차이와 연관이 있다는 것을 발견하였다(van Oort et al., 2005). 이 세 가지의 요인들은 가장 낮은 교육수준 계층에서의 사망률을 2.57(95%CI 1.43-4.64)에서 1.01(95%CI 0.50-2.03)로 감소시키는 것으로 나타났다. 특히 건강보험의 종류, 재정적 어려움 등의 물질적 요인이 교육수준과 건강불평등을 가장 강력하게 매개하는 것으로 나타났다. 이러한 연구결과는 물질적 요인의 불평등 해소를 통해서 교육수준간 건강 불평등을 감소시킬 수 있음을 말해준다고 하겠다.

모성의 교육수준과 저체중아 출산에 관한 연구에서는 건강행태가 매개요인인 것이 발견되었다. Meera(2001)는 모성의 교육수준별로 다른 건강에 대한 지식, 지식의 실천 등의 요인이 흡연행태에 영향을 미치고 흡연 여부가 저체중아 출산에 영향을 미친다고 하였다. 이 연구에 의하면 흡연은 교육수준별 저체중아 출산의 차이의 46%를 설명하고 있었다.

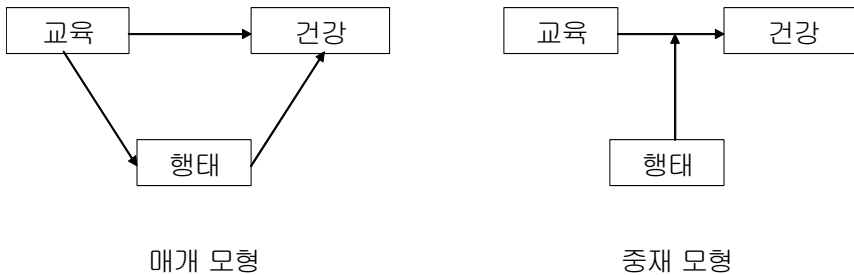
Sainio et al.(2006)은 핀란드의 55세 이상을 대상으로 운동능력(mobility)이 교육수준별로 차이가 있는지와 육체적 노동 부담, 비만, 흡연, 만성질환이 교육수준과 운동능력을 매개하는지를 연구하였다. 그 결과 교육수준이 낮을수록 운동능력에 제한이 많았다. 또한 남자의 경우 당뇨, 일과 관련된 육체적 부담, 근골격계 질환, 비만, 흡연이 교육수준과 운동능력을 매개하는 것을 발견하였고, 여자의 경우는 비만이 가장 크게 교육수준과 운동능력을 매개하며 기타 과거의 심한 육체노동 경험, 관절염, 심혈관계 질환도 매개요인으로 작용한다고 하였다. 이 연구가 시사하는 바는 교육수준이 낮은 계층을 대상으로 건강증진 및 질병관리 사업들을 추진함으로써 교육수준간 건강 불평등을 줄일 수 있다는 점이다.

이상의 연구들은 모두 횡단면 자료로 분석한 반면에 미국의 Lantz et al.(2001)은 대표성 있는 표본을 7.5년간 추적한 자료를 통하여 교육수준

및 소득에 따른 건강수준의 변화를 분석하였다. 그 결과 교육수준에 따라 신체 기능과 주관적 건강수준으로 측정된 건강수준의 격차는 더 커진 것으로 나타났다. 또한 이들은 흡연, 음주, 비만, 신체활동 등 건강행태가 이러한 건강수준의 격차의 변화를 설명하는지를 분석하였는데, 이들은 건강행태가 교육수준과 건강상태를 매개하는 요인이기는 하지만 주목할 정도로 크게 기여하지는 않는다고 결론지었다.

다음으로 교육수준이 건강 불평등에 영향을 미치는 경로로서 매개 모형(mediation model)과 중재 모형(moderator model)을 비교한 연구가 있다(Thrane, 2006). 그림 1은 행태를 예를 들어 이 두 모형을 도식화한 것이다. 매개 모형에서는 교육이 행태를 통해서 건강에 영향을 미치고, 중재 모형에서는 행태가 교육과 건강의 관계를 변화시킨다. 다시 말하면, 매개 모형에서는 교육수준이 높은 사람들이 건강한 이유는 바람직한 건강행태를 갖고 있기 때문이라고 설명한다. 반면에 중재 모형에서는 건강행태가 건강에 미치는 영향은 교육수준별로 차이가 있다고 본다.

[그림 6-1] 교육수준이 건강 불평등에 영향을 미치는 기전:  
매개 모형과 중재 모형



Thrane(2006)은 노르웨이 중년 남녀를 대상으로 이 두 모형을 비교하였는데, 어느 한 쪽이 더 우세하다고 결론을 내리지 못하였다. 따라서 교육



수준이 건강 불평등에 미치는 기전에 관한 향후 연구는 이 두 모형을 모두 검토할 필요가 있을 것이다.

교육수준이 건강 불평등에 미치는 요인에 관한 국내 연구는 아직 미미한 상태이며, 유사한 국내 연구로서 사망률을 건강수준의 척도로 하여 소득이 건강 불평등에 기여하는 경로를 분석한 연구가 있다. Khang 등(2005)이 1998년 국민건강영양조사 자료를 사용하여 분석한 바에 의하면 비만, 혈압, 콜레스테롤, 혈당 등의 생물학적 위험 요인, 흡연, 음주, 운동 등의 건강행태, 그리고 우울, 스트레스, 결혼상태 등의 사회심리적 요소에 비해 교육, 신장 등 생애 초반의 폭로 요인이 소득의 사망률에 대한 격차를 매개하는 것으로 나타났다.

결론적으로 교육수준에 따른 건강 불평등을 설명할 수 있는 변수들로는 소득, 직업 등 물질적 요인, 건강행태, 그리고 만성질환 등이 있다. 하지만 국내에서는 이 분야에 대한 연구가 매우 부족하고 국내 자료를 사용하여 보다 명확한 근거를 발굴하는 과정이 필요한 시점이라고 할 수 있다.

### 제3절 연구 방법

#### 1. 분석 방법

##### 가. 매개 모형의 확인

Thrane(2006)의 연구에서 주장한 바와 같이 교육수준이 건강 불평등에 영향을 미치는 기전을 파악하기 위해서는 매개 모형과 중재 모형 모두를 고려해야 하지만 본 연구에서는 외국의 연구에서 주로 사용된 매개 모형을 시험하기로 하였다.

Baron과 Kenny(1986)는 어떤 요인이 매개 요인인가를 확인하기 위해서

는 다음 세 가지 조건을 갖추어야 한다고 하였다. 첫째, 독립변수가 매개 요인에 영향을 미쳐야 하며, 둘째, 독립변수가 종속변수에 영향을 미쳐야 하고, 셋째, 매개 요인이 종속변수에 영향을 미쳐야 한다. 이 세 가지 조건을 만족하는지 확인하기 위해서는 첫째, 매개 요인을 독립변수에 회귀시키고, 둘째, 종속변수를 독립변수에 회귀시키고, 셋째, 종속변수를 독립변수와 매개 요인 모두에 회귀시킨다. 매개 요인이 되기 위해서는 첫 번째와 두 번째 회귀식에서 모두 유의해야 하고 세 번째 회귀식에서 독립변수와 매개 요인 모두 유의해야 하며 독립변수의 계수가 두 번째 회귀식에서 보다 작아져야 한다. 본 연구에서는 첫째, 독립변수인 교육수준과 잠정적인 매개변수들과 *chi-square test*를 통해 관련성이 있는지를 확인하였고, 둘째, 교육수준과 주관적 불건강의 관련성 확인을 위해 성, 연령, 독거여부를 보정한 회귀분석을 하였으며, 셋째, 교육수준과 매개 요인 모두를 포함하여 주관적 불건강을 종속변수로 한 회귀분석을 하였다.

다음으로 매개 요인의 매개 효과의 크기는 추가 위험의 상대적 감소 (relative decline of excess risk: RDER) 추정법으로 측정할 수 있다(van Oort et al., 2005; Laaksonen et al., 2005; Sainio et al., 2006).

$$[(OR_{\text{base model}} - OR_{\text{base model} + \text{intermediary factor(s)}}) / (OR_{\text{base model}} - 1)] * 100 \dots\dots\dots \text{식(6-1)}$$

식(6-1)에서 기본모형(base model)은 교육수준이 건강에 미치는 영향을 측정하는 모형으로서 교육수준 변수와 함께 나이, 독거여부를 포함한 것이다. 성별은 기본모형의 독립변수로 넣지 않고 표본을 분리하여 분석하였다.

Intermediary factor들은 물질 요인, 행태 요인, 질병 요인으로 구분하였고 교육수준과 건강을 매개하는 요인으로 가정하였다.

〈표 6-1〉 분석 모형 및 변수

모형	포함된 변수
Model 1	Base 교육수준, 나이, 독거여부
Model 2	물질요인 Base 변수+소득, 직업
Model 3	행태요인 Base 변수+흡연, 음주, 비만, 신체활동, 스트레스
Model 4	질병요인 Base 변수+암, 골다공증, 고혈압, 당뇨, 천식, 디스크, 관절염, 뇌졸중, 허혈성심장질환
Model 5	물질요인+행태요인 Base 변수+물질 변수+행태 변수
Model 6	물질요인+질병요인 Base 변수+물질 변수+질병 변수
Model 7	행태요인+질병요인 Base 변수+행태 변수+질병 변수

물질 요인, 행태 요인, 질병 요인이 교육수준과 주관적 불건강의 관계에 대한 기여도를 분해하는 방법은 다음과 같다. 물질요인, 행태요인, 질병요인 중 두 가지 요인의 조합들 각각에 대하여 <표 6-2>와 같이 정리한다. 예를 들어 물질요인과 행태요인의 기여도를 분석하는 방법을 설명하면, 먼저 추가 위험의 상대적 감소를 식(6-1)에서 구한다. 첫째, 물질요인의 독립적 기여도는 ‘Model 4 물질+행태’의 RDER에서 ‘Model 3 행태’의 RDER을 뺀 부분(12.5%-9.0%)이 되고, 둘째, 행태요인이 물질요인을 통해서 (혹은 물질요인이 행태요인을 통해서) 간접적으로 기여하는 정도를 구할 수 있는데, 이는 Model 4의 전체 RDER에서 첫 번째 단계에서 구한 물질요인의 직접적 기여도 3.5%를 뺀 부분이 된다. 마지막으로 행태요인의 독립적 기여도는 ‘Model 3 행태’의 RDER에서 두 번째 단계에서 구한 ‘Model 4 물질+행태’, 즉 물질요인과 행태요인이 연합하여 미치는 영향력인 9.0%를 뺀 부분이 된다.

〈표 6-2〉 기여도 분해의 예시

모형	고졸 미만 변수의 Odds Ratio	추가 위험의 상대적 감소 (RDER)	기여도
Model 1	Baseline	3.56	-
Model 2	물질	3.29	10.5%
Model 3	행태	3.33	9.0%
Model 4	행태+물질	3.24	12.5%

주: 교육수준의 비교 집단(reference group)은 대학 이상임.

#### 나. 변수 설명

##### 종속 변수

주관적 불건강: 1998년과 2001년 국민건강영양조사에서 자기기입 방식으로 조사된 보건의식행태조사에 포함된 주관적 건강에 관한 질문은 “스스로 생각하시기에 같은 연령의 다른 사람과 비교하여 자신의 건강이 어떻게 생각하십니까?”였다. 이에 대한 응답 항목은 “매우 건강한 편/건강한 편/보통인 편/건강하지 못한 편/매우 건강하지 못한 편”이었다. 반면에 2005년에는 개별 면접조사에서 “당신의 건강은 대체로 어떠하다고 생각하십니까?”라는 질문에 “매우 좋음/좋음/보통/나쁨/매우 나쁨”으로 응답하도록 하였다. 본 연구에서 주관적 불건강은 이분변수(dichotomous variable)로서 1998년과 2001년에는 “건강하지 못한 편” 혹은 “매우 건강하지 못한 편”으로 정의하였고, 2005년에는 “나쁨” 혹은 “매우 나쁨”으로 정의하였다.

## 독립 변수

교육수준: 교육수준은 1998년, 2001년, 2005년 모두 졸업을 기준으로 하여 “고졸 미만,” “고졸,” “대학 이상”으로 구분하였다. 교육수준이 낮을수록 건강이 나쁘다는 기존 연구를 고려하여 “대학 이상”을 비교 집단으로 하였다.

## 매개 요인

소득: 소득은 가구소득을 의미하며 가구원수 보정을 하지 않고 사용하였다. 각 연도에서 성별, 연령별(20세-44세, 45세-64세)로 가구소득의 분포를 기준으로 4분위로 나누었고, 소득이 낮을수록 주관적 불건강의 비율이 높을 것으로 가정하여 가장 소득이 높은 4분위를 비교집단으로 하였다.

직업: 직업은 비육체근로자를 비교집단으로 하고 육체근로자, 주부, 무직으로 구분하였다. 비육체근로자는 1998년의 경우 ‘입법공무원/고위임직원 및 관리자, 전문가, 기술공 및 준전문가, 사무직원’이 포함되었고, 2001년과 2005년의 경우 ‘의회의원/고위임직원 및 관리자, 전문가, 기술공 및 준전문가, 사무 종사자’가 포함되었다. 육체근로자는 1998년의 경우 ‘서비스근로자 및 판매근로자, 농업 및 어업 숙련근로자, 기능원 및 관련기능근로자, 장치·기계조작원 및 조립원, 단순노무직 근로자’가 포함되었고, 2001년과 2005년에는 ‘서비스종사자, 판매종사자, 농업·임업 및 어업숙련종사자, 기능원 및 관련기능종사자, 장치·기계조작 및 조립종사자, 단순노무 종사자’가 포함되었다. 주부는 근로활동을 하지 않는 자의 의미를 가지며, 세 연도 모두 ‘군인, 학생, 주부’가 여기에 포함되었다. 끝으로 무직은 근로의욕이 있음에도 불구하고 직업이 없는 경우를 뜻하는 것으로

각 연도의 ‘무직’이 여기에 해당되었다.

흡연: 흡연상태는 ‘비흡연’을 비교 집단으로 하고, ‘현재 흡연’과 ‘과거 흡연’은 비교 집단보다 주관적 불건강의 비율이 더 높을 것으로 가정하였다. ‘현재 흡연’은 평생 5갑(100개비) 이상 흡연하였으면서 현재 매일 혹은 가끔 피우는 경우로 정의하였고, ‘과거 흡연’은 역시 평생 5갑(100개비) 이상 흡연하였으나 현재는 피우지 않는 경우로 정의하였다. ‘비흡연’은 피운 적이 없거나 평생 5갑 미만 피운 경우로 정의하였다.

음주: 음주는 각 연도별로 문항이 달랐지만 각 연도의 “총 음주량”의 성별, 연령별 분포에서 각각 4분위를 구하고 가장 낮은 1분위를 비교 집단으로 하였다. 이는 음주량이 많을수록 주관적 불건강의 비율이 높아질 것이라고 가정하였기 때문이다. 1998년에는 지난 한 달 동안 술을 마신 날짜 수에 한 번에 평균 마시는 술의 양을 곱하였다. 2001년에는 음주 횟수에 대한 문항이 ‘평균적으로 얼마나 자주 술을 드십니까?’에 대하여 ‘월 1회 이상, 월 2~3회, 주 1~2회, 주 3~4회, 거의 매일’로 응답하게 되어 있어서 응답 보기를 음주 횟수로 사용하였다. 2005년에는 1달에 1번 이상 마시는 경우에 한 달 평균 음주 일수에 평균 음주량을 곱하여 총 음주량을 구하였다.

체중: 체중은 김진조사의 신장과 체중을 활용하여 Body Mass Index(BMI: kg/m<sup>2</sup>)를 구하여 구분하였다. BMI 18.5이상 25미만을 정상 체중으로, 18.5 미만을 저체중으로, 25이상 30미만은 과체중으로, 30이상은 비만으로 정의하였다. 정상 체중에 비해 저체중, 과체중, 비만은 모두 주관적 불건강의 비율이 높을 것으로 가정하였다.

신체활동: 신체활동 문항은 1998년과 2001년이 동일하고 2005년은 다르다. 1998년과 2001년은 ‘지난 한 달 동안 땀에 젖고 숨이 가쁠 정도의 운동’ 횟수와 지속 시간을 물었고 이 둘을 곱하여 총 운동량을 구하였다. 2005년에는 격렬한 신체활동, 중등도 신체활동, 그리고 걷기에 대하여 지난 1주일간 횟수 및 지속시간을 물었다. 각각의 활동의 횟수와 지속시간을 곱하고 격렬한 신체활동, 중등도 신체활동, 걷기에 각각 8, 4, 3.3 MET(metabolic equivalent)를 곱한 후 모두 합하여 총 신체활동량을 MET-minutes 단위로 구하였다. 각 연도의 총 신체활동량은 성별, 연령별 분포에서 4분위를 나누어 가장 높은 4분위를 비교 집단으로 하였고, 그보다 낮은 분위에서 주관적 불건강 비율이 더 높을 것으로 가정하였다.

스트레스: 평상시 스트레스 정도는 ‘대단히 많이 느낌/많이 느낌/조금 느끼는 편/거의 느끼지 않음’으로 항목이 구성되었고, ‘조금 느끼는 편/거의 느끼지 않음’을 비교 집단으로 하였다.

질병: 2005년 국민건강영양조사에서 주요 만성질환으로 선정된 질병 중 유병률이 3개 년도에 걸쳐서 비교적 높은 질병들로 선정하였다. 포함된 질병은 암, 관절염, 디스크, 골다공증, 당뇨, 고혈압, 뇌졸중, 허혈성심장질환(협심증, 심근경색), 천식이었다. 1998년과 2001년에는 ‘현재’ 가진 질병을 조사하였기 때문에 2005년에는 평생이 아닌 지난 1년간 질병 유무로 정의하였다. 모든 연도에서 의사진단 유병률로 정의하였다.

## 2. 자료

분석을 위한 자료는 1998년, 2001년, 2005년 국민건강영양조사를 사용하였다. 국민건강영양조사는 국민건강증진법에 의거하여 우리 국민의 건강과 영양에 관한 기초통계를 산출하고자 전국의 표본인구를 대상으로 실시

되는 조사이다. 조사 내용에는 질병의 이환, 활동제한, 사고 및 중독, 의료 이용, 보건의식행태, 영양 등이 포함된다.

1998년 국민건강영양조사는 200개 조사구의 13,523가구의 가구원 전원을 대상으로 1998년 11월 1일부터 12월 30일까지 실시되었다. 각 조사구는 약 60가구가 포함되어 있었으며 건강면접조사는 모든 가구를 대상으로 하였고, 그 중 3분의 1은 연계조사구역으로 건강면접조사와 보건의식행태 조사가 가장 먼저 실시된 뒤 영양조사와 건강검진조사가 각각 실시되었다. 건강면접조사, 성인 보건의식행태조사, 영양조사 중 식품섭취량조사, 검진조사의 완료율은 각각 90.83%, 82.2%, 76.0%, 73.6%였고 표본에 포함된 인구수는 각각 39,060명, 8,823명, 11,525명, 9,771명이었다.

2001년에는 전국의 600개 조사구로 조사구수를 확대한 대신 전체 표본 가구수는 1998년과 비슷하게 유지하였다. 즉, 각 조사구에서 22가구씩 추출하여 전체 13,200가구를 대상으로 하였다. 1998년과 마찬가지로 가구원 전원을 조사 대상으로 하였고, 조사기간도 11월 1일부터 12월 31일까지였다. 건강면접조사는 600개 조사구 전체에 시행되었고, 보건의식행태조사, 영양조사, 검진조사는 200개 조사구에서만 시행되었다. 건강면접조사, 보건의식행태조사, 영양조사, 검진조사의 완료율은 각각 92.30%, 88.45%, 80.79%, 77.25%였고, 표본에 포함된 인구수는 각각 37,769명, 9,170명, 10,051명, 9,770명이었다.

2005년 조사는 600개 조사구에서 13,345가구를 대상으로 하여 조사되었고, 12,001가구가 조사에 참여하였다. 조사체계는 과거와 동일하여 건강면접조사 및 보건의식행태조사, 영양조사, 검진조사 순으로 실시가 되었다. 각각의 조사 참여자는 33,848명, 8,835명, 9,047명, 7,597명이었다.

본 연구에는 사회경제적 위치, 건강행태, 질병 변수들을 모두 포함하는 각 연도의 건강면접조사, 보건의식행태조사, 검진조사의 연계자료를 사용하였다. 65세 이상에서는 대학 이상의 학력자가 매우 적기 때문에 분석에



서 제외하였고, 세대간의 교육수준의 구조가 다를 것을 고려하기 위하여 20세-44세와 45세-64세를 분리하여 분석하였다. 분석에 포함된 최종 표본 수는 1998년 6,779명, 2001년 6,936명, 2005년 6,979명이었다.

모든 분석에는 표본가중치가 적용되어 가중합계표본이 사용되었고 통계 분석은 STATA version 9.2로 하였다.

## 제4절 연구 결과

### 1. 표본의 특성

각 연도별 성별, 연령별 교육수준의 분포를 <표 6-3>에 정리하였다. 남녀 공히 20-44세 연령층과 45-64세 연령층 모두 고졸미만의 비율이 최근으로 오면서 감소하는 경향을 보여주고 있다. 동시에 고졸은 지속적으로 늘어나는 경향을 보였으며, 대학이상 졸업자의 비율은 2001년에 증가하였다가 2005년에는 다소 감소하는 경향을 보였다.

<표 6-3> 표본의 크기

		1998년 (6,779)			2001년 (n=6,936)			2005년 (n=6,979)		
		고졸 미만	고졸	대학 이상	고졸 미만	고졸	대학 이상	고졸 미만	고졸	대학 이상
남자	20-44세	344 (14.2)	1,113 (46.0)	961 (39.7)	169 (8.1)	862 (41.1)	1,067 (50.9)	102 (5.2)	961 (48.7)	909 (46.1)
	45-64세	705 (55.0)	418 (32.6)	158 (12.3)	490 (43.5)	381 (33.8)	255 (22.7)	552 (41.4)	506 (37.9)	276 (20.7)
여자	20-44세	566 (21.5)	1,309 (49.8)	755 (28.7)	291 (11.9)	1,231 (50.3)	924 (37.8)	178 (7.9)	1,195 (53.1)	877 (39.0)
	45-64세	1,207 (83.2)	198 (13.7)	45 (3.1)	881 (69.6)	288 (22.8)	97 (7.7)	936 (65.8)	390 (27.4)	97 (6.8)

다음으로 <표 6-4>는 성별 연령별 교육수준별 주관적 불건강의 비율(%)을 보여주고 있다. 1998년, 2001년, 2005년 모두 모든 성별 연령별 계층에서 교육수준이 낮을수록 주관적으로 불건강하다고 느끼는 사람의 비율이 높았다. 또한 모든 연도 및 연령층에서 남자보다는 여자에서 주관적 불건강의 비율이 높게 나타났다. 고졸미만에서의 주관적 불건강의 비율은 1998년과 비교하였을 때 2001년에 감소하다가 2005년에 다시 증가하는 모습을 보였고, 고졸의 경우는 대체로 1998년에 비해 2001년에 그 비율이 감소하였고 2005년에는 2001년과 비슷한 경향을 보였다. 대학이상의 학력자의 경우는 2001년에 그 비율이 감소하였다가 2005년에는 20세-44세에서는 남녀 모두 더 감소하였고, 45세-64세에서는 다시 증가하는 모습을 보였다.

<표 6-4> 교육수준에 따른 주관적 불건강의 비율 (%)

		1998년			2001년			2005년		
		고졸 미만	고졸	대학 이상	고졸 미만	고졸	대학 이상	고졸 미만	고졸	대학 이상
남자	20-44세	19.2	11.0	6.8	18.9	9.5	6.5	16.0	8.0	5.8
	45-64세	31.6	16.3	13.3	20.9	17.9	9.4	35.1	17.9	10.7
여자	20-44세	24.0	17.2	12.1	17.9	10.6	9.2	23.3	10.0	7.1
	45-64세	45.1	26.3	15.6	40.0	20.6	13.4	40.0	21.0	16.3

## 2. 교육수준에 따른 주관적 불건강의 차이

<표 6-4>에서 나타난 바와 같이 교육수준이 낮을수록 주관적 불건강의 비율이 높은 것과 1998년부터 2005년까지의 교육수준과 주관적 불건강의 관계를 보다 정량적으로 보여주기 위하여 대학 이상의 학력자를 비교 기준으로 하여 로지스틱 회귀분석을 하였다.

남자 20세-44세 계층의 경우 1998년, 2001년, 2005년으로 올수록 교육수

준에 따른 주관적 불건강의 비율의 차이는 odds ratio가 각각 3.50(2.46-4.95), 2.89(1.79-4.67), 2.19(1.17-4.09)로 점차 감소하는 것으로 나타났다(<표 6-5>).

그러나 다른 성별 연령별 계층에서는 1998년에 비해 2005년에 교육수준에 따른 주관적 불건강의 비율의 차이가 증가하는 경향을 나타내었다. 예를 들어 여자 20세-44세의 경우 odds ratio는 1998년, 2001년, 2005년에 각각 1.72(1.29-2.31), 1.77(1.12-2.78), 2.19(1.17-4.09)로 변화하였다.

분석 결과 여자 45세-64세에서는 고졸과 대학 이상 사이에 주관적 불건강의 차이가 모든 연도에서 나타나지 않았고, 남자의 경우도 1998년에는 45세-64세에서 차이가 없었다. 또한 2001년 여자 20세-44세에서도 고졸과 대학이상 사이에 주관적 불건강의 차이가 없는 것으로 나타났다. 이러한 경우는 매개 요인을 찾을 이유가 없으므로 다음 단계의 분석을 하지 않았다.

<표 6-5> 교육수준에 따른 주관적 불건강의 차이 분석 결과: Odds Ratio (95% 신뢰구간)

			고졸 미만	고졸	대학이상
1998년	남자	20-44세	3.50***(2.46-4.95)	1.92***(1.46-2.53)	1
		45-64세	2.88***(1.89-4.39)	1.22(0.77-1.92)	1
	여자	20-44세	1.72***(1.29-2.31)	1.38**(1.09-1.74)	1
		45-64세	3.20**(1.54-6.66)	1.77(0.81-3.83)	1
2001년	남자	20-44세	2.89***(1.79-4.67)	1.50*(1.07-2.12)	1
		45-64세	2.12**(1.26-3.57)	1.98*(1.13-3.48)	1
	여자	20-44세	1.77*(1.12-2.78)	1.11(0.80-1.55)	1
		45-64세	3.65***(1.89-7.05)	1.61(0.79-3.29)	1
2005년	남자	20-44세	2.19*(1.17-4.09)	1.30(0.88-1.92)	1
		45-64세	3.87***(2.52-5.95)	1.76*(1.11-2.81)	1
	여자	20-44세	3.03***(1.76-5.21)	1.60*(1.09-2.34)	1
		45-64세	2.52*(1.22-5.21)	1.52(0.71-3.27)	1

주: 연령, 독거여부를 보정한 결과임.

\* p<0.05 \*\* p<0.01 \*\*\* p<0.001

### 3. 교육수준과 주관적 불건강의 매개요인 확인 및 기여도 분석

매개요인이 되기 위해서는 우선 교육수준과 매개요인이 유의하게 관련성이 있어야 한다. 이를 확인하기 위하여 각 연도의 연령별 성별로 물질요인, 행태요인, 질병요인을 구성하는 각 요인들과 교육수준에 chi-square test를 하였다.

<표 6-6>에서와 같이 남자의 경우 모든 연도의 모든 연령층에서 물질요인인 소득과 직업 모두가 교육수준과 관련이 있었다. 행태요인 중 스트레스는 거의 모든 경우 관련이 없었고, 흡연이 가장 많은 경우 관련이 있었으며, 체중, 음주, 신체활동은 그 사이에 있었다. 질병요인 가운데는 관절염이 거의 모든 경우 교육수준과 관련이 있었고 디스크가 그 다음으로 관련성이 많이 나타났다.

〈표 6-6〉 교육수준과 매개요인의 관련성 분석 결과  
(chi-square test p-value): 남자

	20세-44세						45세-64세					
	1998년		2001년		2005년		1998년		2001년		2005년	
	고졸 미만	고졸	고졸 미만	고졸	고졸 미만	고졸	고졸 미만	고졸	고졸 미만	고졸	고졸 미만	고졸
소득	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***
직업	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***
흡연	**	***	***	***	*	***			*	**		
체중	**	*				**	***		**		***	
음주	***	**		*	*	**					***	**
신체활동			*		***	**			*		**	
스트레스	*											**
압			*									
관절염	***	***	***		***		***		***	**	**	
골다공증			-	-	-			-		-		
디스크	**	**			**						***	*
당뇨			***		**							*
고혈압	*			*	**							*
뇌졸중		-	-	-					*			*
허혈성심			*				*	*				
장질환												
천식			**	**								*

주: \* p<0.05 \*\* p<0.01 \*\*\* p<0.001  
- 매개요인의 변이가 없음.

여자에서 chi-square test를 통한 교육수준과 매개요인의 관련성 분석 결과는 <표 6-7>에 있다. 남자와 같이 대부분의 경우 소득과 직업은 교육수준과 관련이 있었다. 20세-44세의 경우 행태요인 중 흡연과 체중이 대부분 교육수준과 관련이 있었다. 질병요인 가운데는 관절염, 당뇨, 고혈압이 모든 연도에서 20세-44세 여성에서 교육수준과 관련이 있었다. 45세-64세에서는 질병요인 중 관절염만이 모든 연도에서 교육수준과 관련이 있었고, 나머지 질병요인과 행태요인들은 대부분 교육수준과 관련이 없는 것으로 나타났다.

〈표 6-7〉 교육수준과 매개요인의 관련성 분석 결과  
(chi-square test p-value): 여자

	20세-44세						45세-64세					
	1998년		2001년		2005년		1998년		2001년		2005년	
	고졸 미만	고졸	고졸 미만	고졸	고졸 미만	고졸	고졸 미만	고졸	고졸 미만	고졸 미만	고졸	
소득	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***
직업	***	***	***	***	***	***	***		***	***	***	***
흡연	**	**		*	***	***						
체중	***	***	***	***	***	***						**
음주					*	***						
신체활동				*			*		*			
스트레스	***								**		*	
압			***	*		*	-					
관절염	***	**	***	*	***		*		***		***	**
골다공증	-		**			*						*
디스크			**		***							
당뇨	*	*	*		**							**
고혈압	***		***	**	***	*			**		**	
뇌졸중		-			*	-						
허혈성심 장질환					**							
천식												

주: \* p<0.05 \*\* p<0.01 \*\*\* p<0.001  
- 매개요인의 변이가 없음.

매개요인의 요건 중 하나는 매개요인이 주관적 불건강과 관련이 있어야 한다는 것이다. 또한 마지막으로 교육수준에 매개요인을 추가한 모형에서 매개요인이 유의하여야 하고, 교육수준이 여전히 유의하게 주관적 불건강에 영향을 미치면서 그 효과가 감소하여야 한다. 이를 확인하기 위하여 기본모형에 각각의 매개요인을 포함한 일련의 로지스틱 회귀분석을 실시하여 교육수준, 연령, 독거여부만을 포함한 기본모형의 결과와 비교하였다.

<표 6-8>과 <표 6-9>는 각각 남자와 여자에서의 그 결과를 정리한 것이다.

〈표 6-8〉 교육수준과 주관적 불건강의 매개요인 분석 결과: 남자

	20세-44세						45세-64세					
	1998년		2001년		2005년		1998년		2001년		2005년	
	고졸 미만	고졸	고졸 미만	고졸	고졸 미만	고졸	고졸 미만	고졸	고졸 미만	고졸	고졸 미만	고졸
소득			0		-		0	-		0	0	
직업			0		-		0	-		0	0	
흡연	0	0			-		0	-	0		0	0
체중			0		-		-	0	0			
음주	0	0			-		-					
신체활동					-		-					
스트레스	0	0	0	0		-	0	-		0		
압					-		-					
관절염	0	0	0	0		-	0	-	0	0		
골다공증					-		-					
디스크	0	0	0		0	-	0	-			0	0
당뇨			0		0	-		-				
고혈압		0			0	-		-			0	
뇌졸중					-		0	-	0	0		
허혈성심					-		-	0	0			
장질환					-		-					
천식					-		-				0	0

주: 0 매개요인의 조건을 갖춤. 즉, (1) 해당 요인이 95% 유의수준에서 유의하게 주관적 건강수준과 관련이 있으며, 해당요인을 모형에 추가하였을 때 (2) 교육수준이 95% 유의수준에서 여전히 유의하며 (3) 교육수준의 odds ratio가 baseline 모형에서보다 감소함.  
빈칸은 위의 세 가지 조건 중 1가지 이상을 만족하지 못함으로써 매개요인의 조건을 갖추지 못함을 나타냄.  
- 기본모형에서 교육수준과 주관적 불건강 사이에 유의한 관련성이 없어서 분석에서 제외함.

<표 6-9> 교육수준과 주관적 불건강의 매개요인 분석 결과: 여자

	20세-44세						45세-64세					
	1998년		2001년		2005년		1998년		2001년		2005년	
	고졸 미만	고졸	고졸 미만	고졸	고졸 미만	고졸	고졸 미만	고졸	고졸 미만	고졸	고졸 미만	고졸
소득	0	0		-	0		0	-	0	-	0	-
직업	0	0		-	0			-		-	0	-
흡연	0	0	0	-	0	0	0	-		-		-
체중			0	-				-		-		-
음주				-		0		-		-		-
신체활동				-				-		-		-
스트레스	0		0	-	0	0		-	0	-	0	-
압			0	-		0		-		-	0	-
관절염	0	0		-	0		0	-	0	-		-
팔다공증				-				-	0	-	0	-
디스크		0	0	-	0			-	0	-	0	-
당뇨	0	0	0	-			0	-	0	-	0	-
고혈압	0	0	0	-			0	-	0	-	0	-
뇌졸중			0	-			0	-		-	0	-
허혈성심				-	0			-		-		-
장질환	0			-				-		-		-
천식	0	0	0	-		0	0	-	0	-	0	-

주: 0 매개요인의 조건을 갖춤. 즉, (1) 해당 요인이 95% 유의수준에서 유의하게 주관적 건강수준과 관련이 있으며, 해당요인을 모형에 추가하였을 때 (2) 교육수준이 95% 유의수준에서 여전히 유의하며 (3) 교육수준의 odds ratio가 baseline 모형에서보다 감소함.  
빈칸은 위의 세 가지 조건 중 1가지 이상을 만족하지 못함으로써 매개요인의 조건을 갖추지 못함을 나타냄.  
- 기본모형에서 교육수준과 주관적 불건강 사이에 유의한 관련성이 없어서 분석에서 제외함.

남자의 경우 <표 6-6>과 <표 6-8>, 여자의 경우 <표 6-7>과 <표 6-9>의 결과를 동시에 만족하는 경우에 매개요인으로 인정하였다. 결과적으로 교육수준에 따른 주관적 불건강의 차이를 설명하는 기여도 분석에 포함된 매개요인들로 선정된 변수들은 <표 6-9>에서와 같다.



〈표 6-10〉 교육수준에 따른 주관적 불건강 차이의 기여도 분석에 포함된 변수

	1998년				2001년				2005년			
	남자		여자		남자		여자		남자		여자	
	20세-44세	45세-64세	20세-44세	45세-64세	20세-44세	45세-64세	20세-44세	45세-64세	20세-44세	45세-64세	20세-44세	45세-64세
물질요인												
소득		√	√	√	√	√		√		√	√	√
직업		√	√		√	√				√	√	√
행태요인												
흡연	√		√			√					√	
체중						√	√					
음주	√										√	
신체활동												
스트레스	√		√					√				√
질병요인												
암							√				√	
관절염	√	√	√	√	√	√		√			√	
골다공증												
디스크	√						√		√	√	√	
당뇨			√		√		√		√			√
고혈압			√				√	√	√	√		√
뇌졸중						√						
허혈성심장질환											√	
천식										√		

4. 교육수준에 따른 주관적 불건강 차이의 기여도 분해

최종적으로 교육수준에 따른 주관적 불건강의 차이에 대한 매개요인의 기여도를 분해하기 위하여 체계적인 모형 분석을 각 연도별, 성별, 연령계층별로 실시하였다.

가. 1998년

남자 20세-44세를 위해서는 행태요인과 질병요인만 매개요인이었기 때문에 물질요인은 제외하고 분석하였다. 45세-64세의 경우는 행태요인 중 아무 것도 매개요인이 아니었기 때문에 물질요인과 질병요인만을 분석하였다 (<표 6-11>). 각 매개요인을 추가하였을 때 교육수준 변수들이 모두 유의하면서 감소하였다.

〈표 6-11〉 1998년 교육수준별 주관적 불건강 격차, Odds Ratio  
(95% 신뢰구간): 남자

모형	20세-44세		45세-64세	
	고등학교 미만	고등학교 졸업	고등학교 미만	고등학교 졸업
Model 1 Base	3.50*** (2.47-4.95)	1.92*** (1.46-2.53)	2.88*** (1.89-4.39)	1.22 (0.77-1.92)
Model 2 물질요인	-	-	2.02** (1.23-3.33)	-
Model 3 행태요인	3.27*** (2.27-4.69)	1.74*** (1.31-2.32)	-	-
Model 4 질병요인	3.29*** (2.32-4.68)	1.81*** (1.37-2.39)	2.76*** (1.81-4.21)	-
Model 4 물질요인+행태요인	-	-	-	-
Model 5 물질요인+질병요인	-	-	1.95** (1.18-3.22)	-
Model 6 행태요인+질병요인	3.08*** (2.14-4.44)	1.63** (1.23-2.18)	-	-

주: \* p<0.05 \*\* p<0.01 \*\*\* p<0.001

Base에는 교육 외에 연령, 독거여부가 포함됨.

20세-44세 분석에는 행태요인으로 흡연, 스트레스, 질병요인으로 관절염, 디스크가 포함됨.

45세-64세 분석에는 물질요인으로 소득, 직업, 질병요인으로 관절염이 포함됨.

여자 20세-44세의 경우 물질요인, 행태요인, 질병요인 모두가 매개요인으로 작용하였고, 45세-64세에서는 물질요인과 질병요인만이 매개요인으로 작용하였다.

<표 6-12> 1998년 교육수준별 주관적 불건강 격차, Odds Ratio  
(95% 신뢰구간): 여자

모형	20세-44세		45세-64세	
	고졸 미만	고졸	고졸 미만	고졸
Model 1 Base	1.72*** (1.29-2.31)	1.38** (1.09-1.74)	3.53** (1.70-7.32)	1.76 (0.82-3.84)
Model 2 물질요인	1.54** (1.12-2.13)	1.28* (1.00-1.64)	3.07** (1.47-6.40)	-
Model 3 행태요인	1.61** (1.19-2.19)	1.35* (1.06-1.72)	-	-
Model 4 질병요인	1.58** (1.17-2.12)	1.33* (1.05-1.68)	3.50** (1.68-7.31)	-
Model 4 물질요인+행태요인	1.46* (1.04-2.04)	1.22 (0.95-1.59)	-	-
Model 5 물질요인+질병요인	1.43* (1.03-1.99)	1.25 (0.97-1.60)	3.08** (1.47-6.47)	-
Model 6 행태요인+질병요인	1.48* (1.08-2.02)	1.30* (1.02-1.66)	-	-
Model 7 물질요인+행태요인 +질병요인	1.35 (0.96-1.91)	1.19 (0.92-1.54)	-	-

주: \* p<0.05 \*\* p<0.01 \*\*\* p<0.001

Base에는 교육 외에 연령, 독거여부가 포함됨.

20세-44세 분석에는 물질요인으로 소득, 직업, 행태요인으로 흡연, 스트레스, 질병요인으로 관절염, 당뇨, 고혈압이 포함됨.

45세-64세 분석에는 물질요인으로 소득, 질병요인으로 관절염이 포함됨.

<표 6-11>의 결과를 통해 1998년 남자에 있어서 교육수준이 주관적 불건강에 미치는 영향에 대한 매개요인의 기여도를 분해한 결과가 <표 6-13>에 있다. 20세-44세의 경우 행태요인과 질병요인의 추가 위험 감소는 고졸 미만과 고졸에서 각각 16.8%, 31.5%로 나타났다. 이를 각각의 요인으로 분해한 결과 행태요인의 직접적인 기여는 고졸 미만의 경우 7.6%, 고졸의 경우 12.0%였고, 질병요인의 직접적인 기여는 6.8%, 4.3%였으며, 질병을 통한 행태의 간접적인 기여도는 고졸 미만과 고졸에서 각각 1.6%

와 7.6%였다.

45세-64세에 있어서는 물질요인의 직접적인 기여가 43.1%로 크게 기여하는 것으로 나타났고 질병요인 및 질병을 통한 물질의 간접적 기여는 미미하였다.

〈표 6-13〉 1998년 매개요인을 통한 추가 위험의 상대적 감소, 독립적 기여 및 간접적 기여 (%): 남자

모형	20세-44세		45세-64세	
	고졸 미만	고졸	고졸 미만	고졸
행태요인	9.2	19.6	-	-
물질요인	-	-	45.7	-
질병요인	8.4	12.0	6.4	-
행태요인+질병요인	16.8	31.5	-	-
물질요인+질병요인	-	-	49.5	-
행태요인의 독립적 기여	7.6	12.0	-	-
물질요인의 독립적 기여	-	-	43.1	-
질병요인의 독립적 기여	6.8	4.3	3.7	-
행태+질병 간접적 기여	1.6	7.6	-	-
물질+질병 간접적 기여	-	-	2.7	-

주: 45세-64세 고졸과 대학이상 사이에는 주관적 불건강의 차이가 없어서 분석을 하지 않음.

1998년 여자에서 매개요인을 포함한 모형들로부터 얻은 추가 위험의 상대적 감소와 이를 바탕으로 구한 각 매개요인의 독립적 기여 및 간접적 기여를 표 14에 정리하였다. 20세-44세의 경우 물질요인이 20.8%~40.3%로 가장 크게 기여하는 것으로 나타났고, 행태요인과 질병요인은 10% 내외의 미미한 기여를 하는 것으로 나타났다.

〈표 6-14〉 1998년 매개요인을 통한 추가 위험의 상대적 감소, 독립적 기여 및 간접적 기여 (%): 여자

모형	20세-44세		45세-64세	
	고졸 미만	고졸	고졸 미만	고졸
물질요인	25.0	26.3	18.2	-
행태요인	15.3	7.9	-	-
질병요인	19.4	13.2	1.2	-
물질요인+행태요인	36.1	42.1	-	-
물질요인+질병요인	40.3	34.2	17.8	-
행태요인+질병요인	33.3	21.1	-	-
물질요인+행태요인+질병요인	51.4	50.0	-	-
물질요인의 독립적 기여	20.8	34.2	-	-
행태요인의 독립적 기여	11.1	15.8	-	-
물질+행태 간접적 기여	4.1	-7.9	-	-
물질요인의 독립적 기여	20.8	21.1	16.6	-
질병요인의 독립적 기여	15.3	7.9	-0.4	-
물질+질병 간접적 기여	4.2	5.3	1.6	-
행태요인의 독립적 기여	13.9	7.9	-	-
질병요인의 독립적 기여	8.3	13.2	-	-
행태+질병 간접적 기여	11.1	0	-	-

주: 45세-64세 고졸과 대학이상 사이에는 주관적 불건강의 차이가 없어서 분석을 하지 않음.

나. 2001년

<표 6-9>에 따라 2001년 남자 20세-44세에 대해서는 물질요인과 질병요인만이 매개요인으로 분석되었고 45세-64세에 대해서는 모든 요인들을 포함하여 분석하였다. 20세-44세에서는 물질요인과 질병요인 모두 유의한 매개요인이었으나, 45세-64세에서는 질병요인만이 유의한 매개요인이었다.

〈표 6-15〉 2001년 교육수준별 주관적 불건강 격차, Odds Ratio  
(95% 신뢰구간): 남자

모형	20세-44세		45세-64세	
	고등학교 미만	고등학교 졸업	고등학교 미만	고등학교 졸업
Model 1 Base	2.89*** (1.79-4.67)	1.50* (1.07-2.12)	2.12** (1.26-3.57)	1.98* (1.13-3.48)
Model 2 물질요인	2.06* (1.16-3.67)	1.26 (0.84-1.87)	1.76 (0.95-3.26)	1.69 (0.93-3.05)
Model 3 행태요인	-	-	1.79 (0.97-3.32)	1.84 (0.96-3.56)
Model 4 질병요인	2.68*** (1.65-4.34)	1.48* (1.05-2.10)	1.85* (1.09-3.14)	1.81* (1.02-3.20)
Model 4 물질요인+행태요인	-	-	1.50 (0.73-3.08)	1.49 (0.74-3.01)
Model 5 물질요인+질병요인	1.94* (1.08-3.47)	1.25 (0.83-1.88)	1.56 (0.84-2.90)	1.57 (0.87-2.84)
Model 6 행태요인+질병요인	-	-	1.48 (0.79-2.78)	1.62 (0.84-3.14)
Model 7 물질요인+행태요인 +질병요인	-	-	1.27 (0.61-2.64)	1.35 (0.67-2.72)

주: \* p<0.05 \*\* p<0.01 \*\*\* p<0.001

Base에는 교육 외에 연령, 독거여부가 포함됨.

20세-44세 분석에는 물질요인으로 소득, 직업, 질병요인으로 관절염이 포함됨.

45세-64세 분석에는 물질요인으로 소득, 직업, 행태요인으로 흡연, 체중, 질병요인으로 관절염, 뇌졸중이 포함됨.

2001년 여자 20세-44세에서는 행태요인만이 유의한 매개요인이었으며, 45세-64세에서는 물질요인, 행태요인, 질병요인 모두가 매개요인인 것으로 나타났다.

〈표 6-16〉 2001년 교육수준별 주관적 불건강 격차, Odds Ratio  
(95% 신뢰구간): 여자

모형	20세-44세		45세-64세	
	고졸 미만	고졸	고졸 미만	고졸
Model 1 Base	1.77* (1.12-2.78)	1.11(0.80-1.55)	3.65*** (1.89-7.05)	1.61 (0.79-3.29)
Model 2 물질요인	-	-	3.17** (1.59-6.31)	-
Model 3 행태요인	1.69* (1.03-2.78)	-	3.10** (1.61-5.96)	-
Model 4 질병요인	1.48 (0.92-2.40)	-	3.08** (1.60-5.94)	-
Model 4 물질요인+행태요인	-	-	2.79** (1.40-5.54)	-
Model 5 물질요인+질병요인	-	-	2.78** (1.41-5.47)	-
Model 6 행태요인+질병요인	1.44 (0.85-2.45)	-	2.71** (1.39-5.23)	-
Model 7 물질요인+행태요인+질병요인	-	-	2.52** (1.27-5.00)	-

주: \* p<0.05 \*\* p<0.01 \*\*\* p<0.001

Base에는 교육 외에 연령, 독거여부가 포함됨.

20세-44세 분석에는 행태요인으로 체중, 질병요인으로 암, 디스크, 당뇨, 고혈압이 포함됨.

45세-64세 분석에는 물질요인으로 소득, 행태요인으로 스트레스, 질병요인으로 관절염, 고혈압이 포함됨.

2001년 남자의 경우 20세-44세에서만 물질요인이 교육수준에 따른 주관적 불건강 차이의 39.2%를 설명하고 있었고 질병요인은 6.3% 설명하는데 그쳤다. 45세-64세에서는 질병요인만이 20% 내외 설명하는 것으로 나타났다 (<표 6-17>).

〈표 6-17〉 2001년 물질요인과 행태요인의 추가 위험의 상대적 감소,  
독립적 기여 및 공통 기여 (%): 남자

모형	20세-44세		45세-64세	
	고졸 미만	고졸	고졸 미만	고졸
물질요인	43.4	-	-	-
질병요인	11.1	4.0	24.1	17.3
물질요인+질병요인	50.3	-	-	-
물질요인의 독립적 기여	39.2	-	-	-
질병요인의 독립적 기여	6.3	4.0	24.1	17.3
물질+질병 공통 기여	4.8	-	-	-

<표 6-18>에서는 2001년 여자의 경우 20세-44세는 행태요인만이 10.4% 교육수준에 따른 주관적 불건강의 차이를 설명하는 것을 보여준다. 45세-64세에 있어서는 물질요인이 11% 정도, 그리고 행태요인과 질병요인이 각각 14% 정도씩 설명하는 것으로 나타났다.



〈표 6-18〉 2001년 물질요인과 행태요인의 추가 위험의 상대적 감소, 독립적 기여 및 공통 기여 (%): 여자

모형	20세-44세		45세-64세	
	고졸 미만	고졸	고졸 미만	고졸
물질요인	-	-	18.1	-
행태요인	10.4	-	20.8	-
질병요인	-	-	21.5	-
물질요인+행태요인	-	-	32.5	-
물질요인+질병요인	-	-	32.8	-
행태요인+질병요인	-	-	35.5	-
물질요인+행태요인+질병요인	-	-	42.6	-
물질요인의 독립적 기여	-	-	11.7	-
행태요인의 독립적 기여	10.4	-	14.3	-
물질+행태 공통 기여	-	-	11.3	-
물질요인의 독립적 기여	-	-	11.3	-
질병요인의 독립적 기여	-	-	14.7	-
물질+질병 공통 기여	-	-	6.8	-
행태 독립적 기여	-	-	14.0	-
질병 독립적 기여	-	-	14.7	-
행태+질병 공통 기여	-	-	6.8	-

다. 2005년

2005년 남자 20세-44세의 경우는 고졸 미만과 대학이상에서만 주관적 불건강의 차이가 나타났고, 매개요인은 발견되지 않았다. 45세-64세의 경우는 물질요인과 질병요인이 교육수준간 주관적 불건강 차이를 매개하는 것으로 나타났다 (<표 6-19>).

〈표 6-19〉 2005년 교육수준별 주관적 불건강 격차, Odds Ratio  
(95% 신뢰구간): 남자

모형	20세-44세		45세-64세	
	고등학교 미만	고등학교 졸업	고등학교 미만	고등학교 졸업
Model 1 Base	2.19* (1.17-4.09)	1.30 (0.88-1.92)	3.87*** (2.52-5.95)	1.76* (1.11-2.81)
Model 2 물질요인	-	-	2.50*** (1.53-4.08)	1.32 (0.78-2.23)
Model 3 행태요인	-	-	-	-
Model 4 질병요인	1.73 (0.90-3.32)	1.19 (0.80-1.77)	3.42*** (2.18-5.38)	1.65* (1.01-2.70)
Model 4 물질요인+행태요인	-	-	-	-
Model 5 물질요인+질병요인	-	-	2.24** (1.36-3.71)	1.24 (0.72-2.14)
Model 6 행태요인+질병요인	-	-	-	-
Model 7 물질요인+행태요인 +질병요인	-	-	-	-

주: \* p<0.05 \*\* p<0.01 \*\*\* p<0.001

Base에는 교육 외에 연령, 독거여부가 포함됨.

20세-44세 분석에는 질병요인으로 당뇨, 고혈압이 포함됨.

45세-64세 분석에는 물질요인으로 소득, 직업, 질병요인으로 디스크, 고혈압, 천식이 포함됨.

2005년 여자 20세-44세에서는 행태요인과 질병요인이 매개요인으로 나타났고, 45세-64세에서도 행태요인과 질병요인이 매개요인으로 나타났다 (<표 6-20>).

〈표 6-20〉 2005년 교육수준별 주관적 불건강 격차, Odds Ratio  
(95% 신뢰구간): 여자

모형	20세-44세		45세-64세	
	고졸 미만	고졸	고졸 미만	고졸
Model 1 Base	3.02*** (1.76-5.21)	1.60* (1.09-2.34)	2.52* (1.22-5.21)	1.52 (0.71-3.27)
Model 2 물질요인	1.82 (0.97-3.41)	1.24 (0.83-1.87)	1.91 (0.98-3.71)	1.24 (0.60-2.57)
Model 3 행태요인	2.72*** (1.57-4.73)	1.49* (1.02-2.17)	2.32* (1.16-4.67)	1.47 (0.70-3.06)
Model 4 질병요인	2.59*** (1.84-3.66)	1.56* (1.11-2.17)	2.32* (1.15-4.66)	1.39 (0.66-2.94)
Model 4 물질요인+행태요인	1.69 (0.89-3.19)	1.16 (0.77-1.75)	1.84 (0.96-3.53)	1.24 (0.61-2.52)
Model 5 물질요인+질병요인	1.66 (0.85-3.25)	1.28 (0.86-1.93)	1.72 (0.90-3.29)	1.13 (0.55-2.30)
Model 6 행태요인+질병요인	2.43** (1.32-4.47)	1.54* (1.05-2.25)	2.14* (1.09-4.21)	1.35 (0.65-2.77)
Model 7 물질요인+행태요인+질병요인	1.54 (0.78-3.05)	1.21 (0.80-1.82)	1.67 (0.88-3.15)	1.12 (0.55-2.27)

주: \* p<0.05 \*\* p<0.01 \*\*\* p<0.001

Base에는 교육 외에 연령, 독거여부가 포함됨.

20세-44세 분석에는 물질요인으로 소득, 직업, 행태요인으로 흡연, 음주, 질병요인으로 암, 관절염, 디스크, 허혈성심질환이 포함됨.

45세-64세 분석에는 물질요인으로 소득, 직업, 행태요인으로 스트레스, 질병요인으로 당뇨, 고혈압이 포함됨.

2005년 남자 45세-64세에서 고졸미만과 대학이상 사이의 주관적 불건강 차이의 41.1%는 물질요인으로 설명되고, 9.1%는 질병요인으로 설명되며 6.6%는 물질요인이 질병요인을 경유하여 간접적으로 설명되는 것으로 나타났다. 고졸과 대학이상 사이의 주관적 불건강 차이는 질병요인으로 14.5% 설명되는 것으로 나타났다 (<표 6-21>).

〈표 6-21〉 2005년 물질요인과 행태요인의 추가 위험의 상대적 감소,  
독립적 기여 및 공통 기여 (%): 남자

모형	20세-44세		45세-64세	
	고졸 미만	고졸	고졸 미만	고졸
물질요인	-	-	47.7	-
질병요인	-	-	15.7	14.5
물질요인+질병요인	-	-	56.8	-
물질요인의 독립적 기여	-	-	41.1	-
질병요인의 독립적 기여	-	-	9.1	14.5
물질+질병 간접적 기여	-	-	6.6	-

2005년 여자 20세-44세의 경우 고졸 미만과 대학 이상 사이의 주관적 불건강의 차이는 질병요인이 14.4%, 행태요인이 7.9% 설명하고 질병요인을 통한 행태요인의 간접적인 기여가 6.9%인 것으로 나타났다. 여자 20세-44세 고졸과 대학 이상 사이의 주관적 불건강의 차이는 질병요인을 통한 행태요인의 기여가 15.0%로 가장 높았다. 여자 45세-64세의 경우는 고졸 미만과 대학 이상 사이의 주관적 불건강의 차이에 대하여 질병요인을 경유한 행태요인의 간접적인 기여가 47.7%인 것으로 나타났다 (<표 6-22>).

〈표 6-22〉 2005년 물질요인과 행태요인의 추가 위험의 상대적 감소,  
독립적 기여 및 공통 기여 (%): 여자

모형	20세-44세		45세-64세	
	고졸 미만	고졸	고졸 미만	고졸
행태요인	14.9	18.3	54.0	-
질병요인	21.3	6.7	54.0	-
행태요인+질병요인	29.2	10.0	60.3	-
행태요인의 독립적 기여	7.9	3.3	6.3	-
질병요인의 독립적 기여	14.4	-8.3	6.3	-
행태+질병 간접적 기여	6.9	15.0	47.7	-

## 라. 종합 정리

교육수준에 따른 주관적 불건강의 차이와 교육수준이 주관적 불건강의 차이에 미치는 영향에 대한 물질요인, 질병요인, 행태요인의 기여도의 연도별 추이를 성별, 연령별로 종합적으로 정리하면 <표 6-23>과 <표 6-24>와 같다.

남자 20세-44세에서 교육수준에 따른 주관적 불건강의 격차는 감소하였다. 1998년에는 행태요인과 질병요인이, 2001년에는 물질요인과 질병요인이 그 차이를 설명하였으나 2005년에는 아무 요인도 설명하지 못하였다. 1998년의 경우 전체적으로 매개요인의 기여도는 크지 않았는데, 고졸 미만과 고졸에서 각각 행태요인은 7.6%, 12.0% 기여하였고, 질병요인의 경우는 6.8%, 4.3% 기여하는데 그쳤으며, 설명되지 않는 부분이 각각 84%, 76.1%나 되었다. 2001년에는 물질요인의 기여도가 39.2%로 비교적 높았다.

남자 45세-64세에서는 1998년에 비해 2005년에 교육수준에 따른 주관적 불건강의 차이가 커진 것으로 나타났다. 1998년과 2005년에 물질요인과 질병요인이 고졸 미만과 대학이상에서의 주관적 불건강 격차의 매개 요인인 것으로 나타났다. 1998년과 2005년에 물질요인은 각각 43.1%, 41.1% 주관적 불건강의 차이를 설명하여 10% 미만 설명력을 가진 질병요인에 비해 크게 기여하는 것으로 나타났다. 2001년에는 질병요인이 24.1% 고졸 미만과 대학 이상 사이의 주관적 불건강의 차이를 설명하고 있었다. 고졸과 대학이상 사이에서도 2001년과 2005년에는 질병요인이 각각 17.3%, 14.5% 설명하였다.

〈표 6-23〉 연도별, 성별, 연령별 교육수준에 따른 주관적 불건강의 차이  
 및 그 차이를 매개하는 요인들의 직접적, 간접적 기여도:

남자 (1998, 2001, 2005)

	20세-44세				45세-64세			
	고졸 미만		고졸		고졸 미만		고졸	
	Odds Ratio(95% CI)							
	3.50***(2.46-4.95)		1.92***(1.46-2.53)		2.88***(1.89-4.39)		1.22(0.77-1.92)	
1998년	행태, 질병		행태, 질병		물질, 질병			
	행태	7.6%	행태	12.0%	물질	43.1%		
	질병	6.8%	질병	4.3%	질병	3.7%		
	행태+질병	1.6%	행태+질병	7.6%	물질+질병	2.7%		
	미상	84%	미상	76.1%	미상	50.0%		
	2.89***(1.79-4.67)		1.50*(1.07-2.12)		2.12**(1.26-3.57)		1.98*(1.13-3.48)	
2001년	물질, 질병		질병		질병		질병	
	물질	39.2%	질병	4.0%	질병	24.1%	질병	17.3%
	질병	6.3%	미상	96.0%	미상	75.9%	미상	82.7%
	물질+질병	4.8%	-	-	-	-	-	-
	미상	49.7%	-	-	-	-	-	-
	2.19*(1.17-4.09)		1.30(0.88-1.92)		3.87***(2.52-5.95)		1.76*(1.11-2.81)	
2005년					물질, 질병		질병	
					물질	41.1%	질병	14.5%
					질병	9.1%	미상	85.5%
					물질+질병	6.6%	-	-
					미상	43.2%	-	-

주: 어두운 부분은 교육수준에 따른 주관적 불건강의 차이가 없어서 기여도 분석의 대상이 아님을 나타내고, - 는 아무 요인의 기여도도 없음을 나타냄.

여자 22세-44세에서 교육수준에 따른 주관적 불건강의 차이는 남자에서와는 반대로 2005년에 와서 커진 것으로 나타났다. 1998년에는 물질요인의 교육수준의 주관적 불건강 격차에 대한 기여도가 20.8%~34.2%로 다른 요인들보다 가장 크게 기여하였다. 다음으로는 행태요인이 7.9%~15.8%, 질병요인이 7.9%~15.3% 각각 기여하고 있었다. 2001년에는 행태요인만이 10.4% 설명하는 것으로 나타났다. 2005년에는 물질요인의 기여가 나타나

지 않았고 행태요인과 질병요인의 기여도 10% 내외로 미미하였다.

여자 45세-64세의 경우 고졸과 대학이상의 주관적 불건강의 차이는 없었고, 고졸 미만과 대학이상에서는 2001년에 커졌다가 2005년에는 다시 작아지는 경향을 보였다. 1998년에는 고졸 미만과 대학 이상 사이의 주관적 불건강의 차이를 물질요인이 16.6% 설명하였다. 2001년에는 물질요인이 약 11%, 행태요인과 질병요인이 약 14% 정도 고졸 미만과 대학 이상의 주관적 불건강 차이를 설명하였고, 2005년에는 물질요인의 기여는 나타나지 않았고 행태요인과 질병요인의 독립적 기여도 미미하였으나, 행태요인이 질병요인을 통해서 나타나는 간접적인 기여가 47.7%로 가장 크게 나타났다.

〈표 6-24〉 연도별, 성별, 연령별 교육수준에 따른 주관적 불건강의 차이 및 그 차이를 매개하는 요인들의 직접적, 간접적 기여도 여자 (1998, 2001, 2005)

	20세-44세				45세-64세			
	고졸 미만		고졸		고졸 미만		고졸	
	Odds Ratio(95% CI)							
	1.72***(1.29-2.31)		1.38**(1.09-1.74)		3.20**(1.54-6.66)		1.77(0.81-3.83)	
1998년	물질, 행태		물질, 행태		물질, 행태			
	물질	20.1%	물질	34.2%	물질	16.6%		
	행태	11.1%	행태	15.8%	행태	-0.4%		
	물질+행태	4.2%	물질+행태	-7.9%	물질+행태	1.6%		
	미상	64.6%	미상	57.9%	미상	82.2%		
	물질, 질병		물질, 질병					
	물질	20.8%	물질	21.1%				
	질병	15.3%	질병	7.9%				
	물질+질병	4.2%	물질+질병	5.3%				
	미상	59.7%	미상	65.7%				
행태, 질병		행태, 질병						
행태	13.9%	행태	7.9%					
질병	8.3%	질병	13.2%					
행태+질병	11.1%	행태+질병	0.0%					
미상	66.7%	미상	77.9%					
	1.77*(1.12-2.78)		1.11(0.80-1.55)		3.65***(1.89-7.05)		1.61(0.79-3.29)	
2001년	행태				물질, 행태			
	행태	10.4%			물질	11.7%		
	미상	89.6%			행태	14.3%		
	-				물질+행태	6.4%		
	-				미상	67.6%		
	-				물질, 질병			
	-				물질	11.3%		
	-				질병	14.7%		
	-				물질+질병	6.4%		
	-				미상	67.6%		
행태, 질병				행태, 질병				
행태	14.0%			행태	14.0%			
질병	14.7%			질병	14.7%			
행태+질병	6.8%			행태+질병	6.8%			
미상	64.5%			미상	64.5%			
	3.03***(1.76-5.21)		1.60*(1.09-2.34)		2.52*(1.22-5.21)		1.52(0.71-3.27)	
2005년	행태, 질병		행태, 질병		행태, 질병			
	행태	7.9%	행태	3.3%	행태	6.3%		
	질병	14.4%	질병	-8.3%	질병	6.3%		
	행태+질병	6.9%	행태+질병	15.0%	행태+질병	47.7%		
	미상	70.8%	미상	90.0%	미상	39.7%		

주: 어두운 부분은 교육수준에 따른 주관적 불건강의 차이가 없어서 기여도 분석의 대상이 아님을 나타내고, - 는 아무 요인의 기여도도 없음을 나타냄.



## 제5절 소결

본 연구는 교육수준에 따른 주관적 불건강의 시간적 변화를 전국을 대표하는 조사 자료를 사용하여 파악하고, 한 단계 더 나아가서 교육수준이 어떤 매개요인을 통하여 주관적 불건강의 차이를 나타내는지를 분석하고자 하였다.

연구 결과 성별 연령 계층별로 교육수준에 따른 주관적 불건강은 더 심해지고 있다고 하기에는 근거가 부족한 것으로 나타났다. 예를 들어, 남자 20세-44세 계층의 경우 주관적 불건강의 차이가 감소하는 경향을 가졌으나 나머지 성별 연령별 계층에서 증가하는 경향을 나타내거나 일정한 경향을 나타내지 않았다. 이는 소득수준별로 건강의 차이가 심해지고 있다는 이전 연구 결과들과는 대조적인 것이다(강신욱 등, 2006; 신호성과 김동진, 2007). 한편 본 연구와는 분석 연령이 다르고 교육수준의 정의도 차이가 있지만 동일하게 1998년, 2001년, 2005년 국민건강영양조사 자료를 사용하여 분석한 김혜련(2007)도 교육수준에 따른 주관적 건강상태가 통계적으로 유의하게 악화되었다는 것을 발견하지 못하였다.

교육수준 내부에서도 고졸과 대학 이상 사이에서의 주관적 불건강의 차이는 특히 45세 이후의 장년층에서는 대부분 발견되지 않았다. 이는 향후 교육수준별 건강형평성 분석에서 교육수준 변수를 구성할 때 고려해야 할 점으로 보인다. 본 연구에서는 구분하지 않았던 고졸 미만 학력자들을 세분화하여 다시 분석하는 것도 의미가 있을 것이다. 한편으로는 고등학교까지의 의무교육을 이수한 경우에는 주관적 건강수준에 있어서는 대학 이상의 고학력자와 차등이 없을 수 있다는 것은 바람직한 현상이라고 판단된다. 다만 20세-44세의 청년층에서는 고졸과 대학 이상 사이에 주관적 불건강의 비율이 차이가 나므로 이에 대한 대책이 필요할 것이다.

본 연구의 두 번째와 세 번째 목적은 각각 교육수준에 따른 주관적 불

건강의 차이를 설명하는 매개요인을 발견하고, 그 기여정도를 추산하는 것이었다. 연구 결과 연도별, 성별, 연령별로 일관적인 경향을 찾기는 어려웠다. 또한 매개요인의 기여도도 눈에 띄는 정도로 크지는 않았으며 설명되지 않는 부분의 비중이 대부분 50% 이상을 넘었다.

남자에 있어서는 많은 경우 물질요인과 질병요인이 매개요인이었고 행태요인은 거의 매개하지 않는 것으로 나타났다. 특히 물질요인은 1998년(45세-64세), 2001년(20세-44세), 2005년(45세-64세)에 지속적으로 고졸 미만과 대학 이상 사이의 주관적 불건강의 약 40%를 설명하는 것으로 나타나 가장 높은 비중을 차지하였다. 이는 남자의 경우 교육수준의 차이가 소득과 같은 물질요인의 차이로 이어지고 이것이 다시 주관적 불건강의 차이로 연결되고 있음을 말해준다고 할 수 있다.

남자의 경우 행태요인이 매개요인이 아니라는 것은 남자에게 있어서는 교육수준별로 건강행태 실천의 불평등으로 인한 주관적 불건강의 차이가 거의 없다는 것을 의미하며, 따라서 교육수준별 주관적 불건강의 해소를 위해서 건강행태를 접근하는 것은 효과가 적을 것으로 예상된다. 한편 남자에서 교육수준의 차이는 질병 유병의 차이를 통해 주관적 불건강의 차이를 나타내고 있으므로 교육수준이 낮은 계층의 질병예방 및 관리 사업들을 통해 교육수준간 불건강의 격차를 감소시키는 것이 효과적일 수 있다.

여자에 있어서는 물질요인의 매개요인으로서의 기여도가 남자에서만큼 크지는 않았다. 또한 물질요인의 기여도가 1998년에는 20% 내외에서 2001년에 약 11%로 줄어들었고 2005년에는 전혀 기여하지 않는 것으로 나타나 일정한 경향을 보인다고 할 수 있었다. 남자와 또 다른 점은 기여도가 10% 내외로 미미하긴 하지만 행태요인이 지속적으로 매개요인으로 작용하고 있다는 점이었다.

결론적으로 교육수준에 따른 주관적 불건강은 여전히 존재하고, 이에 대한 매개요인으로서 남자와 여자 모두에게 물질요인이 가장 크게 작용하

고 있으며, 이는 교육이 직업과 소득에 영향을 미치고 이러한 환경적 요소가 건강에 영향을 미친다는 가설을 뒷받침하는 것이라고 할 수 있다. 또한 남자에서는 질병요인, 여자에서는 질병요인과 더불어 행태요인을 통해 교육수준이 주관적 건강수준을 일정 부분 결정하므로 교육수준간 건강행태의 차이와 질병발생 및 관리의 차이를 좁힘으로써 다소간 교육수준에 따른 주관적 건강수준의 격차를 해소시킬 수 있을 것으로 기대된다.

본 연구는 1998년, 2001년, 2005년 세 개 연도의 횡단면 자료를 분석하였기 때문에 인과관계를 말할 수는 없다. 예를 들어, 교육수준이 소득, 직업, 또는 건강행태나 질병에 영향을 미치고, 이어서 건강수준에 영향을 미치는 것은 많은 시간이 소요된다고 할 수 있다. 매개요인으로 확정되기 위해서는 추적 자료 등 시계열 자료의 분석이 요구된다.

둘째, 측정오차(measurement error)가 있을 수 있다. 측정오차는 측정하고자 하는 무엇과 실제 사용된 도구가 차이가 날 때 생기는데, 본 연구에서는 자기기입식 혹은 면접조사 등 응답자 개인의 주관적 견해 및 조사자에서 발생하는 오차 등이 개입했을 여지가 있다. 더 큰 문제는 세 개 연도별로 해당 변수의 항목이 동일하지 않아 연도별로 측정 오차가 다를 수 있다는 점이다. 하지만 이는 자료 자체의 한계이므로 통제하기가 어렵다고 할 수 있다.

마지막으로 본 연구에서 분석한 요인들로는 교육수준에 따른 주관적 불건강의 차이를 상당 부분 설명할 수 없었다는 점에서 좀 더 적절한 매개 변수를 찾는 노력이 필요할 것으로 보인다. 또한 일반적으로 교육수준이 주관적 불건강에 영향을 미치는 기전을 파악하기 위해서는 본 연구에서는 다루지 않은 중재모형도 향후 연구에서 다루어 볼 만한 부분이라고 할 수 있다.

## 제7장 결론 및 정책적 시사점

### 제1절 주요 결론

이 연구는 우리 사회의 분배구조 변화의 원인을 분석하고 그에 대한 정책적 대안을 모색하는 것을 목적으로 하였다. 어떤 지표를 통해 보는가에 따라 길게는 경제위기 이후 10년, 짧게는 2003년 이후의 분배구조 변화는 달리 평가될 수 있을 것이다. 그러나 일반적으로 경제위기를 계기로 한국 사회의 분배구조가 매우 악화되었고, 그 이후의 기간동안 위기 이전의 상태를 회복하지 못하였다는 것이 일반적인 평가이다. 특히 정부의 개입이 있기 이전의 소득범주인 시장소득의 분배상태가 악화되고 있으며 이러한 변화의 바탕에는 경기적 원인뿐만 아니라 사회·경제적 구조 변화가 작용하고 있다는 것이 기존의 인식이었다.

본 연구는 이러한 통설들의 원인을 밝히는 데 일차적 목표를 두었으며, 그것을 위해 우선 지난 10년간 가구빈곤율의 증가를 초래한 원인에 대하여 분석하였다. 중위소득의 50%를 빈곤선으로 하여 1차 소득에 대해 측정된 가구 기준 상대빈곤율은 1996년 5.30%에서 2006년 7.89%로 증가하였다. 빈곤가구의 가구주 인구학적 특성을 파악하면 어떤 특징을 갖는 가구들이 경제적으로 취약계층인지를 확인할 수 있다. 가구주가 60대 이상 높은 연령층이거나 저학력자인 경우, 임시 및 일용 노무직에 종사하는 가구가 빈곤층에서 차지하는 비율이 높게 나타났다. 그러나 이러한 결과는 이미 기존의 연구에서도 반복하여 지적되어 온 바 있다. 본 연구는 여기에서 더 나아가, 빈곤율의 증가가 이러한 특성을 가진 집단의 양적 증가에서 비롯된 정도와 취약계층의 빈곤화 위험 자체의 변화에서 비롯된 정

도를 구분해 내고자 하였다.

취약계층의 양적 증가, 즉 여성, 저학력, 임시일용직 등의 특성을 가진 가구의 구성비 증가가 빈곤율 증가를 설명하는 정도를 수량효과라고 하고, 각 특성 집단의 빈곤위험 확률의 변화가 빈곤율 증가를 설명하는 정도를 계수효과라고 구분하였을 때, 본 연구의 결과에 따르면 1996년과 2006년의 사이의 빈곤율 증가에서 수량효과는 -34.2%, 계수효과는 134.2%로 나타났다. 즉 취약계층의 양적 구성 변화는 빈곤율을 줄이는 방향으로 작용하였으나, 취약계층의 빈곤 위험이 더욱 증가한 결과 빈곤율이 증가하였다는 것이다. 요인별로 더욱 자세히 보면 수량효과의 면에서는 가구주의 성별과 직업은 빈곤율의 차이를 증가시키는 방향으로 작용하였고, 계수효과의 면에서는 가구주의 교육수준과 가구내 취업자수가 빈곤율의 차이를 증가시키는 방향으로 작용하였다. 수량효과와 계수효과를 종합하여 고려할 경우 가구주의 성별과 가구내 취업자 수가 빈곤율 차이를 확대시킨 것으로 나타났다.

취업과 일자리의 질은 개인이나 가구의 소득지위에 직접적인 영향을 미친다. 지난 몇 년간의 경제 사회적 양극화에 관한 논의에서 비정규직의 증가가 소득 불평등 증대의 영향으로 지적되어 온 것도 이러한 맥락에서였다. 본 연구에서는 이러한 주장을 실증적으로 확인하기 위해 노동시장에서 개인이 처한 위치의 변화를 노동이동이란 개념으로 포착하였고, 그것이 소득 변동에 어떤 영향을 미치는지를 분석하였다. 노동이동이란 취업·미취업간의 이동, 업종간 이동, 임금·비임금간 이동, 종사상 지위간 이동을 포괄하는 개념이며, 본 연구에서는 비경제활동상태·실업간의 이동도 이 개념에 포함하여 고찰하였다. 2003~2005년 동안 15세 이상 인구 중 가구주와 배우자를 대상으로 분석한 결과, 이 기간 동안 노동이동을 경험한 사람의 비율은 약 6.4%이며, 빈곤층의 노동이동 경험은 비빈곤층의 약 두 배에 달하는 10.9%였다. 남성에 비해서 여성이, 24세 이하 저연

령층과 55세 이상 고연령층에서, 저학력 층에서 노동이동률이 높게 나타났다. 노동이동 경험이 개인의 근로소득 증가에 미치는 영향은 다소 복잡하게 나타났는데, 노동이동을 경험하지 않은 경우에는 여성의 소득감소 경향이 나타났고, 노동이동을 경험한 경우에는 여성의 소득증가폭이 남성에게 비해 컸다. 또한 노동이동이 없던 저학력자일수록 근로소득의 감소폭이 크고 노동이동이 있는 집단에서는 고학력자일수록 근로소득의 감소폭이 크게 나타났다. 노동이동 경험집단을 소득 계층별로 볼 때, 저소득층일수록 노동이동을 경험하는 비율이 높았다. 또한 노동이동을 경험한 집단이 그렇지 않은 집단에 비해 빈곤상태로의 진입 비율이 크게 높았고, 소득분위의 하향이동 확률도 높은 것으로 나타나, 지난 4년간의 노동이동에서 빈곤층으로의 하향 이동 경향이 존재하였음을 알 수 있었다.

노동이동의 형태를 분석한 결과, 상용직은 임시직과 비경제활동 인구로 이어지는 노동이탈의 흐름을 형성하고 있었고, 실업자와 비경제활동인구는 일용직과 임시직으로 연결되는 하나의 흐름을 형성하고 있었다. 여성들이 비경제활동 상태에서 노동시장으로 진입할 경우 일용직 근로가 일차적인 경로 역할을 하고 있었다. 또한 실업자로 유입되는 인구 가운데 임시직과 일용직이 상대적으로 큰 비중을 차지하는 것으로 나타나, 고용불안을 경험하는 비정규직 근로자가 지속적으로 실업자로 유입되고 있음을 알 수 있었다. 한편 비경제활동 인구로 유입되는 인구 가운데 70% 이상이 임시직 및 일용직 근로자였다.

노동이동에 따른 개인 근로소득의 변화를 살펴본 결과, 임금근로자는 종사상 지위별로 근로소득과 고용안정성이 매우 분명하게 위계화되어 있음을 알 수 있었다. 즉 예컨대 임시직 진입자의 경우에는 상용직으로부터의 진입자를 제외하고는 거의 모든 집단 출신이 소득상승을 경험하고 있었으며, 일용직 진입자의 경우는 상용직과 임시직 출신을 제외하고는 모두 소득상승을 경험하고 있었다. 한편 비임금근로자로 유입된 경우는 사

업소득이 상향 이동하는 집단과 하향이동하는 집단의 비율이 유사하게 나타나 비임금근로자로의 유입이 영세 자영업자와 고소득 자영업자로 분화되고 있을 개연성을 시사하였다.

노동이동에 영향을 미치는 요인을 분석한 결과, 남성이 여성에 비해 노동이동을 경험할 확률이 높았고, 34세 이하 집단에 비해 35~44세 집단의 노동이동경험확률은 낮았으나 45~54세 집단은 노동이동 확률이 낮은 것으로 나타났다. 또한 교육수준이 낮을수록 노동이동을 경험할 확률이 높은 것으로 나타났다. 상용직 근로자에 비해 임시직의 노동이동 경험확률은 약 3배, 일용직은 무려 6.2배가량 높았다. 또한 소득지위가 높아질수록 노동이동 확률은 감소하는 것으로 나타났다. 노동이동이 가구소득에 미치는 영향을 노동이동 횟수가 늘어날수록 가구소득이 감소하는 것으로 나타났다며, 특히 이러한 관계는 저학력자 집단에서 더욱 분명하게 나타났다.

본 연구는 이와 같은 노동이동의 경우 가운데 비임금근로자, 즉 자영업 가구의 소득지위 변화에 특히 주목하였다. 2003~2006년간의 소득 변화를 통해 볼 때, 자영업 가구의 소득분위 상승 경험비율은 점차 줄어드는 추세이고, 반대로 소득분위 하락할 경험확률은 점차 늘어가는 추세이다. 자영업으로부터의 탈피 시에도 소득분위의 하락 확률이 점차 높아지는 것으로 나타나, 자영업이 소득지위 상승의 경로보다는 하락의 경로로 작용할 가능성이 높음을 보여주고 있었다.

그러나 자영업으로의 진입과 탈피라는 경험은 집단별로 상이한 의미를 지니고 있는 것으로 추론된다. 즉 저학력, 노인, 여성가구의 경우 자영업은 소득분위 상승의 경로로 활용될 가능성이 높은 반면, 고학력, 남성, 중고령층 가구의 경우 그렇지 못할 가능성이 많다.

계층간 소비구조의 변화는 소득 분배구조의 변화를 반영한다는 점에서 종속변수로 볼 수 있으나, 그 자체가 개인의 후생수준을 표현한다는 점에서 독립적인 의미가 있다. 소득 10분위와 1분위의 분위수 비율로 살펴본

소득계층간 소비격차는 경제적 위기의 상황보다 경제적 안정기에 확대되는 경향을 보이고 있었다. 한편 세부 비목별 격차는 다양하게 나타나는데, 외식에 대한 분위수 비율이 감소하는 경향을 보인 반면 교양오락, 피복 및 신발비의 경우 격차는 증가하는 경향을 보였다. 소비패턴의 변화 측면에서도 1분위는 교통통신 및 교육에 대한 지출을 선택적으로 늘리는 반면 10분위는 보건의료, 교육, 교양오락, 교통통신 등에 대한 지출비중을 증가시키는 양상을 보이고 있었다.

소비구조의 차이에 생애주기라는 변수를 도입하여 분석한 결과, 노인가구는 비노인가구에 비해 소비구조의 격차가 더 크게 나타났다. 비목별로는 식료품, 광열수도, 외식, 의류 및 신발, 교통통신 등에서 격차가 확대되는 경향을 보였다. 노인가구와 비노인 가구 간에 지출비중의 차이가 현격한 항목은 외식, 교통통신, 의류 및 신발, 교양오락 등이었다.

마지막으로 본 연구에서는 교육수준의 차이가 주관적 건강의 차이를 가져오는 메커니즘에 대한 분석을 시도하였다. 특별히 소득수준이 아닌 교육수준을 분석의 논리적 출발점으로 삼은 이유는 교육격차가 건강 격차를 발생시키도록 하는 매개요인으로써 소득에 주목할 수 있었기 때문이다. 분석 결과 성별, 연령별, 계층별로 교육수준에 따른 불건강이 심화되고 있다는 근거를 찾기에는 힘들었다. 남성의 경우에는 설명되는 불건강 가운데 소득 등 물질 요인이 고학력-저학력집단간 주관적 건강 격차의 약 40% 가량을 설명하는 것으로 나타나, 여성의 경우에는 물질적 요인의 기여도가 크게 줄어드는 경향을 보이고 있었다.

## 제2절 정책적 시사점

이상의 분석으로부터 도출된 주요 정책적 시사점을 제시하면 다음과 같다. 첫째, 가구내 취업자수가 수량효과와 계수효과 모두 빈곤을 증가에



(+)의 영향을 미치고 있는 것으로 보아, 가구빈곤을 축소에는 저소득층의 고용안정과 일자리 확대가 무엇보다 중요한 것으로 나타났다. 특히 저학력가구의 비중이 줄어들었음에도 불구하고 빈곤위험은 더욱 높아진 것을 볼 때, 저학력 → 저숙력 → 저소득으로 이어지는 빈곤화 과정을 차단하기 위한 정책적 개입이 필요하다. 저학력, 저숙련 노동자의 교육 및 훈련기회를 확대하고 그 효과를 높이기 위한 실효성 있는 대책이 뒤따라야 할 것이다.

둘째, 빈곤율 증가에 대한 여성가구의 수량효과 증대에 주목할 필요가 있다. 여성가구의 증가를 정책적 수단을 통해 통제하는 것은 한계가 있으므로 여성빈곤의 방지를 위해서는 계수효과를 낮추려는 노력이 필요하다. 이는 곧 여성가구의 경제활동 참가율 및 취업률 증가를 위한 정책의 필요성을 의미한다. 최근 사회정책의 주요 영역으로 부각되고 있는 공적 사회서비스의 확충은 여성노동력의 공급 및 수요 모두를 확대시키는 방안이 될 수 있을 것이다.

셋째, 소득분배 구조의 악화 경향을 억제하기 위해 일자리 창출이 필요하지만, 저임금과 고용불안에 노출된 일자리 창출은 분배구조 개선에 큰 효과가 없다. 그러한 일자리의 창출은 일시적인 빈곤율 감소효과는 있을지 몰라도 빈곤층을 끊임없는 빈곤과 비빈곤의 반복 상태에 놓이게 할 뿐, 탈빈곤 정책의 지속가능성을 보장하기 힘들다. 저소득 취약계층일수록 노동이동이 빈번하게 나타난다는 점을 감안할 때, 불완전 취업자에게 양질의 일자리로의 재취업을 활성화할 수 있는 조치가 마련되어야 하며, 취약계층 지원정책의 하나로 가구원의 취업을 촉진할 수 있는 정책이 동시에 뒤따라야 할 것이다.

넷째, 우리 사회에서 자영업으로의 진입은 소득지위 상승의 경로보다 하락의 경로로 작용할 가능성이 높지만, 그러한 가능성도 집단별로 다르게 나타난다는 점에 주목하여 차별적인 자영업 대책이 수립되어야 할 필

요가 있다. 자영업으로의 진입이 소득분위 하락의 경로로 활용될 가능성이 높은 고학력, 남성, 중고령층에 대해서는 자영업으로의 진입 자체를 억제하는 것이 필요하다. 특히 상용노무직으로부터의 진입 시 소득지위 하락이 더 크다는 점을 감안할 때, 이들이 가능한 한 근로자로서의 지위를 유지할 수 있도록 하거나 근로능력이 미약한 고령층의 경우에는 노후소득 보장제도의 확충을 통해 안정적 소득을 누리게 하는 것이 더 필요하다. 반면, 자영업을 경유하여 소득분위 상승의 가능성이 높은 저학력, 여성 및 고령층의 경우 창업지원과 성공적 정착을 위한 각종 서비스 및 금융적 지원에 더 중점이 두어져야 할 것이다.

다섯째, 소비격차의 측면에서 계층간 차이뿐만 아니라 생애주기에 따른 격차확대 양상에 주목할 필요가 있다. 노인가구의 소비격차가 비노인가구의 소비격차에 비해 크게 나타난다는 점은 적어도 소비의 양극화에 있어 연령집단이 주요한 정책적 대상으로 고려되어야 한다는 함의를 도출할 수 있다. 아울러 고령층이나 저소득층을 막론하고 일부 선택재에 대한 지출 증가 경향이 관측되고 있는 바, 향후 빈곤선 계층 및 저소득층 생활보장 정책에 이러한 현실적 변화가 반영되어야 할 것이다.

마지막으로, 교육수준에 따른 주관적 건강 격차를 설명하는 데 있어 물질적 요인 이외의 요인, 즉 질병요인과 행태요인에 대한 통제가 더욱 강조되어야 할 것이다. 이를 위해 남성의 경우에는 교육수준이 낮은 계층의 질병예방 및 관리 사업들이 건강행태의 개선에 비해 더욱 강조되어야 할 것이다.

이상의 연구는 흔히 사회양극화로 표현되는 분배구조 악화의 원인들에 대해 실증적 분석을 진행하고, 재생산 영역에서 나타나는 불평등구조의 좀 더 다양한 측면들을 제시하고자 했다는 점에서 의의를 찾을 수 있을 것이다. 그러나 주어진 자료와 시간의 한계 등으로 분석되지 못한 내용이 있다. 시계열적으로는 2003년 이전의 기간에 대해 비임금근로자(자영자,

무직자) 가구의 소득지위에 대한 분석이 불가능하여 경제위기 이후의 소득분배 구조를 충분히 개괄할 수 없었다. 또한 근로자 가구 및 개인의 소득지위에 대한 동태적 분석도 한계가 있을 수밖에 없었다. 무엇보다 아쉬운 것은 자산 분배구조의 변화에 대한 실증적 분석이 이루어지지 못했다는 것이다. 자산의 불평등은 그 자체도 문제이지만 소득 및 소비의 불평등과 격차 확대에 직접적 영향을 미칠 수 있다는 점에서 우리 사회의 양극화를 이해하는 데 빼 놓을 수 없는 부분일 것이다. 현재 공식적으로 제공되는 자산 관련 데이터의 형편을 볼 때 이러한 아쉬움이 쉽게 해소되기를 낙관할 수는 없으나, 불평등의 해소와 사회통합에 대한 사회적 관심이 지속적으로 제고된다면 멀지 않은 장래에 자산 관련 데이터의 주기적 조사와 공표가 이루어질 것으로 기대한다.

## 참고문헌

- 강신욱·신영석·이태진·강은정·김태완·최현수·임완섭(2006), 『사회양극화의 실태와 정책과제』. 한국보건사회연구원.
- 강신욱·여유진·김진욱·김태완·최현수·임완섭(2006), 『우리나라의 빈곤 및 불평등 관련 지표변화 추이: 주요 OECD 국가들과의 비교』, 한국보건사회연구원.
- 강영호·강민아·김명희·김유미·신영전·유원섭 등(2006), 『건강증진목표 설정을 위한 건강 형평성 평가지표 개발과 건강 형평성 현황조사 연구』, 울산대학교의과대학·건강증진사업지원단.
- 금재호·김승택(2001), 「빈곤의 규모와 이행과정」, 『연세경제연구』 8(2): 511-539.
- 금재호·류재우·전병유·최강식(2003), 『자영업 노동시장의 현상과 과제』
- 금재호·윤미례·조준모·최강식(2006), 『자영업의 실태와 정책과제』, 한국노동연구원
- 김미곤·여유진·이봉주 외(2006), 『2006 한국복지패널 기초분석 보고서』, 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소.
- 김우영(2003), 「취업형태의 비교우위와 자영업주의 결정요인에 대한 분석」, 『노동경제논집』 23(S): 55-80
- 김정숙(1992), 「도시근로자 가계의 소비지출 분석: 시계열자료를 중심으로」 『한국가정관리학회지』, 20.
- 김진욱(2004), 「빈곤층 변화 요인분석: Sen지수를 중심으로」, 『경제발전연구』 10(2): 295-320.
- 김학주(2006), 「노인가구 대 비노인가구의 소비불평등에 관한 연구」,

- 『사회보장연구』, 22권(4)
- 김현숙(2006), 「자영업자 사업소득 추정방법에 대한 소고」, 『재정포럼』, 한국조세연구원
- 김혜련(2007), 「건강수준 및 건강행태의 형평성」: 강은정 등. 『국민건강영양조사 제3기(2005) 심층분석: 건강면접 및 보건의식 부문』. 한국보건사회연구원·질병관리본부.
- 나성린·유종구(1991), 『한국의 조세·사회부조 모형』, 한국개발연구원
- 박경숙(2001), 「노년기 불평등의 미래」, 『한국사회학』, 35(6)
- 박순일·최현수·강성호(2000), 『빈부격차 확대요인의 분석과 빈곤·서민생활 대책』, 한국보건사회연구원.
- 박찬용·강석훈·김태완(2002), 『소득분배와 빈곤동향 및 변화요인 분석』, 한국보건사회연구원.
- 성명재·전영준(1999), 『경제위기 1년간 소득세·소비세 부담분포의 변화와 조세정책 방향』, 한국조세연구원
- 소연경(2000), 「도시가계의 소득계층별 소비지출구조 분석: IMF 이전과 이후 비교 분석」, 『대한가정학회지』, 39(12)
- 신호성·김동진(2007), 「건강수준 및 의료이용의 형평성」: 강은정 등. 『국민건강영양조사 제3기(2005) 심층분석: 건강면접 및 보건의식 부문』. 한국보건사회연구원·질병관리본부.
- 양세정(1991), 「도시가계의 소비지출 양식변화에 관한 연구: 1970~1990년을 중심으로」, 『소비생활연구』, 8
- 여유진 외(2005), 『빈곤과 불평등의 동향 및 요인분해』. 한국보건사회연구원 연구보고서.
- 여유진(2002), 「한국에서의 소비지출 불평등에 관한 연구: 집합적 소비의 사회복지적 함의를 중심으로」, 서울대학교 박사학위논문.
- 여유진·김미곤·김태완·양시현·최현수(2005), 『빈곤과 불평등의 동향 및 요인 분해』, 한국보건사회연구원.

- 윤정혜(1984), 「도시 및 농촌 가계의 소비지출 구조의 분석: 1963년부터 1982년까지」, 『한국가정관리학회지』, 2(2)
- 이병희·강신욱 외(2007), 『최근 소득분배 및 공적이전·조세의 재분배효과 추이분석』, 양극화·민생대책위원회,
- 이정우·황성현, 「한국의 분배문제: 현황, 문제점과 정책방향」, 『KDI 정책연구』, 30(1), 한국개발연구원.
- 정건화(2000), “외환위기 이후 도시가구의 생활상태 변화: 도시가계조사 자료 분석을 중심으로”, 김동춘 외, 『IMF 이후 한국의 빈곤』, 나남.
- 정건화·남기곤(1999), 「경제위기 이후 소득 및 소비구조의 변화」, 『산업노동연구』, 제 5권, 제2호.
- 정영숙(2000), 「노인가계의 소비패턴과 복지정책적 함의」, 『소비자학연구』, 11(1)
- 정진호·황덕순·이병희·최강식(2002), 『소득불평등 및 빈곤의 실태와 정책과제』, 한국노동연구원.
- 최강식·정진욱·정진화(2005), 「자영업 부문의 소득분포 및 소득결정요인: 분위회귀분석」, 『노동경제논집』 28(1): 135-156
- 최효미(2005), 「자영업자의 근로소득 분석」, 『노동리뷰』, pp.60-72
- 최희갑(2002), 「외환위기와 소득분배의 양극화」, 『국제경제연구』, 8(2)
- 통계청(1998), 「저소득층가구의 생활실태분석과 도시자영업자 소득추계」, 『1996 가구소비실태조사 종합분석사업보고서』 (5-4)
- Baron R. M., D. A. Kenny(1986), “The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations”, *Journal of Personality and Social Psychology*; 51(6): 1173-1182.
- Coudouel, A., et al.(2002), "Using Liner Regressions for Analyzing the

- Determinants of Poverty," In Jeni Klugman ed. *A Sourcebook for Poverty Reduction Strategies* (2-volume set), World Bank, Annex A, 8.
- Gang, I. N., et al(forthcoming), "Poverty in Rural India: Caste and Tribe," *Review of Income and Wealth*.
- Gardeazabal, J. and A. Ugidos(2004), "More on Identification in Detailed Wage Decompositions," *Review of Economics and Statistics* 86: 1034-1036.
- Hwtrey, R. G.(1925), *The Economic Problem*, New York : Longmasn, Green.
- Khang Y. H, H. J. Cho(2006), "Socioeconomic inequality in cigarette smoking: Trends by gender, age, and socioeconomic position in South Korea", *Preventive Medicine*, 42: 415-422.
- Khang Y. H, H. R. Kim(2005), "Explaining socioeconomic inequality in mortality among South Koreans: an examination of multiple pathways in a nationally representative longitudinal study", *International Journal of Epidemiology*; 34: 630-637.
- Khang Y. H, J. W. Lynch, G. A. Kaplan(2004), "Health inequalities in Korea: age- and sex- specific educational differences in the 10 leading causes of death", *International Journal of Epidemiology*; 33: 299-308.
- Khang Y. H, et al.(2004), "Trends in socioeconomic health inequalities in Korea: Use of mortality and morbidity measures", *Journal of Epidemiology and Community Health*; 58: 308-314.
- Kyrk, H.(1933), *Economic Problems of the Family*, New York : Harper&Brothers.
- Laaksonen M., et al.(2005), "Influence of material and behavioural

- factors on occupational class differences in health", *Journal of Epidemiology and Community Health*, 59: 163-169.
- Lahelma E, et al.(2004), "Pathways between socioeconomic determinants of health", *Journal of Epidemiology and Community Health*, 58:327-332.
- Lantz P. M., et al.(2001), "Socioeconomic disparities in health change in a longitudinal study of US adults: the role of health-risk behaviors", *Social Science & Medicine*, 53:29-40.
- Liberatos P, B. G. Link, J. L. Kelsey(1988), "The measurement of social class in epidemiology", *Epidemiology Review*, 10:87-121.
- Lynch J. W, G. A. Kaplan(2000), "Socioeconomic position". in: Berkman LF, and Kawachi I. (eds) *Social Epidemiology*, New York: Oxford University Press
- Magrabi, F.M., et al.(1991), *The Economics of Household Consumption*, New York: Praeger Publications.
- McCracken, G.(1988), 『문화와 소비』, 이상률 역, 문예출판사.
- Meara E.(2001), "Why is health related to socioeconomic status? The case of pregnancy and low birth weight", *NBER working paper series #8231*. National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Oaxaca, R. and M. R. Ransom(1999), "Identification in Detailed Wage Decompositions," *Review of Economics and Statistics*, 81: 154-157.
- Pampel, F. C.(1998), 『노년불평등과 복지정책』, 김정석·김영순 역, 나눔의 집.
- Sainio P,, et al.(2007), "Educational differences in mobility: the contribution of physical workload, obesity, smoking and chronic conditions", *Journal of Epidemiology and Community*



- Health*, 61: 401-408.
- Thrane C.(2006), "Explaining educational-related inequalities in health: Mediation and moderator models", *Social Science & Medicine*, 62: 467-478.
- van Oort, F. V. A, et al.(2005), "Material, psychosocial, and behavioral factors in the explanation of educational inequalities in mortality in the Netherlands", *Journal of Epidemiology and Community Health*; 59: 214-220.
- Yun, M. S.(2004), "Decomposition Differences in the First Moment," *Economics Letters*, 82: 273-278.
- \_\_\_\_\_(2005a), "Hypothesis Tests when Decomposing Differences in the First Moment," *Journal of Economic and Social Measurement*, 30: 295-304.
- \_\_\_\_\_(2005b), "A Simple Solution to the Identification Problem in Detailed Wage Decomposition," *Economic Inquiry*, 43: 766-772.

