

연구보고서 2008-21-2

2007 한국복지패널 심층분석 보고서

여유진 · 김미곤 · 손창균 · 허순임
이병희 · 김수완 · 신영전 · 김영순
오지현 · 송치호 · 임미진 · 유현상 · 반정호 · 손정인

한국보건사회연구원

2007년 한국복지패널 심층분석 보고서

연구보고서 2008-21-2

발행일 2008년 12월
저자 여유진 외
발행인 김용하
발행처 한국보건사회연구원
주소 서울특별시 은평구 진흥로 268(우: 122-705)
전화 대표전화: 02) 380-8000
홈페이지 <http://www.kihasa.re.kr>
등록 1994년 7월 1일 (제8-142호)
인쇄처 대명기획
가격 9,000원

© 한국보건사회연구원 2008

ISBN 978-89-8187-520-6 93330

머 리 말

외환위기의 높은 파고를 넘어선지 10여년이 채 되지 않아 또 다른 경제위기가 닥쳐오고 있다. 사회 각 분야에서 이번 파고는 10년 전보다 더 높고 더 깊을 수도 있다는 경고성 지표들이 쏟아져 나오고 있다. 이럴 때일수록 엄밀하고 정확한 통계지표는 그 가치를 더하게 될 것이다. 사실이나 논리에 근거하지 않은 경고는 사회적 불안을 가중시킬 수 있으며, 현실에 대한 치밀한 분석에 근거하지 않고 쏟아져 나오는 대책 또한 그 실효성을 의심받을 수밖에 없을 것이기 때문이다. 이러한 측면에서 최근 한국복지패널이 경제, 사회, 사회복지, 노동 등 다방면에서 많은 정치한 분석결과들을 내놓으며 미래 전망과 정책 대안의 기초 통계 자료로서 중요한 역할을 하고 있는 점은 반가운 일이 아닐 수 없다.

특히, 한국복지패널은 2006년 1차년도 7,072 가구를 대상으로 조사를 완료한 데이터, 2007년 2차년도에는 6,580 가구를 조사 완료함으로써 92%라는 높은 원표본 유지율을 확보하였다. 또한, 조사대상가구에 있어서도 지역적으로는 제주도, 가구유형으로는 농어를 포함함으로써 패널조사로는 유일하게 전국적인 대표성을 확보하였다. 조사표는 가구특성, 가구 경제상황, 가구원의 경제활동, 각종 사회복지제도의 수급현황과 수급욕구, 여가 및 일상생활, 사회적 자본과 가치관 등 매우 포괄적인 영역을 포함하고 있어 풍부한 분석거리를 제공하고 있다.

본 한국복지패널 심층분석 보고서는 한국복지패널 1,2차 원자료를 활용하여 각종 사회지표, 사회적 배제, 복지의식 등의 영역에서 심도 깊은 분석을 통하여 한국복지패널의 학술적 가치를 확인함과 아울러 다양한 정책적 함의를 도출하고 있다. 따라서 정책부서에 근무하고 있는 공무원이나, 학계에 계신 교수님들에게 좋은 자료가 될 것으로 기대하고 있다. 본 보고서는 여유진 부연구위원의 책임 하에 본원의 연구진과 외부 연구진들이 함께 집필한 보고서이다. 연구진으로 참여한 원내의 김미곤 연구위원, 손창균 부연구위원, 허순임 부연구위원, 오지현, 송치호, 임미진, 유현상

연구원, 그리고 원외의 이병희 박사님, 김수완 교수님, 신영전 교수님, 김영순 교수님에게 감사한 마음을 전한다.

연구진은 어려운 상황에서도 패널조사를 성실히 수행해 준 조사원과 자료정리를 해준 김은주, 정희라 선생과 본 보고서 작성과 관련하여 처음부터 끝까지 꼼꼼히 검토해 주시고 유익한 의견을 제시해 주신 강신욱 연구위원과 강혜규 연구위원에게 감사한 마음을 전하고 있다.

경제적 어려움의 높은 파고를 온 국민이 함께 힘을 모아 극복해야 하는 현 시점에서 『한국복지패널』이 국가 정책 수립에 귀중한 기초 자료로서 중요한 기여를 할 수 있기를 기대하는 바이다. 또한, 본 자료를 바탕으로 학문적으로도 더 풍성하고 발전된 연구들이 수행되기를 바라며, 많은 연구자들의 아낌없는 성원과 조언도 더불어 기대한다.

2008년 12월

한국보건사회연구원

원 장 김 용 하

목 차

제1부 한국복지패널 소개

- 제1장 서론 여유진/ 7
제2장 한국복지패널 개관 김미곤/ 11

제2부 사회지표와 가중치

- 제3장 한국복지패널조사를 활용한 사회지표 분석
..... 여유진, 오지현, 송치호, 임미진/ 21
제4장 한국복지패널 조사의 가중치 포함률 제고 손창균/ 83

제3부 빈곤과 배제

- 제5장 공적이전 및 조세의 소득재분배효과 여유진/ 113
제6장 근로빈곤층의 실태와 동학 이병희, 반정호/ 137
제7장 사회보험 배제 구조 분석 김수완/ 163
제8장 미 충족의료의 현황 신영전, 손정인/ 197

제4부 복지 인식과 태도

- 제9장 건강보험 관련 복지인식과 정책과제 허순임/ 249
제10장 한국인의 복지태도: 탈계급성과 비일관성 문제를 중심으로
..... 김영순, 여유진/ 277

제1장 서론

I. 연구 목적

본 연구는 한국복지패널의 원자료를 활용한 다방면의 심층적 연구의 가능성을 제고하기 위한 하나의 시도이다. 2006년 1차 웨이브를 시작으로 2007년 2차 웨이브 데이터까지를 공개하고 있는 한국복지패널은 제주도를 포함한 전국을 대상으로 한 종단면 조사이며, 기존 횡단면 조사나 종단면 조사가 가지고 있었던 약점을 보완하는 차원에서 농어가와 읍면지역을 표본에 포함함으로써 표본의 대표성을 높힌 점이 특장이라 할 수 있다(김미곤 외 2007:5). 다른 한편, 1차 완료된 표본규모는 7,072가구이며, 2차 완료된 표본규모는 6,580가구로 원표본유지율은 92%, 총표본유지율은 93%에 이른다는 점 또한 한국복지패널이 가진 장점이다.

본 연구의 목적은 첫째, 다학문적 접근을 통해 한국복지패널 조사 데이터의 활용 가치를 실험하는 것이다. 제2장에서 살펴보겠지만, 한국복지패널은 가구와 가구원의 특성, 소득, 재산, 부채 등의 경제상태, 주거실태, 경제활동, 사회보험 가입실태, 사회복지서비스 이용경험과 만족도, 가구원의 이력 등을 구체적으로 담고 있다는 점에서 사회복지학, 보건학, 경제학, 사회학, 소비자학 등 다학문적 영역에서 접근 가능성이 높은 자료이다. 따라서 좀 더 심층적 자료 분석을 통해, 한국복지패널이 활용될 수 있는 영역을 확인하고 좀 더 많은 연구자와 관련 분야 종사자에게 그 활용가능성을 보여주고자 하는데 그 목적이 있다.

둘째, 심층적 연구를 통해 한국복지패널의 수정·보완점을 발견하고, 자료의 완결성을 높이는데 또 다른 목적이 있다. 패널조사는 매년 반복되는 조사이니만큼, 다양한 피드백을 통해 초기의 자료를 보완함으로써 더욱 좋은 데이터를 생산할 수 있는 여지가 열려 있다. 본 보고서에서는 다양한 변수와 다양한 통계적 방법으로 한국복지패널 자료를 분석해 봄으로써, 데이터 자체의 결함, 문항의 수정과 보완이 필요한

사항, 추가되어야 할 변수 등에 대한 피드백을 얻고자 하는데 중요한 목적이 있다.

마지막으로, 본 보고서는 패널 데이터의 장점을 살려 매년 조사 결과의 반복 측정을 통해, 한국사회의 변화상을 포괄적으로 담고자 하는데 또 다른 목적이 있다. 올해 그 첫 시도로서, 제3장에 한국복지패널 1, 2차 자료를 활용하여 소득, 주거, 보건 의료, 근로 영역에서의 다양한 지표를 통해 연간 변화를 보여주고자 하였다. 물론 아직 2차까지로 제한된 자료의 한계상 ‘변화상’이라는 본래의 취지를 살리기에는 한계가 있다. 그럼에도 불구하고 향후 패널 데이터의 지속적인 생산을 통해 이러한 문제는 해결될 것이다.

II. 연구 내용

본 심층보고서는 크게 4부와 10장으로 구성되어 있다. 제1부 [한국복지패널 소개]는 제1장 서론과 더불어 제2장 한국복지패널 개관으로 구성되어 있다. 제2장에서는 1차와 2차에 이르는 한국복지패널의 연혁과 표본추출, 조사표의 구성과 내용, 조사 절차 등이 간략하게 소개되어 있다.

제2부 [사회지표와 가중치]는 제3장 한국복지패널조사를 활용한 사회지표 분석과 제4장 한국복지패널조사의 가중치 포함률 제고로 구성되어 있다. 제3장에서는 소득, 주거, 보건 의료, 근로라는 네 가지 영역에서 가장 많이 활용되는 지표를 선정하여, 한국복지패널 1차 및 2차 조사 데이터를 사용하여 이들 지표의 분석을 시도하고 있다. 제4장에서는 대표성의 확보가 어려운 극소수의 집단에 대한 포함률을 관심집단별로 검토하고, 한국복지패널 1차 자료를 통해 실증적으로 적용하여 가중치 조정 방법을 통한 포함률을 평가하였다.

제3부 [빈곤과 배제]는 네 개의 논문으로 구성되어 있다. 먼저, 제5장에서는 한국복지패널 2차 조사 결과를 활용하여, 공적이전과 조세의 소득재분배 효과를 분석하고 있다. 공적이전을 연금, 기타 사회보험, 기타 정부보조금, 공공부조로 세부화하고, 조세 역시 직접세와 사회보험부담금으로 나누어서 각각이 빈곤과 불평등을 감소

시키는데 얼마나 기여하는지를 살펴보았다. 제6장에서는 근로빈곤층을 절대빈곤층, 차상위, 차차상위 등으로 분류하여 각각의 규모와 경제활동상태, 가구특성 등을 분석하였다. 또한, 빈곤층의 연간 종사상 지위의 변화, 빈곤 탈출과 진입, 경제활동 변화가 빈곤 이행에 미치는 영향 등을 분석함으로써 근로빈곤층의 빈곤 실태와 원인을 포괄적으로 분석하고 있다. 제7장에서는 사회보험 제도의 적용과 배제 구조를 규명하기 위해 한국복지패널 자료를 이용하여 노동시장 구조와 사회보험 배제의 관계를 분석하고 있다. 기존 연구를 바탕으로 사회보험 배제의 원인으로 지목된 변수를 밝히고, 이들 변수가 실제로 사회보험에서의 배제에 얼마나 어떻게 영향을 미치는지를 구조분석을 통해 규명하고자 하였다. 제8장 미충족의료의 현황에서는 1차와 2차 한국복지패널자료를 이용하여 경제적 이유로 인한 미충족의료 경험에 대한 현황을 분석하고자 하였다. 각 연도별로 경제적 이유로 의료이용을 제한받은 경험의 변화를 확인하고, 그러한 미충족요구의 발생 원인을 밝히고자 하였다.

제4부 [복지 인식과 태도]는 제9장 건강보험 관련 복지인식과 정책과제와 제10장 한국인의 복지태도의 두 개 장으로 구성되어 있다. 제9장에서는 ‘사회복지정책의 영역에 속하는 공적의료보장제도에 대한 인식은 사회구성원의 복지인식과 그 맥을 같이 할 가능성이 높다’는 전제에서 출발하여, 보건의료서비스 자원부담 주체, 보건의료에 대한 정부지출에 대한 기대수준, 건강보험의 역할 축소와 민간의료보험 역할 확대에 영향을 미치는 요인을 규명하고자 하였다. 마지막으로 제10장에서는 한국인의 복지태도를 탈계급성과 비일관성 문제에 초점을 맞추어 분석하고 있다. 여기에서는 계급이 복지태도에 미치는 영향도를 분석하고, 계급별 각 사회복지 영역에 대한 동의와 반대 정도와 계급별로 사회복지에 대한 비일관적인 태도의 정도를 분석하였다.

제2장 한국복지패널 개관¹⁾

I. 조사개요

1. 표본추출

한국복지패널은 제주도를 포함한 전국을 대상으로 한 종단면 조사로서 읍면지역의 농어가까지 포함함으로써 대표성 높은 표본을 구성하고자 하였다. 1차 조사완료된 표본규모는 7,072가구²⁾이며, 조사대상은 표본가구, 표본가구에 속하는 15세 이상 가구원, 부가조사 대상으로 구분된다.

패널 원 표본 7,072가구를 선정하기 위한 자료는 ‘2006년 국민생활실태조사’를 이용하였으며, 국민생활실태조사는 2005년 인구센서스 90% 조사구에서 추출하였다.

〈표 1〉 한국복지패널 표본추출 개요

| | 인구주택 총조사(90%) | 국민생활실태 조사 | 한국복지패널조사 |
|------|---------------|-----------|----------|
| 조사구 | 23만여개 조사구 | 517개 조사구 | 446개 조사구 |
| 가구수 | 14백만 가구 | 30,000 가구 | 7,000가구 |
| 추출방법 | - | 2단계층화집락 | 층화집락계통 |
| 대표성 | - | 전국 | 전국 |

표본 배분은 복지욕구를 보다 효과적으로 파악하기 위하여 저소득층을 과대표집하는 방식을 취하였다. 즉, 중위소득 60%(OECD 상대빈곤선) 미만의 저소득층을 3,500가구 추출하고, 중위소득 60%(OECD 상대빈곤선)이상의 일반가구를 3,500가구 추출하였다³⁾. 물론 최종적인 조사결과가 전국 대표성을 확보할 수 있도록 가중치를

1) 본 장은 2007년 한국복지패널 기초분석 보고서(제1장~제4장)를 발췌·수정·정리한 것임.

2) 목표 표본수는 7,000가구였으나, 1차조사결과 7,072가구가 조사완료되었다.

통하여 조정하는 절차를 거쳤다.

한국복지패널 2차년도 조사에서는 먼저 1차년도에 조사되었던 원가구와 원가구원에 대해 조사를 수행하였다. 2차년도 조사 결과, 아래 표에서 보는 바와 같이 1차년도 원가구 표본 유지율은 92.06%였으며, 원가구원 표본 유지율은 90.46%였다.

〈표 2〉 패널가구 및 가구원의 원표본 유지율

(단위: 가구, 명)

| 조사년도 | 가 구 | | 가 구원 | |
|------|-------|--------|--------|--------|
| | 표본수 | 유지율 | 표본수 | 유지율 |
| 1차 | 7,072 | - | 14,463 | - |
| 2차 | 6,511 | 92.06% | 13,083 | 90.46% |

2차년도에 새롭게 진입한 표본가구는 원 표본가구에서 분가하여 새로운 가구를 형성한 경우로서 69가구이며, 가구원은 395명으로 파악되었다. 결과적으로 원 표본가구와 원표본가구원을 합한 2차년도 표본가구 및 가구원수는 다음의 표 3과 같다. 즉, 1차년도 대비 2차년도 조사완료 가구 및 가구원 비율을 살펴보면 가구는 93.04%의 완료 비율을 나타내며, 가구원은 93.15%로서 1차년도 대비 93%이상의 완료율을 보였다.

〈표 3〉 2차년도 패널가구 및 가구원 수

(단위: 가구, 명)

| 구 분 | 가 구 | | 가 구원 | |
|-----|-------|--------|--------|--------|
| | 표본 수 | 비 율 | 표본 수 | 비 율 |
| 원표본 | 6,511 | 92.06% | 13,083 | 90.46% |
| 신 규 | 69 | 0.9% | 395 | 2.73% |
| 계 | 6,580 | 93.04% | 13,478 | 93.19% |

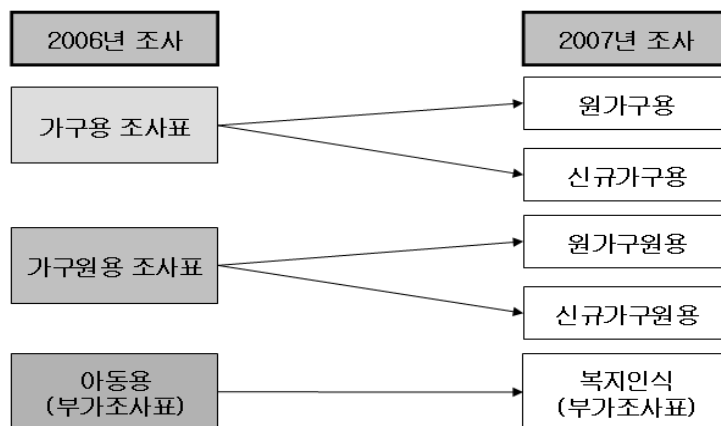
3) 저소득가구와 일반가구의 비율이 50:50이 되도록 노력하였으나, 조사결과 저소득 가구비율이 약 45%, 일반가구 비율이 약 55%인 것으로 나타났다.

2. 조사표의 구성 및 조사 내용

가. 조사표의 구성

한국복지패널의 조사표 구성은 아래 그림과 같다. 2차년도 조사는 1차년도와 마찬가지로 크게 가구용조사표와 가구원용 조사표, 부가조사표 3종으로 구성되어 있다. 단, 2차년도 조사에서 가구용의 경우 2006년 9월 30일 이전에 분가, 결혼 등의 이유로 원가구(가구주 중심)로부터 분리된 가구를 조사하기 위한 신규 가구용 조사표가 포함되었다. 또한 가구원용의 경우 1차년도 가구원 조사에 응답하지 않은 가구원 등을 조사하기 위한 신규가구원용 조사표가 포함되었다. 반면, 부가조사표는 각 년도마다 Special Issue를 개발하여 일회성-혹은 경우에 따라 몇 년에 한 번씩 반복-으로 조사된다. 2차년도에는 부가조사로 복지인식에 관한 설문조사를 실시하였고, 그 대상은 부가조사 대상으로 추출된 표본 가구의 가구주와 배우자로 하였다.

[그림 1] 조사표의 구성



2차년도 패널조사표 각각의 조사대상, 조사방법, 응답대상 기간 및 시점에 대해서는 다음 표에 제시되어 있다. 먼저 가구용 조사표는 표본대상 가구 전체에 해당하는

내용으로 가구주 또는 가구주의 배우자를 대상으로 응답을 받는 것을 원칙으로 한다. 조사방법은 면접조사로 조사 기준 기간은 2006년 1년, 기준 시점은 2006년 12월 31일로 하였다. 가구원용 조사표는 경제활동인구인 만 15세 이상 가구원 전체를 대상으로 한다. 만 15세 이상 여부의 판단은 2006년 12월 31일을 기준으로 하고 중·고등학교 재학생은 제외한다. 단, 신규 진입자와 2006년 2월에 고등학교를 졸업한 가구원은 조사대상에 포함된다. 가구원용 조사표의 조사방법 및 조사 기준 기간과 시점은 가구용 조사표와 동일하다. 2차년도 부가조사로 실시한 복지인식 설문조사의 경우 부가조사 대상으로 추출된 표본 가구의 가구주와 배우자를 대상으로 하였다. 복지인식 설문조사표의 기준 응답시점은 가구용과 가구원용 조사표와 달리, 조사일 현재를 기준으로 한다.

〈표 4〉 2차년도 패널조사표의 조사 대상·조사방법·응답대상 기간 및 시점

| 가구용 설문지(원/신규) | 가구원용 설문지(원/신규) | 부가조사표(복지인식) |
|---|---|---|
| <ul style="list-style-type: none"> • 조사대상: 가구주 또는 가구주배우자 • 조사대상 기간: 2006.1.1~12.31 • 기준 응답시점: 2006.12.31 | <ul style="list-style-type: none"> • 조사대상: <ol style="list-style-type: none"> 1) 만15세이상 가구원 전체 (중고생 제외, 신규진입자 포함) 2) 2006년 2월에 고등학교 졸업한 가구원 • 조사대상 기간: 2006.1.1~12.31 • 기준 응답시점: 2006.12.31 | <ul style="list-style-type: none"> • 조사대상: 부가조사 대상으로 추출된 표본가구의 가구주와 배우자 • 기준 응답시점: 조사일 현재 |

나. 조사 내용

한국복지패널조사의 3종 조사표, 즉 (원/신규)가구용, (원/신규)가구원용, 부가조사용(복지인식) 각 조사표의 조사 영역은 다음 표와 같다. (원/신규)가구용 조사표는 가장 많은 영역을 담고 있는 조사표로 가구일반사항, 가계수지, 경제활동상태, 사회 복지제도와 관련한 17개 영역으로 구성되어 있다.

〈표 5〉 2차년도 패널조사 영역

| 조사표 구분 | 조사영역 | | |
|----------------|--|--|--|
| | (원/신규) 공통 조사영역 | 추가조사영역 | |
| | | (원) | (신규) |
| (원/신규) 가구용 | I. 가구일반사항 II. 건강 및 의료 A III. 경제활동상태 IV. 사회보험, 퇴직(연)금, 개인연금 가입 V. 의료 B VI. 주거 VII. 생활비 VIII. 소득 IX. 부채 및 이자, 주관적 최저생계비 X. 재산 XI. 생활여건 XII. 국민기초생활보장 XIII. 가구의 복지서비스 이용 XIV. 노인가구의 복지서비스 이용 XV. 아동가구의 복지서비스 이용 XVI. 장애인가구의 복지서비스 이용 XVII. 가족 | VI. 주거 -이사경험 여부 -방수/건평 변동여부 VIII. 소득 -9개월미만 동거가구원의 소득 XV. 아동 -추가아동여부 | V. 의료 B -건강보험의 보장성정도 -의료기관 서비스 만족도 |
| (원/신규) 가구원용 | A. 사회보험, 퇴직금, 개인연금 수급 B. 근로 C. 생활실태·만족 및 의식 D. 사회적 환경에 대한 의식 E. 생활습관, 가족관계 및 정신건강 | B. 근로 -직장변동여부 -새로운 직업기술의 습득여부와 직종 | F. 개인사 |
| (복지인식설문) 부가조사용 | I. 전반적인 사회적·정치적 인식과 태도 II. 복지재원 및 대상범위 | | |

(원/신규)가구원용 조사표는 가구의 대표응답자의 응답이 부적절한 가구원 개인만이 응답할 수 있는 영역-주로 의식 관련 영역-으로 6개 영역(단, ‘개인사’의 경우 신규가구원용에만 해당됨)으로 구성되어 있다. 부가 조사표(복지인식)는 가구주와 배우자의 의식을 중심으로 한 2개 영역으로 구성되어 있다.

이상 3개 조사표의 영역들을 주제별로 분류해보면 다음 표와 같다.

〈표 6〉 조사 주제별 구성

| 주제 | 세부주제 | 항목 포함 영역 |
|-----------------|-----------------|--|
| 1. 가구원 배경 및 개인사 | 1) 가구원일반사항 | 가구용 조사표 I. 가구일반사항 |
| | 2) 부모세대 | 가구원용조사표 F. 개인사 |
| | 3) 개인사 | 가구원용조사표 F. 개인사 |
| 2. 가구여건 (복지욕구) | 1) 보육, 교육 | 가구용 조사표 XII. 아동 |
| | 2) 건강 및 의료 | 가구용 조사표 II. 건강 및 의료 A, V. 의료 B |
| | 3) 주거 | 가구용 조사표 VI. 주거 |
| | 4) 기타 | 가구용 조사표 XI. 생활여건 |
| 3. 사회복지 가입 및 수급 | 1) 사회보험 | 가구용 조사표 IV. 사회보험, 퇴직(연금), 개인연금 가입 가구원용 조사표 A. 사회보험, 퇴직금, 개인연금 수급 |
| | 2) 공공부조 | 가구용 I. 가구일반사항(기초보장수급형태), XII. 국민 기초생활보장 |
| | 3) 사회복지서비스 | 가구용 조사표 XIII. 가구의 복지서비스 이용, XIV. 노인, XV. 아동, XVI. 장애인, XVII. 가족 |
| 4. 경제상황 | 1) 소득 | 가구용 조사표 VIII. 소득 |
| | 2) 지출 및 저축 | 가구용조사표 VII. 생활비, X. 재산 |
| | 3) 자산 및 부채 | 가구용조사표 IX. 부채 및 이자, 주관적 최저생계비, X. 재산 |
| 5. 근로 | 1) 직업이력 | 가구원용조사표 F. 개인사 |
| | 2) 경제활동상태 | 가구용 조사표 III. 경제활동상태, 가구원용 조사표 B. 근로 |
| | 3) 고용지원프로그램 | 가구원용 조사표 B. 근로 |
| 6. 기타 | 1) 생활실태, 정신건강 등 | 가구원용 조사표 C. 생활실태·만족 및 의식, D. 사 회적 환경에 대한 의식, E. 생활습 관, 가족관계 및 정신건강 |
| | 2) 복지인식 | 복지인식 부가 조사표 |

가구원의 인구사회학적 배경 및 개인사 관련 문항은 문항 성격에 따라 가구용과 가구원용 조사표에 나뉘어져 있다. 가구여건 관련 문항은 가구용 조사표의 해당 영역에 배치되어 있으며, 사회복지 가입 및 수급실태는 문항의 적절한 응답대상자에

따라 가구용과 가구원용 조사표로 구분되어 사회보험, 공공부조, 사회복지서비스의 각 영역에 배치되었다. 경제상황은 가구단위의 가계수지 및 재산 관련한 문항이므로 가구용 조사표에 삽입되었다. 근로 관련한 문항은 개개인의 일자리 특성 및 경험을 다루고 있으므로 주요 문항들은 가구원용 조사표에 배치되었으며, 객관적인 근로능력정도 및 경제활동상태 관련한 문항들은 가구용 조사표에 삽입되었다. 기타 개인의 의식과 관련한 문항은 가구원용 조사표, (복지인식)부가조사표에 배치되었다.

3. 조사 절차

한국복지패널의 실사는 한국보건사회연구원의 조사원 80명에 의하여 수행되었다. 현지조사는 본조사의 경우 2007년 4월 13일~2007년 6월 10일까지 실시되었고, 이사 가구 등의 추적조사는 2007년 6월 11일~2007년 7월 2일까지 실시되었다.

동 조사원들은 지도원 1인, 조사원 3인으로 구성된 팀 단위로 운영하였다. 지도원은 해당 읍면동 사무소를 방문하여 조사 협조 부탁과 함께, 읍면동 사무소에서 파악할 수 있는 기초보장 수급액 등의 행정자료를 취합하였다. 이를 바탕으로 조사원은 직접 조사대상인 패널가구를 방문하여 응답대상 가구원을 만나 응답자가 응답한 내용을 조사표에 기록하는 타계식 직접면접조사를 원칙으로 하였다. 그러나 심야귀가나 장기출타 등의 불가피한 이유로 조사기간 동안 조사원이 조사대상자를 직접 만나기 어려운 경우, 또는 해외거주, 여행 및 출장, 병원입소, 군입대 등의 사유로 일정기간 가구원이 가구에 없는 경우에는 유치·전화조사나 대리응답 조사를 매우 제한적으로 병행하였다. 조사된 내용은 1차적으로 현장에서 지도원이 에디팅하여 미흡한 부분은 보완조사를 지시하고, 완성된 조사표는 연구원으로 보내져 2차 에디팅을 실시하였다.

II. 한국복지패널의 장점 및 한계

한국복지패널은 몇 가지 장점과 함께 일정정도의 한계를 지니고 있다. 먼저 장점을 정리하면 다음과 같다. 첫째, 국내 가구단위 패널조사 중 가장 규모가 큰 패널조사 중 하나라는 점이다. 기존 국내의 가구단위 패널 조사의 경우 표본규모는 5,000가구 내외이거나 미만이다. 하지만 한국복지패널의 표본 규모는 7,072가구이고, 2차년도 조사완료된 가구는 6,511가구이다. 표본수가 많다는 것은 통계학적으로는 표본오차가 적어지고, 현실적으로는 세부단위까지의 다양한 분석이 가능하다는 것을 의미한다.

둘째, 전국을 대표하는 유일한 패널조사라는 점이다. 통계청 가계조사의 경우 농어가가 제외되어 있고, 노동패널의 경우 표본이 도시지역으로 한정되어 있다. 즉, 읍면동에 대한 자료가 없다. 하지만 한국복지패널의 경우 조사대상가구에 지역적으로는 제주도, 가구유형으로는 농어를 포함함으로써 패널조사로는 유일하게 전국 대표성을 지니고 있다.

셋째, 가장 신뢰할 수 있는 통계자료를 생산하고 있는 패널이라는 점이다. 기존 국내 대부분의 패널은 패널 구축 초기 소득수준이 통계청의 80%내외이나, 한국복지패널은 소득 및 지출 수준이 통계청의 가계조사의 결과 거의 일치하고 있다. 예컨대, 저소득층은 통계청 조사결과보다 약간 높고, 중산층은 거의 유사하며, 고소득층은 통계청보다 약간 높다. 조사의 일반적으로 저소득층과 고소득층의 조사가 어려운 점을 감안하면 이는 매우 바람직한 결과이다. 이러한 정확한 개별가구의 능력을 바탕으로 다양한 분석이 가능할 것으로 기대된다.

넷째, 전국의 모수치와 가장 유사한 표본이다. 한국복지패널의 경우 표본 추출시 전국 30,000가구에 대한 1차 조사 결과(소득)를 바탕으로 층화 2중 추출(stratified double sampling)함으로써 전국 지역별 가구분포와 거의 유사한 결과를 보이고 있다.

넷째, 2차년도 원가구 표본유지율이 매우 높다는 점이다. 앞에서 살펴본 바와 같이, 2차년도 원가구유지율은 92.1%(7,072 원가구 중 6,511가구 완료)로서 이는 세계 우수 패널의 원가구 표본 유지율보다 상당히 높은 것이다.

〈표 7〉 2차년도 원표본 유지율 비교

| | 한국복지패널 | 노동패널 | 대우패널 | 미국 PSID | 영국 BHPS |
|---------------|--------|-------|-------|---------|---------|
| 2차년도 표본가구 유지율 | 92.1% | 88.0% | 79.0% | 89.0% | 88.0% |

다섯째, 저소득층 연구에 가장 적합한 패널이다. 표본 추출시 중위소득 60%미만 저소득층에 표본의 50%를 할당하였기 때문에 국내 패널조사 중 가장 많은 저소득층 가구를 포괄하고 있다.

여섯째, 학제간 연구가 가능한 패널조사이다. 한국복지패널은 다양한 영역의 설문 문항을 포함하고 있어 사회복지학, 경제학, 사회학, 가정학, 보건학 등 다양한 분야에 훌륭한 학제 간 연구의 장을 열어줄 수 있을 것으로 기대된다.

반면에, 한국복지패널은 몇 가지 한계점을 지니고 있다. 첫째, 조사시점이 종합소득세가 신고되는 시점(5월)을 기준으로 하였기 때문에, 회상의 문제가 발생할 수 있다. 하지만 이 문제는 피할 수 없는 한계이기도 하다. 왜냐하면, 연초에 조사를 실시하면, 회상의 문제는 줄일 수 있으나, 자영업자 등의 정확한 소득파악이 어렵다. 자영업자의 경우 종합소득세를 신고하는 5월을 기준으로 전년도 소득이 정리되기 때문이다.

둘째, 가능한 많은 변수를 담고자 하였음에도 불구하고, 복지, 노동 등에서 일부 누락된 변수가 드러나고 있고, 분석과정에서 문항의 수정이 요구되는 변수 또한 부분적으로 발견되고 있다. 이러한 문제점은 패널이 생성, 성장하는 과정에서 자연스럽게 수정되어야 할 문제로 보인다. 본 심층보고서 또한 각 부문에 대한 학문적 연구의 목적과 더불어 좀 더 완결성 높은 조사표를 구성하기 위한 피드백의 과정으로 볼 수도 있을 것이다.

제3장 한국복지패널조사를 활용한 사회지표 분석

여유진(한국보건사회연구원 부연구위원)

오지현(한국보건사회연구원 연구원)

송치호(한국보건사회연구원 연구원)

임미진(한국보건사회연구원 연구원)

I. 서론

본 장은 한국복지패널조사 결과 각 분야별-소득 분배, 주거, 건강, 근로-로 대표적인 지표의 변화를 분석함으로써, 한국복지패널조사를 통해 본 한국 사회의 변화상을 보여주고자 하는데 그 목적이 있다. 한 사회도 유기체와 같이 끊임없이 생성과 성장, 발전의 단계를 거치며, 사회 각 부문의 미시적인 개인뿐만 아니라, 그 집합체로서의 조직 또한 변화한다. 사회통계는 이러한 개인과 조직의 3차원적 변화를 2차원적으로 재구성하는 과정이라 할 수 있다. 통계를 ‘그 사회의 얼굴’이라 일컫는 것도 이러한 맥락에서일 것이다. 본 연구는 한국복지패널 원자료를 활용하여 이러한 사회 각 분야의 현 상태와 변화 양상을 보여주고자 하는데 그 목적이 있다. 다만, 현재로서 활용할 수 있는 한국복지패널 자료가 1차(2005년 기준)와 2차(2006년 기준) 두 시점으로 제한되어 있어 변화 양상을 보여주는 데는 한계가 있다. 그러나 향후 한국복지패널의 연차수가 쌓여감에 따라 이러한 문제는 자연스럽게 해결될 것으로 기대된다.

본 연구에서는 크게 네 가지 분야, 즉 소득 분배, 주거, 건강, 근로의 영역에서 대표적인 지표를 중심으로 본문을 구성하였다. 제2절에서는 소득 분배를 나타내는 다양한 지표들을 산출하고 있다. 대표적인 지표로서 빈곤율, 빈곤갭, 지니계수, 일반화된 엔트로피지수 등이 사용되었으며, 민간부문소득, 경상소득, 가처분소득에 대해 이

들 분배 지표를 적용한 결과를 제시하고 있다. 제3절에서는 가구의 주거 상태를 나타내는 다양한 지표값을 제시하고 있다. 대표적인 지표로서 1인당 주거면적, 3인 이상 단칸방 거주비율, 월소득대비 임대료비율(RIR), 자가점유율, 최저주거면적 미달비율 등이 활용되었으며, 이들 지표들의 분위별 값들을 제시하고 있다. 제4절에서는 가구원의 건강 상태를 나타내는 지표의 분위별 값들을 산출하였다. 건강 상태를 나타내는 대표적으로 지표로서 주관적 건강상태 점수, 우울증 점수, 흡연율과 음주율이 활용되었다. 제5절에서는 가구원의 근로 상태 및 근로 환경을 나타내는 지표의 분위별·성별 값들을 산출하고 있다. 지표로서는 경제활동참가율 및 실업율, 정규직 비율, 유해환경 근로비율 등이 활용되었다. 모든 지표값들은 한국복지패널 1차(2005년 기준)와 2차(2006년) 조사 결과를 바탕으로 산출되었다.

II. 소득 분배

이 절에서는 한국복지패널 1~2차 원자료를 활용하여 소득 분배 상태를 나타내는 지표를 산출하고자 한다. 먼저, 소득분배 상태를 나타내는 여러 가지 지표들 중 대표적인 빈곤지표와 불평등지표를 중심으로 산출 방식을 간단히 소개한다. 다음으로, 한국복지패널 원자료를 활용하여 빈곤지표와 불평등지표를 산출한 결과를 제시하고자 한다.

1. 소득분배 관련 지표 산출 방식⁴⁾

가. 빈곤지표 산출 방식

본 연구에서는 빈곤지표로서 가장 널리 활용되고 있는 두 가지 지표, 즉 빈곤율(Headcount Ratio)와 빈곤갭비율(Poverty Gap ratio)를 사용하였다.

먼저, 빈곤율은 빈곤선 이하의 소득을 가지는 사람(혹은 가구)을 전체 인구(혹은

4) 소득분배 지표 산출방식과 관련해서는 주로 여유진 외(2005)를 참조하였다.

가구) 수로 나눈 값을 의미하며, 이를 구체적으로 표현하면 다음과 같다.

$$HR(y, z) = \frac{q}{n}$$

여기서 HR 은 빈곤율, q 는 소득(또는 지출)이 빈곤선 이하인 인구(혹은 가구)수이며, n 은 전체 인구(혹은 가구)수를 나타내며 y 는 개인(혹은 가구)소득(혹은 지출), z 는 빈곤선을 나타낸다. 위에서 계산된 빈곤율은 빈곤의 전체적인 수준을 표현하는데 좋은 지표이지만 빈곤선 이하의 빈곤층이 느끼는 박탈의 정도, 즉 빈곤의 심도(depth)를 표현하는 데는 부족하다는 단점을 지니고 있다.

빈곤율과 더불어 많이 사용되는 대표적인 빈곤지표로는 빈곤갭(poverty gap)을 들 수 있다. 빈곤갭은 빈곤선을 기준으로 빈곤선 이하에 있는 사람들의 빈곤선과 개인(혹은 가구)의 소득(혹은 지출)과의 차이를 계산한 값을 의미한다. 즉, 개인(또는 가구) n 명으로 구성된 경제에서 빈곤층에 속한 개인(또는 가구) i 의 빈곤갭은 빈곤선과 빈곤선 이하에 있는 개인(또는 가구)의 소득차($g_i = z - y_i$)로 정의되며, 총빈곤갭은 빈곤층 전체의 빈곤갭을 합한 $\sum_{i \in z(y)} g_i = \sum_{i=1}^q (z - y_i)$ 가 된다. 여기서 빈곤갭은 빈곤선 이하에 있는 개인(또는 가구)의 소득을 빈곤선 상태로 끌어올리는데 필요한 액수를 의미한다. 위에서 구한 총빈곤갭을 빈곤선 이하에 있는 개인(또는 가구)의 수에 빈곤선을 곱한 액수로 나눌 경우 빈곤갭 비율(poverty gap ratio)이 되며 이는 다음과 같이 구할 수 있다.

$$PGR = \frac{\sum_{i=1}^q (z - y_i)}{zq}$$

여기서 PGR 은 빈곤갭 비율, z 는 빈곤선을 나타내며, y_i 는 빈곤선 이하에 속한 개인의 소득(혹은 지출), 그리고 q 는 빈곤선 이하에 있는 개인(또는 가구)의 수를 나

타난다. 빈곤갭 비율은 빈곤율과 달리 빈곤의 심각성 또는 심도(depth)를 나타내 주지만 빈곤의 규모는 설명하지 못하는 약점이 있다.

나. 불평등지표 산출 방식

본 연구에서는 불평등 지표로서 가장 널리 사용되는 지니계수와 더불어 일반화된 엔트로피지수, dot킨슨지수, 분배율 등이 사용되었다.

지니계수는 절대적 평등선(사선)과 로렌즈곡선 간의 차이의 비율(raito)-사선 아래 쪽의 삼각형 지역-로서 측정된다. 지니계수를 정의하는 방식은 다양하며, 약간의 조작을 하면 모든 쌍의 소득들 간의 차이의 절대값의 산술평균으로 정의되는 상대평균차의 정확히 절반(1/2)이다. 이를 산출식으로 표시하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} G &= (1/2n^2\mu) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j| \\ &= 1 - (1/n^2\mu) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \text{Min}(y_i, y_j) \\ &= 1 + (1/n) - (2/n^2\mu)[y_1 + 2y_2 + \dots + ny_n] \text{ for } y_1 \geq y_2 \geq \dots \geq y_n. \end{aligned}$$

다음으로, 타일(Theil, 1967)에 의해 제기된 불평등 측정치인 타일의 엔트로피지수를 좀 더 보편적인 공식으로 바꾼 것이 일반화된 엔트로피지수이며, 공식은 다음과 같다.

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

여기서 y_i 는 개인(혹은 가구) i 의 소득을 의미하며, μ 는 평균소득을 의미한다. 또한, α 값은 각 소득계층에 대한 가중치이다. 일반적으로 엔트로피지수 함수에서 가장 많이 사용되는 α 값은 0, 1, 2이다. 여기서 $\alpha=0$ 이면, 소득이 낮은 계층의 소득 변화에 보다 더 큰 비중이 주어진다는 것이고, $\alpha=1$ 이면, 모든 소득분포에 고르게

비중이 주어진다. $\alpha=2$ 이면, 소득이 높은 계층의 소득 변화에 보다 더 큰 비중이 주어진다. 본 연구에서는 $GE(0)$, $GE(1)$, $GE(2)$ 를 산출하여 불평등도를 측정하였다.

엡킨슨(Atkinson, 1970)은 로렌츠 곡선에 기초하여 사회후생을 비교할 수 있는 규범적인 기준을 최초로 제안하였으며(박찬용 외, 1999), 이를 엡킨슨지수라 한다. 엡킨슨지수는 ‘균등분배대등소득’(equally distributed equivalent level of income, y_{EDE})의 개념에 의존하고 있다. 이는 어떤 총소득의 수준이 있어 만약 이 수준의 소득을 모든 사람에게 균등하게 나누어주기만 한다면 현재의 분배상태 하에서 누리고 있는 사회후생과 동일한 수준의 사회후생을 가져다줄 수 있다고 할 때, 이 총소득의 평균을 지칭하는 것이다. 그러므로 균등분배대등소득은 현재의 분배상태에 불평등성이 존재하고 이로 인해 사회후생이 저하되고 있는 한 현실의 평등분배보다 작을 수밖에 없으며, 불평등의 정도가 심하면 실패할수록 양자간의 격차는 더욱 커질 것이다. 이러한 아이디어에 입각하여 세워진 엡킨슨지수는 다음과 같은 구체적 형태를 갖는다(이준구, 1992)

$$A = 1 - \left(\frac{y_e}{\mu} \right)$$

엡킨슨지수에서 소득이 평등하게 분배되어 있다면 y_e 는 μ 와 동일하고, 엡킨슨 측정치 값은 0이 될 것이다. 어떠한 분포에서든, A 값은 0과 1 사이에 있다. 엡킨슨지수는 위험이론에서 위험을 회피하는 경우, 위험이 포함된 선택과 위험이 포함되지 않은 선택 사이에서 위험을 선택함으로써 지불하여야 하는 최대 가치를 나타내기도 한다. 이를 변형하면 다음과 같이 표현할 수도 있다.

$$A_\epsilon = \begin{cases} 1 - \left[\frac{1}{N} \sum \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^{1-\epsilon} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}, & \epsilon \neq 1, \epsilon \geq 0 \\ 1 - \exp \left[\frac{1}{N} \sum \ln \frac{y_i}{\mu} \right], & \epsilon = 1 \end{cases}$$

여기에서, 파라미터 ε 는 불평등을 혐오하는 정도를 나타낸다. 즉, ε 이 커질수록 사회구성원은 불평등을 싫어하며, $\varepsilon=0$ 이면 불평등에 관심이 전혀 없다는 것이다. $\varepsilon=0$ 인 경우에는 $A_\varepsilon=0$ 이 되고, 사회후생은 분배에는 무관하고 소득 증대 (효율성)에만 좌우하게 된다. 따라서 X, Y 두 분배 상태가 동일한 로렌츠 곡선을 나타낸다 할지라도 위험을 회피하는 정도에 따라 A_ε 값은 달라질 것이다. 예를 들어 부유층의 소득 y_j 가 빈곤층의 소득 y_i 보다 4배 더 많고, 불평등 수준을 개선하기 위해서 조세와 이전지출 정책을 동시에 실시한다면 빈곤층이 만원을 받기 위해 부유층이 지출해야 하는 조세는 4만원이 될 것이다. 이 경우에 불평등도에 대한 반응 정도에 따라 부유층의 조세 규모는 변하게 되는 것이다. 본문에서는 $A(0)(\varepsilon=0)$ 과 $A(1)(\varepsilon=1)$ 을 제시하고 있다.

마지막으로 분배율은 하위 분위의 평균(총)소득 대비 상위 분위의 평균(총)소득의 비율을 표시한 값으로 본문에서는 하위 10%의 평균소득 대비 상위 10%의 평균소득을 나타내는 P90/P10과 하위 25%의 평균소득 대비 상위 25%의 평균소득을 나타내는 P75/P25를 제시하고 있다.

다. 소득의 정의와 빈곤선 기준

본 연구에서는 빈곤과 불평등 산출을 위한 소득 기준으로 민간부문(시장)소득, 경상소득과 가처분소득을 사용하였다. 각 소득은 다음과 같은 하위소득의 합산액으로 계산된다.

$$\begin{aligned} \text{시장소득} &= \text{근로소득} + \text{재산소득} + \text{사적이전소득} \\ \text{경상소득} &= \text{근로소득} + \text{재산소득} + \text{사적이전소득} + \text{공적이전소득} \\ \text{가처분소득} &= \text{근로소득} + \text{재산소득} + \text{사적이전소득} + \text{공적이전소득} - \\ &\quad (\text{직접세} + \text{사회보험분담금}) \end{aligned}$$

빈곤은 정책의 효과와 국가간 비교의 각각 상이한 목적으로 인해 최저생계비 기준과 중위소득 50% 기준 두 가지를 사용하였다. 주지할 사실은 기초보장수급자 유

무에 따라, 수급자가 아닌 경우에는 최저생계비를, 수급자인 경우에는 현금급여기준선을 사용하였다는 점이다. 수급자의 경우 현금급여와 별도로 다양한 현물급여를 받고 있다는 점에서, 빈곤율의 과대추정을 방지하기 위하여 현금급여기준선을 사용하는 것이 합리적이라 판단하였다.

<빈곤선 기준>

절대빈곤선: 정부발표 최저생계비(기초보장 수급자의 경우 현금급여기준선)

상대빈곤선: 중위소득 50%

마지막으로, 본 연구의 분석단위는 개인이다. 특히 빈곤율 산정에서는 가구단위 빈곤율이 종종 사용되기는 하지만, 일반적으로 통용되는 분석단위는 개인단위이며, 특히 국가간 비교연구에서 주로 활용되는 분석단위가 개인이라는 점에서 본 연구는 개인을 단위로 분배지표를 산출하였다.

2. 소득분배 지표 산출 결과

가. 빈곤

(1) 최저생계비 기준 빈곤지표

먼저, 아래 표 1은 2005년과 2006년 정부 발표 최저생계비 기준으로 전체, 아동, 노인에 대한 빈곤율과 빈곤갭비율을 산출한 결과를 제시하고 있다.

전체를 기준으로 볼 때, 민간부문소득, 경상소득, 가처분소득 모두 빈곤율에서는 약간 감소한 것으로 나타난 반면, 빈곤갭비율은 약간 상승하였다. 예를 들면, 경상소득 기준으로 빈곤율은 2005년 9.27%에서 2006년 7.37%로 떨어진 반면, 빈곤갭 비율은 동기간 동안 3.71%에서 5.59%로 증가하였다. 이는 이 기간 동안 빈곤한 사람의 수는 줄어든 대신, 빈곤한 사람의 소득은 상대적으로 더 악화되었다는 것을 의미한다.

아동도 전체의 경향과 크게 다르지 않았으며, 다만 전체를 기준으로 할 때 보다 빈곤율과 빈곤갭 비율이 전반적으로 낮은 것으로 나타났다. 이는 아동을 포함한 가구의 경우 20~40대의 경제활동 전성기에 있는 가구가 대다수를 차지하기 때문인 것으로 보인다. 전체와 마찬가지로 경상소득을 기준으로 살펴보면, 빈곤율은 2005년 6.49%에서 2006년 5.41%로 1%p 이상 감소한 데 비해, 빈곤갭 비율은 동 기간 동안 2.93%에서 5.93%로 약 3%p나 증가한 것으로 나타났다.

노인의 경우는 전체 및 아동과는 다소 다른 결과를 보여 주고 있다. 즉, 2005년에서 2006년 사이 노인의 빈곤율과 빈곤갭 모두 크게 감소한 것을 알 수 있다. 경상소득 기준으로 볼 때, 빈곤율은 동 기간 동안 28.15%에서 22.01%로 6%p 이상 떨어졌으며, 빈곤갭 비율은 이보다는 감소폭이 작기는 하지만 동 기간 동안 8.88%에서 6.46%로 2%p 이상 감소했다. 다만, 노인 빈곤율은 전체 빈곤율에 비해 3배 내외로 높고, 빈곤갭 역시 전체에 비해 높다는 점에서 노인 빈곤 문제는 여전히 심각한 수준임을 알 수 있다.

전반적으로 볼 때, 2005년에서 2006년 기간 동안 빈곤율은 다소간 하락한 것으로 나타났지만, 빈곤갭비율의 경우 전체와 아동의 경우 증가하였고, 노인의 경우 약간 하락하여 다른 방향성을 보여주고 있다.

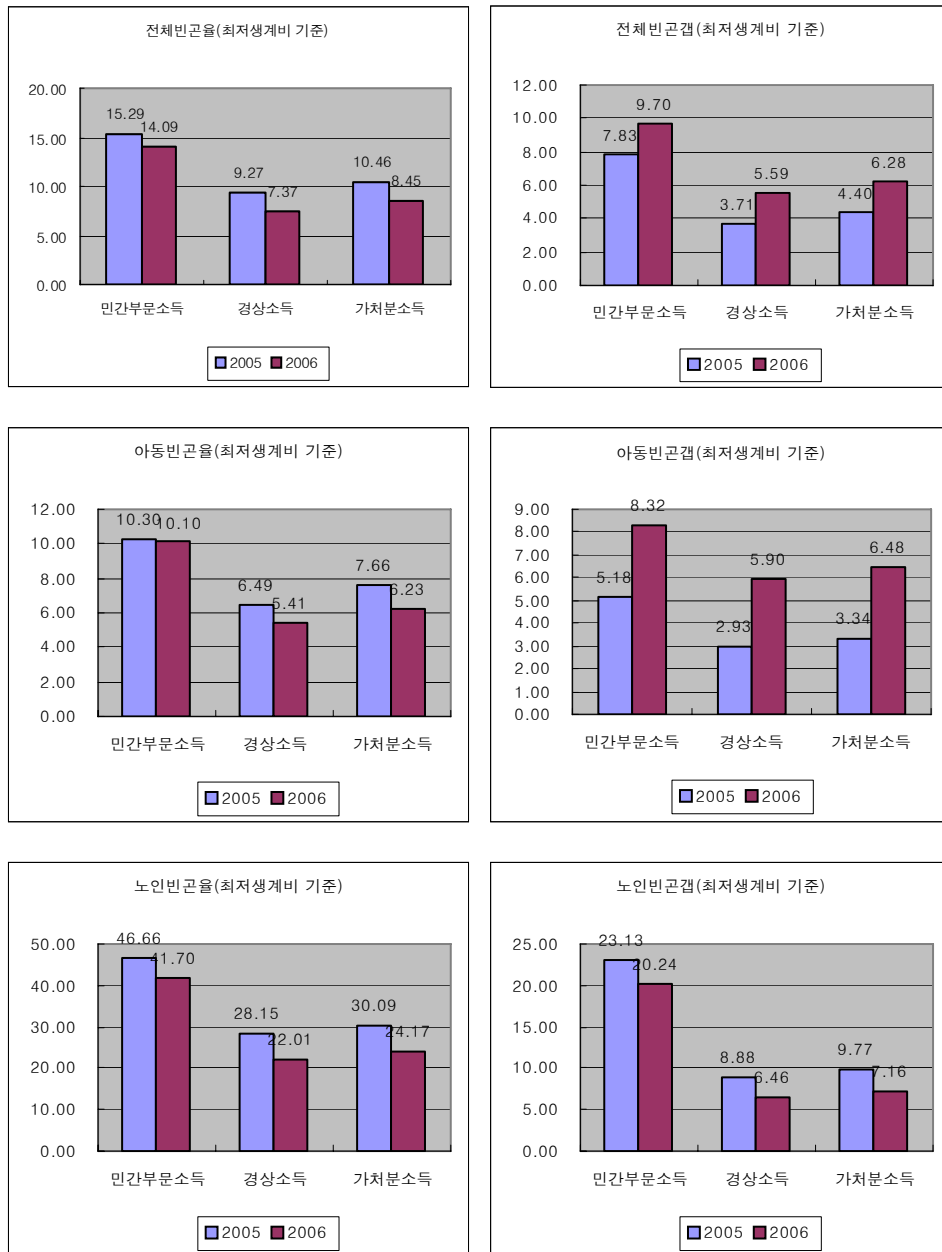
〈표 2-1〉 빈곤지표(최저생계비 기준)

(단위: %)

| | | | 민간부문소득 | 경상소득 | 가처분소득 |
|----|-------|------|--------|-------|-------|
| 전체 | 빈곤율 | 2005 | 15.29 | 9.27 | 10.46 |
| | | 2006 | 14.09 | 7.37 | 8.45 |
| | 빈곤갭비율 | 2005 | 7.83 | 3.71 | 4.40 |
| | | 2006 | 9.70 | 5.59 | 6.28 |
| 아동 | 빈곤율 | 2005 | 10.30 | 6.49 | 7.66 |
| | | 2006 | 10.10 | 5.41 | 6.23 |
| | 빈곤갭비율 | 2005 | 5.18 | 2.93 | 3.34 |
| | | 2006 | 8.32 | 5.90 | 6.48 |
| 노인 | 빈곤율 | 2005 | 46.66 | 28.15 | 30.09 |
| | | 2006 | 41.70 | 22.01 | 24.17 |
| | 빈곤갭비율 | 2005 | 23.13 | 8.88 | 9.77 |
| | | 2006 | 20.24 | 6.46 | 7.16 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

[그림 2-1] 빈곤지표



(2) 중위소득 50% 기준 빈곤지표

다음으로 중위소득 50%를 기준으로 하는 상대빈곤율과 빈곤갭비율을 산출한 결과는 아래 표 2와 그림 2에 제시되어 있다.

먼저, 전체를 기준으로 살펴보면, 절대 빈곤율이 2005년과 2006년 사이 약간 감소한 반면, 상대 빈곤율은 거의 정체 상태임을 알 수 있다. 즉, 민간부문소득을 기준으로 한 빈곤율의 경우 동 기간 동안 20.42%에서 20.51%로 미미한 증가를 보였으며, 경상소득과 가처분소득의 경우 미미한 감소를 보였다. 빈곤갭 비율 역시 이와 유사한 결과를 보여주고 있다. 아동의 빈곤율 및 빈곤갭비율 역시 전체의 결과와 매우 유사한 결과를 보여주고 있으며, 다만 전체에 비해 그 수준이 약간 낮은 데서 차이가 날 뿐이다.

노인의 경우는 전체 및 아동과 달리 미미하지만 감소세를 확인할 수 있었다. 즉, 경상소득 기준으로 빈곤율의 경우 2005년 49.63%에서 2006년 49.02%로 미미하지만 감소하였으며, 빈곤갭 비율 역시 동 기간 동안 42.14%에서 41.30%로 미미한 감소세를 보였다. 단, 노인의 빈곤율과 빈곤갭 비율은 전체에 비해 3배 내외로 높다는 데서 노인 빈곤 문제는 매우 심각한 상태임을 알 수 있다

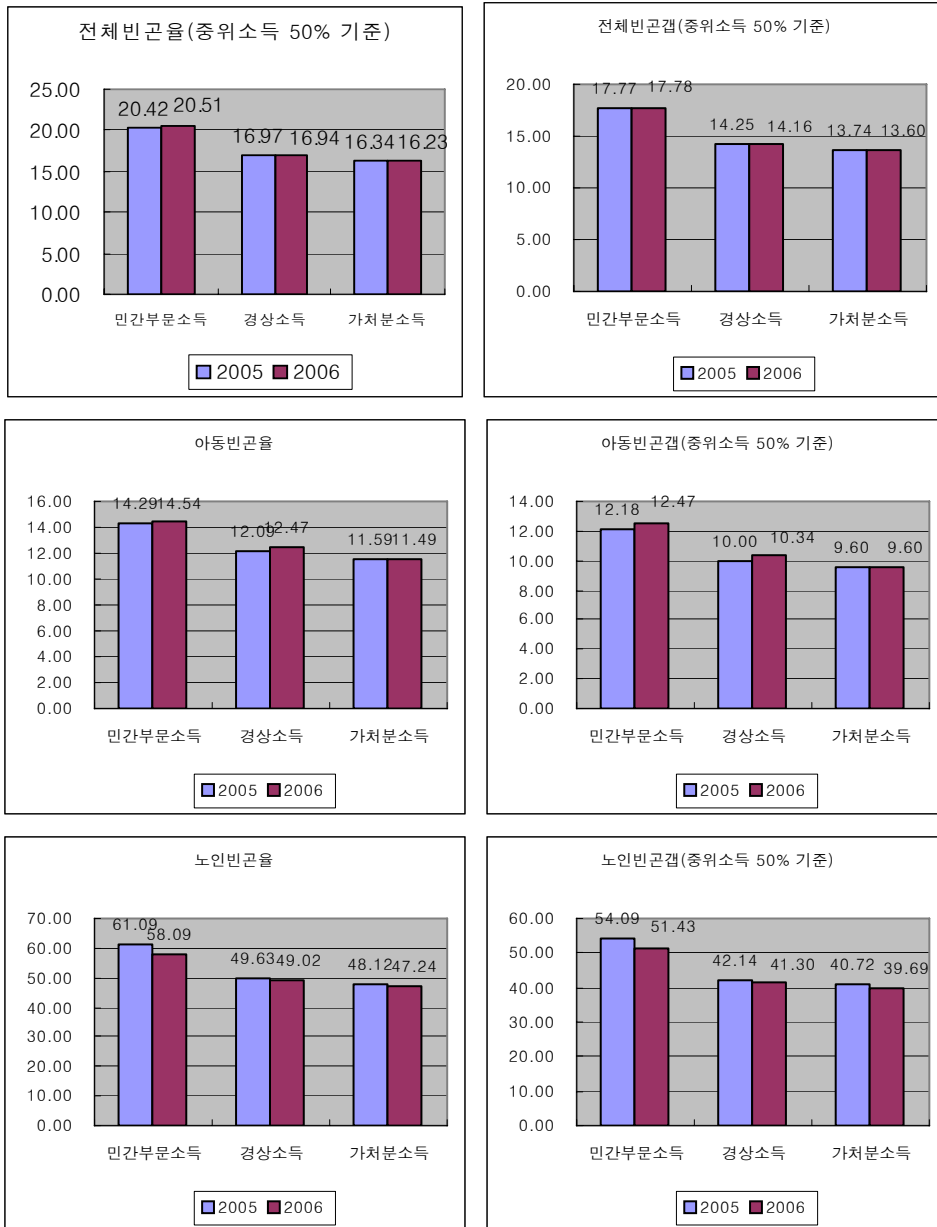
〈표 2-2〉 빈곤지표(중위소득 50% 기준)

(단위: %)

| | | | 민간부문소득 | 경상소득 | 가처분소득 |
|----|-------|------|--------|-------|-------|
| 전체 | 빈곤율 | 2005 | 20.42 | 16.97 | 16.34 |
| | | 2006 | 20.51 | 16.94 | 16.23 |
| | 빈곤갭비율 | 2005 | 17.77 | 14.25 | 13.74 |
| | | 2006 | 17.78 | 14.16 | 13.60 |
| 아동 | 빈곤율 | 2005 | 14.29 | 12.09 | 11.59 |
| | | 2006 | 14.54 | 12.47 | 11.49 |
| | 빈곤갭비율 | 2005 | 12.18 | 10.00 | 9.60 |
| | | 2006 | 12.47 | 10.34 | 9.60 |
| 노인 | 빈곤율 | 2005 | 61.09 | 49.63 | 48.12 |
| | | 2006 | 58.09 | 49.02 | 47.24 |
| | 빈곤갭비율 | 2005 | 54.09 | 42.14 | 40.72 |
| | | 2006 | 51.43 | 41.30 | 39.69 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

[그림 2-2] 빈곤지표(중위소득 50% 기준)



나. 불평등

빈곤지표가 저소득계층의 규모와 상태에 주목한다면, 불평등지표는 사회전체의 분배상태에 주목한다. 아래 표 3과 그림 3은 2005년과 2006년의 불평등도 변화를 보여주고 있다.

불평등도를 나타내는 대표적인 지표라 할 수 있는 지니계수는 2005년과 2006년 사이에 약간 상승한 것으로 나타났다. 가처분소득을 기준으로 볼 때, 지니계수는 2005년 0.3422에서 0.3449로 0.0027 상승하였다. 일반화된 엔트로피 지수 중 GE(1) 역시 이 기간 동안 미미하지만 상승한 것으로 나타났다. GE(2)는 지니계수와 GE(1)에 비해 좀 더 큰 폭의 상승을 나타내고 있다. 이에 비해, 일반화된 엔트로피 지수 중 GE(0)는 동 기간 동안 미미한 감소세를 보였다.

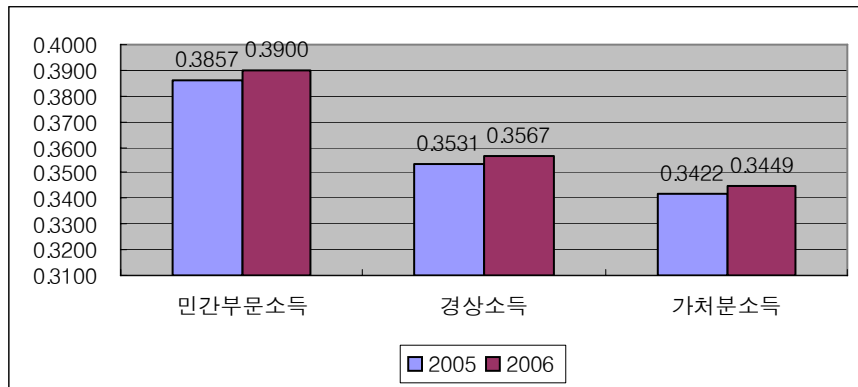
〈표 2-3〉 불평등지표

(단위: %)

| | | 민간부문소득 | 경상소득 | 가처분소득 |
|---------|------|--------|--------|--------|
| 지니계수 | 2005 | 0.3857 | 0.3531 | 0.3422 |
| | 2006 | 0.3900 | 0.3567 | 0.3449 |
| GE(0) | 2005 | 0.3505 | 0.2443 | 0.2366 |
| | 2006 | 0.3455 | 0.2432 | 0.2348 |
| GE(1) | 2005 | 0.2553 | 0.2110 | 0.1987 |
| | 2006 | 0.2638 | 0.2186 | 0.2058 |
| GE(2) | 2005 | 0.2905 | 0.2509 | 0.2323 |
| | 2006 | 0.3144 | 0.2716 | 0.2539 |
| A(0.5) | 2005 | 0.1335 | 0.1051 | 0.1000 |
| | 2006 | 0.1352 | 0.1069 | 0.1015 |
| A(1) | 2005 | 0.2957 | 0.2167 | 0.2107 |
| | 2006 | 0.2921 | 0.2159 | 0.2093 |
| A(2) | 2005 | 0.7571 | 0.5696 | 0.5973 |
| | 2006 | 0.7320 | 0.5447 | 0.5789 |
| p90/p10 | 2005 | 8.33 | 5.97 | 5.49 |
| | 2006 | 7.95 | 5.78 | 5.43 |
| p75/p25 | 2005 | 2.73 | 2.46 | 2.38 |
| | 2006 | 2.71 | 2.47 | 2.34 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

[그림 2-3] 지니계수



GE(1)이 전체 소득계층에 동일한 가중치를 두는 반면, GE(0)은 저소득층에, GE(2)는 고소득층에 좀 더 큰 가중치를 둔다는 점에서 이는 의미심장한 결과라 할 수 있다. 즉, 이 기간 동안 저소득계층에서의 분배상태를 다소 개선되었지만, 중간계층 내에서의 격차는 다소 확대되었으며, 고소득계층 내에서의 격차는 이보다 좀 더 확대되었다는 것이다.

일반화된 엔트로피지수의 이러한 상이한 결과와는 달리 세 가지의 앳킨슨 지수는 -예외적으로 가처분소득 기준 A(0.5)를 제외하고- 이 기간 동안 모두 감소한 것으로 나타났다. 비슷하게 하위 10%의 평균소득 대비 상위 10%의 평균소득의 비율을 나타내는 p_{90}/p_{10} 과 하위 25%의 평균소득 대비 상위 25%의 평균소득의 비율을 나타내는 p_{75}/p_{25} 역시 전반적으로 -경상소득 기준 p_{75}/p_{25} 는 0.01 상승하였지만- 약간 감소한 것으로 나타났다.

이와 같이, 어떠한 불평등 지표를 사용하느냐에 따라 분배 상태에 대한 판정이 달라지게 되며, 그 함의 역시 상이하다. 좀 더 엄밀한 분석이 요구되는 부분이지만, 전반적으로 볼 때, 2005년과 2006년 기간 동안 하위계층에서의 분배상태는 다소 호전된 데 비해 중간계층, 소위 중산층의 분배상태는 약간 악화된 것으로 보인다.

Ⅲ. 주거

본 절에서는 주거서비스 지표를 이용하여 연도별·지역별·계층별·점유형태별 주거특성 및 주거서비스 수준을 살펴보고자 한다. 본 연구에서 주거서비스 수준을 측정하기 위한 지표는 윤주현·김근용·박천규 외(2005)의 선행연구를 참고하여 주거의 양, 주거의 질, 주거비 부담, 주거 안정성, 주거형평성 지표군으로 분류하여 살펴보았다. 이에 포함되는 세부지표는 한국복지패널자료로 분석이 가능한 몇 가지를 선정하여 분석하였다.

각 지표가 가지는 의미와 본 연구에서 분석한 세부지표는 다음과 같다. 양적지표는 특정지역 거주가구의 주거소비의 양을 나타내는 지표로 1인당 주거면적을 측정하였다. 질적지표는 개별가구의 주거소비의 질을 나타내는 지표로 주거밀도를 나타내는 3인 이상 단칸방 거주가구비율을 구하였다. 주거비부담 지표는 소득에 대비한 개인 주거비부담을 나타내는 지표로 월소득 대비 임대료 비율(RIR)을 측정하였다. 주거안정성 지표는 얼마나 안심하고 편안하게 주거소비를 할 수 있는지를 나타내는 지표로 자가 점유율을 살펴보았다. 마지막으로 주거형평성 지표는 주거서비스 분배의 불평등도를 측정하는 지표로서 최저주거기준 미달가구 비율을 측정하였다.

〈표 3-1〉 주거서비스 측정지표

| 구분 | 지표 | 의의 | 측정방법 |
|-----------|--------------------|------------------------|---|
| 양적 지표 | 1인당 주거면적 | 개인의 주거소비량, 주거밀도 | $\frac{\text{가구전용면적}}{\text{가구원수}} \times 100$ |
| 질적 지표 | 3인 이상 단칸방 거주가구 비율 | 조밀도 | $\frac{\text{3인 이상 단칸방 거주 가구 수}}{\text{3인 이상 가구 수}} \times 100$ |
| 주거비 부담 지표 | 월소득 대비 임대료 비율(RIR) | 임차가구의 주거비부담 정도 | $\frac{\text{임대료}}{\text{월소득}} \times 100$ |
| 주거 안정성 지표 | 자가 점유율 | 주거안정성 | $\frac{\text{자가 거주 가구 수}}{\text{전체 가구 수}} \times 100$ |
| 주거 형평성 지표 | 최저주거기준 미달가구비율 | 주거격차 완화를 위한 정책 대상계층 파악 | 최저주거기준을 기준으로 최저주거기준 미달가구(시설·침실·면적)를 산정 |

자료: 윤주현 외(2005), 『지역간·계층간 주거서비스 격차 완화방안 연구(I):주거서비스 지표의 개발 및 측정』, 국토연구원

1. 주거지표 산출 방식

가. 1인당 주거면적

1인당 주거면적은 개인의 주거 소비량을 나타내는 것으로 이를 통해 주거밀도를 간접적으로 파악할 수 있다(윤주현 외, 2005:53). 본 연구에서는 한국복지패널 1차년도, 2차년도 자료를 이용하여 지역별·계층별(소득5분위별)·점유형태별 1인당 주거면적을 측정하였다. 1차년도에서는 주거면적(h0106_5), 가구원수(h0101_1)변수를 2차년도에서는 주거면적(h0206_5), 가구원수(h0201_1)변수를 이용하여 분석하였다.

한편 윤주현 외(2005)의 선행연구에서는 주거면적을 전용면적 기준으로 제시하고 있으나, 한국복지패널자료에서 제시된 주거면적은 전용면적 기준과 분양면적 기준이 혼재⁵⁾되어 있다. 따라서 산출된 지표는 타 전수조사 자료결과와 차이가 있을 수 있음을 밝혀둔다.

$$1인당주거면적 = \frac{\text{가구전용면적}}{\text{가구원수}} \times 100$$

나. 3인 이상 단칸방 거주가구 비율

3인 이상 단칸방 거주가구 비율은 주거의 질적 수준을 판단하기 위해 조밀도를 측정하는 지표로 사용된다. 여기서 3인 이상 거주가구를 대상으로 하는 것은 1인 가구, 2인 가구의 증대에 따른 조밀도 완화를 배제하기 위한 것이다. 단칸방이라도 거주인원이 1~2인 경우 주거과밀이라 보기 어렵기 때문에 3인 이상 단칸방 거주가구 비율로 주거의 질을 파악하는 것이 적절하다고 본다(윤주현 외, 2005:54).

5) 한국복지패널 자료의 주거면적은 주거유형에 따라 일반주택의 경우 전용면적 기준, 아파트 등 공동주택의 경우 분양면적 기준으로 조사되었다.

본 연구에서는 한국복지패널 1차년도, 2차년도 자료를 이용하여 가구원수별(3인 이상)·지역별·계층별(소득5분위별) 3인 이상 단칸방 거주가구 비율을 측정하였다. 1차년도에서는 방수(h0106_4=1), 가구원수(h0101_1≥3)변수를 2차년도에서는 방수(h0206_4=1), 가구원수(h0201_1≥3)변수를 이용하여 분석하였다.

$$\text{3인 이상 단칸방 거주 가구 비율} = \frac{\text{3인 이상 단칸방 거주 가구 수}}{\text{3인 이상 가구 수}} \times 100$$

다. 월소득 대비 임대료 비율(Rent to Income Ratio : RIR)

월소득 대비 임대료 비율(RIR)은 임차가구의 주거비부담 정도를 측정하는데 사용된다(윤주현 외, 2005:55). 본 연구에서는 한국복지패널 1차년도, 2차년도 자료를 이용하여 지역별·계층별(소득5분위별) 월소득 대비 임대료 비율을 구하였다. 1차년도에서는 주택 월세액(h0106_7), 가처분 소득(h01_din)변수를 2차년도에서는 주택 월세액(h0206_7), 가처분 소득(h02_din)변수를 이용하여 분석하였다. 그리고 본 연구에서 월소득의 경우 가처분소득을 월단위로 환산하여 분석하였다.

$$RIR = \frac{\text{임대료}}{\text{월소득}} \times 100$$

라. 자가 점유율

자가 점유율은 소유 주택에 거주하는 비율을 나타낸다. 이는 내 집이라는 안정감과 자산 가치 상승기대, 그 사회의 주거안정성을 표시하는 지표로 사용된다(윤주현 외, 2005:53). 본 연구에서는 한국복지패널 1차년도, 2차년도 자료를 이용하여 지역

별·계층별(소득5분위별) 자가 점유율을 구하였다. 1차년도에서는 주거의 점유형태(h0106_3=1) 변수를 2차년도에서는 주거 점유형태(h0206_3=1) 변수를 이용하여 분석하였다.

$$\text{자가점유율} = \frac{\text{자가거주가구수}}{\text{전체가구수}} \times 100$$

마. 최저주거기준 미달가구비율

최저주거기준이란 쾌적하고 살기 좋은 생활을 영위하기 위해 필요한 최소한의 주거기준을 의미하며, 주택법 제5조의 2 및 동법시행령 제7조에 의거 건설교통부⁶⁾ 장관이 설정·공고한 기준을 말한다(김혜승, 2007:20).

최저주거기준은 크게 시설기준, 침실기준, 면적기준, 구조·성능·환경기준으로 구성되어 있다. 여기서 구조·성능·환경기준의 경우 관련요소의 법정기준 적합여부를 가구별로 파악하는 것이 어렵고, 자연재해의 위험과 주택상태(내열·내화·방열·방습) 및 환경(방음·환기·채광·난방 설비 구비 등)에 대한 명확한 기준이 제시되어 있지 않아 이 기준을 실제 최저주거기준 미달가구의 규모 추정 시 엄밀히 적용하는데 한계가 있다(김혜승, 2007:21). 따라서 본 연구에서는 구조·성능·환경기준을 제외한 시설·침실·면적 기준을 중심으로 최저주거기준 미달가구의 규모를 파악하고자 한다.

우선, 시설기준은 현재 거주하고 있는 주택의 설비가 각 세부기준(전용 입식 부엌, 전용 수세식 화장실, 전용 목욕시설)에 미달하는지를 확인하고, 이 중 하나라도 미달인 가구는 시설기준 미달가구로 판단하였다. 다음으로 침실기준과 면적기준의 경우 최저주거기준 공고문(〈표 3-2〉 참조)을 바탕으로 미달여부를 판단하였다. 이는 해당 가구원수에서 나타날 수 있는 최소 주거면적과 방수의 최대값을 나타낸 것으로 현

6) 건설교통부는 2008년 3월 6일 국토해양부로 명칭이 바뀌었다.

재 주거상황이 이에 미달하는지 여부를 판단하였다. 건교부가 제시한 가구원 수별 최소주거면적과 방수는 다음 표와 같다.

〈표 3-2〉 가구구성별 최소 주거면적 및 용도별 방의 개수

| 가구원 수(인) | 표준가구구성 ¹⁾ | 실(방)구성 ²⁾ | 총 주거면적(m ²) |
|----------|----------------------|----------------------|-------------------------|
| 1 | 1인 가구 | 1K | 12(3.6평) |
| 2 | 부부 | 1DK | 20(6.1평) |
| 3 | 부부+자녀1 | 2DK | 29(8.8평) |
| 4 | 부부+자녀2 | 3DK | 37(11.2평) |
| 5 | 부부+자녀3 | 3DK | 41(12.4평) |
| 6 | 노부모+부부+자녀2 | 4DK | 49(14.8평) |

주: 1) 3인 가구의 자녀 1인은 6세 이상 기준

4인 가구의 자녀 2인은 8세 이상 자녀(남1, 여1) 기준

5인 가구의 자녀 3인은 8세 이상 자녀(남2, 여1 또는 남1, 여2) 기준

6인 가구의 자녀 2인은 8세 이상 자녀(남1, 여1) 기준

2) K는 부엌, DK는 식사실 겸 부엌을 의미하며, 숫자는 침실(거실겸용 포함) 또는 침실로 활용이 가능한 방의 수를 말함.

본 연구에서는 한국복지패널 1차년도, 2차년도 자료를 이용하여 시설·침실·면적 기준을 중심으로 최저주거기준 미달가구의 규모를 추정하였다. 1차, 2차년도에서 시설기준 미달여부는 주거시설 사용형태_부엌($2 \leq h0106_22$ or $h0206_22 \leq 5$), 주거시설 사용형태_화장실($2 \leq h0106_23$ or $h0106_23r \leq 5$), 주거시설 사용형태_목욕시설($3 \leq h0106_24$ or $h0106_24r \leq 5$) 중 하나라도 미달인 가구는 시설기준 미달가구로 판단하였다. 침실 기준은 방수($h0106_4$ or $h0206_4$)와 가구원수($h0101_1$ or $h0201_1$) 변수를 사용하여 〈표 3-2〉에서 제시된 가구원수별 방수 기준에서 미달인 가구를 선정하였다. 면적 기준은 주거면적 ($h0106_5$ or $h0206_5$)과 가구원수($h0101_1$ or $h0201_1$) 변수를 사용하여 〈표 3-2〉에서 제시된 가구원수별 총 주거면적 기준에서 미달인 가구를 선정하였다.

한편 본 연구의 침실·면적기준에서는 표준가구구성에 따른 가구원수별 최소주거면적 및 방수를 고려하지 않고, 단순히 가구원수별 최소주거면적 및 방수를 고려하였다.

2. 주거지표 추이(or 산정 결과)

가. 1인당 주거면적

1인당 주거면적은 전국적으로 2005년 평균 30.07㎡, 2006년 평균 32.42㎡로 나타났다. 지역별로 살펴보면, 대도시는 전국 평균보다 낮아 주거밀도가 높은 것을 알 수 있다. 반면에 농어촌 지역은 1인당 주거면적이 대도시, 중소도시에 비해 상대적으로 넓은 것으로 나타났다.

〈표 3-3〉 지역별 1인당 주거면적

(단위: ㎡)

| | | 전체 | 대도시 | 중소도시 | 농어촌 |
|------|------|-------|-------|-------|-------|
| 2005 | 평균 | 30.07 | 29.19 | 30.50 | 33.05 |
| | 표준오차 | 0.22 | 0.31 | 0.40 | 0.49 |
| 2006 | 평균 | 32.42 | 31.15 | 33.06 | 36.20 |
| | 표준오차 | 0.86 | 1.13 | 1.61 | 2.31 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

소득계층별(소득5분위별)로 1인당 주거면적을 살펴보면, 전체적으로 일정한 경향성이 나타나지 않고 있다. 1분위의 경우 1인당 주거면적이 가장 높게 나타났는데, 이는 1분위의 1~2인 가구 비율이 다른 분위에 비해 상대적으로 높게 나타난 것의 영향으로 보인다.

〈표 3-4〉 소득5분위별 1인당 주거면적

(단위: ㎡)

| | | 전체 | 1분위 | 2분위 | 3분위 | 4분위 | 5분위 |
|------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 2005 | 평균 | 30.07 | 34.66 | 26.78 | 27.21 | 29.09 | 32.62 |
| | 표준오차 | 0.22 | 0.43 | 0.52 | 0.46 | 0.49 | 0.57 |
| 2006 | 평균 | 32.42 | 37.77 | 31.37 | 27.75 | 31.12 | 34.05 |
| | 표준오차 | 0.86 | 2.17 | 2.34 | 1.16 | 1.59 | 1.56 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

7) 예컨대, 3인 가구는 표준가구구성상 부부와 자녀 한 명으로 구성된 가구를 의미하지만, 본 분석에서는 단순히 3명의 가구원으로 구성된 가구를 말한다.

점유형태별 1인당 주거면적을 살펴보면, ‘기타⁸⁾’를 제외하고 ‘자가’인 가구의 1인당 주거면적이 가장 높게 나타났고, ‘월세’인 경우 1인당 주거면적이 가장 낮아 상대적으로 주거밀도가 높은 것을 알 수 있다. 이는 연도별로도 일관성 있게 나타나고 있다.

〈표 3-5〉 점유형태별 1인당 주거면적

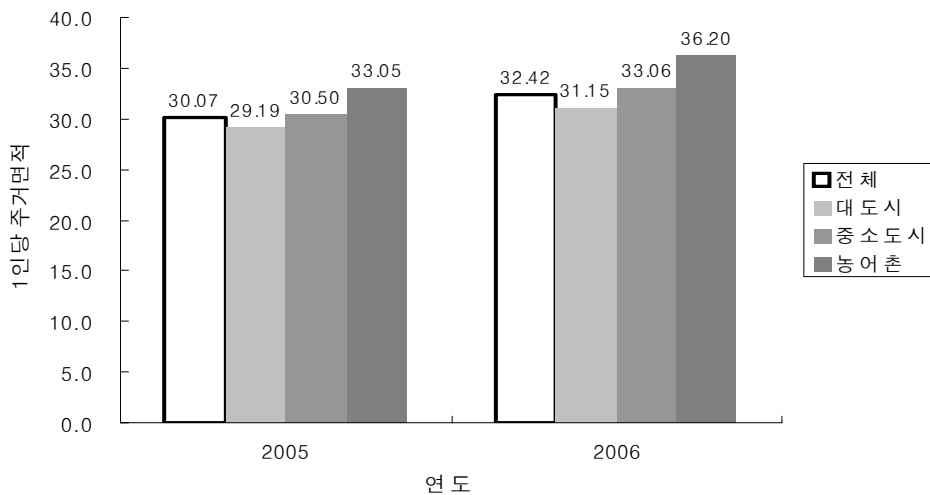
(단위: m²)

| | | 전체 | 자가 | 전세 | 보증부 월세 | 월세 | 기타 |
|------|------|-------|-------|-------|--------|-------|-------|
| 2005 | 평균 | 30.07 | 32.89 | 25.96 | 24.79 | 19.52 | 34.36 |
| | 표준오차 | 0.22 | 0.30 | 0.43 | 0.56 | 0.96 | 0.77 |
| 2006 | 평균 | 32.42 | 35.30 | 28.24 | 27.45 | 17.94 | 36.69 |
| | 표준오차 | 0.86 | 1.14 | 1.51 | 3.13 | 0.80 | 2.43 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

지역별 1인당 주거면적을 그림으로 요약하면 다음과 같다.

[그림 3-1] 지역별 1인당 주거면적



8) 한국복지패널자료의 주거 점유형태 중 '기타'에 해당하는 경우는 다음과 같다. 첫째, 무상으로 주택에 사는 경우, 둘째, 주택 명의를 가구원이 아닌 자로 된 경우, 셋째, 저렴한 가격으로 제공된 사택이나 관사에 사는 경우 등이 포함된다.

나. 3인 이상 단칸방 거주가구 비율

3인 이상 가구 중 단칸방에 거주하는 가구 비율은 전체적으로 2005년 0.80%, 2006년 0.92%로 나타났다. 2005년 단칸방 거주가구 비율은 3인 가구 1.86%, 4인 가구 1.26%, 5인 가구 0.36%로 나타났다. 2006년 단칸방 거주가구 비율은 3인 가구 2.20%, 4인 가구 1.31%, 5인 가구 0.66%로 나타났다.

〈표 3-6〉 가구원수별 단칸방 거주가구 비율(3인 이상)

(단위: %)

| | 전체 | 3인 가구 | 4인 가구 | 5인 가구 |
|------|------|-------|-------|-------|
| 2005 | 0.80 | 1.86 | 1.26 | 0.36 |
| 2006 | 0.92 | 2.20 | 1.31 | 0.66 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

3인 이상 가구 중 단칸방에 거주하는 가구의 비율을 지역별로 살펴보면, 중소도시에서 3인 이상 단칸방 거주가구 비율은 2005년에 0.95%, 2006년에 1.18%로 대도시, 농어촌에 비해 높게 나타났다. 반면, 대도시의 경우 3인 이상 단칸방 거주가구 비율은 타지역에 비해 낮게 나타났다.

〈표 3-7〉 지역별 3인 이상 단칸방 거주가구 비율

(단위: %)

| | 전체 | 대도시 | 중소도시 | 농어촌 |
|------|------|------|------|------|
| 2005 | 0.80 | 0.67 | 0.95 | 0.75 |
| 2006 | 0.92 | 0.68 | 1.18 | 0.83 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

소득계층별(소득5분위별) 3인 이상 단칸방 거주가구 비율을 살펴보면 2분위에서 2005년 1.57%, 2006년 1.53%로 전체 평균 보다 높게 나타났다. 반면, 5분위에서는 2005년 0.15%, 2006년 0.15%로 전체 평균 보다 가장 낮게 나타났다. 이는 저소득층의 주거밀도가 고소득층에 비해 상대적으로 높은 것을 알 수 있다.

〈표 3-8〉 소득5분위별 3인 이상 단칸방 거주가구 비율

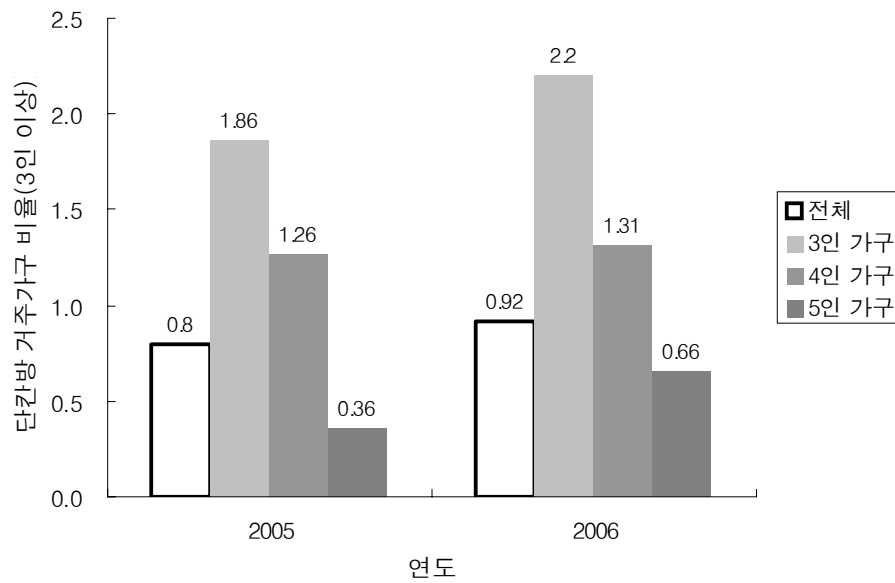
(단위: %)

| | 전체 | 1분위 | 2분위 | 3분위 | 4분위 | 5분위 |
|------|------|------|------|------|------|------|
| 2005 | 0.80 | 0.94 | 1.57 | 0.88 | 0.45 | 0.15 |
| 2006 | 0.92 | 0.67 | 1.53 | 0.86 | 0.64 | 0.15 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

가구원수별 단칸방 거주가구 비율(3인 이상)을 그림으로 요약하면 다음과 같다.

[그림 3-2] 가구원수별 단칸방 거주가구 비율(3인 이상)



다. 월소득 대비 임대료 비율(Rent to Income Ratio : RIR)

월소득 대비 임대료 비율(RIR)은 전체적으로 2005년 17.01%, 2006년 17.86%로 나타났다. 지역별로 살펴보면, 2005년에는 중소도시가 17.14%, 2006년에는 대도시가 21.82%로 가장 높게 나타났다. 반면 농어촌은 2005년 15.09%, 2006년 12.40%로 타 지역에 비해 낮게 나타났다. 이는 대도시, 중소도시에 사는 임차가구의 주거비 부담이 농어촌에 비해 상대적으로 높다는 것을 알 수 있다.

〈표 3-9〉 지역별 월소득대비 임대료 비율

(단위: %)

| | 전체 | 대도시 | 중소도시 | 농어촌 |
|------|-------|-------|-------|-------|
| 2005 | 17.01 | 17.00 | 17.14 | 15.09 |
| 2006 | 17.86 | 21.82 | 13.72 | 12.40 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

소득계층별(소득5분위별) 월소득 대비 임대료 비율을 살펴보면 1분위에서 2005년 33.51%, 2006년 39.17%로 가장 높게 나타났다. 반면 5분위에서는 2005년 7.88%, 2006년 6.45%로 가장 낮게 나타났다. 이는 저소득층 임차가구의 주거비부담이 고소득층에 비해 상대적으로 높다는 것을 알 수 있다.

〈표 3-10〉 소득 5분위별 월소득 대비 임대료 비율

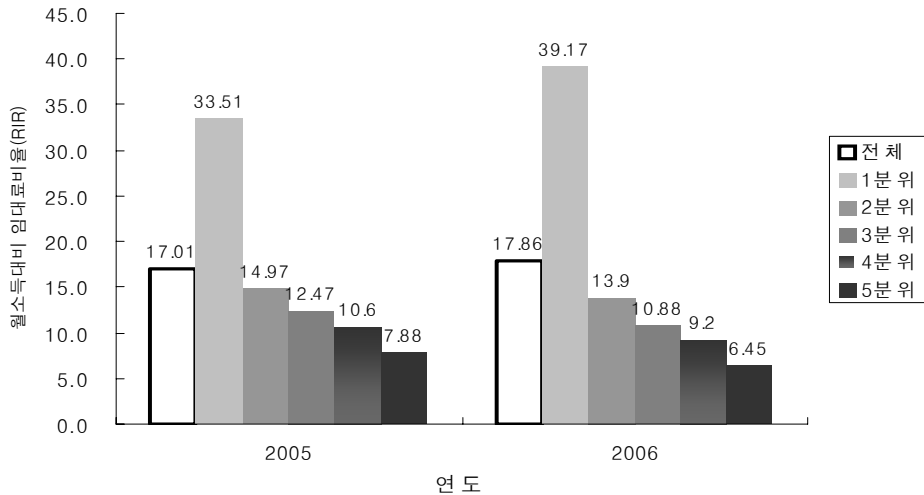
(단위: %)

| | 전체 | 1분위 | 2분위 | 3분위 | 4분위 | 5분위 |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|------|
| 2005 | 17.01 | 33.51 | 14.97 | 12.47 | 10.60 | 7.88 |
| 2006 | 17.86 | 39.17 | 13.90 | 10.88 | 9.20 | 6.45 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

소득계층별(소득5분위별) 월소득 대비 임대료 비율을 그림으로 요약하면 다음과 같다.

[그림 3-3] 소득5분위별 월소득 대비 임대료 비율



라. 자가 점유율

자가 점유율은 전체적으로 2005년 53.53%, 2006년 54.88%로 나타났다. 2006년의 자가 점유율은 2005년에 비해 약간 증가한 것을 알 수 있다.

<표 3-11> 자가 점유율

(단위: %)

| | 자가 | 전세 | 보증부월세 | 월세 | 기타 | 계 |
|------|-------|-------|-------|------|------|--------|
| 2005 | 53.53 | 19.45 | 15.91 | 2.30 | 8.80 | 100.00 |
| 2006 | 54.88 | 19.25 | 15.40 | 2.46 | 8.01 | 100.00 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료

자가 점유율을 지역별로 살펴보면, 농어촌에서 2005년 66.39%, 2006년 69.39%로 가장 높게 나타났다. 반면, 대도시 지역의 자가 점유율은 전체 평균보다 낮게 나타났다. 이는 농어촌 지역이 대도시 지역에 비해 상대적으로 주거가 안정되어 있다는 것을 알 수 있다.

〈표 3-12〉 지역별 자가 점유율

(단위: %)

| | 전체 | 대도시 | 중소도시 | 농어촌 |
|------|-------|-------|-------|-------|
| 2005 | 53.53 | 51.10 | 53.89 | 66.39 |
| 2006 | 54.88 | 52.17 | 55.07 | 69.39 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

소득계층별(소득5분위별) 자가 점유율을 살펴보면, 2005년 2분위 45.90%, 2006년 1분위 47.30%로 가장 낮게 나타났다. 반면 2005년 4분위 59.42%, 5분위 59.37%로 높게 나타났고, 2006년에도 4분위 60.88%, 5분위 63.78%로 높은 자가 점유율을 나타냈다.

〈표 3-13〉 소득 5분위별 자가 점유율

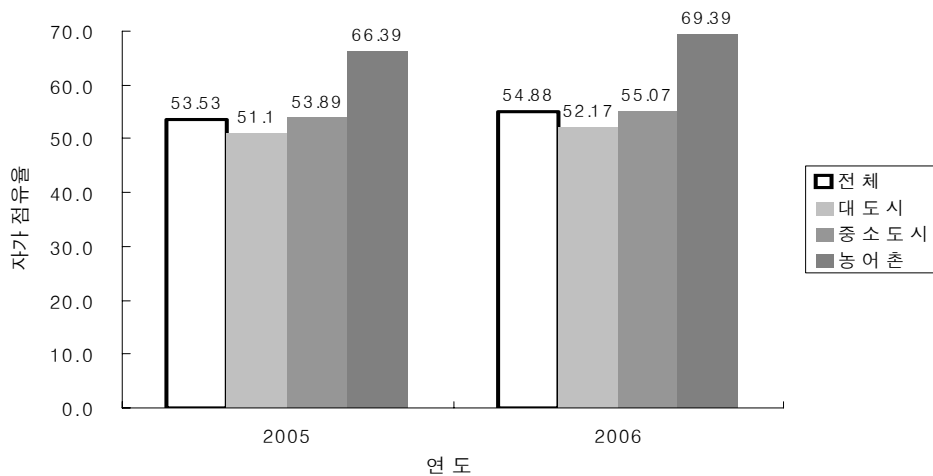
(단위: %)

| | 전체 | 1분위 | 2분위 | 3분위 | 4분위 | 5분위 |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 2005 | 53.53 | 46.89 | 45.90 | 56.08 | 59.42 | 59.37 |
| 2006 | 54.88 | 47.30 | 48.42 | 53.97 | 60.88 | 63.78 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

지역별 자가 점유율을 그림으로 요약하면 다음과 같다.

[그림 3-4] 지역별 자가 점유율



마. 최저주거기준 미달가구비율

최저주거기준 미달가구 규모 변화의 추이를 살펴보면 전체 가구에서 최저주거기준 미달가구가 차지하는 비율은 2005년 19.47%, 2006년 20.04%로 나타났다. 미달요건 구성요소별로 살펴보면, 시설기준 미달가구의 경우 전체가구에서 시설기준 미달가구가 차지하는 비율은 2005년 7.94%, 2006년 8.37%로 나타났다. 다음으로 침실기준 미달가구가 전체가구에서 차지하는 비율은 2005년 11.44%, 2006년 11.58%로 가장 높게 나타났다. 반면, 면적기준 미달가구는 2005년 3.22%, 2006년 3.18%로 시설기준 미달가구 다음으로 낮게 나타났다. 즉, 침실기준 미달가구가 가장 높으며 그 다음으로 시설기준 미달가구, 면적기준 미달가구 순으로 나타났다⁹⁾.

〈표 3-14〉 최저주거기준 미달가구 규모 추이

(단위: 가구, %)

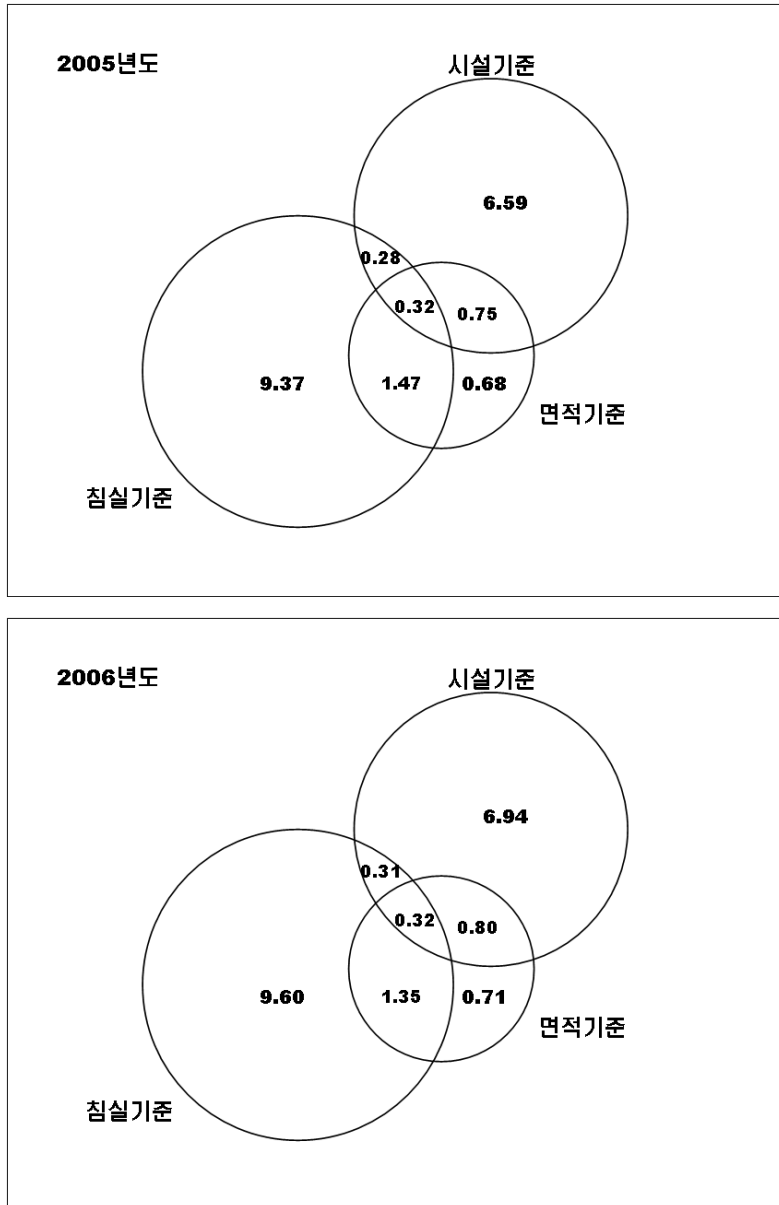
| 연도 | 미달요건구성요소 | 시설기준 | 침실기준 | 면적기준 | 시설&침실기준 | 시설&면적기준 | 침실&면적기준 | 시설&침실&면적기준 | 최저주거기준 미달가구계 | 일반가구수(추정) |
|------|----------|-----------|-----------|---------|---------|---------|---------|------------|--------------|------------|
| | | | | | | | | | | |
| 2005 | 규모 | 1,259,066 | 1,812,494 | 511,040 | 94,647 | 169,827 | 283,413 | 50,307 | 3,085,021 | 15,847,794 |
| | 비율 | 7.94 | 11.44 | 3.22 | 0.60 | 1.07 | 1.79 | 0.32 | 19.47 | 100.00 |
| 2006 | 규모 | 1,348,979 | 1,866,032 | 512,538 | 101,099 | 181,235 | 268,538 | 52,283 | 3,228,960 | 16,112,210 |
| | 비율 | 8.37 | 11.58 | 3.18 | 0.63 | 1.12 | 1.67 | 0.32 | 20.04 | 100.00 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

9) 이 결과는 기존 선행연구로 김혜승(2007)과 윤주현 외(2005)의 결과와 차이가 있다. 그 이유는 침실기준 미달가구 추정 시 개별가구의 사용방수에 대한 정의의 차이에서 기인한 것으로 보인다. 김혜승(2007)과 윤주현 외(2005)의 경우 침실, 침실 이외의 방, 거실, 식당까지 모두 다 포함하여 방수를 계산했다. 반면 본 분석에서 사용한 한국복지패널자료는 침실과 침실 이외의 방을 제외한 거실, 식당은 조사시점에서 침실로 사용한 경우만을 방수로 계산하였다.

최저주거기준 미달가구 규모 추이를 그림으로 요약하면 다음과 같다.

[그림 3-5] 최저주거기준 미달가구 규모(2005, 2006년도)



IV. 보건의료

이 절에서는 KOWEPS(한국복지패널자료) 1~2차년도 자료로써 분석 가능한 보건의료지표를 선정하여, 해당지표와 관련된 변수값의 연도별 추이를 소득분위¹⁰⁾별·지역별로 나누어 살펴보기로 한다. 이를 바탕으로 각 영역별로 최고 건강수준집단과 최저 건강수준집단을 짝 비교(paired comparison)하여 절대차이(AD, absolute difference)와 상대차이(RD, relative difference) 지표를 산출하도록 한다¹¹⁾.

1. 보건의료 측정지표의 선정 및 측정도구

보건의료와 관련된 측정지표를 분류하면 아래 표와 같다(한국건강형평성학회, 2007). 측정지표는 대분류로서 건강수준, 건강형태 및 위험요인, 의료서비스에서의 보건의료지표로 구분할 수 있다. 이 중 건강수준 영역에서 주관적 건강상태와 우울증, 건강형태 및 위험요인 영역에서 흡연과 음주에서의 지표가 KOWEPS 자료로 분석가능하다고 판단된다. 따라서 주관적 건강상태, 우울, 흡연, 음주에서의 보건의료지표를 중심으로 소득분위별·지역별로 나누어 2개년도의 추이를 살펴보도록 한다.

10) 소득분위는 가처분소득 기준으로 1~5분위로 구분하였다.

11) 건강불평등 측정도구는 연구의 목적에 따라 총불평등 측정도구, 사회집단 간 불평등 측정도구, 인구집단에 대한 영향 측정도구, 평균 불비례 정도 측정도구 등 다양하다. 이 중 어떤 측정도구를 선택할 것인가의 문제는 정책 목적과 자료의 성격에 따라 달라진다. 사회집단 간 건강수준이 KOWEPS가 구축된 2개년도 사이에 어떠한 추이를 보이는지 개략적으로 기술하는 것이 본 절의 1차적 목적이므로, 여기에서는 건강수준의 크기를 비교하는 가장 기본적인 방법인 짝 비교를 통해 절대차이(AD) 및 상대차이(RD) 지표를 산출할 것이다.

〈표 4-1〉 건강 형평성 지표의 분류

| 대분류 | 중분류 | 분석가능여부 | 대분류 | 중분류 | 분석가능여부 | |
|----------|---------------------------|--------|-------------------|---------------------|------------|---|
| 건강 수준 | 기대여명(life expectancy) | X | 건강 수준 | 혈압 | X | |
| | 건강여명(health expectancy) | X | | 비만 | X | |
| | 총사망(all-cause mortality) | X | | B형 간염 | X | |
| | 암 발생률, 암 생존율 | X | | 헬리코박터 파일로리 감염 | X | |
| | 주관적 건강상태 | O | 건강행태 및 위험요인 | 흡연 | O | |
| | 우울증 | O | | 식생활 | X | |
| | 자살 | X | | 음주 | O | |
| | 손상 | X | | 신체활동 | X | |
| | 대사증후군(metabolic syndrome) | X | | 모유수유(breastfeeding) | X | |
| | 활동제한 및 장애 | X | | 자궁경부암 검진 | X | |
| | 치매 | X | | 예방접종 | X | |
| | 저체중아 출산등 | X | | 의료 서비스 | 보건의료서비스 이용 | X |
| | 구강건강 | X | | | 보건의료재원 | X |
| | 결핵 | X | | | | |

측정도구인 짝 비교는 두 집단 간의 건강 불평등 크기를 비교하는 가장 기본적인 방법이다. 여기에는 절대차이(AD)와 상대차이(RD) 지표가 있다. 먼저 절대차이와 상대차이를 구하는 공식은 다음과 같다. 이때, r_1 과 r_2 는 두 하위 사회집단의 건강수준이다.

$$AD = r_1 - r_2 \quad (r_2: \text{기준집단 또는 가장 건강한 하위 사회집단의 건강수준})$$

$$RD = r_1 / r_2 \quad (r_2: \text{기준집단 또는 가장 건강한 하위 사회집단의 건강수준})$$

절대차이는 r_1, r_2 와 같은 단위로 표시되며, ‘범위(range)’라는 통계량으로 이해된다. 반면 상대차이는 단위가 없는 비율 비(rate ratio)이다.

가. 주관적 건강상태에서의 보건의료지표 산출방식

주관적 건강상태(Self-rated health)는 조사시점의 전년도 12월 31일 기준 건강상태를 5점 척도로 조사한 문항을 통해 가구주, 가구원 전체로 나누어 살펴보았다. 또한 세부적으로 소득분위별, 지역별로 나누어 살펴보았다. 변수처리의 경우 해당변수를 리코딩하여 점수가 높을수록 건강상태가 좋은 것으로 해석되도록 하였다. 그 산식은 다음과 같다.

$$\text{주관적 건강상태점수} = \text{Mean}(5 - I01_{med2}) \text{ 또는 } \text{Mean}(5 - I02_{med2})$$

나. 우울증에서의 보건의료지표 산출방식

우울증(Depression)은 각 년도 조사시점(2006년 11월 1일~12월 31일, 2007년 4월 24일~7월 20일) 전 1주일 동안을 기준으로 우울감의 정도를 4점 척도로 조사한 11문항을 통해 가구주, 가구원 전체로 나누어 살펴보았다. 또한 세부적으로 소득분위별, 지역별로 나누어 살펴보았다. 변수처리¹²⁾의 경우 해당변수를 리코딩하여 점수가 높을수록 우울증이 증가하는 것으로 해석되도록 하였다. 그 산식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{1차년도 우울점수} &= [(I0105_9 - 1) + (4 - I0105_{10}) + (I0105_{11} - 1) + (I0105_{12} - 1) \\ &\quad + (I0105_{13} - 1) + (I0105_{14} - 1) + (4 - I0105_{15}) + (I0105_{16} - 1) + (I0105_{17} - 1) \\ &\quad + (I0105_{18} - 1) + (I0105_{19} - 1)] \times \frac{20}{11} \\ \text{2차년도 우울점수} &= [(I0205_9 - 1) + (4 - I0205_{10}) + (I0205_{11} - 1) + (I0205_{12} - 1) \\ &\quad + (I0205_{13} - 1) + (I0205_{14} - 1) + (4 - I0205_{15}) + (I0205_{16} - 1) + (I0205_{17} - 1) \\ &\quad + (I0205_{18} - 1) + (I0205_{19} - 1)] \times \frac{20}{11} \end{aligned}$$

12) 한국복지패널에서는 우울감 척도로 CES-D(The Center for Epidemiological studies Depression Scale, 역학연구용 우울척도)를 사용하고 있다. 척도는 0~3점 척도, 20문항으로 구성되며, 우울증 판별을 위한 분할 점수(cutoff point)는 16점이다. 그런데 복지패널조사표 문항에는 1~4점 척도, 11문항으로 반영되어 있다. 따라서 1~4점에 걸친 변수값을 0~3점으로 처리하고, 긍정적인 감정을 측정하는 2문항(비교적 잘 지냈다(p0105_10, p0205_10)와 불만없이 생활했다(p0105_15, p0205_15))은 역으로 점수화하였다. 또한 총점에 20/11을 곱한 것은, 11문항의 총점(33점)을 20문항일 때의 총점(60점)으로 환산한 것이다.

또한 우울증을 측정하는 문항의 신뢰도를 알 수 있는 표준화된 크론바흐 알파 (Cronbach's α) 값은 1차년도 자료의 경우 0.85, 2차년도 자료의 경우 0.84로 나타나 문항의 내적 신뢰도가 있는 것으로 판단¹³⁾되었다.

다. 흡연에서의 보건의료지표 산출방식

흡연율(Smoking rate)은 조사시점의 전년도 1년간 평균적인 흡연량을 5점 척도로 조사한 문항¹⁴⁾을 통해 가구주, 가구원 전체로 나누어 살펴보았다. 또한 세부적으로 소득분위별, 지역별로 나누어 살펴보았다.

한편 흡연율은 통상적인 국제비교에서 15세 이상 남녀인구의 흡연자 비율을 말한다. 그런데 통계청에서는 20세 이상 남녀인구의 흡연자 비율을 통계치로 발표하고 있다(통계청, 2008 국제통계연감, p479). 따라서 통계청과 비교를 위해 20세 이상 인구에서의 흡연율을 구하였다.

변수처리의 경우 해당변수에 1~4점으로 응답한 경우는 흡연, 5점으로 응답한 경우는 비흡연으로 구분하여 흡연여부를 더미처리하였다. 그 산식은 다음과 같다.

$$\text{흡연율} = \frac{\text{흡연인구}}{20\text{세이상인구}} \times 100 \quad (1 \leq \mu 0105_1 \text{ 또는 } \mu 0205_1 \leq 4 \text{ 이면 흡연})$$

라. 음주에서의 보건의료지표 산출방식

음주율은 조사시점의 전년도 1년간 평균적인 음주횟수를 4점 척도로 조사한 문항¹⁵⁾을 통해 가구주, 가구원 전체로 나누어 살펴보았다. 음주하는 경우 평균 음주량(음주시 마시는 술잔 횟수)도 함께 살펴보았다. 그리고 세부적으로 소득분위별, 지역별로 나누어 살펴보았다. 음주율 또한 흡연율과 마찬가지로 통계청과 비교를 위해

13) 일반적으로 사회과학연구에서 0.7 이상이면 신뢰도가 있다고 본다.

14) "1년간 평균적으로 귀하는 흡연을 얼마나 하셨습니까"라는 질문에 대해 "하루에 반갑 이내"면 1, "하루에 한갑 이내"면 2, "하루에 두갑 이내"면 3, "하루에 두갑 이상"이면 4, "전혀 흡연하지 않는다"면 5로 응답하는 문항임.

15) "1년간 평균적으로 귀하는 술을 얼마나 자주 마셨습니까"라는 질문에 대해 "주 1회 이하"면 1, "주 2~3회"면 2, "주 4회 이상"이면 3, "전혀 마시지 않는다"면 4로 응답하는 문항임.

20세 이상 인구에서의 음주율을 구하였다.

변수처리의 경우 해당변수에 1~3점으로 응답한 경우는 음주, 4점으로 응답한 경우는 비음주로 구분하여 음주여부를 더미처리하였다. 그 산식은 다음과 같다.

$$\text{음주율} = \frac{\text{음주인구}}{\text{20세이상인구}} \times 100 \quad (1 \leq \mu_{105} \leq 2 \text{ 또는 } \mu_{205} \leq 3 \text{ 이면 음주})$$

2. 보건의료지표 측정결과와 추이

가. 주관적 건강상태

첫째, 소득5분위별 주관적 건강상태는 아래 표와 같다. 먼저 가구주의 주관적 건강상태는 2005년 평균 2.55점(4점 만점), 2006년 평균 2.43점이었다. 소득분위별로 살펴보면, 2005년의 경우 1분위~5분위 순으로 1.73점, 2.51점, 2.81점, 2.96점, 3.07점이었다. 2006년의 경우 1분위~5분위 순으로 1.75점, 2.44점, 2.68점, 2.76점, 2.84점이었다. 이처럼 가구주의 건강상태 점수는 소득분위가 높을수록 높은 것으로 나타났다.

연도별로 비교해 볼 때, 2006년 가구주의 주관적 건강상태 점수는 2005년에 비해 전체적으로 0.12점 감소한 것으로 나타났다. 또한 소득분위별로도 1분위를 제외하고 평균적으로 약간 감소한 것으로 나타났다.

〈표 4-2〉 소득5분위별 주관적 건강상태(가구주)

(단위: 점)

| 구분 | 전체 | 1분위 | 2분위 | 3분위 | 4분위 | 5분위 | |
|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 2005 | 평균 | 2.55 | 1.73 | 2.51 | 2.81 | 2.96 | 3.07 |
| | 표준오차 | 0.01 | 0.02 | 0.03 | 0.03 | 0.03 | 0.03 |
| 2006 | 평균 | 2.43 | 1.75 | 2.44 | 2.68 | 2.76 | 2.84 |
| | 표준오차 | 0.01 | 0.02 | 0.03 | 0.03 | 0.03 | 0.03 |

주: 점수는 건강이 아주 안좋다(0점)~아주 건강하다(4점)임.

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

다음으로 전체 가구원의 주관적 건강상태는 2005년 평균 2.80점(4점 만점), 2006년 평균 2.68점이었다. 소득분위별로 살펴보면, 2005년의 경우 1분위~5분위 순으로 2.12점, 2.75점, 2.91점, 3.07점, 5분위 3.13점이었다. 2006년의 경우도 2005년과 마찬가지로 가구원의 건강상태 점수는 소득분위가 높을수록 높은 것으로 나타났다.

연도별로 비교해 볼 때, 가구원의 주관적 건강상태 점수는 2005년에 비해 전체적으로 0.12점 감소한 것으로 나타났다. 소득분위별로도 모든 분위에서 평균적으로 약간 감소한 것으로 나타났다.

〈표 4-3〉 소득5분위별 주관적 건강상태(가구원 전체)

(단위: 점)

| 구분 | 전체 | 1분위 | 2분위 | 3분위 | 4분위 | 5분위 | |
|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 2005 | 평균 | 2.80 | 2.12 | 2.75 | 2.91 | 3.07 | 3.13 |
| | 표준오차 | 0.01 | 0.02 | 0.02 | 0.02 | 0.02 | 0.02 |
| 2006 | 평균 | 2.68 | 2.09 | 2.66 | 2.80 | 2.91 | 2.94 |
| | 표준오차 | 0.01 | 0.02 | 0.02 | 0.02 | 0.02 | 0.02 |

주: 점수는 건강이 아주 안좋다(0점)~아주 건강하다(4점)임.

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

둘째, 지역별 주관적 건강상태는 아래 표와 같다. 먼저 가구주의 주관적 건강상태는 대도시, 중소도시, 농어촌 순으로 2005년 2.58점, 2.60점, 2.11점이었다. 2006년의 경우 2.43점, 2.48점, 2.16점이었다. 이처럼 가구주의 주관적 건강상태 점수는 중소도시, 대도시, 농어촌 순으로 높게 나타났다.

연도별로 비교해 볼 때, 2006년 가구주의 주관적 건강상태 점수는 농어촌 지역을 제외하고 평균적으로 약간 감소한 것으로 나타났다.

〈표 4-4〉 지역별 주관적 건강상태(가구주)

(단위: 점)

| 구분 | 전체 | 대도시 | 중소도시 | 농어촌 | |
|------|------|------|------|------|------|
| 2005 | 평균 | 2.55 | 2.58 | 2.60 | 2.11 |
| | 표준오차 | 0.01 | 0.02 | 0.02 | 0.03 |
| 2006 | 평균 | 2.43 | 2.43 | 2.48 | 2.16 |
| | 표준오차 | 0.01 | 0.02 | 0.02 | 0.03 |

주: 점수는 건강이 아주 안좋다(0점)~아주 건강하다(4점)임.

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

다음으로 전체 가구원의 주관적 건강상태는 대도시, 중소도시, 농어촌 순으로 2.83점, 2.82점, 2.44점이었다. 2006년의 경우 2.67점, 2.72점, 2.46점이었다. 가구원의 주관적 건강상태 점수는 높은 순서대로 2005년에는 대도시, 중소도시, 농어촌 순, 2006년에는 중소도시, 대도시, 농어촌 순으로 나타났다.

연도별로 비교해 볼 때, 2006년 가구원의 주관적 건강상태 점수는 농어촌 지역을 제외하고 평균적으로 약간 감소한 것으로 나타났다.

〈표 4-5〉 지역별 주관적 건강상태(가구원 전체)

(단위: 점)

| 구분 | 전체 | 대도시 | 중소도시 | 농어촌 | |
|------|------|------|------|------|------|
| 2005 | 평균 | 2.80 | 2.83 | 2.82 | 2.44 |
| | 표준오차 | 0.01 | 0.01 | 0.01 | 0.02 |
| 2006 | 평균 | 2.68 | 2.67 | 2.72 | 2.46 |
| | 표준오차 | 0.01 | 0.01 | 0.01 | 0.02 |

주: 점수는 건강이 아주 안좋다(0점)~아주 건강하다(4점)임.
 자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

위의 결과를 바탕으로 주관적 건강상태에서의 보건의료지표를 계산하면 다음과 같다. 표와 같이 절대차이와 상대차이는 2005년과 비교할 때 2006년에는 다소 개선된 것으로 나타났다.

〈표 4-6〉 주관적 건강상태에서의 보건의료지표

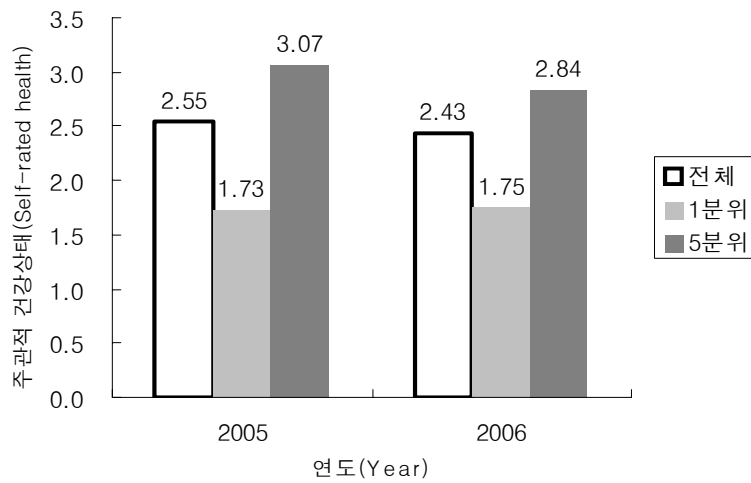
(단위: 점, 비율비)

| 구분 | 가구주 | | | | 가구원 전체 | | | |
|------|----------|------|--------|------|----------|------|--------|------|
| | 소득분위집단 간 | | 지역집단 간 | | 소득분위집단 간 | | 지역집단 간 | |
| | AD | RD | AD | RD | AD | RD | AD | RD |
| 2005 | -1.34 | 0.56 | -0.49 | 0.81 | -1.01 | 0.68 | -0.38 | 0.87 |
| 2006 | -1.09 | 0.62 | -0.32 | 0.87 | -0.85 | 0.71 | -0.26 | 0.90 |

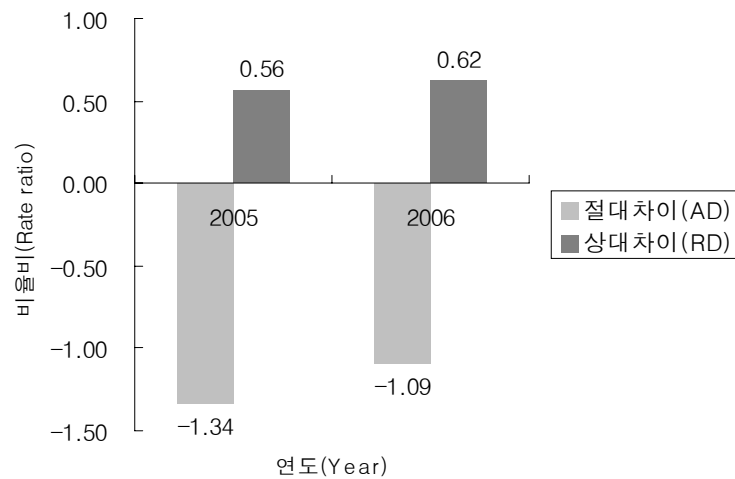
주: 점수는 건강이 아주 안좋다(0점)~아주 건강하다(4점)임.
 자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

가구주의 경우 소득분위집단 간 주관적 건강상태의 추이, 절대차이 및 상대차이를 그림으로 나타내면 아래와 같다.

[그림 4-1] 주관적 건강상태: 가구주, 소득분위집단



[그림 4-2] 주관적 건강상태에서의 보건의료지표: 가구주, 소득분위집단



나. 우울증에서의 보건의료지표

첫째, 소득5분위별 우울점수는 아래 표와 같다. 먼저 가구주의 우울점수는 2006년 평균 9.33점(60점 만점), 2007년 평균 8.76점이었다. 소득분위별로 살펴보면, 2005년의 경우 1분위~5분위 순으로 15.55점, 9.54점, 7.53점, 6.51점, 5.15점이었다. 2007년의 경우 1분위~5분위 순으로 14.27점, 8.86점, 7.17점, 5.98점, 5.10점이었다. 이처럼 가구주의 우울점수는 소득분위가 낮을수록 높은 것으로 나타났다. 특히 하위1분위의 우울점수는 평균을 훨씬 상회하며, 우울증 판별점수인 16점에 거의 근접하고 있기 때문에 나머지 분위계층에 비해 우울정도가 심한 것으로 나타났다.

연도별로 비교해 볼 때, 2007년 가구주의 우울점수는 2006년에 비해 전체적으로 0.57점 감소하였고, 소득분위별로도 모든 분위에서 평균적으로 약간 감소한 것으로 나타났다.

〈표 4-7〉 소득 5분위별 우울에 대한 인식(가구주)

(단위: 점)

| 구분 | | 전체 | 1분위 | 2분위 | 3분위 | 4분위 | 5분위 |
|------|------|------|-------|------|------|------|------|
| 2006 | 평균 | 9.33 | 15.55 | 9.54 | 7.53 | 6.51 | 5.15 |
| | 표준오차 | 0.13 | 0.24 | 0.27 | 0.27 | 0.25 | 0.24 |
| 2007 | 평균 | 8.76 | 14.27 | 8.86 | 7.17 | 5.98 | 5.10 |
| | 표준오차 | 0.13 | 0.24 | 0.27 | 0.27 | 0.26 | 0.26 |

주: 1) 극히 드물다=0점, 대부분 그렇다=3점.

2) 우울점수=11문항 총점*20/11한 값으로 최저 0점, 최고 60점.

3) 점수가 높을수록 우울감이 증가함. 우울점수가 16점 이상이면 우울증을 의심할 수 있음.

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

다음으로 전체 가구원의 우울점수는 2006년 평균 6.06점(60점 만점), 2007년 평균 5.74점이었다. 가구원의 우울점수도 가구주와 마찬가지로 소득분위가 낮을수록 높은 것으로 나타났다. 연도별로 비교해 볼 때, 2007년의 우울점수는 2006년에 비해 전체적으로 0.32점 감소하였고, 분위별로도 5분위를 제외하고 평균적으로 약간 감소한 것으로 나타났다.

〈표 4-8〉 소득 5분위별 우울에 대한 인식(가구원 전체)

(단위: 점)

| 구분 | 전체 | 1분위 | 2분위 | 3분위 | 4분위 | 5분위 | |
|------|------|------|-------|------|------|------|------|
| 2006 | 평균 | 6.06 | 10.87 | 6.16 | 5.06 | 4.51 | 3.70 |
| | 표준오차 | 0.07 | 0.16 | 0.16 | 0.15 | 0.15 | 0.14 |
| 2007 | 평균 | 5.74 | 10.18 | 5.79 | 4.72 | 4.23 | 3.77 |
| | 표준오차 | 0.07 | 0.17 | 0.16 | 0.15 | 0.15 | 0.15 |

주: 1) 극히 드물다=0점, 대부분 그렇다=3점.

2) 우울점수=11문항 총점*20/11한 값으로 최저 0점, 최고 60점.

3) 점수가 높을수록 우울감이 증가함. 우울점수가 16점 이상이면 우울증을 의심할 수 있음.

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

둘째, 지역별 우울점수는 아래 표와 같다. 먼저 가구주의 우울점수는 2006년의 경우 대도시 9.41점, 중소도시 9.12점, 농어촌 10.02점이었다. 2007년의 경우 각각 8.86점, 8.36점, 10.41점이었다. 이와 같이 가구주의 우울점수는 농어촌이 가장 높고, 다음으로 대도시, 중소도시 순으로 나타났다.

연도별로 비교해 볼 때, 2007년 가구주의 우울점수는 2006년에 비해 농어촌 지역에서는 평균적으로 증가한 것으로, 대도시와 중소도시에서는 평균적으로 약간 감소한 것으로 나타났다.

〈표 4-9〉 지역별 우울에 대한 인식(가구주)

(단위: 점)

| 구분 | 전체 | 대도시 | 중소도시 | 농어촌 | |
|------|------|------|------|------|-------|
| 2006 | 평균 | 9.33 | 9.41 | 9.12 | 10.02 |
| | 표준오차 | 0.13 | 0.18 | 0.21 | 0.31 |
| 2007 | 평균 | 8.76 | 8.86 | 8.36 | 10.41 |
| | 표준오차 | 0.13 | 0.19 | 0.22 | 0.29 |

주: 1) 극히 드물다=0점, 대부분 그렇다=3점.

2) 우울점수=11문항 총점*20/11한 값으로 최저 0점, 최고 60점.

3) 점수가 높을수록 우울감이 증가함. 우울점수가 16점 이상이면 우울증을 의심할 수 있음.

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

다음으로 전체 가구원의 우울점수는 농어촌, 대도시, 중소도시 순으로 높게 나타났다. 2007년 가구원의 우울점수는 2006년에 비해 농어촌 지역에서는 평균적으로 증가하였고, 대도시와 중소도시에서는 평균적으로 약간 감소한 것으로 나타났다.

〈표 4-10〉 지역별 우울에 대한 인식(가구원 전체)

(단위: 점)

| 구분 | 전체 | | 대도시 | | 중소도시 | | 농어촌 | |
|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | 평균 | 표준오차 | 평균 | 표준오차 | 평균 | 표준오차 | 평균 | 표준오차 |
| 2006 | 6.06 | 0.07 | 6.20 | 0.10 | 5.82 | 0.12 | 6.63 | 0.19 |
| | 5.74 | 0.07 | 5.97 | 0.11 | 5.26 | 0.12 | 7.26 | 0.18 |
| 2007 | 6.06 | 0.07 | 6.20 | 0.10 | 5.82 | 0.12 | 6.63 | 0.19 |
| | 5.74 | 0.07 | 5.97 | 0.11 | 5.26 | 0.12 | 7.26 | 0.18 |

주: 1) 극히 드물다=0점, 대부분 그렇다=3점.
 2) 우울점수=11문항 총점*20/11한 값으로 최저 0점, 최고 60점.
 3) 점수가 높을수록 우울감이 증가함. 우울점수가 16점 이상이면 우울증을 의심할 수 있음.
 자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

위의 결과를 바탕으로 우울증에서의 보건의료지표를 계산하면 다음과 같다. 표와 같이 소득분위집단 간 우울점수의 절대차이, 상대차이는 2006년과 비교할 때 2007년에는 다소 개선된 것으로 나타났다. 그러나 지역집단 간 우울점수의 절대차이, 상대차이는 다소 악화된 것으로 나타났다.

〈표 4-11〉 우울에서의 보건의료지표

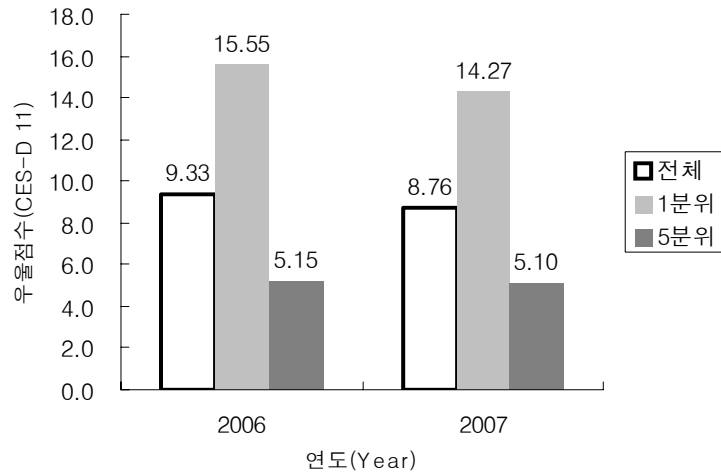
(단위: 점, 비율비)

| 구분 | 가구주 | | | | 가구원 전체 | | | |
|------|----------|------|--------|------|----------|------|--------|------|
| | 소득분위집단 간 | | 지역집단 간 | | 소득분위집단 간 | | 지역집단 간 | |
| | AD | RD | AD | RD | AD | RD | AD | RD |
| 2006 | 10.40 | 3.02 | 0.90 | 1.10 | 7.17 | 2.94 | 0.81 | 1.14 |
| 2007 | 9.17 | 2.80 | 2.05 | 1.25 | 6.41 | 2.70 | 2.00 | 1.38 |

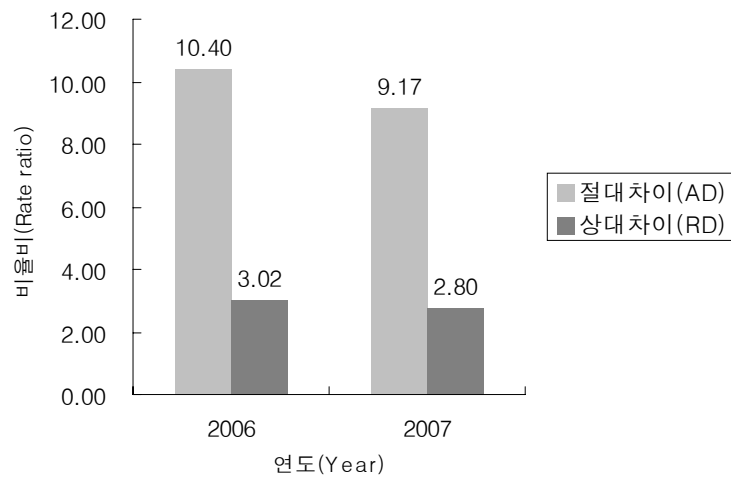
자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

가구주의 경우 소득분위집단 간 우울점수의 추이, 절대차이 및 상대차이를 그림으로 요약하면 아래와 같다.

[그림 4-3] 우울에 대한 인식(우울점수): 가구주, 소득분위집단



[그림 4-4] 우울증에서의 보건의료지표: 가구주, 소득분위집단



다. 흡연에서의 보건의료지표

첫째, 소득분위별 흡연율은 아래 표와 같다. 흡연율은 가구주의 경우 2005년 42.89%, 2006년 41.81%로 나타났다. 또한 흡연인구 중 하루에 한 갑 이내 흡연하는 비율이 2005년과 2006년 각각 절반 이상을 차지하고 있는 것으로 나타났다. 2006년의 흡연율은 2005년에 비해 전체적으로 감소했지만, 흡연자 중 하루 반 갑 이상을 피우는 비율은 오히려 증가한 것으로 나타났다.

가구주의 흡연율을 소득분위별로 살펴볼 때, 일정한 경향성은 나타나지 않았다. 하지만 2005년에서 2006년으로 넘어가면서 2, 3분위 흡연율은 약간 증가하였고, 나머지 분위에서는 약간 감소한 것으로 나타났다.

〈표 4-12〉 소득5분위별 흡연율 및 흡연량(가구주)

(단위: %)

| 구분 | | 전체 | 1분위 | 2분위 | 3분위 | 4분위 | 5분위 | |
|------|------------|----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 2005 | 비율 | 42.89 | 32.99 | 45.89 | 46.20 | 47.83 | 45.28 | |
| | 흡연 =100 | 하루 반갑 이내 | 35.35 | 44.52 | 29.83 | 31.03 | 35.69 | 35.81 |
| | | 하루 한갑 이내 | 53.90 | 46.66 | 57.48 | 58.30 | 54.50 | 52.46 |
| | | 하루 두갑 이내 | 9.45 | 7.43 | 11.16 | 9.23 | 9.38 | 10.02 |
| | | 하루 두갑 이상 | 1.30 | 1.39 | 1.53 | 1.44 | 0.43 | 1.71 |
| 2006 | 비율 | 41.81 | 31.44 | 48.62 | 47.00 | 43.28 | 43.22 | |
| | 흡연 =100 | 하루 반갑 이내 | 33.35 | 40.43 | 30.73 | 27.83 | 32.77 | 35.45 |
| | | 하루 한갑 이내 | 54.56 | 49.53 | 55.77 | 59.22 | 55.92 | 52.04 |
| | | 하루 두갑 이내 | 10.49 | 8.29 | 12.52 | 11.06 | 9.87 | 10.46 |
| | | 하루 두갑 이상 | 1.61 | 1.75 | 0.98 | 1.90 | 1.44 | 2.04 |

주: 20세 이상 인구 중 흡연율임.

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

가구원 전체의 경우 2005년 25.25%, 2006년 25.74%로 나타났다. 2006년의 경우 전체 흡연율과 흡연인구 중 흡연량 분포는 2006년 기준 통계청 자료와 유사한 분포로 나타났다. 가구원 전체의 흡연율도 소득분위별로 살펴볼 때, 일정한 경향성이 나타나지 않았다.

〈표 4-13〉 소득5분위별 흡연율 및 흡연량(가구원 전체)

(단위: %)

| 구분 | | 전체 | 1분위 | 2분위 | 3분위 | 4분위 | 5분위 | |
|---------------|------------|----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 2005 | 비율 | 25.25 | 23.12 | 26.63 | 25.48 | 26.00 | 25.25 | |
| | 흡연 =100 | 하루 반갑 이내 | 38.25 | 46.17 | 33.77 | 34.24 | 38.84 | 38.20 |
| | | 하루 한갑 이내 | 52.34 | 45.97 | 55.62 | 56.32 | 52.73 | 51.08 |
| | | 하루 두갑 이내 | 8.34 | 6.75 | 9.36 | 8.27 | 7.93 | 9.39 |
| | | 하루 두갑 이상 | 1.07 | 1.11 | 1.25 | 1.17 | 0.50 | 1.33 |
| 2006 | 비율 | 25.74 | 23.01 | 28.84 | 26.87 | 24.82 | 25.64 | |
| | 흡연 =100 | 하루 반갑 이내 | 36.52 | 41.91 | 33.96 | 31.88 | 34.09 | 40.79 |
| | | 하루 한갑 이내 | 52.20 | 49.19 | 53.58 | 56.08 | 53.20 | 48.94 |
| | | 하루 두갑 이내 | 9.57 | 7.43 | 11.24 | 10.03 | 10.31 | 8.76 |
| | | 하루 두갑 이상 | 1.71 | 1.46 | 1.22 | 2.01 | 2.40 | 1.51 |
| 2006 (통계청) | 비율 | 27.30 | - | - | - | - | - | |
| | 흡연 =100 | 하루 반갑 이내 | 40.40 | - | - | - | - | - |
| | | 하루 한갑 이내 | 50.70 | - | - | - | - | - |
| | | 하루 두갑 이내 | 8.60 | - | - | - | - | - |
| | | 하루 두갑 이상 | 0.30 | - | - | - | - | - |

주: 20세 이상 인구 중 흡연율임.

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

둘째, 지역별 흡연율은 아래 표와 같다. 가구주의 경우 2005년과 2006년 모두 지역적으로 흡연율이 가장 높은 곳은 중소도시로 나타났으며, 그 다음으로 대도시, 농어촌 순으로 나타났다.

〈표 4-14〉 지역별 흡연율 및 흡연량(가구주)

(단위: %)

| 구분 | | 전체 | 대도시 | 중소도시 | 농어촌 | |
|------|------------|----------|-------|-------|-------|-------|
| 2005 | 비율 | 42.89 | 42.17 | 44.71 | 36.96 | |
| | 흡연 =100 | 하루 반갑 이내 | 35.35 | 37.13 | 33.36 | 36.53 |
| | | 하루 한갑 이내 | 53.90 | 52.72 | 55.70 | 49.85 |
| | | 하루 두갑 이내 | 9.45 | 8.72 | 9.80 | 12.18 |
| | | 하루 두갑 이상 | 1.30 | 1.43 | 1.13 | 1.44 |
| 2006 | 비율 | 41.81 | 41.08 | 43.63 | 36.06 | |
| | 흡연 =100 | 하루 반갑 이내 | 33.35 | 34.34 | 32.10 | 35.07 |
| | | 하루 한갑 이내 | 54.56 | 53.21 | 55.91 | 54.48 |
| | | 하루 두갑 이내 | 10.49 | 10.99 | 10.13 | 9.52 |
| | | 하루 두갑 이상 | 1.61 | 1.46 | 1.87 | 0.93 |

주: 20세 이상 인구 중 흡연율임.

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

다음으로 가구원 전체의 경우 흡연율은 가구주와 마찬가지로 지역적으로는 중소도시, 대도시, 농어촌 순으로 높게 나타났다.

가구주와 가구원 전체의 흡연율을 살펴볼 때, 2005년에서 2006년으로 넘어가면서 가구주의 흡연율은 지역별로 모두 약간씩 감소했다. 하지만 가구원 전체의 흡연율은 지역별로 모두 약간씩 증가했으며, 특히 흡연량에서 하루 두갑 이상 피는 비율이 중소도시 지역에서 타지역에 비해 상당히 증가한 것으로 나타났다.

〈표 4-15〉 지역별 흡연율 및 흡연량(가구원 전체)

(단위: %)

| 구분 | | 전체 | 대도시 | 중소도시 | 농어촌 | |
|------|------------|----------|-------|-------|-------|-------|
| 2005 | 비율 | 25.25 | 25.22 | 25.89 | 21.67 | |
| | 흡연 =100 | 하루 반갑 이내 | 38.25 | 40.03 | 36.09 | 39.90 |
| | | 하루 한갑 이내 | 52.34 | 51.23 | 54.09 | 48.45 |
| | | 하루 두갑 이내 | 8.34 | 7.63 | 8.82 | 10.44 |
| | | 하루 두갑 이상 | 1.07 | 1.12 | 1.00 | 1.21 |
| 2006 | 비율 | 25.74 | 25.67 | 26.39 | 22.39 | |
| | 흡연 =100 | 하루 반갑 이내 | 36.52 | 37.97 | 34.65 | 38.89 |
| | | 하루 한갑 이내 | 52.20 | 51.03 | 53.58 | 51.14 |
| | | 하루 두갑 이내 | 9.57 | 9.76 | 9.47 | 8.88 |
| | | 하루 두갑 이상 | 1.71 | 1.24 | 2.30 | 1.09 |

주: 20세 이상 인구 중 흡연율임.
자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

위의 결과를 바탕으로 흡연에서의 보건의료지표를 계산하면 다음과 같다. 표와 같이 소득분위집단 간 흡연율의 절대차이, 상대차이는 2006년의 경우 2005년에 비해 다소 악화된 것으로 나타났다. 반면 지역집단 간 흡연율은 가구주의 경우 절대차이는 약간 증가하였고, 가구원 전체의 경우 약간 감소하였다.

〈표 4-16〉 흡연에서의 보건의료지표

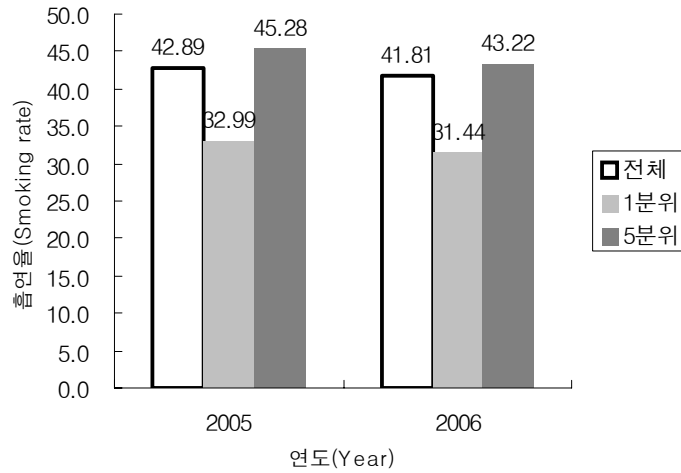
(단위: 점, 비율비)

| 구분 | 가구주 | | | | 가구원 전체 | | | |
|------|----------|------|--------|------|----------|------|--------|------|
| | 소득분위집단 간 | | 지역집단 간 | | 소득분위집단 간 | | 지역집단 간 | |
| | AD | RD | AD | RD | AD | RD | AD | RD |
| 2005 | 14.84 | 1.45 | 7.75 | 1.21 | 3.51 | 1.15 | 4.22 | 1.19 |
| 2006 | 17.18 | 1.55 | 7.57 | 1.21 | 5.83 | 1.25 | 4.00 | 1.18 |

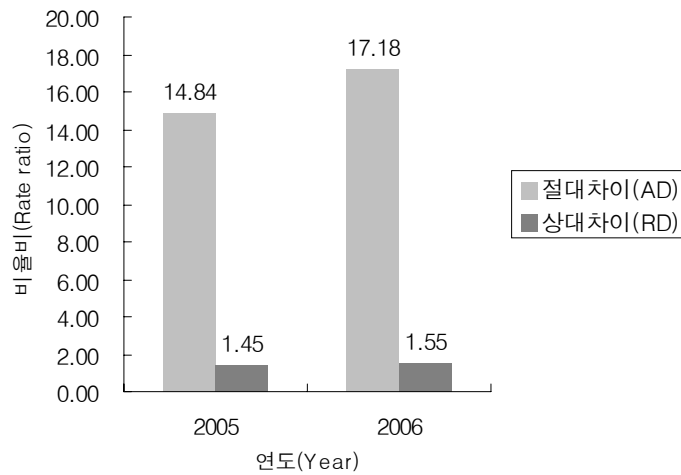
주: 20세 이상 인구 중 흡연율임.
자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

가구주의 경우 소득분위집단 간 흡연율의 추이, 절대차이 및 상대차이를 그림으로 요약하면 아래와 같다.

[그림 4-5] 흡연율: 가구주, 소득분위집단



[그림 4-6] 흡연율: 가구주, 소득분위집단



라. 음주에서의 보건의료지표

첫째, 소득5분위별 음주율, 평균음주횟수, 평균음주량은 아래 표와 같다. 가구주의 경우 음주율은 2005년 66.28%, 2006년 69.43%로 나타났다. 소득분위별로 볼 때, 소득분위가 높을수록 음주율도 높게 나타났다. 음주횟수의 경우 주 1회 이하의 비율이 가장 높았고, 음주량의 경우 음주시 7~9잔 정도 마시는 비율이 가장 높게 나타났다.

〈표 4-17〉 소득5분위별 음주율, 평균음주횟수, 평균음주량(가구주)

(단위: %)

| 구분 | | | 전체 | 1분위 | 2분위 | 3분위 | 4분위 | 5분위 | |
|------------|------------|----------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 2005 | 비율 | | 66.28 | 45.67 | 66.38 | 71.38 | 74.60 | 81.07 | |
| | 음주 =100 | 음주 횟수 | 주 1회 이하 | 44.79 | 45.70 | 44.20 | 43.86 | 42.58 | 47.41 |
| | | | 주 2~3회 | 35.75 | 28.54 | 35.09 | 37.42 | 39.25 | 37.19 |
| | | | 주 4회 이상 | 19.46 | 25.76 | 20.71 | 18.71 | 18.17 | 15.40 |
| | 음주 =100 | 음주 량 | 1~2잔 정도 | 13.29 | 25.75 | 12.42 | 10.19 | 10.21 | 9.91 |
| | | | 3~4잔 정도 | 20.02 | 23.04 | 23.11 | 21.04 | 18.16 | 15.97 |
| | | | 5~6잔 정도 | 16.97 | 13.44 | 17.09 | 17.60 | 18.55 | 17.60 |
| | | | 7~9잔 정도 | 26.27 | 20.60 | 24.96 | 28.87 | 26.04 | 29.67 |
| | | | 10잔 이상 | 23.45 | 17.17 | 22.42 | 22.31 | 27.04 | 26.85 |
| | 2006 | 비율 | | 69.43 | 46.96 | 69.47 | 75.87 | 80.76 | 84.07 |
| 음주 =100 | | 음주 횟수 | 주 1회 이하 | 46.05 | 46.76 | 46.99 | 45.15 | 44.27 | 47.21 |
| | | | 주 2~3회 | 34.84 | 26.79 | 31.67 | 34.81 | 40.80 | 38.32 |
| | | | 주 4회 이상 | 19.10 | 26.45 | 21.34 | 20.04 | 14.92 | 14.47 |
| 음주 =100 | | 음주 량 | 1~2잔 정도 | 16.14 | 28.20 | 15.23 | 12.52 | 11.52 | 14.85 |
| | | | 3~4잔 정도 | 19.90 | 23.18 | 21.25 | 19.16 | 16.92 | 19.64 |
| | | | 5~6잔 정도 | 14.25 | 12.37 | 15.00 | 14.63 | 12.49 | 16.47 |
| | | | 7~9잔 정도 | 27.05 | 21.43 | 29.71 | 29.58 | 31.97 | 22.39 |
| | | | 10잔 이상 | 22.66 | 14.81 | 18.81 | 24.11 | 27.10 | 26.65 |

주: 20세 이상 인구 중 음주율임.
자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

가구원의 경우 음주율은 2005년 52.10%, 2006년 58.98%로 나타났다. 가구주와 마찬가지로 소득분위별로 볼 때, 소득분위가 높을수록 음주율도 높게 나타났다. 음주횟수의 경우 주 1회 이하의 비율이 가장 높았고, 음주량의 경우 음주시 7~9잔 정도 마시는 비율이 가장 높게 나타났다.

〈표 4-18〉 소득5분위별 음주율, 평균음주횟수, 평균음주량(가구원 전체)

(단위: %)

| 구분 | | 전체 | 1분위 | 2분위 | 3분위 | 4분위 | 5분위 | |
|------------|------------|----------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 2005 | 비율 | 52.10 | 37.71 | 50.90 | 55.74 | 58.28 | 59.03 | |
| | 음주 =100 | 음주 횟수 | 주 1회 이하 | 57.75 | 55.24 | 56.56 | 57.24 | 58.99 |
| | | | 주 2~3회 | 28.94 | 25.15 | 28.65 | 29.98 | 29.91 |
| | | | 주 4회 이상 | 13.31 | 19.61 | 14.80 | 12.78 | 11.10 |
| | 음주 =100 | 음주 량 | 1~2잔 정도 | 21.84 | 29.07 | 20.16 | 21.22 | 19.94 |
| | | | 3~4잔 정도 | 23.85 | 24.47 | 25.53 | 25.04 | 23.26 |
| | | | 5~6잔 정도 | 15.51 | 12.95 | 14.96 | 15.56 | 17.05 |
| | | | 7~9잔 정도 | 20.88 | 18.32 | 20.99 | 22.31 | 19.84 |
| | | 10잔 이상 | 17.92 | 15.18 | 18.36 | 15.87 | 19.92 | |
| | 2006 | 비율 | 58.95 | 41.20 | 57.94 | 64.68 | 66.45 | 66.19 |
| 음주 =100 | | 음주 횟수 | 주 1회 이하 | 59.60 | 56.14 | 59.96 | 60.28 | 59.92 |
| | | | 주 2~3회 | 27.78 | 23.85 | 26.22 | 26.91 | 30.43 |
| | | | 주 4회 이상 | 12.62 | 20.02 | 13.82 | 12.81 | 9.65 |
| 음주 =100 | | 음주 량 | 1~2잔 정도 | 27.38 | 32.81 | 27.98 | 26.19 | 25.93 |
| | | | 3~4잔 정도 | 22.57 | 24.85 | 22.61 | 23.38 | 20.50 |
| | | | 5~6잔 정도 | 12.62 | 11.75 | 12.88 | 12.24 | 12.16 |
| | | | 7~9잔 정도 | 20.77 | 18.23 | 22.17 | 21.45 | 22.51 |
| | | 10잔 이상 | 16.66 | 12.36 | 14.36 | 16.73 | 18.90 | |

주: 20세 이상 인구 중 음주율임.

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

둘째, 지역별 음주율, 평균음주횟수, 평균음주량은 아래 표와 같다. 가구주의 경우 음주율이 가장 높은 지역은 중소도시, 그 다음으로 대도시, 농어촌 순으로 나타났다. 음주횟수의 경우 주 4회 이상 마신다는 비율은 농어촌, 중소도시, 대도시 순으로 높게 나타났다. 또한 음주량의 경우 7~9잔 이상 마신다는 비율은 중소도시, 대도시, 농어촌 순으로 높게 나타났다.

〈표 4-19〉 지역별 음주율, 평균음주횟수, 평균음주량(가구주)

(단위: %)

| 구분 | | 전체 | 대도시 | 중소도시 | 농어촌 | | |
|------------|------------|----------|---------|-------|-------|-------|-------|
| 2005 | 비율 | | 66.28 | 64.60 | 69.45 | 58.62 | |
| | 음주 =100 | 음주 횟수 | 주 1회 이하 | 44.79 | 48.23 | 43.10 | 32.92 |
| | | | 주 2~3회 | 35.75 | 35.79 | 35.21 | 39.12 |
| | | | 주 4회 이상 | 19.46 | 15.98 | 21.69 | 27.95 |
| | 음주 =100 | 음주 량 | 1~2잔 정도 | 13.29 | 12.40 | 13.01 | 21.26 |
| | | | 3~4잔 정도 | 20.02 | 23.24 | 16.84 | 19.61 |
| | | | 5~6잔 정도 | 16.97 | 18.37 | 15.99 | 14.05 |
| | | | 7~9잔 정도 | 26.27 | 23.67 | 28.85 | 26.51 |
| | | 10잔 이상 | 23.45 | 22.32 | 25.32 | 18.57 | |
| | 2006 | 비율 | | 69.43 | 69.70 | 70.71 | 60.94 |
| 음주 =100 | | 음주 횟수 | 주 1회 이하 | 46.05 | 48.21 | 45.25 | 36.89 |
| | | | 주 2~3회 | 34.84 | 35.10 | 34.36 | 36.20 |
| | | | 주 4회 이상 | 19.10 | 16.68 | 20.39 | 26.91 |
| 음주 =100 | | 음주 량 | 1~2잔 정도 | 16.14 | 16.48 | 14.80 | 22.30 |
| | | | 3~4잔 정도 | 19.90 | 20.36 | 19.28 | 20.77 |
| | | | 5~6잔 정도 | 14.25 | 14.16 | 14.81 | 11.33 |
| | | | 7~9잔 정도 | 27.05 | 26.94 | 27.91 | 22.36 |
| | | 10잔 이상 | 22.66 | 22.06 | 23.20 | 23.24 | |

주: 20세 이상 인구 중 음주율임.

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

가구원의 경우도 중소도시의 음주율이 가장 높게 나타났고, 음주횟수의 경우도 가구주와 마찬가지로 주 4회 이상 마신다는 비율이 농어촌, 중소도시, 대도시 순으로 높게 나타났다.

〈표 4-20〉 지역별 음주율, 평균음주횟수, 평균음주량(가구원 전체)

(단위: %)

| 구분 | | 전체 | 대도시 | 중소도시 | 농어촌 | |
|------------------|------------------|---------|-------|-------|-------|-------|
| 2005 | 비율 | 52.10 | 51.13 | 54.30 | 45.46 | |
| | 음주 =100 횟수 | 주 1회 이하 | 57.75 | 60.62 | 56.22 | 47.38 |
| | | 주 2~3회 | 28.94 | 28.24 | 29.16 | 32.47 |
| | | 주 4회 이상 | 13.31 | 11.14 | 14.61 | 20.15 |
| | 음주량 | 1~2잔 정도 | 21.84 | 21.63 | 21.08 | 28.77 |
| | | 3~4잔 정도 | 23.85 | 26.10 | 21.77 | 21.94 |
| | | 5~6잔 정도 | 15.51 | 16.36 | 14.92 | 13.38 |
| | | 7~9잔 정도 | 20.88 | 18.59 | 23.32 | 20.50 |
| | | 10잔 이상 | 17.92 | 17.33 | 18.90 | 15.40 |
| | 2006 | 비율 | 58.95 | 59.80 | 59.59 | 50.01 |
| 음주 =100 횟수 | | 주 1회 이하 | 59.60 | 61.37 | 58.75 | 52.24 |
| | | 주 2~3회 | 27.78 | 27.38 | 27.97 | 29.43 |
| | | 주 4회 이상 | 12.62 | 11.25 | 13.28 | 18.33 |
| 음주량 | | 1~2잔 정도 | 27.38 | 28.13 | 26.08 | 30.78 |
| | | 3~4잔 정도 | 22.57 | 22.77 | 22.24 | 23.32 |
| | | 5~6잔 정도 | 12.62 | 12.21 | 13.40 | 10.33 |
| | | 7~9잔 정도 | 20.77 | 20.76 | 21.16 | 18.13 |
| | | 10잔 이상 | 16.66 | 16.13 | 17.11 | 17.44 |

주: 20세 이상 인구 중 음주율임.
자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

위의 결과를 바탕으로 음주에서의 보건의료지표를 계산하면 다음과 같다. 표와 같이 소득분위집단 간 음주율의 절대차이, 상대차이는 2006년의 경우 2005년에 비해 다소 악화된 것으로 나타났다. 반면 지역집단 간 음주율은 가구주의 경우 절대차이는 약간 감소하였고, 가구원 전체의 경우 약간 증가하였다.

〈표 4-21〉 음주에서의 보건의료지표

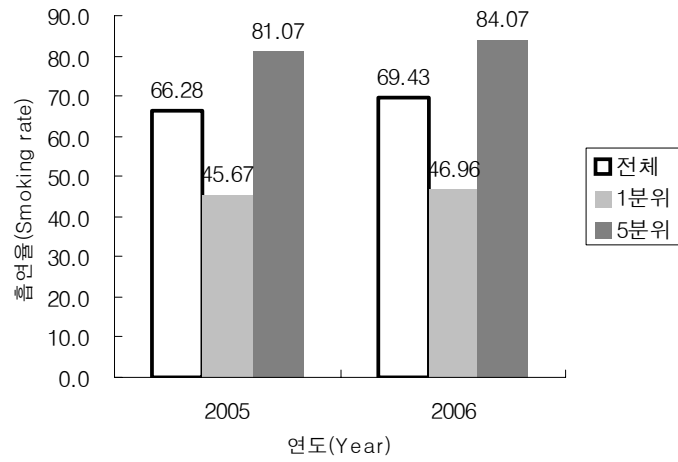
(단위: 점, 비율비)

| 구분 | 가구주 | | | | 가구원 전체 | | | |
|------|----------|------|--------|------|----------|------|--------|------|
| | 소득분위집단 간 | | 지역집단 간 | | 소득분위집단 간 | | 지역집단 간 | |
| | AD | RD | AD | RD | AD | RD | AD | RD |
| 2005 | 35.40 | 1.78 | 10.83 | 1.18 | 21.32 | 1.57 | 8.84 | 1.19 |
| 2006 | 37.11 | 1.79 | 9.77 | 1.16 | 25.25 | 1.61 | 9.79 | 1.20 |

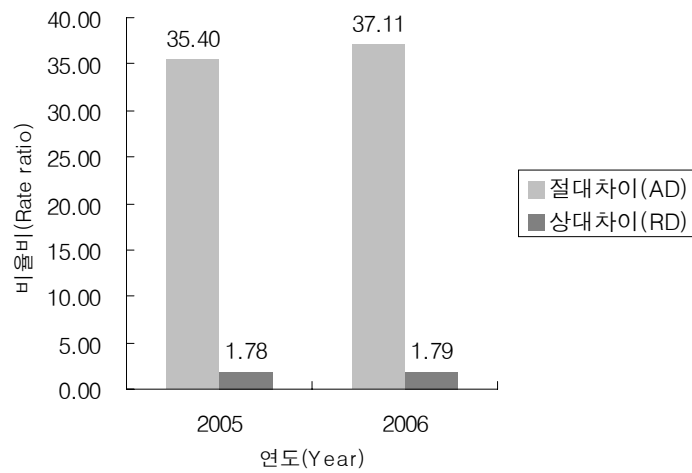
주: 20세 이상 인구 중 음주율임.
자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료.

가구주의 경우 소득분위집단 간 음주율의 추이, 절대차이 및 상대차이를 그림으로 요약하면 아래와 같다.

[그림 4-7] 음주율: 가구주, 소득분위집단



[그림 4-8] 음주율: 가구주, 소득분위집단



V. 근로지표

1. 근로지표 산출 방식

가. 경제활동참가율 및 실업률

경제활동참가율 및 실업률은 대표적 근로 관련 지표라고 할 수 있다. 경제활동참가율은 만15세 이상 인구 중에서 근로능력 또는 근로의사가 없거나, 가사, 학업 등의 사유로 취업도 실업도 아닌 상태에 있는 비경제활동인구를 제외한, 경제활동인구의 비율을 나타내는 지표이다. 실업률은 경제활동인구 중에서 일할 의사와 능력을 가지고 있으면서도, 전혀 일을 하지 못하였으며 일자리를 찾아 적극적으로 구직활동¹⁶⁾을 한 사람의 비율을 나타낸다. 한편, 근로 지표에서 성별과 학력이 주요한 변수가 되기 때문에 소득과 지역 변수 외에 성별과 학력에 따른 근로지표의 추이를 추가적으로 살펴보기로 한다.

$$\begin{aligned} \text{경제활동참가율} &= \frac{\text{경제활동인구}}{\text{15세이상인구}} \times 100 \\ \text{실업률} &= \frac{\text{실업자}}{\text{경제활동인구}} \times 100 \end{aligned}$$

나. 정규직 비율

정규직 비율은 임금근로자 중에서 정규직이 차지하는 비율로 정의할 수 있다.

$$\text{정규직비율} = \frac{\text{정규직근로자}}{\text{임금근로자}} \times 100$$

16) 구직활동 기간을 어떻게 설정하느냐에 따라 실업률이 달라지는데, ILO에서는 1주일, OECD에서는 4주를 기준으로 하고 있다. 한국복지패널은 12월 31일을 기준으로 지난 4주 동안 구직활동을 한 사람을 실업자로 정의한다.

한국복지패널 1차년도와 2차년도의 변수가 바뀔에 따라, 각각 다른 방식으로 정규직과 비정규직을 정의하였다. 1차 자료에서는 고용형태(h0103_5), 근로시간 형태(h0103_6) 변수를 활용해, 노사정위원회 합의사항(2002. 7)에 의거한 정규직과 비정규직(한시적, 시간제, 비전형)을 <표 5-1>과 같이 구분할 수 있다.

<표 5-1> 한국복지패널 1차 자료의 정규직/비정규직 정의

| 고용형태(h0103_5) | 근로시간형태(h0103_6) | 구분 |
|---------------|-----------------|------|
| 한시적(=1) | 시간제(=1) | 비정규직 |
| | 전일제(=2) | |
| 비전형(=2) | 시간제(=1) | |
| | 전일제(=2) | |
| 정규직(=3) | 시간제(=1) | 정규직 |
| | 전일제(=2) | |

자료: 한국복지패널 1차년도 사용자 지침서

1차 자료의 고용형태 변수(h0103_5)가 2차 때 고용관계 변수(h0203_aq1)와 근로계약의 유무 및 근로지속가능성 변수(h0203_aq2)로 분리됨에 따라 2차 자료에서의 정규직과 비정규직은 <표 5-2>와 같이 구분된다.

<표 5-2> 한국복지패널 2차 자료의 정규직/비정규직 정의

| 고용관계(h0203_aq1) | 근로시간형태(h0203_6) | 근로계약유무, 근로지속가능성(h0203_aq2) | 구분 |
|-----------------|-----------------|----------------------------|------|
| 직접고용(=1) | 전일제(=2) | 지속가능 무기근로(=1) | 정규직 |
| | | 지속불가능 무기근로(=2) | |
| | | 지속가능 유기근로(=3) | 비정규직 |
| | | 지속불가능 유기근로(=4) | |
| 시간제(=1) | - | | |
| 간접고용(=2) | - | - | |
| 특수고용(=3) | - | - | |

자료: 한국복지패널 2차년도 사용자 지침서

각 연도의 추이를 직접적으로 비교할 때에는 1, 2차년도 변수의 변동에 따른 오차가 발생할 수 있다는 점을 염두에 두어야 한다.

다. 유해환경 근로 비율

유해환경 근로 비율은 근로의 질을 나타내는 지표로 2005년, 2006년 1년간 일을 한 경험이 있는 사람 중에서 안전설비가 잘 갖추어져 있지 않거나, 작업장 오염 등으로 인한 유해한 환경에서 일한 경험이 있는 사람(p0103_2=1, p0203_2=1)의 비율을 나타낸다.

$$\text{유해환경근로비율} = \frac{\text{유해환경에서 일한 경험 있는 사람}}{\text{근로경험이 있는 사람}} \times 100$$

2. 근로지표 측정결과와 추이

가. 경제활동참가율 및 실업률

2005년 12월 31일 기준 가구주의 경제활동참가율은 79.14%, 실업률은 4.48%로 나타났으며, 가구주를 포함한 가구원 전체 경제활동참가율은 57.21%, 실업률은 7.75%로 나타났다. 2006년 12월 31일 기준 가구주의 경제활동참가율은 77.99%, 실업률은 4.30%로 나타났으며, 가구주를 포함한 가구원 전체 경제활동참가율은 57.00%, 실업률은 6.61%로 나타나, 1차년도에 비해 2차년도의 경제활동참가율 및 실업률이 다소 감소한 것으로 나타났다.

먼저, 소득분위별 분석 결과, 소득 분위가 높을수록 경제활동참가율이 높고 실업률이 낮은 것으로 나타났다. 이는 가구주와 가구원전체, 1차와 2차 분석 결과에서 동일하게 나타났으며, [그림 5-1]에서도 확인할 수 있다.

〈표 5-3〉 소득 5분위별 경제활동참가율 및 실업률 (가구주)

(단위: %)

| | | 전체 | 1분위 | 2분위 | 3분위 | 4분위 | 5분위 |
|---------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 경제활동참가율 | 2005 | 79.14 | 50.97 | 81.53 | 87.51 | 91.96 | 94.35 |
| | 2006 | 77.99 | 48.55 | 81.94 | 86.94 | 91.95 | 93.66 |
| 실업률 | 2005 | 4.48 | 12.74 | 5.50 | 2.87 | 2.34 | 1.03 |
| | 2006 | 4.30 | 14.58 | 4.84 | 2.58 | 1.09 | 0.84 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료

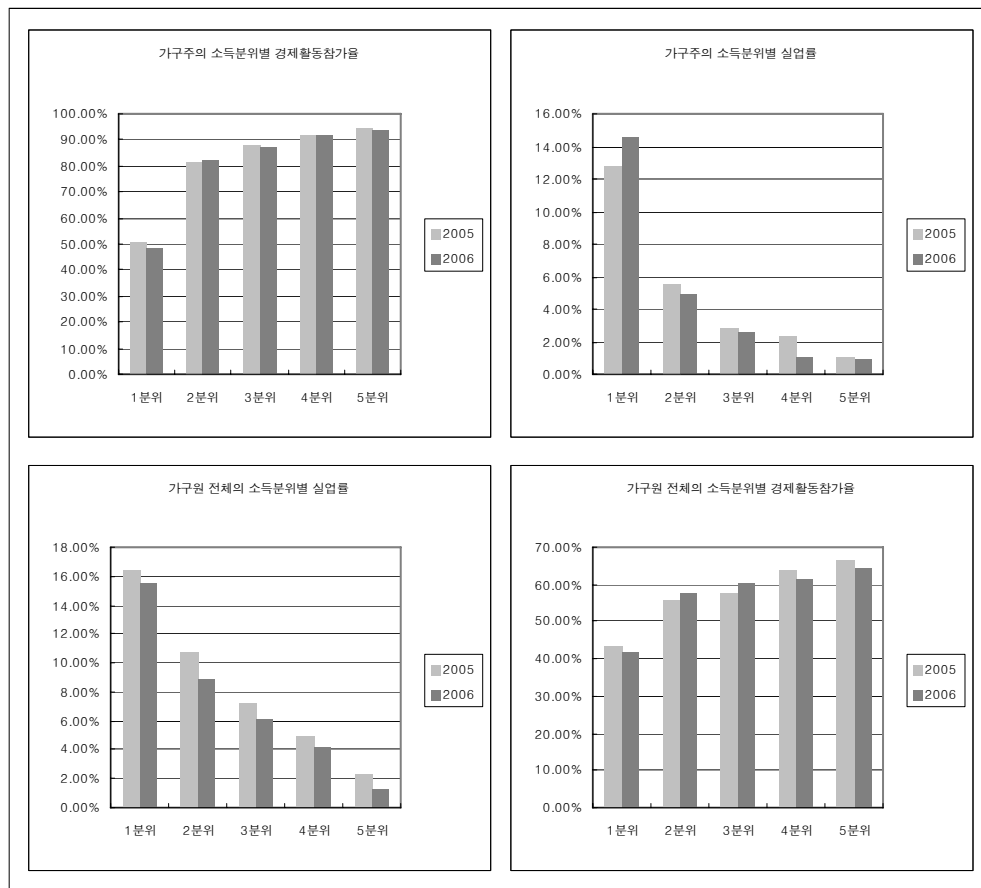
〈표 5-4〉 소득 5분위별 경제활동참가율 및 실업률 (가구원 전체)

(단위: %)

| | | 전체 | 1분위 | 2분위 | 3분위 | 4분위 | 5분위 |
|---------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 경제활동참가율 | 2005 | 57.21 | 43.36 | 56.11 | 57.52 | 63.65 | 66.36 |
| | 2006 | 57.00 | 41.70 | 57.55 | 60.53 | 61.81 | 64.62 |
| 실업률 | 2005 | 7.75 | 16.45 | 10.71 | 7.22 | 4.97 | 2.38 |
| | 2006 | 6.61 | 15.51 | 8.92 | 6.07 | 4.25 | 1.27 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료

[그림5-1] 소득분위별 경제활동참가율 및 실업률



지역별 경제활동참가율을 살펴보면, 가구주의 경우 중소도시에서 가장 높게 나타나고, 가구원전체로 보면 농어촌에서 가장 높게 나타남을 알 수 있다. 지역별 실업률은 가구주와 가구원전체 모두 농어촌에서 중소도시, 대도시로 갈수록 높아지는 결과를 나타냈다. 구체적인 수치는 <표 5-5>와 <표 5-6>과 같다.

<표 5-5> 지역별 경제활동참가율 및 실업률 (가구주)

(단위: %)

| | | 전체 | 대도시 | 중소도시 | 농어촌 |
|---------|------|-------|-------|-------|-------|
| 경제활동참가율 | 2005 | 79.14 | 76.93 | 82.04 | 76.18 |
| | 2006 | 77.99 | 75.86 | 80.80 | 75.03 |
| 실업률 | 2005 | 4.48 | 5.75 | 3.60 | 2.02 |
| | 2006 | 4.30 | 5.31 | 3.62 | 2.38 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료

<표 5-6> 지역별 경제활동참가율 및 실업률 (가구원 전체)

(단위: %)

| | | 전체 | 대도시 | 중소도시 | 농어촌 |
|---------|------|-------|-------|-------|-------|
| 경제활동참가율 | 2005 | 57.21 | 55.57 | 58.43 | 60.75 |
| | 2006 | 57.00 | 55.09 | 58.43 | 60.70 |
| 실업률 | 2005 | 7.75 | 9.27 | 6.94 | 3.21 |
| | 2006 | 6.61 | 7.51 | 6.34 | 2.97 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료

성별 분석 결과는 <표 5-7>과 <표 5-8>에 제시되었다. 전체적으로 남성이 여성보다 경제활동참가율은 높지만 여성의 실업률이 더 높은 것으로 나타났다. 이러한 경향은 가구주와 가구원 전체에서 동일하게 나타났다.

<표 5-7> 성별 경제활동참가율 및 실업률 (가구주)

(단위: %)

| | | 전체 | 남성 | 여성 |
|---------|------|-------|-------|-------|
| 경제활동참가율 | 2005 | 79.14 | 84.37 | 55.31 |
| | 2006 | 77.99 | 83.93 | 52.06 |
| 실업률 | 2005 | 4.48 | 4.02 | 7.71 |
| | 2006 | 4.30 | 3.93 | 6.91 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료

〈표 5-8〉 성별 경제활동참가율 및 실업률 (가구원 전체)

(단위: %)

| | | 전체 | 남성 | 여성 |
|---------|------|-------|-------|-------|
| 경제활동참가율 | 2005 | 57.21 | 73.17 | 42.97 |
| | 2006 | 57.00 | 72.09 | 43.44 |
| 실업률 | 2005 | 7.75 | 6.47 | 9.70 |
| | 2006 | 6.61 | 5.66 | 8.02 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료

학력은 중학교 미만, 중학교 이상 고졸 이하, 대학 이상으로 구분하여 분석하였다. 아래 <표 5-9>와 <표 5-10>에 제시된 바와 같이, 학력이 높을수록 경제활동참가율이 높아지고, 실업률은 낮아지는 결과를 나타냈다.

〈표 5-9〉 학력별 경제활동참가율 및 실업률 (가구주)

(단위: %)

| | | 전체 | 중학교 미만 | 고졸 이하 | 대학 이상 |
|---------|------|-------|--------|-------|-------|
| 경제활동참가율 | 2005 | 79.14 | 50.81 | 83.18 | 90.84 |
| | 2006 | 77.99 | 47.99 | 83.26 | 90.20 |
| 실업률 | 2005 | 4.48 | 6.38 | 5.30 | 2.82 |
| | 2006 | 4.30 | 6.45 | 4.36 | 3.49 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료

〈표 5-10〉 학력별 경제활동참가율 및 실업률 (가구원 전체)

(단위: %)

| | | 전체 | 중학교 미만 | 고졸 이하 | 대학 이상 |
|---------|------|-------|--------|-------|-------|
| 경제활동참가율 | 2005 | 57.21 | 41.79 | 57.14 | 66.29 |
| | 2006 | 57.00 | 41.19 | 57.42 | 65.76 |
| 실업률 | 2005 | 7.75 | 7.08 | 8.89 | 6.59 |
| | 2006 | 6.61 | 6.28 | 7.04 | 6.21 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료

나. 정규직 비율

2005년 12월 31일 기준 가구주의 정규직비율은 59.74%, 가구주를 포함한 가구원의 정규직비율은 54.94%로 나타났다. 2006년 12월 31일 기준 가구주의 정규직비율은

59.35%, 가구주를 포함한 가구원의 정규직비율은 56.92%로, 전체적으로 가구주의 정규직 비율이 가구원 전체의 정규직 비율보다 다소 높은 것으로 나타났다.

소득분위별 분석 결과, 소득이 높을수록 정규직 비율이 높아지며 이는 가구주와 가구원전체, 1차와 2차에서 모두 동일하게 나타났다.

〈표 5-11〉 소득 5분위별 정규직 비율 (가구주)

(단위: %)

| | | 전체 | 1분위 | 2분위 | 3분위 | 4분위 | 5분위 |
|----------------------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 임금근로자 중 정규직이 차지하는 비율 | 2005 | 59.74 | 15.63 | 38.79 | 59.24 | 71.94 | 85.86 |
| | 2006 | 59.35 | 23.06 | 48.73 | 60.65 | 67.46 | 74.98 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료

〈표 5-12〉 소득 5분위별 정규직 비율 (가구원 전체)

(단위: %)

| | | 전체 | 1분위 | 2분위 | 3분위 | 4분위 | 5분위 |
|----------------------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 임금근로자 중 정규직이 차지하는 비율 | 2005 | 54.94 | 15.62 | 34.18 | 52.28 | 62.66 | 79.86 |
| | 2006 | 56.92 | 26.12 | 43.87 | 56.05 | 63.52 | 72.40 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료

지역별 분석결과, 1차년도에는 농어촌의 정규직 비율이 가장 높게 나타나고, 2차년도에는 중소도시의 정규직 비율이 가장 높게 나타났고, 대도시의 정규직 비율이 1차와 2차 모두에서 평균 이하로 나타났다.

〈표 5-13〉 지역별 정규직 비율 (가구주)

(단위: %)

| | | 전체 | 대도시 | 중소도시 | 농어촌 |
|----------------------|------|-------|-------|-------|-------|
| 임금근로자 중 정규직이 차지하는 비율 | 2005 | 59.74 | 57.39 | 61.71 | 64.81 |
| | 2006 | 59.35 | 56.97 | 61.81 | 59.08 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료

〈표 5-14〉 지역별 정규직 비율 (가구원 전체)

(단위: %)

| | | 전체 | 대도시 | 중소도시 | 농어촌 |
|----------------------|------|-------|-------|-------|-------|
| 임금근로자 중 정규직이 차지하는 비율 | 2005 | 54.94 | 52.35 | 57.56 | 57.80 |
| | 2006 | 56.92 | 55.30 | 59.30 | 51.26 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료

성별 분석 결과는 남성의 정규직 비율이 여성보다 더 높다는 것을 보여준다. 그 정도는 가구주에서 더 뚜렷하게 나타나, 1차년도에는 여성 가구주의 정규직 비율이 남성 가구주의 정규직 비율의 절반에도 미치지 못하는 결과를 보여주었다. 성별 정규직 비율을 그림으로 나타내면, [그림 5-2]와 같다.

〈표 5-15〉 성별 정규직 비율 (가구주)

(단위: %)

| | | 전체 | 남성 | 여성 |
|----------------------|------|-------|-------|-------|
| 임금근로자 중 정규직이 차지하는 비율 | 2005 | 59.74 | 64.27 | 31.01 |
| | 2006 | 59.35 | 62.01 | 41.74 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료

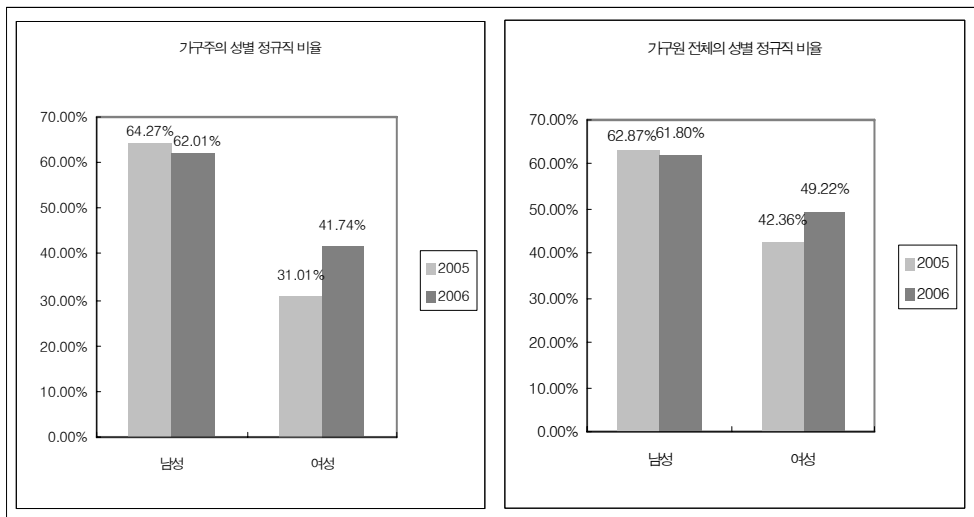
〈표 5-16〉 성별 정규직 비율 (가구원 전체)

(단위: %)

| | | 전체 | 남성 | 여성 |
|----------------------|------|-------|-------|-------|
| 임금근로자 중 정규직이 차지하는 비율 | 2005 | 54.94 | 62.87 | 42.36 |
| | 2006 | 56.92 | 61.80 | 49.22 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료

[그림5-2] 성별 정규직 비율



학력별 분석결과, 학력이 높을수록 정규직 비율이 높아짐을 확인할 수 있다. 정규직 비율의 구체적인 수치는 아래 <표 5-17>과 <표 5-18>에 제시하였다.

<표 5-17> 학력별 정규직 비율 (가구주)

(단위: %)

| | | 전체 | 중학교 미만 | 고졸 이하 | 대학 이상 |
|----------------------|------|-------|--------|-------|-------|
| 임금근로자 중 정규직이 차지하는 비율 | 2005 | 59.74 | 16.73 | 46.52 | 82.51 |
| | 2006 | 59.35 | 26.30 | 54.71 | 71.09 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료

<표 5-18> 학력별 정규직 비율 (가구원 전체)

(단위: %)

| | | 전체 | 중학교 미만 | 고졸 이하 | 대학 이상 |
|----------------------|------|-------|--------|-------|-------|
| 임금근로자 중 정규직이 차지하는 비율 | 2005 | 54.94 | 15.63 | 42.32 | 75.83 |
| | 2006 | 56.92 | 27.98 | 51.68 | 68.09 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료

다. 유해환경 근로 비율

2005년 1년 동안 가구주의 유해환경 근로 비율은 14.16%, 가구주를 포함한 가구원의 유해환경 근로 비율은 12.18%로 나타났다. 2006년 1년 동안 가구주의 유해환경 근로 비율은 15.25%, 가구주를 포함한 가구원의 유해환경 근로 비율은 12.48%로, 1차년도에 비해 2차년도의 유해환경 근로 비율이 다소 증가했으며, 전체적으로 가구주가 가구원 전체보다 유해환경 근로 비율이 높은 것으로 나타났다.

소득분위별 분석 결과, 1분위에서 2분위, 2분위에서 3분위로 갈수록 유해환경 근로비율이 증가하다가 4, 5분위로 갈수록 감소하는 경향을 보여 1~3분위에 유해환경 근로를 경험한 사람이 밀집된 것으로 나타났다.

<표 5-19> 소득 5분위별 유해환경 근로 비율 (가구주)

(단위: %)

| | | 전체 | 1분위 | 2분위 | 3분위 | 4분위 | 5분위 |
|------------|------|-------|-------|-------|-------|-------|------|
| 유해환경 근로 비율 | 2005 | 14.16 | 15.19 | 17.71 | 18.97 | 12.35 | 8.08 |
| | 2006 | 15.25 | 17.26 | 21.86 | 16.75 | 13.30 | 8.11 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료

〈표 5-20〉 소득 5분위별 유해환경 근로 비율 (가구원 전체)

(단위: %)

| | | 전체 | 1분위 | 2분위 | 3분위 | 4분위 | 5분위 |
|------------|------|-------|-------|-------|-------|-------|------|
| 유해환경 근로 비율 | 2005 | 12.18 | 14.65 | 15.03 | 15.37 | 11.12 | 7.42 |
| | 2006 | 12.48 | 15.29 | 17.32 | 12.98 | 11.24 | 7.17 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료

지역별로는 1차년도에는 가구주와 가구원 전체에서 농어촌의 유해환경 근로비율이 가장 높게 나타났으며, 2차년도에는 대도시의 유해환경 근로비율이 가장 높게 나타났다.

〈표 5-21〉 지역별 유해환경 근로 비율 (가구주)

(단위: %)

| | | 전체 | 대도시 | 중소도시 | 농어촌 |
|------------|------|-------|-------|-------|-------|
| 유해환경 근로 비율 | 2005 | 14.16 | 13.99 | 14.07 | 15.68 |
| | 2006 | 15.25 | 16.51 | 14.06 | 14.95 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료

〈표 5-22〉 지역별 유해환경 근로 비율 (가구원 전체)

(단위: %)

| | | 전체 | 대도시 | 중소도시 | 농어촌 |
|------------|------|-------|-------|-------|-------|
| 유해환경 근로 비율 | 2005 | 12.18 | 11.99 | 12.01 | 14.71 |
| | 2006 | 12.48 | 13.19 | 11.65 | 12.98 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료

성별 유해환경 근로 비율을 살펴보면, 남성이 여성보다 높으며, 2차 때 남성의 유해환경 근로비율이 높아지고 여성의 비율이 낮아져 차이가 더 커졌음을 알 수 있다.

〈표 5-23〉 성별 유해환경 근로 비율 (가구주)

(단위: %)

| | | 전체 | 남성 | 여성 |
|------------|------|-------|-------|------|
| 유해환경 근로 비율 | 2005 | 14.16 | 14.95 | 8.47 |
| | 2006 | 15.25 | 16.39 | 8.23 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료

〈표 5-24〉 성별 유해환경 근로 비율 (가구원 전체)

(단위: %)

| | | 전체 | 남성 | 여성 |
|------------|------|-------|-------|------|
| 유해환경 근로 비율 | 2005 | 12.18 | 14.67 | 7.61 |
| | 2006 | 12.48 | 16.18 | 7.42 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료

학력별로는 대학 이상의 유해환경 근로 비율이 가장 낮았으며, 그 정도를 살펴보면, 중학교 미만과 고졸 이하 근로자들의 유해환경 근로비율이 각각 대학 이상 근로자의 유해환경 근로 비율보다 2배 이상 높다는 것을 알 수 있다. 이는 [그림 5-3]에서도 확인할 수 있다.

〈표 5-25〉 학력별 유해환경 근로 비율 (가구주)

(단위: %)

| | | 전체 | 중학교 미만 | 고졸 이하 | 대학 이상 |
|------------|------|-------|--------|-------|-------|
| 유해환경 근로 비율 | 2005 | 14.16 | 18.60 | 18.08 | 8.04 |
| | 2006 | 15.25 | 19.50 | 20.72 | 6.75 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료

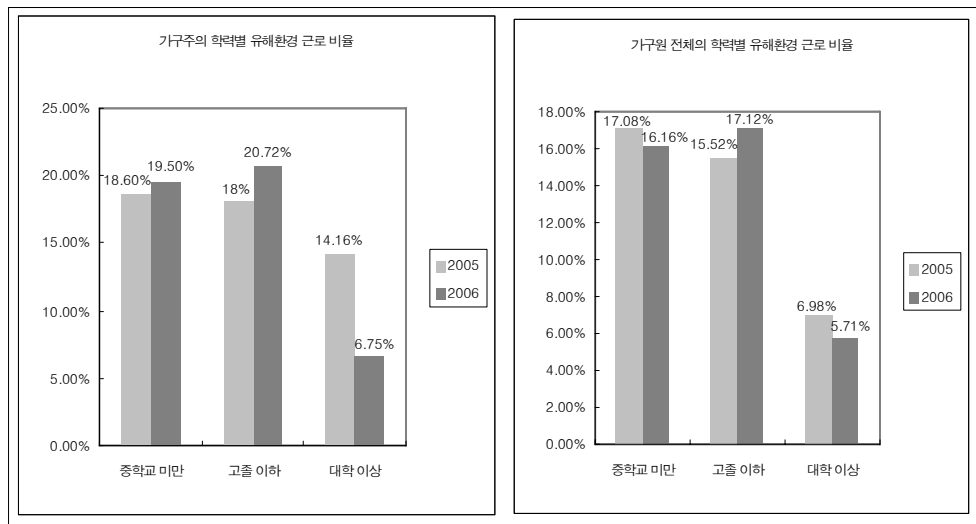
〈표 5-26〉 학력별 유해환경 근로 비율 (가구원 전체)

(단위: %)

| | | 전체 | 중학교 미만 | 고졸 이하 | 대학 이상 |
|------------|------|-------|--------|-------|-------|
| 유해환경 근로 비율 | 2005 | 12.18 | 17.08 | 15.52 | 6.98 |
| | 2006 | 12.48 | 16.16 | 17.12 | 5.71 |

자료: KOWEPS 1~2차년도 원자료

[그림5-3] 학력별 유해환경 근로 비율



VI. 요약 및 결론

지금까지 한국복지패널 1, 2차 자료를 활용하여 네 가지 부문, 즉 소득분배, 주거, 보건의료, 근로에서의 지표 산출 결과를 제시하였다. 지표 산출 결과를 부문별로 요약하면 다음과 같다.

첫째, 소득분배지표 산출 결과, 노인의 경우 2005년과 2006년 사이 최저생계비 기준 절대빈곤율과 빈곤갭비율, 중위소득 50% 기준 상대빈곤율과 빈곤갭 비율 모두 감소한 것으로 나타났다. 이에 비해, 전체와 아동의 경우 절대빈곤율은 감소한 반면, 절대빈곤갭비율은 오히려 증가하였고, 상대빈곤율과 빈곤갭비율은 정체 상태에 있는 것으로 나타났다. 불평등의 경우 불평등지표에 따라 상이한 결과를 보여주고 있으며, 전반적으로 볼 때 하위 소득계층의 분배상태는 다소 개선되었으나, 중위 소득계층의 분배상태는 약간 나빠진 것으로 평가된다.

둘째, 주거 지표(2005년 대비 2006년 지표)의 경우 1인당 주거면적, 자가점유율은 평균적으로 증가하여 주거소비량, 주거안정성 지표는 다소 개선되었다. 반면 3인 이상 단칸방 거주가구 비율, 월소득 대비 임대료 비율(RIR), 최저주거기준 미달가구비율은 평균적으로 증가하여 주거조밀도, 주거비부담정도, 주거격차는 다소 악화된 것으로 나타났다.

셋째, 보건의료 지표(전년도 대비 후년도 지표)의 경우 건강상태는 다소 개선되었고, 우울증은 소득분위집단 간에서만 다소 개선되었다. 한편 흡연율은 지역집단 간, 음주율은 가구주-지역집단 간에서만 다소 개선되었다. 소득분위가 낮을수록 건강상태와 우울은 악화되었으나, 흡연과 음주의 경우 일정한 경향성은 나타나지 않았다.

넷째, 근로지표 분석결과 소득이 높을수록, 남성일수록, 학력이 높을수록 경제활동 참가율은 높아지고 실업률은 낮아졌다. 가구주는 중소도시, 가구원 전체는 농어촌에서 경제활동참가율이 높고, 실업률은 지역의 규모가 커질수록 높게 나타났다. 또한, 소득이 높을수록, 남성일수록, 학력이 높을수록 정규직 비율이 높게 나타나며 대도시의 정규직 비율이 중소도시, 농어촌에 비해 낮은 것으로 나타났다. 마지막으로, 유해환경 근로비율은 소득 1~3분위에 밀집되어 있으며, 남성일수록, 학력이 낮을수록

유해환경 근로비율이 높은 것으로 나타났다. 지역별로는 1차년도 에는 농어촌, 2차년도 에는 대도시의 유해환경 근로비율이 각각 높게 나타났다.

이상에서, 한국복지패널을 통한 사회지표 분석을 시도하였다. 주지한 바와 같이, 아직 2개 연도의 자료만이 가용하다는 점에서 추이를 분석하기에는 한계가 있지만 사회전반의 각종 지표를 산출할 수 있는 가능성은 매우 높은 것으로 확인되었다. 향후 자료의 연차수가 축적되고, 사회지표를 산출할 수 있는 좀 더 풍부한 변수들이 더해진다면 한국복지패널을 통해 본 사회지표는 사회적으로 유의미하고 풍부한 함의를 줄 수 있을 것으로 기대된다.

참고문헌

- 건설교통부, 『지방자치단체 주거복지평가지표 개발 및 평가를 위한 연구』, 2005.
- 김교성, 「근로복지지표의 개선방안에 관한 연구」, 『사회과학 논총』, 제4권, 2001.
- 김혜승, 『최저주거기준을 활용한 2006년 주거복지 소요추정 연구』, 경기: 국토연구원, 2007.
- 여유진 외, 『빈곤과 불평등의 동향 및 요인분해』, 한국보건사회연구원, 2005.
- 윤주현·강미나·박천규 외, 『지역간 계층간 주거서비스 격차 완화방안 연구(2)-시도별 정책방안 모색』, 경기: 국토연구원, 2006.
- 윤주현·김근용·박천규 외, 『지역간·계층간 주거서비스 격차 완화방안 연구(I): 주거서비스 지표의 개발 및 측정』, 경기: 국토연구원, 2005.
- 이병희, 「노동시장 불안정이 소득 불평등에 미치는 영향」, 『경제발전연구』, 제13권 제2호, 2007.
- 정이환, 「노동시장 불평등과 조직내 불평등: 1990년대 임금불평등 추세 연구」, 『한국사회학』, 제36집 제6호, 2002.
- 통계청, 『국제통계연감』, 2008.
- 한국건강형평성학회, 『건강 형평성 측정방법론』, 2007.
- Cronbach, L. J., "Coefficient alpha and the internal structure of tests". *Psychometrika*, 16, 1951, pp.297-334.

제4장 한국복지패널 조사의 가중치 포함률 제고

손창균(한국보건사회연구원 부연구위원)

I. 서론

일반적으로 표본조사의 가장 핵심적인 문제는 “추출된 표본이 얼마나 모집단을 적절히 대표하는가?”이다. 이 문제를 해결하기위해 다양한 표본조사 및 추출이론들이 개발되고, 연구되어오고 있다. 대표적인 이론이 아마도 층화 추출(stratified random sampling), 확률비례추출(probability proportional to size) 등이 아닌가 생각된다. 즉, 단순확률 표본의 대표성 결여의 문제점을 보완하기위한 대체적인 방법들로 연구되어 현재까지 매우 다양하게 적용되고 있는 이 방법들은 효율성 측면에서 적절한 가정만 만족하면 매우 유효한 추출방법이다(Cochran, 1977)

한편, 등확률 추출과 달리 확률비례추출과 같은 불균등확률추출의 경우 추출단위 별로 서로 다른 추출확률을 갖기 때문에 최종적인 추정과정에서 가중치 조정을 통해 추출확률을 보정하게 된다. 또한 조사과정에서 발생하는 무응답 문제나, 모집단의 포괄성 문제 등에 대한 전반적인 보완작업은 이러한 가중치 작업을 통해 이루어지게 된다. 이를 통해 표본의 대표성을 적절히 확보함은 물론 모집단 변동을 적절히 반영하며, 어느 정도 추정치의 편향을 통제할 수 있다(Kalton, 1983). 표본조사자료에 대한 가중치조정과 관련하여 분석변수와 연관성이 깊은 보조변수(auxiliary variable)를 사용하여 추정량을 보정하는 방법은 Deville 과 Samdal (1993) 등의 보정추정과정(calibration estimation)이론이 널리 알려져 있으며, 이는 raking 이나 사후추정의 방법으로 응용되기도 한다. 이들은 일반화 회귀 추정량(generalized regression estimator)의 성질을 이용하여 가중치 조정을 수행하는 방법으로 calibration 방법을 제안하였고, 이후 다수의 학자들에 의해 수정된 방법들이 제안되었다(Deville, Samdal and

Weterman, 2006).

그러나 이와 같이 적용한 가중치는 다수의 변수그룹에 대한 사후 조정을 수행한다 해도 빈도수가 큰 그룹(예: 20~50대 연령층)에 대해서는 매우 높은 가중치가 적용되며, 그 외 소수그룹(예: 60세 이상 연령층)에는 상대적으로 낮은 가중치가 적용되어 특정 그룹에 대해 모집단의 특성을 적절히 반영하지 못하는 문제는 항상 상존하게 된다. 이러한 문제를 해결하기 위해 가중치의 포괄성을 분석하고, 특정 그룹에 부여된 가중치를 모집단의 분포에 보다 근접할 수 있도록 조정하는 방법을 다루고자 한다. 특히 한국복지패널의 경우 가구 및 인구분포에 따라 사후 조정을 하였으나 소수 그룹에 대해서는 모집단 분포와 상이한 문제점을 조정하기 위한 방법을 적용하고자 한다. 이를 위해 한국 복지패널 1차년도 자료를 특정 그룹에 대해 분석하고, 모집단 분포와의 상이성을 점검한 후, 모집단분포에 따른 가중치를 적절히 보완할 수 있는 방법을 기존의 가중치 조정방법을 통해 제안하고자 한다. 이는 향후 연차적으로 1차년도 이후 기저 가중치로 활용되기 때문에 보다 엄밀한 가중치의 부여가 필요하기 때문이다. 본 연구에서는 먼저 2절에서는 가중치 조정에 관한 기존의 이론을 고찰하고, 3절에서는 한국 복지패널 1차년도 자료의 특정 소수 집단에 대한 분석과 모집단간의 상이성 여부를 살펴보고, 4절에서는 3절의 분석에서 나타난 상이성을 해결하기 위한 가중치 조정과정을 제안하고, 5절에서는 본 연구로부터 도출된 다양한 결과와 향후 가중치의 적용성 여부를 제안하고자 한다.

II. 가중치 조정과정

유한모집단을 $U=\{1,2,\dots,N\}$ 이라 하고, 각 원소들은 서로 식별 가능한 (identifiable) 단위들이라 하자. 또한 y_k 를 관심변수 y 의 k 번째 단위라 하자. 이와 같이 정의된 모집단으로부터 크기 n 인 확률표본 s 를 추출하며, 이때 단위 k 가 표본에 포함될 확률을 $v_k=Pr(s\in k)$ 로 정의하고, 단위 k 와 l 이 표본에 동시에 포함될 확률을 $v_{kl}=Pr(k\&l\in s)$ 로 정의하자. 확률 추출이 되기 위한 필요충분조건은 이들

확률이 0이 아닌 양의 값을 갖는다는 것이다. 그러면 $k \in S$ 에 대해 우리는 (x_k, y_k) 를 관찰할 수 있으며, 여기서 x_k 는 관심변수 y_k 와 관련된 보조변수 벡터이다. 보조변수 벡터의 모총계 $\tau_x = \sum_{k \in U} x_k$ 은 기저의 값이며, 관심변수 y 의 모총계 τ_y 에 대한 Horvitz-Thompson 추정량은 $\hat{\tau}_{HT} = \sum_{k \in S} d_k y_k$ 이다. 여기서 $d_k = 1/v_k$ 로서 기저 가중치이다.

가중치 조정의 목적은 원래의 표본추출가중치인 d_k 를 보조정보를 이용하여 표본의 분포를 모집단의 분포에 가능한 매우 유사하게 조정하는 것이다. 보조정보를 이용하여 $\sum_S w_k x_k / N = \mu_x$ 의 조건하에서 선형 거리함수(linear distance function) $\sum_S G(w_k/d_k) = \sum_S (d_k - w_k)^2 / 2d_k$ 를 최소화 하는 새롭게 조정된 가중치 w_k 를 도출하는 것이다. 거리함수와 관련하여 Deville 과 Samdal (1992)은 다양한 유형의 거리함수를 제안하였고, 이들 거리함수는 적절한 조건하에서 선형 거리함수로 수렴함을 보였다.

Deville 과 Samdal (1993)에 의해 제시된 가중치 조정 방법은 다음과 같이 정의된 라그랑주 함수를 최적화 하는 새로운 가중치 w_k 를 제안하였다.

$$L(w_k/d_k) = \sum_S G(w_k/d_k) - \lambda (\sum_S w_k x_k - \tau_x) \tag{2.1}$$

여기서 λ 는 라그랑주 승수 벡터이다.

식(2.1)을 w_k 에 대해 편미분하여 0으로 놓고 풀면 새로운 가중치 w_k 는 다음과 같다.

$$w_k = d_k (1 + x_k' \lambda) = d_k F(x_k' \lambda) \tag{2.2}$$

그러면 라그랑주 승수 벡터 λ 는 보정 방정식으로부터 다음과 같이 계산된다.

$$\lambda = (\tau_x - \hat{\tau}_{HT}) \left(\sum_S d_k x_k x_k' \right)^{-1} \tag{2.3}$$

결과적으로 관심변수 y 의 모평균 μ_y 의 보정추정량은 다음과 같은 일반화 회귀추정량(generalized regression estimator: GREG)으로 표현된다.

$$\widehat{\tau}_y = \sum_s w_k y_k = \widehat{\tau}_{yHT} + (\mu_x - \widehat{\mu}_{xHT}) \widehat{B}_s \tag{2.4}$$

여기서 $\widehat{B}_s = \sum_s d_k x_k' y_k / (\sum_s d_k x_k x_k')$, $\widehat{\tau}_{xHT} = \sum_{k \in S} d_k x_k$ 이다.

Deville, Sarndal(1992)와 Deville, Sarndal 그리고 Sautory (1993)에 의해 제시된 식(2.4)의 접근 분산과 추정량은 각각 다음과 같다.

$$AV(\widehat{\tau}_y) = \sum_{k \in U} \sum_{l \in U} (v_{kl} - v_k v_l) (d_k E_k) (d_l E_l), \tag{2.5}$$

$$\widehat{V}(\widehat{\tau}_y) = \sum_{k \in S} \sum_{l \in S} \left(\frac{v_{kl} - v_k v_l}{v_{kl}} \right) (w_k e_k) (w_l e_l) \tag{2.6}$$

여기서 $E_k = y_k - x_k' B$ 이며, B 는 다음의 정규방정식을 만족한다.

$$\sum_{k \in U} \sum_{l \in U} x_k x_k' B = \sum_U x_k y_k$$

그러나 B 가 미지이므로 E_k 를 추정하기 위해서는 표본자료를 이용한 잔차 $e_k = y_k - x_k' \widehat{B}_s$ 를 이용한다.

III. 도수분포표상의 가중치 조정

앞에서 제시한 가중치조정 이론을 토대로 보다 실제적인 문제를 살펴보기로 한다. 즉, 조사자료로부터 얻어진 주요 분석변수에 대한 빈도표를 작성하여 해당 변수의 모집단 분포와 일치하도록 조정하는 절차를 고려할 수 있다. 이때, 보조정보를 이용 가능한 정보는 모집단 빈도표의 전체 셀 값을 모두 아는 경우와, 모집단 빈도표의 주변빈도(marginal count)만을 아는 경우로 나눌 수 있다. 본 절에서는 이러한 보조정보의 조건하에서 표본자료에 대한 가중치 조정과정에 대해 고찰하고자 한다.

1. 셀 빈도수를 아는 경우

임의의 차원으로 분할된 $r \times c$ 차원의 도수분포표를 고려하자. 이때 r 은 행의 수이고, c 는 열의 수를 의미한다. 그러면, 전형적인 모집단 도수분포표의 ij 번째 셀을 U_{ij} 라 하고, 이때 그 셀의 빈도수를 N_{ij} 라 하자. 그러면 모집단 전체 규모는 $N = \sum_i \sum_j N_{ij}$ 가 된다. 그러면 모집단 셀 빈도수가 모두 알려져 있기 때문에 가중치 조정에 사용되는 N_{ij} 는 결과적으로 각 셀별로 사후증화 하는 결과가 된다. 즉, 보조변수 x_k 는 각 셀에 대해 단위 k 가 셀에 속하면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 지시변수로 다룰 수 있다. 따라서 보조변수의 모집단 총합 $\tau_x = \sum_j x_k$ 는 $r \times s$ 차원의 모집단 셀 빈도수 N_{ij} 들의 벡터로 나타낼 수 있다. 이러한 관계로부터 모든 셀 ij 에 대해 $x_k' \lambda$ 는 상수라 되며, 이를 λ_{ij} 라 하자. 그러면 $F(x_k' \lambda) = F(\lambda_{ij}) = N_{ij} / \hat{N}_{ij}$ 이며, $\hat{N}_{ij} = \sum_{s_{ij}} d_k$ 인 설계가중치들의 합이다. 결과적으로 새로운 조정가중치는 식(2.2)로부터 $w_k = d_k N_{ij} / \hat{N}_{ij}$ 가 되며, 이를 식(2.3)에 대입하면 다음과 같은 모집단 평균 μ_y 의 사후증화추정량이 도출된다.

$$\hat{\tau}_y = \sum_i \sum_j N_{ij} \tilde{y}_{ij} \quad (3.1)$$

여기서 $\tilde{y}_{ij} = \sum_{s_{ij}} d_k y_k / \hat{N}_{ij}$ 로서 표본셀 ij 의 y_k 에 대한 가중평균이 된다.

2. 주변 셀 빈도수를 아는 경우

III장 1절의 가정을 보다 완화하여 모집단의 셀 빈도수는 미지(unknown)이라 하고, 단지 모집단의 주변빈도수(marginal count)만일 보조정보로 이용가능하다고 하자. 이러한 경우는 표본자료에 대해 모집단자료를 보조변수로 활용할 경우 두개의 자료로부터 각각 행별 합계와 열별 합계만이 이용 가능한 경우이다. 즉, N_{ij} 는 미지이지만, N_{+j} 와 N_{i+} 는 기지인 경우이다. 예를 들어 표본자료를 이용하여 작성한 빈도표가 소득계층별×성별, 소득계층별×가구주연령대 라 하면 모집단 자료에는 소득계

층자료가 없기 때문에 III장 1절에서와 같이 모집단의 소득계층별×성별, 소득계층별×가구주연령대 빈도표를 작성할 수가 없다. 따라서 이 경우 3.1과 같은 방법으로 각 소득계층별로 사후층화 가중치를 구할 수 없기 때문에 다른 접근방법을 이용해야 한다. 즉, 연령별, 성별 주변 빈도수를 활용하여 소득계층별로 가중치를 조정하는 방법을 고려할 수 있다.

이를 위해 먼저 2차원 분할표상의 주변빈도수를 이용한 가중치 조정을 고려하기로 하자. 보조변수벡터 x_k 가 정의되고 이들의 합인 $\sum_U x_k$ 는 가중치 조정을 위해 이용되며, 3.1절과는 달리 본 절에서는 주변 빈도수들의 합으로 표현된다. 즉, 보조변수 x_k 는 다음과 같이 정의될 수 있다.

$$x_k = (\delta_{1 \cdot k}, \delta_{2 \cdot k}, \dots, \delta_{r \cdot k}, \delta_{\cdot 1k}, \delta_{\cdot 2k}, \dots, \delta_{\cdot ck})' \quad (3.2)$$

여기서 단위 k 가 i 번째 행에 있으면, $\delta_{i \cdot k} = 1$, 그렇지 않으면 0의 값을 갖고, 또한 단위 k 가 j 번째 열에 있으면 $\delta_{\cdot jk} = 1$, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 지시변수이다.

결과적으로 보조변수벡터 x_k 의 모집단 합은 다음과 같이 행과열의 주변합들의 벡터로 표현된다.

$$\sum_U x_k = (N_{1+}, \dots, N_{r+}, N_{+1}, \dots, N_{+c})' \quad (3.3)$$

여기서 $N_{i+} = \sum_{j=1}^c N_{ij}$, $N_{+j} = \sum_{i=1}^r N_{ij}$ 인 주변합을 의미한다.

라그랑주 승수벡터 $\lambda = (u_1, u_2, \dots, u_r, v_1, v_2, \dots, v_c)'$ 이라 하면 $x_k' \lambda = u_i + v_j$ 로 표현되며, 결과적으로 식(2.2)로부터 $F(x_k' \lambda) = F(u_i + v_j)$ 로서 다음과 같이 행과 열의 연립방정식으로 표현할 수 있다.

$$\sum_{j=1}^c \widehat{N}_{ij} F(u_i + v_j) = N_{i+}, \quad i=1, 2, \dots, r \quad (3.4)$$

$$\sum_{i=1}^r \widehat{N}_{ij} F(u_i + v_j) = N_{+j}, \quad j=1, 2, \dots, c \quad (3.5)$$

식(3.4)와 (3.5)를 동시에 만족하는 새롭게 가중된 표본의 셀 빈도수에 대한 추정치는 다음과 같다.

$$\widehat{N}_{ij^w} = \widehat{N}_{ij} F(u_i + v_j)$$

따라서 결과적으로 새로운 가중치는 다음과 같다.

$$w_k = d_k \widehat{N}_{ij^w} / \widehat{N}_{ij} \quad (3.6)$$

식(3.6)을 대입한 관심변수 y 의 모평균 μ_y 의 추정량은 식(2.4)로부터 다음과 같다.

$$\widehat{\tau}_y = \sum_s w_k y_k = \sum_{i,j} \widehat{N}_{ij^w} \widetilde{y}_{ij} \quad (3.7)$$

여기서 $\widetilde{y}_{ij} = \sum_{s_{ij}} d_k y_k / \widehat{N}_{ij}$ 로서 표본셀 ij 의 y_k 에 대한 가중평균이 된다.

식(3.7)은 식(3.1)의 추정식에서 N_{ij} 를 \widehat{N}_{ij} 로 대체한 것이며, 이는 \widehat{N}_{ij} 가 N_{ij} 와 근접하면 추정치를 충분히 개선시킬 수 있다. 이와 같은 가중치 조정을 위한 다양한 프로그램이 개발되어 이용되고 있다(Bethlehem and Keller, 1987; Gottegen, Vellen, Odekerken and Hofman, 1991).

IV. 한국복지패널 1차년도 가중치 조정과정¹⁷⁾

1. 한국복지패널 개요

한국복지패널 조사는 외환위기 이후 빈곤층(또는 working poor) 및 차상위계층의 가구형태, 소득수준, 취업상태가 급격히 변화하고 있어, 이들의 규모와 상태변화를 동적으로 파악하여 정책지원을 위한 기초 자료를 생산하고, 소득계층별 경제활동 상태별, 연령별 등 각 인구집단의 생활실태와 복지욕구 등을 역동적으로 파악하고 정책의 효과를 평가함으로써 정책형성과 피드백에 기여하기위한 조사이다. 따라서 도시의 일반 가구를 대상으로 하는 한국노동패널조사(KLIPS)와는 지향하는 정책관점이

17) “한국복지패널 2차년도 기초분석 보고서”를 참고함.

서로 다르다고 할 수 있으며, 조사대상 가구는 일반가구와 저소득층 가구를 각각 50%씩 추출하여 이들에 관한 다양한 복지실태와 욕구 등에 관한 조사하였다.

〈표 4-1-1〉 복지패널 조사의 개요

| | 인구주택 총조사(90%) | 2006 국민생활실태조사 | 복지패널조사 |
|------|---------------|---------------|----------|
| 조사구 | 23만여개 조사구 | 517개 조사구 | 446개 조사구 |
| 가구 수 | 14백만여 가구 | 30,000 가구 | 7,000가구 |
| 추출방법 | - | 2단계층화집락 | 층화집락계통 |
| 대표성 | - | 전 국 | 전 국 |

표본추출에 관한 사항을 개략적으로 살펴보면, 2005년도 인구주택총조사 90%자료로부터 2006 국민생활실태조사가구 30,000가구를 2단계 층화 집락 추출에 의해 추출하였고, 이들 가구 중 소득계층별로 저소득층 가구와 일반가구를 각각 3,500가구씩을 층화집락계통추출을 통해 총 7,000가구를 표본으로 선정하여 최종 7,072가구를 조사완료 하였다. 따라서 전체적인 표본추출과정은 2중추출(double sampling 또는 two-phase sampling)의 형태를 취하게 된다. 즉, 모집단에 관한 보조정보를 얻기 위해 약 24,700여 가구의 대규모 표본을 추출하고, 이로부터 약 7,072가구를 2단계에 걸쳐 추출한 형태이다.

2. 한국복지패널 표본추출과정

한국보건사회연구원의 『2006 국민생활실태조사(2006.6.30~10.1)』의 표본설계 당시 2005년도 인구주택 총 조사 90% 조사구에 대해 이용 가능한 자료로서는 조사구별 가구 수, 조사구 형태, 주택형태 뿐이었기 때문에 이를 바탕으로 조사구당 평균 60가구인 약 30,000가구를 추출하기 위해 500개 조사구의 기초 자료를 집계하여 지역별(광역시 및 도 지역), 조사구 유형별(일반, 아파트), 읍면동별, 주택형태별(단독, 아파트, 연립 및 다세대)로 분류하여 분포를 파악하였다. 추가로 읍면지역 조사구를 표본으로 추출하기위해 17개 조사구를 추가로 추출하여 총 517개 조사구를 표본조

사구로 선정하였다.

가. 1단계 표본추출

2005년도 인구주택총조사 90% 조사구인 23만여 개 조사구중 예비조사구를 포함하여 517개 조사구를 지역별 조사구 규모에 따라 층화 추출하였으며, 층화의 주요기준 변수로는 지역(16), 조사구형태(2), 주택유형(3)에 대해 층별로 확률비례 추출하였다.

전체 517개 표본조사구중에서 수해와 같은 천재지변으로 조사가 불가능한 지역의 조사구를 제외하고 487개 조사구에 대한 조사를 수행하였다. 조사대상지역은 각 시도의 섬 지역을 제외한 전국을 포괄하며, 제주도를 포함한다. 표본조사구는 전국을 대상지역으로 표본을 추출하는 것이 이론적으로 타당하지만, 실제 조사가능성 및 접근성과 조사비용 및 제한된 조사기간 등을 고려하여 각 시도의 도서지역은 조사대상 지역에서 제외하고, 제주도는 조사지역에 포함하도록 하였다.

나. 2단계 표본추출

1단계 표본자료인 『2006 국민생활실태조사』 자료를 기초로 패널가구의 전국대표성을 확보하기위해 총 7,000가구를 소득기준으로 중위소득 60%이하인 3,500가구와 중위소득 60%이상인 3,500가구를 각각 표본으로 추출하여 조사를 수행하였다. 이때 저소득가구와 일반 가구를 구분하기 위한 기준은 가구소득을 이용하여 다음과 같은 3가지 대안을 고려하였고, 최종적으로 “공공부조 전 경상소득”의 중위소득 60%를 기준으로 저소득가구와 일반가구로 구분하였다.

〈표 4-2-1〉 일반가구와 저소득가구의 분류기준

| 중위소득 | 경상소득 | | 가처분소득 | | 공공부조 전 경상소득 | |
|-------|-------|--------|-------|--------|-------------|--------|
| | 가구수 | 백분율(%) | 가구수 | 백분율(%) | 가구수 | 백분율(%) |
| < 40% | 2,481 | 10.0 | 2,489 | 10.09 | 3,477 | 13.96 |
| < 50% | 4,016 | 16.12 | 3,880 | 15.62 | 4,757 | 19.04 |
| < 60% | 5,227 | 22.56 | 5,473 | 22.25 | 6,128 | 24.76 |

소득 규모별로 구분된 2개의 층에 대해 지역별, 조사구별로 표본가구를 확률비례 계통추출에 의해 일반가구와 저소득가구를 표본으로 추출하였다. 패널가구 구성을 위해 상대적으로 적은 규모를 가진 저소득가구에 대해서는 추출률을 상향 조정하여 일반가구와 동일한 수준으로 각각 3,500가구를 표본 가구로 선정하였다.

횡단면 조사와는 다르게 종단면 조사인 패널조사는 중요하게 고려해야 할 사항으로서 패널가구의 탈락률을 최소화함으로써 패널자료의 대표성을 유지해하는 것이다. 여타의 국내 패널조사의 가장 당면한 문제점이 시간의 흐름에 따라 패널대상 가구의 탈락률이 지속적으로 증가하는 추세를 보인다는 점이다. 이러한 점을 고려할 때 1차 패널가구의 생성을 위해 가능한 조사당시 거부율과 비협조성을 최소화 하는 방향으로 표본가구를 선정하도록 하였다. 이 과정에서 조사구별 표본가구들을 계통 추출을 적용하여 조사가구를 선정하도록 하였으며, 만일 조사대상 표본가구가 조사를 거절할 경우 순서상 다음 가구를 조사대상가구로 선정하도록 하였다.

〈표 4-2-2〉 한국복지패널 1차년도 조사의 지역별 조사구와 가구분포현황

| 지 역 | 조사구수 | | 일반가구 | | 저소득 가구 | | 합 계 | |
|-----|------------|-----------|------------|-----------|-------------|-----------|-----------|-----------|
| | 표본 조사구수 | 완료 조사구 | 일반 표본가구 | 완료 가구수 | 저소득 표본가구 | 완료 가구수 | 표본 가구수 | 완료 가구수 |
| 서울 | 93 | 93 | 811 | 886 | 506 | 449 | 1,317 | 1,335 |
| 부산 | 33 | 33 | 254 | 277 | 272 | 251 | 526 | 528 |
| 대구 | 25 | 25 | 187 | 204 | 227 | 218 | 414 | 422 |
| 인천 | 28 | 28 | 228 | 247 | 193 | 190 | 421 | 437 |
| 광주 | 15 | 15 | 114 | 123 | 130 | 121 | 244 | 244 |
| 대전 | 14 | 14 | 118 | 132 | 89 | 76 | 207 | 208 |
| 울산 | 14 | 14 | 120 | 124 | 82 | 79 | 202 | 203 |
| 경기 | 76 | 76 | 644 | 706 | 471 | 426 | 1,115 | 1,130 |
| 강원 | 14 | 14 | 102 | 118 | 131 | 118 | 233 | 236 |
| 충북 | 14 | 14 | 108 | 113 | 113 | 107 | 221 | 221 |
| 충남 | 20 | 20 | 153 | 161 | 168 | 160 | 321 | 321 |
| 전북 | 20 | 20 | 138 | 140 | 209 | 207 | 347 | 347 |
| 전남 | 19 | 19 | 104 | 109 | 273 | 268 | 377 | 377 |
| 경북 | 26 | 26 | 152 | 164 | 339 | 329 | 491 | 494 |
| 경남 | 30 | 30 | 229 | 240 | 254 | 248 | 483 | 488 |
| 제주 | 5 | 5 | 38 | 45 | 43 | 36 | 81 | 81 |
| 합 계 | 446 | 446 | 3,500 | 3,789 | 3,500 | 3,283 | 7,000 | 7,072 |

또한 지역별로 일반소득가구와 저소득층 가구로 구분하였기 때문에 특정 조사구의 경우 일반가구가 배분되어 조사당시 거절에 따른 대체가구가 없을 경우 인근 조사구의 해당 소득 계층 가구로 대체할 수 있도록 하였다. 따라서 설계당시 7,000가구를 약간 상회하는 조사완료가구 수가 나타났으며, 이와 더불어 지역별로 표본배분 가구수와 약간씩 차이가 발생하였다.

3. 가중치 조정과정

가. 1차년도 가중치 조정

전체 2005년도 인구주택총조사 자료의 90% 모집단으로부터 각 지역별의 크기에 비례하여 표본조사구를 추출하였으므로 지역별 모집단 조사구와 표본조사구의 비율로서 1차추출단위의 추출확률을 계산할 수 있다. 가중치는 지역별 조사구의 크기에 따라 확률비례로 부여된 가중치이고, 하나의 조사구에 추출된 가구는 동일한 추출확률을 가지게 됨으로 1차추출단위당 가구가중치로 사용된다. 즉, 『2006 국민생활실태조사』에 적용한 1단계 가구가중치는 다음과 같은 방식으로 계산된다. 조사구별 가구수 크기가 다르고, 각 조사구별 조사완료 가구 수가 다르기 때문에 조사당 가중치가 다르게 적용되었다.

○ 가구추출확률(selection probability):

$$p_{ij} = \left(\frac{n_i}{N_i} \right) \left(\frac{m_{ij}}{M_{ij}} \right) = n_i \frac{m_{ij}}{N_i} \times \frac{1}{M_{ij}} \quad (4.1)$$

여기서 N_i 은 i 번째 지역의 총 조사구 수, n_i 는 i 번째 지역의 표본조사구수, M_{ij} 는 i 번째 지역의 j 번째 조사구의 총가구수이며, m_{ij} 는 i 번째 지역이 j 번째 표본조사구의 표본 가구수이다.

○ 2006년 국민생활실태조사 가구가중치 :

$$W_{1ij} = \left(\frac{10}{9}\right) \times \left(\frac{1}{p_{ij}}\right) \times W_r \quad (4.2)$$

단, (10/9)는 90% 자료에 대한 보정상수이고, W_r 은 무응답 조정 가중치이다.

지역별로 각 조사구당 추출확률을 계산하고, 2006 국민생활실태조사로부터 조사구당 무응답가구에 대한 가중치를 조정하고, 최종적으로 제외조사구에 대한 계수 조정을 마친 후의 지역별 가중치의 분포를 구하면 <표 4-2-3>와 같다.

<표 4-2-3> 지역별 표본가구수와 1단계 가중치 분포

| 지 역 | 표본 가구수 | 평균값 | 표준편차 | 최소값 | 최대값 |
|-----|--------|--------|--------|--------|---------|
| 서 울 | 5,433 | 687.89 | 125.95 | 330.92 | 1273.42 |
| 부 산 | 2,135 | 633.25 | 125.04 | 308.03 | 963.85 |
| 대 구 | 1,379 | 738.58 | 209.90 | 311.83 | 1324.27 |
| 인 천 | 1,425 | 685.41 | 197.91 | 178.76 | 1031.35 |
| 광 주 | 765 | 624.03 | 67.82 | 506.41 | 726.73 |
| 대 전 | 816 | 668.18 | 67.39 | 551.39 | 792.65 |
| 울 산 | 716 | 538.49 | 218.63 | 237.10 | 991.72 |
| 경 기 | 4,276 | 910.10 | 215.97 | 521.11 | 1680.42 |
| 강 원 | 754 | 708.52 | 324.51 | 373.84 | 1216.04 |
| 충 북 | 713 | 756.04 | 301.12 | 391.73 | 1164.16 |
| 충 남 | 1,020 | 762.09 | 606.53 | 255.65 | 2403.57 |
| 전 북 | 1,020 | 693.34 | 349.38 | 267.25 | 1566.89 |
| 전 남 | 969 | 698.31 | 119.63 | 519.54 | 935.94 |
| 경 북 | 1,505 | 646.85 | 448.63 | 172.77 | 1630.08 |
| 경 남 | 1,530 | 699.42 | 435.66 | 215.50 | 1696.13 |
| 제 주 | 255 | 856.53 | 241.11 | 600.34 | 1282.91 |
| 계 | 24,711 | | | | |

나. 2단계 가중치

『2006 국민생활실태조사』의 가중치인 W_{1ij} 와 더불어 고려할 사항은 복지패널조사를 위해 7,000가구를 추출하는 과정에서의 추출확률과 조사가구에 대한 응답확률을 고려한 새로운 가중치로 W_{h01} 로 정의하면 다음과 같은 과정으로 계산된다. 먼저 일반가구와 저소득가구를 지역별(16개시도)로 구분하였으므로 첫째, 조사구별로 일정규모의 표본가구를 추출하였기 때문에 조사구별 추출확률의 역수인 조사구별 가중치(W_{1ij}^*)를 고려하고, 둘째, 저소득층 가구와 일반가구에 대한 소득층별 가중치(W_{st})를 고려해야하며, 마지막으로 2005년 인구주택총조사 90% 자료를 이용한 사후층화 가중치(W_{pst})를 고려함으로써 최종적인 패널가구의 가중치를 계산할 수 있다. 이때, 조사구별 추출가중치는 1단계 가중치 W_{1ij} 를 재계산하여 얻을 수 있다. 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

○ 가구패널가중치 :

$$W_{h01} = W_{1ij}^* \times W_{st} \times W_{pst} \quad (4.3)$$

여기서 지역별, 조사구별 사후층화과정으로부터 W_{pst} 를 부여하여 전체적인 가중치 조정을 수행하였다.

이와 함께 복지패널의 가구원에 대한 정의는 “패널 가구에 속한 가구원에 대한 가구원 가중치는 9개월 이상 주거를 함께한 가구원 중 15세 이상 가구원”으로서 1차 조사에서 부여된 가구 가중치를 부여하도록 하였다. 즉, 가구조사에서 응답한 가구의 15세 이상(학생제외)가구원을 모두 조사함으로써 각 가구원의 응답확률이 가구응답확률과 동일함으로 가구가중치를 해당 가구원에 동일하게 부여하였다.

○ 가구원패널가중치 :

$$W_{h01} = W_{h01} \quad (4.4)$$

가구원 가중치에 대한 사후층화 가중치 조정은 이미 가구 가중치 조정 과정에서 수행하였으므로 원래의 패널 가구가중치를 직접 적용하도록 하였다.¹⁸⁾

V. 한국복지패널 가중치의 포괄성 분석

앞에서 살펴본 가중치 조정과정을 고려하여 한국복지패널 1차년도 자료에 대한 보다 엄밀한 가중치 조정이 되도록 하며, 주요 세부 변수별로 이미 부여된 가중치의 포괄성을 고려하여 향후 패널 가중치 조정과정에 반영하도록 함으로서 보다 적절한 가중치를 부여하여 자료의 정확성을 제고하는데 목적이 있다. 이를 위해 복지패널 1차년도 가중치의 사후층화 조정 인자(post-stratification factor : PF)를 다음과 같이 정의하기로 한다. 이는 2절에서 설명한 $F(\cdot)$ 와 같다.

$$PF = \frac{N_{ij}}{\widehat{N}_{ij}} \quad (5.1)$$

PF는 1에 가까울수록 표본 셀 ij 의 값이 모집단 셀 ij 와 일치하며, 1보다 크면 과소 추정, 1보다 작으면 과대추정을 의미한다. 또한 PF값이 1을 기준으로 지나치게 차이가 나면 모집단의 분포와 표본의 분포가 서로 괴리가 있어 추정량의 분산이 커지게 되는 단점이 있기 때문에 통상적으로 각 셀별로 0.5에서 2.0사이에 놓이도록 재조정한다.¹⁹⁾ 포괄성 분석을 위해 한국복지패널 1차년도 자료를 이용하여 패널가구 및 개인에 부여된 가중치를 다음의 기준에 따라 분석하고, 기준이 되는 모집단 분포는 통계청 자료를 바탕으로 포괄성을 파악하고자 한다.

- 지역별*연령대별 분포(10세 이하, 10~20세미만, 20~30세미만, 30~40세미만, 40~50세미만, 50~60세미만, 60~70세미만, 70세 이상)
- 지역별*가구규모별 분포(1인, 2인, 3인, 4인, 5인, 6인, 7인)
- 지역별*주거유형별의 분포
- 지역별*성별*교육정도별 분포

18) 본 연구에서는 가구와 개인 가중치의 포괄성만을 분석대상으로 하여 부가조사인 “아동”에 대한 가중치는 제외하기로 한다.

19) Westat(1996) "Current Best Method Manual"

1. 주요 분석 변수별 포괄성 분석

가. 지역별 연령대별 인구분포

2005년 12월 말 현재 통계청의 인구주택 총 조사 결과를 바탕으로 한 지역별 연령별 인구 분포는 다음과 같다.

〈표 5-1-1〉 지역별*연령대별 인구분포

(단위:명)

| 지역 | 계 | 10세미만 | 10~19세 | 20~29세 | 30~39세 | 40~49세 | 50~59세 | 60~69세 | 70세이상 |
|----|------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 전국 | 47,041,434 | 5,551,237 | 6,535,414 | 7,333,970 | 8,209,067 | 8,023,940 | 5,133,735 | 3,568,920 | 2,685,151 |
| 서울 | 9,762,546 | 991,679 | 1,243,130 | 1,835,235 | 1,783,293 | 1,633,559 | 1,163,035 | 701,502 | 411,113 |
| 부산 | 3,512,547 | 341,047 | 481,378 | 576,709 | 545,716 | 629,405 | 473,263 | 288,417 | 176,612 |
| 대구 | 2,456,016 | 279,580 | 361,335 | 391,273 | 417,927 | 434,457 | 279,389 | 176,090 | 115,965 |
| 인천 | 2,517,680 | 307,002 | 377,637 | 389,114 | 459,240 | 475,211 | 249,224 | 149,896 | 110,356 |
| 광주 | 1,413,644 | 187,013 | 220,869 | 247,488 | 245,128 | 227,230 | 137,709 | 86,171 | 62,036 |
| 대전 | 1,438,551 | 179,583 | 218,668 | 247,309 | 253,241 | 246,922 | 145,246 | 85,520 | 62,062 |
| 울산 | 1,044,934 | 139,752 | 163,701 | 150,637 | 197,810 | 201,211 | 107,102 | 51,221 | 33,500 |
| 경기 | 10,341,006 | 1,404,108 | 1,486,287 | 1,534,613 | 2,038,120 | 1,846,746 | 943,959 | 627,853 | 459,320 |
| 강원 | 1,460,770 | 167,279 | 194,412 | 200,744 | 224,698 | 247,182 | 164,393 | 146,977 | 115,085 |
| 충북 | 1,453,872 | 172,845 | 204,818 | 215,512 | 230,165 | 238,508 | 153,124 | 128,404 | 110,496 |
| 충남 | 1,879,417 | 220,737 | 255,207 | 267,115 | 287,167 | 288,428 | 204,222 | 183,856 | 172,685 |
| 전북 | 1,778,879 | 209,425 | 249,673 | 240,517 | 260,174 | 272,185 | 206,884 | 176,114 | 163,907 |
| 전남 | 1,815,174 | 210,728 | 236,031 | 202,795 | 251,914 | 271,220 | 217,994 | 217,258 | 207,234 |
| 경북 | 2,594,719 | 286,724 | 343,866 | 354,144 | 395,128 | 408,979 | 303,350 | 262,463 | 240,065 |
| 경남 | 3,040,993 | 379,775 | 423,062 | 406,571 | 526,500 | 519,091 | 331,774 | 245,077 | 209,143 |
| 제주 | 530,686 | 73,960 | 75,340 | 74,194 | 92,846 | 83,606 | 53,067 | 42,101 | 35,572 |

자료: 통계청 KOSIS-인구주택총조사 지역별*연령대별 인구분포

강원, 전남, 경북 지역은 타지역에 비해 60대 인구비율이 각각 10.1%, 12%, 10.1%로 상대적으로 높게 나타나고 있으며, 전남지역은 70세 이상인구비율도 11.4%로 가장 높게 나타나고 있다. 한편 10세 이하 인구비율이 가장 낮은 지역은 부산지역으로 9.7%이며, 10대 인구비율이 가장 높은 지역은 광주로 15.6%, 20대는 부산지역으로 18.8%, 30대는 경기지역으로 19.7%, 40대는 울산지역으로 19.3%로 나타났다.

지역별 포괄성을 살펴보면, 전북, 전남, 경북 지역이 타지역에 비해 과대 추계된 것으로 나타났고, 부산, 울산, 경기, 강원, 충북, 충남 및 경남지역이 약간 과소추계된 것으로 파악되었다. 그러나 지역별로는 사후층화인자가 안정적으로 분포하고 있음을 알 수 있다.

〈표 5-1-2〉 지역별*연령대별 1차 가중치의 사후조정인자(PF)

| 지역 | 계 | 10세미만 | 10~19세 | 20~29세 | 30~39세 | 40~49세 | 50~59세 | 60~69세 | 70세이상 |
|----|------|-------|--------|--------|--------|--------|-------------|--------|-------|
| 전국 | 1.00 | 0.84 | 1.04 | 1.35 | 0.91 | 1.13 | 1.08 | 0.78 | 0.83 |
| 서울 | 0.97 | 0.84 | 0.97 | 1.34 | 0.99 | 1.00 | 1.05 | 0.67 | 0.66 |
| 부산 | 1.01 | 0.74 | 1.12 | 1.43 | 0.81 | 1.32 | 0.96 | 0.77 | 0.73 |
| 대구 | 0.99 | 1.02 | 1.04 | 1.37 | 1.12 | 1.25 | 0.95 | 0.61 | 0.54 |
| 인천 | 1.05 | 0.67 | 1.12 | 1.28 | 0.85 | 1.17 | 1.11 | 0.62 | 0.80 |
| 광주 | 0.95 | 0.97 | 1.05 | 1.18 | 1.02 | 1.06 | 1.15 | 0.90 | 0.94 |
| 대전 | 0.98 | 0.81 | 1.30 | 1.57 | 0.80 | 1.47 | 0.93 | 0.63 | 0.66 |
| 울산 | 1.02 | 0.92 | 0.97 | 0.93 | 0.97 | 1.14 | 1.02 | 0.82 | 0.95 |
| 경기 | 1.02 | 0.85 | 1.08 | 1.42 | 0.89 | 1.10 | 1.02 | 0.65 | 0.73 |
| 강원 | 1.01 | 0.61 | 1.06 | 1.27 | 0.75 | 1.03 | 1.94 | 1.10 | 1.07 |
| 충북 | 1.03 | 0.85 | 0.82 | 1.53 | 0.75 | 1.14 | 1.18 | 0.96 | 0.94 |
| 충남 | 1.01 | 0.99 | 0.92 | 1.09 | 0.92 | 1.07 | 1.12 | 0.90 | 0.96 |
| 전북 | 0.85 | 1.26 | 1.26 | 1.77 | 1.23 | 1.45 | 1.05 | 0.82 | 0.84 |
| 전남 | 0.82 | 0.89 | 1.14 | 1.79 | 1.08 | 1.59 | 1.51 | 1.09 | 1.12 |
| 경북 | 0.85 | 0.71 | 1.24 | 1.80 | 0.81 | 1.39 | 2.26 | 1.08 | 1.39 |
| 경남 | 1.11 | 0.82 | 0.80 | 1.03 | 0.84 | 0.86 | 0.82 | 1.40 | 1.12 |
| 제주 | 0.97 | 1.01 | 1.94 | 1.26 | 0.79 | 1.70 | 1.16 | 0.68 | 0.51 |

연령대별로 60~69세의 지역별 사후층화인자를 살펴보면 강원, 전북, 전남, 경남, 강원 지역을 제외하고 나머지 지역에서 1보다 작은 값을 가짐으로 약간씩 과대 추계된 것으로 파악되었다. 전체적으로 연령대별로 살펴보면, 10대, 30대, 60대, 70세 이상의 그룹에서 1보다 작은 값을 가짐으로 과대 추계된 것으로 나타나며, 나머지 연령대에서는 과소 추계된 것으로 파악되었다. 특히 20대의 경우 앞서 언급한 바와 같이 전반적으로 사후조정 인자값이 1보다 크기 때문에 과소 추계된 것으로 나타났다. 경북의 50대의 경우 2.26으로 상대적으로 큰 가중치가 적용되며, 제주지역의 70대 이상에서는 0.51로 작은 가중치가 적용되게 된다. 그러나 대부분 PF값이 0.5~2.0

사이에 놓여 있어 매우 안정적인 분포를 이루는 것으로 판단된다.

나. 지역별 가구규모별 분포

<표 5-1-4>로부터 지역별 가구규모별 사후층화 인자의 분포를 살펴보면, 전반적으로 안정된 가중치 분포를 보이고 있으나, 7인가구의 경우 표본 빈도수가 0인 광주, 대전, 울산, 강원, 충북, 제주지역은 0으로 나타나 별도의 조정이 필요하며, 대전지역의 1인가구와 인천, 경기, 전남, 경북지역의 7인가구의 경우 포괄성이 매우 떨어지는 것으로 나타나, 추가적인 재가중 작업이 필요한 것으로 파악되었다. 한편 가구 규모별로 보면 1인, 5인, 6인, 7인 가구의 포괄성이 다른 가구에 비해 포괄성이 떨어지는 것으로 파악되었다. 전체적으로 1~6인가구의 경우 안정적이거나, 7인가구의 경우에는 6인가구와 병합하여 사후조정인자를 고려해야 할 것으로 판단된다.

〈표 5-1-3〉 지역별*가구규모별 가구분포

(단위:가구)

| 지역 | 합계 | 1인가구 | 2인가구 | 3인가구 | 4인가구 | 5인가구 | 6인가구 | 7인가구 |
|----|------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|---------|--------|
| 전국 | 15,863,817 | 3,170,675 | 3,520,545 | 3,325,162 | 4,289,035 | 1,222,126 | 266,930 | 69,344 |
| 서울 | 3,305,929 | 675,739 | 670,455 | 732,043 | 917,243 | 248,450 | 49,781 | 12,218 |
| 부산 | 1,185,165 | 222,515 | 256,616 | 273,074 | 327,089 | 84,334 | 17,456 | 4,081 |
| 대구 | 813,765 | 148,331 | 165,227 | 181,837 | 240,111 | 62,613 | 12,761 | 2,885 |
| 인천 | 822,029 | 141,511 | 159,668 | 184,658 | 253,576 | 65,424 | 13,869 | 3,323 |
| 광주 | 459,454 | 87,447 | 92,150 | 93,224 | 130,972 | 45,114 | 8,573 | 1,974 |
| 대전 | 478,193 | 98,678 | 94,452 | 99,946 | 134,007 | 40,161 | 8,794 | 2,155 |
| 울산 | 338,796 | 57,923 | 63,620 | 75,717 | 111,541 | 24,813 | 4,280 | 902 |
| 경기 | 3,323,650 | 562,995 | 647,469 | 720,869 | 1,032,819 | 280,570 | 62,532 | 16,396 |
| 강원 | 519,598 | 122,139 | 139,079 | 101,089 | 109,914 | 35,022 | 9,511 | 2,844 |
| 충북 | 504,253 | 114,584 | 126,337 | 95,873 | 116,567 | 38,291 | 9,808 | 2,793 |
| 충남 | 658,365 | 149,102 | 184,935 | 121,076 | 139,123 | 47,364 | 12,643 | 4,122 |
| 전북 | 618,552 | 136,754 | 164,954 | 114,667 | 135,529 | 50,636 | 12,452 | 3,560 |
| 전남 | 664,856 | 163,718 | 198,991 | 111,249 | 125,403 | 49,856 | 11,960 | 3,679 |
| 경북 | 937,767 | 224,611 | 261,810 | 176,099 | 201,591 | 57,488 | 12,792 | 3,376 |
| 경남 | 1,054,700 | 226,117 | 254,494 | 209,444 | 270,996 | 74,033 | 15,713 | 3,903 |
| 제주 | 178,745 | 38,511 | 40,288 | 34,297 | 42,554 | 17,957 | 4,005 | 1,133 |

〈표 5-1-4〉 지역별*가구규모별 1차 가중치의 사후총화인자(PF)

| 지역 | 합계 | 1인가구 | 2인가구 | 3인가구 | 4인가구 | 5인가구 | 6인가구 | 7인가구 |
|----|------|-------------|------|------|------|------|------|-------------|
| 전국 | 1.00 | 1.27 | 0.91 | 0.95 | 0.92 | 1.09 | 1.20 | 1.89 |
| 서울 | 0.96 | 1.29 | 0.75 | 0.93 | 0.96 | 1.08 | 1.32 | 1.08 |
| 부산 | 0.97 | 1.12 | 0.85 | 0.92 | 0.99 | 1.14 | 0.94 | 1.27 |
| 대구 | 0.97 | 1.03 | 0.84 | 0.86 | 1.07 | 1.26 | 1.18 | 1.23 |
| 인천 | 0.94 | 1.30 | 0.75 | 0.93 | 0.91 | 1.03 | 1.55 | 8.18 |
| 광주 | 1.09 | 1.58 | 1.22 | 1.14 | 0.82 | 1.07 | 1.61 | 0.00 |
| 대전 | 1.03 | 2.02 | 0.77 | 0.91 | 0.96 | 1.09 | 1.69 | 0.00 |
| 울산 | 0.96 | 1.01 | 0.96 | 1.04 | 0.85 | 1.20 | 1.20 | 0.00 |
| 경기 | 0.94 | 1.01 | 0.80 | 0.90 | 0.97 | 1.13 | 1.06 | 2.45 |
| 강원 | 1.07 | 1.80 | 1.18 | 1.20 | 0.59 | 1.62 | 1.11 | 0.00 |
| 충북 | 1.05 | 1.90 | 1.15 | 0.93 | 0.73 | 0.96 | 1.19 | 0.00 |
| 충남 | 1.00 | 1.00 | 1.14 | 1.18 | 0.89 | 0.65 | 1.33 | 0.75 |
| 전북 | 1.07 | 0.97 | 0.93 | 1.17 | 1.11 | 1.72 | 1.70 | 1.15 |
| 전남 | 1.26 | 1.37 | 1.45 | 1.17 | 1.01 | 1.28 | 1.03 | 2.83 |
| 경북 | 1.24 | 1.85 | 1.40 | 1.06 | 0.88 | 1.35 | 1.40 | 4.93 |
| 경남 | 0.99 | 1.98 | 1.12 | 0.80 | 0.79 | 0.71 | 1.19 | 1.83 |
| 제주 | 0.96 | 1.15 | 0.58 | 1.56 | 0.96 | 1.60 | 0.66 | 0.00 |

다. 지역별 주거유형별 분포

<표 5-1-6>으로부터 지역별 거처유형별 사후총화 인자의 분포를 살펴보면, 전반적으로 안정된 가중치 분포를 보이고 있으며, 단독 및 아파트인 경우에 대해서도 대전, 강원의 단독주택을 제외하고 나머지 지역별로는 안정적으로 나타나고 있으나, 그 외 거처유형별 사후총화 인자의 분포는 별도의 재가중 작업이 필요한 것으로 나타났다. 이러한 차이는 조사과정에서 거처유형을 명확하게 정의하지 못한 결과로 사료된다.

〈표 5-1-5〉 지역별*주거유형별 가구분포

(단위: 가구)

| 지역 | 계 | 단독주택 | 아파트 | 연립주택 | 다세대주택 | 비 거주용 건물 내 주택 | 주택이외 거처 |
|----|------------|-----------|-----------|---------|-----------|------------------|------------|
| 전국 | 15,887,128 | 7,064,128 | 6,628,993 | 526,948 | 1,168,481 | 281,721 | 216,857 |
| 서울 | 3,309,890 | 1,404,272 | 1,218,779 | 144,827 | 414,983 | 55,607 | 71,422 |
| 부산 | 1,186,378 | 499,297 | 520,856 | 39,135 | 87,704 | 23,860 | 15,526 |
| 대구 | 814,585 | 389,744 | 356,812 | 7,287 | 43,355 | 15,166 | 2,221 |
| 인천 | 823,023 | 225,376 | 381,050 | 20,099 | 172,683 | 10,659 | 13,156 |
| 광주 | 460,090 | 180,507 | 260,726 | 5,110 | 3,410 | 7,042 | 3,295 |
| 대전 | 478,865 | 195,240 | 234,075 | 14,208 | 24,977 | 7,014 | 3,351 |
| 울산 | 339,095 | 135,939 | 168,478 | 7,691 | 16,988 | 8,190 | 1,809 |
| 경기 | 3,329,177 | 1,122,015 | 1,641,505 | 145,671 | 304,876 | 43,943 | 71,167 |
| 강원 | 520,628 | 284,699 | 197,686 | 19,658 | 3,648 | 12,579 | 2,358 |
| 충북 | 505,203 | 269,602 | 202,990 | 15,668 | 6,002 | 9,339 | 1,602 |
| 충남 | 659,871 | 380,558 | 225,113 | 21,481 | 16,809 | 12,160 | 3,750 |
| 전북 | 619,958 | 337,086 | 253,607 | 13,534 | 3,313 | 10,598 | 1,820 |
| 전남 | 666,319 | 431,318 | 197,949 | 12,067 | 4,950 | 14,235 | 5,800 |
| 경북 | 938,840 | 549,465 | 310,112 | 25,808 | 25,622 | 23,409 | 4,424 |
| 경남 | 1,056,007 | 551,099 | 424,420 | 24,198 | 22,063 | 22,049 | 12,178 |
| 제주 | 179,199 | 107,911 | 34,835 | 10,506 | 17,098 | 5,871 | 2,978 |

〈표 5-1-6〉 지역별*주거유형별 1차 가중치의 사후층화인자(PF)

| 지역 | 계 | 단독주택 | 아파트 | 연립주택 | 다세대주택 | 비 거주용 건물 내 주택 | 주택이외 거처 |
|----|------|------|-------------|-------------|-------------|------------------|--------------|
| 전국 | 1.00 | 1.15 | 0.99 | 0.28 | 2.19 | 0.63 | 1.33 |
| 서울 | 0.96 | 1.02 | 0.89 | 0.38 | 2.36 | 0.60 | 1.98 |
| 부산 | 0.97 | 1.03 | 1.15 | 0.21 | 3.25 | 1.24 | 0.33 |
| 대구 | 0.97 | 0.86 | 1.73 | 0.08 | 1.07 | 0.29 | 1.62 |
| 인천 | 0.94 | 0.94 | 1.22 | 0.07 | 9.24 | 0.92 | 0.00 |
| 광주 | 1.10 | 1.68 | 0.87 | 0.53 | 1.10 | 0.00 | 0.00 |
| 대전 | 1.03 | 2.09 | 0.72 | 0.32 | 0.00 | 2.34 | 0.00 |
| 울산 | 0.96 | 1.06 | 1.19 | 0.19 | 0.66 | 0.51 | 0.00 |
| 경기 | 0.94 | 0.91 | 1.24 | 0.23 | 1.51 | 0.60 | 1.01 |
| 강원 | 1.07 | 2.04 | 0.59 | 2.40 | 0.00 | 2.15 | 0.00 |
| 충북 | 1.05 | 1.21 | 1.10 | 5.28 | 1.34 | 0.14 | 0.00 |
| 충남 | 1.00 | 1.27 | 0.80 | 0.46 | 1.10 | 0.75 | 8.89 |
| 전북 | 1.07 | 1.13 | 1.31 | 0.34 | 0.00 | 0.23 | 1.19 |
| 전남 | 1.26 | 1.31 | 1.10 | 3.49 | 2.83 | 0.80 | 0.00 |
| 경북 | 1.24 | 1.69 | 0.91 | 0.44 | 1.59 | 2.79 | 1.03 |
| 경남 | 0.99 | 1.67 | 0.63 | 0.69 | 5.28 | 1.15 | 21.92 |
| 제주 | 0.96 | 1.35 | 0.36 | 1.02 | 0.00 | 0.00 | 2.35 |

주: 일반단독+다가구용단독=단독주택, 일반아파트+영구임대아파트=아파트, 점포주택등 복합용도주택+비주거용건물내 주택=비주거용주택, 오피스텔+비닐하우스+임시가건물+기타=주택외거처로 분류함

라. 지역별*성별*교육정도별 분포

〈표 5-1-7〉 지역별*성별*교육수준별 인구분포

(단위: 가구)

| 지역 | 성 별 | 계 | 초등학교 | 중학교 | 고등학교 | 대학 (4년제 미만) | 대학교 (4년제 이상) | 대학원 (석박사) | 안받았음 (미취학 포함) |
|----|-----|-----------|---------|---------|-----------|-------------------|--------------------|--------------|---------------------|
| 서울 | 남자 | 4,554,087 | 535,703 | 464,400 | 1,383,272 | 473,740 | 1,361,395 | 257,792 | 77,785 |
| | 여자 | 4,660,085 | 716,681 | 569,318 | 1,503,914 | 466,841 | 1,069,263 | 145,377 | 188,691 |
| 부산 | 남자 | 1,642,661 | 229,215 | 220,567 | 552,415 | 167,460 | 396,671 | 42,506 | 33,827 |
| | 여자 | 1,691,101 | 320,515 | 258,714 | 545,427 | 160,380 | 286,041 | 21,939 | 98,085 |
| 대구 | 남자 | 1,149,149 | 176,570 | 148,554 | 349,920 | 141,118 | 272,244 | 34,024 | 26,719 |
| | 여자 | 1,159,407 | 229,210 | 168,483 | 350,321 | 126,028 | 195,407 | 17,032 | 72,926 |
| 인천 | 남자 | 1,178,249 | 175,478 | 146,249 | 454,001 | 133,663 | 219,125 | 24,274 | 25,459 |
| | 여자 | 1,175,982 | 225,012 | 166,165 | 463,869 | 108,029 | 138,654 | 10,614 | 63,639 |
| 광주 | 남자 | 649,375 | 97,136 | 71,017 | 183,446 | 70,488 | 188,499 | 23,069 | 15,720 |
| | 여자 | 664,535 | 123,635 | 86,439 | 205,235 | 67,535 | 130,994 | 10,876 | 39,821 |
| 대전 | 남자 | 670,500 | 101,346 | 74,216 | 183,431 | 64,640 | 187,307 | 44,157 | 15,403 |
| | 여자 | 671,519 | 127,410 | 85,652 | 204,051 | 65,754 | 134,978 | 17,176 | 36,498 |
| 울산 | 남자 | 499,311 | 77,527 | 61,628 | 190,609 | 56,099 | 93,331 | 8,112 | 12,005 |
| | 여자 | 472,583 | 89,709 | 68,041 | 179,149 | 45,324 | 58,390 | 3,693 | 28,277 |
| 경기 | 남자 | 4,794,403 | 727,124 | 527,597 | 1,621,120 | 491,774 | 1,129,909 | 183,454 | 113,425 |
| | 여자 | 4,778,358 | 893,062 | 594,730 | 1,718,155 | 440,283 | 794,396 | 79,116 | 258,616 |
| 강원 | 남자 | 686,157 | 133,888 | 93,029 | 211,588 | 61,513 | 139,285 | 18,698 | 28,156 |
| | 여자 | 684,226 | 174,149 | 95,943 | 197,040 | 52,043 | 80,402 | 6,809 | 77,840 |
| 충북 | 남자 | 681,910 | 135,420 | 86,050 | 211,048 | 64,963 | 137,935 | 18,032 | 28,462 |
| | 여자 | 679,586 | 169,113 | 90,066 | 207,459 | 51,274 | 80,297 | 7,156 | 74,221 |
| 충남 | 남자 | 883,132 | 196,714 | 112,849 | 276,994 | 84,885 | 148,689 | 21,250 | 41,751 |
| | 여자 | 875,796 | 239,518 | 111,352 | 257,698 | 58,419 | 88,449 | 7,858 | 112,502 |
| 전북 | 남자 | 817,259 | 165,358 | 104,843 | 242,537 | 69,865 | 172,610 | 22,820 | 39,226 |
| | 여자 | 850,369 | 210,246 | 111,375 | 230,941 | 59,790 | 109,109 | 10,065 | 118,843 |
| 전남 | 남자 | 832,265 | 200,015 | 121,319 | 245,846 | 79,745 | 122,762 | 13,070 | 49,508 |
| | 여자 | 872,171 | 250,481 | 114,150 | 215,451 | 57,536 | 66,819 | 4,648 | 163,086 |
| 경북 | 남자 | 1,211,271 | 242,968 | 162,749 | 378,422 | 140,197 | 204,711 | 22,706 | 59,518 |
| | 여자 | 1,229,116 | 312,756 | 163,934 | 348,786 | 108,157 | 116,207 | 8,310 | 170,966 |
| 경남 | 남자 | 1,413,997 | 250,952 | 184,567 | 485,353 | 148,567 | 261,842 | 29,053 | 53,663 |
| | 여자 | 1,423,224 | 314,249 | 194,849 | 455,877 | 123,214 | 161,232 | 11,012 | 162,791 |
| 제주 | 남자 | 242,383 | 40,979 | 30,536 | 73,368 | 36,182 | 47,141 | 5,992 | 8,185 |
| | 여자 | 247,806 | 54,544 | 31,449 | 68,524 | 32,110 | 29,078 | 2,506 | 29,595 |

자료: 통계청 KOSIS "2005년 인구센서스 결과"- 외국인 제외

〈표 5-1-8〉 지역별*성별*교육수준별 1차 가중치의 사후총화인자(PF)

| 지역 | 성 별 | 계 | 초등학교 | 중학교 | 고등학교 | 대학 (4년제 미만) | 대학교 (4년제 이상) | 대학원 (석박사) | 안받았음 (미취학 포함) |
|----|-----|------|------|------|------|-------------------|--------------------|--------------|---------------------|
| 서울 | 남자 | 0.97 | 0.86 | 0.78 | 1.09 | 1.47 | 1.12 | 1.02 | 0.19 |
| | 여자 | 0.87 | 0.80 | 0.76 | 1.01 | 1.31 | 1.01 | 1.32 | 0.27 |
| 부산 | 남자 | 0.96 | 0.78 | 1.03 | 1.01 | 1.15 | 1.28 | 1.29 | 0.21 |
| | 여자 | 0.91 | 0.86 | 0.91 | 1.09 | 0.94 | 1.14 | 6.59 | 0.37 |
| 대구 | 남자 | 0.96 | 0.70 | 1.05 | 0.98 | 1.47 | 1.30 | 1.17 | 0.26 |
| | 여자 | 0.94 | 0.72 | 0.83 | 1.16 | 1.44 | 1.17 | 2.06 | 0.50 |
| 인천 | 남자 | 0.89 | 0.74 | 1.01 | 1.03 | 1.93 | 0.92 | 0.79 | 0.15 |
| | 여자 | 0.89 | 0.78 | 1.05 | 0.99 | 1.85 | 1.07 | 0.99 | 0.32 |
| 광주 | 남자 | 1.02 | 0.77 | 1.02 | 1.03 | 1.42 | 1.23 | 1.58 | 0.34 |
| | 여자 | 0.94 | 0.88 | 1.26 | 1.07 | 1.16 | 1.02 | 1.47 | 0.35 |
| 대전 | 남자 | 0.97 | 0.98 | 0.87 | 1.13 | 1.22 | 1.03 | 1.42 | 0.20 |
| | 여자 | 0.93 | 0.92 | 0.90 | 1.16 | 0.94 | 1.28 | 1.26 | 0.30 |
| 울산 | 남자 | 0.97 | 0.85 | 1.06 | 1.11 | 1.53 | 1.07 | 1.22 | 0.19 |
| | 여자 | 0.85 | 0.83 | 0.98 | 1.08 | 0.86 | 0.84 | 1.09 | 0.33 |
| 경기 | 남자 | 0.92 | 0.75 | 0.87 | 1.01 | 1.56 | 1.19 | 1.47 | 0.17 |
| | 여자 | 0.89 | 0.76 | 1.03 | 1.02 | 1.47 | 1.13 | 1.44 | 0.30 |
| 강원 | 남자 | 0.95 | 0.90 | 1.97 | 1.21 | 1.00 | 0.90 | 1.08 | 0.24 |
| | 여자 | 0.90 | 1.23 | 1.32 | 1.17 | 0.56 | 0.78 | 0.31 | 0.49 |
| 충북 | 남자 | 0.91 | 0.76 | 0.83 | 0.95 | 1.32 | 1.40 | 1.07 | 0.36 |
| | 여자 | 0.92 | 0.90 | 0.87 | 0.96 | 1.03 | 1.63 | 0.44 | 0.63 |
| 충남 | 남자 | 0.97 | 0.86 | 1.08 | 1.13 | 1.78 | 0.97 | 0.48 | 0.52 |
| | 여자 | 0.89 | 0.96 | 1.02 | 0.98 | 1.85 | 0.66 | 0.49 | 0.63 |
| 전북 | 남자 | 1.20 | 1.12 | 1.27 | 1.22 | 3.53 | 1.17 | 2.09 | 0.53 |
| | 여자 | 1.03 | 1.06 | 1.11 | 1.08 | 1.44 | 1.34 | 2.22 | 0.64 |
| 전남 | 남자 | 1.23 | 1.03 | 1.41 | 1.31 | 1.84 | 1.77 | 7.74 | 0.54 |
| | 여자 | 1.07 | 0.96 | 1.40 | 1.30 | 1.55 | 1.28 | 0.00 | 0.75 |
| 경북 | 남자 | 1.15 | 1.41 | 1.29 | 1.58 | 1.41 | 1.01 | 2.00 | 0.29 |
| | 여자 | 1.07 | 1.10 | 1.63 | 1.18 | 1.20 | 0.97 | 0.58 | 0.70 |
| 경남 | 남자 | 0.85 | 0.94 | 1.36 | 0.92 | 2.45 | 0.69 | 0.42 | 0.24 |
| | 여자 | 0.83 | 0.97 | 0.80 | 0.93 | 1.16 | 0.54 | 0.45 | 0.71 |
| 제주 | 남자 | 0.91 | 0.83 | 1.30 | 1.17 | 1.72 | 0.66 | 1.54 | 0.25 |
| | 여자 | 0.99 | 0.76 | 1.19 | 1.41 | 1.16 | 1.46 | 0.00 | 0.53 |

〈표 5-1-8〉로부터 지역별*성별*교육수준별로 사후조정인자값을 살펴보면, 대학원(석박사)과 미취학 및 미교육 부문의 사후조정인자값이 매우 불안정하게 나타나고 있어 이에 대한 재조정이 필요한 것으로 사료된다. 이 경우 대학원(석박사)와 미취

학 및 미교육의 경우 응답자가 타 부문에 비해 민감하게 고려하는 부분으로 응답자 편향에 의한 표본자료의 불안정성에 기인한 것으로 판단된다.

2. 1차년도 가중치 재조정과정

우선 가중치 재조정을 실시하기에 앞서 위에서 제시한 PF 에 대한 표로부터 PF값이 0.5~2.0의 범위를 벗어나는 항목에 대해 1차적으로 셀결합(cell collapsing)를 실시하고, 다음으로 관련된 모집단의 주변셀(marginal cell) 값을 이용한 가중치 조정을 수행한다. 이에 적용할 이론은 2절에서 이미 다룬바 있기 때문에 이를 활용하기로 한다.

가. 셀 결합 후 PF 값의 분포

<표 5-1-4>의 지역별*가구규모별 PF 로부터 6인과 7인가구의 PF가 지역별로 매우 불안정하게 나타나, 이를 해결하기 위해 6인가구와 7인가구를 결합하여 “6인 이상” 가구로 표를 재구성하여 이에 대한 PF를 구한 결과가 다음과 같다.

<표 5-1-9> 셀 결합 후 지역별*가구규모별 1차 가중치의 사후층화인자(PF)

| 지역 | 합계 | 1인가구 | 2인가구 | 3인가구 | 4인가구 | 5인가구 | 6인이상 가구 ^(주) |
|----|------|-------------|------|------|------|------|---------------------------|
| 전국 | 1.00 | 1.27 | 0.91 | 0.95 | 0.92 | 1.09 | 0.77 |
| 서울 | 0.96 | 1.29 | 0.75 | 0.93 | 0.96 | 1.08 | 0.79 |
| 부산 | 0.97 | 1.12 | 0.85 | 0.92 | 0.99 | 1.14 | 1.01 |
| 대구 | 0.97 | 1.03 | 0.84 | 0.86 | 1.07 | 1.26 | 0.84 |
| 인천 | 0.94 | 1.30 | 0.75 | 0.93 | 0.91 | 1.03 | 0.54 |
| 광주 | 1.09 | 1.58 | 1.22 | 1.14 | 0.82 | 1.07 | 0.51 |
| 대전 | 1.03 | 2.02 | 0.77 | 0.91 | 0.96 | 1.09 | 0.48 |
| 울산 | 0.96 | 1.01 | 0.96 | 1.04 | 0.85 | 1.20 | 0.69 |
| 경기 | 0.94 | 1.01 | 0.80 | 0.90 | 0.97 | 1.13 | 0.84 |
| 강원 | 1.07 | 1.80 | 1.18 | 1.20 | 0.59 | 1.62 | 0.69 |
| 충북 | 1.05 | 1.90 | 1.15 | 0.93 | 0.73 | 0.96 | 0.66 |
| 충남 | 1.00 | 1.00 | 1.14 | 1.18 | 0.89 | 0.65 | 0.89 |
| 전북 | 1.07 | 0.97 | 0.93 | 1.17 | 1.11 | 1.72 | 0.65 |
| 전남 | 1.26 | 1.37 | 1.45 | 1.17 | 1.01 | 1.28 | 0.82 |
| 경북 | 1.24 | 1.85 | 1.40 | 1.06 | 0.88 | 1.35 | 0.61 |
| 경남 | 0.99 | 1.98 | 1.12 | 0.80 | 0.79 | 0.71 | 0.78 |
| 제주 | 0.96 | 1.15 | 0.58 | 1.56 | 0.96 | 1.60 | -1.18 |

주: 6인 이상: 6인가구와 7인가구를 결합함)

셀 결합 후 사후조정 인자값은 “대전”을 제외하고 매우 안정된 값을 가지며, 결과적으로 더 이상의 가중치 조정은 불필요한 것으로 판단된다. <표 5-1-4>와 비교하여 “인천”의 경우 7인 가구에서 “8.18”의 값이 셀 결합 후 “0.54”로 조정되어 만족할 만한 값을 가지며, 그 외 7인 가구에서 “0”으로 타났던 셀들이 모두 안정된 값으로 변화하여 셀 조정만으로 충분히 가중치가 조정됨을 알 수 있다. 한편 “전남”과 “경북”의 경우 “2.83”과 “4.93”으로 각각 약 3배와 5배의 가중치가 “0.82”와 “0.61”로 가중치가 감소하여 안정화 되었다.

다음으로 <표 5-1-6>의 지역별*거처유형별 PF 로부터 연립주택의 PF가 지역별로 매우 불안정하게 나타나, 이를 해결하기 위해 연립주택과 다세대주택을 결합하여 “연립 및 다세대”로 표를 재구성하여 이에 대한 PF를 구한 결과가 다음과 같다. <표 5-1-6>의 결과와 비교하여 상당 부분 개선되었으나 일부지역에서 재가중이 필요한 것으로 판단된다.

<표 5-1-10> 셀 결합 후 지역별*거처유형별 1차 가중치의 사후총화인자(PF)

| 지역 | 계 | 단독주택 | 아파트 | 연립 및 다세대 | 비 거주용 건물 내 주택 | 주택이외 거처 |
|----|------|-------------|-------------|-------------|---------------|--------------|
| 전국 | 1.00 | 1.15 | 0.99 | 0.70 | 0.63 | 1.33 |
| 서울 | 0.96 | 1.02 | 0.89 | 1.00 | 0.60 | 1.98 |
| 부산 | 0.97 | 1.03 | 1.15 | 0.59 | 1.24 | 0.33 |
| 대구 | 0.97 | 0.86 | 1.73 | 0.39 | 0.29 | 1.62 |
| 인천 | 0.94 | 0.94 | 1.22 | 0.63 | 0.92 | 0.00 |
| 광주 | 1.10 | 1.68 | 0.87 | 0.67 | 0.00 | 0.00 |
| 대전 | 1.03 | 2.09 | 0.72 | 0.89 | 2.34 | 0.00 |
| 울산 | 0.96 | 1.06 | 1.19 | 0.37 | 0.51 | 0.00 |
| 경기 | 0.94 | 0.91 | 1.24 | 0.53 | 0.60 | 1.01 |
| 강원 | 1.07 | 2.04 | 0.59 | 2.84 | 2.15 | 0.00 |
| 충북 | 1.05 | 1.21 | 1.10 | 2.91 | 0.14 | 0.00 |
| 충남 | 1.00 | 1.27 | 0.80 | 0.62 | 0.75 | 8.89 |
| 전북 | 1.07 | 1.13 | 1.31 | 0.43 | 0.23 | 1.19 |
| 전남 | 1.26 | 1.31 | 1.10 | 3.27 | 0.80 | 0.00 |
| 경북 | 1.24 | 1.69 | 0.91 | 0.68 | 2.79 | 1.03 |
| 경남 | 0.99 | 1.67 | 0.63 | 1.19 | 1.15 | 21.92 |
| 제주 | 0.96 | 1.35 | 0.36 | 2.69 | 0.00 | 2.35 |

나. 셀결합 후 가중치 조정과정

3절의 식(3.4)와 (3.5)를 사후조정인자를 이용하여 표현하면 다음과 같이 재표현된다.

$$\sum_{j=1}^c \widehat{N}_{ij}(PF)_{ij} = N_{i+}, \quad i=1,2,\dots,r \tag{5.2}$$

$$\sum_{i=1}^r \widehat{N}_{ij}(PF)_{ij} = N_{+j}, \quad j=1,2,\dots,c \tag{5.3}$$

즉 셀 결합후 식(5.2)와 (5.3)을 이용하여 최종적으로 조정된 셀 ij 의 최종 가중치는 다음과 같다.

$$w_k = d_k \overline{PF}_{ij} \tag{5.4}$$

여기서 \overline{PF}_{ij} 는 셀 결합후 조정된 ij 셀의 사후조정 인자값이다.

결과적으로 최종 가중치 식(5.4)의 w_k 는 기본가중치에 조정된 사후 조정인자들을 곱하여 새롭게 구해진 가중치로서 추정량의 분산을 안정화 하는데 기여하게 된다.

〈표 5-1-11〉 셀 결합 후 지역별*거처유형별 사후증화인자(PF)

| 지역 | 계 | 단독주택 | 아파트 | 연립 및 다세대 | 비 거주용 건물 내 주택 | 주택이외거처 |
|----|------|------|-------------|-------------|------------------|-------------|
| 전국 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.99 | 1.00 | 0.99 |
| 서울 | 1.01 | 1.04 | 0.86 | 1.30 | 0.74 | 1.95 |
| 부산 | 1.01 | 1.04 | 1.10 | 0.76 | 1.51 | 0.32 |
| 대구 | 1.00 | 0.72 | 2.03 | 0.79 | 0.63 | 0.28 |
| 인천 | 1.03 | 0.68 | 1.25 | 1.09 | 1.73 | 0.00 |
| 광주 | 0.96 | 1.19 | 0.87 | 1.14 | 0.00 | 0.00 |
| 대전 | 0.97 | 1.49 | 0.73 | 1.53 | 4.33 | 0.00 |
| 울산 | 1.00 | 0.82 | 1.29 | 0.69 | 1.03 | 0.00 |
| 경기 | 1.02 | 0.94 | 1.22 | 0.70 | 0.74 | 1.00 |
| 강원 | 0.96 | 1.49 | 0.61 | 5.01 | 4.07 | 0.00 |
| 충북 | 0.99 | 0.92 | 1.17 | 5.30 | 0.27 | 0.00 |
| 충남 | 0.99 | 1.03 | 0.91 | 1.20 | 1.57 | 1.51 |
| 전북 | 0.99 | 0.87 | 1.42 | 0.79 | 0.46 | 0.19 |
| 전남 | 0.98 | 0.91 | 1.08 | 5.48 | 1.45 | 0.00 |
| 경북 | 0.98 | 1.12 | 0.85 | 1.09 | 4.77 | 0.14 |
| 경남 | 0.97 | 1.32 | 0.70 | 2.26 | 2.36 | 3.66 |
| 제주 | 0.98 | 1.19 | 0.45 | 5.69 | 0.00 | 0.44 |

〈표 5-1-12〉 지역별*거처유형별 재조정된 최종 가중치에 대한 사후총화인자(PF)

| 지역 | 계 | 단독주택 | 아파트 | 연립 및 다세대 | 비 거주용 건물 내 주택 | 주택이외거처 |
|----|------|------|------|-------------|------------------|-------------|
| 계 | 1.00 | 1.15 | 0.98 | 0.68 | 0.65 | 1.35 |
| 서울 | 0.95 | 0.98 | 1.03 | 0.77 | 0.82 | 1.02 |
| 부산 | 0.98 | 0.99 | 1.04 | 0.78 | 0.82 | 1.03 |
| 대구 | 0.93 | 1.20 | 0.85 | 0.50 | 0.47 | 5.77 |
| 인천 | 0.91 | 1.38 | 0.98 | 0.57 | 0.53 | 0.00 |
| 광주 | 1.14 | 1.41 | 1.00 | 0.59 | 0.00 | 0.00 |
| 대전 | 1.05 | 1.40 | 0.99 | 0.58 | 0.54 | 0.00 |
| 울산 | 0.97 | 1.30 | 0.92 | 0.54 | 0.50 | 0.00 |
| 경기 | 0.96 | 0.97 | 1.02 | 0.76 | 0.81 | 1.01 |
| 강원 | 1.09 | 1.37 | 0.97 | 0.57 | 0.53 | 0.00 |
| 충북 | 1.06 | 1.32 | 0.94 | 0.55 | 0.52 | 0.00 |
| 충남 | 0.99 | 1.24 | 0.88 | 0.52 | 0.48 | 5.89 |
| 전북 | 1.05 | 1.28 | 0.92 | 0.54 | 0.51 | 6.25 |
| 전남 | 1.22 | 1.44 | 1.02 | 0.60 | 0.55 | 0.00 |
| 경북 | 1.21 | 1.51 | 1.07 | 0.63 | 0.58 | 7.36 |
| 경남 | 1.01 | 1.26 | 0.89 | 0.52 | 0.49 | 5.99 |
| 제주 | 0.91 | 1.14 | 0.81 | 0.47 | 0.00 | 5.34 |

〈표 5-1-12〉은 〈표 5-1-11〉의 조정된 사후조정인자를 지역별*거처유형별로 기본가중치에 결합하여 조정된 최종 가중치의 PF를 나타낸다. “주택 외 거처” 칼럼을 제외하고 전반적으로 안정된 가중치 분포를 보여주고 있다. 이 칼럼은 실사과정에서 접촉이 어렵거나 또는 조사항목에 대한 정의를 올바르게 수지하지 못한 경우 또는 조사원이나 응답자가 해당 주택유형에 대한 판단이 힘든 경우 때문에 발생한 것으로 사료된다.

다음으로 〈표 5-1-8〉로부터 지역별*성별*교육정도별 사후조정인자의 분포로부터 “미취학 및 무학”에 해당되는 칼럼의 PF값을 조정하기 위해서는 유사한 셀과의 결합을 통해 가능하지만 관련된 셀이 없는 관계로 전체적으로 지역별*성별*교육정도별 분포를 조정하는 방법을 적용하였다. 다음의 〈표 5-1-13〉은 지역별*성별*교육수준별로 가중치를 재 조정한 후 계산한 PF로서 앞의 〈표 5-1-8〉보다는 매우 안정적인 분포를 하고 있다.

〈표 5-1-13〉 지역별*성별*교육수준별 최종 가중치에 대한 사후총화인자(PF)

| 지역 | 성 별 | 계 | 초등학교 | 중학교 | 고등학교 | 대학 (4년제 미만) | 대학교 (4년제 이상) | 대학원 (석박사) | 안받았음 (미취학 포함) |
|----|-----|------|------|------|------|-------------------|--------------------|--------------|---------------------|
| 서울 | 남자 | 1.00 | 1.04 | 0.82 | 1.05 | 1.09 | 1.06 | 0.91 | 0.54 |
| | 여자 | 1.00 | 1.02 | 0.85 | 1.03 | 1.04 | 1.02 | 1.25 | 0.84 |
| 부산 | 남자 | 1.00 | 0.94 | 1.07 | 0.97 | 0.85 | 1.20 | 1.14 | 0.60 |
| | 여자 | 1.00 | 1.04 | 0.95 | 1.05 | 0.70 | 1.08 | 5.87 | 1.08 |
| 대구 | 남자 | 1.00 | 0.83 | 1.09 | 0.93 | 1.08 | 1.22 | 1.03 | 0.74 |
| | 여자 | 1.00 | 0.84 | 0.84 | 1.09 | 1.04 | 1.08 | 1.78 | 1.40 |
| 인천 | 남자 | 1.00 | 0.94 | 1.10 | 1.03 | 1.49 | 0.91 | 0.74 | 0.46 |
| | 여자 | 1.00 | 0.93 | 1.10 | 0.95 | 1.37 | 1.02 | 0.88 | 0.93 |
| 광주 | 남자 | 1.00 | 0.88 | 1.01 | 0.94 | 1.00 | 1.12 | 1.34 | 0.92 |
| | 여자 | 1.00 | 1.03 | 1.27 | 1.00 | 0.83 | 0.94 | 1.26 | 0.97 |
| 대전 | 남자 | 1.00 | 1.16 | 0.89 | 1.08 | 0.89 | 0.96 | 1.25 | 0.57 |
| | 여자 | 1.00 | 1.07 | 0.91 | 1.08 | 0.68 | 1.18 | 1.09 | 0.83 |
| 울산 | 남자 | 1.00 | 0.99 | 1.06 | 1.03 | 1.09 | 0.97 | 1.05 | 0.54 |
| | 여자 | 1.00 | 1.07 | 1.09 | 1.12 | 0.69 | 0.85 | 1.03 | 1.03 |
| 경기 | 남자 | 1.00 | 0.91 | 0.92 | 0.99 | 1.17 | 1.14 | 1.32 | 0.49 |
| | 여자 | 1.00 | 0.92 | 1.08 | 0.98 | 1.09 | 1.07 | 1.28 | 0.87 |
| 강원 | 남자 | 1.00 | 1.04 | 1.97 | 1.11 | 0.71 | 0.82 | 0.92 | 0.67 |
| | 여자 | 1.00 | 1.46 | 1.37 | 1.11 | 0.41 | 0.73 | 0.27 | 1.41 |
| 충북 | 남자 | 1.00 | 0.93 | 0.88 | 0.93 | 1.00 | 1.36 | 0.97 | 1.05 |
| | 여자 | 1.00 | 1.04 | 0.89 | 0.89 | 0.74 | 1.50 | 0.38 | 1.76 |
| 충남 | 남자 | 1.00 | 0.99 | 1.08 | 1.04 | 1.27 | 0.89 | 0.41 | 1.44 |
| | 여자 | 1.00 | 1.12 | 1.03 | 0.91 | 1.33 | 0.61 | 0.42 | 1.76 |
| 전북 | 남자 | 1.00 | 1.03 | 1.02 | 0.90 | 2.01 | 0.86 | 1.42 | 1.18 |
| | 여자 | 1.00 | 1.04 | 0.94 | 0.85 | 0.87 | 1.04 | 1.61 | 1.51 |
| 전남 | 남자 | 1.00 | 0.90 | 1.07 | 0.92 | 0.99 | 1.22 | 5.00 | 1.13 |
| | 여자 | 1.00 | 0.86 | 1.09 | 0.93 | 0.85 | 0.90 | 0.00 | 1.60 |
| 경북 | 남자 | 1.00 | 1.32 | 1.05 | 1.19 | 0.81 | 0.75 | 1.38 | 0.65 |
| | 여자 | 1.00 | 1.06 | 1.37 | 0.91 | 0.71 | 0.74 | 0.42 | 1.62 |
| 경남 | 남자 | 1.00 | 1.23 | 1.54 | 0.96 | 1.97 | 0.71 | 0.41 | 0.75 |
| | 여자 | 1.00 | 1.29 | 0.93 | 0.99 | 0.95 | 0.57 | 0.44 | 2.28 |
| 제주 | 남자 | 1.00 | 1.02 | 1.39 | 1.15 | 1.30 | 0.64 | 1.41 | 0.73 |
| | 여자 | 1.00 | 0.79 | 1.07 | 1.17 | 0.74 | 1.19 | 0.00 | 1.32 |

다. 최종 가중치를 적용한 추정치 비교

기존의 가중치를 보다 안정적으로 조정한 최종 가중치를 이용하여 소득 관련 변수를 이용하여 분산 감소 효과가 어느 정도 인지를 평가하고자 한다. 이를 위해 “가구의 경상소득”을 활용하여 평균과 표준오차를 비교하였다.

〈표 5-1-14〉 지역별*거처유형별 가구가중치 조정전후 소득변수별 비교

| 구 분 | 조정 전 | | 조정 후 | |
|-------|---------|-----------|---------|-----------|
| | 평균 | 표준오차 | 평균 | 표준오차 |
| 경상소득 | 3152.95 | 40.448094 | 3114.71 | 40.366488 |
| 가처분소득 | 2825.25 | 45.605614 | 2795.08 | 44.53447 |

가중치 조정전후의 경상소득과 가처분소득의 표준오차를 비교해보면 조정 후 두 변수의 표준오차가 각각 0.2%와 2.34% 감소한 것으로 나타나 상대적으로 안정화되었음을 확인 할 수 있다.

〈표 5-1-15〉 지역별*성별*교육수준별 개인가중치 조정전후 소득변수별 비교

| 구 분 | 조정 전 | | 조정 후 | |
|-------|---------|------------|---------|------------|
| | 평균 | 표준오차 | 평균 | 표준오차 |
| 경상소득 | 3152.75 | 30.4756702 | 3152.98 | 30.471524 |
| 가처분소득 | 2825.09 | 41.1521693 | 2825.28 | 41.1479471 |

한편 <표 5-1-15>에 제시한 개인가중치의 경우 지역별*성별*교육수준별로 가중치 조정전과 후의 소득변수별 비교에서도 가중치 조정후의 표준오차가 감소한 것으로 나타나 가중치가 안정화되었음을 알 수 있다.

VI. 결론

본 연구로부터 한국복지패널 1차년도 자료의 가구 및 개인가중치의 포괄성에 대해 살펴보고 개인 및 가구의 인구사회학적 변수들의 모집단 자료를 이용한 가중치 재조정(보정)을 통해 일부 변수의 범주에 대해 포괄성이 떨어지는 문제점을 해결하였다. 개인가중치의 경우 2005년도 인구센서스 자료(KOSIS)의 주변 빈도수를 이용하여 조사 자료의 셀 빈도수를 조정하는 방법으로 포괄성을 조정하였으며, 가구관련 자료의 경우는 마찬가지로 2005년도 인구센서스의 가구자료의 주변빈도수를 이용하여 조정하였다. 전반적으로 일부 변수의 항목을 제외하고, 매우 만족스러운 결과를 도출하였다. 조사 자료의 포괄성은 반드시 이론적 접근으로만 가능한 것은 아니며, 조사과정에서 조사원 또는 응답자의 태도 및 이해력과도 매우 밀접한 관계가 있다. 예를 들어 본 연구에서도 분석하였지만, 거처의 종류에 대한 명확한 정의가 이루어지지 않을 경우 비표본오차의 발생으로 인해 표본의 대표성이 상실되는 문제가 발생할 수 있다. 또한 패널조사의 특성상 1차년도 이후 지역별 패널가구의 소실 등으로 인해 표본의 분포가 점차 왜곡될 가능성이 크기 때문에 향후 인구 및 가구가중치에 대한 포괄성을 반드시 검토해 할 것으로 판단된다. 이와 더불어 극단가중치의 존재여부를 검토하여 분포의 왜곡을 방지하는 노력도 필요하다. 본 연구에서는 극단가중치가 존재하지 않아 별도의 *trimming* 작업을 수행하지 않았으나, 향후 이를 검토하는 것이 바람직 할 것으로 사료된다.

결론적으로 본 연구에서 고려한 한국복지패널 가중치의 포괄성은 적절히 모집단을 반영하고 있는 것으로 판단되며, 추후 보다 다양한 변수를 활용하여 표본의 대표성을 확보하는 노력을 경주하고자 한다.

참고문헌

- 김미곤·여유진 외, 『한국복지패널 1차년도 기초보고서』, 한국보건사회연구원, 2006.
- 박홍래, 『통계조사론』, 영지문화사, 1993.
- Bethlehem, J. G., Keller, W. J., "Linear Weighting of Sample Survey Data", *Journal of Official Statistics*, 3, 1987, pp.141-153.
- Cochran, W. G., *Sampling Techniques, 3rd Ed.* New York, John & Wiley Sons, 1977.
- Deville, J.C., Sarndal, C.E. & Sautory, O., "Generalized Raking Ratio Procedure in Survey Sampling", *Journal of American Statistical Association*, Vo. 88, No.423, 1993, pp.1013-1020.
- Deville, J.C., Sarndal, C.E. & Wretmman, J., *Model Assisted Survey Sampling*, Springer, New York, 2006.
- Deville, J.C., Sarndal, C.E., "Calibration Estimators in Survey Sampling", *Journal of American Statistical Association*, Vo. 87, 1992, pp.376-382.
- Gottgens, R., et al., *Version, 1.0. A Weighting Package Under MS-DOS, User Manual*, CBS-Report, Netherlands Central Bureau of Statistics, Voorburg, 1991.
- Kalton, G., "Models in the practice of survey sampling", *International Sttistical Review*, 51, 1983, pp.175-188.
- Kish, L., *Survey Sampling*, John & Wiley Sons, 1965.
- Lundstorm, S., Sarndal, C.E., "Calibration as a standard method for treatment of nonresponse", *Journal of Official Statistics*, 15, 1999, pp.305-327.
- Oh, H.L., Scheuren, F., "Modified Raking Ratio Estimation", *Survey Methodology*,

112 2007 한국복지패널 심층분석 보고서

13, 1987, pp.209-219.

WESTAT, *Current Best Methods Manual*, 1993.

통계청, KOSIS, <http://www.nso.go.kr>

제5장 공적이전 및 조세의 소득재분배효과

여유진(한국보건사회연구원 부연구위원)

I. 서론

소득재분배란 개인이 취득하는 소득의 총액을 조정할 목적으로 시행되는 국가 정책을 일컫으며(<http://en.wikipedia.org/wiki/>), 이는 주로 누진세제 등의 조세정책과 공공부조, 공적 연금 등의 사회보장급여를 통한 재정지출을 통해 이루어진다. 이러한 소득재분배에 깔려있는 기본적인 전제는 자본주의적 시장경제의 불평등을 완화함으로써 전체 시민의 삶을 골고루 윤택하게 하고자 하는 것이 국가의 중요한 기능이며 이러한 사회상이 좀 더 바람직하다는 것이다. 물론 이에 대해 반대 견해도 다수 존재하지만 그럼에도 불구하고 현대 국가의 재분배 기능은 국가 역할에서 빼놓을 수 없는 중요한 영역임은 부인할 수 없다.

우리나라에서 국가정책의 재분배효과에 대한 이론적·실증적 연구는 외환위기를 전후로 각광받는 부문으로 부상하였다. 이는 크게 다음과 같은 몇 가지 요인에 기인한 것으로 볼 수 있다. 첫째, 외환위기를 전후로 우리나라의 사회복지체계가 양적으로나 질적으로 괄목상대할 만한 성장을 보였다는 점이다. 국가 복지가 큰 관심을 끄는 것은 크게 두 시기, 즉 1987년 민주화 운동 전후 시기와 1997년 말 외환위기를 전후한 시기로 구분할 수 있다. 이 두 시기 중 특히 후자의 시기를 전후해서 고용보험, 산재보험, 국민연금이 급속하게 확대되었을 뿐 아니라, 기존의 생활보호제도 하의 매우 제한된(categorical) 공공부조가 일반화된(general) 국민기초생활보장제도로 탈바꿈하였다. 이러한 제도적 확대와 재편으로 인하여 사회복지의 실질적 효과에 대한 관심이 증폭되면서 재분배에 대한 연구 또한 활발히 진행되었다. 둘째, 1998년부터 국민의 정부의 뒤를 이어 2003년 참여정부가 들어서면서 10여 년간 진보성향의 정

부가 집권하였다는 점도 간과할 수 없다. 국민의 정부가 외환위기 극복과 복지시스템의 확대·정비에 주력하였다면, 참여 정부 시기는 기존의 성장 위주 패러다임에서 ‘성장과 분배의 조화’를 모색하는 패러다임으로의 전환을 시도하였다. 따라서 이 시기에는 기존 사회복지 시스템을 재점검하는 한편 경제시스템과 사회시스템의 접합을 모색하는데 역점을 두었으며, 이 과정에서 분배와 재분배에 대한 다각적인 검토들이 이루어졌다. 셋째, 외환위기 이후 실업률과 성장률 등 경제지표들은 외환위기와 비슷한 수준으로 회복된 반면, 빈곤과 불평등 등의 사회지표들은 1997년 이전 수준으로 감소되지 못하였다는 점이다. 이러한 사회지표의 ‘불회귀’는 비정규직, 근로빈곤층, 장기실업과 청년실업, 저출산고령화로 인한 빈곤의 문제 등 각종 사회문제들과 맞물려 사회 양극화와 재분배에 대한 정책적·학술적 관심을 고조시켰다. 마지막으로, 이러한 경제적·정치적·사회적 요인과 더불어 사회조사의 활성화와 특히 각종 패널데이터의 구축이 재분배효과를 실증적으로 분석할 수 있는 기반을 조성하였다.

이와 같이 지금까지 재분배효과에 대한 다각적 연구들이 진행되어 왔음에도 불구하고, 정책영역별·인구학적 특성별·지역별 재분배효과에 대한 연구는 거의 이루어지지 못하였다. 이는 무엇보다도 기존 자료들이 이러한 정책영역별·지역별 재분배효과를 볼 수 있는 풍부한 변수를 담지 못하고 있는데 그 원인이 있다 하겠다. 최근 구축된 한국복지패널 데이터는 완전하지는 않지만 이러한 정책영역별·인구학적 특성별·지역별 재분배효과 분석을 가능케 하는 변수들을 담고 있다는 점에서 진일보하였다. 본 연구는 지금까지 이루어진 소득재분배 관련 연구의 방법론적·정책적 함의와 한계를 검토하고, 이를 바탕으로 한국복지패널 데이터를 활용하여 사회보장제도와 직접세 및 사회보험부담금의 소득재분배 효과를 분석하고자 하는데 그 목적이 있다. 아울러, 인구집단별, 지역별로 소득재분배효과를 살펴봄으로써 공적이전과 조세의 재분배효과가 주로 어떠한 집단에 귀착되는지를 검토하고, 이러한 결과를 주요 OECD 국가와 비교해 봄으로써 국가의 재분배 기능을 가늠해 보고자 한다.

II. 선행연구 및 연구방법

1. 선행연구 검토

사회지출과 조세가 재분배에 미치는 영향을 다루는 방식은 크게 두 가지로 나뉘어진다²⁰⁾. 그 하나는 거시적인 지표를 통한 국가간 비교연구이고, 다른 하나는 미시적인 가구데이터를 사용한 연구이다. 전자는 거시 데이터를 이용하여 사회지출수준, 조세부담율과 지니계수, 빈곤율 등의 재분배(형평성)지표 간의 관계를 통계적으로 분석한 연구들로 김환준(2000), 김용성(2004), 고영선(2006), 여유진(2008) 등을 들 수 있다. 이러한 연구들은 사회지출과 조세부담 수준의 국가간 차이가 형평성(재분배 결과)에 어떠한 영향을 미칠 수 있는지를 보여준다는 점에서 유의미한 연구이다. 그러나 이러한 연구들은 빈곤과 불평등에 영향을 미치는 여타의 요인들을 배제한 채 단순히 거시 지표들 간의 상관성(상관관계 또는 단순 회귀분석)을 살펴보는데 그치는 연구가 대부분이라는 점에서 ‘직접적인’ 인과성을 도출하기 어려울 뿐만 아니라, 세부 정책이나 제도들이 각 인구집단에 미치는 영향을 분석하는데도 한계가 있다.

이에 비해, 미시적인 가구데이터를 이용한 재분배효과 분석은—데이터가 가진 한계에 따라 제한되어 있기는 하지만—각종 사회복지급여, 즉 공적이전급여가 각 가구의 소득에 얼마나 기여하는지를 분석할 수 있어 훨씬 더 직접적이고 인과적인 결과를 도출해 낼 수 있는 장점이 있다. 또한 공적이전급여가 인구특성별 또는 지역별로 어떠한 상이한 효과를 보이는지 등의 다양한 분석 영역으로 확대될 수 있다는 점에서 좀 더 유연하고 직접적인 재분배효과 분석방법이라 할 수 있다. 미시적 가구데이터를 이용한 비교적 최근 재분배효과 분석 연구로는 홍경준(2002), 구인회(2006), 이

20) 이와는 달리 박기백 외(2006)에서는 소득과 재정지출의 소득재분배효과를 연구하는 방법을 크게 개인의 선호(individual preference)를 측정하는 방식과 혜택의 귀착(benefit incidence)을 측정하는 방식으로 나누고 있다. 이 중 전자는 미시적 경제이론을 이용하여 추정된 수요함수를 바탕으로 정부지출의 편익을 분석하는 방식이며, 후자는 정부지출 중 특정한 분야와 관련된 지출을 추출하여 1인당 혹은 가구당 정부의 지출액을 계산하는 방식이다(박기백 외 2006:30). 본 연구에서 사용하는 방식은 이 중 후자, 즉 혜택의 귀착을 측정하는 편익접근법에 해당한다.

현주 외(2006), 박기백 외(2006) 등의 연구를 들 수 있다. 이 중 홍경준(2002), 구인회(2006)²¹⁾, 이현주 외(2006)의 연구가 공적이전의 빈곤감소효과에 초점을 맞추었다면, 박기백 외(2006)의 연구는 조세와 공적이전(현물급여 포함)의 불평등 감소효과에 초점을 맞춘 연구이다. 또한, 홍경준(2002), 박기백 외(2006)의 연구는 통계청의 (도시)가계조사 자료를 사용하여 재분배효과를 분석한 반면, 구인회(2006)는 가구소비실태조사(2001) 자료를, 이현주 외(2006)는 가구소비실태조사(1996, 2000)와 한국보건사회연구원의 국민생활실태조사(2004), 가계조사(2006) 자료를 병행하여 사용하였다. 이들 연구 중 박기백 외(2006)의 연구만이 일관된 자료를 통해 종단적 경향성을 보여주고 있다. 이현주 외(2006)의 연구도 세 개 연도(1996, 2000, 2004) 간의 빈곤감소 흐름을 보여주고 있기는 하나 상이한 데이터를 사용함으로써 그 신뢰도는 약간 떨어질 수 있는 것으로 보인다. 이러한 연구들의 결과를 몇 가지로 정리하면 첫째, 여전히 공적이전의 재분배효과는 사적이전에 비해 적은 것으로 나타났으나, 최근 들어 공적이전의 소득 재분배효과가 개선되고 있다는 것이다. 박기백 외(2006)의 연구에 의하면, 기초생활보장으로 인한 지니계수의 변화는 1998년 민간소득 대비 0.06%정도 개선효과가 있었으나 2006년에는 0.13%로 증가한 것으로 나타났다. 이현주 외(2006)의 연구에서도 일반빈곤층(중위소득 50% 이하)의 경우 공적이전소득에 의한 빈곤탈피율은 1996년 4.4%에서 2000년 8.5%, 2003년 11.9%, 2006년 15.7%로 점차 향상된 것으로 나타났다. 둘째, 그럼에도 불구하고 우리나라 공적이전과 조세의 소득재분배 효과는 외국에 비해 매우 낮은 수준이라는 점이다. 구인회(2006)의 연구결과에 의하면, 서구국가의 경우 평균 시장소득 빈곤율은 27%에서 공적이전 후 10%로 감소하여 공적이전으로 60.9%의 빈곤감소효과가 나타나고, 그 중에서 47.2%의 빈곤감소는 사회보험 프로그램에 의한 것이며 나머지 13.7%는 공공부조에 의한 것으로, 빈곤감소에서 사회보험의 역할이 압도적인 것으로 나타났다. 이에 비해 우리나라는 공적이전의 빈곤감소효과가 10.1%에 불과할 뿐만 아니라 사회보험이 6.1%의 빈곤감소효과를 내는 정도로 역할이 미미하였다.

21) 구인회(2006)의 연구는 지니계수와 빈곤율을 모두 사용하여 재분배효과를 검토하고 있으나 초점은 빈곤감소효과에 두어진 것으로 보인다.

이와 같이, 사회적 관심사를 반영하듯 최근들어 재분배효과에 대한 연구들이 상당수 진행되어 온 것이 사실이다. 본 연구는 이러한 연구들을 바탕으로 다음과 같은 사항들을 추가적으로 고려하여 재분배효과를 분석하고자 하였다. 첫째, 공적이전과 조세를 제도별로 최대한 세분화하여 각 이전소득과 조세의 재분배효과를 검토하고자 한다. 박기백 외(2006)의 연구에서는 자료상의 한계를 극복하기 위한 방편으로 추정을 통해 현물급여와 기초보장급여의 재분배효과를 분석하였으나, 본 연구에서는 한국복지패널의 세분화된 이전소득을 사용하여 직접적인 방법으로 제도의 효과를 보고자 하였다. 둘째, 본 연구에서는 재분배효과 중 빈곤감소효과를 검토하기 위하여 최저생계비 기준과 상대빈곤선 기준을 모두 사용하였다. 기존 연구들은 빈곤감소효과를 분석하기 위하여 최저생계비(홍경준 2002) 또는 상대빈곤선(구인회 2006; 이현주 외 2006) 중 하나만을 사용하였다. 그러나 본 연구에서는 두 개의 빈곤기준선이 가지는 함의가 다르다는 점에서 이 두 기준을 모두 사용하였다. 최저생계비는 최후의 안전망이라 할 수 있는 국민기초생활보장급여를 비롯한 각종 급여의 선정 및 급여기준선을 활용되고 있다. 따라서 최저생계비를 기준으로 한 빈곤감소효과는 정책이 의도한 목표를 얼마나 달성하였는지를 살펴보는 데 적절한 기준이다. 또한 이는 지역별·인구학적 특성별로 이러한 정책목표의 성취도를 가늠할 수 있게 해 준다. 그러나 절대빈곤선은 각 사회의 특성과 여건, 전반적인 경제 수준에 따라 상이하게 설정된다는 점에서 국제비교를 위해 활용되기는 어렵다는 한계를 지닌다. 따라서 국제비교를 위해서는 가장 널리 사용되고 있는 상대빈곤선 기준인 중위소득 50% 기준을 사용하였다. 본 연구는 이와 같이, 기존연구의 성과를 바탕으로 한국복지패널이 제공하는 새로운 변수들을 최대한 활용하여 재분배효과를 분석하는데 역점을 두었다.

2. 연구방법

본 연구에서 사용하는 자료는 한국복지패널 2차 조사 원자료이다. 한국복지패널은 2006년 1차 웨이브를 시작으로 2007년 2차 웨이브 데이터까지를 공개하고 있다. 한

국복지패널은 제주도를 포함한 전국을 대상으로 한 종단면 조사이다. 횡단면 조사인 통계청의 가계조사²²⁾와 종단면 조사인 노동 패널의 경우 농어가 또는 읍면지역이 표본에 포함되지 않지만, 한국복지패널의 경우 농어가와 읍면지역을 표본에 포함하고 있다. 그러므로 표본의 대표성이 매우 높다(김미곤 외 2007:5). 1차 완료된 표본 규모는 7,072가구이며, 2차 완료된 표본규모는 6,580가구로 원표본유지율은 92%, 총 표본유지율은 93%에 이른다. 본 연구는 이 중 2차 완료된 6,580가구의 소득자료를 활용하여 재분배효과를 분석하였다.

본 연구에서 ‘소득재분배’는 빈곤 감소효과와 불평등 감소효과로 조작화된다. 이 때 빈곤은 앞에서 서술한 바와 같이, 정책의 효과와 국가간 비교의 각각 상이한 목적으로 인해 최저생계비 기준과 중위소득 50% 기준 두 가지를 사용하였다. 주지할 사실은 기초보장수급자 유무에 따라, 수급자가 아닌 경우에는 최저생계비를, 수급자인 경우에는 현금급여기준선을 사용하였다는 점이다. 수급자의 경우 현금급여와 별도로 다양한 현물급여를 받고 있다는 점에서, 빈곤율의 과대추정을 방지하기 위하여 현금급여기준선을 사용하는 것이 합리적이라 판단하였다.

본 연구에서 사용되는 소득의 정의와 구성요소는 아래 표 1과 같다. 재분배효과는 크게 사적이전효과, 공적이전효과, 그리고 직접세 및 사회보장부담금 효과로 구성된다. 공적이전효과는 다시 세부적으로 공적연금, 기타 사회보험, 기타 정부보조금과 국민기초생활보장급여의 효과로 구분하였으며, 조세효과 역시 직접세와 사회보장부담금의 효과로 구분하여 분석하였다.

분석지표로는 빈곤율(Headcount Ratio)과 빈곤갭비율(Poverty Gap Ratio)을 사용하였다. 이 때 빈곤율은 빈곤의 횡적 측면, 즉 전체 인구 중 빈곤인구의 수를 나타내며, 빈곤갭비율은 빈곤의 종적 측면, 즉 빈곤한 사람의 평균소득과 빈곤선 사이의 거리로서 빈곤 심도(depth)를 나타낸다는 점에서 두 지표가 가지는 함의는 상이하다 할 수 있다. 불평등 지표로는 가장 널리 활용되고, 국제비교에 용이한 지니계수를 사용하였다.

22) 가계조사는 5년 단위의 로테이션 패널이지만 일반에게 제공되는 자료는 분기별·연도별 종단분석이 불가능하도록 되어 있다.

〈표 1〉 소득분류와 구성요소

| 소득분류 | 구성요소(단위: 연간) | 한국복지패널의 세부화된 소득요소 |
|------------|--|--|
| 일차소득 | 임금소득+사업소득+농어업소득+부업소득+재산소득 | 임금소득=상용근로자소득+임시일용근로자소득 재산소득=이자·배당금+임대수입+기타 |
| 민간부문(시장)소득 | 임금소득+사업소득+농어업소득+부업소득+재산소득+사적이전소득 | 사적이전소득=개인연금+기타 민간보험+부모나 자녀로부터의 보조금+민간보조금 |
| 경상소득 | 임금소득+사업소득+농어업소득+부업소득+재산소득+사적이전소득+공적이전소득 | 공적이전소득=사회보험(공적연금+고용보험+산재보험)+기타정부보조금(장애수당+경로연금+노인교통비+모부자가정수당+가정위탁금(소년소녀가장보호비)+영유아보육료지원+학비지원+국가유공자에대한보조금+농어업정부보조금+기타)+국민기초생활보장급여 |
| 가처분소득 | 임금소득+사업소득+농어업소득+부업소득+재산소득+사적이전소득+공적이전소득-세금및사회보장부담금 | 세금 및 사회보장부담금=(세금+사회보장부담금)×12 |
| 총소득 | 임금소득+사업소득+농어업소득+부업소득+재산소득+사적이전소득+공적이전소득+비경상소득 | 비경상소득(기타소득)=증여·상속+경조금+보상금+사고보험금+기타 |

주: 2차조사(2006년 소득) 기준임.

마지막으로, 본 연구의 분석단위는 개인이다. 특히 빈곤을 산정에서는 가구단위 빈곤율이 종종 사용되기는 하지만, 일반적으로 통용되는 분석단위는 개인단위이며, 특히 국가간 비교연구에서 주로 활용되는 분석단위가 개인이라는 점에서 본 연구는 개인단위로 재분배효과를 분석하였다.

Ⅲ. 빈곤 감소 효과

1. 절대빈곤 감소 효과

주지한 바와 같이, 최저생계비(단, 기초보장 수급자의 경우 현금급여기준선, 이하 동일)를 기준으로 한 절대빈곤율 감소효과는 정책의 직접적 효과를 보는데 매우 의미있는 기준이다.

아래 표 2는 인구집단별로 공적이전의 절대빈곤율 감소효과를 분석한 결과이다²³⁾. 근로소득과 재산소득의 합산액으로 이루어진 일차소득의 절대빈곤율은 19.6%로 매우 높게 나타난다. 여기에 사적이전소득을 더한 민간부문소득의 절대빈곤율은 14.1%이며, 다시 공적이전소득을 합산 경상소득의 빈곤율은 7.4%로 일차소득의 37.8% 수준이다. 공적이전의 총빈곤율 감소효과는 -6.7%p로 사적이전의 총빈곤율 감소효과 -5.5%p보다 약간 더 높게 나타난다. 이 중에서도 연금의 빈곤감소효과가 -2.5%p로 민간부문소득 기준 빈곤율을 17.6% 낮추는 효과가 있다. 다음으로 공공부조 즉 국민기초생활보장제도는 절대빈곤율을 -2.1%p 낮추는 효과가 있다. 장애수당, 경로연금(2006년 당시), 모부자가정수당, 영유아보육료지원 등으로 구성된 기타 정부보조금의 절대빈곤율 감소효과도 -1.7%p다. 그러나 연금을 제외한 사회보험(주로 산재보험과 고용보험)의 경우 절대빈곤율 감소효과가 -0.4%p에 불과하여 매우 낮게 나타남을 알 수 있다.

한편, 최저생계비 이하 집단의 최저생계비와 소득 간의 평균적인 차이를 나타내는 빈곤갭의 경우, 일차소득 15.6%→민간부문소득 9.7%→경상소득 5.6%이다. 공적이전의 총빈곤갭비율 감소효과는 -4.1%p로 민간부문소득에 비해 빈곤갭비율을 44.8% 감소시켰다. 그러나 빈곤율과는 달리 공적이전의 빈곤갭비율 감소효과는 사적이전의

23) 최저생계비 기준 빈곤율은 가처분소득보다는 주로 경상소득 기준 빈곤율이 제시되는 것이 일반적이다. 이는 최저생계비 계측이 가계지출 기준으로 이루어지고 가계지출은 경상소득에 대응되기 때문이다. 이러한 이유로 기초보장 수급자 결정의 기준이 되는 소득도 경상소득이다. 따라서, 여기에서는 가처분소득 기준 절대빈곤율은 제시하지 않았다.

빈곤갭비율 감소효과(-5.9%p)보다 낮게 나타난다. 이는 사적이전액이 공적이전액보다 평균적으로 더 높다는 것을 암시한다. 또한, 공적이전소득의 빈곤갭비율 감소효과를 분해하여 살펴보면, 연금(-1.5%p)>기초보장급여(-1.3%p)>기타정부보조금(-1.1%p)의 순이며, 기타사회보험의 빈곤갭비율 감소효과 역시 매우 미미한 것으로 나타났다.

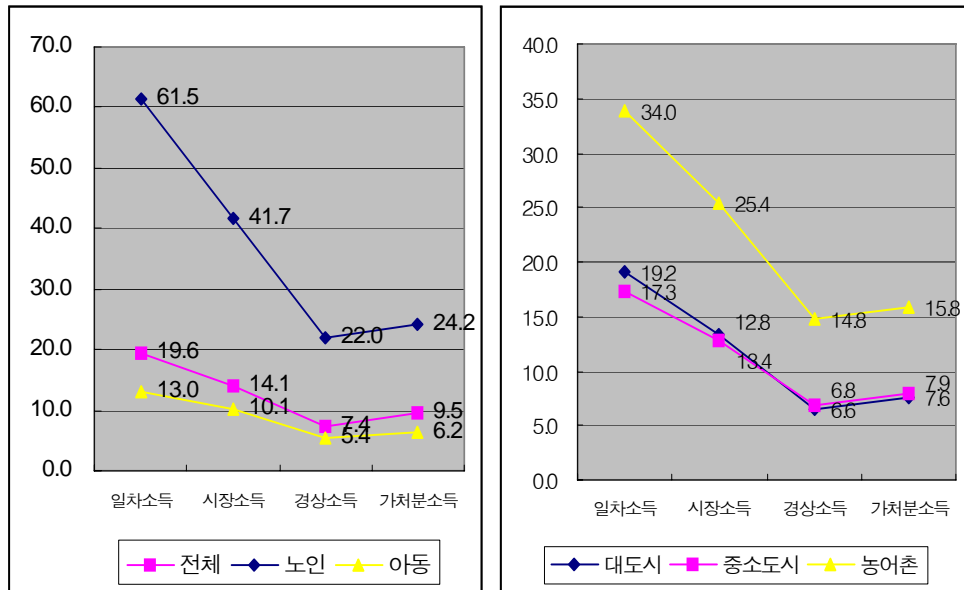
〈표 2〉 공적이전의 절대빈곤율 감소효과(인구집단별)

| | | 일차 | 민간부문 | | | | | 경상소득 |
|----|-------------------|------|-------|------|--------------|---------------|------------|-------------|
| | | 소득 | 소득 | 연금효과 | 기타사회 보험효과 | 기타정부 보조금효과 | 공공부조 효과 | 총공적이 전효과 |
| 전체 | 빈곤율(%) | 19.6 | 14.1 | 11.6 | 11.2 | 9.5 | 7.4 | 7.4 |
| | 빈곤율감소효과(%p) | 0.0 | -5.5 | -2.5 | -0.4 | -1.7 | -2.1 | -6.7 |
| | 빈곤갭비율(%) | 15.6 | 9.7 | 8.2 | 8.0 | 6.9 | 5.6 | 5.6 |
| | 빈곤갭비율감소효과 (%p) | - | -5.9 | -1.5 | -0.2 | -1.1 | -1.3 | -4.1 |
| 아동 | 빈곤율(%) | 13.0 | 10.1 | 9.8 | 9.5 | 7.5 | 5.4 | 5.4 |
| | 빈곤율감소효과(%p) | 0.0 | -2.9 | -0.3 | -0.2 | -2.1 | -2.1 | -4.7 |
| | 빈곤갭비율(%) | 11.0 | 8.3 | 8.1 | 8.0 | 6.8 | 5.9 | 5.9 |
| | 빈곤갭비율감소효과 (%p) | - | -2.7 | -0.3 | -0.1 | -1.2 | -0.9 | -2.4 |
| 노인 | 빈곤율(%) | 61.5 | 41.7 | 32.3 | 31.7 | 27.6 | 22.0 | 22.0 |
| | 빈곤율감소효과(%p) | 0.0 | -19.8 | -9.4 | -0.6 | -4.2 | -5.5 | -19.7 |
| | 빈곤갭비율(%) | 46.0 | 20.2 | 14.0 | 13.7 | 10.4 | 6.5 | 6.5 |
| | 빈곤갭비율감소효과 (%p) | - | -25.8 | -6.2 | -0.3 | -3.3 | -3.9 | -13.8 |

자료: 한국복지패널 2차 원자료.

다음으로, 아동의 절대빈곤율은 일차소득 기준 13%, 민간부문소득 기준 10.1%, 경상소득 기준 5.4%로 전체 인구의 절대빈곤율보다 상대적으로 낮게 나타난다. 또한, 아래에서 살펴볼 노인과 달리 아동의 경우 사적이전소득보다 공적이전소득의 절대빈곤율 감소효과가 더 높게 나타나는 것이 특징이다. 이는 아동이 주로 경제활동인구가 있는 가구에 집중적으로 분포해 있다는 사실에 기인하는 것으로 보인다. 공적이전소득 중에서도 기초보장급여(-2.1%p)와 기타정부보조금(-2.1%p)의 빈곤감소효과가 비교적 높게 나타났다.

[그림 1] 소득단계별 빈곤율



자료: 한국복지패널 2차 원자료.

노인의 경우, 일차소득 기준 절대빈곤율은 61.5%로 10명 중 6명 이상이 빈곤하게 나타났다. 이는 노인의 경제활동 참가율이 낮은 데서 기인하는 자연스러운 결과로 보인다. 그러나 일차소득에 사적이전소득을 더한 민간부문소득 기준 절대빈곤율은 41.7%, 경상소득 기준 절대빈곤율도 22%에 이르러 전체 인구의 절대빈곤율에 비해 약 세 배 정도 높은 수준으로 나타났다. 사적이전으로 인한 절대빈곤율 감소효과는 -19.8%p로 일차소득 대비 32.2% 빈곤을 감소시켜 주는 것으로 나타났다. 공적이전에 의한 절대빈곤율 감소효과는 -19.7%p로 사적이전효과와 거의 유사한 수준이었다. 예상할 수 있는 바와 같이, 공적이전 중 연금의 빈곤감소효과가 -9.4%p로 가장 높았으며, 이어서 기초보장급여(-5.5%p), 기타 정부보조금(-4.2%p)의 순으로 나타났다. 그러나, 공적이전소득에 의한 빈곤감비율 감소효과는 -13.8%p로 사적이전에 의한 빈곤감비율 감소효과(-25.8%)에 크게 못미쳤다. 이는 공적이전이 사적이전에 비해 액수 면

에서는 크게 낮다는 것을 시사한다. 전체적으로 볼 때, 절대 수치의 측면에서 공적이전소득은 노인집단의 빈곤율을 낮추는데 가장 큰 기여를 하는 것으로 나타났다(-19.7%p). 그러나 이는 노인빈곤율 자체가 매우 높은 데서 기인하는 결과로, 상대적인 빈곤감소율, 즉 민간부문소득 대비 경상소득의 빈곤감소율은 전체, 노인, 아동이 각각 47.7%, 47.2%, 46.6%로 거의 비슷하였다.

다음으로 지역별²⁴⁾ 빈곤과 공적이전소득의 빈곤 감소효과를 살펴보면 아래 표 3과 같다. 먼저, 지역별 일차소득과 민간부문소득 기준 빈곤율은 중소도시>대도시>농어촌의 순이다. 다만, 경상소득 기준으로 빈곤율은 대도시(6.6%)>중소도시(6.8%)>농어촌(14.8%)이다. 특히, 농어촌의 빈곤율은 대도시와 중소도시의 2배 이상인 것으로 나타났다. 이는 농어촌에 근로능력 미약자나 무능자, 특히 노인의 비중이 높기 때문으로 추정된다. 한국복지패널 2차 조사 결과에서 농어촌의 평균 연령의 43.2세로 대도시(36.0세)와 중소도시(35.1세)보다 높을 뿐만 아니라, 65세 이상 노인의 비율 역시 대도시 12.1%, 중소도시 11.7%보다 두 배 이상 높은 25.6%에 이르렀다.

〈표 3〉 공적이전의 절대빈곤율 감소효과(지역별)

| | | 일차 | 민간부문 | | | | | 경상소득 |
|------|-------------|------|------|------|------|-------|------|-------|
| | | 소득 | 소득 | | | | | 총공적이전 |
| | | | 총사적 | 연금효과 | 기타사회 | 기타정부 | 공공부조 | 효과 |
| | | | 이전효과 | | 보험효과 | 보조금효과 | 효과 | |
| 대도시 | 빈곤율 | 19.2 | 13.4 | 10.8 | 10.4 | 9.2 | 6.6 | 6.6 |
| | 빈곤율감소효과(%p) | - | -5.8 | -2.5 | -0.5 | -1.1 | -2.7 | -6.8 |
| 중소도시 | 빈곤율 | 17.3 | 12.8 | 10.6 | 10.3 | 8.5 | 6.8 | 6.8 |
| | 빈곤율감소효과(%p) | - | -4.6 | -2.2 | -0.3 | -1.8 | -1.6 | -5.9 |
| 농어촌 | 빈곤율 | 34.0 | 25.4 | 21.5 | 21.3 | 16.8 | 14.8 | 14.8 |
| | 빈곤율감소효과(%p) | - | -8.5 | -4.0 | -0.2 | -4.5 | -2.0 | -10.7 |

자료: 한국복지패널 2차 원자료.

24) 본 연구에서 대도시는 서울시와 광역시, 중소도시는 기타 시, 그리고 농어촌은 군과 도농복합군으로 정의하였다. 한국복지패널 2차 조사 결과 이와 같이 정의된 각 지역별 인구비중은 대도시 46.1%, 기타 시 45.6%, 농어촌 8.3%였다.

다음으로, 각 지역별 공적이전소득의 절대빈곤율 감소효과는 사적이전소득의 감소효과와 거의 유사한 것으로 나타났다. 절대적 빈곤 감소효과(%p)의 측면에서 보면, 농어촌이 -9.6%p로 대도시와 중소도시의 3.6%p에 비해 약 2.7배 정도 높은 것으로 나타났다. 그러나 상대적 빈곤감소효과(민간부문소득 대비 %)는 대도시(50.9%)>중소도시(46.4%)>농어촌(41.9%)의 순서로 대도시의 상대빈곤감소효과가 농어촌보다 더 높았다. 각 공적이전의 요소별 빈곤 감소효과를 살펴보면, 노인의 비중이 높은 농어촌의 경우 연금의 효과(-4.0%p)가 가장 높게 나타나고, 농어업 정부보조금과 경로연금 등이 포함되어 있는 기타 정부보조금의 효과(-4.5%p)가 그 뒤를 잇고 있으며, 기초보장급여의 효과는 -2.0%p로 상대적으로 낮게 나타난다. 이에 비해, 대도시는 기초보장급여의 빈곤감소효과가 -2.7%p로 가장 높게 나타나고, 다음으로 연금효과(-2.5%p), 기타 정부보조금(-1.1%p)의 순서였다.

2. 상대빈곤 감소 효과

상대빈곤율, 그 중에서도 중위소득 50% 기준 빈곤율은 국가간 비교연구에 자주 활용된다. 따라서 상대빈곤의 감소효과를 살펴봄으로써 우리나라의 빈곤감소효과가 다른 나라와 비교할 때 어느 정도 수준에 위치하고 있는지를 파악할 수 있다²⁵⁾.

아래 표 4는 인구집단별로 공적이전의 상대빈곤 감소효과를 살펴본 것이다. 먼저, 중위소득 50% 기준 상대빈곤율은 일차소득 23.8%, 민간부문소득 20.5%, 경상소득 16.9%, 가처분소득 16.2%로 최저생계비 기준의 절대빈곤율에 비해 높게 나타난다. 공적이전소득의 빈곤 감소효과는 -3.6%p로 사적이전소득의 효과(-3.3%p)보다 약간 더 높게 나타났다. 그 중에서도 연금의 빈곤율 감소효과는 -1.6%p로 가장 높고, 다음으로 기타정부보조금 -1.0%, 공공부조 -0.7%p, 기타 사회보험이 -0.4%p의 순이었다.

25) 국가간 비교연구에서 가장 많이 활용되는 소득은 민간부문소득(또는 민간부문 소득이라 일컬어짐)과 가처분소득이다. 따라서 앞서 절대빈곤과는 달리 상대빈곤 감소효과 분석에는 가처분소득에 대한 해석이 필요하다.

〈표 4〉 공적이전의 상대빈곤율 감소효과(인구집단별)

| | | 일차 | 민간부문 | | | | | 경상소득 | 가처분 |
|----|---------------|------|-------|------|------|-------|------|-------|------|
| | | 소득 | 소득 | 연금효과 | 기타사회 | 기타정부 | 공공부조 | 총공적 | 총조세 |
| | | | 총사적 | | 보험효과 | 보조금효과 | 효과 | 이전효과 | 효과 |
| | | | 이전효과 | | | | | | |
| 전체 | 빈곤율(%) | 23.8 | 20.5 | 19.0 | 18.6 | 17.6 | 16.9 | 16.9 | 16.2 |
| | 빈곤율감소효과(%p) | - | -3.3 | -1.6 | -0.4 | -1.0 | -0.7 | -3.6 | -0.7 |
| | 빈곤갭비율(%) | 21.4 | 17.8 | 16.3 | 15.9 | 15.0 | 14.2 | 14.2 | 13.6 |
| | 빈곤갭비율감소효과(%p) | - | -3.6 | -1.5 | -0.3 | -1.0 | -0.8 | -3.6 | -0.6 |
| 아동 | 빈곤율(%) | 16.4 | 14.5 | 15.0 | 14.6 | 13.4 | 12.5 | 12.5 | 11.5 |
| | 빈곤율감소효과(%p) | - | -1.8 | 0.4 | -0.4 | -1.2 | -0.9 | -2.1 | -1.0 |
| | 빈곤갭비율(%) | 14.3 | 12.5 | 12.8 | 12.5 | 11.4 | 10.3 | 10.3 | 9.6 |
| | 빈곤갭비율감소효과(%p) | - | -1.9 | 0.3 | -0.3 | -1.1 | -1.0 | -2.1 | -0.7 |
| 노인 | 빈곤율(%) | 68.7 | 58.6 | 51.4 | 51.2 | 49.6 | 49.0 | 49.0 | 47.2 |
| | 빈곤율감소효과(%p) | - | -10.1 | -7.2 | -0.2 | -1.7 | -0.5 | -9.6 | -1.8 |
| | 빈곤갭비율(%) | 64.1 | 51.4 | 44.6 | 44.4 | 42.5 | 41.3 | 41.3 | 39.7 |
| | 빈곤갭비율감소효과(%p) | - | -12.7 | -6.9 | -0.2 | -1.9 | -1.2 | -10.1 | -1.6 |

자료: 한국복지패널 2차 원자료.

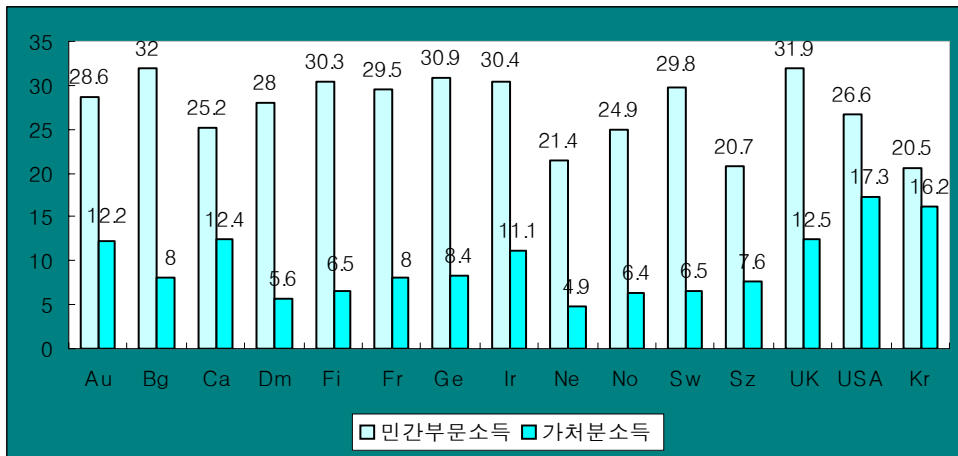
이와 같이, 상대빈곤율을 기준으로 했을 때 공적이전의 빈곤감소효과(-3.6%p)는 절대빈곤율 기준의 빈곤감소효과(-6.7%p)에 비해 상당히 낮음을 알 수 있다. 이러한 결과는 우리나라 사회복지급여, 특히 기초보장과 기타 정부보조금의 선정 및 급여 기준이 되는 정책적 빈곤선이 상대빈곤선보다 낮은 최저생계비(절대빈곤선)로 정해져 있기 때문이다. 다른 한편, 국민연금이 성숙되어 있지 않아 국민연금 급여를 받더라도 그 액수가 상대빈곤율 탈피할 만큼의 수준에 이르지 못하는 경우가 많기 때문이다. 다만 공적 연금 중 직역연금에 해당하는 공무원연금, 사립학교교직원연금, 공무원연금의 수준은 상당히 높기 때문에 이들 연금을 받는 노인의 경우 대부분 빈곤을 탈피하는 것으로 추정된다.

다음으로, 아동의 상대빈곤율은 민간부문소득 기준 12.5%, 경상소득 기준 10.3%,

가처분소득 기준 9.6%로 전체 인구의 상대빈곤율에 비해 60% 수준이다. 아동의 경우, 공적이전의 빈곤 감소효과는 -2.1%p로 낮은 수준이다. 빈곤 감소효과의 약 절반 이상이 기타 정부보조금에 의한 것이고, 나머지 절반에 못 미치는 효과는 기초보장 급여에 의한 것이었다.

마지막으로, 노인의 상대 빈곤율과 빈곤잠비율 역시 절대빈곤율 기준에 비해 매우 높게 나타난다. 노인빈곤율의 경우 민간부문소득 기준 58.6%, 경상소득 기준 49.0%, 가처분소득 기준 47.2%에 이른다. 이러한 빈곤율 수준은 전체 인구와 비교할 때 약 2.9배 높은 수준이다. 노인의 경우, 공적이전의 상대빈곤 감소효과는 -9.6%p로 사적이전효과(-10.1%)보다 약간 낮다. 예상할 수 있는 바와 같이 공적연금의 빈곤 감소효과가 가장 높아, 공적이전효과의 3/4이 공적연금(-7.2%p)에 의한 것이었다. 이러한 결과는 앞에서 지적한 바와 같이, 공적 연금 수급자 중 지역연금 수급자의 수급액이 상당히 높은 수준이기 때문인 것으로 보인다.

[그림 2] 주요 OECD 국가들의 공적이전과 조세의 빈곤감소효과



자료: 한국은 한국복지패널 2차조사 원자료, 한국 이외의 OECD 국가들은 www.lisproject.org.

지금까지 살펴본 우리나라 공적이전소득의 상대빈곤 감소효과는 OECD 국가들에 비해 매우 낮은 수준에 머물고 있다. 그림 2에서 보는 바와 같이, 중위소득 50% 기준으로 우리나라의 민간부문소득(민간부문소득)과 가처분소득 간의 차이는 4.3%p로

사민주의 복지국가라 일컬어지는 벨기에(24%p), 핀란드(23.8%p), 스웨덴(23.3%p)보다 크게 낮을 뿐만 아니라, 자유주의 복지국가라 일컬어지는 캐나다(12.8%p)와 미국(9.3%p)에도 크게 못미친다. 이는 일차적으로 공적연금 등 사회복지제도가 선진 복지국가에 비해 성숙하지 못한 단계라는 데서 그 원인을 찾을 수 있으며, 다른 한편 공공부조성 급여나 기타 사회보장급여의 수준이 중위소득의 50%에 미치지 못하는 데서도 원인을 찾을 수 있을 것이다. 또한, 우리나라의 사회복지제도가 보편적인 방식보다는 잔여적인 방식에 머물고 있으며 사회보장의 사각지대가 여전히 넓게 자리 잡고 있다는 점도 중요한 원인 중 하나라 할 수 있다.

3. 불평등완화효과

아래 표 5는 세부 공적이전 소득과 직접세 및 사회보험부담금의 불평등 감소효과를 보여주고 있다. 지니계수를 통한 불평등 감소효과를 살펴보면, 민간부문소득의 지니계수는 0.390으로 일차소득의 지니계수(0.423)에 비해 0.033(일차소득 대비 7.9%) 낮으며, 경상소득의 지니계수는 0.357로 민간부문소득에 비해 역시 0.033(민간부문소득 대비 8.5%) 낮았다. 세부 소득별로는 연금의 소득재분배효과가 가장 높아서 지니계수를 0.0143 낮추는 것으로 나타났으며, 다음으로 기타정부보조금(0.009), 기초보장급여(0.007)의 순이었다. 직접세 및 사회보장부담금은 지니계수를 0.012(경상소득 대비 3.3%) 낮추는 효과를 보였다.

다음으로, 일차소득의 하위 10% 소득집단 평균소득 대비 상위 10% 소득집단 평균소득의 비율을 나타내는 p_{90}/p_{10} 은 19.26, 즉 양 극단 분위의 평균소득 격차가 거의 20배에 달하는 것으로 나타났다. 이는 일차소득, 즉 순수시장소득의 경우 - 특히, 노인가구와 자영업자가구에서 - 마이너스 혹은 0인 경우가 다수 나타나기 때문인 것으로 보인다. 일차소득에 사적 이전소득을 더한 민간부문 소득의 경우 양 극단치의 격차를 크게 줄여서 7.95배로 나타났으며, 경상소득의 경우 5.78배, 가처분소득의 경우 5.43배로 나타났다. 양 극단 소득의 비율을 가장 크게 줄이는 효과를 가진 공적 소득 역시 연금(-1.02배)으로 나타났으며, 다음으로 기타 정부보조금(-0.69배), 공공부조(-0.39배)의 순이었다. 직접세는 0.27배, 사회보장부담금은 0.09배 양 10분위 소득의 비율을 감소시키는 것으로 나타났다.

〈표 5〉 공적이전과 조세의 불평등 감소효과

| | 일차 소득 | 민간부 문소득 | | | | | 경상 소득 | | | 가처분 소득 |
|----------------|----------|-------------|----------|------------------|-----------------------|------------|-------------|-----------|-----------------------|-----------|
| | | 총사적 이전효과 | 연금 효과 | 기타사 회보험 효과 | 기타 정부 보조금 효과 | 공공부 조효과 | 총공적 이전효과 | 직접세 효과 | 사회 보험 부담금 효과 | 총조세 효과 |
| Gini | 0.423 | 0.390 | 0.376 | 0.373 | 0.364 | 0.357 | 0.357 | 0.348 | 0.345 | 0.345 |
| 불평등감소효과 | - | -0.033 | -0.014 | -0.003 | -0.009 | -0.007 | -0.033 | -0.008 | -0.003 | -0.012 |
| 불평등감소효과(100기준) | 100.00 | 92.13 | 88.75 | 88.14 | 85.96 | 84.27 | 84.27 | 82.30 | 81.49 | 81.49 |
| p90/p10 | 19.26 | 7.95 | 6.93 | 6.87 | 6.18 | 5.78 | 5.78 | 5.52 | 5.43 | 5.43 |
| 불평등감소효과 | - | -11.32 | -1.02 | -0.06 | -0.69 | -0.39 | -2.16 | -0.27 | -0.09 | -0.36 |
| 불평등감소효과(100기준) | 100.00 | 41.25 | 35.97 | 35.66 | 32.07 | 30.03 | 30.03 | 28.65 | 28.18 | 28.18 |
| p75/p25 | 3.08 | 2.71 | 2.58 | 2.55 | 2.47 | 2.47 | 2.47 | 2.39 | 2.34 | 2.34 |
| 불평등감소효과 | - | -0.37 | -0.13 | -0.03 | -0.08 | 0.00 | -0.24 | -0.08 | -0.05 | -0.13 |
| 불평등감소효과(100기준) | 100.00 | 87.98 | 83.89 | 82.85 | 80.21 | 80.08 | 80.08 | 77.58 | 75.89 | 75.89 |

자료: 한국복지패널 2차 원자료

하위 25% 소득집단과 상위 25% 소득집단의 평균소득 비율을 나타내는 p75/p25 역시 감소의 폭에는 차이가 있으나 감소효과의 순서는 이와 유사했다. 즉, 대체로 불평등을 감소에 가장 큰 효과를 발휘하는 공적 이전소득은 연금이었으며, 다음으로 기타 정부보조금, 기초보장제도의 순이었다. 직접세 역시 불평등을 감소하는데 일정 정도 기여하는 것으로 나타났으나 사회보장부담금의 불평등 감소효과는 매우 미미하였다.

다음으로, 본 연구의 결과를 주요 OECD 국가와 비교한 결과를 표 6, 표 7과 그림 3에 제시하였다. 먼저, 표 6은 주요 OECD 국가들의 민간부문소득 지니계수와 가처분소득 지니계수를 보여주고 있다. 우리나라의 경우 민간부문소득은 네덜란드 다음으로 평등한 것으로 나타났으나, 공적이전을 더하고 직접세 및 사회보장부담금을 뺀 이후의 가처분소득은 미국 다음으로 불평등한 것으로 나타났다. 이는 우리나라의 공적이전 및 조세의 소득재분배 효과가 여타 OECD 국가들에 비해 매우 미미하다는 것을 간접적으로 보여주는 결과이다.

〈표 6〉 주요 OECD 국가들의 민간부문소득과 가처분소득 지니계수

| 국가 | 연도 | 민간부문소득 | 가처분소득 |
|-------------|------|--------|-------|
| Australia | 2003 | 0.460 | 0.312 |
| Canada | 2000 | 0.429 | 0.315 |
| Denmark | 2004 | 0.419 | 0.228 |
| France | 1994 | 0.485 | 0.288 |
| Germany | 2000 | 0.473 | 0.275 |
| Ireland | 1987 | 0.500 | 0.328 |
| Netherlands | 1999 | 0.372 | 0.231 |
| Norway | 2000 | 0.403 | 0.251 |
| Sweden | 2000 | 0.447 | 0.252 |
| UK | 1999 | 0.498 | 0.343 |
| USA | 2004 | 0.481 | 0.372 |
| Korea | 2006 | 0.390 | 0.345 |

자료: 한국은 한국복지패널 2차조사 원자료, 한국 이외의 OECD 국가들은 www.lisproject.org.

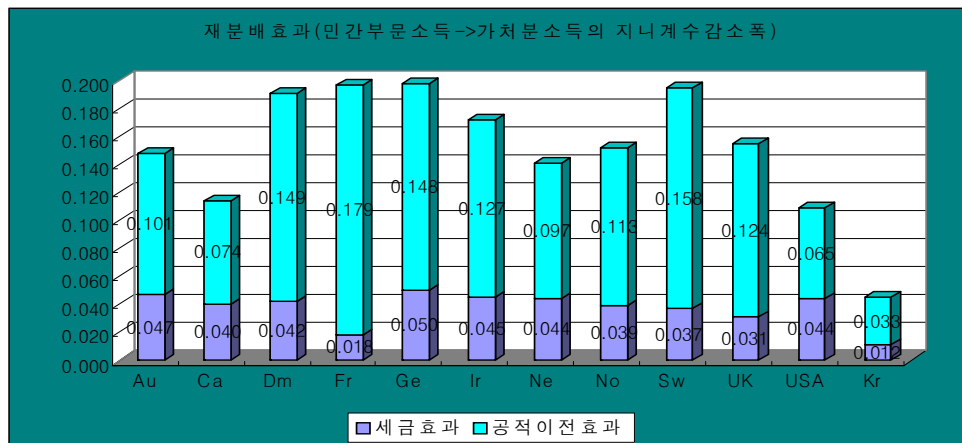
공적이전과 직접세 및 사회보장부담금의 재분배효과(불평등 감소효과)를 직접적으로 보여주는 아래 표 7과 그림 2의 결과를 보면, 우리나라의 경우 공적 소득이전은 지니계수를 0.033 낮추고, 세금 및 사회보장부담금은 0.012 낮추어서 국가의 개입은 지니계수를 총 0.045 정도 줄이는 것으로 나타났다. 이러한 지니계수 감소치는 사민주의 복지국가로 분류되는 스웨덴의 0.195, 덴마크의 0.191, 조합주의 복지국가로 분류되는 프랑스의 0.197, 독일의 0.198의 1/4에도 못 미치는 수치이며, 자유주의 복지국가로 분류되는 미국의 0.109의 절반에도 못 미치는 수치이다. 이와 같이, 우리나라의 공적이전과 세금을 통한 공적 개입은 빈곤과 불평등을 줄이는 기능이 OECD 국가에 비해 크게 낮은 것을 알 수 있다. 국가의 일차적 기능이 시장의 실패를 교정하고 사회통합과 형평성을 높이는 데 있는 것이라고 볼 때 우리나라의 이같이 낮은 재분배 효과에 대해 그 원인과 결과를 깊이 있게 통찰해 볼 필요성이 제기된다 하겠다.

〈표 7〉 주요 OECD 국가들의 공적이전 및 조세의 불평등 감소효과

| Country | Year | Absolute Fiscal Redistribution | | | Relative Fiscal Redistribution | | | Percent Shares of Fiscal Redistribution | |
|-------------|------|--------------------------------|------------|----------------|--------------------------------|------------|----------------|---|-----------|
| | | Total | From taxes | From transfers | Total | From taxes | From transfers | Taxes | Transfers |
| Australia | 2003 | 0.148 | 0.047 | 0.101 | 32.2 | 10.2 | 22.0 | 31.8 | 68.2 |
| Belgium | 1997 | 0.231 | 0.074 | 0.157 | 48.0 | 15.4 | 32.6 | 32.0 | 68.0 |
| Canada | 2000 | 0.114 | 0.040 | 0.074 | 26.6 | 9.3 | 17.2 | 35.1 | 64.9 |
| Denmark | 2004 | 0.191 | 0.042 | 0.149 | 45.6 | 10.0 | 35.6 | 22.0 | 78.0 |
| Finland | 2004 | 0.211 | 0.046 | 0.165 | 45.6 | 9.9 | 35.6 | 21.8 | 78.2 |
| France | 1994 | 0.197 | 0.018 | 0.179 | 40.6 | 3.7 | 36.9 | 9.1 | 90.9 |
| Germany | 2000 | 0.198 | 0.050 | 0.148 | 41.9 | 10.6 | 31.3 | 25.3 | 74.7 |
| Ireland | 1987 | 0.172 | 0.045 | 0.127 | 34.4 | 9.0 | 25.4 | 26.2 | 73.8 |
| Netherlands | 1999 | 0.141 | 0.044 | 0.097 | 37.9 | 11.8 | 26.1 | 31.2 | 68.8 |
| Norway | 2000 | 0.152 | 0.039 | 0.113 | 37.7 | 9.7 | 28.0 | 25.7 | 74.3 |
| Sweden | 2000 | 0.195 | 0.037 | 0.158 | 43.6 | 8.3 | 35.3 | 19.0 | 81.0 |
| Switzerland | 2002 | 0.118 | 0.002 | 0.116 | 30.1 | 0.5 | 29.6 | 1.7 | 98.3 |
| UK | 1999 | 0.155 | 0.031 | 0.124 | 31.1 | 6.2 | 24.9 | 20.0 | 80.0 |
| USA | 2004 | 0.109 | 0.044 | 0.065 | 22.7 | 9.1 | 13.5 | 40.4 | 59.6 |
| Korea | 2006 | 0.045 | 0.012 | 0.033 | 11.6 | 3.0 | 8.5 | 26.1 | 73.9 |

자료: 한국은 한국복지패널 2차조사 원자료, 한국 이외의 OECD 국가들은 www.lisproject.org.

[그림 3] 주요 OECD 국가들의 공적이전 및 조세의 불평등 감소효과



자료: 한국은 한국복지패널 2차조사 원자료, 한국 이외의 OECD 국가들은 www.lisproject.org.

V. 요약 및 결론

본 연구는 한국복지패널 2차 자료를 활용하여 공적이전의 재분배 효과, 즉 빈곤과 불평등의 감소효과를 분석하는데 그 목적이 있었다. 분석의 결과는 다음의 몇 가지로 요약된다.

첫째, 공적이전은 절대빈곤율(최저생계비 기준)을 감소시키는데 상당한 효과를 발휘하는 것으로 나타났으며, 특히 그 효과는 연금과 공공부조(국민기초생활보장제도)에서 높았다. 공적이전의 빈곤감소효과는 전체적으로 -6.7%p로 사적이전의 -5.5%p보다 약간 더 높았으며, 노인의 경우 빈곤감소효과가 -19.7%p에 이를 정도로 높았다. 그러나 노인에 있어 여전히 사적이전은 공적이전에 못지않게 빈곤감소에 큰 역할을 하고 있는 것으로 나타났으며, 공적이전 후에도 노인빈곤율은 전체 빈곤율보다 3배 정도 높게 나타났다.

둘째, 공적이전과 조세의 상대빈곤율(중위소득 50% 기준) 감소효과는 절대빈곤율 감소효과와 여타 OECD 국가의 상대빈곤율 감소효과에 비해 상대적으로 매우 낮은 수준으로 나타났다. 공적이전의 상대빈곤율 감소효과는 전체적으로 -3.6%p였으며, 세금 및 사회보험부담금의 상대빈곤율 감소효과는 -0.7%p에 불과하였다. 이러한 공적이전과 세금 및 사회보험부담금의 상대빈곤율 감소효과는 스웨덴 등의 사민주의 복지국가 뿐만 아니라, 미국 등의 자유주의 복지국가에 비해서도 크게 낮은 수준이다. 다만, 공적이전의 노인 상대빈곤율 감소효과는 -10.1%p로 상당히 높게 나타났으며, 이러한 효과의 대부분을 차지하는 -7.2%p가 연금의 효과인 것으로 나타났다. 이는 향후 국민연금이 성숙하면 노인의 상대빈곤율 감소에 더 큰 효과를 기대할 수 있는 부분이라 하겠다.

셋째, 공적이전과 조세의 불평등 감소효과 역시 여타 OECD 국가에 비해 미미한 수준이었다. 공적이전의 지니계수 감소효과는 -0.033이고, 세금 및 사회보험부담금의 지니계수 감소효과는 -0.012로 총 불평등감소효과는 -0.045였다. 이 역시 상대빈곤율 감소효과와 마찬가지로 사민주의 복지국가는 물론이고 자유주의 복지국가에 비해 크게 낮은 수준이다. 그 결과, 우리나라는 민간부문소득의 불평등도는 네덜란드를

제외하면 OECD 국가 중 가장 낮은 수준임에도 불구하고, 공적이전과 조세 후의 가처분소득은 미국을 제외한 OECD 국가 중 가장 높은 수준인 것으로 나타났다. 민간 부문소득 불평등도가 상대적으로 낮은 주요한 이유 중 하나가 우리나라의 사적이전 소득이 여전히 서구 유럽 국가들에 비해 상당히 높기 때문이라는 점을 감안한다면, 향후 사적이전이 약화되면²⁶⁾ 불평등도는 더 높아질 가능성을 배제할 수 없다.

외환위기 이후 지난 10여 년간 정부는 사회안전망을 강화하는데 많은 노력을 경주해 온 것이 사실이다. 그럼에도 불구하고, 우리나라의 사회복지제도와 조세체계는 여전히 OECD 국가들에 비해 재분배효과가 미흡한 것으로 나타나고 있다. 이는 무엇보다도 제도(특히, 연금)의 미성숙에서 그 원인을 찾을 수 있겠지만, 여전히 분배보다는 성장에 초점이 맞추어져 있는 사회경제 시스템과 사회복지를 잔여적으로 보는 시각에도 원인이 있다 하겠다. 특히, 아동수당, 주거급여, 장애수당 등 대상별·욕구별로 보편적인 제도가 부재하고, OECD 국가 중 GDP 대비 사회복지지출 수준이 최하위인 점²⁷⁾이 이를 대변해 주고 있다.

마지막으로, 본 연구는 공적 이전과 조세의 소득재분배효과를 분석함에 있어 몇 가지 한계를 가진다. 첫째, 본 연구에서의 조세는 직접세와 사회보험부담금으로 한정되며, 부가가치세를 비롯한 간접세는 제외되어 있다. 특히, 각 국가별 비교에서 간접세가 소득분배에 가지는 위상은 상이할 것으로 추정되므로 이에 대한 추가적인 연구가 필요할 것으로 보인다. 둘째, 본 연구의 소득에서 현물 또한 제외되어 있다. 특히, 공적 이전에서 현물이 차지하는 비율이 적지 않고 각 국가마다 차이가 있다는 점을 감안할 때 이 또한 본 연구의 한계라 할 수 있다. 이러한 연구를 위해서는 좀 더 정교한 기법과 자료의 보완이 필요할 것으로 보인다. 이러한 한계를 극복하기 위

26) 조사에 의하면, 최근의 경제 불안, 물가 상승, 고용 불안정 등 가구 경제에 불리한 요인들이 증가하면서 자식의 노부모 부양이식이 급격히 쇠퇴하고 있는 양상을 보이고 있다. 통계청 『사회의식조사』 결과에 의하면, 장남, 자식 중 능력자 등 자녀가 노부모를 부양해야 한다는 견해는 1998년 89.9%→2002년 70.7%→2006년 63.4%→2008년 40.7%로 짧은 기간 동안 급속도로 감소하고 있는 반면, 가족과 정부가 함께 부양해야 한다는 견해는 2002년 18.2%에서 2006년 26.4%로, 그리고 2008년에는 43.6%로 급격히 증가하였다.

27) 2003년 기준으로 OECD 국가들의 GDP 대비 공적 사회지출 비율은 20.7%이다. 한국의 GDP 대비 공적 사회지출의 비율은 5.7%로 OECD 국가 중 최하위를 기록하였다(OECD, 2006).

해서는 이론적·기법적으로 보완이 필요할 뿐만 아니라, 추가적인 조사 자료의 보완이 필요하다. 이에 대한 좀 더 풍부한 향후 연구를 기대해 본다.

참고문헌

- 고영선, 「세계화와 소득재분배정책」, 『개방화의 경제적 파장과 경제정책』, 한국국제경제학회 세미나 자료집, 2006.
- 구인회, 『한국의 소득불평등과 빈곤』, 서울대학교 출판부, 2006.
- 김미곤 외, 『2006 한국복지패널 심층분석 보고서』, 한국보건사회연구원, 2007.
- _____, 『2006 한국복지패널 기초분석 보고서』, 한국보건사회연구원, 2007.
- 김용성, 「복지정책과 조세정책이 효율성과 형평성에 미치는 영향: OECD 국가를 중심으로」, 『KDI 정책연구시리즈』, 2004-02, 2004.
- 박기백 외, 『사회분야 지출의 소득재분배효과』, 한국조세연구원, 2006.
- 성명재, 『조세·재정의 재분배 효과: 간접세 및 현금급여를 중심으로』, 한국조세연구원, 2007.
- 여유진, 「주요 OECD 국가의 소득불평등: 동향과 전망」, 『국제사회보장동향』, 2008 여름호, 한국보건사회연구원, 2008.
- 이현주 외, 『우리나라 빈곤실태와 정책적 함의』, 한국보건사회연구원, 2006.
- 임병인, 「소득세 및 사회복지정책의 소득재분배효과: 한국과 미국의 비교」, 『공공경제』, 제8권, 2003.
- 한국노동연구원, 한국보건사회연구원, 『최근 소득분배 및 공적이전·조세의 재분배 효과 추이분석』, 양극화·민생대책위원회, 2007.
- 홍경준, 「공적이전과 사적이전의 빈곤감소 효과 분석: 국민기초생활보장제도 도입 이후를 중심으로」 『한국사회복지학』, Vol.50, 2002.
- Jesuit, Mahler, "State Redistribution in Comparative Perspective: A Cross-National

Analysis of the Developed Countries", *LIS Working paper series*, No.392, 2004.

OECD, *SOCX: Social Expenditure and Recipiency Data*, DELSA/ELSA/WP1(2006)7, 2006.

제6장 근로빈곤층의 실태와 동학

이병희(한국노동연구원 선임연구위원)

반정호(한국노동연구원 책임연구위원)

I. 문제 제기

외환위기 이후 소득 불평등이 확대되는 추세에 있으며, 상대적 빈곤율은 외환위기 전후에 걸쳐 가장 높은 수준을 기록하고 있다(통계청, 2008). 그 이면에는 세계화로 인한 경쟁 심화·숙련 편향적 기술 혁신 등의 근원적인 요인, 산업연관관계의 약화 등의 경제구조적인 요인, 고령화·가족구조의 변화 등의 인구학적인 요인이 영향을 미쳤을 것이다. 특히 주목되는 현상은 저소득층의 지위가 하락하고, 근로빈곤 문제가 대두되고 있다는 점이다. 이는 노동시장의 불안정이 소득불평등과 빈곤 심화로 이어지고 있음을 시사한다.

최근 들어 비정규 고용이 다소 감소하고 있지만 여전히 고용형태간 근로조건 격차가 크고, 자영업 부문의 구조조정이 본격화되고 있으며, 영세기업의 수익성 둔화가 두드러져 저임금·저소득 노동시장의 여건은 악화되고 있다. 그러나 높은 노동비용 때문에 일자리 창출이 둔화된다고 보기는 어렵다. 전체 근로자 중 저임금근로자가 차지하는 비중이 OECD 평균 수준을 상회하는 데서 보듯이 우리나라 노동시장의 저임금 노동수요는 풍부한 편이다. 문제는 저임금·저소득 취업자가 고용 및 소득의 불안정성을 벗어날 가능성이 낮다는 점이다. 우리나라의 특징적인 사실은 저임금 근로자의 노동시장 활동성이 높다는 점을 들 수 있다. 저임금 근로자는 실직하더라도 노동시장으로부터 완전히 이탈하는 것이 아니라 비교적 빨리 노동시장으로 복귀하는 경향이 강하다. 다만 높은 수준의 일자리로 이동할 가능성이 매우 낮기 때문에 저임금 함정을 벗어나기가 쉽지 않다(이병희, 2008).

저임금 근로자의 일자리 수준을 높이고 자영업 부문에서 퇴장되는 영세자영업자의 임금 노동시장으로의 진입을 지원하기 위해서는 체계적이고 통합적인 고용지원 정책이 요구된다. 그러나 고용보험은 적용 대상 확대 노력에도 불구하고 취약 근로자들의 상당수가 누락되어 있어, 고용보험을 매개로 한 고용정책이 이들에게 제대로 전달되고 있지 않다. 또한 재정을 통한 일자리 사업 또한 적절한 고용지원서비스가 제공되고 있지 않아 임금노동시장으로 나아가기 위한 경과적 일자리의 성격을 갖지 못하고, 목표집단도 명확하게 설정되어 있지 않다.

최근 1차 사회안전망인 고용보험과 2차 사회안전망인 국민기초생활보장 제도 간에 존재하는 사각지대를 해소하기 위해 다양한 정책방안이 도입 또는 논의 중이다. 기초생활보장 급여체계의 개편과 자활급여법의 제정 논의, 2008년 근로장려세제의 도입, 저소득층 취업지원에 관한 법률 제정 논의, 사회보험료 감면 등을 통한 사회보험의 사각지대 해소, 고용서비스 혁신 등이 그것이다.

본 연구는 근로능력이 있는 빈곤층의 실태와 동학을 분석하고자 한다. 특히 근로빈곤층을 대상으로 한 여러 지원정책 등을 고려하여 근로빈곤층을 세분화하여 분석한다. 첫째, 근로빈곤층의 취업 실태와 애로 요인을 살펴본다. 노동시장적인 요인만이 아니라 가구적인 요인도 근로빈곤을 초래하므로, 이러한 가구 특성을 고려하여 취업지원서비스와 복지서비스가 유기적으로 연계되어야 함을 지적한다. 둘째, 근로빈곤의 동학에 영향을 미치는 요인을 살펴본다. 동태적인 측면에서는 노동시장적인 요인이 빈곤 동학에 결정적인 영향을 미친다는 사실을 지적한다. 또한 노동시장 참여 자체가 빈곤 탈출과 예방의 필요조건이지만 충분조건이 아님을 보인다. 마지막으로 이상의 발견을 요약하고 시사점을 제시한다.

II. 자료와 정의

1. 분석 자료

한국보건사회연구원과 서울대학교가 공동으로 조사하는 「한국복지패널」 1~2차년도 자료를 사용한다. 제1차 한국복지패널의 기준연도는 2005년이며, 매년 조사되고 있다. 한국복지패널은 농어가를 포함한 전국을 대표하고 있으며, 1차년도 7,072가구, 2차년도 6,580가구를 조사하였다. 「한국복지패널」은 전국 단위의 대표성 있는 표본에 대해 가구 단위의 소득과 자산에 대한 상세한 정보를 매년 추적조사하고 있으므로 가구 단위의 소득 변화와 이를 초래한 원인을 분석하는데 유용하다.

본 연구에서는 근로능력이 있는 빈곤층을 중심으로 경제활동상태를 분석하고자 하는 연구목적에 따라 개인 단위의 자료를 구성하였다. 이를 위해 ‘가구 자료’에 포함되어 있는 가구 정보와 개인 정보를 ‘가구원 자료’의 개인 정보와 결합하여 개인 단위의 자료로 재구성하였다. 1차년도 자료는 18,856명이고, 그 중 15세 이상(중고생 제외)은 14,463명이며, 2차년도 자료는 17,478명이고, 15세 이상(중고생 제외)은 13,478명이다. 「한국복지패널」은 저소득층을 과대표집하였으므로, 통계의 대표성을 확보하기 위해 일반 가중치를 적용하여 분석하였다.

2. 정의

근로빈곤층은 다양하게 정의되고 있다. 가장 협소한 정의로는 특정 시점의 취업상태를 기준으로 정의(the working poor)하는 것이다. 그러나 근로빈곤층의 직업이력을 연구한 최옥금(2008)에 따르면, 특히 남성의 경우 특정 시점의 경제활동상태와 직업이력간에는 뚜렷한 차이가 발견되지 않는다. 근로빈곤층은 취업, 실업, 비경활 상태를 반복하면서 불안정한 경험을 하기 때문이다. 이러한 문제를 고려하여 미국과 유럽연합에서는 근로빈곤층을 ‘빈곤 가구의 구성원이면서 적어도 반 년 동안 노동시장에서 일하거나 구직활동을 한 사람’으로 정의한다. 그러나 한국복지패널에서는 이러한 정의를 적용할 수 없다²⁸⁾. 본 연구에서는 근로빈곤층을 근로능력을 가진 빈곤층

(the workable poor)으로 정의하고자 한다. 이 정의는 근로빈곤층의 불안정한 경제활동상태를 반영할 수 있으며, 또한 일을 통한 빈곤 탈출을 목적으로 하는 정책들이 근로능력자를 대상으로 한다는 점에서 정책적 목적과도 부합한다.

본 연구에서는 근로능력이 있는 빈곤층은 가구의 빈곤 여부와 개인의 근로능력 유무에 따라 개인 단위로 정의한다. 근로능력자가 1인 이상 있는 가구처럼 가구단위로 정의하는 경우에는 빈곤 탈출에 영향을 미치는 다양한 요인들을 판별하는데 장점이 있지만, 경제활동에 관한 정보가 가구 내의 취업한 가구원 수나 가구주의 취업 정보에 한정되기 때문에 근로능력이 있는 빈곤계층에 대한 고용 지원방안을 모색하는데 한계가 있다. 반면 개인 단위로 분석할 경우 근로능력 있는 빈곤층의 경제활동상태를 분석하고, 개인 단위의 경제활동상태 변화가 빈곤 이행에 미치는 영향을 살펴보는 데 장점이 있다.

가구의 빈곤 여부를 판정하기 위해서는 소득, 소비, 자산 가운데 어떤 기준을 채택할 것인가가 논란이 된다. 빈곤층을 대상으로 하는 정책들은 일반적으로 소득과 재산을 함께 고려한다. 특히 재산과 관련하여, 소득으로 환산하거나 상한을 설정하는 등 여러 방식이 사용되고 있으며, 재산의 범위 또한 다소 차이가 있다. 소득인정액 방식과 재산의 한도(cut-off)를 설정하는 방식에 대해서는 형평성, 재산 형성, 행정 부담 등의 측면에서 여전히 논란 중이므로, 본 연구에서는 분석의 편의를 위하여 소득 기준만을 채택한다. 또한 빈곤선과 관련해서는 최저생계비를 기준으로 가구소득이 100%, 120%, 150%에 미달하는 가구를 각각 절대빈곤층, 차상위층, 차차상위층으로 부른다. 이 때 소득은 경상소득(=근로소득+사업 및 부업소득+재산소득+사적·공적 이전소득)을 사용하였다²⁹⁾.

한편 개인의 근로능력을 판별하기 위하여 연령, 근로능력에 관한 주관적 응답, 장애 등급, 주된 활동상태, 경제활동상태 정보를 이용하였다. 즉, 15세 미만의 아동, '근로능력 없음'으로 응답한 자, 비경제활동인구이면서 65세 이상·재학 중·군복무

28) 가구원별로 1년간의 경제활동을 체계적으로 조사한다면, 연간 경제활동상태의 변화와 개인의 근로소득, 그리고 가구소득간의 관계를 구체적으로 파악할 수 있을 것이다.

29) 참고로, 한국복지패널에서 조사된 경상소득의 중위값과 비교하여 2006년 4인 가족 최저생계비는 41.5%, 최저생계비의 120%는 49.8%, 최저생계비의 150%는 62.2%이다.

중·중증장애인을 근로무능력자로 정의하고, 나머지를 근로능력자로 분류하였다. 따라서 가사·육아에 종사하는 여성 비경제활동인구는 근로능력자에 포함되는데, 적절한 복지서비스가 제공된다면 이들도 노동시장에 참여할 수 있을 것이기 때문이다.

〈표 118〉 빈곤층 대상자 요건

| | 관련 제도 | 대상 기준 | 본 연구의 기준 |
|--------|----------------|---|----------------------|
| 절대빈곤층 | 기초생활보장제도 | 소득인정액 (=소득평가액+재산의 소득환산액)이 가구규모별 최저생계비에 미달하는 경우 | - 최저생계비의 100% 미만의 소득 |
| 차상위계층 | 근로장려세 | - 부부합산 총소득 (사업소득 제외)이 1700만원 미만이고 - 자산이 1억원 이하 | - 최저생계비의 120% 미만의 소득 |
| 차차상위계층 | 저소득층 취업촉진제도(안) | - 최저생계비의 150% 미만의 소득 - 1.5억원 이하의 자산 | - 최저생계비의 150% 미만의 소득 |

Ⅲ. 근로빈곤층의 규모와 특성

1. 근로빈곤층의 규모와 가구 특성

경상소득 기준 가구소득이 최저생계비의 150% 미만인 빈곤층은 2005년 전체 인구의 23.4%이다. 빈곤층을 세분화하여 보면, 절대빈곤층은 전 인구의 9.8%이며³⁰⁾, 차상위계층은 5.1%, 차차상위계층은 8.5%로 나타난다.

빈곤층을 근로능력 유무로 나누어 보면, 근로능력자는 빈곤층의 절반을 차지하며, 가구소득이 최저생계비에 미달하는 절대 빈곤층에서도 근로능력자는 49.7%에 이른다. 한편 빈곤층의 근로무능력자 구성을 보면, 절대 빈곤층에서는 노인 및 ‘근로능력

30) 김미곤 외(2007)에 따르면, 소득인정액 기준 절대빈곤율은 7.6%로 제시되어 있다. 기초생활보장제도 수급자수가 전 인구의 3.3%인 점을 감안하면, 소득 보장으로부터 배제되어 있는 규모가 상당한 수준에 이르고 있음을 알 수 있다.

없음'으로 응답한 근로무능력자가 많으며, 차상위층 및 차차상위층으로 가구소득이 많아질수록 15세 미만의 아동 및 재학으로 인한 근로무능력자가 증가한다.

근로능력이 있는 빈곤층 가운데 취업자는 60.3%로서, 비빈곤층의 70.3%에 비해 낮다. 근로능력이 있는 빈곤층 내에서 취업자 비중은 절대 빈곤층에서 53.3%, 차상위층에서 64.6%, 차차상위층에서 65.6%를 차지하여, 취업자 비중이 높을수록 가구소득이 증가하는 것을 확인할 수 있다.

〈표 2〉 소득계층별 구성비 (전 인구, 2005년)

(단위: 천명, %)

| | | 근로능력자 | | | 근로무능력자 | | | 전체 | |
|-----|-------|----------------------------|----------------------------|-------------------------|---------------------------|----------------------------|---------------------------|---------------------------|-----------------------------|
| | | 취업 | 실업 | 비경활 | 근로무능력 | 아동 | | | |
| 빈곤층 | 절대빈곤층 | 2,276 (4.9) [49.7] | 1,214 (2.6) [26.5] | 328 (0.7) [7.2] | 734 (1.6) [16.0] | 2,305 (5.0) [50.3] | 1,644 (3.5) [35.9] | 660 (1.4) [14.4] | 4,580 (9.8) [100.0] |
| | 차상위층 | 1,144 (2.5) [48.5] | 740 (1.6) [31.4] | 122 (0.3) [5.2] | 282 (0.6) [12.0] | 1,214 (2.6) [51.5] | 745 (1.6) [31.6] | 470 (1.0) [19.9] | 2,358 (5.1) [100.0] |
| | 차차상위층 | 2,087 (4.5) [53.1] | 1,369 (2.9) [34.8] | 156 (0.3) [4.0] | 562 (1.2) [14.3] | 1,844 (4.0) [46.9] | 869 (1.9) [22.1] | 975 (2.1) [24.8] | 3,931 (8.5) [100.0] |
| | 소계 | 5,507 (11.8) [50.7] | 3,322 (7.1) [30.6] | 607 (1.3) [5.6] | 1,578 (3.4) [14.5] | 5,363 (11.5) [49.3] | 3,258 (7.0) [30.0] | 2,105 (4.5) [19.4] | 10,870 (23.4) [100.0] |
| | 비빈곤층 | 22,600 (48.6) [63.4] | 15,892 (34.2) [44.6] | 1,007 (2.2) [2.8] | 5,701 (12.3) [16.0] | 13,050 (28.1) [36.6] | 5,062 (10.9) [14.2] | 7,988 (17.2) [22.4] | 35,651 (76.6) [100.0] |
| | 계 | 28,107 (60.4) | 19,214 (41.3) | 1,614 (3.5) | 7,279 (15.6) | 18,413 (39.6) | 8,321 (17.9) | 10,093 (21.7) | 46,520 (100.0) |

주: ()은 전체 인구에서 차지하는 비중이며, []은 소득계층별 구성비중임.

빈곤층은 숙련·건강·태도 등의 개인적인 요인만이 아니라 가구적인 요인에 의해 적극적으로 노동시장에서 일하기 어려운 여건에 놓인 경우가 많다. 따라서 노동시장 참여를 저해하는 가구적인 요인을 식별하여 적절한 서비스를 제공함으로써 일을 통한 빈곤 탈출을 지원할 필요가 있다. 근로능력자의 노동시장 참여를 저해할 수 있는 가구적인 요인으로 본 연구에서는 가구내 중증장애인, 6개월 이상의 만성질환을 가지고 있는 65세 이상 노인, 6세 미만 아동 등의 취약자가 존재하는 경우를 설정하였다.

이러한 가구 내 애로요인에 따라 가구를 다음과 같이 유형화하였다. 우선 근로능력을 기준으로 가구 내에 근로능력자가 1명 이상 있는 가구와 근로능력자가 전혀 없는 가구와 구분한 뒤, 후자에 대해 다음과 같이 순차적으로 판별하였다. 가구 내에 중증장애인이 있는 가구를 분류하고, 이어서 6개월 이상의 만성질환을 가지고 있는 65세 이상 노인이 있는 가구, 6세 미만 아동이 있는 가구를 분류하며, 나머지 가구를 일반 가구로 정의하였다.

<표 3>은 소득계층별 가구 구성을 보여준다. 빈곤층 가운데 근로능력자가 한 명도 없는 가구에 속하는 개인은 14.4%에 이른다. 그러나 달리 보면, 85.6%의 빈곤층은 근로능력자가 1명 이상 있는 가구에 속하고 있다는 사실은 근로능력자의 노동시장 참여를 통해 빈곤을 탈출할 가능성이 높다는 것을 시사한다.

한편 근로능력자가 있는 빈곤층 가구 가운데 장애인, 노인, 아동 등 취약자가 있는 가구가 절반 가까이 이르고 있다는 사실은 노동시장 참여를 위해 간병·보육·교육 등의 복지서비스가 함께 제공되어야 할 대상이 상당수 이른다는 사실을 보여준다.

〈표 3〉 소득계층별 가구 구성 (전 인구, 2005년)

(단위: %)

| | | 빈곤층 | | | | 비빈곤층 |
|----------------|----------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | 절대빈곤층 | 차상위층 | 차차상위층 | | |
| 근로능력자 있는 가구 | 일반 가구 | 44.9 | 43.2 | 41.0 | 49.3 | 61.2 |
| | 노인있는 가구 | 19.9 | 20.5 | 22.9 | 17.4 | 9.8 |
| | 아동있는 가구 | 14.9 | 9.0 | 14.0 | 22.4 | 23.9 |
| | 장애자있는 가구 | 5.8 | 5.7 | 6.7 | 5.5 | 3.1 |
| | 소계 | 85.6 | 78.4 | 84.5 | 94.6 | 98.0 |
| 근로능력자 없는 가구 | 일반 가구 | 1.7 | 2.7 | 1.7 | 0.5 | 0.3 |
| | 노인있는 가구 | 11.2 | 17.2 | 11.6 | 4.0 | 1.6 |
| | 아동있는 가구 | 0.1 | 0.2 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| | 장애자있는 가구 | 1.4 | 1.5 | 2.2 | 0.9 | 0.2 |
| | 소계 | 14.4 | 21.6 | 15.5 | 5.4 | 2.0 |
| 계 | | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 |

빈곤층을 대상으로 가구 내 취약자 유무와 개인의 근로능력, 경제활동상태를 함께 고려하여 고용서비스 및 복지서비스가 필요한 대상을 추론할 수 있다. <표 4>는 이러한 기준에 따라 작성된 빈곤층의 구성비를 보여준다.

우선 빈곤층 중 14.5%는 근로능력자가 한 명도 없는 가구에 속하는 근로무능력자이다. 이들 대부분은 6개월 이상의 만성 질환을 가지고 있는 노인 및 장애인 가구로서 소득 보장 및 의료, 간병 등의 서비스가 필요한 집단이라고 할 수 있다. 한편 빈곤층 중 35.0%는 근로능력이 없지만 가구 내에 근로능력자가 있는 가구에 속한다. 이들의 빈곤 탈출을 위해서는 가구 내 근로능력자의 노동시장 참여가 우선적으로 요구된다.

그리고 빈곤층 중 50.6%는 근로능력을 가지고 있는데, 가구 내 취약자의 존재 및 경제활동상태에 따라 취업 애로 요인은 다를 것이다. 가구 내 중증장애인, 만성질환 있는 노인, 6세 미만 아동 등의 취약자가 있는 경우에는 간병·보육 등 복지서비스를 통해 노동시장 참여를 저해하는 가구 내 취업 애로요인을 해소할 필요가 있다. 미취업자의 경우 취업의사 및 근로능력에 따라 취업알선, 직업훈련, 고용보조금, 일자리 제공 등의

고용지원서비스를 체계적으로 제공함으로써 노동시장 참여를 촉진할 필요가 있다. 한편 취업자는 저임금과 고용 불안정이 빈곤 탈출을 저해하는 요인이므로 실직 위험을 줄이고 직업능력을 높일 수 있도록 사회보험 가입을 촉진할 필요가 있을 것이다.

〈표 4〉 빈곤층의 구성 (2005년)

(단위: %)

| | | 근로능력 | | | 근로무능력 | | | 계 | |
|----------------|------------|------|------|-----|-----------|-------------|------|------|-------|
| | | 취업 | 실업 | 비경활 | 근로 무능력 | 15세미만 이동 | | | |
| 근로능력자 있는 가구 | 일반 가구 | 29.3 | 16.9 | 3.7 | 8.8 | 15.6 | 7.7 | 8.0 | 45.0 |
| | 노인있는 가구 | 11.5 | 8.1 | 1.1 | 2.3 | 8.4 | 5.9 | 2.5 | 19.9 |
| | 아동있는 가구 | 7.4 | 4.1 | 0.5 | 2.7 | 7.6 | 0.2 | 7.4 | 15.0 |
| | 중증장애자있는 가구 | 2.3 | 1.5 | 0.3 | 0.5 | 3.3 | 2.5 | 0.8 | 5.7 |
| | 소계 | 50.6 | 30.6 | 5.6 | 14.4 | 35.0 | 16.3 | 18.7 | 85.5 |
| 근로능력자 없는 가구 | 일반 가구 | | | | | 1.7 | 1.6 | 0.1 | 1.7 |
| | 노인있는 가구 | | | | | 11.2 | 10.7 | 0.5 | 11.2 |
| | 아동있는 가구 | | | | | 0.1 | 0.0 | 0.1 | 0.1 |
| | 중증장애자있는 가구 | | | | | 1.4 | 1.4 | 0.1 | 1.4 |
| | 소계 | | | | | 14.5 | 13.7 | 0.7 | 14.5 |
| 계 | | 50.6 | 30.6 | 5.6 | 14.4 | 49.4 | 30.0 | 19.4 | 100.0 |

2. 근로빈곤층의 취업 실태

빈곤층 가운데 노동시장 참여가 가능한 15세 이상 근로능력이 있는 개인들의 경제활동상태를 보면, 2005년 취업 60.3%, 실업 11.0%, 비경활 28.6%이다. 근로능력이 있는 빈곤층의 고용률은 비빈곤 가구 구성원의 고용률 70.3%에 비해 10%p 낮은 반면, 실업률은 2.5배 높은 15.4%를 기록하고 있다.

한편 취업한 빈곤층의 종사상 지위를 보면, 임시직·일용직·자활 및 공공근로 참여 근로자와 자영업자·가족종사자 등의 불안정 일자리가 88.5%를 차지하여, 비빈곤층의 49.5%에 비해 월등히 높다. 특히 영세 자영업에 종사하는 자영업자 및 무급가족종사자의 비중이 절대빈곤층에서 취업자의 55.9%를 차지하는 등 소득수준이 낮을수록 자영업 비중이 높다. 또한 임금근로자 내에서 상용직이 차지하는 비중 또한 빈곤층에서는 18.8%에 불과하여, 비빈곤층의 61.9%와 비교하여 현저한 차이를 보인다. 근로능력 빈

근층은 취업 애로를 겪을 뿐만 아니라 불안정한 일자리에 종사하고 있음을 보여준다.

〈표 5〉 소득계층별 증상상 지위의 구성 (15세 이상 근로능력자, 2005년)

(단위: %)

| | | 빈곤층 | | | | 비빈곤층 |
|--------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | 절대빈곤층 | 차상위층 | 차차상위층 | | |
| 임금근로자 | 상용직 | 6.3 | 3.8 | 5.0 | 9.8 | 32.9 |
| | 임시직 | 13.1 | 8.7 | 11.2 | 19.0 | 15.0 |
| | 일용직 | 12.8 | 9.1 | 17.9 | 14.1 | 5.2 |
| | 자활·공공근로 | 1.3 | 1.4 | 1.7 | 0.9 | 0.1 |
| | 소계 | 33.5 | 23.0 | 35.8 | 43.8 | 53.2 |
| 비임금근로자 | 고용주 | 0.6 | 0.5 | 1.0 | 0.4 | 2.6 |
| | 자영업자 | 17.7 | 19.4 | 19.3 | 15.0 | 10.9 |
| | 가족종사자 | 8.5 | 10.4 | 8.6 | 6.3 | 3.6 |
| | 소계 | 26.8 | 30.3 | 28.9 | 21.8 | 17.1 |
| 실업자 | | 11.0 | 14.4 | 10.7 | 7.5 | 4.5 |
| 비경활 | | 28.6 | 32.3 | 24.7 | 26.9 | 25.2 |
| 전체 | | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 |
| 고용률 | | 60.3 | 53.3 | 64.6 | 65.6 | 70.3 |
| 실업률 | | 15.4 | 21.3 | 14.2 | 10.2 | 6.0 |

근로능력이 있음에도 취업하지 않은 경우 주된 비취업 사유 및 근로능력정도를 살펴보았다. 우선 비취업자 가운데 적극적인 구직활동을 하고 있는 비중은 빈곤층이 28.7%로서, 비빈곤층의 15.6%에 높다. 한편 적극적인 구직활동을 포기하였거나 근로의사가 없다는 비중 또한 빈곤층에서 18.7%를 차지하여, 비빈곤층의 9.5%에 비해 높다.

한편 빈곤층 비취업자의 38.0%는 6개월 이상 만성질환을 갖고 있으며, 가구 소득 수준이 낮을수록 만성질환 보유 비중이 높게 나타난다. 그리고 집안 일 또는 집에서 부업을 할 수 있는 정도의 근로능력 미약자가 빈곤층 비취업자의 32.8%에 이른다. 이는 빈곤층에 속하는 비취업 근로능력자를 대상으로 고용서비스를 적절하게 제공하기 위해서는 근로능력과 취업의욕에 대한 판별이 중요함을 보여준다.

〈표 6〉 비취업자의 비취업 사유 구성 (15세 이상 근로능력자, 2005년)
(단위: %)

| | | 빈곤층 | | | | 비빈곤층 | |
|-----------|-------------|---------|------|-------|------|------|------|
| | | 절대빈곤층 | 차상위층 | 차차상위층 | | | |
| 비취업 사유 | 실업자 | 28.7 | 31.8 | 31.3 | 22.7 | 15.6 | |
| | 비경황 | 근로무능력 | 8.2 | 9.7 | 8.8 | 5.7 | 2.1 |
| | | 가사 | 30.8 | 26.2 | 25.4 | 40.7 | 52.5 |
| | | 양육 | 8.4 | 4.3 | 11.3 | 12.9 | 16.5 |
| | | 간병 | 2.1 | 2.0 | 3.6 | 1.3 | 1.3 |
| | | 구직활동 포기 | 6.5 | 7.4 | 5.3 | 5.7 | 2.5 |
| | | 근로의사 없음 | 12.2 | 15.7 | 9.5 | 8.5 | 7.0 |
| | | 기타 | 3.1 | 2.9 | 4.8 | 2.5 | 2.5 |
| 만성질환 | 6개월 이상 만성질환 | 38.0 | 44.0 | 37.9 | 29.0 | 20.0 | |
| 근로능력 | 단순근로 가능 | 12.8 | 14.2 | 11.7 | 11.2 | 7.5 | |
| | 단순근로 미약 | 20.1 | 22.2 | 26.3 | 13.5 | 6.2 | |

근로빈곤층은 비취업과 낮은 질의 일자리를 반복적으로 경험할 가능성이 높다. 그러나 이러한 개인의 노동시장 특성이 가구의 빈곤으로 바로 이어지는 않는다. 개인이 버는 소득이 낮지 않더라도 가구 규모가 커서 빈곤선을 하회할 수 있으며, 반대로 개인의 임금 수준은 낮지만 다른 가구원의 소득에 의해 빈곤선을 벗어날 수 있기 때문이다(Pena-Casas and Latta, 2004).

저소득 취업과 가구 빈곤과의 관계를 분석하기 위해서는 개인별로 소득을 파악해야 한다. 한국복지패널에서는 1년 동안 개인의 주된 경제활동별로 벌어들인 소득을 묻고 있어, 개인이 1년 동안 벌어들인 소득을 원천별로 파악할 수 있다. 그러나 연간의 주된 경제활동이 무엇인지, 얼마 동안 주된 경제활동에 종사하였는지는 불명확하기 때문에 일을 통해 벌어들인 개인 소득을 서로 비교하는데 난점이 있다.

본 연구에서는 다음과 같은 방법을 통해 개인이 일을 통해 벌어들인 월 평균 소득을 산출하였다. 연말 기준의 경제활동이 연간 주된 경제활동과 일치하는 경우에 개인의 연간근로 또는 소득을 연간 근무월수로 나누어 월 평균 소득으로 계산하였다. 이 때 가구 단위로 소득이 파악되는 농어업 종사자, 별도의 개인 소득이 조사되지 않는 자활·공공근로사업 참여자는 제외하였으며, 부업이 있거나 주된 소득을 복수 보고한 경우도 제외하였다. 「한국복지패널」 1차년도 15세 이상 취업자 7,735명 가운데 개인의 월평균 근로·사업소득을 파악할 수 있는 자는 4,745명이었다. 중위값(2005년 166.7만원)의 2/3미만을 저소득자, 3/2를 초과할 경우 고소득자, 그 사이를 중간소득자로 분류하였다.

<표 7>을 보면, 저소득 취업과 가구 빈곤을 동일시하기 어렵다는 사실을 보여준다. 저소득 취업자의 34.4%만이 빈곤층이며, 65.6%는 비빈곤층이기 때문이다. 그러나 빈곤층 취업자 가운데 저소득자는 67.0%이며, 최저생계비 미만의 절대빈곤층에 속한 취업자의 90.6%는 저소득 상태에 있는 것으로 나타난다. 한편 <표 8>에서 주목할 만한 사실은 빈곤층에 속한 가구주 취업자 가운데 저소득인 경우가 무려 62.3%에 이르고 있다는 점이다. 이는 일하는 빈곤 문제가 청소년이나 배우자 등의 2차 소득자에 한정되지 않는다는 것을 의미한다.

<표 7> 저소득 취업과 가구 빈곤과의 관계 (15세 이상 취업자, 2005년)

(단위: %)

| | 빈곤층 | | | 비빈곤층 | 계 |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 절대빈곤층 | 차상위층 | 차차상위층 | | |
| 저소득 | 67.0 | 90.6 | 69.0 | 17.7 | 21.1 |
| 중간소득 | 29.6 | 7.1 | 27.9 | 39.0 | 33.7 |
| 고소득 | 3.3 | 2.3 | 3.1 | 43.3 | 34.3 |
| 계 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 |
| 저소득 | 34.4 | 12.0 | 8.4 | 65.6 | 100.0 |
| 중간소득 | 9.5 | 0.6 | 2.1 | 90.5 | 100.0 |
| 고소득 | 1.1 | 0.2 | 0.2 | 98.9 | 100.0 |

〈표 8〉 가구주와의 관계로 본 저소득 취업과 가구 빈곤과의 관계 (15세 이상 취업자, 2005년)
(단위: %)

| | | 빈곤층 | | | | 비빈곤층 |
|--------|------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | 절대빈곤층 | 차상위층 | 차차상위층 | | |
| 가구주 | 저소득 | 62.3 | 91.2 | 66.3 | 45.8 | 9.9 |
| | 중간소득 | 33.8 | 6.3 | 30.5 | 49.3 | 36.5 |
| | 고소득 | 3.9 | 2.5 | 3.2 | 4.9 | 53.6 |
| | 소계 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 |
| 배우자 | 저소득 | 82.6 | 95.1 | 82.0 | 76.0 | 39.5 |
| | 중간소득 | 16.0 | 4.9 | 15.9 | 22.2 | 35.0 |
| | 고소득 | 1.4 | 0.0 | 2.1 | 1.8 | 25.5 |
| | 소계 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 |
| 기타 가구원 | 저소득 | 78.7 | 72.5 | 61.9 | 86.0 | 27.3 |
| | 중간소득 | 19.0 | 21.9 | 32.6 | 14.0 | 57.6 |
| | 고소득 | 2.3 | 5.6 | 5.5 | 0.0 | 15.1 |
| | 소계 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 |

IV. 고용과 빈곤의 동태적 변화

1. 근로빈곤층의 고용 불안정성

15세 이상 근로능력이 있는 개인들을 대상으로 1차년도와 2차년도 자료를 개인별로 결합한 10,139명의 패널자료를 구성하여, 개인의 종단면 가중치를 적용하여 동태적인 변화를 분석하였다.

〈표 9〉는 패널자료를 이용하여 소득계층별로 노동력 상태 이행확률을 제시한 것이다. 이는 2005년 말과 2006년 말의 두 시점간 이행확률이다. 취업자가 1년 후 비취업 상태에 있을 확률은 빈곤층이 12.1%로서, 비빈곤층의 7.5%에 비해 높다. 특히 가구소득 수준이 낮을수록 실직 가능성이 높게 나타난다. 한편 비취업 상태에서 1년 후 취업상태에 있을 확률은 빈곤층이 22.9%로서, 비빈곤층의 17.2%에 비해 오히려

높게 나타난다. 이처럼 빈곤층이 취업으로부터의 유출률과 취업으로의 유입률이 모두 높다는 것은 불안정한 일자리와 비취업을 반복하는 계층이 많기 때문이다. 이에 따라 빈곤층의 연간 근무일수(=연간 근무월×일한 달 평균 근로일수)는 비빈곤층에 비해 짧은 것으로 나타난다.

<표 9> 소득계층별 취업 상태의 변화 (15세 이상 근로능력자, 2005~2006)

(단위: %)

| | | 빈곤층 | | | | 비빈곤층 |
|--------------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | 절대빈곤층 | 차상위층 | 차차상위층 | | |
| 취업 상태의 변화 | 비취업→비취업 | 29.7 | 34.1 | 27.6 | 26.0 | 24.3 |
| | 비취업→취업 | 8.8 | 10.9 | 6.6 | 7.8 | 5.1 |
| | 취업→비취업 | 7.5 | 8.3 | 8.5 | 6.0 | 5.3 |
| | 취업→취업 | 54.1 | 46.8 | 57.3 | 60.2 | 65.3 |
| | 취업 유출률 | 12.1 | 15.0 | 12.9 | 9.1 | 7.5 |
| | 취업 유입률 | 22.9 | 24.2 | 19.3 | 23.2 | 17.2 |
| 취업자의 연간 근무일수 | | 208.1 | 198.5 | 199.7 | 221.7 | 258.6 |

일자리 질은 근로빈곤을 결정짓는 주된 요인이다. <표 10>은 소득계층별로 고용형태가 1년 후 어떻게 변화하였는지 살펴보기 위해 고용형태별 이행행렬을 제시한 것이다³¹⁾.

우선 상향 이동을 보면, 비정규직이 1년 후에 정규직으로 이동하는 비중은 빈곤층의 24.6%로서, 비빈곤층의 33.7%보다 낮다. 또한 실업자가 1년 후에 정규직이 되는 비중 또한 빈곤층이 9.9%인 반면 비빈곤층은 17.3%로 높게 나타난다.

반면 하향 이동을 보면, 빈곤층에 속한 정규직이 1년 후에 비정규직이 되는 비중은 29.1%로서, 비빈곤층의 23.7%에 비해 높다. 또한 자영업 종사자가 실업 또는 비경제활동상태로 전환하는 경우는 빈곤층에서 월등히 높게 나타난다. 예를 들어 빈곤층에 속한

31) 2차년도에 상용직 응답은 지나치게 많은 것으로 보인다. 15세 이상 근로능력자 가운데 상용직이 임금근로자에서 차지하는 비중은 2005년 56.1%인 반면 2006년에는 71.0%로 급증하였다. 본 연구에서는 종사상 지위간 이행 행렬 대신 고용형태간 이행 행렬로 대신하였다. 2006년 조사에서 정규직은 직접고용, 전일제, 무기계약이고 지속적으로 근로가 가능한 고용으로 정의하였다. 참고로 이렇게 정의한 정규직 임금근로자에서 차지하는 비중은 2005년 55.2%, 2006년 55.6%로 나타난다.

자영업자가 1년 후에 실직하는 비중은 11.0%로서, 비빈곤층의 4.7%에 비해 매우 높다.

〈표 10〉 소득계층별 1년간 종사상 지위의 변화 (15세 이상 근로능력자, 2005~2006)
(단위: %)

| | 2005 \ 2006 | | | | | | | | |
|------|-------------|------|------|------|------|-------|------|------|-------|
| | | 정규직 | 비정규직 | 고용주 | 자영업자 | 가족종사자 | 실업 | 비경활 | 계 |
| 빈곤층 | 정규직 | 65.1 | 29.1 | 0.0 | 0.8 | 0.0 | 2.7 | 2.3 | 100.0 |
| | 비정규직 | 24.6 | 55.6 | 0.3 | 3.5 | 1.0 | 5.3 | 9.7 | 100.0 |
| | 고용주 | 10.0 | 0.0 | 58.1 | 14.8 | 0.0 | 12.8 | 4.3 | 100.0 |
| | 자영업자 | 2.4 | 3.2 | 2.1 | 79.9 | 1.4 | 1.8 | 9.2 | 100.0 |
| | 가족종사자 | 0.8 | 5.1 | 0.3 | 7.0 | 76.5 | 0.6 | 9.7 | 100.0 |
| | 실업 | 9.9 | 23.9 | 0.1 | 2.3 | 0.0 | 34.4 | 29.3 | 100.0 |
| | 비경활 | 2.9 | 10.0 | 0.5 | 2.8 | 1.7 | 7.6 | 74.5 | 100.0 |
| 비빈곤층 | 정규직 | 69.3 | 23.7 | 0.3 | 0.6 | 0.1 | 2.3 | 3.7 | 100.0 |
| | 비정규직 | 33.7 | 50.4 | 0.8 | 2.8 | 0.4 | 3.6 | 8.2 | 100.0 |
| | 고용주 | 6.7 | 4.8 | 80.0 | 5.4 | 1.1 | 1.2 | 0.7 | 100.0 |
| | 자영업자 | 3.8 | 5.8 | 9.8 | 74.6 | 1.4 | 1.0 | 3.7 | 100.0 |
| | 가족종사자 | 2.2 | 3.4 | 1.2 | 4.1 | 80.1 | 0.3 | 8.8 | 100.0 |
| | 실업 | 17.3 | 19.4 | 0.4 | 4.1 | 1.8 | 19.7 | 37.3 | 100.0 |
| | 비경활 | 2.8 | 5.9 | 0.5 | 2.1 | 1.4 | 4.8 | 82.4 | 100.0 |

2. 빈곤의 동태적인 변화

15세 이상 근로능력자를 대상으로 1년간 가구 소득계층별 이행확률이 <표 11>에 제시되어 있다. 근로능력 있는 빈곤층이 1년 후 빈곤에서 벗어날 확률은 47.8%에 이른다³²⁾.

절대 빈곤층이 1년 후에도 가구 소득이 최저생계비에 미달하는 비중은 36.6%로 나타나, 상당수의 가구가 소득의 상향 이동을 경험하는 것으로 나타난다. 절대 빈곤층의 13.9%는 차상위계층으로, 13.9%는 차차상위계층으로 이동하며, 35.6%는 빈곤상태로부터 벗어났다. 차상위층에서도 소득 이동은 활발하며, 특히 상향 이동이 더 크게 나타난다. 차상위층의 39.8%는 빈곤으로부터 벗어났으며, 23.3%는 차차상위계층

32) 소득 지위의 상향 이동이 두드러진 데에는 빈곤율이 큰 폭으로 하락한데 기인한다. 전 인구를 대상으로 가구소득이 최저생계비의 150%에 미치지 못하는 인구의 비중은 2005년 23.4%에서 2006년 19.5%로 크게 하락하였다. 한편 근로능력 없는 빈곤층의 빈곤 탈출률은 26.9%에 그쳐, 근로능력자의 소득 지위가 향상되는 비중은 매우 큰 폭으로 높다.

으로 이동하였다. 그러나 차상위계층 가운데 19.5%는 1년 후 가구 소득이 최저생계비 미만의 수준으로 하락하였다. 차차상위 계층에서 근로능력자의 빈곤 탈출 비중은 61.6%로 높아진다.

한편 근로능력 있는 비빈곤층이 1년 후에 빈곤에 놓이는 비중은 7.3%에 이른다. 차차상위층으로 하락하는 비중이 3.4%인데 비해, 차상위층으로 하락하는 비중 1.7%, 절대빈곤층으로 하락하는 비중 2.2%으로 나타나, 급격한 소득 지위의 하락을 경험하는 가능성 또한 높은 것으로 나타난다.

〈표 11〉 소득계층별 1년간 이행행렬 (15세 이상 근로능력자, 2005~2006)

(단위: %)

| 2005 \ 2006 | | 빈곤층 | | | 비빈곤층 |
|-------------|-------|-------|------|-------|------|
| | | 절대빈곤층 | 차상위층 | 차차상위층 | |
| 빈곤층 | | 52.2 | 22.6 | 12.9 | 47.8 |
| | 절대빈곤층 | 64.4 | 36.6 | 13.9 | 35.6 |
| | 차상위층 | 60.2 | 19.5 | 17.5 | 39.8 |
| | 차차상위층 | 34.5 | 9.2 | 9.3 | 65.5 |
| 비빈곤층 | | 7.3 | 2.2 | 1.7 | 92.7 |

3. 빈곤 이행의 요인 분해

빈곤 탈출이나 진입의 가장 주요한 요인을 식별하기 위해 빈곤 이행과 관련된 사건(event)을 상호 배타적으로 범주화하고 각 사건이 빈곤 이행에 기여하는 정도를 체계적으로 탐색하는 방법으로 요인분해 하였다³³⁾.

구체적인 방법은 다음과 같다. 우선 빈곤 지위의 변화와 함께 가구주의 변동이 있었는지를 검토한다. 가구주의 변동과 동시에 다른 변화가 존재할 수 있지만, 위계적 탐색 방법에서는 가구주의 사망이나 이혼, 대체 등으로 인한 가구주의 변동이 빈곤 이행을 초래한 가장 큰 사건으로 가정한다. 이어서 가구주의 변동이 확인되지 않으면 욕구 대비 소득비(income to needs ratio)의 변화가 욕구의 변화와 소득 변화 가운

33) Bane and Ellwood(1986), Jenkins(2000), 구인회(2001), 홍경준(2005) 참조

데 어느 것이 더 큰가를 비교한다. 전자가 크다면, 가구원의 감소(증가) 혹은 분가(합가)로 인한 가구 규모의 변화를 빈곤 이행을 초래하는 요인으로 간주한다. 이상의 인구학적 사건을 경험하지 않은 가구에서는 가구 소득액의 변화가 비근로소득의 변화 때문인지, 아니면 근로소득의 변화 때문인지를 상호배타적인 범주로 위계화하여 파악한다. 비근로소득의 변화가 더 컸다면, 공적 이전소득, 사적 이전소득, 재산소득 순으로 어떠한 소득이 주된 요인인지를 검토한다. 근로소득액의 변화가 빈곤 이행의 주된 요인으로 판정되는 경우에는 가구주와 가구원의 취업 지위 변화가 존재하는지, 그렇지 않을 경우 근로소득액 자체의 변화가 발생하였는지를 파악한다. 이러한 위계적인 탐색 방법은 빈곤 이행을 야기한 요인을 직관적으로 파악하는데 장점이 있다.

<표 12>는 1차년도에 빈곤 상태에 있다가 2차년도에 빈곤을 벗어난 가구를 대상으로 빈곤 탈출 요인을 분해한 결과와 함께 빈곤층의 소득 상향 이동 요인이 함께 제시되어 있다. 우선 빈곤 탈출 요인을 위계적으로 분해한 결과에 따르면, 인구학적인 변화보다는 가구 소득액의 증가가 빈곤 탈출의 주요한 원인인 것으로 나타난다. 가구 소득의 원천별로 보면, 22.7%가 비근로소득액의 증가로 인한 빈곤 탈출인 반면 73.1%가 근로소득액의 증가와 관련한 빈곤 탈출이다. 근로소득액의 증가를 다시 취업으로 인한 변화와 그 외의 요인으로 인한 변화로 구분하면, 가구주나 가구원의 취업과 관련된 빈곤 탈출보다 근로소득액 자체의 증가로 인한 빈곤 탈출의 비중이 훨씬 더 크게 나타난다.

한편 빈곤가구의 소득 상향 이동 요인을 보면, 가구 소득이 적을수록 이전소득액의 변화가 소득 증가의 주요한 요인으로 나타난다. 특히 절대 빈곤층에서는 사적 이전소득액의 증가가 소득의 상향 이동을 초래하는 주요한 요인이다. 그러나 빈곤을 벗어나는 데는 여전히 노동시장적인 요인이 중요하다. 절대빈곤층이 빈곤을 탈출하는 데 근로소득액의 증가가 차지하는 비중이 73.8%에 이른다. 또한 흥미로운 사실은 가구원의 취업으로 인한 빈곤 탈출이 큰 비중을 차지하며, 소득의 상향 이동에 더 크게 기여한다는 점이다.

〈표 12〉 빈곤 탈출 요인의 위계적 탐색 (2005~2006)

(단위: %)

| | 빈곤 탈출 | 소득계층 상향 이동 | | | | | |
|--------------|----------|------------------|------------------|------------------|------------------|-----------------|------------------|
| | | 절대빈곤 → 차상위 | 절대빈곤 → 차상위 | 절대빈곤 → 비빈곤 | 차상위 → 차차상위 | 차상위 → 비빈곤 | 차차상위 → 비빈곤 |
| | | 인구학적 변화 | 4.2 | 8.3 | 4.3 | 5.3 | 12.3 |
| 가구주 변화 | 2.3 | 1.7 | 2.9 | 4.9 | 7.1 | 0.5 | 1.6 |
| 가구 규모 변화 | 1.9 | 6.6 | 1.4 | 0.4 | 5.2 | 0.8 | 3.0 |
| 가구 소득액의 증가 | 95.8 | 91.7 | 95.7 | 94.7 | 87.7 | 98.7 | 95.3 |
| 비근로소득액의 증가 | 22.7 | 49.9 | 49.6 | 20.9 | 47.7 | 28.1 | 21.8 |
| 이전소득액의 증가 | 19.3 | 47.5 | 45.5 | 17.2 | 44.7 | 25.4 | 18.3 |
| 공적 이전소득액의 증가 | 5.3 | 14.6 | 12.8 | 2.2 | 19.1 | 6.1 | 6.6 |
| 사적 이전소득액의 증가 | 14.0 | 32.9 | 32.7 | 15.0 | 25.6 | 19.2 | 11.7 |
| 재산소득액의 증가 | 3.4 | 2.4 | 4.1 | 3.8 | 3.0 | 2.7 | 3.5 |
| 근로소득액의 증가 | 73.1 | 41.8 | 46.1 | 73.8 | 40.0 | 70.6 | 73.6 |
| 가구주 취업 | 5.3 | 6.2 | 6.9 | 9.9 | 1.9 | 3.6 | 3.4 |
| 가구원 취업 | 16.5 | 4.1 | 7.7 | 16.5 | 2.8 | 10.9 | 18.5 |
| 그 외 근로소득액 증가 | 51.3 | 31.4 | 31.6 | 47.4 | 35.3 | 56.1 | 51.7 |
| 전체 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 |

한편 빈곤 진입에서도 인구학적인 변화보다는 가구 소득액의 감소가 더 큰 요인이며, 그 가운데서도 노동시장적인 요인으로 인한 근로소득액의 감소가 가장 큰 요인인 것으로 나타난다. 빈곤으로 진입한 가구에서 근로소득액의 감소와 관련된 경우는 무려 82.8%에 이른다. 또한 노동시장적인 요인이 빈곤 진입에 기여하는 정도는 빈곤 탈출에 기여하는 정도에 비해 더 큰 것으로 나타난다. 한편 실직보다는 근로소득액 자체의 감소로 인한 빈곤 진입이 훨씬 더 큰 것으로 나타나, 취업상태를 유지하더라도 불안정한 고용형태로 인한 근로 소득 감소가 빈곤을 초래하는 경우가 상당하다는 점을 보여준다.

이상의 분석 결과는 노동시장적인 요인이 빈곤 탈출과 진입의 가장 주요한 요인인 것으로 나타난다³⁴⁾. 근로소득액 자체의 변화가 빈곤 이행이나 더 큰 소득계층으로의 변화를 야기하는 주요한 요인이라는 사실은 일을 통한 빈곤 탈출·예방을 위해 취업

34) 근로능력자에 한정해도 유사한 결과가 도출된다.

촉진과 함께 일자리의 질을 높이는 노력이 필요하다는 점을 시사한다. 한편 취업 지위의 변화를 보면, 빈곤 진입에서는 가구주의 실직이 가구원에 비해 더 큰 영향을 미치지만, 빈곤 탈출에서는 가구원의 취업이 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타난다.

〈표 13〉 빈곤 진입 요인의 위계적 탐색 (2005~2006)

(단위: %)

| | 빈곤 진입 | 소득계층 하향 이동 | | | | | |
|--------------|----------|------------------|-------------------|------------------|------------------|-----------------|------------------|
| | | 차상위 → 절대빈곤 | 차차상위 → 절대빈곤 | 차차상위 → 차상위 | 비빈곤 → 절대빈곤 | 비빈곤 → 차상위 | 비빈곤 → 차차상위 |
| 인구학적 변화 | 5.0 | 3.7 | 2.2 | 2.2 | 3.2 | 5.3 | 6.1 |
| 가구주 변화 | 2.1 | 3.1 | 0.9 | 2.2 | 3.2 | 3.2 | 0.6 |
| 가구 규모 변화 | 2.9 | 0.6 | 1.3 | 0.0 | 0.0 | 2.0 | 5.5 |
| 가구 소득액의 감소 | 95.0 | 96.3 | 97.8 | 97.8 | 96.8 | 94.7 | 93.9 |
| 비근로소득액의 감소 | 12.2 | 22.1 | 16.2 | 18.7 | 9.2 | 9.2 | 16.0 |
| 이전소득액의 감소 | 11.0 | 19.7 | 11.6 | 18.5 | 7.6 | 7.6 | 15.1 |
| 공적 이전소득액의 감소 | 2.1 | 6.6 | 2.4 | 5.6 | 1.2 | 2.6 | 2.4 |
| 사적 이전소득액의 감소 | 8.9 | 13.1 | 9.2 | 12.9 | 6.4 | 5.0 | 12.7 |
| 재산소득액의 감소 | 1.3 | 2.4 | 4.7 | 0.2 | 1.6 | 1.5 | 0.9 |
| 근로소득액의 감소 | 82.8 | 74.2 | 81.6 | 79.1 | 87.6 | 85.6 | 77.9 |
| 가구주 실직 | 13.0 | 3.0 | 6.2 | 15.0 | 19.8 | 17.0 | 6.0 |
| 가구원 실직 | 5.5 | 3.1 | 8.8 | 0.8 | 2.6 | 4.1 | 8.4 |
| 그 외 근로소득액 감소 | 64.2 | 68.0 | 66.7 | 63.4 | 65.2 | 64.5 | 63.4 |
| 전체 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 |

4. 경제활동 변화가 빈곤 이행에 미치는 영향

경제활동 변화가 빈곤 이행에 미치는 영향을 살펴보기 위해 취업 지위의 변화와 소득계층의 변화가 빈곤 이행에 미치는 영향을 각각 나누어 제시하였다. <표 14>는 근로능력자를 대상으로 1년간 취업 지위 변화와 빈곤 지위의 변화가 제시되어 있다. 우선 빈곤 이행별로 취업 지위의 변화를 보면, 취업자가 실직하는 확률은 새롭게 빈곤하게 된 집단에서 가장 높은 20.8%를 기록하고 있다. 이는 빈곤을 유지하는 집단에서의 취업 유출률 17.3%보다 높은 수준이다. 취업 유출률은 비빈곤 상태를 유지하는 집단에서 가장 낮다. 한편 취업 유입률은 빈곤을 탈출하는 집단에서 가장 높은

31.4%를 기록하여, 빈곤을 유지하는 집단의 2배 가까운 수준을 보인다.

취업 지위의 변화별로 빈곤 이행을 보면, 실직하는 경우 빈곤 상태로의 유입률이 가장 높다. 실직시 빈곤 유입률은 18.3%에 이른다. 한편 빈곤 탈출률은 신규 취업시에 가장 높은 59.2%를 기록하고 있다.

〈표 14〉 취업 상태 변화와 빈곤 이행 (15세 이상 근로능력자, 2005~2006)

(단위: %)

| | 비취업→ 비취업 | 비취업→ 취업 | 취업→ 비취업 | 취업→ 취업 | 계 | 취업 유출률 | 취업 유입률 |
|-----------|-------------|------------|------------|-----------|-------|-----------|-----------|
| 빈곤층→ 빈곤층 | 35.0 | 6.9 | 10.1 | 48.0 | 100.0 | 17.3 | 16.4 |
| 빈곤층→비빈곤층 | 23.8 | 10.9 | 4.6 | 60.7 | 100.0 | 7.1 | 31.4 |
| 비빈곤층→ 빈곤층 | 28.8 | 6.8 | 13.4 | 51.1 | 100.0 | 20.8 | 19.1 |
| 비빈곤층→비빈곤층 | 24.0 | 4.9 | 4.7 | 66.4 | 100.0 | 6.6 | 17.0 |
| 빈곤 유입률 | 8.6 | 9.8 | 18.3 | 5.7 | 7.3 | | |
| 빈곤 탈출률 | 38.3 | 59.2 | 29.7 | 53.7 | 47.8 | | |

1차년도와 2차년도 모두 취업자로 응답한 개인들을 대상으로 개인 소득 변화가 빈곤 이행에 미치는 영향을 살펴보았다. 앞서 지적한 것처럼, 개인별 근로소득을 식별하여, 중위값의 2/3미만을 저소득, 3/2를 초과할 경우 고소득, 그 사이를 중간소득으로 분류하였다.

우선 빈곤 이행별로 개인 소득의 변화를 보면, 근로소득의 상향이동 비중은 빈곤을 탈출하는 집단에서 가장 높다. 소득계층의 상향이동 비중은 빈곤 탈출 집단에서 46.3%를 기록하여, 빈곤을 유지하는 집단의 11.7%에 비해 4배 높은 수준이다. 한편 근로소득이 감소하는 비중은 빈곤 상태로 진입하는 집단에서 가장 높은 48.0%를 기록하고 있다.

한편 소득이 상향 이동하는 경우 빈곤 탈출률은 무려 86.4%에 이르며, 하향 이동하는 경우 빈곤 유입률이 21.2%를 기록하고 있다.

〈표 15〉 개인 소득 변화와 빈곤 이행 (15세 이상 근로능력 있는 취업자, 2005~2006)
(단위: %)

| | ①→① | ①→② | ①→③ | ②→① | ②→② | ②→③ | ③→① | ③→② | ③→③ | 계 | 상향 이동 | 하향 이동 |
|-----------|------|------|------|------|------|-------|-------|------|-------|-------|----------|----------|
| 빈곤층→빈곤층 | 60.3 | 11.3 | 0.4 | 9.8 | 15.7 | 0.0 | 0.0 | 2.5 | 0.0 | 100.0 | 11.7 | 12.3 |
| 빈곤층→비빈곤층 | 22.3 | 32.3 | 5.6 | 4.9 | 22.8 | 8.4 | 0.9 | 2.2 | 0.5 | 100.0 | 46.3 | 8.1 |
| 비빈곤층→빈곤층 | 31.4 | 5.5 | 0.0 | 26.3 | 14.5 | 0.7 | 11.2 | 10.5 | 0.0 | 100.0 | 6.2 | 48.0 |
| 비빈곤층→비빈곤층 | 8.8 | 5.7 | 0.7 | 2.9 | 25.4 | 9.9 | 1.0 | 4.9 | 40.7 | 100.0 | 16.3 | 8.8 |
| 빈곤 유입률 | 14.9 | 4.5 | 0.0 | 31.1 | 2.7 | 0.4 | 36.0 | 9.4 | 0.0 | 4.7 | 1.8 | 21.2 |
| 빈곤 탈출률 | 37.4 | 82.2 | 95.7 | 44.8 | 70.2 | 100.0 | 100.0 | 59.1 | 100.0 | 61.8 | 86.4 | 51.5 |

주 : ① 저소득, ② 중간소득, ③ 고소득임

이제 여러 요인들이 동시에 작용하는 경우 경제활동의 변화가 빈곤 이행에 미치는 영향을 살펴보자. 우선 빈곤 탈출의 결정요인을 로짓 분석을 통해 추정하였다. 이 때 종속변수는 1차년도 빈곤층을 대상으로 빈곤을 벗어났으면 1, 여전히 빈곤 상태에 있으면 0의 값을 가지며, 표본의 47.8%가 빈곤을 탈출한 것으로 나타난다. 설명변수는 성, 연령, 학력, 6개월 이상의 만성질환 보유 여부 등의 개인적 특성과 함께 가구내 장애인, 노인, 6세 미만의 아동이 있는지에 대한 가구 특성 변수를 포함하였다. 이러한 특성은 모두 1차년도의 값을 사용하였다. 한편 우리의 관심은 두 조사시점 사이의 변화가 빈곤 이행에 미친 영향이다. 두 조사시점 사이의 변화를 본 연구에서는 가구주의 변화, 가구원수의 증감과 같은 가구 특성의 변화와 함께 취업 가구원수의 증감, 개인의 경제활동 변화 변수를 사용하였다. 이 때 표본이 취업하였을 경우 취업가구원수는 본인을 제외한 값이다.

로짓추정결과 (1)을 보면, 연령이 많을수록, 학력이 낮을수록, 6개월 이상의 만성질환을 보유하는 자의 빈곤 탈출 가능성이 낮은 것으로 나타난다. 그리고 가구내 취약자의 존재 유무로 보면, 특히 노인 있는 가구에서 빈곤 탈출 가능성이 낮다. 한편 두 조사시점의 변화가 빈곤 탈출에 미친 영향을 보면, 가구원수의 증감 모두 빈곤 탈출 가능성을 높이며, 취업가구원수가 증가하면 빈곤 탈출 가능성이 높은 것으로

나타난다. 그리고 개인의 취업 지위 변화를 보면, 새로 취업하는 경우 빈곤 탈출 가능성은 유의하게 높은 반면, 실직하는 경우 빈곤 탈출 가능성은 크게 하락한다.

추정모형 (2)는 경제활동변수를 취업 여부와 소득계층별로 세분화한 것이다. 이에 따라 취업, 실직, 소득의 상향 이동, 소득의 하향 이동이라는 네 가지 변화 변수를 생성하였다. 추정결과는 대체로 앞서와 유사하게 나타난다. 다만, 여성의 경우 빈곤 탈출 가능성이 높게 나타나는데, 이는 개인 소득 변수를 생성하는 과정에서 표본이 다소 왜곡되었기 때문으로 보인다. 취업과 소득의 상향 이동은 빈곤 탈출 가능성을 유의하게 높이는 것으로 나타난다. 특히 비취업자가 취업하는 경우에 비해 취업을 유지하는 개인의 근로소득이 크게 증가하는 경우 빈곤 탈출 가능성이 훨씬 높아지는 것을 볼 수 있다.

한편 추정 모형 (3)에서 경제활동이 빈곤 진입에 미치는 영향을 보면, 실직은 빈곤 진입에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타난다. 특히 주목할 만한 사실은 취업에 성공하더라도 빈곤 상태로 진입할 가능성이 높다는 점이다. 이는 추정 모형 (4)에서도 확인되는데, 소득의 상향 이동은 빈곤 진입 가능성을 크게 낮추지만, 소득의 하향 이동, 실직, 취업 모두 경제활동의 변화가 없는 경우와 비교하여 빈곤 진입 가능성을 유의하게 높이는 것으로 나타난다. 이는 취업이 빈곤 탈출의 주요한 요인이긴 하지만, 보다 나은 일자리로 이동할 수 있는 경과적인 일자리가 아니라 저임 일자리를 반복하는 경우 빈곤을 예방하는 데 한계가 있음을 보여 준다.

〈표 16〉 빈곤 이행의 결정 요인 (15세 이상 근로능력자, 2005~2006)

| | | | 빈곤 탈출 | | 빈곤 진입 | |
|-----------------------|----------------|-------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | | | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 상수항 | | | 0.737 (0.153) *** | -0.005 (0.194) | -3.073 (0.145) *** | -3.110 (0.174) *** |
| 개인 특성 | 성 [남성] | 여성 | 0.044 (0.064) | 0.188 (0.080) ** | -0.074 (0.060) | 0.008 (0.069) |
| | 연령 | | -0.014 (0.003) *** | -0.004 (0.004) | 0.006 (0.003) * | 0.003 (0.004) |
| | 학력 [고졸] | 초졸 이하 | -0.610 (0.095) *** | -0.574 (0.116) *** | 0.903 (0.091) *** | 0.865 (0.105) *** |
| | | 중졸 | -0.305 (0.100) *** | -0.322 (0.120) *** | 0.204 (0.099) ** | 0.080 (0.115) |
| | | 전문대졸 | 0.434 (0.150) *** | 0.534 (0.169) *** | -0.403 (0.122) *** | -0.533 (0.140) *** |
| | | 대졸 이상 | 0.507 (0.117) *** | 0.469 (0.133) *** | -0.639 (0.088) *** | -0.659 (0.096) *** |
| | 만성질환 | | -0.316 (0.074) *** | -0.498 (0.094) *** | 0.192 (0.077) ** | 0.209 (0.091) ** |
| 가구 특성 | 가구내 장애인 | | -0.191 (0.155) | -0.174 (0.191) | 0.458 (0.145) *** | 0.403 (0.170) ** |
| | 가구내 노인 | | -0.180 (0.081) ** | -0.181 (0.105) * | 0.470 (0.085) *** | 0.432 (0.104) *** |
| | 가구내 아동 | | 0.132 (0.090) | 0.111 (0.104) | -0.004 (0.082) | 0.067 (0.090) |
| 가구 특성 변화 | 가구주 | 변화 | 0.023 (0.201) | 0.159 (0.266) | 0.401 (0.209) * | 0.672 (0.247) *** |
| | 가구원수 [불변] | 증가 | 0.422 (0.156) *** | 0.327 (0.200) | 0.367 (0.100) *** | 0.333 (0.116) *** |
| | | 감소 | 1.034 (0.153) *** | 1.137 (0.190) *** | -0.781 (0.176) *** | -0.809 (0.205) *** |
| 노동 시장 특성 변화 | 취업가구원수 [불변] | 증가 | 0.948 (0.104) *** | 0.831 (0.120) *** | 0.043 (0.096) | 0.120 (0.109) |
| | | 감소 | -0.316 (0.137) *** | -0.271 (0.174) | 0.602 (0.094) *** | 0.628 (0.107) *** |
| | 경제활동 [불변] | 취업 | 0.186 (0.110) *** | 0.561 (0.127) *** | 0.493 (0.114) *** | 0.493 (0.132) *** |
| | | 실직 | -0.510 (0.128) *** | -0.087 (0.183) | 1.163 0.093 *** | 1.342 (0.114) *** |
| | | 소득 증가 | | 1.985 (0.167) *** | | -1.074 (0.206) *** |
| | 소득 감소 | | 0.293 (0.205) | | 1.477 (0.096) *** | |
| N | | | 3426 | 1986 | 6225 | 4962 |
| -2 Log L | | | 5956.8 *** | 3953.2 *** | 9065.2 *** | 7027.0 *** |
| Max-rescaled R-Square | | | 0.2086 | 0.2969 | 0.1366 | 0.1801 |

주 : []은 기준 집단임.

*는 10%, **는 5%, ***는 1% 수준에서 유의함.

V. 요약과 시사점

「한국복지패널」 1~2차년도 자료를 이용하여 근로능력이 있는 빈곤층의 경제활동상태를 분석한 본 연구의 주된 발견은 다음과 같다.

첫째, 근로능력자는 빈곤층의 절반을 차지하며, 취업자도 30%에 이른다. 이는 미취업으로 인한 빈곤화뿐만 아니라 일자리의 낮은 질이 빈곤을 초래하는 요인임을 시사한다.

둘째, 빈곤층의 85.6%는 근로능력자가 1명 이상 있는 가구에 속하고 있어, 근로능력자의 노동시장 참여가 가구 빈곤을 벗어나는데 주요한 수단일 수 있음을 시사한다. 그러나 저숙련 등의 개인적인 요인만이 아니라 가구적인 요인에 의해 노동시장에서 일하기 어려운 경우가 많다. 근로능력있는 빈곤층의 과반수 가까이 가구내 장애인, 노인, 6세 미만 아동 등이 있는 것으로 나타난다. 따라서 가구 특성을 고려하여 고용서비스와 복지서비스가 유기적으로 제공될 필요가 있다.

셋째, 취업 빈곤층의 88.5%는 임시직·일용직·자영업자·가족종사자 등의 불안정한 일자리에 종사하고 있으며, 실직 위험도 높게 나타난다.

넷째, 저소득 취업자의 34.4%만이 빈곤층으로 나타나, 저임금·저소득 자체가 바로 가구 빈곤으로 이어지는 것이 아닌 것으로 나타난다. 그러나 빈곤층에 속한 가구주 취업자 가운데 저소득인 경우가 무려 62.3%에 이르고 있다는 점은 취업 빈곤 문제가 청소년이나 배우자 등의 2차 소득에 한정되어 있지 않음을 의미한다. 또한 빈곤 이행에 관한 위계적 요인 분해 결과에 따르면, 노동시장적인 요인이 빈곤 이행의 70~80%를 설명한다. 이는 빈곤 지위의 변화에서는 경제활동 변화가 주요한 영향을 미친다는 것을 시사한다.

다섯째, 근로능력있는 빈곤층이 다음 해에 빈곤을 벗어나는 비중은 절반 가까운 수준에 이른다. 신규 취업이나 개인 소득 증가는 유의하게 빈곤 탈출 가능성을 높인다. 한편 개인 소득의 증가는 빈곤 진입 가능성을 크게 낮추며, 소득의 감소와 실직 모두 빈곤 진입 가능성을 높인다. 흥미로운 것은 다른 요인들을 통제하였을 때 신규 취업시에도 빈곤 진입 가능성이 유의하게 높은 것으로 나타난다는 점이다. 이는 저

임 일자리의 반복과 같은 신규 취업 자체로는 빈곤을 예방하는데 한계가 있음을 보여 준다.

이상의 분석 결과는 근로능력을 가진 빈곤층의 노동시장 참여는 가구 빈곤을 벗어나는데 주요한 방안이며, 실제 활발하게 이루어지고 있음을 보여주고 있다. 그러나 이러한 노동시장 참여가 저임금 일자리와 비취업간 순환으로 이어지지 않아야만 일을 통한 빈곤 탈출과 예방이 달성될 수 있음도 보여준다. 따라서 복지수급자에 대한 제재나 금전적인 유인을 통한 노동시장 참여만으로는 안정적인 빈곤 탈출이 어려우며, 취업 가능성을 높이기 위한 고용 지원 방안과 결합될 필요가 있음을 시사한다. 또한 가구 특성과 개인의 근로능력에 따라 소득 보장, 고용 지원, 복지 서비스의 적절한 결합이 필요하다는 점 또한 확인된다.

「한국복지패널」이 성숙되어, 빈곤 이력에 따른 근로빈곤층의 동학을 심층적으로 규명하고, 관련 지원정책들의 개선 및 결합 방안이 제시될 수 있기를 기대한다. 이는 추후의 연구과제로 남아 있다.

참고문헌

- 구인회, 「빈곤층의 사회경제적 특성과 빈곤 이행 : 경제위기 이후의 시기를 중심으로」, 『한국사회복지학』, 제48호, 2001.
- 김미곤 외, 「소득인정액 개념을 적용한 지역별 빈곤현황 및 요인」, 『2006 한국복지패널 심층분석 보고서』, 한국보건사회연구원, 2007.
- 이병희, 「저임금 노동시장의 실태와 동태적 변화」, 『동향과 전망』, 73호, pp.205-231, 2008.
- 최옥금, 「근로빈곤층의 직업 경력에 관한 연구」, 성균관대학교 사회복지학 박사학위 논문, 2008.
- 통계청, 『소득분배지표 개선안』, 통계청, 2008.
- 홍경준, 「빈곤에 대한 동태적 분석 : 빈곤주기를 중심으로」, 『사회복지연구』, 제24권, 2004, pp.187-210.
- Bane, M., D. T. Ellwood, "Slipping Into and Out of Poverty: The Dynamics of Spells", *Journal of Human Resources*, Vol. 21, No. 1, 1986, pp.1-23.
- Jenkins, S. P., "Modelling household income dynamics", *Journal of Population Economics*, Vol. 13, No. 4, 2000, pp.529-567.
- Pena-Casas, R., M. Latta, *Working Poor in the European Union*, European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, 2004.

제7장 사회보험 배제 구조 분석

김수완(강남대학교 사회복지학부)

I. 문제제기

이 연구는 사회보험 제도의 적용과 배제 구조를 규명하기 위한 작업의 일환으로, 한국복지패널 자료를 이용하여 노동시장 구조와 사회보험 배제의 관계를 횡단면적으로 분석하고자 한다. 즉 사회보험 배제는 근로자의 개인적 속성-예를 들면 인적자본-에 따라 개별적으로 결정되기보다는 노동시장의 고용구조에 의해 체계적으로 발생한다는 것이 이 연구의 출발점이다.

사회보험과 노동시장 구조간의 관계에 대해서는 이론적으로나 정책적으로 상이한 접근들이 이루어져왔다. 첫째, 최근 한국사회에서 설득력 있게 제기되고 있는 접근은 노동시장 유연화, 특히 고용형태에서의 유연화를 사회보험의 배제 문제의 핵심으로 다루는 것이다. 즉 사회보험과 변화하는 노동시장 구조간의 긴장관계 혹은 구조적인 비정합성을 강조하는 관점으로서, 사회보험 제도가 전제로 하는 '안정적 고용 상태를 지닌 전일제 임금근로자'의 조건이 증가하는 노동시장 유연화와 부조화를 일으키는 것으로 바라본다. 그리하여 '비정규직'으로 통칭되는 유연화 된 고용형태에 따른 사회보험 미가입 현상이 주로 문제 상황으로 제기된다. 이에 대한 대응책으로는 비정규직의 정규직화 혹은 비정규직의 사회보장권 강화라는 노동권 강화가 제기되거나, 기여를 전제로 하는 사회보험 방식 자체에 대한 근원적인 대안 모색의 필요성이 제기되고 있다.

두 번째 접근은 사회보험 배제와 소규모 영세사업장을 연결시켜 바라보는 관점이다. 우리나라의 사회보험은 정부의 행정관리능력과 사업장의 부담 능력 등을 고려하

여 규모가 큰 기업부터 영세사업장까지 단계적으로 사회보험을 확대시켜왔다. 소규모 사업장에 대한 사회보험제도의 법적인 적용 확대는 국민연금의 경우 2003년, 건강보험은 2001년, 고용보험은 1998년부터 추진되었으며, 정부는 5인 미만 사업장에 대한 국민연금 및 건강보험 가입확대를 위한 사업장 가입자 확대사업을 추진한 바 있다. 그러나 법적인 적용확대와 정부의 행정력 강화를 위한 각종 노력에도 불구하고 사회보험 배제의 이슈는 여전히 남아있다. 영세사업장의 재정적 안정성 문제, 사업주와 근로자간의 불법적 계약과 합의의 용이성 등이 그 원인으로 지적된다.

셋째, 사회보험 배제는 특정한 업종이나 직종부문에서 더욱 편중되는 경향을 보인다. 후기 산업사회의 산업구조의 재편성 과정에서 증가하는 산업부문-특히 서비스에서의 일자리 질에 관한 연구들은 새로운 일자리가 이중구조를 가지고 있음을 지적한다. 국가간 차이가 크기는 하지만, 서비스부문의 확대는 대체로 전문직 등의 '좋은 일자리'와 저숙련의 '나쁜 일자리'의 이중 성장을 가져오는 경향이 있다 (Esping-Andersen, 1990).

넷째, 사회보험 배제의 요인으로서 근로자 개인의 소득수준 등의 경제적 부담능력 등을 중심으로 바라보는 접근이다. 그리하여 '저소득층'의 사회보험 배제가 주요 이슈로 제기된다.

사실 이들이 주목하는 비정규직 등의 고용형태나 영세사업장, 업종과 직종, 저소득에 따른 사회보험 배제의 현상은 현실 속에서는 결코 상호 분리되어 존재하는 것이 아니며, 결국 복합적이고 결합적인 방식으로 한국의 사회보험 배제를 설명하고 있다고 할 수 있다. 그리하여 이 연구는 상기한 관점들을 바탕으로 한국에서 노동시장 구조는 왜, 얼마나, 어떤 방식으로 사회보험 배제를 초래하는가에 대한 실증분석을 수행한다. 특히, 다음과 같은 구체적인 연구 질문들을 제기하고자 한다. 첫째, 업종과 직종, 사업장 규모, 고용형태, 소득수준은 어떤 구조로 결합되어 있는가? 둘째, 이들은 어떤 경로를 통해 사회보험 배제를 야기하는가? 업종이나 직종, 영세사업장 변인이 비정규직이라는 고용형태를 경로로 사회보험 배제에 직, 간접적으로 미치는 영향은 어떠한가? 또한 사회보험의 개별 제도들마다 유사한 배제 구조를 보이는가 혹은 차이가 존재하는가? 셋째, 그 중에서도 어떤 변수가 사회보험 배제를 가장 많

이 설명하는가? 즉 사회보험 배제의 핵심은 우선적으로 특정 업종이나 직종, 혹은 영세사업장의 문제로 보아야 할 것인가 아니면 비정규직의 문제로 다루어져야 할 것인가?

이 연구는 한국복지패널 2차 자료를 이용하여 임금근로자를 대상으로 노동시장의 구조관계와 사회보험 배제에의 영향을 밝히기 위해 고용구조 요인들이 일정한 경로 관계에 놓여있다는 전제하에 경로분석과 구조방정식모형을 분석하도록 한다. 본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 노동시장의 고용구조와 사회보험 배제에 관한 다양한 이론적, 실증적 논의를 검토하고 이를 바탕으로 사회보험 배제에 영향을 미치는 요인들을 구조화한다. III장은 연구 방법으로서 분석자료와 변수의 측정, 분석 방법을 설명한다. 분석결과를 제시하는 IV장에서는 기술통계와 교차분석, 경로분석과 구조모형 분석 결과를 차례로 해석한다. V장은 본 논문의 결론이다.

II. 사회보험 배제에 영향을 미치는 요인

1. 사회보험의 적용과 배제

사회보험 적용 배제의 이슈와 원인에 관한 연구 동향은 대략 세 가지로 대별된다. 첫째, 사회보험 사각지대와 관련된 일련의 연구들이 있다. 구인회·백학영·권은선(2007)은 한국복지패널 2차 자료를 통해 사회보장 사각지대의 실태를 포괄적으로 분석하였다. 석재은(2003)은 공적연금 사각지대의 실태와 원인을 분석하였으며, 황덕순(2003)은 취약계층 근로자의 고용보험, 국민연금 적용실태를 분석하였다. 구인회·손병돈(2005)은 노후소득보장의 사각지대에 대해 1990년대 후반기의 변화추이와 변화요인을 분석한 바 있다. 이러한 연구들은 대체로 특정한 가설검증을 목적으로 하고 있기보다는 사회보험 가입에 영향을 미치는 제반 요인들을 나열적으로 분석하고 있다. 이 때 종사상 지위나 직종, 소득 등의 독립변수들은 노동시장의 구조적 문제라기보다는 학력이나 성별과 같은 차원의 '개인 속성'으로 다루어지는 경향이 있다.

둘째, 사회보험에의 순응(*compliance*) 혹은 보험료 회피에 관한 연구가 있다. 주로 미가입자를 대상으로 한 미시적 분석으로서, 사회보험의 미가입 문제를 '배제'보다는 '회피'로 규정하고 원인을 설명하고자 한다. Bailey and Turner(2001)이나 Ginneken(1999)은 개발국의 비공식부문에의 사회보장 적용과 보험료 회피에 관한 연구를 진행하였으며, 국내에서는 김성숙·강성호(2004)는 국민연금 수용성 제고방안 연구를 통해 국민연금 지역가입자의 보험료 납부 행태를 분석하였다. 이시원·하상근(2002)은 국민연금에 대한 정책 대상집단의 '불응'을 분석하였고, 신영전(2007)은 건강보험 영역에서 건강보험 보장성에 대한 만족도와 건강보험료 미납 행태간의 관련성을 분석하였다.

사회보험에 대한 순응 혹은 회피의 관점은 지역가입자 혹은 자영자, 행정력이 미치지 않는 소규모 사업장에서 근로자의 사회보험 가입행태를 설명하는데 유용하다. 그러나 이는 주로 근로자의 행태와 선택을 설명하는 접근으로서, 노동시장에서 구조적으로 발생하는 상황에서는 개별 근로자가 가진 제한적인 선택에 대해서만 설명할 수 있을 뿐이다. 예를 들면 5인 미만 사업장의 고용주가 사회보험에 대한 사업장 가입을 제공하지 않는 상황에서, 해당 근로자가 사업장 가입의 법적 권리를 강하게 제기하지 않는 이유나 혹은 개별적으로라도 국민연금의 지역가입을 하지 않는 이유를 설명할 수 있지만, 왜 이들이 사업장 가입자가 될 수 없는가에 대한 구조적인 원인을 밝히기에는 한계가 있다.

셋째, 노동시장 구조의 이슈를 사회보험 배제의 핵심으로 다루는 연구들이 있다. 특히 국내외적으로 노동시장 유연화와 사회적 보호가 주요 쟁점이 되어왔다(Sarfati & Bonoli, 2002; Euzeby, 1988; Beattie, 2000; 김연명, 2001). 이 중에서 거시적 관점에서 노동시장 유연화와 사회보험의 관계를 다루는 연구들은 이 둘간의 구조적인 비정합성을 강조하는 경향이 있다. Freyssinet(2002)는 원천적으로 정규직 고용에 기초한 비스마르크식 사회보험과 비정규근로자의 노동조건 사이에 긴장관계가 존재한다고 주장한다. Beattie(2000)도 비스마르크식 사회보험은 장기적, 정기적 보험료 기여가 가능한 집단만을 대상으로 하고 있다고 비판한다. 성은미(2008)는 노동시장 유연화를 바탕으로 사회보험에 미치는 영향을 다음과 같이 정리한다. 첫째, 노동시장

유연화로 임금근로자로 판단하기 어려운 특수직고용근로자 등의 비임금근로자가 증가하게 된다. 둘째, 일정시간 이상 일해야만 사회보험에 가입되는 조건을 충족하기 어려운 시간제 근로자가 증가한다. 셋째, 임금유연화의 진전으로 일정수준 이상의 소득이 필요한 사회보험 가입 조건이 충족되기 어려운 저임금근로자가 증가한다. 넷째, 사회보험이 전제하는 고용지속성이 보장되지 않는 일자리가 증가한다는 것이다.

그렇다면 노동시장 유연화에 따른 사회보험 배제는 필연적으로 발생할 수밖에 없는 것인가? 이에 대한 대답은 쉽게 내려질 수 없겠으나, 적어도 경험적으로 존재하는 국가간 차이나 노동시장의 부문간 차이는 노동시장 유연화의 사회보험 배제의 관계가 국가와 산업부문 혹은 개별 기업 상황에 따라 달라질 수 있음을 시사한다. 먼저 사회보장이 결합된 노동유연화 정책을 추구한 네덜란드의 예를 생각해볼 수 있다. 네덜란드에서는 시간제 근로자에 대한 사회적 보호가 1982년 사회적 협약(Wassenaar Agreement)에 의해 이루어졌으며 고실업과 노동시장 유연화에 대한 대응으로 시간제 근로자는 지속적 계약, 최저임금권, 휴가 및 사회보장제도에의 포괄 등을 보장받을 수 있었다. 윤정향(2005)은 비정규 노동자의 사회보험 배제는 산업 특유의 속성과 산업정책의 역사적 발달경로에 따라 배제의 원인과 결과가 차별적으로 나타나고 있음을 밝히고 있다. 예로 금융업 부문에서 구조조정의 압력 하에 노동시장 유연화 정책을 성공시켜야 하는 정부와 고용주의 부담이 최소한의 사회적 안전망을 구축해야 할 동인을 가져왔고, 임시직의 사회보험 가입이 적극 권장되었을 가능성을 지적하였다.

한편 노동시장 구조와 사회보험 배제를 다룬 많은 연구들이 주로 비정규직이라는 고용형태에만 주목해온 가운데, 노동시장의 복합적인 배제 구조 혹은 불평등 요인의 다양한 축을 밝혀낸 소수의 논문들의 성과를 주목할 만하다. 정이환(2007)은 한국의 노동시장에서 불평등을 야기하는 주요한 기제가 '비정규직'보다는 '기업규모'라는 주장을 제기함으로써 노동시장 불평등의 또 다른 축을 부각시키는데 기여하였다. 윤정향(2005)은 법·제도, 노동시장 등의 구조적 차원과, 정부, 고용주, 노동자의 행위적 차원을 모두 분석틀에 고려하여 구조와 행위간의 역동적 관계에 의해 비정규 노동자가 사회보험에서 배제되는 양태를 질적 연구를 통해 분석해내었다. 장지연(2001)은

여성과 비정규직의 문제가 체계적으로 연관되어있음을 밝힘으로써 젠더와 고용지위에 따른 노동시장에서의 불평등이 복합적으로 구조화되어있음을 시사하였다.

이 연구는 노동시장 구조를 사회보험 배제의 주요 요인으로 설정하되, 고용형태와 기업규모 그리고 업종과 직종, 성 등의 일련의 구조관계를 파악하고 이들이 사회보험 배제에 미치는 영향을 실증적으로 규명하고자 한다³⁵⁾.

2. 노동시장 구조와 사회보험 배제

가. 노동유연성 (고용형태)

최근 노동시장 불평등을 설명하는 핵심적인 요인으로서 노동시장 유연화와 비정규직이 이론적으로나 정책적으로 주목을 받고 있다. 국내 연구 동향은 비정규직 규모와 실태분석 연구(김유선, 2003; 정이환, 2003), 비정규직 결정요인에 관한 연구(김유선, 2004) 비정규직으로 인한 불평등한 결과적 상태에 대한 연구(백학영·구인회, 2008; 채구묵, 2003; 이병훈·김유선, 2003; 김연명·김종건, 2003; 김연명·윤정향, 2003) 등이 주를 이룬다.

그러나 사실 ‘비정규직’의 개념 정의에 있어서 아직 합의가 이루어지지 않고 있다(정이환, 2003, 2007; 김유선, 2004; 이병훈·윤정향, 2003). 정이환(2003, 2007)은 우리나라의 비정규노동 접근을 객관적 고용형태와 고용지위(혹은 근로조건) 두 가지의 분류기준으로 구분하면서 전자를 중심으로 정의하는 것이 바람직하다고 주장하였다. 채구묵(2003)도 통상적인 고용관계를 가진 정규 근로자에서 벗어난 자라는 의미에서 고용계약기간, 고용지속에 대한 기대, 근로시간, 사용종속관계를 중심으로 비정규직을 규정한다. 즉 통상적인 고용관계를 가진 정규근로자는 “고용계약기간의 정함없이, 고용이 계속될 것이라는 기대를 가지고, 전일제로 일을 하며, 사용자의 지배하에 사용자가 운영하는 작업장에서 사용자로부터 임금을 받는 조건으로 노동을 제공하

35) 한편 이 연구에서는 분석자료의 한계로 인해 기존 연구에서 사회보험 배제의 중요한 요인으로 다루어지는 노동조합 여부를 분석에 포함시키지 못했다.

는 자"로 정의되므로, ① 고용계약기간이 단기이고 계약갱신의 보장이 없는 경우(임시 및 일용 근로자), ② 통상 근로자에 비해 근로시간이 짧은 경우(시간제 근로자), ③ 사용자의 지배하에 사용자가 운영하는 사업장에서 사용자로부터 임금을 받는 조건으로 노동을 제공하지 않는 자(간접고용, 특수고용 등)가 비정규근로자에 해당된다는 것이다.

반면 김유선(2004)은 통계청이 고용지위에 의해 임시, 일용으로 분류되는 집단에 계약직, 파트타임, 파견·용역·가내·호출·특수형태 노동자들을 포함하여 비정규 노동으로 분류하였다. 이와 유사하게 심상완(1999)도 고용관계가 사회적으로 정해진 기준에서 벗어나 권리나 보호로부터 배제되는 점에 주목할 경우 비정규 노동자, 한 사회나 집단의 전형적인 고용관계로부터 이탈된 점을 강조할 경우 비정형 노동자, 고용형태의 고정성이 없거나 미약할 경우 비정형 노동자로 분류할 것을 주장하였다. 이병훈·윤정향(2003)은 고용계약기간, 근로시간, 고용관계 등 기존의 고용구성기준(고용형태)에서 벗어나는 노동자 집단을 비정규 노동으로 규정하는 것은 형식적이고 법해석적이며 잔여적인 접근 방식으로, 비정규 노동의 단면적 속성을 부각시킬 뿐 본질적인 특성과 메커니즘을 밝혀내지 못한다고 비판한 바 있다.

요컨대 전자의 연구자들은 객관적 고용형태를 중심으로, 후자의 연구자들은 차별적 지위를 포함하는 개념으로서 비정규직을 정의했다고 할 수 있다. 이 연구에서는 노동시장 불평등 구조를 밝히는데 목적이 있으므로, 궁극적으로는 노동시장 내의 불평등을 중첩적으로 경험하는 '비정규직'의 현실을 규명하는 작업과 맞닿아있다고 할 수 있다. 그러나 그러기 위해서는 먼저 객관적인 고용형태를 기준으로 접근할 필요가 있다. 과연 유연화된 고용형태는 다른 노동시장 불평등 구조와 어떤 관련을 가지고 있으며, 또한 사회보험 배제를 얼마나 설명할 것인가? 따라서 본 연구에서는 고용형태를 중심으로 한 노동유연성을 중심 개념으로 사용하고자 한다.

나. 사업장 규모

사업장 규모는 고용불안정성과 근로소득에 영향을 미치는 주요한 요인이 된다. 특히 대규모 사업장은 사회보험이 법적으로 먼저 적용되어 정착되어 있고, 사회보험

관련 행정관리체계에 잘 편입되어 있는 반면, 5인 미만 사업장에 대한 사회보험 확대는 뒤늦게 이루어져 아직도 정확한 소득과약 등 정부의 행정관리체계에 한계가 있다는 점에서 사회보험 배제에 밀접한 영향을 미칠 수 있다.

사업장 규모가 노동유연성 혹은 비정규 노동활용에 미치는 영향에 대해서는 사업체조사를 분석한 선행 연구들에서 상반된 결과를 제시하고 있다(김유선, 2004:169). 일각에서는 대기업일수록 관료제가 발달되어 있고, 종업원들의 안정과 몰입을 필요로 하며, 수요가 변화해도 노동자들을 재배치할 여지가 많기 때문에, 사업체 규모와 임시직 사용사이에 부(-)의 상관관계가 있다고 주장하는 반면, Mangum, Mayall와 Nelson(2003; 김유선, 2004:169에서 재인용)은 대기업일수록 합리적 고용시스템을 가지고 있어 효율적으로 사용할 수 있기 때문에 파견근로, 호출근로, 계약근로를 더 많이 사용한다고 주장한다. 그런가 하면 김유선(2004)은 영세사업체에서 비정규직 비중이 높은 것은 인적숙성과 산업, 직종 등의 일자리 속성 뿐만 아니라 노동자의 권익을 대변할 수 있는 노조유부가 맞물린 결과로서, 이들 변수를 통제하면 사업장 규모에 관계없이 사용자들이 비정규직 사용에 대해 동일한 유인을 가지고 있다고 본다.

그러나 노동부의 2004년 경제활동인구조사 부가조사 분석 결과를 보면, 5인 미만 사업장에서 상용자는 8.8%에 불과하고 임시직이 58%, 일용직이 33.2%로 소규모 사업장의 비정규직 활용 정도가 높은 것으로 나타났다. 이에 대해 정이환(2007)은 통계청 조사지침이 인사관리 규정·퇴직금·상여금 등 제반수당이 없거나 임금이 일당제인 노동자를 임시·일용으로 분류하게 되어 있기 때문에, 객관적 고용형태로는 정규직(상용직)과 차이가 없는 영세업체 근로자들의 대다수가 조사에서 임시·일용으로 분류되고 있기 때문으로 설명하고 있다. 이러한 설명이 함의하는 바는 중소기업의 영세사업장의 근로조건은 객관적 고용형태로만 설명될 수 없이 전체적으로 열악하다는 점일 것이다.

한편 사회보험 관리 운영의 관점에서, 사회보험 배제는 주로 영세사업장의 문제로 접근되어 왔다. 국민연금공단과 건강보험 공단은 5인 미만 사업장에 대한 사업장 가입자 확대사업을 실시한 바 있다. 국민연금연구원(2005)에서 실시한 3단계 대상 사

업장에 대한 설문조사 결과, 사업주 중 사업장으로 전환할 의사 있다고 밝힌 사업주는 20.9%인 반면, 사업주의 79%가 종업원의 연금보험료 1/2를 부담의사가 없다고 밝혔으며, 주요 이유로는 “영세해서 부담곤란” 53.7%, “근로자 잦은 이동” 36% 등을 제시하였다. 한편 근로자 중에서도 57.5%가 사업주의 보험료납부가 꺼려진다고 응답했는데, 이는 “본인도 부담해야 해서 싫다” 49%, “보험료 납부로 급료삭감 우려” 21.9% 등의 이유에 기인하는 것으로 나타났다.

이 연구에서는 사업장 규모가 비정규직의 활용과 관련이 있는지, 또한 고용형태와는 별개로 중소 영세 사업장이라는 요인이 사회보험 배제에 미치는 영향이 어떠한지를 분석하도록 할 것이다. 다만 사업장 규모의 이슈는 규모의 증가에 따른 비례적 변화를 보기보다는 중소 사업장 문제로 다루고자 한다.

다. 업종과 직종

산업부문에 따른 일자리의 질 차이가 선행연구들에서 적지 않게 언급되고 있다. Esping-Andersen(1990)은 변화하는 후기 산업사회에서 증가하는 서비스 일자리 가운데 전문가, 교사, 기술자 등은 ‘좋은’ 일자리로 분류하고 있으며, 사회·건강·대인 서비스직은 ‘중간’ 일자리로, 음식, 숙박업, 청소직 등은 ‘나쁜’ 일자리로 대략적인 분류를 하고 있다. 정이환(2007)은 조리 및 음식서비스, 도소매판매종사자, 서비스 관련 단순노무종사자(청소, 경비, 배달 등) 등의 직종은 주로 영세업체에 취업하고 있고 근로조건이 열악하다는 점을 지적하고 있다. 즉 특정 직종과 업종은 사업장 규모나 고용형태 등 다른 노동시장 구조와 체계적인 관련이 있을 가능성이 높다.

한편 윤정향(2005)은 사회보험 배제의 산업별 차이를 강조하면서, 정부의 특정 산업에 대한 산업정책이 해당 산업의 노동시장 구조와 행위자들의 전략적 행위에 상호 영향을 끼침으로써 해당 산업의 특수적인 생산체계가 정착되도록 했고, 이것이 사회보험 배제의 산업별 차이를 가져왔다고 설명한다.

본 연구에서는 업종 및 직종이 사회보험 배제에 영향을 미친다는 선행 연구들을 바탕으로, 사회보험 배제가 특히 많이 일어나는 업종과 직종을 중심으로 변수의 영향을 살펴보고자 한다.

라. 소득수준

기존 연구에서 사회보험 배제는 저소득계층의 문제, 즉 개인의 경제적 능력의 문제로 다루어지곤 했다. 그러나 사업장을 중심으로 한 임금근로자의 사회보험 배제 문제는 개인적 선택의 문제라기보다는 노동시장의 구조적 차원에서 설명되는 것이 더 타당할 수 있다.

물론 사회보험 기여금은 가처분소득의 실질적 감소로 이어지므로 소득수준이 낮을수록 임금근로자는 경제적 부담으로 인해 사회보험 가입을 회피하려는 경향을 보일 수 있다. 그러나 고용주의 입장에서 비정규직의 경우 정규직에 비해 소득수준이 크게 낮기 때문에 사회보험에 가입하더라도 큰 부담이 되지 않기 때문에 굳이 위법이나 탈법행위를 하지 않을 가능성도 있다(윤정향, 2005:150). 즉 정규직을 임시직 등의 비정규직으로 전환하는 대신 사회보험을 가입함으로써 최소한의 안전망을 제공하려는 것이 하나의 전략적 행위일 수 있다는 것이다. 이런 상황에서는 저임금 근로자라도 사회보험에 가입될 수 있다.

그러므로 임금수준이 사회보험 배제에 미치는 영향에 대해서는 '임금수준' 그 자체가 문제인지, 저임금을 가져오는 노동시장 구조에 의해 사회보험 배제가 결정되는 것인지를 밝힐 필요가 있다.

마. 인구사회학적 요인

여기서는 노동시장 구조와 사회보험 배제에 영향을 미치는 인구사회학적 요인으로 성, 가구주 여부, 연령, 학력, 건강상태를 설정하였다. 일반적으로 남성에 비해 여성이 사회보장에서 배제될 가능성이 높다는 점(석재은, 2003)이 지적되고 있다. 그러나 이에 대해서는 가구주 효과를 통제하여 볼 필요가 있다. 즉 단지 여성이기 때문에 사회보장에서 배제되는 것인지, 주된 생계부양자가 아닌 경우 사회보장에서 배제되는 일자리를 갖는 경향이 있는 것인지를 보아야 한다. 젊은 연령층과 기혼여성 근로자들은 가족중 부양자(부모, 남편, 자녀)가 있어 자신이 피부양자로서의 자격이 있을 경우 사회보험을 기피하고자 하는 경향을 보임(윤정향, 2005:149). 특히 이러한

경향은 건강보험과 국민연금 가입과 관련하여 많이 발생하게 될 것임.

한편 선행연구에서 연령이 높아질수록 사회보장에 포괄될 가능성은 높은 것으로 나타나고 있다. 특히 공적연금의 경우 그러한 경향을 보이는데(김성숙·강성호, 2004; 석재은, 2003), 이는 연령이 높아질수록 노후의 연금수급에 대한 기대가 커지기 때문으로 설명된다.

또한 학력이 낮을수록, 취업상태가 불안정할수록 사회보험에서 배제될 가능성은 높아진다는 것이 기존 연구의 공통적인 발견이다. 그런데 낮은 인적자본 수준이 그 자체로 사회보험 배제를 야기하는지, 노동시장 구조를 매개로 하는 것인지에 대한 검증은 필요하다.

Ⅲ. 분석 자료 및 방법

1. 분석자료

본 연구는 2007년에 조사된 제 2차 한국복지패널조사 자료를 분석하였다. 본 연구에서는 가구용 조사에서 얻어진 가구원 정보 중에서 사회보험 가입적용 연령(18~60세)에 해당하면서 임금근로자인 가구원 3,790명을 분석에 사용하였다. 단 특수직역종사자는 분석에서 제외하였다. 모든 분석에는 개인표준화단면가중치를 사용하였다.

2. 변수의 측정

먼저 사회보험 배제 변수는 두 가지로 구성된다. 개별 제도에 대한 분석에서는 국민연금, 건강보험, 산재보험, 고용보험 등의 사회보험에의 가입여부(미가입=0, 가입=1)의 4개 변수를 각각 사용하되, 사회보험 배제를 통합적으로 분석하는 구조 모형에서는 네 변수를 측정변수로 한 '사회보장성' 잠재변수를 구조모형에 투입하였다. 특히 이 연구는 임금근로자를 중심으로 하는 것이므로, 국민연금의 경우 사업장가입

여부로 측정하였으며, 형식적인 가입여부보다는 보험료 납입을 중심으로 한 실질가입을 변수화하였다.

노동유연성(고용형태)은 상용직/임시일용직, 직접고용/간접·특수고용, 전일제/시간제, 무기계약/유기계약, 근로지속가능/근로지속불가능의 다섯가지 이분 변수로 구성된다. 다만 개별 제도에 대한 분석에서는 그 중 어느 하나에 해당되는지의 여부로 재측정된 이분변수를 투입하였고, 통합적 분석에서는 다섯 개의 고용형태를 측정변수로 한 노동유연성 잠재변수를 구조모형에 투입하였다.

〈표 1〉 변수의 측정

| 변수 | 측정 | 내용 | 측정 |
|-------------|------------------------------|---------------|--|
| 개인표준 가중치 | | 근로시간형태 | 0=전일제 1=시간제 |
| 연령 | 1=10, 20대 2=30대 3=40대 4=50대 | 근로계약 | 0=무기계약 1=유기계약 |
| 성별 | 0=남성 1=여성 | 근로지속가능 | 0=지속가능 1=지속불가능 |
| 학력 | 1=중졸이하 2=고졸 3=대졸이상 | 고용형태2 | 1=임시일용,간접·특수고용, 시간제,근로지속불가능 중 하나 이상 해당 |
| 건강상태 | 1=매우건강~5=매우건강하지않음 (5점척도) | 사업장규모 (30인기준) | 1=30인미만 0=30인이상 |
| 가구주 여부 | 0=비가구주 1=가구주 | 개인소득 | 로그취한 값 |
| 업종 | 1=건설운수, 도소매, 숙박, 음식업 0=기타 | 연금가입여부 | 0=미가입 1=가입 |
| 직종 | 1=단순노무, 서비스 및 판매직 0=기타 | 산재가입여부 | 0=미가입 1=가입 |
| 임시일용직 | 0=상용직 1=임시일용직 | 고용보험가입여부 | 0=미가입 1=가입 |
| 간접특수 고용 | 0=직접고용 1=간접특수 | 건강보험가입여부 | 0=미가입 1=가입 |

사업장규모는 30인 미만 사업장과 30인 이상 사업장으로 이분변수화하여 분석에 투입하였다. 또한 분석의 간결함을 위해 업종과 직종을 간단히 이분변수로 조작화하였다. 업종의 경우 건설·운수·도소매·숙박·음식업과 기타업종으로 이분화하고, 기타업종을 기준변수로 설정하였다. 직종의 경우에는 서비스·도소매·판매·단순노

무직과 기타직종으로 더미변수화하고, 기타직종을 기준변수로 설정하였다.

근로소득은 지난 1년간 본인의 근로소득으로 측정된다. 사회보험은 기본적으로 본인의 소득에 보험료를 부과하는 구조로 되어 있으므로 가구총소득이 아닌 개인의 총소득을 보는 것이 타당하다. 본인소득은 로그 변환한 값을 측정변수로 구조 모형에 투입하였다.

마지막으로 인구사회학적 요인으로서 성(남성=0, 여성=1), 연령(10,20대=1, 30대=2, 40대=3, 50대=4), 교육수준(중졸이하=1, 고졸=2, 대졸이상=3), 가구주 여부(가구주=0, 비가구주=1), 주관적 건강상태를 투입하였다. 주관적 건강상태는 '아주 건강하다(1), 건강한 편이다(2), 보통이다(3), 건강하지 않은 편이다(4), 건강이 아주 안좋다(5)로 구성된 5점 서열변수이다.

3. 분석방법

이 연구에서는 Mplus 프로그램을 사용하여 개별 제도에 대한 가입 여부 분석에는 경로분석을, 통합적인 사회보험 배제 분석은 구조방정식모형(Structural Equation Model) 분석을 수행하였으며, 매개효과를 함께 분석하였다. 이하 모든 분석결과는 가중치를 반영한 값이다.

IV. 분석결과

1. 기초통계치

주요변수들의 빈도는 <표 2>에 제시되어 있다.

<표 2> 변수의 빈도

| 변수명 | 범주 | 빈도 (비율) | 변수명 | 범주 | 빈도(비율) |
|----------------------|---------------|-------------|----------------|-------------|-------------|
| 성별 | 남성 | 2681 (61.1) | 사업장규모1 | 1-4명 | 864 (20.0) |
| | 여성 | 1709 (38.9) | | 5-9명 | 651 (15.0) |
| 교육수준 | 중졸이하 | 710 (16.2) | | 10-29명 | 717 (16.6) |
| | 고졸 | 2063 (47.0) | | 30-99명 | 639 (14.8) |
| | 대졸이상 | 1617 (36.8) | | 100-999명 | 714 (16.5) |
| 연령 | 18세 이상-29세 이하 | 873 (19.9) | 1000명 이상 | 744 (17.2) | |
| | 30세 이상-39세 이하 | 1644 (37.5) | 사업장규모2 | 30인미만 | 2232 (50.9) |
| | 40세 이상-49세 이하 | 1258 (28.7) | | 30인이상 | 2157 (49.1) |
| | 50세 이상-59세 이하 | 615 (14.0) | 고용형태(복합) | 0 (해당하지 않음) | 2208 (52.0) |
| 가구주 여부 | 가구주 | 2556 (58.2) | | 1 (하나에 해당) | 990 (23.3) |
| | 비가구주 | 1833 (41.8) | | 2 (두개에 해당) | 557 (13.1) |
| 가구소득 (중위소득 60%기준) | 일반 | 3985 (90.8) | | 3 (세개에 해당) | 334 (7.9) |
| | 저소득층 | 404 (9.2) | | 4 (네개에 해당) | 152 (3.6) |
| 경제활동참가형태 | 상용직 | 3100 (70.6) | 5 (모두 해당) | 8 (.2) | |
| | 임시직 | 719 (16.4) | 국민연금 | 가입 | 2883 (68.9) |
| 일용직 | 570 (13.0) | 가입여부(직장) | | 비가입 | 1304 (31.1) |
| 고용관계 | 직접고용 | | 3827 (88.8) | 건강보험 가입여부 | 가입 |
| | 간접고용 | 277 (6.4) | 비가입 | | 89 (2.0) |
| | 특수고용 | 205 (4.8) | 산재보험 가입여부 | 가입 | 2728 (64.0) |
| 계약여부 | 무기계약 | 3235 (75.8) | | 비가입 | 1537 (36.0) |
| | 유기계약 | 1031 (24.2) | 고용보험 가입여부 | 가입 | 2741 (64.3) |
| 근로지속가능여부 | 근로지속가능 | 3369 (79.0) | | 비가입 | 1521 (35.7) |
| | 근로지속불가능 | 897 (21.0) | 사회보험적용 (복합) | 모두 배제 | 17 (0.4) |
| 근무시간형태 | 전일제 | 4126 (94.5) | | 1개 적용 | 1134 (27.8) |
| | 시간제 | 240 (5.5) | | 2개 적용 | 263 (6.4) |
| 건강상태 | 5점척도 평균값 | | | 3개 적용 | 96 (2.3) |
| | | 2.15 | | 모두 적용 | 2567 (63.0) |

다음은 변수들의 관계를 구체적으로 파악하기 위해 변수들간의 교차분석 결과를 제시하였다. 먼저 고용형태에 따른 사회보험 가입실태(<표 3>)를 보면, 일용직, 특수고용, 시간제, 근로지속불가능직에서의 제도 미가입이 크게 두드러지게 나타나고 있다.

사업장규모에 따른 사회보험가입의 경우 국민연금 미가입율이 30인미만 사업장에서 58.4%로 30인 이상 사업장의 15.9%보다 무려 4배 수준이다. 이러한 경향은 고용보험과 건강보험에서도 마찬가지로 나타난다. 사업장 규모를 좀더 세분화해서 살펴보면 아래의 <그림 1>과 같다. 사업장 규모에 따른 사회보험 미가입 수준의 차이는 100인 이상 사업장 이상부터 사라진다.

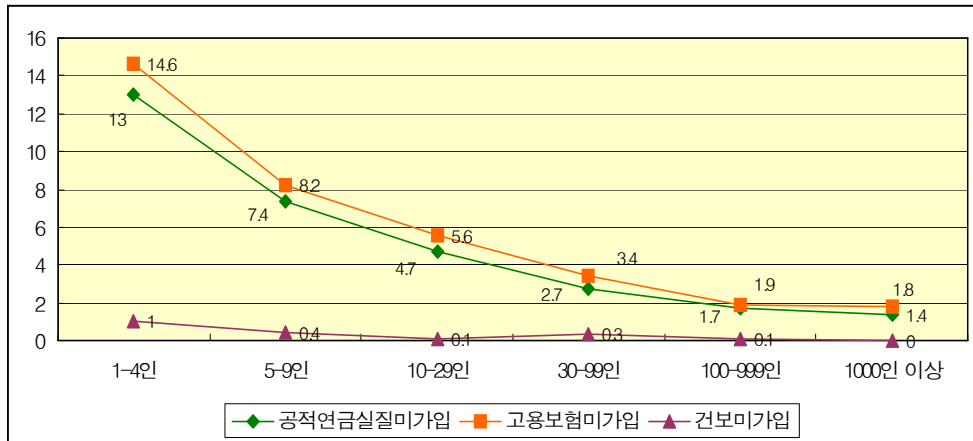
<표 3> 고용형태, 사업장규모, 업·직종과 사회보험가입간의 교차분석

(단위: %)

| | | | 국민연금 | | 고용보험 | | 건강보험 | |
|------------|-----------|-----------------|-------------|-------------|-------------|------------|------------|------|
| | | | 미납 | 납부 | 미가입 | 가입 | 미가입 | 가입 |
| 1. 고용형태 | a. 상용직여부 | 상용직 | 14.9 | 85.1 | 18.9 | 81.1 | 0.9 | 99.1 |
| | | 임시직 | 62.5 | 37.5 | 69.6 | 30.4 | 2.4 | 97.6 |
| | | 일용직 | 85.0 | 15.0 | 92.3 | 7.7 | 7.5 | 92.5 |
| | b. 고용관계 | 직접고용 | 28.3 | 71.7 | 31.7 | 68.3 | 2.0 | 98.0 |
| | | 간접고용 | 45.7 | 54.3 | 47.5 | 52.5 | 1.8 | 98.2 |
| | | 특수고용 | 66.2 | 33.8 | 94.9 | 5.1 | 2.9 | 97.1 |
| | c. 근로시간형태 | 전일제 | 28.4 | 71.6 | 33.0 | 67.0 | 1.7 | 98.3 |
| | | 시간제 | 80.3 | 19.7 | 84.5 | 15.5 | 7.5 | 92.5 |
| | d. 근로계약여부 | 무기계약 | 27.5 | 72.5 | 32.5 | 67.5 | 1.9 | 98.1 |
| | | 유기계약 | 39.7 | 60.3 | 42.1 | 57.9 | 2.0 | 98.0 |
| e. 근로지속가능성 | 가능 | 20.5 | 79.5 | 24.4 | 75.6 | 1.1 | 98.9 | |
| | 불가능 | 70.0 | 30.0 | 77.0 | 23.0 | 5.2 | 94.8 | |
| 2. 사업장 규모 | < 30인 미만 | | 58.4 | 41.6 | 56.1 | 43.9 | 3.0 | 97.0 |
| | ≥ 30인 이상 | | 15.9 | 84.1 | 15.2 | 84.8 | 1.1 | 98.9 |
| 3. 업종 직종 | 업종 | 건설운수·도소매·숙박·음식업 | 55.2 | 44.8 | 53.7 | 46.3 | 3.5 | 96.5 |
| | | 그 외 업종 | 28.1 | 71.9 | 26.1 | 73.9 | 1.3 | 98.7 |
| | 직종 | 단순노무, 서비스 및 판매직 | 65.1 | 34.9 | 63.3 | 36.7 | 4.4 | 95.6 |
| | | 그 외 직종 | 21.8 | 78.2 | 20.6 | 79.4 | 0.7 | 99.3 |

[그림 1] 사업장 규모에 따른 사회보험 미가입 실태

(단위: %)



한편 업종과 직종에 따라서도 사회보험 가입율은 크게 다르게 나타난다. <표 4>의 하단을 보면 건설·운수·도소매·숙박·음식업종에서의 제도 미가입 비율은 그 외 업종에 비해 2배 이상, 단순노무·서비스 및 판매직종에서의 제도 미가입 비율은 그 외 직종에 비해 3배 이상 높다.

이번에는 사업장 규모와 업종 및 직종에 따라 비정규직의 활용 정도에 차이가 있는가를 살펴보기로 하자. 아래 <표 4>에서 사업장 규모에 따른 고용형태를 보면, 30인 미만 사업장의 임시일용직 비율(43%)과 근로지속불가능한 고용비율(31.6%)은 30인 이상 사업장의 3배에 달한다. 시간제 근로자의 경우 절대비율이 높지는 않지만 역시 소규모사업장에서 3배 이상 더 크게 나타난다(8.4% 대 2.5%). 반면 간접·특수고용과 유기계약은 사업장규모에 따라 별다른 차이가 없다.

〈표 4〉 사업장규모, 업·직종과 고용형태간의 교차분석

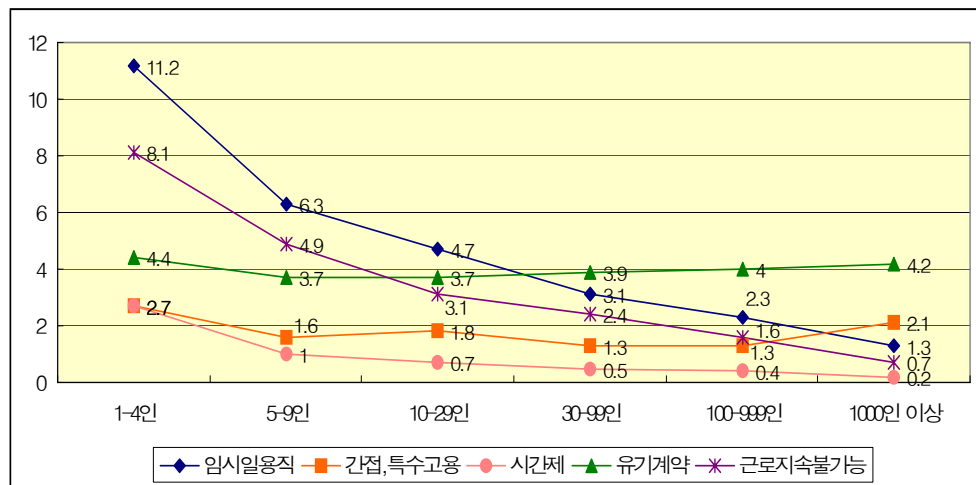
(단위: %)

| | | 고용형태 | | | | | | | | | |
|--------|-----------------|-------|-------|--------|-------|------|-----|------|------|---------|------|
| | | 상용직여부 | | 직접고용여부 | | 근로시간 | | 근로기간 | | 근로지속가능성 | |
| | | 상용 | 임시·일용 | 직접 | 간접·특수 | 전일제 | 시간제 | 무기계약 | 유기계약 | 가능 | 불가능 |
| 사업장 규모 | < 30인 미만 | 56.9 | 43.1 | 88.4 | 11.6 | 91.6 | 8.4 | 76.7 | 23.3 | 68.4 | 31.6 |
| | ≥ 30인 이상 | 84.8 | 15.2 | 89.7 | 10.3 | 97.5 | 2.5 | 75.0 | 25.0 | 89.6 | 10.4 |
| 업종 | 건설운수·도소매·숙박·음식업 | 56.6 | 43.4 | 84.9 | 15.1 | 93.5 | 6.5 | 73.7 | 26.3 | 68.1 | 31.9 |
| | 그 외 업종 | 78.1 | 21.9 | 91.2 | 8.8 | 95.1 | 4.9 | 77.0 | 23.0 | 84.7 | 15.3 |
| 직종 | 단순노무, 서비스 및 판매직 | 48.6 | 51.4 | 82.3 | 17.7 | 90.1 | 9.9 | 71.2 | 28.8 | 61.9 | 38.1 |
| | 그 외 직종 | 75.4 | 36.6 | 92.9 | 7.1 | 97.0 | 3.0 | 78.4 | 21.6 | 88.4 | 11.6 |

사업장 규모를 좀더 세분화하여 보면, 전체 고용대비 임시일용직, 시간제, 근로지속 불가능한 고용 비율은 사업체규모가 클수록 확연히 줄어드는 경향을 보이는 반면, 간접·특수고용, 유기계약 비율은 사업체 규모에 큰 관련이 없거나 오히려 사업체 규모가 커짐에 따라 약간 증가하는 양상을 보인다.

[그림 2] 사업장 규모에 따른 고용형태 분포 실태

(단위: %)



업종과 직종에 따른 고용형태의 경우 건설·운수, 도소매, 숙박음식 관련 업종과, 단순노무, 서비스 및 판매 관련 직종은 그 외의 업종이나 직종에 비해 임시일용직 비율과 근로지속불가능한 고용비율이 거의 2배 수준이다. 또한 간접·특수고용 비율 역시 업종·직종에 따라 큰 차이를 보이고 있는데, 이는 사업장 규모에 따른 고용형태에서의 분포와 확연히 다른 점이다.

<표 5>는 업종과 직종별 사업장 규모를 보여준다. 건설·운수, 도소매, 숙박음식 관련 업종과, 단순노무, 서비스 및 판매 관련 직종은 그 외의 업종이나 직종에 비해 30인 미만 사업장 규모에서 근무하는 근로자 비율이 66.4%, 66.8% 으로서, 이들 업종과 직종은 소규모 사업장이 구조적으로 많음을 의미한다.

<표 5> 업종, 직종별 사업장 규모

| | | 사업장 규모 | |
|----|-----------------|---------|---------|
| | | >30인 미만 | ≤30인 이상 |
| 업종 | 건설운수·도소매·숙박·음식업 | 66.4 | 33.6 |
| | 그 외 업종 | 42.6 | 57.4 |
| 직종 | 단순노무, 서비스 및 판매직 | 66.8 | 33.2 |
| | 그 외 직종 | 41.8 | 58.3 |

주: 업종 내에서의 해당 사업장 규모 비율임.

마지막으로 사업장규모와 고용형태를 동시에 고려한 제도 가입 비율 교차분석(<표 6>)을 통해서는 두 가지 중요한 사실을 발견할 수 있다. 첫째, 30인 미만 소규모 사업장은 30인 이상 사업장에 비해 상용직, 직접고용, 전일제, 무기계약직, 근로지속가능직의 사회보험 미가입 비율이 훨씬 높은 것으로 나타났다. 30인 미만 사업장의 정규직은 30인 미만 사업장의 정규직에 비해 각 제도에의 미가입 비율이 3~4배 이상이다. 둘째, 임시일용직, 간접·특수고용, 시간제, 유기계약직, 근로지속불가능직의 사회보험 미가입 비율 역시 30인 미만 소규모 사업장에서 30인 이상 사업장보다 크게 나타났다. 즉 전체적으로 보면 정규직이 비정규직보다 사회보험 가입률이 높지만, 소규모 사업장에서는 정규직이더라도 사회보험에서 배제되는 비율이 높으며, 30인 이상 사업장에서는 비정규직의 사회보험 미가입 비율이 상대적으로 낮다는 것이다.

〈표 6〉 고용형태와 사업장규모를 동시에 고려한 사회보험 제도 미가입 비율
(단위: %)

| 고용형태 | 제도/사업장규모 | 국민연금 미가입 비율 | | 고용보험 미가입 비율 | | 건강보험 미가입 비율 | |
|-----------------|----------|-------------|--------|-------------|--------|-------------|--------|
| | | 30인 미만 | 30인 이상 | 30인 미만 | 30인 이상 | 30인 미만 | 30인 이상 |
| 1. 상용직여부 | 상용 | 36.2 | 8.0 | 35.5 | 7.3 | 1.2 | 0.8 |
| | 임시일용 | 87.7 | 55.6 | 86.0 | 59.0 | 5.5 | 1.7 |
| | 전체 | 58.4 | 14.7 | 56.1 | 14.4 | 3.1 | 0.9 |
| 2. 직접고용여부 | 직접 | 54.8 | 10.7 | 52.8 | 10.2 | 3.2 | 0.7 |
| | 간접특수 | 86.1 | 51.5 | 81.8 | 53.2 | 2.1 | 2.5 |
| | 전체 | 58.4 | 14.6 | 56.1 | 14.4 | 3.1 | 0.9 |
| 3. 근로시간 | 전일제 | 55.5 | 13.3 | 53.1 | 13.3 | 2.5 | 0.9 |
| | 시간제 | 89.7 | 70.6 | 91.1 | 63.3 | 9.0 | 2.0 |
| | 전체 | 58.4 | 14.7 | 56.1 | 14.5 | 3.1 | 0.9 |
| 4. 계약기간 | 무기계약 | 53.8 | 11.7 | 52.4 | 11.6 | 2.9 | 1.0 |
| | 유기계약 | 69.0 | 23.0 | 64.7 | 22.3 | 3.3 | 0.8 |
| | 전체 | 57.3 | 14.5 | 55.1 | 14.2 | 3.0 | 0.9 |
| 5. 근로지속 가능여부 | 근로지속가능 | 43.3 | 10.6 | 42.7 | 10.0 | 1.7 | 0.6 |
| | 근로지속불가능 | 87.6 | 51.0 | 84.8 | 53.5 | 5.7 | 3.0 |
| | 전체 | 57.3 | 14.5 | 55.1 | 14.2 | 3.0 | 0.9 |

주: 각 수치는 해당고용형태 내에서의 비율을 의미함. 예, 가장 왼쪽 맨 위의 셀의 수치 36.2%는 30인 미만 사업장에 종사하는 상용직 중에서 국민연금이 가입하지 않은 근로자 비율임.

요컨대 소규모 사업장은 상대적으로 비정규 고용을 더 많이 활용하는 경로를 통해 높은 사회보험 배제를 보이는 동시에(매개효과), 소규모 사업장 고용 그 자체로도 사회보험 배제를 가져올 수 있을 것으로 볼 수 있다(직접효과).

2. 개별 사회보험 제도에 대한 경로분석

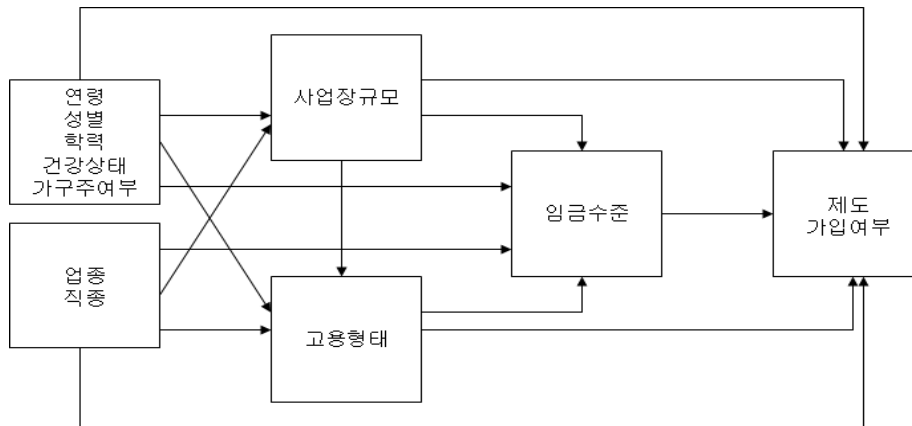
가. 연구모형

상기한 교차분석 결과를 근거로, 본 연구의 분석모형을 <그림 3>과 같이 구성하였다³⁶⁾. 연구모형을 요약해보면, 개인적 요인들과 업종과 직종, 사업장 규모, 고용형

36) 여기서는 모형의 간략화를 위해 개인적 속성이 업종과 직종에 영향을 미치는 경로는 생략하였다. 그러나 이들 경로를 설정한 모형에서, 연령, 학력, 성별, 건강상태 등의 개인적 요인은 직종과 업종에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 때 다른 경로들의 대체적인 결과는 별로 달라지지 않았다.

데, 임금수준 변수 간에 경로적 관계가 설정되며, 이들 요인들이 모두 각각 사회보험 제도 가입 여부에 직접적인 영향을 미칠 것으로 설정하였다. 이를 구체적으로 살펴보면, 먼저 인적자본 수준이 낮을수록 제도 가입에 부정적인 영향을 미칠 것이다. 둘째, 사업장 규모는 근로자 개인의 인적자본 수준과 업종·직종의 영향을 받을 수 있으며, 소규모 사업장일수록 국민연금, 고용보험, 건강보험에의 가입에 부정적인 영향을 미칠 것이다. 셋째, 고용형태-비정규직 여부는 개인적 요인과 업종 및 직종, 사업장 규모의 영향을 받으며, 임금수준과 사회보험 가입에 영향을 미칠 것이다. 그렇다면 이 중에서 제도 가입여부를 가장 잘 설명하는 경로는 무엇인가? 임금수준인가, 고용형태인가 혹은 사업장 규모인가? 제도 간에는 어떤 차이가 있을 것인가? 본 연구에서 설정한 노동시장 구조들 간의 경로적 관계가 유의미하게 검증될 것인가? 이처럼 개별 사회보험 제도에 대한 경로분석에서는 일단 모든 변수들의 직접적인 효과를 중심으로 살펴보고, 각 변수들이 다른 노동시장 구조에 의해 매개되는가에 대한 검증은 다음 절에서 수행하도록 한다.

[그림 3] 연구모형1 : 개별 사회보험 배제



나. 분석 결과

모형의 적합도를 평가하기 위해 본 논문에서는 표본크기에 영향을 덜 받고, 모형의 간명성이 고려되며, 경험적으로 충분한 해석기준을 가져야 한다는 기준을 충족하는 적합도 지수 RMSEA, NNFI(TLI), CFI을 사용하도록 한다. 일반적으로 RMSEA<.05이면 좋은 적합도, RMSEA<.08이면 괜찮은 적합도, RMSEA<.10이면 보통 적합도, RMSEA>.10 이상이면 나쁜 적합도로 논의되며, CFI, TLI의 경우 .90 이상이면 좋은 적합도로 평가된다. 국민연금과 고용보험, 건강보험에의 실질가입을 종속변수로 하는 세 모형에서 모두 TLI=1.00, CFI=1.00, RMSEA=0.00으로 모형적합도가 매우 우수한 것으로 나타났다.

〈표 7〉 경로모형의 효과분해 :표준화계수

| 경로 | 국민연금 가입 (미가입=0) | | | 고용보험 가입 (미가입=0) | | | 건강보험 가입(미가입=0) | | |
|----------------------------|-----------------|-------|----------|-----------------|-------|----------|----------------|-------|----------|
| | Estimates | S.E | t값 | Estimates | S.E | t값 | Estimates | S.E | t값 |
| 연령 → 제도 가입 | -0.028 | 0.043 | -0.652 | 0.041 | 0.044 | 0.928 | 0.124 | 0.056 | 2.222* |
| 성별 → 제도 가입 | -0.248 | 0.096 | -2.581* | -0.339 | 0.097 | -3.478* | -0.363 | 0.110 | -3.305* |
| 학력 → 제도 가입 | 0.117 | 0.062 | 1.894 | 0.116 | 0.064 | 1.816 | 0.197 | 0.082 | 2.391* |
| 건강상태 → 제도 가입 | 0.029 | 0.047 | 0.610 | 0.034 | 0.048 | 0.699 | -0.320 | 0.058 | -5.482* |
| 가구주여부 → 제도 가입 | -0.075 | 0.097 | -0.780 | -0.089 | 0.100 | -0.887 | -0.746 | 0.119 | -6.251* |
| 업종 → 제도 가입 | -0.116 | 0.076 | -1.525 | -0.112 | 0.078 | -1.424 | -0.282 | 0.113 | -2.492* |
| 직종 → 제도 가입 | -0.366 | 0.080 | -4.561* | -0.435 | 0.084 | -5.173* | -0.226 | 0.123 | -1.836 |
| 사업장규모 → 제도 가입 | -0.657 | 0.058 | -11.319* | -0.679 | 0.060 | -11.303* | 0.104 | 0.077 | 1.356 |
| 고용형태 ¹⁾ → 제도 가입 | -0.903 | 0.064 | -14.201* | -0.938 | 0.067 | -14.051* | -0.133 | 0.070 | -1.893 |
| 임금수준 → 제도 가입 | -0.022 | 0.032 | -0.673 | -0.116 | 0.042 | -2.788* | 0.379 | 0.072 | 5.244* |
| 연령 → 임금수준 | 0.067 | 0.015 | 4.454* | 0.073 | 0.014 | 5.180* | 0.067 | 0.015 | 4.457* |
| 성별 → 임금수준 | -0.236 | 0.036 | -6.644* | -0.261 | 0.033 | -7.935* | -0.237 | 0.036 | -6.649* |
| 학력 → 임금수준 | 0.157 | 0.022 | 6.973* | 0.167 | 0.021 | 7.998* | 0.157 | 0.023 | 6.967* |
| 건강상태 → 임금수준 | -0.076 | 0.015 | -4.961* | -0.062 | 0.014 | -4.460* | -0.076 | 0.015 | -4.961* |
| 가구주여부 → 임금수준 | 0.328 | 0.038 | 8.657* | 0.333 | 0.035 | 9.612* | 0.327 | 0.038 | 8.651* |
| 업종 → 임금수준 | 0.124 | 0.028 | 4.406* | 0.091 | 0.026 | 3.447* | 0.123 | 0.028 | 4.401* |
| 직종 → 임금수준 | -0.178 | 0.031 | -5.819* | -0.153 | 0.028 | -5.383* | -0.178 | 0.031 | -5.814* |
| 사업장규모 → 임금수준 | -0.196 | 0.012 | -16.965* | -0.188 | 0.014 | -13.242* | -0.196 | 0.012 | -16.967* |
| 고용형태 ¹⁾ → 임금수준 | -0.209 | 0.008 | -25.579* | -0.214 | 0.009 | -23.698* | -0.209 | 0.008 | -25.580* |
| 연령 → 고용형태 | 0.063 | 0.030 | 2.110* | 0.054 | 0.030 | 1.783 | 0.063 | 0.030 | 2.112* |
| 성별 → 고용형태 | 0.176 | 0.067 | 2.638* | 0.184 | 0.067 | 2.721* | 0.176 | 0.067 | 2.634* |
| 학력 → 고용형태 | -0.193 | 0.043 | -4.437* | -0.182 | 0.044 | -4.139* | -0.193 | 0.043 | -4.444* |
| 건강상태 → 고용형태 | 0.061 | 0.032 | 1.877 | 0.050 | 0.033 | 1.517 | 0.061 | 0.032 | 1.881 |
| 가구주여부 → 고용형태 | -0.248 | 0.067 | -3.705* | -0.244 | 0.068 | -3.613* | -0.248 | 0.067 | -3.707* |
| 업종 → 고용형태 | 0.283 | 0.056 | 5.076* | 0.292 | 0.057 | 5.140* | 0.283 | 0.056 | 5.069* |
| 직종 → 고용형태 | 0.648 | 0.058 | 11.079* | 0.634 | 0.059 | 10.705* | 0.648 | 0.058 | 11.078* |
| 사업장규모 → 고용형태 | 0.305 | 0.034 | 8.957* | 0.291 | 0.034 | 8.488* | 0.305 | 0.034 | 8.955* |
| 연령 → 사업장규모 | -0.044 | 0.028 | -1.563 | -0.056 | 0.029 | -1.948* | -0.044 | 0.028 | -1.561 |
| 성별 → 사업장규모 | 0.207 | 0.064 | 3.223* | 0.203 | 0.065 | 3.107* | 0.206 | 0.064 | 3.215* |
| 학력 → 사업장규모 | -0.311 | 0.040 | -7.774* | -0.307 | 0.041 | -7.561* | -0.311 | 0.040 | -7.774* |
| 건강상태 → 사업장규모 | 0.101 | 0.030 | 3.372* | 0.091 | 0.031 | 2.984* | 0.101 | 0.030 | 3.369* |
| 가구주여부 → 사업장규모 | -0.014 | 0.065 | -0.210 | -0.009 | 0.066 | -0.139 | -0.014 | 0.065 | -0.213 |
| 업종 → 사업장규모 | 0.494 | 0.052 | 9.436* | 0.511 | 0.053 | 9.600* | 0.494 | 0.052 | 9.438* |
| 직종 → 사업장규모 | 0.290 | 0.056 | 5.214* | 0.269 | 0.057 | 4.760* | 0.291 | 0.056 | 5.218* |

주: 여기에서 고용형태는 비정규직 여부를 나타내는 이분변수로서, 임시·일용직, 간접특수고용, 시간제, 근로지속불가능 중 어느 하나에 해당하면 1, 그렇지 않으면 0으로 측정됨.

분석 결과 제도 가입에 가장 영향력이 큰 경로 순으로 나열하면 다음과 같다. 국민연금과 고용보험 가입에 대해서는 고용형태 > 사업장규모 > 직종 > 성별 순이며, 건강보험 가입에 대해서는 가구주여부 > 임금수준 > 성별 > 건강상태 > 업종 > 연령순으로 나타나고 있다.

한편 개인변수들이 사업장규모, 고용형태, 임금수준에 미치는 영향은 세 모델에서 거의 유사하게 나타나는 반면, 각 변수들이 제도가입에 미치는 경로의 통계적 유의미성은 건강보험과 다른 제도(국민연금, 고용보험)간에 크게 차이가 난다. 학력이나 업종의 제도가입에 대한 직접적인 경로가 통계적으로 유의하지 않다는 것이 그 변수가 영향을 미치지 않음을 의미하지는 않는다. 오히려 이들 변수가 다른 노동시장 구조 변수들을 통해 매개되는지를 확인할 필요가 있다. 이에 대한 자세한 검증은 구조모형분석에서 다루도록 한다.

다만 임금수준은 다른 변수를 매개하지 않고 제도가입과 관련을 맺기 때문에 여기에서 언급할 필요가 있다. 특히 임금수준이 제도가입에 미치는 영향은 제도에 따라 큰 차이를 보인다. 국민연금의 경우 임금수준은 제도에의 실질가입(직장가입)에 유의한 영향을 미치지 않고, 고용보험의 경우는 임금수준이 어느 정도 영향을 미치지만 그 정도는 다른 고용구조적 변수들-고용형태, 사업장규모, 직종-에 비해 작다. 반면 건강보험에서는 소득수준이 가입여부에 가구주 여부 다음으로 큰 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다.

3. 구조모형 분석

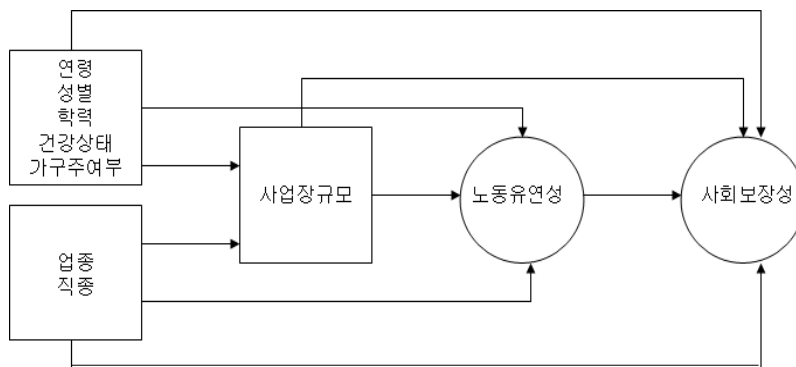
가. 연구모형

여기서는 사회보험 제도에 대한 배제를 총체적으로 분석하고자 한다. <그림 3>에 나타난 구조모형은 이전 단계에서 수행했던 개별 제도에 대한 경로모형과 매우 유사하지만, 고용형태를 노동유연성이라는 잠재변수로, 각 제도가입을 사회보장성이라는 잠재변수로 구조화한 점이 가장 큰 차이점이다. 이러한 측정모형의 설정이 적합

한가를 평가하기 위한 요인분석을 먼저 수행하도록 한다. 또한 경로모형에 포함되었던 임금수준의 경우, 국민연금 가입 분석에서 제도가입에 미치는 영향이 유의미하지 않게 나타났고, 구조모형에서 임시일용직 변수와 높은 상관관계를 나타내는 것으로 나타나 제외하였다.

연구모형을 요약하면 개인적 요인들과 업종과 직종, 사업장 규모, 노동유연성, 임금수준 변수간에 경로적 관계가 설정되며, 이들 요인들이 모두 각각 사회보험 제도 가입 여부에 직접적인 영향을 미칠 뿐만 아니라 각 경로를 매개로 하는 간접적 영향이 있을 것임을 보여준다. 이를 구체적으로 살펴보면, 먼저 낮은 인적자본의 보유와 특정 업종·직종에서의 근로는 그 자체로 국민연금, 고용보험, 건강보험에의 가입에 부정적인 영향을 미칠 수도 있지만, 소규모 사업장에 근무할 가능성과 비정규 고용형태, 저임금을 가져올 가능성이 높아 궁극적으로 사회보험 미가입을 초래할 수도 있다. 둘째, 사업장 규모도 그 자체로 제도 가입 여부에 유의미한 영향을 미칠 것이지만, 또한 노동유연성이나 임금수준 등을 매개로 제도 가입에 영향을 미칠 수 있다. 그렇다면 사회보험 배제에 미치는 각 변수들의 직접적 효과와 노동시장 구조들 간의 매개효과는 어떠한가를 검증해야 할 것이다.

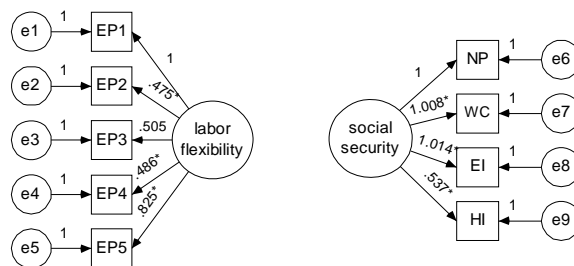
[그림 4] 연구모형2 : 개별 사회보험 배제



나. 노동유연성과 사회보장성 변수에 대한 확인적 요인분석

구조모형을 분석하기에 앞서 모형의 측정변인들이 이론적 개념(잠재변인)을 얼마나 잘 반영하고 있는가를 측정모형에 대한 요인분석을 통해 살펴보았다. 이분형 변수들로 요인분석을 하는 경우 Mplus에서는 최대우도법(Maximum Likelihood; ML)이 아닌 WLS (Weighted least square)로 추정하게 된다. 노동유연성 측정모형에 대한 적합도 지수는 TLI=.981, CFI=.988, RMSEA=.044, 사회보장성 측정모형에 대한 적합도 지수는 TLI=.996, CFI=.999, RMSEA=.042로 비교적 적합한 것으로 평가되었으며, 요인분석 결과는 <그림 5>에 요약되었다. 모든 요인계수의 t값이 $p < .01$ 수준에서 유의미하게 나타났다.

[그림 5] 노동유연성과 사회보장성



주: EP1=임시일용직, EP2=간접·특수고용, EP3=시간제고용, EP4=유기계약, EP5=근로지속불가능
NP=국민연금(직장), WC=산재보험, EI=고용보험, HI=건강보험, 표시된 수치는 표준화계수값임.

다. 분석 결과

먼저 구조모형이 경험적 자료를 잘 반영하는지에 대한 적합도지수를 살펴본 결과 RMSEA = 0.00으로 매우 좋은 적합도를 보였다. 이에 구조모형 분석결과에서 나타난 개별 경로계수는 <표 8>에 제시한 바와 같이 나타났다. 특히 사회보장성에 영향을 미치는 9개의 경로 중에서 가장 영향력이 큰 경로는 [사업장규모→사회보장성] 경로로 -1.622로 나타났다. [노동유연성→사회보장성]의 경로는 -1.134, [직종→사회보장성]의 경로는 -1.096이었다³⁷⁾.

<표 8> 구조모형의 효과분해 :표준화계수

| | 경로 | 사회보장성 | | | 경로 | 사회보장성 | | |
|---------------------|-----------------|-----------|-------|---------|---------------|-----------|-------|---------|
| | | Estimates | S.E | t값 | | Estimates | S.E | t값 |
| 잠재 변수 → 요인 | 사회보장성 → 국민연금 | 1.000 | 0.000 | 0.000 | 연령 → 노동유연성 | 0.009 | 0.076 | 0.124 |
| | 사회보장성 → 산재보험 | 3.613 | 0.792 | 4.561* | 성별 → 노동유연성 | 0.235 | 0.175 | 1.342 |
| | 사회보장성 → 고용보험 | 1.747 | 5.260 | 0.332 | 학력 → 노동유연성 | -0.662 | 0.144 | -4.610* |
| | 사회보장성 → 건강보험 | 0.086 | 0.019 | 4.547* | 건강상태 → 노동유연성 | 0.232 | 0.090 | 2.563* |
| | 노동유연성 → 임시·일용 | 1.000 | 0.000 | 0.000 | 가구주여부 → 노동유연성 | -0.490 | 0.193 | -2.539* |
| | 노동유연성 → 간접·특수고용 | 0.194 | 0.032 | 5.986* | 업종 → 노동유연성 | 0.773 | 0.170 | 4.556* |
| | 노동유연성 → 시간제 | 0.265 | 0.052 | 5.128* | 직종 → 노동유연성 | 1.428 | 0.251 | 5.682* |
| | 노동유연성 → 유계약 | 0.123 | 0.019 | 6.606* | 사업장규모 → 노동유연성 | 0.686 | 0.122 | 5.630* |
| | 노동유연성 → 근로지속불가능 | 0.501 | 0.080 | 6.291* | 연령 → 사업장규모 | -0.062 | 0.029 | -2.149* |
| | 연령 → 사회보장성 | -0.089 | 0.116 | -0.772 | 성별 → 사업장규모 | 0.181 | 0.060 | 3.025* |
| | 성별 → 사회보장성 | -0.966 | 0.272 | -3.554* | 학력 → 사업장규모 | -0.324 | 0.037 | -8.658* |
| | 학력 → 사회보장성 | -0.033 | 0.160 | -0.208 | 건강상태 → 사업장규모 | 0.091 | 0.029 | 3.163* |
| | 건강상태 → 사회보장성 | 0.120 | 0.130 | 0.926 | 가구주여부 → 사업장규모 | -0.009 | 0.062 | -0.143 |
| | 가구주여부 → 사회보장성 | -0.354 | 0.270 | -1.311 | 업종 → 사업장규모 | 0.496 | 0.048 | 10.446* |
| | 업종 → 사회보장성 | -0.272 | 0.204 | -1.337 | 직종 → 사업장규모 | 0.259 | 0.051 | 5.028* |
| | 직종 → 사회보장성 | -1.096 | 0.254 | -4.320* | | | | |
| | 사업장규모 → 사회보장성 | -1.622 | 0.218 | -7.434* | | | | |
| | 노동유연성 → 사회보장성 | -1.134 | 0.207 | -5.471* | | | | |

그렇다면 각 변수의 간접효과는 어떠한가? 아래 <표 9>를 보면, 학력, 건강상태, 업종 변수에서 간접효과가 유의하게 나타남으로써, 이들 변수의 영향이 노동시장의 고용구조에 의해 완전매개됨을 보여주고 있다. 특히 업종 변수의 경우, 직접효과는 통계적으로 유의하지 않으나, 총간접효과의 크기는 매우 크게 나타나고 있다. 표에는 제시되지 않았으나 세부적인 매개경로를 보면 [업종→사업장규모→사회보장성] 경로의 간접효과가 -0.805, [업종→노동유연성→사회보장성] 경로의 간접효과는

37) 여기서 제시된 수치는 표준화계수이다. 동일한 종속변수에 영향을 주는 변수가 2개 이상이고 이 변수들이 서로 상관이 있는 것으로 모형에서 설정되었다면 표준화 계수는 수학적으로 1이 넘을 수 있다.

-0.877, [업종→사업장규모→노동유연성→사회보장성] 경로의 간접효과는 -0.386이다. 한편 직종과 성별, 사업장규모는 부분매개효과를 보였으며, 특히 직종은 직접효과뿐만 아니라 간접효과도 높게 나타났다.

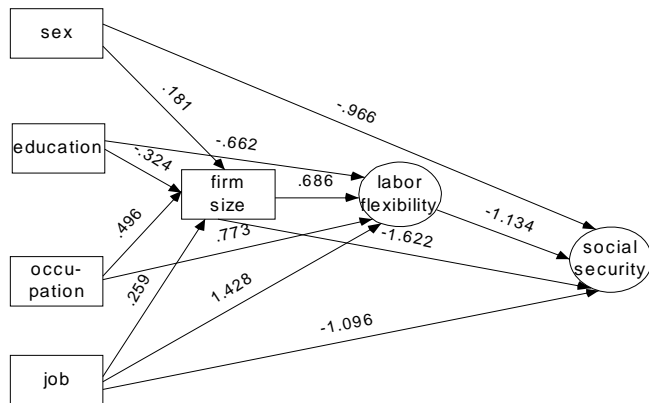
그 외에 다른 변수들의 간접효과의 매개경로별로 영향을 살펴보면 다음과 같다. 성별의 경우 [성별→사업장규모→사회보장성] 경로의 간접효과가 -0.293, [성별→사업장규모→노동유연성→사회보장성] 경로의 간접효과는 -0.141이다. 학력의 경우 [학력→사업장규모→사회보장성] 경로의 간접효과가 0.525, [학력→노동유연성→사회보장성] 경로의 간접효과가 0.750, [학력→사업장규모→노동유연성→사회보장성] 경로의 간접효과는 0.252이다. 건강상태의 경우 [건강상태→사업장규모→사회보장성] 경로의 간접효과가 -0.148, [건강상태→노동유연성→사회보장성] 경로의 간접효과가 -0.263, [건강상태→사업장규모→노동유연성→사회보장성] 경로의 간접효과는 -0.071이다. 가구주의 경우 [가구주→노동유연성→사회보장성] 경로의 간접효과만이 0.556으로 유의한 수준으로 나타났으나, 총효과는 통계적으로 유의하지 않았다.

〈표 9〉 직접·간접 및 총효과 분해

| 경로 | 사회보장성 | | | | | | | | | 매개 효과 |
|---------------|-----------|-------|---------|---------------|-------|---------|---------------|-------|---------|-------|
| | 직접효과 | | | 간접효과 | | | 총효과 | | | |
| | Estimates | S.E | t값 | Estimates | S.E | t값 | Estimates | S.E | t값 | |
| 연령 → 사회보장성 | -0.089 | 0.116 | -0.772 | 0.138 | 0.112 | 1.230 | 0.048 | 0.134 | 0.361 | - |
| 성별 → 사회보장성 | -0.966 | 0.272 | -3.554* | -0.701 | 0.249 | -2.809* | -1.667 | 0.321 | -5.194* | 부분 매개 |
| 학력 → 사회보장성 | -0.033 | 0.160 | -0.208 | 1.527 | 0.236 | 6.458* | 1.494 | 0.238 | 6.269* | 완전 매개 |
| 건강상태→사회보장성 | 0.120 | 0.130 | 0.926 | -0.482 | 0.124 | -3.878* | -0.361 | 0.142 | -2.538* | 완전 매개 |
| 가구주여부 → 사회보장성 | -0.354 | 0.270 | -1.311 | 0.577 | 0.251 | 2.303* | 0.224 | 0.301 | 0.744 | - |
| 업종 → 사회보장성 | -0.272 | 0.204 | -1.337 | -2.068 | 0.313 | -6.600* | -2.340 | 0.345 | -6.778* | 완전 매개 |
| 직종 → 사회보장성 | -1.096 | 0.254 | -4.320* | -2.240 | 0.328 | -6.827* | -3.336 | 0.445 | -7.490* | 부분 매개 |
| 사업장규모 → 사회보장성 | -1.622 | 0.218 | -7.434* | -0.778 | 0.123 | -6.333* | -2.399 | 0.293 | -8.184* | 부분 매개 |
| 노동유연성 → 사회보장성 | -1.134 | 0.207 | -5.471* | - | - | - | -1.134 | 0.207 | -5.471* | - |

요컨대 성별은 사업장 규모, 고용형태에 영향을 미치고 이들 노동시장 구조 변수를 통해 사회보장성에 간접적으로 영향을 미칠 뿐만 아니라, 여성일수록 사회보험 배제를 더 경험한다는 직접적인 영향관계가 입증되었다. 학력은 노동시장 구조 변수를 완전매개로 사회보험 배제에 영향을 미칠 뿐이었다. 직종과 업종 역시 사업장 규모와 고용형태에 체계적인 영향을 미치며, 직종은 다른 노동시장 구조를 통한 간접효과와 직접효과가 모두 유의미했다. 즉 특정 직종에는 소규모 사업장과 비정규직 고용이 몰려있을 뿐만 아니라, 사회보험 배제가 다른 직종보다 더 강한 경향이 확인되었다. 사업장 규모와 관련된 결과는 소규모사업장에서는 정규직일지라도 사회보험에서 배제되는 경향(직접효과)과, 소규모 사업장에서 비정규직 고용비율이 더 높기 때문에 사회보험 배제가 심화되는 양상(노동유연성을 매개로 한 간접효과)을 모두 확인시켜주었다.

[그림 6] 최종 결과의 요약 (중요변수 중심)



- 주: 1. <표 8>의 결과에서 사회보장성에 영향을 미치는 중요 변수만을 표시함38)
 2. 통계적으로 유의미한 표준화 계수값만을 표시하였으며, 측정변수와 오차변수는 생략함.

38) 실제로 이 그림에 포함된 주요변수들만으로 구조모형분석을 하더라도 전체모형 분석결과와 큰 차이가 존재하지 않았다.

V. 결론

사회보험 배제의 현실은 노동시장의 구조적 불평등이 결합적으로 작용한 결과라는 것을 보이하고자 한 본 연구의 결과와 함의는 구체적으로 다음과 같이 요약될 수 있다. 첫째, 특정 업종과 직종, 사업장규모, 고용형태, 소득수준 등의 일련의 노동시장 구조적 측면들은 높은 인과적 경로관계를 형성하고 있다. 즉 한국의 노동시장에는 불평등 구조들이 긴밀히 결합되어 존재한다는 것이다.

둘째, 그리하여 사회보험 배제는 근로자의 개인적 속성에 따라 개별적으로 결정되 기보다는 노동시장의 구조적 측면들의 결합적 작용에 의해 체계적으로 발생하는 경향을 보였다. 반면 학력, 건강상태 등의 근로자 개인의 인적자본 변수는 사회보험 배제에 직접적으로 영향을 미치는 것이 아니라 노동시장의 고용구조 변수에 의해 완전매개되는 경향을 보인다.

셋째, 사회보험배제에 영향을 미치는 경로 중에서 사업장 규모(30인 기준)의 영향이 가장 크게 나타나, 사회보험확대에서 영세 소규모 사업장의 이슈는 여전히 중요함을 시사하고 있다. 즉 소규모 사업장의 비정규직 고용비율은 규모가 큰 사업장의 비정규직 고용비율보다 높고, 소규모 사업장의 비정규직은 규모가 큰 사업장보다 사회보험에서 배제될 가능성이 높을 뿐만 아니라 소규모 사업장에서는 정규직이라도 사회보험에서 배제될 가능성이 높다. 이는 사회보험 확대를 위한 정책적 판단과정에서 단편적인 고용형태에 따른 접근만으로는 부족하며 영세사업장에 대한 집중적인 관리와 지원이 필요함을 시사한다.

넷째, '비정규직', 즉 고용형태도 사회보험 배제를 설명하는 주요한 요인으로 나타났다. 노동유연화가 사회보험 배제를 가져오는 메카니즘은 고용주와 유연화 된 고용형태를 놓인 근로자 양자의 입장에서 설명될 수 있다. 고용주의 입장에서 비용절감 효과를 목적으로 비정규직을 활용할 경우, 비정규직의 사회보험 배제는 자연스러운 귀결이 된다. 한편 비정규 근로자의 입장에서 사회보험 배제는 고용관계를 유지하기 위한 불가피한 선택이거나, 가처분 소득의 실질적 감소를 회피하는 제한된 계산 행위로 이해되며, 또한 국민연금 등의 사회보험에 대한 불신과 정보의 부족도 원인으로

로 지적된다(윤정향, 2005). 특정 직종과 업종에서 비정규직의 활용이 더 많이 나타나고 있는 점도 주목할 필요가 있다. 즉 산업 구조의 변화 방향에 따라 우리 노동시장의 유연화 정도가 달라질 수 있을 것임을 시사하기 때문이다.

마지막으로, 성은 다른 변수들을 통제하고서도 사회보험 배제에 유의미한 직접적 영향을 미칠 뿐만 아니라, 노동시장의 고용 구조를 매개로 한 간접효과 역시 크고 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 즉 여성은 특정한 업종과 직종, 소규모 사업장, 비정규직에 편중되는 노동시장의 구조화된 불평등을 모두 경험하고 있을 뿐만 아니라, '여성'이라는 이유로 사회보험으로부터 배제되는 경향이 나타나고 있다는 것이다.

이 연구는 노동시장의 중첩된 불평등 구조를 실증분석을 통해 체계적으로 밝혀내 고자 했다. 그러나 양적 연구의 한계는 각각의 변수들간의 외형적인 구조관계를 통계적으로 검증할 수 있을 뿐, 막상 그 구조 관계의 경로 하나하나가 관련 행위자들의 의도와 상황의 상호작용에 의해 어떻게 발생하고 있는지의 미시적 메카니즘에 대한 심층적 설명은 여전히 과제로 남겨두게 된다는 점일 것이다.

참고문헌

- 구인회·백학영·권은선, 「사회보장 사각지대 실태」, 『2006 한국복지패널심층분석 보고서』, 서울대학교 사회복지연구소, 2007.
- 이병훈·윤정향, 「사회복지 배제의 영향 요인에 관한 연구」, 『아세아연구』, 119, 2005, pp.145-171.
- 구인회·손병돈, 「노후 소득보장의 사각지대: 1990년대 후반기의 변화 추이와 변화 요인」, 『한국노년학』, 25(4), 2005, pp.35-52.
- 김성숙·강성호, 『국민연금 수용성 제고방안』, NPS 국민연금연구원, 2004.
- 김연명·윤정향, 「비정규 노동자의 사회복지 배제와 그 대책」, 『정이환 외. 노동시장 유연화와 노동복지』, 서울: 인간과 복지, 2003.
- 김연명, 「비정규 근로자에 대한 사회보험 확대」, 『한국사회복지학』, 45, 2001, pp.72-100.
- 김유선, 「비정규직 취업 결정요인에 대한 연구」, 『경제와 사회』, 61, 2004, pp.156-171.
- 백학영·구인회, 「비정규노동과 가구빈곤」, 『제1차 한국복지패널 학술대회 발표문』, 2008.
- 석재은, 「공적연금의 사각지대」, 『한국사회복지학』, 53, 2003, pp.285-309.
- 성은미, 「노동시장 유연화와 사회보험의 대응전략: 한국과 일본의 비교」, 중앙대학교 박사학위논문, 2008.
- 신영전, 「건강보험 보장성에 대한 만족도와 건강보험료 미납 형태간의 관련성」, 『2006 한국복지패널심층분석보고서』, 한국보건사회연구원, 2007.

- 심상완, 「비정규 고용의 확대와 노동복지」, 『산업노동연구』, 5(2), 1999, pp.149-185.
- 윤정향, 「비정규노동자의 사회보험 배제원인에 관한 구조와 행위 분석」, 『사회보장연구』, 21(3), 2005, pp.123-155.
- 이병훈·김유선, 「노동생활 질의 양극화에 관한 연구」, 『경제와 사회』, 60, 2003, pp.129-149.
- 이시원·하상근, 「정책대상집단의 불응에 관한 경험적 연구」, 『한국행정학보』, 36(4), 2002, pp.187-204.
- 장지연, 「비정규직 노동의 실태와 쟁점」, 『경제와 사회』, 51, 2001, pp.68-96.
- 정이환 외, 『노동시장 유연화와 노동복지』, 서울: 인간과 복지, 2003.
- 정이환. 「기업규모인가 고용형태인가」, 『경제와 사회』, 73, 2007, pp.332-441.
- 채구묵, 「비정규근로자의 인구학적 및 직업·산업별 특성에 관한 연구」, 『경제와 사회』, 58, 2003, pp.276-309.
- 황덕순, 「취약계층 근로자의 고용보험·국민연금 적용실태와 개선방안」, 『노동정책연구』, 3(3), 2003, pp.87-109.
- Mangum, Garth, Donald Mayall, and Kristin Nelson, "The Temporary help industry: a response to the dual internal labor market", *Industrial and Labor Relations Review*, 38(4), 1985, pp.599-611.
- Bailey, Clive and Turner, John., "Strategies to reduce contribution evasion in social security financing", *World development*, 29(2), 2001, pp.385-393.
- Beattie, Roger, "Social Protection for all : But how?", *International Labour Review*, 139(2), 2000, pp.129-148.
- Esping-Andersen, Gøsta, *Three Worlds of Welfare Capitalism*, Polity Press, 1990.
- Euzeby, Alain, "Social security and part-time employment", *International labour*

review, 127(5), 1988, pp.545-557.

Freyssinet, Jacques, "Employment standards and social protection standards: the impact of diversified working arrangement", in Sarfati, Hedva & Giuliano Bonoli (eds.), *Labour Market and Social Protection Reforms in International Perspective: Parallel or Converging Tracks?* Ashgate, 2002.

Ginneken, Wouter van (ed), *Social security for the excluded majority : Case studies of developing countries*, Geneva : International Labour Office, 1999.

Sarfati, Hedva & Giuliano Bonoli (eds.), *Labour Market and Social Protection Reforms in International Perspective: Parallel or Converging Tracks?*, Ashgate, 2002.

제8장 미 충족의료의 현황 - 2005~2006년 한국복지패널자료를 이용하여 -

신영전(한양의대 예방의학교실)

손정인(서울대학교 보건대학원)

I. 서론

1. 연구배경 및 내용

한 국가의 보건체계의 목적인 좋은 건강수준(good health)을 달성하기 위하여 만들어진 건강보장제도는 모든 국민이 소득에 관계없이 적절한 의료서비스를 이용하도록 보장하는 것이 중요하다. 이러한 과제를 달성하기 위한 정책의 흐름을 살펴보면 ‘의료서비스에 대한 동등한(equal access) 접근’이 강조되어 오다가 ‘동일한 의료필요에 대한 동일한 접근(equal access for equal need)’으로 바뀌어서 강조되고 있고(허순임 외, 2007), 같은 맥락에서 현대국가가 보건의료에서의 형평성 달성을 중요한 정책 목표로 여기게 되면서 그에 따른 각종 제도적 장치를 만들어 시행해오고 있다(이용재 외, 2006).

우리나라의 경우 1977년 건강보장제도가 도입된 이래, 1989년 전 국민 건강보장제도가 실시되면서 의료서비스 이용에서의 경제적 장벽을 완화하여 접근성이 개선되었다. 하지만 건강보장제도의 보장성 한계로 인하여 높은 비율의 법정 본인부담금과 비급여 본인부담금 등이 존재하고, 이로 인해 의료서비스 이용의 제한성이 나타나고 있는 것으로 알려져 있다(이수연, 1997; 김정희, 1999; 김용익 외, 2002; 이용재 외, 2004; 박종영, 2005; 허순임 외, 2007; 김태일 외, 2007; 김수정, 2008).

국민의 의료서비스 이용 현황은 한 국가의 건강보장제도를 평가하는 하나의 기준이 되고 있으며(허순임 외, 2007), 그 중에서 의료필요가 있음에도 불구하고 경제적, 사회적 요인으로 인해 적절한 의료서비스를 이용하지 못하는 상황을 보여주는 미충족의료에 대한 현황을 분석하고 관련요인을 밝혀내는 것은 의미가 있다. 원칙적으로 ‘동일한 의료필요에 대한 동일한 접근’을 추구하지만 현실적으로 한계점이 존재하는 건강보장제도의 개선방안을 수립하는데 미충족의료에 대한 연구결과는 중요한 기초자료가 될 것이다.

이 연구에서는 1차(2005년), 2차(2006년) 한국복지패널자료를 이용하여 경제적 이유로 인한 미충족의료 경험에 대한 현황을 분석하고자 한다. 우선, 각 연도별 단면적 기술 분석(descriptive analysis)과 로지스틱 회귀분석(logistic regression)을 수행하여 단면적 현황과 관련요인을 살펴본 후, 2개년도 자료를 연동하여 동태적 기술 분석(descriptive analysis)과 로지스틱 회귀분석(logistic regression)을 수행하여 동태적 현황과 관련요인을 살펴보았다.

2. 선행 연구

선행 국내 연구에서 ‘미충족의료’를 다룬 연구들은 3가지로 분류할 수 있다. 미충족医료를 연구한 경우, 의료이용을 다루면서 미충족医료를 함께 연구한 경우, 미충족의료와 다른 개념이지만 결국 동일한 함의를 가지는 의료필요충족도를 연구한 경우가 있다.

첫 번째, 미충족의료 연구에는 김정희 외(1999), 김한해(2005) 그리고 허순임·김수정(2007) 연구가 속한다. 김정희 외(1999)는 인천시 남동구 거주 65세 이상 재가 노인 979명을 대상으로 보건소 이용 노인의 미충족 의료요구를 설문조사하였는데, 미충족요구는 ‘건강을 회복하는데 필요하지만 받지 못하고 있는 진단이나 치료가 있는지’에 대해 노인스스로가 판단하여 응답하는 방식으로 조사하였다. 이 연구에서 미충족요구가 있다고 응답한 노인은 29.5%였고, 미충족요구 유무에 가장 큰 영향을 미치는 요인은 신체건강으로, 신체건강이 좋다는 노인에 비해 약간 나쁘다는 노인, 아주 나쁘다는 노인에서 각각 미충족요구의 오즈가 7.895배, 7.775배로 나왔다.

김한해(2005)는 서울시 양천구 지역의 50세 이상~80세 미만 성인 남성인구 1,021명 대상으로 한 검진 및 설문조사 자료를 분석하였는데, 경증 이상의 하부요로증상을 가진 사람 중 의료이용을 하지 않은 경우는 79%, 전립선비대증으로 진단된 사람 중 의료이용을 하지 않은 경우는 69%로 나타났다. 이 연구는 특정지역의 특정 질병을 가진 특정 연령에 대한 자료였기 때문에 일반화에 한계가 있지만 미 충족의료에 경제적 상태가 중요 요인이라는 선행 연구결과와 일치하는 결과를 보여주면서 동시에 환자의 질병에 대한 인식(health belief)이 영향을 미치는 요인이라는 것을 보여주었다.

허순임·김수정(2007)은 제3기 국민건강영양조사(2005)자료를 만19세 이상 성인으로 제한하여 분석하였는데, 미 충족의료에 대한 설문문항은 “지난 1년 간 필요한 의료 서비스를 받지 못하거나 늦게 받은 적이 있습니까?”이었고, 이에 대해 있다고 응답한 비율이 17.1%(가중치 부여)로 나타났으며 경제적 이유로 인한 미 충족의료 빈도는 9.5%로 나타났다. 이 연구에서 미 충족의료의 결정요인은 소득과 건강상태였고, 연령에 따라 증화한 경우 젊은 연령에서는 건강상태가, 노인층에서는 소득수준이 크게 영향을 미치는 것으로 드러났다.

두 번째, 의료이용을 다루면서 미 충족의료 경험을 연구하거나 유사한 맥락을 보여준 경우에는 이수연(1997), 박종영(2005) 외, 이용재·김승연(2006), 김태일·최윤영(2007) 연구가 속한다. 이수연(1997)은 한국인의 건강과 의료이용행태 자료(1995)를 이용하여 소득수준 별 소득, 직종, 시간의 기회비용 차이로 인해 의료이용에서 저소득층에게 불리한 비형평이 존재함을 보여주었다. 박종영 외(2005)는 40세 이하 사무직, 생산직 여성근로자 1875명에 대한 설문조사 자료를 이용하여 미혼근로자의 경우 시간적 접근성과 자각적 접근성이 낮은 경우(건강행태가 나쁜 경우)에 미 충족의료율이 높고, 기혼근로자의 경우 경제적 접근성과 자각적 접근성이 낮은 경우 미 충족의료율이 높은 것으로 평가하였다. 이용재·김승연(2006)은 국민건강보험공단의 본인부담 및 요양급여지급자료(2003), 국민건강영양조사 원자료(2001)를 이용하여 소득계층별 급여액 집중지수와 의료필요 집중지수, Le Grand지수를 산출한 결과 저소득층이 의료필요에 비해 건강보험 급여이용을 잘 하지 못하고 있는 것을 보여주었다. 김태

일·최윤영(2007)은 제3기 국민건강영양조사(2005)를 이용하여 소득계층별 의료이용의 격차를 분석하면서 미 충족의료 경험을 다루었는데, 선행 연구처럼 소득이 낮은 계층일수록 미 충족의료 경험이 증가한 것을 보여주고 있지만 분석과정에서 가중치를 부여하지 않았고 소득계층별 미 충족의료 경험의 연령별 차이를 설명하지 못하는 한계점을 지니고 있다.

세 번째, 의료필요충족도에 대한 연구에는 배상수(1992) 연구가 있는데, 이 연구에서는 지역의료보험 실시 전(1987년)과 후(1990)에 강원도 H군 주민들의 유병양상과 의료이용양상을 조사한 자료를 분석하였다. 저자는 지역의료보험 실시가 소득계층별 의료필요충족도의 차이를 완화하는 데 기여하였으나 상존하고 있는 본인일부부담금 등 저소득계층의 의료이용을 저해하는 요인들로 인해 완전한 의료이용의 형평성을 거두지는 못한 것으로 평가하였다.

이와 같이 국내 선행 연구에서는 미 충족의료 경험이 존재하고 있으며 그것이 사회경제적 수준에 따라 불평등하게 분포하고 있음을 보여주었고, 의료이용 및 의료필요충족도에서도 유사한 경향이 발생하고 있음을 보여주었다. 또한 이러한 현상에 주된 영향을 미치는 요인으로 소득수준, 경제적 상태가 있었고, 여기에 시간적 요인, 건강인식 요인 등이 영향을 미치고 있음을 보여주었다. 이러한 요인 외에 연령, 성, 보험 상태, 근무상태, 교육정도가 미 충족의료에 유의한 연관성이 나타난다고 알려져 있다(김수정, 2008).

국외 연구에서는 국내보다 미 충족의료 연구가 더욱 많이, 그리고 다양하게 이루어졌기 때문에 미 충족의료에 대한 연구로 한정시켜 살펴보았다. 국외 연구의 분석 대상은 인구일반(특히 성인) 외에 아동(Newacheck, P. et al., 2000), 정신보건치료의 대상자(Craske M.G. et al., 2005), 농촌의 노령인구(Li, H. et al., 1999) 등으로 다양하였다. 그리고 미 충족의료의 빈도를 살펴보면, 스웨덴의 20-64세의 무작위 표본에서 실업자는 42.2%, 장기 질병휴가자는 37.4%, 피고용인은 22.3%가 미 충족医료를 경험하였고(Åhs A.M.H. et al., 2006), 중국 농촌의 노령인구에서는 조사대상의 2/3정도가 미 충족医료를 보고하였으며(Li, H. et al., 1999), 미국아동의 경우 7.3%가 미 충족医료에 해당하였으며(Newacheck, P. et al., 2000), 공황장애를 가진 사람들의 정신보건

치료 영역에서는 미 충족의료 빈도가 38%로 나타났다(Craske M.G. et al., 2005). 이러한 단면 연구 외에 미 충족의료의 추세를 살펴본 연구로써 Sanmartin, C. et al.(2002)연구가 있었는데, 이는 캐나다인을 대상으로 한 연구로써 미 충족의료의 빈도가 1994/95년에 4%, 1998/99년에 6%로 증가하였고, 2000/01년에 12%로 그 사이 2배가 증가한 것을 보여주었다.

국외 연구에서 나타난 미 충족의료와 관련한 요인에는 국내 문헌과 마찬가지로 소득수준, 건강상태, 보험보장 유무, 취업유무(ÅBHS A. M. H. EU ap. 2006)가 있었고, 국내의 맥락과는 다르게 인종/민족 및 정기적으로 진료 받는 곳 유무(Sho, L. EU ap. 2005), 대기시간(Samaritan, C. EU ap. 2002), 이주 상태(Lassoer, K. EU ap. 2006), 진료예약의 어려움 및 필요 발생 시 도움을 요청할 곳에 대한 정보 부족(Crackle M. G. EU ap. 2005), 환자의 의사에 대한 신뢰감(Moldboard, S. EU ap. 2005) 등이 있었다.

국외 문헌에서는 3개의 조사시점이 다른 자료를 이용하여 미 충족의료의 변화 추세를 분석한 Sanmartin, C. et al.(2002)연구와 미국과 캐나다의 미 충족医료를 비교하여 살펴본 Lasser, K. et al.(2006)연구는 그 내용과 연구방법에서 주목할 만하다.

이상과 같이 국내외에서 국가, 인구집단에 따라 다양한 빈도와 관련요인을 보여주는 미 충족의료 연구가 존재하지만, 주로 단면조사 자료를 분석한 연구들이 대부분 이었고, Sanmartin, C. et al.(2002)연구처럼 반복조사나 패널조사를 이용하여 미 충족의료의 추세, 추이, 그리고 동태를 살펴본 연구는 미흡한 것으로 나타났다. 적절한 의료서비스 이용을 보장하려는 보건의료정책 수립 측면에서 단면적으로 미 충족의료의 발생 빈도와 관련한 요인을 연구하는 것도 중요하지만, 시간의 흐름에 따라 미 충족의료의 추세가 어떻게 변화하는지, 그리고 그 변화와 관련한 요인은 무엇인지를 연구하는 것도 중요한 부분일 것이다. 따라서 이 연구는 2차에 걸쳐 조사결과가 발표된 한국복지패널자료를 이용하여 국내에서 처음으로 미 충족의료에 대한 단면적 분석과 종단적 분석을 동시에 수행하여 빈도와 관련요인 및 동태를 분석을 하였다.

II. 연구방법

1. 연구 목적

- 이 연구에서는 1차(2005년), 2차(2006년) 한국복지패널자료를 이용하여 경제적 이유로 인한 미 충족의료 경험의 현황을 단면적, 동태적으로 파악하고 그의 관련요인을 분석하고자 한다.
- 우리나라 건강보장제도에서 의료서비스 이용의 제한점을 개선하기 위해 유용한 기초자료를 제공하고자 한다.

2 연구 방법

가. 분석 자료

1차(2005년), 2차(2006년) 한국복지패널자료를 이용하여 1차, 2차에 걸쳐 원표본이 유지된 6,511가구의 자료를 분석하였다. 한국복지패널자료의 경우 경제적 이유로 인한 미 충족의료 경험의 설문 문항이 가구원 수준이 아닌 가구 수준으로 조사되었기 때문에 분석단위가 개인이 아닌 가구라는 점에서 선행 연구와 차이가 존재한다. 그리고 한국복지패널자료의 경우 빈곤층 연구에 적합하도록 빈곤층을 과대표집하였기 때문에 자료의 기술 분석(descriptive analysis)나 관련요인 분석(analytic analysis)의 경우 반드시 자료에 해당하는 표준가중치를 반영하였다.

나. 주요 변수의 정의

① 미 충족의료 개념

미 충족의료(unmet need)에 대한 개념은 의료서비스 이용 여부, 의료서비스 이용에 의한 위험 회피 가능성 여부, 공공 의료서비스에 대한 접근성 여부, 의료필요의 충

족 정도, 의료서비스의 지연 정도 등에 따라 다양하게 존재하지만, 이 연구에서는 환자가 원하거나 의료전문가의 기준으로 필요하다고 판단하지만 환자가 받지 못한 의료서비스(Donabedian 1973; 허순임 외 2007)라고 판단하였다. 이러한 미 충족의료의 개념에서 알려져 있는 그 결정요인은 경제적, 사회적, 지리적, 문화적, 인구학적 요인 등으로 다양하지만, 경제적 요인이 가장 중요한 영향을 미치고 있는 것으로 알려져 있다(Mckinlay, 1972; 허순임 외, 2007).

이 연구에서는 한국복지패널의 자료를 이용하였기 때문에, 미 충족의료 경험 여부를 묻는 설문 문항의 제약으로 인해 경제적 이유로 인한 미 충족의료 경험 여부를 미 충족의료로 정의하였다. 그 문항은 ‘지난 1년(조사대상년도 1월 1일 ~ 12월 31일) 동안 돈이 없어서 본인이나 가족이 병원에 갈 수 없었던 적이 있다’로써 이 항목에 대해 ‘있다’라고 응답한 경우를 경제적 이유로 인한 미 충족의료로 발생한 것으로 분류하였다.

② 변수 정의

- 종속변수: 단면적 분석의 경우 앞에서 설명하였듯이 종속변수를 1차, 2차 한국복지패널자료에서 ‘돈이 없어서 본인이나 가족이 병원에 갈 수 없었던 적이 있다’라는 항목에 ‘있다’로 응답한 경우를 경제적인 이유로 인한 미 충족의료로 발생한 것으로 정의하였다. 동태적 분석의 경우 종속변수가 4개 존재하는데, 1차, 2차 한국복지패널자료를 연동하여 2년간 미 충족의료 경험 유무 변화를 4유형으로 분류하여 좋은 상황을 보이는 변화 유형에 비해 나쁜 상황을 보이는 변화 유형이 발생한 것으로 정의하였다(<표 1> 참조).

〈표 1〉 종속 변수의 정의

| 구분 | 종속변수 | 측정 |
|----------|-----------|--|
| 단면 분석 | 종속 변수1 | 경제적 이유로 인한 미 충족의료 경험 '지난 1년 동안 돈이 없어서 본인이나 가족이 병원에 갈 수 없었던 적이 있다'라는 설문 문항에 대해 '없다'이면 2, '있다'이면 1 |
| | 종속 변수2 | 2년간 미 충족의료 경험이 없는 유형과 한 번 이상 존재하는 유형 충족→충족 유형(A)이면 2, 충족→미충족 유형(B)이면 미충족→충족 유형(C)이면 미충족→미충족 유형(D)이면 1 |
| 동태 분석 | 종속 변수3 | 1차년도 충족군의 2차년도 미 충족의료 경험 변화 충족→충족 유형(A)이면 2, 충족→미충족 유형(B)이면 1 |
| | 종속 변수4 | 1차년도 미충족군의 2차년도 미 충족의료 경험 변화 미충족→충족(C)이면 2, 미충족→미충족 유형(D)이면 1 |
| | 종속 변수5 | 2년간 미 충족의료 경험이 없는 유형과 2년간 미 충족의료 경험만 있는 유형 충족→충족 유형(A)이면 2, 미충족→미충족 유형(D)이면 1 |

- 독립변수: 한국복지패널자료의 경우 경제적 이유로 인한 미 충족의료 경험에 대한 조사가 가구 단위로 이루어졌기 때문에 선행 연구에서 미 충족의료의 결정요인으로 알려진 변수들을 적절하게 가구주 수준 및 가구 수준으로 변경하고, 여기에 사회경제적 변수, 인구학적 특성, 건강 및 보건의료 특성을 나타내는 변수들을 포함하였다.

〈표 2〉 독립 변수의 정의

| 수준 | 독립변수 | 변수값 | 측정 |
|--------------|---------------------------|----------|------|
| 가구주 | 성별(%) | 남 | 1 |
| | | 여 | 2 |
| | 연령1(%) | 20대이하 | 1 |
| | | 30대 | 2 |
| | | 40대 | 3 |
| | | 50대 | 4 |
| | | 60대 | 5 |
| | | 70대이상 | 6 |
| | 연령2(%) | 39세이하 | 1 |
| | | 40-64 | 2 |
| | | 65세이상 | 3 |
| | 연령3(%) | 65세미만 | 1 |
| | | 65세이상 | 2 |
| | 평균 연령 | (세) | 연속변수 |
| | 교육수준1(%) | 무학/초등 | 4 |
| | | 중등 | 3 |
| | | 고등 | 2 |
| | | 전문대이상 | 1 |
| | | 교육수준2(%) | 중등이하 |
| | | 고등이상 | 1 |
| 주관적 건강상태(%) | 건강하다 | 1 | |
| | 건강하지 않다 | 2 | |
| 만성질환(%) | 없다 | 1 | |
| | 있다 | 2 | |
| 장애인가구주 여부(%) | 비장애인가구주 | 1 | |
| | 장애인가구주 | 2 | |
| 노인가구주 여부(%) | 비노인가구주 | 1 | |
| | 노인가구주 | 2 | |
| 취업상태(%) | 미취업 | 2 | |
| | 취업 | 1 | |
| 취업지위(%) | 실업/비경활 | 4 | |
| | 임시/일용/자활/공공근로/ 무급가족종사자 | 3 | |
| | 자영업 | 2 | |
| | 고용주/상용직 | 1 | |

〈표 2〉 계속

| 수준 | 독립변수 | 변수값 | 측정 | |
|----|-------------------------|--------------------------------|------------------|--------------|
| 가구 | 소득계층1(정부고시 최저생계비 기준)(%) | 비빈곤(최저생계비 150%이상) | 1 | |
| | | 차차상위(최저생계비 150%미만) | 2 | |
| | | 차상위(최저생계비 120%미만) | 3 | |
| | | 절대빈곤(최저생계비 100%미만) | 4 | |
| | 소득계층2(정부고시 최저생계비 기준)(%) | 비빈곤(최저생계비 150%이상) | 1 | |
| | | 빈곤(최저생계비 150%미만) | 2 | |
| | 소득계층3(OECD균등화지수)(%) | 비빈곤(최저생계비 150%이상) | 1 | |
| | | 차차상위(최저생계비 150%미만) | 2 | |
| | | 차상위(최저생계비 120%미만) | 3 | |
| | | 절대빈곤(최저생계비 100%미만) | 4 | |
| | 소득계층4(OECD균등화지수)(%) | 비빈곤(최저생계비150%이상) | 1 | |
| | | 빈곤(최저생계비150%미만) | 2 | |
| | | 평균 경상소득 | (만원/년) | 연속변수 |
| | | 평균 가처분소득 | (만원/년) | 연속변수 |
| | | 평균 공적이전소득 | (만원/년) | 연속변수 |
| | | 평균 경상-공적이전소득 | (만원/년) | 연속변수 |
| | | 평균 경상-공적이전소득 (OECD균등화지수 이용) | (만원/년) | 연속변수 |
| | | 평균 주관적 최저생계비 | (만원/월) (만원/년) | 연속변수 연속변수 |
| | | 가처분소득-주관적 최저생계비(%) | ≤ 0 > 0 | 2 1 |
| | | 평균 가처분소득-주관적 최저생계비 | (만원/년) | 연속변수 |
| | 의료보장유형1(%) | 건강보험 | 1 | |
| | | 의료급여1종 | 2 | |
| | | 의료급여2종 | 3 | |
| | | 기타 | 4 | |
| | 의료보장유형2(%) | 건강보험 | 1 | |
| | | 의료급여 | 2 | |
| | 기초보장수급형태(%) | 비수급 | 1 | |
| | | 수급 | 2 | |
| | 혼인상태1(%) | 유배우 | 1 | |
| | | 사별/이혼/별거 | 2 | |
| | | 미혼 | 3 | |
| | 혼인상태2(%) | 배우자 있음 | 1 | |
| | | 배우자 없음 | 2 | |

〈표 2〉 계속

| 수준 | 독립변수 | 변수값 | 측정 |
|----|------------------|--------|------|
| | 가구형태(%) | 단독 | 2 |
| | | 비단독 | 1 |
| | 공적이전수급(%) | 비수급 | 1 |
| | | 수급 | 2 |
| | 사적이전수급(%) | 비수급 | 1 |
| | | 수급 | 2 |
| | 가구당 평균 가구원수 | (명/가구) | 연속변수 |
| | 가구당 평균 취업자수(%) | 0명 | 2 |
| | | 1명이상 | 1 |
| | 가구당 평균 취업자수 | (명/가구) | 연속변수 |
| | 가구당 평균 만성질환자수(%) | 0명 | 1 |
| | | 1명이상 | 2 |
| | 가구당 평균 만성질환자수 | (명/가구) | 연속변수 |
| | 가구당 평균 노인수 | (명/가구) | 연속변수 |
| | 가구당 평균 아동수 | (명/가구) | 연속변수 |
| | 가구당 평균 장애인수(%) | 0명 | 1 |
| | | 1명이상 | 2 |
| | 가구당 평균 장애인수 | (명/가구) | 연속변수 |

다. 방법

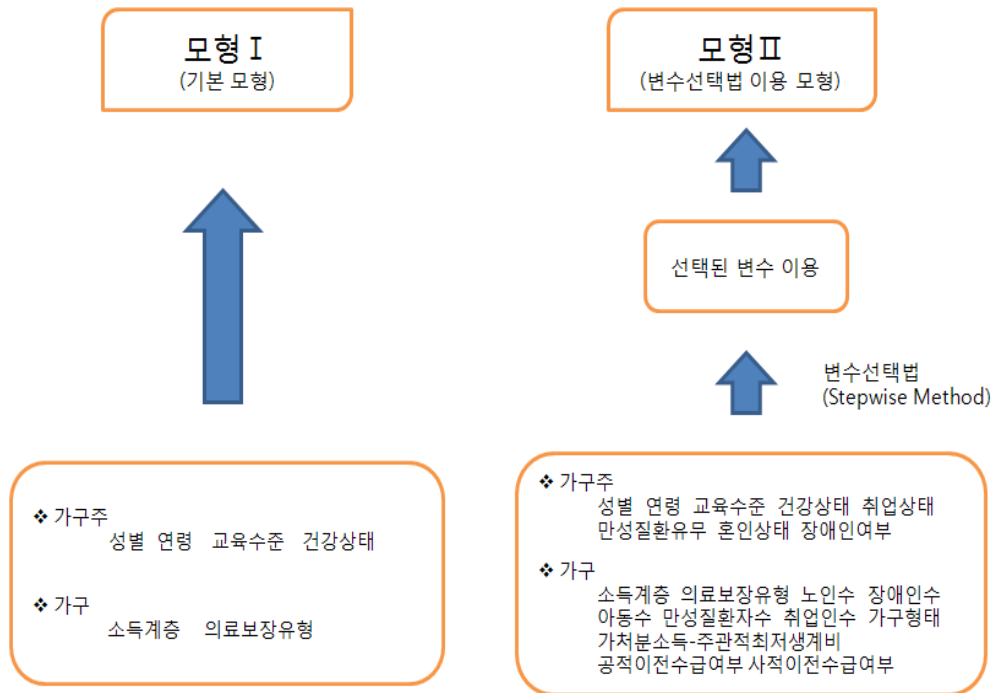
① 단면적 분석

우선, 1차, 2차 한국복지패널자료를 이용하여 각 연도의 미 충족의료 현황을 기술하고 로지스틱 회귀분석을 이용하여 관련요인을 분석하였다. 기술 분석(descriptive analysis)의 경우 좀 더 정교한 분석을 위해서 특정 변수에서는 변수값을 다양하게 범주화하여 다수의 변형된 변수를 만들어 기본적인 현황을 파악하였고, 로지스틱 회귀분석(logistic regression)에서는 이분형으로 만든 변수들로만 넣어 통계 분석을 실행하였다.

관련요인 분석의 경우 기본모형이라 명명한 첫 번째 모형은 선행연구에서 밝혀진 미 충족의료 결정요인인 연령, 성별, 빈곤 혹은 경제상태, 건강상태, 의료보장유형, 교육수준을 적절하게 가구주 수준과 가구 수준으로 변화하여 통계분석을 하였다. 관

관련인 분석의 경우 변수선택법을 이용한 모형이라 명명한 두 번째 모형은 표2의 독립변수 중에서 경제적 요인으로 인한 미 충족의료에 관련이 있을 것으로 추측되는 변수들을 로지스틱 회귀분석의 변수선택법(stepwise method)을 이용하여 결과적으로 유의미한 것으로 선택된 변수들을 독립변수로 하여 통계분석을 하였다. 이 경우 자료마다 변수선택법을 이용한 모형의 독립변수가 차이가 나게 되었다.

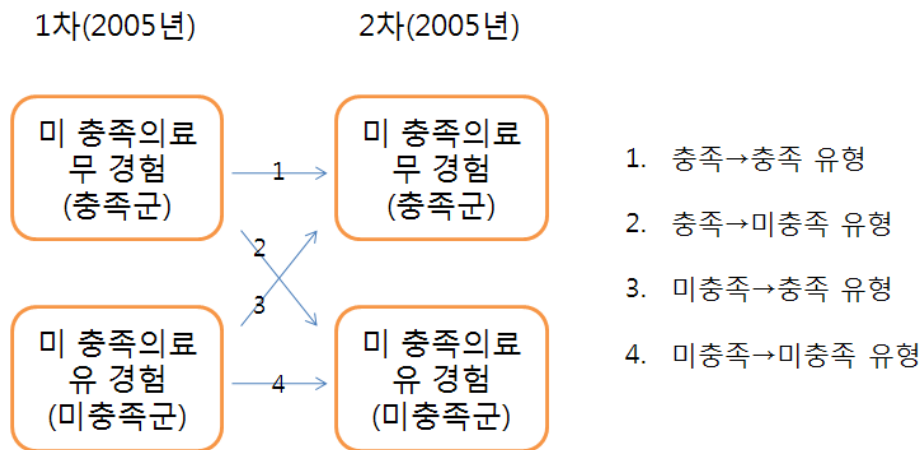
[그림 1] 관련요인 분석을 위한 로지스틱 회귀모형



② 동태적 분석

1차, 2차 한국복지패널자료를 연동하여 미 충족의료 경험의 동태를 분석하여 4유형으로 분류하였다. 미 충족의료를 무경험한 집단을 충족군, 미 충족의료를 유경험한 집단을 미충족군이라고 정의하고, 충족군에서 충족군으로 간 경우를 충족→충족 유형(A, 충족지속군)으로, 충족군에서 미충족군으로 악화된 경우를 충족→미충족 유형(B, 추락군)으로, 미충족군에서 충족군으로 호전된 경우를 미충족→충족 유형(C, 호전군)으로, 미충족군에서 미충족군으로 계속 잔류한 경우를 미충족→미충족 유형(D, 미충족지속군)으로 명명하여 전체 4가지 유형으로 분류하였다(그림1).

[그림 2] 1차, 2차 미 충족의료 경험의 동태적 변화: 4가지 유형



동태적 분석에서도 마찬가지로 기술 분석(descriptive analysis)과 관련요인 분석을 수행하였는데 기술 분석(descriptive analysis)은 단면적 분석과 같이 행하였고 관련요인 분석의 경우 종속변수를 표1에 나와 있는 종속변수2~5를 이용하여 수행하였다. 동태적 분석에서는 1차(2005)년도와 2차(2006)년도의 미 충족의료 경험을 연동한 4가

지 유형을 사용하였기 때문에, 이 연구에서 확인하고자 하는 바는 2년간 한 번도 미충족의료 경험이 없었던 경우에 비해 그렇지 않은 경우가 발생하는 데 관련한 요인, 1차년도 충족군이 2차년도에 충족군으로 유지되는 경우에 비해 미충족군으로 추락하는 경우에 관련한 요인, 1차년도 미충족군이 2차년도에 충족군으로 호전되는 경우에 비해 미충족군으로 지속되는 경우에 관련한 요인, 2년간 미충족의료 경험이 없었던 경우에 비해 2년간 미충족의료 경험이 계속 존재하였던 경우의 관련요인에 대한 것이다.

③ 분석방법

단면적 분석과 동태적 분석 모두 SAS 9.1을 사용하였다. 기술분석(descriptive analysis)의 경우 각 연도별 표준가중치를 반영하여 빈도분석을 하였고, 관련요인 분석의 경우에도 자료에 따라 해당하는 표준가중치를 반영하여 로지스틱 회귀분석을 사용하여 분석하였다. 로지스틱 회귀분석의 경우 단면적 분석의 1차년도, 2차년도 자료와 동태적 분석의 A유형 vs BCD 유형 자료, A유형 vs B유형 자료, C유형 vs D유형 자료, A유형 vs D유형 자료별로 모형 I 과 모형 II에 들어갈 독립변수들 간의 다중공선성을 확인하였다. 다중공선성의 경우 분산팽창인자(VIF)가 2.5이상일 때, 상태지수(condition index)가 15이상일 때, 분산비율(variance proportion)이 90% 정도일 때에 종합적으로 판단하여 다중공선성을 의심하게 되는데, 이 연구에서의 모든 관련요인 분석을 위한 회귀진단에서 앞의 3가지 값을 모두 넘게 되는 경우는 없었다. 하지만, 일부 모형에서 장애인가구주여부 변수와 가구당장애인수 변수가 동시에 선택된 경우 상태지수 외에 나머지 2가지 값의 기준에 근접하여 다중공선성이 의심되었으나, 로지스틱 회귀분석을 통하여 두 변수가 모두 포함되는 것이 더 적합한 모형임을 판단하고 그대로 모형에 독립변수로써 사용하였다. 나머지의 경우에는 다중공선성을 의심할 만한 경우가 없었다.

Ⅲ. 미 충족의료 현황에 대한 단면적 분석

1. 기술 분석(descriptive analysis)

1차(2005년) 한국복지패널자료의 경제적 이유로 인한 미 충족의료 유경험의 빈도는 표준가중치를 반영한 결과, 전체가구의 5.54%가 경험하였다. 이는 선행 연구의 미 충족의료 발생 빈도에 비해 낮은 수치이다. 예를 들면 2005년 국가건강영양조사를 이용하여 미 충족의료 현황을 분석한 김태일 외(2007), 허순임 외(2007), 김수정(2008)의 연구에서는 가중치를 반영하지 않은 경우 미 충족의료 경험 빈도가 18.5%, 가중치를 반영한 경우 17.1%로 나왔고, 이 중에서 경제적 요인에 의한 것으로만 빈도를 분석하면 9.5%가 나왔다. 김정희 외(1999) 연구에서는 o광역시 n구 거주 60세 이상 노인 356명을 설문한 자료로 분석하였는데 미 충족의료 경험이 29.5%에 해당하였다. 이 수치의 경우 경제적 요인 외에 다른 요인들이 포함되어 있음을 감안하더라도 한국복지패널의 미 충족의료 경험 빈도가 선행연구 결과에 비해 낮은 수치임을 알 수 있다.

1차(2005년) 한국복지패널자료의 경제적 이유로 인한 미 충족의료 유경험의 빈도를 독립변수 별로 층화하여 살펴보면 우선 가구주 성별의 경우 남성 가구주는 4.17%인데 비해 여성 가구주는 11.78%로 경험 빈도가 높았고, 가구주 연령의 경우 연령이 증가할수록 미 충족의료 경험 빈도가 증가함을 알 수 있다. 가구주 교육수준의 경우 교육수준이 낮을수록 미 충족의료 경험 빈도가 증가하였고, 가구주 건강상태의 경우 건강하지 않은 경우 미 충족의료 경험 빈도가 증가하였다. 가구 소득수준의 경우 빈곤할수록 미 충족의료 경험 빈도가 증가하였고, 의료보장유형의 경우 건강보험에 비해 의료급여가, 의료급여 중에서도 1종에 비해 2종이 미 충족의료 경험 빈도가 높았다.

이러한 경향성이 2차(2006년) 한국복지패널자료의 미 충족의료 유경험 빈도에도 동일하게 나타나고 있지만, 1차(2005년)에 비해 2차(2006년)의 경우 빈도가 절반 정도로 크게 감소하였다. 이에 대한 면밀한 분석이 필요하겠지만, 우선 영향요인으로

건강보장제도의 보장성 강화, 1차(2005년) 패널 조사 시기와 2차(2006년) 패널 조사 시기의 차이가 6개월 정도로 짧았던 상황, 1차 및 2차 패널 조사 시기의 계절적 차이로 인한 외래 이용의 차이, 1차 및 2차의 설문 조사자의 차이 문제 등을 생각해 볼 수 있을 것이다.

하지만 1차(2005년)에 비해 2차(2006년)의 미 충족의료 경험 빈도는 감소하였지만, 독립변수 값에 따라 증화하여 보면 취약계층의 경험 빈도가 훨씬 덜 감소함을 알 수 있다. 좀 더 정교한 분석이 필요하겠지만 이는 미 충족의료 경험에서 취약계층에 불리한 불평등으로의 변화가 일어났다고 거칠게 해석가능하다.

또한 여기에서 중요한 것은 가구의 의료보장유형에서 공공부조의 역할을 하는 의료급여 가구가 건강보험 가입 가구에 비해 미 충족의료 경험의 빈도가 높다는 점과 동일한 사회경제적 위치임에도 불구하고 부양의무자 기준으로 인하여 보장성이 취약한 2종으로 분리된 의료급여 2종 가구가 의료급여 1종에 비해 미 충족의료 경험 빈도가 높다는 점이다. 그리고 상대적 빈곤에 속하는 차차상위 가구와 차상위 가구에서 미 충족의료 경험 빈도가 건강보험에 비해 높고 의료급여 가구에 비해 약간 낮거나 더 높은 빈도를 보인다는 점도 주목해야 할 것이다.

〈표 3〉 1차(2005), 2차(2006) 한국복지패널자료의 미 충족의료 유경험 빈도

| 변수 | 1차년도(2005) (n=6,508), % | 2차년도(2006) (n=6,508), % |
|--------------|----------------------------|----------------------------|
| 전체 | 5.54 | 2.99 |
| 가구주 성별 | | |
| 남 | 4.17 | 2.24 |
| 여 | 11.78 | 6.32 |
| 가구주 연령 | | |
| 39이하 | 3.36 | 1.48 |
| 40-64 | 5.91 | 3.15 |
| 65이상 | 7.55 | 4.33 |
| 가구주 교육수준 | | |
| 전문대이상 | 1.96 | 0.77 |
| 고등 | 4.77 | 2.33 |
| 중등 | 7.46 | 4.65 |
| 무학/초등 | 11.24 | 6.58 |
| 가구주 주관적 건강상태 | | |
| 건강하다 | 4.22 | 1.49 |
| 건강하지 않다 | 14.32 | 8.25 |
| 가구 소득계층 | | |
| 비빈 곤 | 2.28 | 1.02 |
| 차차상위 | 9.66 | 6.17 |
| 차상위 | 9.92 | 8.59 |
| 절대빈곤 | 13.19 | 7.79 |
| 가구 의료보장유형 | | |
| 건강보험 | 4.71 | 2.59 |
| 의료급여1종 | 13.74 | 6.47 |
| 의료급여2종 | 26.25 | 14.13 |

주: 각 wave별 표준가중치 반영함.

1차(2005년) 한국복지패널자료의 충족군(n=6,004)과 미충족군(n=504) 별 특성을 살펴보면(표4 참조) 가구주 수준 변수에서 성별, 연령, 주관적 건강상태, 만성질환 유무, 장애인가구주 여부, 노인가구주 여부, 취업상태, 취업지위에서 모두 충족군에 비해 미충족군이 불리한 상황임을 알 수 있고, 가구 수준 변수에서 소득계층, 다수의 소득 종류, 주관적 최저 생계비, 기초보장수급 여부, 혼인상태, 가구형태, 취업자수, 만성질환자수, 노인수, 장애인수에 있어서 취약한 환경에 처해 있음을 알 수 있다.

하지만, 의료보장유형이나 공적이전수급 여부 변수에서는 공공부조를 받고 있는 계층이 미 충족의료 경험 빈도가 높은 것으로 드러났다. 사적이전수급 변수의 경우 변수값 구성 비율에서 충족군과 미충족군이 크게 차이를 보이지 않았다. 이러한 경향은 2차(2006년) 한국복지패널자료의 충족군(n=6,232)과 미충족군(n=276) 별 특성에서도 동일하게 보이고 있다(표4 참조).

〈표 4〉 1차(2005), 2차(2006) 한국복지패널자료의 미 충족의료 경험 유무 집단별 특성

| 수준 | 변수 | 1차년도(2005) | | 2차년도(2006) | |
|-----|--------------|----------------------------|--------------------------|----------------------------|--------------------------|
| | | 미 충족의료 무경험 (n=6,004) | 미 충족의료 유경험 (n=504) | 미 충족의료 무경험 (n=6,232) | 미 충족의료 유경험 (n=276) |
| 가구주 | | | | | |
| | 성별(%) | | | | |
| | 남 | 83.3 | 61.9 | 82.2 | 61.1 |
| | 여 | 16.7 | 38.1 | 17.8 | 38.9 |
| | 연령1(%) | | | | |
| | 20대이하 | 4.8 | 3.8 | 3.4 | 1.5 |
| | 30대 | 24.3 | 13.5 | 23.3 | 11.6 |
| | 40대 | 25.1 | 25.2 | 25.4 | 20.8 |
| | 50대 | 16.4 | 19.1 | 16.8 | 21.9 |
| | 60대 | 16.6 | 18.7 | 16.6 | 22.6 |
| | 70대이상 | 12.9 | 19.7 | 14.5 | 21.6 |
| | 연령2(%) | | | | |
| | 39세이하 | 29.1 | 17.3 | 26.8 | 13.1 |
| | 40-64 | 49.6 | 53.1 | 50.1 | 52.9 |
| | 65세이상 | 21.3 | 29.6 | 23.2 | 34.1 |
| | 평균 연령 | 50.2 | 54.5 | 51.2 | 57.2 |
| | 교육수준(%) | | | | |
| | 무학/초등 | 20.3 | 43.8 | 20.8 | 47.4 |
| | 중등 | 10.9 | 15.0 | 11.0 | 17.4 |
| | 고등 | 34.6 | 29.5 | 34.3 | 26.6 |
| | 전문대이상 | 34.2 | 11.7 | 34.0 | 8.5 |
| | 주관적 건강상태(%) | | | | |
| | 건강하다 | 77.8 | 41.7 | 79.1 | 38.9 |
| | 건강하지 않다 | 22.2 | 58.3 | 20.9 | 61.1 |
| | 만성질환(%) | | | | |
| | 없다 | 69.8 | 41.7 | 62.1 | 33.8 |
| | 있다 | 30.3 | 58.3 | 37.9 | 66.2 |
| | 장애인가구주 여부(%) | | | | |
| | 비장애인가구주 | 92.0 | 83.8 | 91.0 | 87.9 |
| | 장애인가구주 | 8.1 | 16.3 | 9.0 | 12.1 |

〈표 4〉 계속

| 수준 | 변수 | 1차년도(2005) | | 2차년도(2006) | |
|--------------------------------------|---------------------------|----------------------------|--------------------------|----------------------------|--------------------------|
| | | 미 충족의료 무경험 (n=6,004) | 미 충족의료 유경험 (n=504) | 미 충족의료 무경험 (n=6,232) | 미 충족의료 유경험 (n=276) |
| 가구 | 노인가구주 여부(%) | | | | |
| | 비노인가구주 | 78.7 | 70.4 | 76.8 | 65.9 |
| | 노인가구주 | 21.3 | 29.6 | 23.2 | 34.1 |
| | 취업상태(%) | | | | |
| | 미취업 | 24.2 | 44.5 | 25.4 | 44.7 |
| | 취업 | 75.8 | 55.6 | 74.6 | 55.4 |
| | 취업지위(%) | | | | |
| | 실업/비경활 | 23.7 | 44.2 | 24.8 | 44.7 |
| | 임시/일용/자활/공공근로/ 무급가족종사자 | 21.0 | 37.0 | 13.2 | 29.3 |
| | 자영업 | 18.1 | 12.9 | 16.5 | 9.0 |
| | 고용주/상용직 | 37.1 | 5.9 | 45.4 | 17.1 |
| | 소득계층1(정부고시 최생비 기준)(%) | | | | |
| | 비빈곤(최저생계비 150%이상) | 68.4 | 27.2 | 71.3 | 23.9 |
| | 차차상위(최저생계비 150%미만) | 7.4 | 13.5 | 6.5 | 13.9 |
| | 차상위(최저생계비 120%미만) | 4.7 | 8.8 | 4.5 | 13.7 |
| | 절대빈곤(최저생계비 100%미만) | 19.5 | 50.5 | 17.7 | 48.5 |
| | 소득계층2(정부고시 최생비 기준)(%) | | | | |
| | 비빈곤(최저생계비 150%이상) | 68.4 | 27.2 | 71.3 | 23.9 |
| | 빈곤(최저생계비 150%미만) | 31.6 | 72.8 | 29.7 | 76.1 |
| | 소득계층3(OECD균등화지수)(%) | | | | |
| 비빈곤(최저생계비 150%이상) | 65.0 | 24.4 | 68.4 | 21.6 | |
| 차차상위(최저생계비 150%미만) | 8.1 | 12.7 | 6.0 | 11.5 | |
| 차상위(최저생계비 120%미만) | 4.1 | 5.7 | 4.3 | 6.8 | |
| 절대빈곤(최저생계비 100%미만) | 22.8 | 57.1 | 21.3 | 60.1 | |
| 소득계층4(OECD균등화지수)(%) | | | | | |
| 비빈곤(최저생계비150%이상) | 65.0 | 24.4 | 72.9 | 21.6 | |
| 빈곤(최저생계비150%미만) | 35.0 | 75.6 | 27.1 | 78.4 | |
| 평균 경상소득(만원/년) | 3186 | 1357 | 3576 | 1245 | |
| 평균 가처분소득(만원/년) | 2847 | 1310 | 3549 | 1024 | |
| 평균 공적이전소득(만원/년) | 166 | 179 | 206 | 168 | |
| 평균 경상-공적이전소득 (OECD균등화지수 이용)(만원/년) | 3023 | 1177 | 3371 | 1077 | |
| 평균 경상-공적이전소득 (OECD균등화지수 이용)(만원/년) | 1748 | 704 | 1927 | 659 | |
| 평균 주관적 최저생계비 (만원/월) | 174 | 96 | 184 | 109 | |
| (만원/년) | 1881 | 1153 | 2156 | 1305 | |
| 가처분소득-주관적 최저생계비(%) | | | | | |
| ≤ 0 | 19.8 | 35.9 | 20.9 | 51.4 | |
| > 0 | 80.3 | 64.1 | 79.1 | 48.7 | |

〈표 4〉 계속

| 수준 | 변수 | 1차년도(2005) | | 2차년도(2006) | |
|----|------------------------------|----------------------------|--------------------------|----------------------------|--------------------------|
| | | 미 충족의료 무경험 (n=6,004) | 미 충족의료 유경험 (n=504) | 미 충족의료 무경험 (n=6,232) | 미 충족의료 유경험 (n=276) |
| | 평균 가처분소득-주관적 최저생계비 (만원/년) | 967 | 156 | 1393 | -281 |
| | 의료보장유형(%) | | | | |
| | 건강보험 | 94.8 | 79.6 | 94.2 | 81.1 |
| | 의료급여1종 | 3.4 | 9.1 | 3.9 | 8.8 |
| | 의료급여2종 | 1.6 | 10.9 | 1.9 | 10.1 |
| | 기타 | 0.3 | 0.3 | 0.0 | 0.0 |
| | 기초보장수급형태(%) | | | | |
| | 비수급 | 94.5 | 77.8 | 93.6 | 77.8 |
| | 수급 | 5.5 | 22.2 | 6.4 | 22.2 |
| | 혼인상태(%) | | | | |
| | 유배우 | 74.7 | 49.3 | 74.1 | 47.5 |
| | 사별/이혼/별거 | 17.5 | 43.4 | 18.6 | 47.2 |
| | 미혼 | 7.8 | 7.3 | 7.3 | 5.3 |
| | 가구형태(%) | | | | |
| | 단독 | 15.2 | 27.8 | 15.3 | 30.8 |
| | 비단독 | 84.9 | 72.2 | 84.7 | 69.2 |
| | 공적이전수급(%) | | | | |
| | 비수급 | 56.0 | 30.3 | 47.5 | 25.5 |
| | 수급 | 44.0 | 69.8 | 52.6 | 74.5 |
| | 사적이전수급(%) | | | | |
| | 비수급 | 43.6 | 41.1 | 30.1 | 27.4 |
| | 수급 | 56.4 | 58.9 | 69.9 | 72.6 |
| | 가구당 평균 가구원수(명/가구) | 2.94 | 2.70 | 2.95 | 2.58 |
| | 가구당 평균 취업자수(%) | | | | |
| | 0명 | 18.3 | 35.5 | 18.8 | 35.0 |
| | 1명이상 | 81.7 | 64.5 | 81.2 | 65.0 |
| | 가구당 평균 취업자수(명/가구) | 1.14 | 0.79 | 1.17 | 0.83 |
| | 가구당 평균 만성질환자수(%) | | | | |
| | 0명 | 55.0 | 26.5 | 45.7 | 18.7 |
| | 1명이상 | 45.0 | 73.5 | 54.3 | 81.3 |
| | 가구당 평균 만성질환자수(명/가구) | 0.60 | 0.97 | 0.79 | 1.21 |
| | 가구당 평균 노인수(명/가구) | 0.39 | 0.48 | 0.42 | 0.56 |
| | 가구당 평균 아동수(명/가구) | 0.71 | 0.69 | 0.71 | 0.51 |
| | 가구당 평균 장애인수(%) | | | | |
| | 0명 | 86.7 | 73.0 | 84.8 | 78.5 |
| | 1명이상 | 13.3 | 27.0 | 15.2 | 21.5 |
| | 가구당 평균 장애인수(명/가구) | 0.14 | 0.32 | 0.17 | 0.24 |

주: 표본유지가구 6,511 대상 중 3개 결측치 제외함.
 각 wave별 표준가중치 반영함.

2. 관련요인 분석(analytic analysis)

미 충족의료 발생에 대한 결정요인으로 선행연구에서 연령, 성별, 빈곤 혹은 경제상태, 건강상태, 의료보장유형, 교육수준 등이 있다고 앞에서 언급하였다. 이 외에도 근무 상태, 종교 등의 변수가 존재하는데, 한국복지패널을 이용하여 분석을 한 결과 근무상태(복지패널자료의 '취업상태' 문항으로 이용) 변수는 크게 유의하지 않아서 모형 I 에서 제외하였고 종교 변수의 경우 경제적 요인보다는 심리적, 문화적 요인에 가까우므로 모형 I, 모형 II 모두에서 제외하였다.

앞에서 언급했듯이 선행연구의 경우 미 충족의료 조사에서 개인이 조사 단위였기 때문에 개인별 사회적, 경제적, 인구학적 변수를 이용하고 있지만, 한국복지패널의 경우 미 충족의료 조사가 가구 단위에서 이루어졌기 때문에 독립변수의 경우 가구주 및 가구 수준에 따른 조정이 불가피하였다. 그림1에 제시하였듯이 선행 연구에서 개인단위로 조사한 변수(예, 성별, 연령, 건강상태, 교육수준 등)의 경우 가구주 수준의 변수로 조정하였고, 선행 연구에서 가구단위로 조사된 변수(예, 경제상태, 의료보장유형, 가처분소득-주관적 최저생계비 등)는 그대로 가구 수준의 변수로 이용하였다. 또한 가구원들의 특성을 포괄하는 변수(예, 가구당 아동수, 노인수, 장애인수, 취업자수 등)는 가구 수준의 변수로 분류하였다. 기술 분석(descriptive analysis)의 경우 가구주 수준과 가구 수준의 변수를 분리하여 표에 제시하였지만, 관련요인 분석(analytic analysis)의 경우 2개의 분석 모형이 존재하고 변수선택법의 결과에 따라 변수가 제외 혹은 추가되므로 수준별 구분 없이 모형 I 의 기본 6가지 변수에 나머지 변수들을 제시하는 방식으로 분석 결과를 표시하였다. 이는 동태적 분석의 관련요인 분석(analytic analysis)에도 동일하게 적용하였다.

1차(2005) 한국복지패널자료의 경우 미 충족의료 유경험에 대한 관련요인으로 모형 I 에서는 가구주 성별, 가구주 연령, 가구 소득계층, 가구주 교육수준, 가구주 건강상태가 통계적으로 유의하였지만 가구 의료보장유형은 통계적으로 유의하지 않았다. 각각의 Odds Ratio(이하 OR)를 살펴보면 남성 가구주에 비해 여성 가구주의 OR 이 1.57로 높았고, 65세 이상 노인가구주에 비해 65세 미만 비노인가구주의 OR이

높았으며, 비빈곤층에 비해 빈곤층의 OR이 3.89로 매우 높았으며, 중등이상에 비해 중등이하의 교육수준을 가진 가구주의 OR이 1.46으로 높았으며, 가구주의 주관적 건강상태가 좋은 경우에 비해 나쁜 경우의 OR이 2.79로 높게 나왔다. 이 결과는 대부분 선행 연구와 비슷한 결과를 보여 주었지만, 성별의 경우 선행연구에서 여성일 수록 OR이 낮은 경향을 보였으나 이 연구에서는 반대의 경향을 보였다. 하지만, 단면적 분석이든 동태적 분석이든 모형 I의 관련요인 분석결과에서는 가구주의 성별이 유의한 경우가 있었지만 모형 II의 경우에는 성별이 통계적으로 유의한 경우는 없었다. 이는 모형 I에서 포함하지 않은 독립변수로 인해 보정이 완벽하게 이루어지지 않았을 가능성도 있고, 선행 연구의 개인 단위 조사와 한국복지패널의 가구 단위 조사의 차이로 인한 것으로 의심해 볼 수 있으나 이에 대한 면밀한 분석이 필요할 것이다.

한편, 1차(2005) 한국복지패널자료의 경우 미 충족의료에 대한 유경험의 관련요인으로 모형 II의 경우 변수선택법(stepwise method)을 통해 최종 선택된 변수인 가구주 연령, 가구 소득계층, 가구주 교육수준, 가구주의 주관적 건강상태, 만성질환자수, 장애인가구주 여부, 가구당 장애인수, 가구당 아동수, 가구주 혼인상태, 사적이전수급 여부를 독립변수로 포함하여 분석하였는데, 모형 I에 속한 변수들의 OR은 유사한 경향과 수치를 나타내었고, 모형 II에 새로이 추가된 변수 중 만성질환자수, 장애인수, 아동수, 혼인상태의 경우 기준집단에 비해 불리할수록 OR이 1보다 큰 수치를 보였지만, 장애인가구주 여부, 사적이전수급 여부에서는 장애인가구주가 아닐수록, 사적이전수급을 받지 않을수록 OR이 기준집단에 비해 높은 수치를 보였다(표5 참조).

〈표 5〉 1차(2005) 한국복지패널자료의 미 충족의료 경험의 관련요인 분석결과

| 변수 | Odds Ratio(95% C.I.) | |
|---------------|----------------------|--------------------|
| | 모형 I (기본모형) | 모형 II(변수선택법 이용 모형) |
| 가구주 성별 | | |
| 남 | 1.00 | |
| 여 | 1.57(1.21-2.03)* | |
| 가구주 연령 | | |
| 65미만 | 1.00 | 1.00 |
| 65이상 | 0.41(0.31-0.55)* | 0.50(0.37-0.68)* |
| 가구 소득계층 | | |
| 비빈곤 | 1.00 | 1.00 |
| 빈곤 | 3.89(2.94-5.15)* | 3.45(2.60-4.57)* |
| 가구주 교육수준 | | |
| 고등이상 | 1.00 | 1.00 |
| 중등이하 | 1.46(1.12-1.91)* | 1.52(1.15-2.00)* |
| 가구 의료보장유형 | | |
| 건강보험 | 1.00 | |
| 의료급여 | 1.30(0.94-1.79) | |
| 가구주의 주관적 건강상태 | | |
| 건강하다 | 1.00 | 1.00 |
| 건강하지 않다. | 2.79(2.13-3.65)* | 2.57(1.92-3.44)* |
| 가구당 만성질환자수 | | |
| 0명 | | 1.00 |
| 1명이상 | | 1.58(1.17-2.14)* |
| 장애인가구주 여부 | | |
| 비장애인가구주 | | 1.00 |
| 장애인가구주 | | 0.61(0.38-0.97) |
| 가구당 장애인 수 | | |
| 0명 | | 1.00 |
| 1명이상 | | 1.90(1.29-2.82)* |
| 가구당 아동수 | | |
| 0명 | | 1.00 |
| 1명이상 | | 1.77(1.35-2.31)* |
| 가구주 혼인상태 | | |
| 배우자있음 | | 1.00 |
| 배우자없음 | | 2.24(1.75-2.87)* |
| 사적이전수급 여부 | | |
| 비수급 | | 1.00 |
| 수급 | | 0.76(0.60-0.97)* |

주: 1차(2005)년도 표준가중치 반영함.

* p<0.05

2차(2006년) 한국복지패널자료의 경우 미 충족의료에 대한 유경험의 관련요인으로 모형 I에서 1차(2005년)와 동일한 경향을 보였다. 하지만 특이한 점은 2차(2006년)의 가구 소득계층의 OR이 1차(2005년)에 비해 많이 증가하였고, 이에 못 미치지만 가구의 주관적 건강상태, 가구주 교육수준에서도 OR이 1차(2005년)에 비해 증가하였음을 확인할 수 있다. 앞에서 언급하였듯이 이는 미 충족의료 경험의 변화에서 취약계층에게 불리한 쪽으로 불평등이 증가하고 있음을 보여준다고 할 수 있다.

2차(2006년) 한국복지패널자료의 경우 미 충족의료 유경험에 대한 관련요인으로 모형 II에서 새로이 추가된 변수는 1차(2005년)와 다르게 그 개수가 1개 적었고 변수의 구성에서도 1차(2005년)의 가구당 장애인수, 가구당 아동수, 사적이전수급여부가 제외되고 새로 가구당 취업인수, 가처분소득-주관적 최저생계비가 추가되었다. 가구당 취업인수가 1명이상에 비해 0명 일수록, 가처분소득이 주관적 최저생계비보다 적을수록 미 충족의료 유경험의 OR이 증가하는 것으로 나타났다(표6).

〈표 6〉 2차(2006) 한국복지패널자료의 미 충족의료 경험의 관련요인 분석결과

| 변수 | Odds Ratio(95% C.I.) | |
|-----------------|----------------------|---------------------|
| | 모형 I (기본모형) | 모형 II (변수선택법 이용 모형) |
| 가구주 성별 | | |
| 남 | 1.00 | |
| 여 | 1.41(1.02-1.96)* | |
| 가구주 연령 | | |
| 65미만 | 1.00 | 1.00 |
| 65이상 | 0.36(0.25-0.51)* | 0.41(0.28-0.60)* |
| 가구 소득계층 | | |
| 비빈곤 | 1.00 | 1.00 |
| 빈곤 | 5.70(3.88-8.38)* | 4.65(3.08-7.03)* |
| 가구주 교육수준 | | |
| 고등이상 | 1.00 | 1.00 |
| 중등이하 | 1.79(1.25-2.56)* | 1.70(1.18-2.44)* |
| 가구 의료보장유형 | | |
| 건강보험 | 1.00 | |
| 의료급여 | 0.86(0.57-1.29) | |
| 가구주의 주관적 건강상태 | | |
| 건강하다 | 1.00 | 1.00 |
| 건강하지 않다. | 3.19(2.25-4.52)* | 3.03(2.09-4.39)* |
| 가구당 만성질환자수 | | |
| 0명 | | 1.00 |
| 1명이상 | | 1.66(1.08-2.54)* |
| 장애인가구주 여부 | | |
| 비장애인가구주 | | 1.00 |
| 장애인가구주 | | 0.59(0.37-0.95)* |
| 가구당 취업인수 | | |
| 0명 | | 1.00 |
| 1명이상 | | 0.58(0.40-0.85)* |
| 가처분소득-주관적 최저생계비 | | |
| >0 | | 1.00 |
| ≤0 | | 1.86(1.34-2.57)* |
| 가구주 혼인상태 | | |
| 배우자있음 | | 1.00 |
| 배우자없음 | | 1.88(1.35-2.62)* |

주: 2차(2006)년도 표준가중치 반영함.

* p<0.05

1차(2005년), 2차(2006년)의 미 충족의료 유경험의 관련요인 분석에서 한 가지 주목해야 할 점은 다중공선성이 어느 정도 존재하는 장애인가구주여부 변수와 가구당 장애인수 변수에서 기준집단에 비해 불리한 집단의 OR이 반대의 경향으로 나타난다는 점이다. 다시 말해 장애인 가구주에 비해 비장애인 가구주의 경우 미 충족의료 유경험의 OR이 높았고, 가구당 장애인수가 0명인 가구에 비해 1명 이상인 가구의 경우 OR이 높게 나타났다. 이는 가구원 중 장애인의 가구주 여부에 따라 미 충족의료 유경험의 발생에 차이가 남을 시사하는 것으로 좀 더 정교한 분석이 필요한 부분이라고 할 수 있다.

IV. 미 충족의료 현황에 대한 동태적 분석

이 장에서는 1차(2005년)와 2차(2006년) 한국복지패널자료를 연동하여 미 충족의료 경험의 동태적인 변화를 기술하고 로지스틱 회귀분석을 이용하여 그의 관련요인을 분석하였다.

1. 기술 분석(Descriptive analysis)

2005년과 2006년에 걸쳐 미 충족의료 경험의 동태적인 변화를 살펴보면(표7 참조) 3장에서 다뤘던 미 충족의료 유경험 빈도가 큰 폭으로 감소함을 확인할 수 있다. 우선 2005년 기준으로 충족군에서 충족군으로 유지된 비율이나 미충족군에서 충족군으로 호전된 비율이 전체변화에서 1, 2위를 차지하면서 전체 표본유지가구의 97.01%를 차지하였고, 2005년 기준으로 충족군에서 미충족군으로 추락한 비율이나 미충족군에서 미충족군으로 잔류한 비율은 전체 표본유지가구에서 2.99%를 차지하였다. 2006년 미충족군에 속하는 표본이 전체의 2.99%임에 비해 2005년 미충족군에 속하였다가 2006년 충족군으로 호전된 표본이 전체의 4.35%에 해당하므로 2차(2006년)의 한국복지패널에서는 미 충족의료의 빈도가 많이 감소하였음을 재차 확인 가능하다.

연도별 미 충족의료 유경험의 빈도 차이로 인한 문제를 최소화하기 위해 미 충족

의료의 동학을 기준으로 충족→충족 유형(A), 충족→미충족 유형(B), 미충족→충족 유형(C), 미충족→미충족 유형(D) 별 내부에서의 비율 변화로 다음 현황을 설명하고자 한다.

2005년 기준으로 전체 표본유지 6,511가구를 가구주 연령별, 가구주 성별, 가구주 교육수준별, 가구 소득계층별, 가구 의료보장유형별로 층화하여 미 충족의료 경험의 변화를 살펴보면 각 변수 내에서 기준집단에 비해 불리할수록, 즉 연령이 증가하거나, 여성 가구주이거나, 교육수준이 낮거나, 가구소득이 낮아지거나, 의료급여이거나, 의료급여 중에서도 의료급여 2종인 경우 4가지 유형에서의 변화의 변이가 증가함을 알 수 있다. 특히, B유형과 D유형 내부를 들여다보면 모든 변수에서 기준집단에 비해 불리할수록 미충족군으로 추락하거나 미충족군에 계속 잔류하는 비율이 증가함을 알 수 있다. 변수별로 4가지 유형의 변화 폭을 살펴보면 다른 변수는 변화 폭에서 비슷한 수치를 보이는 반면 의료보장유형 변수에서 변화 폭이 상당히 큼을 알 수 있다. 건강보험에 비해 의료급여1종이, 의료급여 1종에 비해 의료급여 2종이 전체적인 변화 폭이 큼을 확인 가능하다.

〈표 7〉 미 충족의료 경험의 변화 현황

| 1차→2차 | 표본유지 가구 중 비율(%) | 1차년도 충족군 중 비율(%) | 1차년도 미충족군 중 비율(%) | 2차년도 충족군 중 비율(%) | 2차년도 미충족군 중 비율(%) |
|---------|-----------------|------------------|-------------------|------------------|-------------------|
| 충족→충족 | 92.66 | 98.11 | - | 95.52 | - |
| 충족→미충족 | 1.78 | 1.89 | - | - | 59.6 |
| 미충족→충족 | 4.35 | - | 78.27 | 4.48 | - |
| 미충족→미충족 | 1.21 | - | 21.73 | - | 40.4 |

주: 2차(2006)년도 표준가중치 반영함.

〈표 8〉 1차(2005년) 기준 연령별 미 충족의료 경험의 변화

| 1차→2차 | 20대 이하(%) | 30대(%) | 40대(%) | 50대(%) | 60대(%) | 70대 이상(%) |
|---------|-----------|--------|--------|--------|--------|-----------|
| 충족→충족 | 95.2 | 95.9 | 93.0 | 91.2 | 91.3 | 88.8 |
| 충족→미충족 | 0.4 | 0.9 | 1.4 | 2.4 | 2.5 | 3.0 |
| 미충족→충족 | 3.9 | 2.7 | 4.3 | 4.6 | 4.8 | 6.7 |
| 미충족→미충족 | 0.6 | 0.5 | 1.3 | 1.9 | 1.4 | 1.5 |
| 소계 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 |

주: 1차(2005)년도 표준가중치 반영함.

〈표 9〉 1차(2005년) 기준 성별 미 충족의료 경험의 변화

| 1차→2차 | 남(%) | 여(%) |
|---------|------|------|
| 충족→충족 | 94.5 | 84.4 |
| 충족→미충족 | 1.4 | 3.8 |
| 미충족→충족 | 3.2 | 9.4 |
| 미충족→미충족 | 0.9 | 2.4 |
| 소계 | 100 | 100 |

주: 1차(2005)년도 표준가중치 반영함.

〈표 10〉 1차(2005년) 기준 교육수준별 미 충족의료 경험의 변화

| 1차→2차 | 전문대졸이상(%) | 고등(%) | 중등(%) | 무학/초등(%) |
|---------|-----------|-------|-------|----------|
| 충족→충족 | 97.6 | 93.8 | 89.9 | 84.6 |
| 충족→미충족 | 0.4 | 1.4 | 2.6 | 4.1 |
| 미충족→충족 | 1.6 | 3.8 | 5.5 | 8.8 |
| 미충족→미충족 | 0.4 | 0.9 | 2.0 | 2.5 |
| 소계 | 100 | 100 | 100 | 100 |

주: 1차(2005)년도 표준가중치 반영함.

〈표 11〉 1차(2005년) 기준 소득계층별 미 충족의료 경험의 변화

| 1차→2차 | 비빈곤 | | 빈곤 | |
|---------|--------|----------|---------|----------|
| | 비빈곤(%) | 차차상위층(%) | 차상위층(%) | 절대빈곤층(%) |
| 충족→충족 | 96.9 | 86.8 | 85.9 | 83.3 |
| 충족→미충족 | 0.8 | 3.5 | 4.2 | 3.5 |
| 미충족→충족 | 2.0 | 7.3 | 6.5 | 10.1 |
| 미충족→미충족 | 0.3 | 2.4 | 3.4 | 3.2 |
| 소계 | 100 | 100 | 100 | 100 |

주: 1차(2005)년도 표준가중치 반영함.

〈표 12〉 1차(2005년) 기준 의료보장유형별 미 충족의료 경험의 변화

| 1차→2차 | 건강보험(%) | 의료급여1종(%) | 의료급여2종(%) |
|---------|---------|-----------|-----------|
| 충족→충족 | 93.6 | 82.3 | 65.9 |
| 충족→미충족 | 1.6 | 3.8 | 5.4 |
| 미충족→충족 | 3.7 | 11.9 | 19.0 |
| 미충족→미충족 | 1.0 | 1.9 | 9.6 |
| 소계 | 100 | 100 | 100 |

주: 1차(2005)년도 표준가중치 반영함.

그림2에서 제시한 미 충족의료 경험의 변화에서 도출된 4가지 유형 중 충족→충족 유형(A)과 미 충족의료를 한번 이상 경험한 유형(BCD)의 특징을 비교해보면 표 13과 같다. 두 집단의 경우 표본수의 차이가 비대칭적이고 한국복지패널의 경우 빈곤층을 과대표집하였기 때문에 실제의 모집단은 더욱 비대칭적이어서 이러한 비대칭성을 보정하기 위해 기술 분석에서 표준가중치를 반영하였다. 그리고 표13, 표14에서 유형별 특성의 경우 각 유형의 1차(2005년) 자료 특성을 이용하였는데, 그 이유는 1차(2005년) 패널자료는 1차 패널조사 시점에서 전년도에 한 해나 그 연말을 회상하여 설문에 응답하였고, 2차(2006년) 패널 자료는 1차 패널조사 시점이 속하는 년도의 한 해나 연말을 회상하여 설문에 응답하였으므로 2차 패널조사 시점 보다 미 충족의료 경험 유무에 미치는 영향이 클 것으로 판단하였기 때문이다.

표13에서 충족→충족 유형(A)과 미 충족의료를 한번 이상 경험한 유형(BCD)의 특성을 비교해보면 거칠게 살펴봐도 자료의 특성에서 크게 차이가 나는데 후자가 거의 모든 변수에서 불리한 상황임을 알 수 있다. 이러한 격차는 이산변수의 경우 카이제곱 검정을, 연속변수의 경우 t검정을 시행하여 차이의 통계적 유의성을 살펴본 결과, 사적이전수급 여부와 평균 공적이전소득, 가구당 평균 아동수를 제외한 모든 변수에서 두 집단의 차이가 통계적으로 유의한 것으로 드러났다. 가구주 수준의 경우 A유형에 비해 BCD유형에서 여성의 비율, 50대 이상의 비율(특히 70대 이상의 비율)이 높았고 평균연령도 5세 정도 많았으며 무학/초등학교의 비율, 장애인·노인·미취업상태·실업·비경제활동인구에 속하는 가구주 비율도 높았다. 가구 수준의 특성의 경우 A유형에 비해 BCD유형이 빈곤층 비율, 의료급여 비율, 기초보장수급 중인 비율, 단독가구 비율, 배우자 없는 비율이 높았고, 가구원 중 취업자가 없는 비율, 가구원 중 만성질환자가 존재하는 비율, 가구원 중 장애인이 존재하는 비율이 높았으며 공적이전소득을 제외한 경상소득, 가처분소득, 경상소득-공적이전소득 모두가 A유형 평균값의 50%에도 미치지 못하는 것으로 나타났다.

〈표 13〉 총족→총족 유형(A)과 미 총족의료를 한번 이상 경험한 유형(BCD)의 특성

| 수준 | 변수 | 총족→총족 (A유형) n=5,833 | 미총족의료 한번 이상 경험 (BCD유형) n=672 |
|----------------|-----------------------|---------------------------|------------------------------------|
| 가구주 | | | |
| 성별(%) * | | | |
| | 남 | 83.7 | 64.1 |
| | 여 | 16.3 | 35.9 |
| 연령1(%) * | | | |
| | 20대이하 | 4.9 | 3.1 |
| | 30대 | 24.6 | 13.1 |
| | 40대 | 25.2 | 24.0 |
| | 50대 | 16.3 | 19.8 |
| | 60대 | 16.5 | 19.7 |
| | 70대이상 | 12.7 | 20.3 |
| 연령2(%) * | | | |
| | 39세이하 | 29.5 | 16.2 |
| | 40-64 | 49.6 | 52.9 |
| | 65세이상 | 21.0 | 30.9 |
| 평균 연령 * | | 50.0 | 55.2 |
| 교육수준(%) * | | | |
| | 무학/초등 | 19.7 | 45.1 |
| | 중등 | 10.8 | 15.2 |
| | 고등 | 34.7 | 29.1 |
| | 전문대이상 | 34.8 | 10.6 |
| 주관적 건강상태(%) * | | | |
| | 건강하다 | 78.3 | 44.6 |
| | 건강하지 않다 | 21.7 | 55.5 |
| 만성질환(%) * | | | |
| | 없다 | 70.2 | 43.5 |
| | 있다 | 29.8 | 56.5 |
| 장애인가구주 여부(%) * | | | |
| | 비장애인가구주 | 92.1 | 84.8 |
| | 장애인가구주 | 8.0 | 15.2 |
| 노인가구주 여부(%) * | | | |
| | 비노인가구주 | 79.0 | 69.1 |
| | 노인가구주 | 21.0 | 30.9 |
| 취업상태(%) * | | | |
| | 미취업 | 23.7 | 44.6 |
| | 취업 | 76.3 | 55.4 |
| 취업지위(%) * | | | |
| | 실업/비경활 | 23.3 | 44.3 |
| | 임시/일용/자활/공공근로/무급가족종사자 | 20.7 | 37.2 |
| | 자영업 | 18.3 | 12.2 |
| | 고용주/상용직 | 37.7 | 6.4 |

〈표 13〉 계속

| 수준 | 변수 | 충족→충족 | 미충족의료 한번 이상 경험 |
|----|----------------------------------|------------------|------------------|
| | | (A유형) n=5,833 | (BCD유형) n=672 |
| 가구 | | | |
| | 소득계층1(정부고시 최생비 기준)(%) * | | |
| | 비빈곤(최저생계비 150%이상) | 69.1 | 28.2 |
| | 차차상위(최저생계비 150%미만) | 7.3 | 14.0 |
| | 차상위(최저생계비 120%미만) | 4.6 | 9.4 |
| | 절대빈곤(최저생계비 100%미만) | 19.0 | 48.4 |
| | 소득계층2(정부고시 최생비 기준)(%) * | | |
| | 비빈곤(최저생계비 150%이상) | 69.1 | 28.2 |
| | 빈곤(최저생계비 150%미만) | 30.9 | 71.8 |
| | 소득계층3(OECD균등화지수)(%) * | | |
| | 비빈곤(최저생계비 150%이상) | 65.7 | 25.2 |
| | 차차상위(최저생계비 150%미만) | 8.0 | 12.7 |
| | 차상위(최저생계비 120%미만) | 3.9 | 7.0 |
| | 절대빈곤(최저생계비 100%미만) | 22.3 | 55.2 |
| | 소득계층4(OECD균등화지수)(%) * | | |
| | 비빈곤(최저생계비150%이상) | 65.7 | 25.2 |
| | 빈곤(최저생계비150%미만) | 34.3 | 74.8 |
| | 평균 경상소득(만원/년) * | 3220 | 1369 |
| | 평균 가처분소득(만원/년) * | 2876 | 1321 |
| | 평균 공적이전소득(만원/년) | 163 | 166 |
| | 평균 경상-공적이전소득(만원/년) * | 3057 | 1204 |
| | 평균 경상공적이전소득*(OECD균등화지수 이용)(만원/년) | 1767 | 719 |
| | 평균 주관적 최저생계비(%) | | |
| | (만원/월) * | 176 | 97 |
| | (만원/년) * | 1874 | 1163 |
| | 가처분소득-주관적 최저생계비(%) * | | |
| | ≤ 0 | 19.4 | 36.0 |
| | > 0 | 80.6 | 64.0 |
| | 평균 가처분소득-주관적 최저생계비(만원/년) * | 982 | 158 |
| | 의료보장유형(%) * | | |
| | 건강보험 | 95.0 | 81.1 |
| | 의료급여1종 | 3.3 | 8.8 |
| | 의료급여2종 | 1.5 | 10.1 |
| | 기초보장수급형태(%) * | | |
| | 비수급 | 94.7 | 79.6 |
| | 수급 | 5.3 | 20.4 |

〈표 13〉 계속

| 수준 | 변수 | 충족→충족 | 미충족의료 한번 이상 경험 |
|-----------------------|----------|------------------|------------------|
| | | (A유형) n=5,833 | (BCD유형) n=672 |
| 혼인상태(%) * | | | |
| | 유배우 | 75.2 | 49.4 |
| | 사별/이혼/별거 | 17.0 | 43.4 |
| | 미혼 | 7.8 | 7.3 |
| 가구형태(%) * | | | |
| | 단독 | 14.8 | 29.2 |
| | 비단독 | 85.2 | 70.8 |
| 공적이전수급(%) * | | | |
| | 비수급 | 56.4 | 32.3 |
| | 수급 | 43.6 | 67.7 |
| 사적이전수급(%) | | | |
| | 비수급 | 43.7 | 41.1 |
| | 수급 | 56.3 | 58.9 |
| 가구당 평균 가구원수(명/가구) * | | | |
| | | 2.94 | 2.64 |
| 가구당 평균 취업자수(%) * | | | |
| | 0명 | 17.9 | 36.3 |
| | 1명이상 | 82.1 | 63.7 |
| 가구당 평균 취업자수(명/가구) * | | | |
| | | 1.14 | 0.81 |
| 가구당 평균 만성질환자수(%) * | | | |
| | 0명 | 55.4 | 28.4 |
| | 1명이상 | 44.6 | 71.6 |
| 가구당 평균 만성질환자수(명/가구) * | | | |
| | | 0.60 | 0.94 |
| 가구당 평균 노인수(명/가구) * | | | |
| | | 0.38 | 0.50 |
| 가구당 평균 아동수(명/가구) | | | |
| | | 0.71 | 0.64 |
| 가구당 평균 장애인수(%) * | | | |
| | 0명 | 86.8 | 74.8 |
| | 1명이상 | 13.2 | 25.2 |
| 가구당 평균 장애인수(명/가구) * | | | |
| | | 0.14 | 0.29 |

주: 1차(2005)년도 표준가중치 반영함.

* $p < 0.05$: A유형과 BCD유형의 변수값에 대한 카이제곱 검정(이산변수) 및 t-test(연속변수) 실시 결과

미 충족의료를 한번 이상 경험한 유형, 즉 충족→미충족 유형(B, 추락군), 미충족→충족 유형(C, 호전군), 미충족→미충족 유형(D, 미충족지속군) 간 특성을 비교해보면 호전군(C)이 나머지 2개 유형에 비해 조금 더 유리한 상황에 있고 추락군(B)과 미충족지속군(D)이 취약한 상황에 있는 것으로 나타났다. 두 가지 유형 중에서도 미충족지속군(D)이 더욱 취약한 것으로 나타났는데, 주관적 건강상태, 소득계층, 평균 소득에서는 통계적으로 유의하게 추락군(B)보다 불리한 상태에 처해 있는 것으로 나

타났다.

미 충족의료를 한번 이상 경험한 3가지 유형을 2가지 유형씩 카이제곱검정(이산변수 경우)과 t-검정(연속변수 경우)으로 비교해 보면 그 결과는 다음과 같다.

우선 추락군(B)과 호전군(C)의 차이를 통계적 검정으로 비교해 보면, 호전군(C)에서 가구주 평균 연령이 유의하게 낮았고 평균 공적이전소득, 가구당 평균 아동수, 가구당 평균 장애인수가 유의하게 높은 것으로 나타났다.

다음으로 호전군(C)과 미충족지속군(D)의 경우 호전군(C)에서 주관적 건강상태, 소득계층, 평균 소득(경상, 가처분, 경상-공적이전, 가처분-주관적최저생계비)이 통계적으로 유의하게 미충족지속군(D)에 비해 유리한 상황이라는 것이 드러났다.

마지막으로 추락군(B)과 미충족지속군(D)의 경우 호전군(C)과 미충족지속군(D)의 비교 결과처럼 추락군(B)에서 주관적 건강상태, 소득계층, 평균 소득(경상, 가처분, 경상-공적이전, 가처분-주관적최저생계비)이 미충족지속군(D)에 비해 통계적으로 유의하게 유리한 상황이었고, 국민기초생활보장 수급여부에서는 미충족지속군(D)에 비해 수급 중인 비율이 통계적으로 유의하게 낮았다. 그리고 공적이전수급여부 변수에서 유의확률(p-value)이 유의수준 0.05를 약간 초과하였기 때문에 통계적으로 유의하지 않았지만, 추락군(B)이 미충족지속군(D)에 비해 공적이전 수급 중인 비율이 낮은 경향을 보였다.

〈표 14〉 미 충족의료를 한번 이상 경험한 유형의 하부집단별 특성

| 수준 | 변수 | 충족→미충족 (B유형, 주락군) n=168 | 미충족→충족 (C유형, 호진군) n=396 | 미충족→미충족 (D유형, 미충족지속군) n=108 |
|--------------|-----------------------|-------------------------------|-------------------------------|-----------------------------------|
| 가구주 | | | | |
| 성별(%) | | | | |
| | 남 | 62.0 | 61.3 | 64.1 |
| | 여 | 38.0 | 38.8 | 35.9 |
| 연령1(%) | | | | |
| | 20대 이하 | 0.9 | 4.2 | 2.4 |
| | 30대 | 12.0 | 14.7 | 9.1 |
| | 40대 | 20.0 | 24.8 | 26.8 |
| | 50대 | 21.9 | 17.4 | 25.3 |
| | 60대 | 23.0 | 18.3 | 19.9 |
| | 70대 이상 | 22.2 | 20.6 | 16.5 |
| 연령2(%) | | | | |
| | 39세 이하 | 12.9 | 18.9 | 11.5 |
| | 40-64 | 52.1 | 50.8 | 61.5 |
| | 65세 이상 | 35.0 | 30.4 | 27.0 |
| 평균 연령 | | 57.3 | 54.3 | 55.3 |
| 교육수준(%) | | | | |
| | 무학/초등 | 49.2 | 43.5 | 44.8 |
| | 중등 | 15.9 | 14.1 | 18.5 |
| | 고등 | 27.6 | 30.4 | 26.5 |
| | 전문대 이상 | 7.3 | 12.1 | 10.2 |
| 주관적 건강상태(%) | | | | |
| | 건강하다 | 53.5 | 45.7 | 27.4 |
| | 건강하지 않다 | 46.6 | 54.4 | 72.6 |
| 만성질환(%) | | | | |
| | 없다 | 49.1 | 43.2 | 36.2 |
| | 있다 | 50.9 | 56.8 | 63.8 |
| 장애인가구주 여부(%) | | | | |
| | 비장애인가구주 | 88.0 | 83.0 | 86.7 |
| | 장애인가구주 | 12.0 | 17.1 | 13.3 |
| 노인가구주 여부(%) | | | | |
| | 비노인가구주 | 65.0 | 69.7 | 73.0 |
| | 노인가구주 | 35.0 | 30.4 | 27.0 |
| 취업상태(%) | | | | |
| | 미취업 | 45.2 | 43.5 | 47.8 |
| | 취업 | 54.8 | 56.5 | 52.2 |
| 취업지위(%) | | | | |
| | 실업/비경활 | 44.3 | 43.5 | 46.9 |
| | 임시/일용/자활/공공근로/무급가족종사자 | 37.9 | 37.7 | 34.6 |
| | 자영업 | 10.0 | 14.3 | 7.6 |
| | 고용주/상용직 | 7.8 | 4.5 | 11.0 |

〈표 14〉 계속

| 수준 | 변수 | 충족→미충족 (B유형, 주락군) n=168 | 미충족→충족 (C유형, 호전군) n=396 | 미충족→미충족 (D유형, 미충족지속군) n=108 |
|----|----------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-----------------------------------|
| 가구 | | | | |
| | 소득계층1(정부고시 최생비 기준)(%) | | | |
| | 비빈곤(최저생계비 150%이상) | 31.2 | 30.4 | 15.5 |
| | 차차상위(최저생계비 150%미만) | 15.5 | 13.0 | 15.3 |
| | 차상위(최저생계비 120%미만) | 11.4 | 7.4 | 13.8 |
| | 절대빈곤(최저생계비 100%미만) | 42.0 | 49.1 | 55.4 |
| | 소득계층2(정부고시 최생비 기준)(%) | | | |
| | 비빈곤(최저생계비 150%이상) | 31.2 | 30.4 | 15.5 |
| | 빈곤(최저생계비 150%미만) | 68.9 | 69.6 | 84.5 |
| | 소득계층3(OECD균등화지수)(%) | | | |
| | 비빈곤(최저생계비 150%이상) | 27.5 | 27.8 | 12.3 |
| | 차차상위(최저생계비 150%미만) | 12.4 | 12.4 | 13.8 |
| | 차상위(최저생계비 120%미만) | 10.7 | 4.8 | 9.3 |
| | 절대빈곤(최저생계비 100%미만) | 49.4 | 55.0 | 64.7 |
| | 소득계층4(OECD균등화지수)(%) | | | |
| | 비빈곤(최저생계비150%이상) | 27.5 | 27.8 | 12.3 |
| | 빈곤(최저생계비150%미만) | 72.5 | 72.2 | 87.7 |
| | 평균 경상소득(만원/년) | 1408 | 1419 | 1132 |
| | 평균 가처분소득(만원/년) | 1355 | 1366 | 1106 |
| | 평균 공적이전소득(만원/년) | 123 | 181 | 172 |
| | 평균 경상-공적이전소득(만원/년) | 1285 | 1237 | 961 |
| | 평균 경상-공적이전소득(OECD균등화지수 이용)(만원/년) | 765 | 740 | 573 |
| | 평균 주관적 최저생계비(%) | | | |
| | (만원/월) | 99 | 96 | 95 |
| | (만원/년) | 1192 | 1158 | 1138 |
| | 가처분소득-주관적 최저생계비(%) | | | |
| | ≤ 0 | 36.4 | 33.9 | 43.1 |
| | > 0 | 63.7 | 66.1 | 56.9 |
| | 평균 가처분소득-주관적 최저생계비(만원/년) | 163 | 208 | -32 |
| | 의료보장유형(%) | | | |
| | 건강보험 | 85.6 | 80.3 | 77.1 |
| | 의료급여1종 | 8.0 | 10.0 | 5.9 |
| | 의료급여2종 | 6.4 | 9.7 | 17.0 |
| | 기초보장수급형태(%) | | | |
| | 비수급 | 85.2 | 79.2 | 72.8 |
| | 수급 | 14.8 | 20.8 | 27.2 |

〈표 14〉 계속

| 수준 | 변수 | 총족→미총족 | 미총족→총족 | 미총족→미총족 |
|---------------------|----------|---------------------|---------------------|------------------------|
| | | (B유형, 주락군) n=168 | (C유형, 호전군) n=396 | (D유형, 미총족지족군) n=108 |
| 혼인상태(%) | | | | |
| | 유배우 | 49.5 | 50.7 | 44.4 |
| | 사별/이혼/별거 | 43.4 | 41.7 | 49.4 |
| | 미혼 | 7.1 | 7.6 | 6.2 |
| 가구형태(%) | | | | |
| | 단독 | 33.8 | 26.7 | 31.6 |
| | 비단독 | 66.2 | 73.3 | 68.4 |
| 공적이전수급(%) | | | | |
| | 비수급 | 38.6 | 31.6 | 25.5 |
| | 수급 | 61.4 | 68.4 | 74.5 |
| 사적이전수급(%) | | | | |
| | 비수급 | 40.9 | 41.8 | 38.8 |
| | 수급 | 59.1 | 58.2 | 61.2 |
| 가구당 평균 가구원수(명/가구) | | | | |
| | | 2.54 | 2.69 | 2.60 |
| 가구당 평균 취업자수(%) | | | | |
| | 0명 | 38.8 | 35.0 | 37.5 |
| | 1명이상 | 61.2 | 65.0 | 62.5 |
| 가구당 평균 취업자수(명/가구) | | | | |
| | | 0.88 | 0.81 | 0.71 |
| 가구당 평균 만성질환자수(%) | | | | |
| | 0명 | 34.3 | 27.5 | 23.2 |
| | 1명이상 | 65.7 | 72.5 | 76.9 |
| 가구당 평균 만성질환자수(명/가구) | | | | |
| | | 0.85 | 0.96 | 1.00 |
| 가구당 평균 노인수(명/가구) | | | | |
| | | 0.58 | 0.49 | 0.43 |
| 가구당 평균 아동수(명/가구) | | | | |
| | | 0.49 | 0.70 | 0.67 |
| 가구당 평균 장애인수(%) | | | | |
| | 0명 | 80.5 | 72.0 | 76.5 |
| | 1명이상 | 19.5 | 28.0 | 23.6 |
| 가구당 평균 장애인수(명/가구) | | | | |
| | | 0.21 | 0.33 | 0.26 |

주: 1차(2005)년도 표준가중치 반영함.

B유형 vs C유형의 카이제곱검정/t-검정 실시 결과 p<0.05인 변수 : 가구주 평균연령, 가구 평균공적이전소득, 가구당 평균 아동수, 가구당 평균 장애인수

C유형 vs D유형의 카이제곱검정/t-검정 실시 결과 p<0.05인 변수 : 주관적 건강상태, 소득계층 1~4, 평균 경상소득, 평균 가처분소득, 평균 경상-공적이전소득, 평균 경상-공적이전소득(OECD균등화지수 이용), 평균 가처분소득-주관적 최저생계비

B유형 vs D유형의 카이제곱검정/t-검정 실시 결과 p<0.05인 변수 : 주관적 건강상태, 소득계층2·4, 기초보장수급 여부, 평균 경상소득, 평균 가처분소득, 평균 경상-공적이전소득, 평균 경상-공적이전소득(OECD균등화지수 이용), 평균 가처분소득-주관적 최저생계비

2. 관련요인 분석(analytic analysis)

1차(2005년), 2차(2006년) 한국복지패널자료를 연동하여 미 충족의료 경험의 변화를 나타낸 4가지 유형을 이용하여 특정 유형에 비해 보다 불리한 유형이 발생하는 것과 관련되는 요인이 무엇인지 분석하기 위해 종속변수2~종속변수5까지(표1 참조) 새로운 변수를 생성하였다.

우선 첫 번째 종속변수2와 관련된 요인 분석을 살펴보면(표15), 종속변수2의 의미는 2년 동안 미 충족의료 경험이 전혀 없었던 유형(A)과 2년 동안 한 번이상의 미 충족의료 경험이 존재하는 유형(BCD)으로 나눈 이분형 변수로써 종속변수2에 대해 로지스틱 회귀분석을 돌려본다는 의미는 A유형에 비해 BCD유형이 발생하는 관련요인을 분석한다는 것이다.

동태적 분석도 단면적 분석과 마찬가지로 관련요인을 분석함에 있어서 모형 I 과 모형 II를 이용하였다. A유형에 비해 BCD유형이 발생하는 것과 관련한 요인으로 모형 I에서는 가구주 성별, 가구주 연령, 가구 소득계층, 가구주 교육수준, 가구주의 주관적 건강상태가 해당하였고, 여성 가구주일수록, 65세미만 가구주일수록, 빈곤 가구일수록, 중등이하의 교육수준일수록, 가구주의 주관적 건강상태가 나쁠수록 2년 동안 미 충족의료 경험을 가질 가능성이 높아졌다고 할 수 있다. 이 중에서도 가구 소득계층 변수가 OR이 3.85로 매우 높게 나왔고, 가구주의 주관적 건강상태 변수가 OR이 2.38로 그 다음 순위를 차지하였다.

A유형에 비해 BCD유형이 발생하는 것과 관련한 요인으로 모형 II에서는 가구주 연령, 가구 소득계층, 가구주 교육수준, 가구주의 주관적 건강상태, 가구당 만성질환자수, 장애인 가구주 여부, 가구당 장애인수, 가구당 아동수, 가구주 혼인상태, 사적이전수급여부가 통계적으로 유의미하였다. 이는 단면적 분석에서 1차(2005년) 한국복지패널의 미 충족의료 경험 발생 관련요인 분석의 모형 II와 같은 모형이고 추정된 OR도 유사한 정도를 나타내고 있기 때문에, 1차(2005년) 한국복지패널자료의 미 충족의료 경험 발생과 A유형에 비해 BCD유형의 발생 관련요인이 구조적으로, 그 수준 측면에서 유사함을 예측해 볼 수 있다. 모형 II에서도 여전히 1차(2005년) 한국복지패널자료에서처럼 기준집단에 비해 불리할수록 발생 관련 OR이 증가함을 알 수 있는데, 그 중 장애인가구주 변수와 가

구당 장애인수 변수는 반대의 방향으로 작용하고 있음을 재차 확인할 수 있다.

〈표 15〉 총족→총족 유형(A)에 대한 나머지 유형(B, C, D)의 발생 관련요인 분석결과

| 변수 | Odds Ratio(95% C.I.) | |
|---------------|----------------------|--------------------|
| | 모형 I (기본모형) | 모형 II(변수선택법 이용 모형) |
| 가구주 성별 | | |
| 남 | 1.00 | |
| 여 | 1.61(1.28-2.02)* | |
| 가구주 연령 | | |
| 65미만 | 1.00 | 1.00 |
| 65이상 | 0.44(0.35-0.57)* | 0.52(0.40-0.68)* |
| 가구 소득계층 | | |
| 비빈곤 | 1.00 | 1.00 |
| 빈곤 | 3.85(3.01-4.92)* | 3.50(2.74-4.47)* |
| 가구주 교육수준 | | |
| 고등이상 | 1.00 | 1.00 |
| 중등 이하 | 1.71(1.35-2.18)* | 1.77(1.39-2.27)* |
| 가구 의료보장유형 | | |
| 건강보험 | 1.00 | |
| 의료급여 | 1.25(0.93-1.67) | |
| 가구주의 주관적 건강상태 | | |
| 건강하다 | 1.00 | 1.00 |
| 건강하지 않다. | 2.38(1.88-3.01)* | 2.21(1.71-2.86)* |
| 가구당 만성질환자수 | | |
| 0명 | | 1.00 |
| 1명이상 | | 1.48(1.14-1.92)* |
| 장애인가구주 여부 | | |
| 비장애인가구주 | | 1.00 |
| 장애인가구주 | | 0.63(0.41-0.97)* |
| 가구당 장애인 수 | | |
| 0명 | | 1.00 |
| 1명이상 | | 1.74(1.21-2.48)* |
| 가구당 아동수 | | |
| 0명 | | 1.00 |
| 1명이상 | | 1.61(1.27-2.05)* |
| 가구주 혼인상태 | | |
| 배우자있음 | | 1.00 |
| 배우자없음 | | 2.25(1.81-2.80)* |
| 사적이전수급 여부 | | |
| 비수급 | | 1.00 |
| 수급 | | 0.75(0.60-0.93)* |

주: 1차(2005)년도 표준가중치 반영함.

* p<0.05

두 번째 종속변수3과 관련된 요인 분석을 살펴보면 종속변수3의 의미는 1차(2005년) 패널조사의 충족군 중에서 2차(2006년) 패널조사 시 충족군으로 지속되는 유형(A)과 미충족군으로 추락하는 유형(B)으로 나눈 이분형 변수로써, 종속변수3에 대해 로지스틱 회귀분석을 수행한다는 의미는 A유형에 비해 B유형이 발생하는 관련요인을 분석한다는 것이다(표16).

A유형에 비해 B유형이 발생하는 것과 관련한 요인으로 모형 I에서는 가구주 성별, 가구주 연령, 가구 소득계층, 가구주 교육수준이 해당하였고, 여성가구주일수록, 65세미만 가구주일수록, 빈곤 가구일수록, 중등이하의 교육수준일수록 1차년도 충족군에서 2차년도 미충족군으로 추락할 가능성이 높아졌다고 할 수 있다. A유형과 BCD유형의 비교에서 나타났듯이 A유형에 비해 B유형이 발생하는 것에 가장 높은 OR을 보인 변수는 가구 소득계층이었고, 2위는 가구주 건강상태 대신 가구주의 교육수준이 차지하였다.

A유형에 비해 B유형이 발생하는 것과 관련한 요인으로 모형 II에서는 가구 소득계층, 가구주 교육수준, 가구주 혼인상태가 통계적으로 유의미하게 드러났다. 빈곤 가구일수록, 가구주의 교육수준이 낮을수록, 배우자가 없는 가구주일수록 2차년도에 미 충족으로 추락할 가능성이 높은 것으로 나타났다.

〈표 16〉 총족→총족 유형(A)에 대한 총족→미총족 유형(B)의 발생 관련요인 분석결과

| 변수 | Odds Ratio(95% C.I.) | |
|---------------|----------------------|--------------------|
| | 모형 I (기본모형) | 모형 II(변수선택법 이용 모형) |
| 가구주 성별 | | |
| 남 | 1.00 | |
| 여 | 1.62(1.06-2.47)* | |
| 가구주 연령 | | |
| 65미만 | 1.00 | |
| 65이상 | 0.60(0.38-0.95)* | |
| 가구 소득계층 | | |
| 비빈곤 | 1.00 | 1.00 |
| 빈곤 | 3.35(2.10-5.34)* | 3.12(2.02-4.83)* |
| 가구주 교육수준 | | |
| 고등이상 | 1.00 | 1.00 |
| 중등 이하 | 2.49(1.57-3.97)* | 2.31(1.50-3.56)* |
| 가구 의료보장유형 | | |
| 건강보험 | 1.00 | |
| 의료급여 | 1.03(0.57-1.84) | |
| 가구주의 주관적 건강상태 | | |
| 건강하다 | 1.00 | |
| 건강하지 않다. | 1.39(0.89-2.17) | |
| 가구주 혼인상태 | | |
| 배우자있음 | | 1.00 |
| 배우자없음 | | 1.98(1.34-2.93)* |

주: 1차(2005)년도 표준가중치 반영함.

* p<0.05

세 번째 종속변수4와 관련한 요인 분석을 살펴보면 종속변수4의 의미는 1차(2005년) 패널조사의 미총족군 중에서 2차(2006년) 패널조사 시 총족군으로 호전되는 유형(C)과 미총족군에 계속 잔류하는 유형(D)으로 나눈 이분형 변수로써, 종속변수4에 대해 로지스틱 회귀분석을 수행한다는 의미는 C유형에 비해 D유형이 발생하는 관련요인을 분석한다는 것이다(표16).

C유형에 비해 D유형이 발생하는 것과 관련한 요인으로 모형 I에서는 가구 소득계층과 가구주의 주관적 건강상태가 해당하였고, 빈곤 가구일수록, 가구주의 주관적 건강상태가 나쁠수록 1차년도 미총족군에서 2차년도 미총족군으로 잔류할 가능성이 높아졌다고 할 수 있다. 이전의 A유형과 BCD유형의 비교, A유형과 B유형의 비교와 다

르게 C유형과 D유형의 비교에서 나타난 가장 높은 OR을 보인 변수는 가구주의 주관적 건강상태이었고, 약간 못 미치는 수치로 2위를 차지한 것은 가구 소득계층이었다.

C유형에 비해 D유형이 발생하는 것과 관련한 요인으로 모형Ⅱ에서는 가구주의 건강상태 변수만이 통계적으로 유의미하게 나타났는데, 이는 C유형과 D유형이 사회경제적 위치가 유사한 상태이기 때문에 가구주의 건강상태라는 하나의 변수로 2차년도에도 계속 미충족군으로 잔류할 가능성을 설명할 수 있는 것으로 나타났다. 변수한 개가 자료를 잘 설명할 수 있다는 것은 믿기 어려운 것이지만, 작은 표본수를 고려한다면 치더라도 여러 특성이 유사한 C유형과 D유형의 비교에서 가구주의 주관적 건강상태로만 이루어진 모형Ⅱ와 6개의 기본변수가 들어가는 모형Ⅰ의 OR이 유사하다는 사실은 모형Ⅱ가 의미 있는 분석모형이라는 것을 보여준다고 할 수 있다.

〈표 17〉 미충족→충족 유형(C)에 대한 미충족→미충족 유형(D)의 발생 관련요인 분석결과

| 변수 | Odds Ratio(95% C. I.) | |
|---------------|-----------------------|------------------|
| | 모형Ⅰ(기본모형) | 모형Ⅱ(변수선택법 이용 모형) |
| 가구주 성별 | | |
| 남 | 1.00 | |
| 여 | 0.77(0.43-1.37) | |
| 가구주 연령 | | |
| 65미만 | 1.00 | |
| 65이상 | 0.54(0.27-1.05) | |
| 가구 소득계층 | | |
| 비빈곤 | 1.00 | |
| 빈곤 | 2.21(1.08-4.53)* | |
| 가구주 교육수준 | | |
| 고등이상 | 1.00 | |
| 중등 이하 | 1.25(0.68-2.29) | |
| 가구 의료보장유형 | | |
| 건강보험 | 1.00 | |
| 의료급여 | 0.76(0.39-1.51) | |
| 가구주의 주관적 건강상태 | | |
| 건강하다 | 1.00 | 1.00 |
| 건강하지 않다. | 2.33(1.24-4.37)* | 2.23(1.28-3.88)* |

주: 1차(2005)년도 표준가중치 반영함

* p<0.05

네 번째 종속변수5와 관련한 요인 분석을 살펴보면(표18) 종속변수5의 의미는 2년 동안 충족군에 속한 유형(A)과 2년 동안 미충족군에 잔류한 유형(D)으로 나눈 이분형 변수로써, 종속변수5에 대해 로지스틱 회귀분석을 수행한다는 의미는 A유형에 비해 D유형이 발생하는 관련요인을 분석한다는 것이다(표18).

A유형에 비해 D유형이 발생하는 것과 관련한 요인으로 모형 I에서는 가구주 연령과 가구 소득계층, 가구주의 주관적 건강상태가 해당하였고, 가구주가 65미만일수록, 빈곤 가구일수록, 가구주의 주관적 건강상태가 나쁠수록 2년 동안 충족군인 유형에 비해 2년 동안 미충족군일 가능성이 높아졌다고 할 수 있다. 이전의 A유형과 BCD유형의 비교, A유형과 B유형의 비교와 마찬가지로 A유형과 D유형의 비교에서 나타난 가장 높은 OR을 보인 변수는 가구 소득계층이었고, 약간 못 미치는 값으로 2위를 차지한 것은 가구주의 주관적 건강상태이었다. 또한 놀라운 사실은 이전의 2가지 비교에 비해 A유형과 D유형의 비교에서의 변수의 OR값이 매우 높다는 점이다. 빈곤층일수록 비빈곤층에 비해 2년 동안 미충족군으로 잔류할 OR은 7.62였고, 가구주의 건강상태가 나쁠수록 좋은 경우에 비해 2년 동안 미충족군으로 잔류할 OR은 5.28이었다.

A유형에 비해 D유형이 발생하는 것과 관련한 요인으로 모형 II에서는 모형 I에 비해 가구주 혼인상태 변수가 추가되었는데, 결국 가구주 연령이 65세미만일수록, 빈곤 가구일수록, 가구주의 주관적 건강상태가 나쁠수록, 가구주가 배우자가 없을수록 2년 동안 충족군인 유형에 비해 2년 동안 미충족군으로 잔류할 가능성이 높아졌다.

〈표 18〉 충족→충족 유형(A)에 대한 미충족→미충족 유형(D)의 발생 관련요인 분석결과

| 변수 | Odds Ratio(95% C.I.) | |
|---------------|----------------------|---------------------|
| | 모형 I (기본모형) | 모형 II (변수선택법 이용 모형) |
| 가구주 성별 | | |
| 남 | 1.00 | |
| 여 | 1.22(0.72-2.05) | |
| 가구주 연령 | | |
| 65미만 | 1.00 | 1.00 |
| 65이상 | 0.28(0.16-0.49)* | 0.29(0.17-0.50)* |
| 가구 소득계층 | | |
| 비빈곤 | 1.00 | 1.00 |
| 빈곤 | 7.62(3.84-15.11)* | 7.76(3.96-15.20)* |
| 가구주 교육수준 | | |
| 고등이상 | 1.00 | |
| 중등 이하 | 1.44(0.83-2.50) | |
| 가구 의료보장유형 | | |
| 건강보험 | 1.00 | |
| 의료급여 | 1.18(0.65-2.16) | |
| 가구주의 주관적 건강상태 | | |
| 건강하다 | 1.00 | 1.00 |
| 건강하지 않다. | 5.28(2.94-9.49)* | 5.69(3.26-9.93)* |
| 가구주 혼인상태 | | |
| 배우자있음 | | 1.00 |
| 배우자없음 | | 2.07(1.29-3.33)* |

주: 1차(2005)년도 표준가중치 반영함.

* p<0.05

V. 고찰 및 결론

1. 주요 결과

이 연구에서는 1차(2005년), 2차(2006년) 한국복지패널자료를 이용하여 표본이 유지된 6,511가구의 미 충족의료 현황을 분석하였다. 분석은 2가지 축으로 진행되었는데, 한 축은 단면적 분석과 동태적 분석으로 나뉘고, 다른 축은 기술분석(descriptive analysis)과 관련요인 분석(analytic analysis)으로 나뉜다. 2가지 축을 교차하여 분석을 진행하였고 주요결과를 요약하면 다음과 같다.³⁹⁾

우선 1차(2005년), 2차(2006년) 한국복지패널자료를 이용하여 단면적 분석을 한 결과, 기술 분석(descriptive analysis)에서 1차 패널자료의 미 충족의료 유경험 빈도는 전체 표본유지 가구의 5.54%에 해당하였고, 2차 패널자료의 경우 절반 정도 감소한 2.99%에 해당하였다. 독립변수 별로 층화하여 살펴본 미 충족의료 유경험의 경우 여자 가구주일수록, 65세 이상 노인가구주일수록, 교육수준이 낮은 가구주일수록, 주관적 건강상태가 좋지 않은 가구주일수록, 빈곤 가구일수록, 건강보험에 비해 의료급여일수록, 의료급여 1종에 비해 2종일수록 미 충족의료 경험 빈도가 높게 나타났다. 독립변수 별로 층화하여 살펴본 2차년도에 대한 빈도분석에서 미 충족의료 경험 빈도 자체는 1차년도에 비해 감소하였지만 그 감소폭이 취약계층일수록 작아짐을, 다시 말해 전체적으로 미 충족의료 경험이 감소한 반면 취약계층에 불리한 쪽으로 감소하여 미 충족의료 경험의 변화에서 계층별로 불평등한 감소가 나타났음을 알 수 있다. 이는 빈도 분석 외에 관련요인 분석(로지스틱 회귀분석)에서도 1차와 2차 사이에 OR값이 불균등하게 변화함을 통해서 재차 확인가능하다. 또한 단면적 분석에서 각 연도별 충족군과 미충족군의 특성을 비교한 결과, 미충족군의 사회경제적 위치가 불리한 것으로 드러났다.

한편 1차(2005년), 2차(2006년) 한국복지패널자료의 단면적 분석에서 미 충족의료 발생의 관련요인으로 모형 I 과 모형 II(그림1)를 통하여 분석한 결과, 모든 모형에서

39) 모든 분석 결과는 해당 자료의 연도별 표준가중치를 반영한 수치임.

통계적으로 유의한 관련요인은 가구주 연령, 가구 소득계층, 가구주 교육수준, 가구주의 주관적 건강상태이었다. 즉, 기준집단에 비해 가구주의 연령이 65세 미만일수록, 빈곤 가구일수록, 가구주의 교육수준이 낮을수록, 가구주의 주관적 건강상태가 나쁠수록 미 충족의료 유경험에 대한 OR이 증가하였다. 그 중에서도 가구 소득계층 변수의 OR이 3.89(1차), 5.70(2차)로 가장 높았으며, 가구주의 주관적 건강상태 변수의 OR은 2.79(1차), 3.19(2차)로 두 번째로 높았다. 이는 선행 연구결과와 비슷한 경향을 보인다. 또한 이러한 1차, 2차 복지패널의 변수별 OR의 변화는 취약계층일수록 더욱 증가하는 양상을 보여 1차에 비해 2차 복지패널에서 미 충족의료 발생 빈도가 절반정도로 크게 감소하였음에도 불구하고 취약계층일수록 덜 감소하는 경향을 보여주고 있다.

다음으로 1차(2005년), 2차(2006년) 한국복지패널자료를 이용하여 동태적 분석을 한 결과, 미 충족의료 경험의 변화를 살펴본 분석에서는 변수 별로 불리한 하부집단의 경우 그 변화 폭이 증대함을 알 수 있었다. 2005년과 2006년 사이 미 충족의료 발생 빈도의 감소로 인하여 미 충족의료 유경험이 높았던 취약계층일수록 미충족→충족으로의 변화 비중이 증가하였지만, 동시에 충족→미충족, 미충족→미충족으로의 변화 비중도 증가하였다. 후자의 경우만을 살펴보다면 2005년과 2006년 사이 가구주 연령이 증가할수록, 여성 가구주일수록, 가구주 교육수준이 낮을수록, 빈곤 가구일수록, 의료급여일수록, 의료급여 2종일수록 기준집단에 비해 미충족으로 추락하거나 잔류하는 비율이 증가함을 알 수 있다.

1차(2005년), 2차(2006년) 한국복지패널자료의 미 충족의료 경험 유무를 연동하여 만든 4가지 유형 즉, 충족→충족 유형(A, 충족지속군), 충족→미충족 유형(B, 추락군), 미충족→충족 유형(C, 호전군), 미충족→미충족 유형(D, 미충족유지군)에 대해 유형별 특성을 살펴본 결과, A유형과 나머지 BCD유형 간의 사회경제적 위치 차이가 확연하게 구분되었고 사적이전수급 여부, 평균 공적이전소득, 가구당 평균아동수를 제외한 모든 변수에서 A유형이 나머지 유형에 비해 통계적으로 유의하게 유리한 상황이었다. 가구주 수준의 경우 A유형이 BCD유형에 비해 남성의 비율이 높고 50대 이상, 무학/초등학교, 장애인, 노인, 미취업상태, 실업, 비경제활동인구, 무배우자

에 해당하는 가구주의 비율이 낮았으며, 가구 수준의 경우 빈곤층, 의료급여, 기초보장수급, 단독가구의 비율이 낮고 만성질환자수, 장애인수, 취업자수, 각종 소득(공적이전소득 제외)에서 유리한 상황이었다.

미 충족의료를 한번 이상 경험한 유형, 즉 B, C, D유형 중에서는 호전군(C)이 나머지 2개 유형에 비해 조금 더 유리한 상황이었고 추락군(B)과 미충족지속군(D)이 보다 취약한 상황에 있는 것으로 나타났지만 그 중에서도 미충족지속군(D)이 주관적 건강상태, 소득계층, 각종 소득 측면에서 가장 취약한 것으로 나타났다. 3가지 유형 중에서 각각 2가지 유형을 선택하여 카이제곱검정(이산변수의 경우)과 t-검정(연속변수의 경우)으로 차이를 비교해본 결과, 추락군(B)과 호전군(C)의 비교에서는 호전군(C)이 가구주 연령(↓), 공적이전소득(↑), 가구당 아동수(↑)에서 유리한 상황이었고, 호전군(C)과 미충족지속군(D)의 비교에서는 호전군(C)이 주관적 건강상태(↑), 소득계층(↑), 각종 소득(↑)에서 유리한 상황이었으며, 추락군(B)과 미충족지속군(D)의 비교에서는 추락군(B)이 주관적 건강상태(↑), 소득계층(↑), 각종 소득(↑), 국민기초생활보장 수급여부(↓)에서 보다 유리한 상황이었다.

A, B, C, D의 4가지 유형을 이용하여 종속변수2, 3, 4, 5라는 새로운 변수를 생성한 후, A유형에 비해 BCD유형이 발생하는 데 관련한 요인(2년 동안 충족군인 유형에 대해 적어도 한번 이상의 미 충족의료가 발생한 유형의 관련요인=>종속변수2), A유형에 비해 B유형이 발생하는 데 관련한 요인(1차년도 충족군에서 2차년도 충족군으로 유지된 유형에 비해 미충족군으로 추락된 유형의 발생 관련요인=>종속변수3), C유형에 비해 D유형이 발생하는 데 관련한 요인(1차년도 미충족군에서 2차년도 충족군으로 호전된 유형에 비해 미충족군으로 잔류한 유형의 발생 관련요인=>종속변수4), A유형에 비해 D유형이 발생하는 데 관련한 요인(2년 동안 충족군이었던 유형에 비해 2년 동안 미충족군으로 잔류한 유형의 발생 관련요인=>종속변수5)을 살펴보기 위해 로지스틱 회귀분석을 이용하였다. 분석결과 1개를 제외한 거의 모든 모형에서 통계적으로 유의미한 관련요인을 보인 변수는 가구 소득계층과 가구주의 주관적 건강상태이었다. 다시 말해 빈곤 가구일수록, 가구주의 주관적 건강상태가 나쁠수록 2년 동안 미 충족의료를 한번 이상 경험할 가능성, 충족군에서 미충족군으로

추락할 가능성, 미충족군에서 미충족군으로 계속 잔류할 가능성이 기준 집단에 비해 높은 것으로 나타났다. 앞에서 언급한 나머지 1개의 분석결과는 C유형에 비해 D유형이 발생하는 것과 관련한 요인(모형Ⅱ)으로 가구주의 건강상태 변수만이 통계적으로 유의미하게 나타났는데, 이는 C유형과 D유형이 사회경제적 위치가 유사한 상태이기 때문에 가구주의 건강상태라는 하나의 변수로 2차 년도에도 미충족군으로 잔류할 가능성을 설명할 수 있다고 본다. 이 변수 외에 항상 통계적으로 유의한 것은 아니었지만, 가구주의 연령이 65세미만일수록, 가구주의 교육수준이 낮을수록, 가구주의 배우자가 없을수록 미 충족의료 경험의 변화에서 불리한 상황을 초래할 가능성이 높은 경향을 보였다.

여러 가지 독립변수 중에서 선행 연구에서 미 충족의료 발생의 결정요인으로 언급되었던 의료보장유형의 경우 기술 분석 결과에서는 건강보험, 의료급여1종, 의료급여2종에 따라 미 충족의료 경험 빈도가 차이가 있었지만 관련요인 분석 결과에서는 다른 변수들의 보정효과로 인하여 어느 모형에서도 유의한 결과가 나오지 않았다. 이것은 기술 분석의 경우 의료급여 1종과 2종을 분리하였는데 반하여 관련요인 분석의 경우 의료급여로 묶었기 때문에 유의한 결과가 나오지 않았을 가능성도 있다. 건강보장제도의 하나인 의료급여제도가 수급권자의 건강수준 향상을 위하여 적절한 의료서비스를 제공하고 있는지에 대한 부분은 좀 더 상세하고 심도 깊은 분석이 필요할 것이다.

이 연구에서 1차(2005), 2차(2006) 한국복지패널자료를 이용하여 단면적, 동태적 분석을 행한 결과 단면적으로 미 충족医료를 경험할 가능성이 높아지거나, 2년 동안 한번이상 미충족군에 속할 가능성을 높이는 관련요인은 가구의 소득계층과 가구주의 주관적 건강상태이었다. 결국 다른 인구학적, 사회경제적 위치를 보정하고도 이러한 결과가 나왔다는 것은 건강보장제도가 국민들의 의료이용을 보장하기 위해 낮추려고 노력하는 경제적 장벽이 여전히 현실에서 작동하고 있고 동시에 주관적 건강상태가 나쁠수록, 다시 말해 의료필요가 높을수록 의료이용이 적절하게 이루어지지 못하고 있음을 엿볼 수 있다.

2. 연구의 한계 및 의의

1차(2005년)와 2차(2006년) 한국복지패널자료에서 미 충족의료 경험의 빈도가 절반 가까이 감소하였는데, 이에 대한 원인이 건강보장제도의 보장성의 강화로 인한 것인지, 1차와 2차의 패널조사 시기의 간격이 짧았던 점(6개월 정도)으로 인한 것인지, 1차와 2차의 패널조사 시기의 계절 차이로 인한 의료이용의 자연적 격차로 인한 것인지, 1차와 2차의 패널조사자의 차이로 그 원인이 밝혀지지 않았다. 이것은 3차(2007년) 패널자료가 배포되면 3개년 동안의 패널자료 분석을 통하여 좀 더 뚜렷한 원인을 알아낼 수 있을 것으로 기대한다.

일반적인 미 충족의료의 원인인 인구학적, 사회적, 경제적, 지리적, 가족적 원인 중에서 한국복지패널에서 설문하는 내용은 ‘돈이 없어’라는 경제적인 이유로 한정하고 있기 때문에 미 충족의료에 대한 선행 연구와의 비교에서 한계가 있다. 국민건강영양조사처럼 미 충족의료 경험여부를 설문조사하고 이후에 그 원인을 질문하는 방식, 즉 현재의 1개 질문에서 경험유무와 원인에 대한 2개의 질문으로 변경하는 것을 제안하고자 한다. 한국복지패널자료의 경우 경제적 미 충족의료 문항이 ‘건강 및 의료’ 영역이 아닌 ‘생활여건’에 포함되어 있어서, 현재는 설문 문항의 분리에 난점이 있을 것으로 예상되지만 미 충족의료 문항을 ‘건강과 의료’영역으로 옮기고 코딩의 과정에서 적절한 합의점을 찾는 것도 한 가지 방법이 될 것이다.

이 연구의 경우 선행 연구에서 미 충족의료 현황을 단면적으로 분석한 것에 머무른 것에 비해 패널자료의 특성을 살려 동태적인 분석까지 수행함으로써 2년 동안의 미 충족의료 경험의 변화를 기술하고 그 관련요인을 살펴본 것에 의의가 있다. 향후 패널자료를 이용한 더 정교한 의료이용의 기술 분석과 관련요인 분석이 필요하다.

참고문헌

- 김수정, 「우리나라 성인의 미 충족의료 현황」, 서울대학교 보건대학원 석사학위논문, 2008.
- 김용익 등, 『보건의료시장개방에 대비한 보건의료체계 공공성 강화방안 연구』, 국회 보건복지위원회, 2002.
- 김태일·최윤영, 「소득 계층에 따른 의료 이용 격차 분석」, 『한국행정학회 2007년도 추계학술대회 발표논문집(上)』, 2007. pp.1-19.
- 김한해·공경대·이훈재·윤하나·이보은·문옥륜·박혜숙, 「지역사회 성인남성에서의 하부요로증상 및 전립선비대증 의료이용과 사회경제적 요인의 관련성」, 『예방의학회지』, 39(2), 2006.
- 박종영·김종배·한성현, 「우리나라 일부지역 여성근로자의 보건의료 요구 및 이용 실태와 관련 요인 분석」, 『대한보건연구(구 대한보건협회학술지)』, 31권, 1호, pp.12-26.
- 배상수, 「지역의료보험의 실시에 따른 의료이용변화 분석-소득계층별 의료필요충족도를 중심으로」, 『보건행정학회지』, 2(1), 1992.
- 이수연, 「의료서비스 이용 및 치료비 부담물의 비형평 원인에 관한 연구」, 『사회복지연구』, 제10호, 1997, pp.415-447.
- 이용재·김승연, 「소득계층별 건강보험 본인부담과 이용의 형평성」, 『사회복지정책』, Vol.24, 2006, pp.173-199.
- 최재규, 「의료요구와 충족에 관한 조사연구-전라북도를 중심으로」, 『원광대학교논문집』, 1995.

한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『제1회 한국복지패널 학술대회 논문집』, 2008.

허순임·김수정, 「우리나라 성인의 미 충족의료 현황: 연령 간의 차이를 중심으로」, 『보건경제와 정책연구』, Vol.13, No.2, 2007, pp.1~16.

허순임·신호성·강민아·김태일·김창보, 『건강보험 적정 보장성 확보방안』, 한국보건사회연구원, 2007, pp.189-190.

Åhs, A., R. Westerling, "Health care utilization among persons who are unemployed or outside the labour force.", *Health policy*, 78(2-3), 2006, pp.178-193.

Sanmartin, C., et al., "Changes in unmet health care needs.", *HEALTH REPORTS-STATISTICS CANADA*, 13(3), 2002, pp.15-22.

Allen, S., V. Mor, "The Prevalence and Consequences of Unmet Need: Contrasts Between Older and Younger Adults with Disability.", *Medical Care*, 35(11), 1997, pp.1132.

Craske, M., et al., "Perceived Unmet Need for Mental Health Treatment and Barriers to Care Among Patients With Panic Disorder.", *Psychiatric Services*, 56(8), 2005, pp.988.

Lasser, K., et al., "Access to Care, Health Status, and Health Disparities in the United States and Canada: Results of a Cross-National Population-Based Survey.", *American Journal of Public Health*, 96(7), 2006, pp.1300.

Li, H., M. Tracy, "Family support, financial needs, and health care needs of rural elderly in China: A field study.", *Journal of Cross-Cultural Gerontology*, 14(4), 1999, pp.357-371.

Mollborn, S., et al., "Delayed Care and Unmet Needs among Health Care System Users: When Does Fiduciary Trust in a Physician Matter?", *Health Services*

Research, 40(6p1), 2005, pp.1898-1917.

Newacheck, P., et al., "The Unmet Health Needs of America's Children.",
Pediatrics, 105(4), 2000, pp.989.

Shi, L., G. Stevens, "The Influence of Multiple Risk Factors.", *Journal of General
Internal Medicine*, 20(2), 2005, pp.148-154.

제9장 건강보험 관련 복지인식과 정책과제

허순임(한국보건사회연구원 부연구위원)

I. 서론

전 국민에 대해 의료의 접근성을 보장하는 건강보험은⁴⁰⁾ 건강을 유지하고 향상하는 데 있어서 중요한 역할을 한다. 전 국민을 포괄하는 건강보험이 도입된 지 20년이 되었기 때문에 보건의료에 대해 국가가 책임지는 의료보장제도의 중요성에 대한 공감대는 다른 사회복지정책보다 높다고 생각된다. 그럼에도 불구하고 건강보험 관련 정책에 대한 우리나라 국민의 지지가 확고하다고 보기는 힘들다. 그 이유는 건강보험 제도가 가지고 있는 내용적인 한계와 건강보험을 둘러싼 환경적인 요인으로 나누어볼 수 있다. 먼저 건강보험제도의 문제로는 다음 두 가지를 들 수 있다. 첫째, 건강보험제도의 도입과 발전과정에서 나타난 정부 주도적 성격이다. 서구 복지정책의 발전과정에서는 계급 또는 계층, 정당, 민주주의 등이 중요한 역할을 한 반면, 우리나라는 국가 주도형의 경제발전을 이루는 가운데 사회복지정책의 중심에도 국가가 있었고 민주적 절차의 논의를 거친 정책 결정이 드물었다. 1987년 이후에야 정치적 민주화를 경험한 국민의 입장에서는 정부 주도의 정책에 대해 부정적인 시각도 함께 가지고 있을 수 있고, 정치적 민주화 이후 국민이 정책 결정에 참여하는 기회가 생겼으나 적극적인 참여를 끌어내기에는 부족한 면이 있다.

둘째, 건강보험 보장성이 취약한 문제이다. OECD Health Data에 따르면, 우리나라 국민의료비 중 공공재원 지출의 비중은 53%(2005년 기준)로 OECD 평균 72.7%와 큰 차이를 보이고 있다. 관련된 통계로 국민건강보험공단의 ‘건강보험환자의 본인부

40) 건강보험이라는 용어는 2000년 단일 보험자로 제정이 통합된 후 사용되었고, 그 이전에는 의료보험이라 불렀으나 본고에서는 편의상 건강보험이라 한다.

담 진료비'를 조사⁴¹⁾에서 제시하는 건강보험 보장률은 64.3%(2006년 기준)(김정희 외, 2007)로서 두 통계가 모두 건강보험의 보장성이 미흡하다는 것을 나타내고 있다. 이와 같이 낮은 보장성의 문제는 건강보험이 저부담-저급여 체계로 출발하여 그 구조를 바꾸는 것이 어렵고, 2000년 이전까지 건강보험의 주요 정책의제는 수혜대상의 보편화와 다보험자를 단일 보험자로 통합하는 문제였기 때문에 보장성 개선을 위한 적극적인 정책 개입이 이루어지지 못하였다. 2003년 이후로 정부가 적극적인 의지를 나타내며 보장성 개선에 대한 논의가 활발해졌으나, 앞서 제시한 통계로 알 수 있듯이 아직까지는 그 수준이 미흡하다. 보장성 개선 정책을 추진하기 어려운 점은 보장성 개선에 대한 분명한 방향과 원칙을 제시하지 못하고 있는 점뿐만 아니라, 보장성 개선의 필요조건인 보험료 인상에 대한 가입자들의 동의를 얻기 쉽지 않고, 보장성 확대를 의료에 대한 통제로 받아들이는 의료서비스 공급자들의 태도도 포함된다.

다음으로 건강보험을 둘러싼 환경의 문제를 들 수 있다. 첫째 우리나라의 의료공급체계의 특성이다. 재원조달의 형태와 상관없이 OECD 국가의 대부분은 공공병원의 비중이 대략 30%를 상회하고 민간비영리병원의 공공성이 강조되지만, 우리나라는 2007년 병상 수 기준으로 공공병원의 비중이 11.0%⁴²⁾(보건복지가족백서, 2007)에 불과하여 민간 주도적인 의료공급이 이루어지고 있다. 민간중심의 의료공급체계 속에서 의료공급자는 정부정책을 통제의 기전으로 받아들이는 경향이 강하다. 보건의료정책에 대한 정부와 의료공급자 사이의 갈등은 의약분업을 추진하는 과정에서 극명하게 드러났으며, 단일보험자로 통합된 후 매년 건강보험공단과 의료공급자 사이에 이루어지는 수가 협상에서도 두 입장의 갈등을 표출한 사례가 많다. 이러한 경험을 통해 국민들은 보건의료정책에 대해 부정적인 인식을 가질 수 있으며, 정부의 건강보험정책에 대한 지지가 줄어들 수 있다.

둘째, 민간의료보험의 역할이다. 의료서비스에 대한 높은 환자부담 문제를 민간의료보험을 통해 이를 경감하려는 국민이 늘어나고 있다. 2007년 기준으로 민간의료보험에 가입한 비율이 63.7%(윤희숙 2007)이고, 민간의료보험의 영역이 실손보상형 상품

41) 두 통계의 차이에 대해서는 건강보험 적정 보장성 확보방안(허순임 외 2007)을 참고할 것.

42) 기관 수 기준으로는 6.5%임.

까지 확대되어(허순임과 이상이 2007) 향후 민간의료보험의 역할은 더욱 커질 것으로 전망된다. 민간의료보험의 역할이 커질수록 국민이 건강보험의 역할에 대해 가지는 기대와 지지가 약화될 수 있고, 이는 건강보험 제도 개선에 걸림돌이 될 수 있다.

의료비에 대한 공적재원조달 체계인 건강보험제도를 개선하기 위해서는 가입자가 건강보험에 대해 가지는 인식을 파악하는 것은 중요하다. 구체적으로 건강보험의 낮은 보장성을 개선하기 위해서는 가입자의 보험료를 높이는 것이 불가피한 상황이 될 것이며, 이 때 공적 의료보장제도에 대한 국민의 지지를 바탕으로 동의를 이끌어 내야만 정책의 실행 가능성이 높아질 것이다. 만약 현 보건의료정책에 대한 국민의 불만이 건강보험의 역할을 축소하는 방향으로 작용한다면 앞으로 정책을 추진하는데 어려움이 있을 것이다.

본 연구의 목적은 건강보험 관련 복지인식을 파악하는 것이며, 구체적으로는 보건의료서비스에 대한 재원조달과 보건의료서비스 운영 및 전달 주체에 대한 인식을 파악하고 관련 요인을 분석하는 것이다. 재원조달과 관련하여 보건의료서비스 재원 부담 주체, 보건의료 지출에 대한 기대수준, 건강보험의 역할에 대한 인식 등을 포함한다. 연구결과는 건강보험에 대한 인식을 높이기 위한 정책과제를 도출하는 데 기초자료를 제공할 것이다.

II. 이론적 고찰 및 기존연구

사회복지정책의 영역에 속하는 공적의료보장제도(즉, 건강보험)에 대한 인식은 사회구성원의 복지인식과 그 맥을 같이 할 가능성이 높다. 이런 점에서 복지인식을 규정짓는 이론을 살펴보는 것은 유용한 일이지만, 다른 한편으로 건강보험제도는 일부 계층에 대해 선택적으로 정책을 적용하는 공공부조 등 대표적인 사회복지제도와는 구별되는 특성을 가지기 때문에 건강보험에 대한 인식과 복지인식이 부합하지 않는 면에 대해서도 살펴보는 것이 필요하다.

1. 복지인식에 대한 이론과 건강보험 영역의 특성

복지국가의 발전은 시장을 통한 자원분배 과정에서 나타나는 계급 간의 갈등을 개선하기 위한 정치제도를 통해 이루어졌다는 권력자원론에 입각한 설명이 널리 사용되며, 노동시장에서 개인이 차지하는 계급적 지위는 시장에서의 불평등을 인식하는 바탕이 되고 복지정책의 필요성과 발전을 지지하게 된다(Korpi, 1989; 주은선과 백정미, 2007에서 재인용). 따라서 노동자계급이 복지정책에 대한 인식과 지지가 높은 사회에서는 노동계급의 이익을 대변하는 정당을 통해 민주주의 정치제도 내에서 복지제도를 정립하는 것으로 설명될 수 있다.

우리나라는 서구사회와 다른 사회복지제도 발전과정을 가지고 있다. 첫째, 우리나라에서는 서구와 달리 사회복지제도의 도입이 계급갈등을 통한 제도적 발전을 이룬 것이 아니라 산업사회에서 계급갈등이 본격적으로 나타나기 전에 국가 주도적으로 도입되었다. 대표적인 예로 저소득층을 위한 생활보호법(1961년)과 건강보험의 모태가 되는 의료보험법(1963년)을 들 수 있으며, 이와 같이 사회복지 제도의 틀을 미리 잡아 놓고 제도의 시행은 국가 경제수준이 높아지면서 이루어졌다.

둘째, 서구의 역사에서는 노동계급의 사회복지에 대한 지지를 노동계급을 대변하는 정당을 통해 제도로 정착시키는 것이 일반적인 형태인데 반해, 우리나라는 1987년을 계기로 정치적 민주화를 이루어내면서 노동계급의 이익을 대변하는 정당(민주노동당) 출현시켰지만 그 세력과 지지기반이 취약하다. 아직 우리나라는 계급 간 갈등에서 초래되는 노동계급의 요구가 정당정치를 통해 노동계급의 요구가 해결될 가능성이 높지 않다. 노동계급에 기반을 둔 정당이 취약한 이유는 노동계급의 의식이 정치적 이념과 부합하지 않을 수 있기 때문이며 여기에는 분단 상황과 지역주의 성향이 강한 국내 정치의 특수성이 기여한다. 또한 1997년 외환위기 이후 1990년대 말 확산된 노동시장 유연화의 결과로 노동계급의 지위가 분화되면서 그 내부에서 갈등의 요소가 달라짐에 따라 노동계급 내에서도 복지제도에 대한 인식에 차이가 나타날 수 있게 되었다.

복지국가위기 이후의 사회현상을 이해하는 데 있어서 계급개념이 가지는 한계가

지적되면서 복지수급자로서의 지위, 복지납세자로서의 지위, 복지서비스제공자로서의 지위를 포함하는 복지지위의 개념을 주요 결정요인으로 제시되기도 한다(안상훈 2000). 이는 복지제도와 결부된 물질적 이해관계에 따라 개인의 인식과 정치행동이 달라지는 것을 가정한 제도주의적 관점으로(Pierson 1991; 2001), 권력자원론이 주로 설명하는 복지권리의 신장에 대한 설명뿐만 아니라 복지의 권리에 따르는 의무와 복지서비스 제공자의 입장도 고려하는 것이다. 사회복지의 비용 또는 의무의 수준과 관련하여 비용을 많이 지불해야 하는 상위계층의 복지제도에 대한 지지가 낮을 수 있는데, 국가 중심의 복지제도 대신 민간영역에서 해결할 수 있는 방안이 제시될 때 상위계층의 지지가 높을 것이다. 이러한 경향이 공적제도에 영향을 주는 정도는 각 국가의 상황이나 문화의 차이뿐만 아니라 공적제도에 대한 평가 및 민간영역이 공적제도를 대체할 수 있는 틀로 제시되느냐 아니면 보완하는 역할로 제시되느냐에 따라 차이가 있을 수 있다.

건강보험은 전 국민에 대해 의료보장을 제공하는 사회보험으로서 국내 사회복지제도의 한 축을 담당하고 있다. 사회복지제도 발전을 설명하는 이론이 건강보험제도 발전과 부합하는 면도 있지만 그렇지 않은 면도 있는데, 일부 건강보험제도 자체의 특성에 기인하는 부분도 있고 국내 건강보험제도의 특성과 관련된 면도 있다.

첫째, 건강보험제도가 국내 사회복지제도 도입이 전반적으로 국가 주도적으로 이루어진 것과 마찬가지로의 경로를 가지지만, 1977년 보험료 부담 능력이 있는 근로자 500인 이상의 대기업 대상으로 처음 도입되었고 그 다음 대상이 공무원과 교육공무원이었다는 점을 고려하면 사회연대의 성격이 약했다는 점을 들 수 있다. 즉, 계급간의 갈등을 해결하려는 제도적 장치로서의 역할이 미약했다고 볼 수 있다.

둘째, 건강보험은 사회보험방식이기 때문에 모든 가입자가 소득수준에 따라 기여하고, 의료서비스를 이용할 때 모든 가입자가 동일한 급여혜택을 받을 자격을 가진다. 즉 저소득층을 위한 공적부조제도(기초생활보장제도)나 장애인, 아동, 노인 등 특정 집단을 위한 사회복지제도와 달리 보편성이 보장된다. 따라서 고소득층의 보험료 기여가 많아 불만의 소지가 전혀 없는 것은 아니지만 수급자와 납세자의 지위가 분리되지 않는다는 점에서 다른 사회복지 영역과 차이가 있다.⁴³⁾ 이 점이 계급 또는

계층 간 갈등을 해소하는 제도적 장치로서의 의미가 약한 부분이라 할 수 있다.

셋째, 건강보험 관련 정책결정 과정에서 나타나는 갈등이 다른 사회복지 영역과 다른 점은 정책 대상이 건강보험 가입자와 의료서비스 제공자가 포함되며, 의료서비스 제공자는 전문성과 경제적 능력을 갖춘 집단으로 자신의 이익을 위해 행동할 수 있는 기반을 갖추고 있다. 건강보험제도에 대한 국민의 인식과 만족은 상당 부분이 실제 의료서비스를 제공받는 과정에서 형성되는데, 의료제공자의 행태나 의료서비스의 질은 건강보험제도와 관련이 없지 않지만 직접적으로 통제하거나 개선하기 어려운 부분이 있음에도 불구하고 환자(즉 가입자)의 입장에서는 이를 구분하여 생각하기 힘든 면이 있다.

넷째, 건강보험은 단일지불자인 국민건강보험공단이라는 제도의 집행기관이 뚜렷이 부각된다. 보험자 자격관리, 보험료 부과 및 징수, 보험급여 등 보험자의 업무에 대한 책임소재가 분명하여 기관업무에 대한 평가나 건강보험 정책결정 상의 문제나 갈등이 알려지게 되면 가입자가 직접 적인 갈등 관계에 있지 않더라도 제도에 대한 인식에는 영향을 줄 수 있다.

요약하면, 건강보험제도는 다른 사회복지제도와 달리 기여와 급여가 일치하는 보험방식으로서 그 발전과정이 계급 또는 계층 간 갈등을 해소하는 제도적 장치로서의 의미가 약하다. 또한 실제 의료서비스를 이용할 때의 만족이 건강보험제도에 대한 인식에 영향을 줄 수 있고, 정책 집행기관인 보험자의 책임이 부각되어 제도에 대한 인식에 영향을 줄 수 있다.

2. 기존 연구

복지인식에 대한 국내 연구는 앞서 제시한 계급 또는 계층 간의 갈등을 중심으로 이루어졌다. 계급요인을 중심으로 복지인식을 파악한 연구에서 복지태도와 계층지위와의 관련이 높지 않다는 것을 알 수 있다(김영란, 1995; 안치민, 1995; 신광영 외,

43) 이러한 특성은 사회보험 방식인 국민연금도 마찬가지이지만, 기여하는 것과 급여를 받는 시점의 차이 때문에 건강보험만큼 제도에 대한 인식이나 만족에 대한 반응이 바로 나타나기는 어려운 면이 있다.

2003). 한편 복지수혜 대상을 6개 집단으로 나누어 국가의 복지책임지지를 살펴보고 복지인식과 계급관련 변수의 관련성을 파악한 이성균(2002)의 연구에 따르면, 실업자와 빈곤층을 복지수혜 대상으로 보는 경우 계층 간 인식의 차이가 나타나지만 노인, 장애인 복지에 대해서는 계층 간 차이가 없다. 또한 사회적 불평등에 대한 태도가 실업자와 빈곤층을 대상으로 한 국가의 복지책임 지지도에 부분적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

복지 비용부담과 수혜의 측면을 중심으로 복지인식을 살펴본 안상훈의 연구(2007)에 따르면, 복지수혜를 경험한 경우에 복지국가에 대한 지지가 강하다는 것을 알 수 있다. 공공복지 경험 및 복지수요와 복지인식의 관계를 파악하고 복지재정 부담 의 사까지 살펴본 주은선과 백정미(2007)의 연구에서 계층, 정치이념, 복지수급 경험이 복지인식 전반에 유의미한 영향을 미치고, 복지재정 부담에 대해서는 보편적인 복지영역에 대해 상위계층일수록 더 친복지적 인식을 나타냈다.

위에서 살펴본 기존 연구들은 사회복지 전반에 대한 인식을 파악한 것이며, 건강보험과 관련한 인식을 구체적으로 살펴본 연구는 많지 않다. 건강보험에 대한 인식을 파악하는 대표적인 조사는 건강보험공단에서 2004년부터 매년 실시하는 건강보험 만족도 조사를 들 수 있다. 이 조사는 건강보험제도와 의료환경에 대한 만족도로 구성되며 건강보험제도에 대해서는 보장성, 보험료의 적정성, 보험행정의 질, 기타 건강검진 및 가입자 지원사업에 대한 조사내용을 포함하고 있다. 또한 의료보장제도에 대한 인식을 조사하기 위해 노인과 저소득층 의료보장 강화, 국공립 의료기관 확대, 민영보험 활성화, 영리병원 허용 등을 포함하고 있다(박종연 외 2007; 서남규 외 2007; 2006; 2005).⁴⁴⁾

건강보험 제도에 대한 만족도 조사는 항목별로 만족도와 중요도를 조사하여 여러 문항들로 구성된 차원만족도를 분석하고, 제도 전반에 대한 만족도에 따라 체감만족도를 반영하여 종합만족도를 도출하는 방식이다. 따라서 제도에 대한 만족도를 파악하는 것은 종합적으로 할 수 있으나, 건강보험의 역할에 대한 중요성이나 건강보험

44) 박종연 외. 국민의 건강보험 인식과 만족에 대한 조사방법의 개발. 보건과 사회과학 2007;22:97-126

과 보건의료에 대한 정부 지출 증가의 필요성 등 구체적인 제도 개선에 대한 인식을 드러내는 데는 한계가 있다.

권순만 외(2007)의 연구에서 분석한 사회정책 욕구 및 인식에 대한 조사에서 보건의료서비스 평등 지향성, 보건의료서비스에 대한 정부의 책임에 대한 견해, 공공보험과 민간보험의 역할, 건강보험료 추가 부담 의사 등 건강보험 관련 인식을 포괄적으로 파악하였으나, 복지에 대한 전반적인 인식과 건강보험 인식과의 관계, 보건의료 정책에 대한 평가와 건강보험 인식과의 관계를 살펴보는 데는 한계가 있다. 연구 결과 보건의료서비스에 대한 평등 지향성이 높고 정부의 책임을 지지하지만, 건강보험 대비 민간보험에 대한 선호에 있어서는 40.4%가 건강보험을 선호하고, 민간보험에 대한 선호는 24.7%로 나타나 건강보험에 대한 지지가 낮아졌다는 것을 알 수 있다. 보험료 추가부담 의사를 표시한 경우는 약 35%에 불과해 공적의료보장제도에 대한 전반적인 지지가 높음에도 불구하고 구체적인 정책의제에 대한 지지와 실천적 의지는 높지 않은 것으로 나타났다. 이 연구에서는 계급 또는 계층 등 응답자의 특성과 건강보험 관련 인식의 연관성에 대한 깊이 있는 분석이 이루어지지 않았기 때문에 건강보험 관련 인식의 차이를 극복할 방안을 모색하는 데는 한계가 있다.

Ⅲ. 연구방법

1. 자료와 변수

가. 자료

본 연구는 2007년 한국복지패널조사 자료를 사용하였다. 2007년 조사에서는 가구주와 배우자를 대상으로 복지인식에 대한 부가조사를 실시하였으며, 응답자는 총 1,694명이었다. 복지인식조사는 전반적인 사회적·정치적 인식과 태도, 복지재원, 대상범위로 구성되어 있다. 인식과 태도 부분에는 사회계층, 소득분배에 대한 인식과

함께 교육, 보건의료, 아동 등 구체적인 항목별로 정부의 역할, 성과에 대한 평가, 운영 및 재정부담에 대한 질문이 포함되어 있다. 본 연구에서는 이 중 건강보험과 관련된 부분을 중심으로 분석하였다.

나. 변수

(1) 종속변수

종속변수는 보건의료서비스에 대한 재원조달방식과 보건의료서비스 운영 및 전달 방식이다. 재원조달방식과 관련하여 세 가지로 평가하는데, 보건의료서비스 재원부담 주체, 보건의료에 대한 정부지출에 대한 기대수준, 건강보험의 역할 축소(민간의료보험 역할 확대)에 대한 인식을 포함한다. 앞의 두 항목은 공적 의료보장제도(즉 건강보험) 전반에 대한 인식을 파악하는 데 도움이 되며, 민간의료보험과 대비한 건강보험 역할에 대한 설문은 상반된 재원조달 방식에 대한 인식을 보다 구체적으로 제시할 수 있다.

보건의료서비스 재원부담 주체는 공공과 민간으로 구분하고, 정부지출에 대한 기대수준과 건강보험의 역할 축소에 대한 의견은 5점 척도의 응답을 3개의 범주로 구분하였다. 여기서 5점 척도는 실제 값이 아니라 기대수준이나 동의의 정도를 나타내는 것이고, 각 점수 간의 차이가 동일하다고 보기 어렵기 때문에,⁴⁵⁾ 선형 회귀분석을 하는 것은 적절하지 않다. 또한 매우 동의와 동의(또는 매우 반대와 반대)를 묶어서 응답을 3개의 범주로 구분하는 것이 인식의 차이를 보다 분명하게 나타내는데 유리하다.

45) 즉, 매우 동의와 동의 사이의 차이가 동의와 동의 또는 반대 모두 아님과의 차이와 동일하다고 보기 어렵다.

(2) 독립변수

사회보장의 주요 영역인 건강보험에 대한 인식은 사회문제에 대한 정부의 역할에 대한 기대, 즉 전반적인 복지인식, 에 따라 달라질 것이다. 사회문제 중 가장 중요한 것 중 하나가 소득격차이며, 이와 관련한 정부의 책임에 대한 인식은 사회복지제도를 발전시키는 데 바탕이 되므로 공적 의료보장제도에 대한 지지와도 부합할 것으로 가정할 수 있다.

또한, 정부의 보건의료정책에 대한 평가가 건강보험 관련 인식에 영향을 줄 수 있다. 정부가 아픈 사람에게 의료를 제공하는 것에 대해 긍정적인 입장을 가지면 건강보험제도에 대해서도 긍정적인 인식을 가질 것으로 기대할 수 있다. 정부가 아픈 사람에게 의료서비스를 제공하는 것을 잘 하고 있다고 생각하더라도, 최소한의 기본적인 수준에서의 정부의 역할에 대한 기대일 수도 있고 건강보험제도를 발전시켜 더욱 그 역할을 크게 해야 한다는 입장으로 차이가 있을 수 있겠으나, 기본적으로 정부정책에 대해 지지를 보내는 경우 건강보험의 역할을 강화하는 데 찬성할 가능성이 높을 것으로 기대할 수 있을 것이다.

또한 앞서 살펴본 바와 같이, 사회계층은 사회복지의 발전을 설명하는 주요 요소로 평가되어 왔다. 국내 상황이 서구와 다르고, 전반적인 복지인식과 건강보험 관련 인식이 부합하지 않는 면이 있다 하더라도 사회계층은 상관관계를 가질 가능성이 높다. 소득수준, 종사상 지위, 교육수준 등이 사회계층을 나타내는 변수로 포함된다. 한편, 건강보험 가입자와 의료급여 대상자는 자격의 차이뿐만 아니라 의료에 대한 수요와 급여 혜택⁴⁶⁾에 차이가 있으므로, 건강보험의 역할에 대한 인식에 차이가 있을 수 있다.

의료서비스에 대한 필요가 큰 경우와 작은 경우는 건강보험에 대한 인식이 다를 것이다. 주관적 건강상태와 만성질환여부가 건강상태를 나타내는 변수로 포함되었다. 통제변수로는 성별과 연령을 포함하였다.

46) 의료급여대상자는 평균적으로 건강보험가입자에 비해 의료에 대한 수요가 높고 급여서비스에 대한 환자본인부담이 낮게 책정되어 있다.

〈표 1〉 종속변수와 독립변수의 정의

| 구분 | 변수 | 내용/정의 |
|---------------------|------------------------------|---|
| <종속변수> | | |
| 보건의료서비스 재원조달 방식 | 보건의료서비스 재원부담 주체 | 공공(국가) vs. 민간(가족친지, 직장, 민간영리, 민간비영리) |
| | 보건의료에 대한 정부지출 기대수준 | 건강보험 및 보건의료에 대한 정부의 지출에 대한 기대 현재보다 증가/현재수준/현재보다 감소 (조사응답: 1. 훨씬 더 많이 지출 - 5. 훨씬 덜 지출) |
| | 건강보험 역할 최소화 | 국가가 운영하는 건강보험은 최소한의 서비스로 축소시키고, 나머지는 각자 민간의료보험을 이용해서 해결해야 한다. 동의/동의, 반대 모두 아님/반대 (조사응답: 1. 매우 동의 - 5. 매우 반대) |
| 보건의료서비스 운영/전달 | 보건의료서비스 운영/전달 주체 | 공공(국가) vs. 민간(가족친지, 직장, 민간영리, 민간비영리) |
| <독립변수> | | |
| 복지관련 인식 | 소득격차에 대한 정부의 책임에 대한 인식 | 고소득자와 저소득자 사이의 소득격차를 줄이는 것은 정부의 책임이다. 동의/동의, 반대 모두 아님/반대 (조사응답: 1. 매우 동의 - 5. 매우 반대) |
| | 보건정책 만족도 | 우리나라 정부가 아픈 사람에게 의료서비스를 제공하는 것을 잘 하고 있는가? 잘하고 있다/보통/잘못하고 있다 (조사응답: 1. 매우 잘함 - 5. 매우 잘못함) |
| 사회경제적 지위 | 소득수준 | 일반가구 / 저소득층가구 (중위 균등화소득의 60% 미만이면 저소득 가구) |
| | 중상위 지위 자활근로 및 | 임금노동자(상용, 임시, 일용직, 자활 및 공공근로)/고용주/자 영업자(자영업자, 무급가족봉사자)/실업자/비경제활동인구 |
| | 교육수준 | 중학교 미만/중학교, 고등학교/ 대학교 이상 |
| | 의료보장 형태 | 건강보험/ 의료급여 |
| 건강상태 | 주관적 건강상태 | 건강이 좋지 않음/아주 건강, 건강, 보통 |
| | 만성질환 여부 | 없음(비 해당)/있음(3개월 미만 투병·투약, 3-6개월 투병·투 약, 6개월 이상 투병·투약) |
| 인구학적 요인 | 연령 | 19-44세/ 45-64세/ 65세 이상 |
| | 성별 | 여자/남자 |

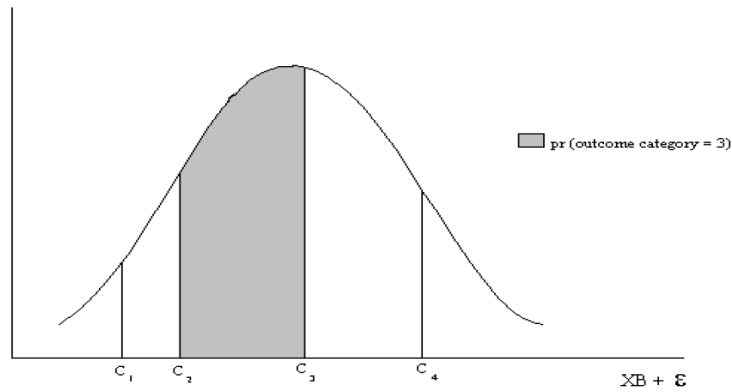
2. 분석방법

건강보험에 관련된 응답자의 인식과 연관을 가지는 요인을 파악하기 위해 회귀분석을 실시하였다. y 가 범주형 응답이고, 오차항(ϵ)이 로그분포를 한다고 가정할 때,

로지스틱 회귀분석을 실시하며, 응답 범주가 두 개 이상이면서 순위를 가지는 경우 ordered logistic regression이 적합하다.

$$Y = X\beta + \varepsilon$$

5개의 순차적인 응답에 대해 아래와 같은 확률분포를 가정할 수 있다. 3번째 범주의 응답이 나올 확률은 c_2 와 c_3 사이의 면적에 해당한다.



종속변수인 보건의료에 대한 정부지출 기대수준(현재보다 증가/ 현재 수준/ 현재 보다 감소)과 건강보험 역할 최소화(찬성/ 찬성·반대 아님/ 반대)에 대한 응답을 3 범주로 처리하여 ordered logit 분석을 실시하였다. y 가 3개 범주의 순차적인 응답 (c_1, c_2, c_3)을 보이므로, 오차항 ε 에 대한 로지스틱 분포를 가정한다면 y 의 각 범주에 대한 확률을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$Pr(y=1) = Pr(-\infty < X\beta + \varepsilon \leq c_1)$$

$$Pr(y=2) = Pr(c_1 < X\beta + \varepsilon \leq c_2)$$

$$Pr(y=3) = Pr(c_2 < X\beta + \varepsilon)$$

연구결과는 ordered logit 분석을 실시한 후 독립변수 값에 상응하는 종속변수의 확률을 제시하였다.

한편, 보건의료서비스 운영/전달 주체와 재원부담 주체에 대한 응답은 공공과 민간의 두 범주로 나눌 수 있어 로지스틱 회귀분석을 실시하였다.

IV. 연구결과

1. 기초분석

가. 표본의 특성

복지인식조사의 대상이 가구주와 배우자이고, 조사대상이 모두 응답하지는 않았기 때문에 전체 표본과 복지인식조사에 응답한 경우에 차이가 있는 지 살펴보았다. 가구소득은 사회계층을 나타내는 주요 변수이므로 두 표본의 소득의 분포를 비교하였다. 중위소득을 기준으로 정의한 저소득가구와 일반가구의 비율을 보면, 전체 표본과 복지인식조사 응답자의 소득분포가 차이가 거의 없어 부가조사 응답자들의 특성이 편향되지 않았다고 할 수 있다.

〈표 2〉 복지인식조사 표본에 대한 확인

| | 전체 표본 | 복지인식조사 응답 |
|-------|-----------------|----------------|
| 저소득가구 | 4,196 (38.5%) | 623 (37.2%) |
| 일반가구 | 6,703 (61.5%) | 1050 (62.8%) |
| 계 | 10,899 (100.0%) | 1,673 (100.0%) |

전반적인 복지인식을 나타내는 ‘소득격차에 대한 정부의 책임’에 대해 동의하는 경우가 74.7%로 나타났으나, ‘아픈 사람에게 보건의료서비스를 제공하는 정부정책’에 대한 평가는 잘함으로 응답한 경우가 35%에 불과하고 잘못함으로 평가한 경우도 24%로 나타나 긍정적이지 않음을 알 수 있다.

복지인식조사 대상의 나이는 45세 이하 연령이 가장 많고, 여성의 비율이 남성보다 높으며, 대부분이 배우자가 있다. 중등교육을 받은 경우가 절반이고, 대졸 이상의 학력을 가진 경우가 28.6%로 고학력층이 많으며 종사상 지위는 임금근로자가 가장 많고, 임금근로자, 자영업자 순이었다. 저소득층의 비율은 23.9%이며, 의료급여 대상

자가 3.6%로 나타났다. 스스로 건강하지 않다고 생각하는 사람이 19.5%, 조사대상의 36.1%가 하나 이상의 만성질환을 가지고 있었다.

〈표 3〉 표본의 특성

| 특성 | 변수 | 빈도 | 비고 |
|--------------|----------------------------|----------------|--|
| 복지 인식 | 소득격차를 줄이는 것은 정부의 책임 | | |
| | 동의 | 74.7% | |
| | 동의/반대 모두 아님 반대 | 15.9% 9.3% | |
| 보건의료 정부정책 평가 | 아픈 사람에게 보건의료 제공 | | |
| | 잘함 | 35.0% | |
| | 보통 잘못함 | 40.9% 24.0% | |
| 인구학적 특성 | 나이 | | |
| | 19-45세 | 46.2% | |
| | 45-64세 | 38.0% | |
| | 65세 이상 | 15.7% | |
| | 성별 (여) | 53.0% | |
| 사회경제적 특성 | 교육수준 | | |
| | 중졸 미만 | 21.0% | |
| | 중졸, 고졸 | 50.4% | |
| | 대졸 이상 | 28.6% | |
| 종사상 지위 | 종사상 지위 | | |
| | 고용주 | 2.4% | |
| | 임금근로자 | 43.5% | |
| | 자영업자 | 15.2% | |
| | 미취업 | 2.4% | |
| | 비경제활동인구 | 36.5% | |
| | 저소득층 | 23.9% | |
| 의료보장 형태 | 의료보장 형태 | | |
| | 건강보험 의료급여 | 96.4% 3.6% | ※미가입자 0.25%는 건강보험 가입자로 분류 |
| 건강 상태 | 주관적 건강상태(건강하지 않음) | 19.5% | 아주 건강 12.9% 건강 45.8% 보통 21.9% 건강하지 않음 17.1% 아주 안 좋음 2.3% |
| | 만성병 있음 | 36.1% | |

건강보험 관련한 인식을 살펴보면, 대부분이(83.7%) 공공 중심의 재원부담을 원하지만 현재보다 지출을 늘리는데 찬성하는 경우는 53.4%로 상대적으로 낮았다. 이는 보건의료에 대한 직접적인 부담 의사를 묻지 않았음에도 불구하고, 정부의 지출을 늘리는 것이 곧 국민의 부담이라는 인식 속에서 나온 반응이거나 운영을 효율적으로 하면 현재보다 지출을 증가하지 않아도 된다고 판단한 것일 수 있다. 건강보험의 역할을 최소화하고 민간의료보험을 활성화 하자는 응답이 21.7%이고, 반대의사를 분명하게 밝힌 경우는 절반을 약간 넘어(54.5%) 건강보험에 대한 지지가 약하지는 않다 하더라도, 동의도 반대도 아닌 입장의 국민이 1/4 정도에 가깝다는 것은 앞으로 건강보험정책의 방향과 내용에 따라 입장이 달라질 수 있음을 보여준다. 한편, 응답자의 84.1%가 공공 중심의 보건의료서비스 운영과 전달이 이루어져야 한다고 생각하고 있어 근대 의학이 도입된 이후 현재까지 민간 중심의 의료체계를 경험했음에도 불구하고 공공 의료체계에 대한 지지가 높다는 것을 알 수 있다.

〈표 4〉 건강보험 인식, 전반적 복지인식, 보건의료 정책에 대한 평가

| 구분 | 변수 | 분포 |
|-------|--------------------------------|--|
| 재원조달 | 보건의료서비스 재원부담 주체 | - 공공 83.7% - 민간 16.3% |
| | 건강보험 및 보건의료 지출에 대한 기대 수준 | - 현재보다 지출 증가 53.4% - 현재수준 29.6% - 현재보다 지출 감소 16.9% |
| | 건강보험 역할의 최소화 (민간의료보험 역할 확대) | - 동의 22.3% - 동의/반대 모두 아님 23.2% - 반대 54.5% |
| 운영/전달 | 보건의료서비스 운영/전달 주체 | - 공공 84.1% - 민간 15.9% |

2. 건강보험 관련 인식에 영향을 미치는 요인

의료서비스 재원조달과 운영 및 전달 두 부분의 건강보험 관련 인식에 대해 회귀분석을 실시하였다.

가. 재원조달

보건의료서비스에 대한 재정부담을 공공(정부)이 담당해야 한다는 인식에 유의한 영향을 주는 요인은 소득격차에 대한 정부의 책임과 보건의료정책에 대한 평가, 미취업과 건강상태였다(표 5). 소득격차에 대한 정부의 책임에 동의하지 않는 경우 보건의료서비스에 대한 공공재원 조달에 동의하지 않는 경향이 높은 것으로 납득할 만한 결과이지만, 흥미롭게도 정부가 보건의료서비스를 제공한 것에 대해 긍정적인 입장이 공공 중심의 재원조달을 지지하지 않는 것으로 나타났다. 즉 정부정책에 대해 ‘잘 하고 있다’ 또는 ‘보통이다’라고 응답한 경우에 ‘잘못하고 있다’는 입장에 비해 공적 재원조달을 지지하지 않는 것으로 나타났다. 이러한 인식의 불일치는 정부가 의료서비스를 제공하는 것에 대해 동의하는 것과 의료서비스에 대한 부담을 공적 재원조달체계를 통해 해결하는 데 대한 연계가 미약한 것으로 해석할 수 있다.

미취업자인 경우와 스스로 건강이 좋지 않다고 생각하는 경우에 공공 재원부담을 적극적으로 지지하는 것으로 나타났다. 가구주의 배우자는 대부분 비경제활동인구에 속하는 주부이고, 미취업자는 실업 상태의 가구주로 볼 수 있다. 이 경우 배우자가 직장을 가지고 있지 않다면 지역가입자로 분류되어 보험료 부담이 크다고 느낄 것이다.⁴⁷⁾

47) 직장가입자의 경우에는 고용주와 근로자가 절반씩 부담하고 피부양자 수와 상관없이 근로소득을 기준으로 보험료가 부과되지만, 지역가입자는 소득과 재산을 평가하고 피부양자 수를 고려하여 보험료가 부과되기 때문에 일반적으로 부담이 더 크다.

〈표 5〉 공공중심의 보건의료서비스 재정부담 회귀분석 결과

| 변수 | Odds Ratio | p-value |
|----------------------------|------------|---------|
| 나이(참조: 19-44세) | | |
| 45-64세 | 0.93 | (0.715) |
| 65세 이상 | 1.19 | (0.559) |
| 여성(참조: 남성) | 1.11 | (0.57) |
| 교육수준(참조: 대학교 이상) | | |
| 중학교 미만 | 0.92 | (0.775) |
| 중학교, 고등학교 | 0.73 | (0.133) |
| 종사상 지위(참조: 고용주) | | |
| 임금노동자 | 1.05 | (0.899) |
| 자영업자 | 1.05 | (0.882) |
| 미취업 | 3.25* | (0.074) |
| 비 경제활동 인구 | 1.01 | (0.954) |
| 의료급여(참조: 건강보험가입자) | 1.38 | (0.416) |
| 저소득가구(참조: 일반가구) | 1.06 | (0.796) |
| 건강상태 나쁨 | 1.73* | (0.02) |
| 만성질환 있음 | 0.77 | (0.205) |
| 소득격차에 대한 정부의 책임(참조: 동의) | | |
| 반대·동의 모두 아님 | 0.71 | (0.112) |
| 반대 | 0.43* | (0.000) |
| 보건의료정책에 대한 평가(참조: 잘못하고 있다) | | |
| 보통이다 | 0.61* | (0.032) |
| 잘 하고 있다 | 0.63* | (0.052) |

* p < 0.1

다음으로 건강보험 및 보건의료에 대한 정부의 지출 기대 수준을(현재 수준에 비교한) 분석하였다. 분석결과, 보건의료정책에 대한 평가와 교육수준이 유의한 변수로 나타났다(표 6). 기존 보건의료정책에 대해 잘못하고 있다고 생각하는 경우에 잘하

고 있다고 평가하는 경우보다 현재보다 지출을 증가해야 한다고 생각하고 있다는 점을 주목할 필요가 있다. 이 결과는 정부가 아픈 사람에게 보건의료서비스를 제공한 것을 긍정적으로 평가하지만, 현재의 보건의료정책이 국민이 필요로 하는 수준의 의료서비스 제공을 하고 있지 못하여 이를 개선하기 위해 지출을 늘려야 한다는 입장으로 표시하였을 가능성이 있다.

대학교 이상 교육수준을 가진 경우에 보건의료 지출을 현재보다 증가해야 한다고 생각하는 확률이 0.62이고 중등 교육수준을 가진 사람은 0.48로 확연한 차이를 보인다. 교육수준이 높은 경우 소득도 높을 가능성이 높아 재원을 많이 부담하는 입장하기 때문에 이 계층이 보건의료지출의 증가에 동의하는 입장을 보인 것은 고무적인 결과라 할 수 있다. 한편, 소득격차에 대한 해결을 정부의 책임으로 보는 입장과 보건의료에 대한 정부지출에 대한 기대는 유의한 연관성을 보이지 않았으나, 정부의 책임에 대해 동의하지 않을수록 보건의료에 대한 지출을 현재보다 감소해야 한다는 인식을 가지는 경향을 나타냈다.

〈표 6〉 건강보험 및 보건의료에 대한 정부의 지출 기대 수준에 대한 회귀분석 결과

| 변수 | 회귀계수 | (p-value) | 보건의료 지출에 대한 기대(확률) | | |
|------------------------|----------|-----------|--------------------|------|---------|
| | | | 현재보다 감소 | 현재수준 | 현재보다 증가 |
| 나이 | | | | | |
| 19-44세(참조) | - | - | 0.17 | 0.30 | 0.53 |
| 45-64세 | 0.0364 | (0.814) | 0.17 | 0.30 | 0.54 |
| 65세 이상 | -0.0842 | (0.689) | 0.18 | 0.31 | 0.51 |
| 여성 | | | | | |
| 여성 | -0.0245 | (0.849) | 0.17 | 0.30 | 0.53 |
| 남성(참조) | | | | | |
| 남성(참조) | - | - | 0.17 | 0.30 | 0.53 |
| 교육수준 | | | | | |
| 중학교 미만 | -0.3045 | (0.138) | 0.16 | 0.29 | 0.55 |
| 중학교, 고등학교 | -0.5882* | 0.000 | 0.20 | 0.32 | 0.48 |
| 대학교 이상(참조) | - | - | 0.12 | 0.26 | 0.62 |
| 종사상 지위 | | | | | |
| 고용주(참조) | - | - | 0.19 | 0.31 | 0.51 |
| 임금노동자 | 0.1564 | (0.664) | 0.16 | 0.29 | 0.54 |
| 자영업자 | -0.0112 | (0.966) | 0.19 | 0.31 | 0.50 |
| 실업자 | 0.3194 | (0.421) | 0.14 | 0.27 | 0.58 |
| 비 경제활동 인구 | 0.0152 | (0.899) | 0.18 | 0.31 | 0.51 |
| 의료보장형태 | | | | | |
| 건강보험가입자(참조) | - | - | 0.17 | 0.30 | 0.53 |
| 의료급여 | 0.2333 | (0.302) | 0.14 | 0.27 | 0.58 |
| 일반가구(참조) | | | | | |
| 일반가구(참조) | - | - | 0.18 | 0.30 | 0.52 |
| 저소득가구 | 0.0780 | (0.613) | 0.17 | 0.29 | 0.54 |
| 건강상태 | | | | | |
| 좋음(참조) | - | - | 0.17 | 0.30 | 0.53 |
| 나쁨 | 0.02667 | (0.87) | 0.17 | 0.30 | 0.53 |
| 만성질환 | | | | | |
| 없음(참조) | - | - | 0.18 | 0.30 | 0.52 |
| 있음 | 0.1185 | (0.405) | 0.16 | 0.29 | 0.55 |
| 소득격차에 대한 정부의 책임 | | | | | |
| 동의(참조) | - | - | 0.17 | 0.30 | 0.53 |
| 반대·동의 모두 아님 | 0.0333 | (0.817) | 0.17 | 0.29 | 0.54 |
| 반대 | -0.0965 | (0.642) | 0.19 | 0.31 | 0.51 |
| 보건의료정책에 대한 평가 | | | | | |
| 잘못하고 있다(참조) | - | - | 0.14 | 0.27 | 0.60 |
| 보통이다 | -0.2462 | (0.12) | 0.17 | 0.30 | 0.54 |
| 잘 하고 있다 | -0.4343* | (0.008) | 0.19 | 0.31 | 0.49 |

* p < 0.1

세 번째로, 건강보험의 역할을 최소화하고 민간의료보험의 역할을 강화하는 것에 대한 인식을 분석한 결과(표 7), 만성질환이 있는 경우에 건강보험을 지지할 확률이 가장 높았다(0.59). 19-44세의 젊은 연령층이 다른 연령에 비해 건강보험에 대한 지지가 높았는데, 이들은 주로 가계소득을 책임지는 입장이므로 의료비를 포함한 가계 지출에 대한 부담을 많이 느끼기 때문에 건강보험의 중요성을 인식하는 정도가 높다고 해석된다.

소득격차에 대한 해결을 정부가 책임져야한다는 것에 동의 또는 반대 입장이 아닌 경우에 건강보험에 대한 지지가 낮다는 점이다. 이 결과는 사회복지정책에 대한 견해가 뚜렷하지 않은 경우 공공 의료보장체계에 대한 인식이 낮고 민간의 역할에 기대를 더 많이 하는 것으로 해석되므로 사회복지에 대한 인식을 높여주는 것이 중요하다라는 것을 시사한다. 한편, 의료급여대상자가 건강보험에 대한 낮은 지지를 나타낸 것은 건강보험에 대한 이해가 낮아서 나타난 결과일 수 있다. 의료급여대상자가 받는 의료서비스의 급여범위는 건강보험 급여서비스에 준하며 법정본인부담만 차이가 있다. 그러나 의료급여대상자는 본인이 받는 의료서비스를 건강보험과 구분되는(또는 별개의) 의료급여 내용으로 받아들일 가능성이 있어 건강보험의 역할에 대한 이해가 낮을 수 있다.

〈표 7〉 민간의료보험 활성화에 대한 회귀분석 결과

| 변수 | 회귀계수 | (p-value) | 민간보험 활성화에 대한 인식(확률) | | |
|------------------------|----------|-----------|---------------------|----------------|------|
| | | | 반대 | 동의·반대 모두 아님 | 동의 |
| 나이 | | | | | |
| 19-44세(참조) | - | - | 0.59 | 0.22 | 0.19 |
| 45-64세 | 0.38869* | (0.012) | 0.50 | 0.24 | 0.26 |
| 65세 이상 | 0.35404* | (0.073) | 0.51 | 0.24 | 0.25 |
| 여성 | | | | | |
| 여성 | -0.2079 | (0.094) | 0.56 | 0.23 | 0.21 |
| 남성(참조) | | | | | |
| 남성(참조) | - | - | 0.51 | 0.24 | 0.25 |
| 교육수준 | | | | | |
| 중학교 미만 | 0.1715 | (0.415) | 0.52 | 0.24 | 0.24 |
| 중학교, 고등학교 | 0.0984 | (0.509) | 0.54 | 0.23 | 0.23 |
| 대학교 이상(참조) | - | - | 0.56 | 0.23 | 0.21 |
| 종사상 지위 | | | | | |
| 고용주(참조) | - | - | 0.46 | 0.25 | 0.29 |
| 임금노동자 | -0.3199 | (0.373) | 0.54 | 0.23 | 0.23 |
| 자영업자 | -0.2754 | (0.317) | 0.52 | 0.24 | 0.24 |
| 실업자 | -0.3829 | (0.282) | 0.55 | 0.23 | 0.22 |
| 비 경제활동 인구 | -0.0590 | (0.625) | 0.47 | 0.25 | 0.28 |
| 의료보장형태 | | | | | |
| 건강보험가입자(참조) | - | - | 0.54 | 0.23 | 0.23 |
| 의료급여 | 0.3473* | (0.098) | 0.46 | 0.25 | 0.29 |
| 일반가구(참조) | | | | | |
| 일반가구(참조) | - | - | 0.54 | 0.23 | 0.23 |
| 저소득가구 | 0.04191 | (0.772) | 0.53 | 0.24 | 0.23 |
| 건강상태 | | | | | |
| 좋음(참조) | - | - | 0.54 | 0.23 | 0.23 |
| 나쁨 | 0.02513 | (0.874) | 0.53 | 0.24 | 0.23 |
| 만성질환 | | | | | |
| 없음(참조) | - | - | 0.49 | 0.24 | 0.26 |
| 있음 | -0.4216* | (0.004) | 0.59 | 0.22 | 0.19 |
| 소득격차에 대한 정부의 책임 | | | | | |
| 동의(참조) | - | - | 0.55 | 0.23 | 0.22 |
| 반대·동의 모두 아님 | 0.3253* | (0.036) | 0.47 | 0.25 | 0.26 |
| 반대 | 0.04062 | (0.846) | 0.54 | 0.23 | 0.23 |
| 보건의료정책에 대한 평가 | | | | | |
| 잘못하고 있다(참조) | - | - | 0.52 | 0.24 | 0.24 |
| 보통이다 | -0.1123 | (0.464) | 0.55 | 0.23 | 0.22 |
| 잘 하고 있다 | -0.0222 | (0.888) | 0.53 | 0.24 | 0.23 |

* p < 0.1

나. 보건의료서비스 운영/전달 주체

보건의료서비스의 운영 및 전달 주체에 대한 분석 결과, 복지인식(소득격차에 대한 정부의 책임)과 연령(65세 이상)이 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 전반적인 복지인식이 낮은 경우 공공 중심의 보건의료서비스의 운영 및 전달에 대한 지지가 낮아, 두 인식이 부합하는 것을 알 수 있다. 한편, 65세 이상의 노인이 공공 의료서비스 운영/전달 체계에 대한 인식이 높은 것으로 나타나는데, 이 연령층은 소득이 낮아 다른 연령에 비해 상대적으로 보건소나 공공병원 이용이 많아 이 부분에 대한 인식이 높은 것으로 보인다.

〈표 8〉 공공중심의 보건의료서비스 운영/전달 회귀분석 결과

| 변수 | Odds Ratio | p-value |
|----------------------------|------------|---------|
| 나이(참조: 19-44세) | | |
| 45-64세 | 1.24 | (0.295) |
| 65세 이상 | 1.90* | (0.061) |
| 여성(참조: 남성) | 0.97 | (0.853) |
| 교육수준(참조: 대학교 이상) | | |
| 중학교 미만 | 1.53 | (0.16) |
| 중학교, 고등학교 | 1.02 | (0.91) |
| 종사상 지위(참조: 고용주) | | |
| 임금노동자 | 0.74 | (0.58) |
| 자영업자 | 0.90 | (0.8) |
| 실업자 | 1.74 | (0.347) |
| 비 경제활동 인구 | 0.92 | (0.633) |
| 의료급여(참조: 건강보험가입자) | 1.31 | (0.513) |
| 저소득가구(참조: 일반가구) | 0.91 | (0.661) |
| 건강상태 나쁨 | 0.89 | (0.642) |
| 만성질환 있음 | 1.37 | 0.177 |
| 소득격차에 대한 정부의 책임(참조: 동의) | | |
| 반대 · 동의 모두 아님 | 0.54* | (0.004) |
| 반대 | 0.57* | (0.036) |
| 보건의료정책에 대한 평가(참조: 잘못하고 있다) | | |
| 보통이다 | 1.20 | (0.392) |
| 잘 하고 있다 | 1.22 | (0.367) |

* p < 0.1

V. 정책적 함의와 향후 과제

전 국민 대상의 건강보험 제도가 정착한 지 20년이 된 시점에서 건강보험 관련 인식을 살펴보는 것은 앞으로 건강보험관련 정책을 추진하는 데 있어서 중요한 일이다. 그 동안의 정부 주도적인 제도 발전과정에서 국민의 인식이 확고하지 않은 측면이 있고, 민간의료보험의 역할이 커지고 있는 가운데 건강보험에 대한 필요성에 대한 인식이 약화될 가능성마저 있기 때문에 건강보험 관련 인식을 향상시키기 위한 노력이 강조되어야 한다. 특히 건강보험 보장성 개선을 위해서는 가입자 보험료 부담 증가가 수반되어야 하기 때문에 건강보험에 대한 튼튼한 지지가 뒷받침되어야 정책을 실행할 수 있을 것이다.

본 연구에서는 건강보험에 대한 인식을 의료서비스에 대한 재원조달과 운영 및 전달의 두 가지 측면에서 분석하였고, 연구결과는 전반적인 복지인식과 기존 보건의료에 대한 정부 정책의 평가가 건강보험 인식에 미치는 영향이 중요하다는 것을 보여주고 있다. 연구결과를 중심으로 얻을 수 있는 시사점을 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 소득격차에 대한 정부 역할에 대한 복지인식이 낮으면 공공 중심의 재원조달과 공공 중심의 보건의료서비스 운영 및 전달체계에 대한 동의도 낮아 두 인식의 부합성이 높은 반면, 복지인식이 뚜렷하지 않은 경우 건강보험의 역할을 축소하는 것에 대해 동의하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 민간영역의 확대 분위기 속에서 사회문제에 대한 정부의 역할에 대한 인식을 높이는 것이 중요하다는 점을 시사한다. 특히 민간 주도적인 의료서비스 제공이 이루어지는 환경에서 재원조달에 대해서도 민간의 역할이 확대되면 효율성이 높아질 것이라는 기대가 의료제공자를 중심으로 형성될 가능성도 있기 때문에 국민의 복지인식을 높이는 노력이 필요하다.

둘째, 정부가 아픈 사람에게 의료서비스를 제공하는 것에 대한 평가와 건강보험 관련 인식은 부합하지 않는 경우가 많았다. 즉, 정부의 보건의료정책에 대해 긍정적으로 생각하지만 공공 중심의 재원조달체계에 대해서는 동의하지 않는 반면, 보건의료정책에 대해 잘못했다고 생각하는 경우 보건의료에 대한 정부지출을 현재보다 늘려야 한다는 입장을 보였다. 이 결과는 아픈 사람에게 정부가 의료서비스를 제공해

야 하는 필요성에 대해서는 동의하면서도 지금까지의 공적 의료보장체계에 대한 불만과 불신을 나타내는 것으로 해석할 수 있다. 또한 의료보장의 내용이 미흡하기 때문에 향후 정부의 지출을 늘려야 한다고 생각하는 것으로 볼 수 있다. 이 결과는 정부와 정책집행기관으로서의 보험자(즉 국민건강보험공단)가 국민의 신뢰를 얻기 위해 노력해야 할 필요성을 시사한다. 즉, 국내 공적 재원조달방식인 건강보험의 운영을 개선할 부분과 공적 지출을 늘려서 어떤 내용을 개선할 것인지 명확한 계획을 제시하고, 정책을 입안하고 추진하는 과정에서 국민의 의사를 묻고 반영하는 적극적인 자세가 필요하다.

셋째, 교육수준이 높을수록 정부의 보건의료 지출을 늘리는 것에 동의하는 입장을 보이고 있다는 점은 고무적인 결과이다. 교육수준이 높은 계층은 낮은 계층보다 소득이 높을 것이고, 따라서 건강보험에 대한 기여가 더 크기 때문에, 이 계층이 재정 부담 의사를 나타낸 것은 공적 의료보장제도의 발전을 위해 긍정적인 점이다. 교육수준이 높은 계층의 특성 상 공적 의료보장제도를 포함한 사회복지 전반에 대한 인식이 높은 반면, 정부 정책에 대한 비판적 시각도 뚜렷할 수 있기 때문에 정부는 정책의 신뢰도를 높여 이들의 동의와 지지를 끌어내야 할 것이다.

한국복지패널조사의 복지인식 조사는 전반적인 복지인식뿐만 아니라 건강보험 관련 복지인식에 대해 파악하는 유용한 자료를 제공하고 있으나, 건강보험 관련 인식 파악에 있어서 다음의 제한점을 가진다. 첫째, 국내 의료서비스 비용의 가장 큰 재원은 건강보험지출이다. 보건의료서비스에 대한 정부 지출은 건강보험 지출을 포함하여 정부의 공중보건사업이나 공공 의료기관 운영 등 보다 포괄적이다. 따라서 본 연구에서 살펴본 건강보험 관련 인식을 파악하기에는 본 조사의 설문 내용이 완전히 부합하지 않는 면이 있다. 즉 보건의료에 대한 정부의 지출을 늘리는 것이 자신의 보험료가 인상되는 것으로 연결될 수 있음을 인지하는 경우가 많지 않을 수 있기 때문에, 이 부분에 대한 직접적인 부담의사를 파악하는 데는 한계가 있다.

둘째, 건강보험에 대한 불만과 의료서비스에 대한 불만의 구분이 명확하지 않은 점이다. 서론에서 지적하였듯이, 환자의 입장에서는 의료서비스에 대한 불만족을 건강보험제도에 대한 불만과 혼동할 가능성이 있다. 실제 의료제공자들도 '30분 대기

3분 진료'에 대한 현실을 건강보험의 낮은 수가 때문이라고 주장하는 경우가 많아, 환자들도 자연스럽게 이러한 현상을 건강보험제도 탓으로 돌릴 가능성이 있다.

셋째, 응답자가 의료서비스 운영 및 전달과 재원조달을 구분하여 인식하는 경우가 많지 않았을 가능성이 있다. 특히 국민이 인식하는 공적 의료서비스 운영 및 전달체계가 어떤 것인지 구체적으로 파악하는 내용이 포함될 필요가 있다. 왜냐하면 국내 의료체계는 민간의 비중이 높아, 공공 의료기관에 대한 인식이 낮고 공적 의료서비스에 대한 경험이 일부 계층에 국한되어 있을 가능성이 있기 때문이다. 두 부분에 대한 인식을 보다 체계적으로 파악한다면 공적 재원조달 체계의 틀 내에서 민간 중심의 의료제공으로 나타나는 여러 가지 문제에 대해 국민의 인식을 높이고 정책에 반영하는 시도를 해 볼 수 있을 것이다.

위의 제한점들에도 불구하고, 건강보험 관련 인식을 몇 가지 측면에서 살펴본 것은 의미 있는 일이다. 사회복지 정책에 대한 정부의 역할을 중요하게 볼수록 건강보험의 역할을 중요하게 생각하는 것으로 나타나, 국민의 복지인식을 높이고 정부 정책에 대한 신뢰를 확보하여 건강보험에 대한 인식과 지지를 높여 제도 개선을 추진하는 것이 필요하다.

참고문헌

- 김영란, 「한국인의 복지태도에 관한 경험적 연구」, 고려대학교 박사학위 논문, 1995, 주은선과 백정미(2007)에서 재인용.
- 권순만·김진현·김정희·오주환·주은선 외, 「건강보험 보장성 수준 및 달성전략」, 서울대학교 보건대학원, 2007.
- 박종연·서남규·이애경, 「국민의 건강보험 인식과 만족에 대한 조사방법의 개발」, 『보건과 사회과학』, 22, 2007, pp.97-126.
- 서남규·문성웅·이용갑·최기춘, 『2006년 건강보험제도 국민만족도 조사』, 국민건강보험공단, 2006.
- 서남규·문성웅·이용갑·홍승연·강창구, 『2007년 건강보험제도 국민만족도 조사』, 국민건강보험공단, 2007.
- 서남규·박종연·이애경, 『2005년 건강보험제도 국민만족도 조사』, 국민건강보험공단, 2005.
- 신광영·조돈문·이성균, 『경제위기와 한국인의 복지의식』, 집문당, 2003.
- 안상훈, 「한국인의 복지국가 지지성향 분석: 친복지적 정치태도의 결정요인 구조」, 『2006 한국복지패널심층분석보고서』, 서울대학교, 2007.
- _____, 「복지정치의 사회적 균열구조에 관한 연구: 계급론의 한계와 새로운 분석틀」, 『한국사회복지학』, 통권 43호.
- 안치민, 「사회복지에 대한 의식과 계급」, 『고려사회학논집』, 제9집, 1995, 주은선과 백정미(2007)에서 재인용.
- 이성균, 「한국사회 복지의식의 특성과 결정요인: 국가의 복지책임지도를 중심으로

로」, 『한국사회학』, 36(2), 2002, pp.205-228.

주은선·백정미, 「한국의 복지인식 지형: 계층, 복지수요, 공공복지 수급경험의 영향을 중심으로」, 『사회복지연구』, 34, 2007, pp.203-225.

허순임·이상이, 「실손형 민간의료보험 도입이 국민건강보험 재정에 미치는 영향」, 『보건행정학회지』, 17(2), 2007 pp.1-17.

Korpi, W., "Power, Politics, and State Autonomy in the Development of Social Citizenship: Social Rights during Sickness in Eighteen OECD countries since 1930", *American Sociology review*, 54, 1989, pp.309-329, 주은선과 백정미(2007)에서 재인용.

Pierson P., *The New Politics of the Welfare State*, Oxford University Press, 주은선과 백정미(2007)에서 재인용.

_____, *Beyond the Welfare State*, Cambridge University Press, 안상훈(2007)에서 재인용.

제10장 한국인의 복지태도: 탈계급성과 비일관성 문제를 중심으로

김영순(서울산업대학교 교양학부)

여유진(한국보건사회연구원 부연구위원)

I. 머리말

본 연구는 2007년 한국복지패널 부가조사(복지인식설문)에 나타난 한국인의 복지태도를 태도의 일관성과 사회경제적 지위와의 관련성이라는 두 가지 특징에 초점을 두어 분석한다. 이를 통해 한국인의 복지태도의 가장 중요한 두 가지 특징이라고 할 수 있는 복지태도의 비일관성과 탈계급성이 각각 어떤 면모를 가지고 있으며 서로 어떤 관계를 가지고 있는지 살펴본다. 그리고 그것이 한국의 복지국가의 발전방향에 시사하는 바가 무엇인지 탐색해 본다.

선진자본주의국의 복지국가들이 뚜렷이 구분되는 세 개의 세계(three worlds of welfare capitalism, Esping-Andersen 1990)를 이루고 있는데서 잘 드러나듯 복지국가는 경제발전에 부수되는 기능적 필요의 산물이 아니다. 브릭스(Briggs)의 고전적 정의⁴⁸⁾가 간명히 요약하고 있듯, 복지국가는 정치적으로 결정되는 재분배기제이다. 따라서 어떤 복지국가가 필요하며, 정의로운 것인가에 대한 사회구성원들의 의식과 태도는 복지국가의 형성(특히 유형 결정), 발전, 재편에 결정적 영향을 끼친다. 의식과 태도는 정치적 행위의 기반이 되기 때문이다.

이런 중요성에 비추어 볼 때 한국에서 복지의식과 태도에 대한 연구는 매우 지체되어왔다. 국민의 정부, 참여정부를 거치면서 복지확대가 이루어졌고 이 과정에서 이해당사자 간 대립이 격화되고 복지이념에 대한 논쟁이 심화되어 왔으나 실제로

48) 브릭스(Asa Briggs 1961, 228)는 복지국가를 “자본주의 사회에서 시장력(market force)의 역할을 수정하기 위해 정치권력을 사용하는 국가”라고 정의했다.

사회구성원들이 한국의 복지국가와 복지제도에 대해 어떤 생각을 가지고 있는지에 대해서는 심층적 연구가 거의 이루어지지 않고 있다. 복지정책의 경우 사회구성원들의 합의와 지지가 정책성패에 특히 중요함에도 불구하고 이 문제에 대해서 연구자들이나 정책결정자들이나 별 주의를 기울이지 않은 것이다.

이미 한국 사회는 폭증하는 복지수요에 직면해있다. 광범위한 사각지대의 존재에서 나타나듯 아직 구사회위험의 문제가 해결되지 않은 상태에서 저출산 인구고령화, 가족구조의 변화, 비정형적 노동의 증가 등 신사회위험이 급속히 심화, 확산되고 있기 때문이다. 이에 따라 어떤 복지국가를 만들 것인가, 그 비용은 어떻게 분담되어야 하는가, 복지국가를 둘러싼 시민들의 권리와 의무는 어떻게 설정되어야 하는가에 대한 사회적 합의는 점점 더 중요한 정치적 의제가 될 것이다. 복지의식과 태도에 대한 심층적, 체계적 연구가 긴급한 이유가 바로 여기에 있다. 신뢰와 합의에 기반할 때만 사회협약으로서의 사회복지가 제대로 작동할 수 있고, 신뢰에 기반한 합의를 만들어내기 위해서는 사람들의 복지의식과 태도가 먼저 확인되어야 한다.

이 연구에서 특히 초점을 맞추고자 하는 것은 복지의식의 비일관성과 계급적 지위와의 불일치성 문제이다. 한국인의 복지태도가 일관성이 약하고 이중적이라는 점, 그리고 계급변수가 복지태도 결정에서 중요하지 않다는 점은 기존연구에서도 간간히 지적되어 왔다. 사실 이 두 가지는 밀접히 연관되어 있다. 선진 복지국가의 경험에서 보이듯, 대개 사람들의 복지의식과 태도가 사회경제적 지위에 따른 이해관계를 반영하고, 따라서 이 이해관계를 중심으로 일관성과 통합성을 보여주기 때문이다. 그렇다면 과연 한국인의 복지의식과 태도는 얼마나 비일관적이며, 탈계급적인가? 타국에 비해서는 특히 더 그렇다면 그 이유는 무엇인가? 비일관성과 탈계급성의 구체적 면모는 어떤 것이며, 그것이 갖는 정책에의 합의와 시사점은 무엇인가? 이상이 이 연구에서 해명해보고자 하는 연구질문이다. 사회적 합의에 기반하지 않은 복지국가가 안정적으로 제 기능을 할 수 없으며, 파편화되고 비일관된 복지태도로부터 사회적 합의가 도출될 수 없다는 점에서, 이런 물음의 해명은 향후 한국의 복지국가의 발전방향을 조망하는데 중요한 시사를 던져주리라 기대한다.

II. 이론적 논의

1. 정의: 복지의식과 복지태도

복지의식이란 복지 및 그와 관련된 사회현상들에 대한 사람들의 마음의 내용이며, 복지태도란 복지의식에 기반한 행동성향이라고 할 수 있다. 양자는 밀접히 연관되어 있고 구분 없이 혼용되기도 한다. 그러나 엄밀히 구분하자면 전자가 복지에 대한 감정과 인상, 그리고 가치와 신념 그 자체를 의미한다면, 후자는 그에 기반한 행동지향 혹은 행위성향이란 의미를 보다 강하게 갖는다.⁴⁹⁾ 사회정책학에서 복지의식 보다 복지태도가 보다 빈번히 문제가 되는 것은 이렇게 복지태도가 사회적, 관계적 성격을 강하게 갖기 때문이다. 이 연구에서는 복지의식과 태도가 사실상 일치한다는 전제 하에, 그리고 사회현상으로서 보다 중요한 관심 대상은 행동성향으로 연결된 복지에 대한 마음의 내용이라는 판단 하에 복지태도라는 용어를 사용할 것이다.

Taylor-Gooby(1985)는 복지태도를 구성하는 중요한 내용으로 사회복지제도에 대한 일반적인 지지여부, 복지비용, 재분배, 복지국의 정당성에 대한 태도를 지적한 바 있다. Andress & Heien(2001)은 복지국가에 대한 태도를 복지국가의 기능, 수단, 효과, 재정 등 네 차원으로 나눈바 있다. 조돈문(2001)은 복지의식을 복지제공의 필요성, 복지책임의 주체, 복지재정의 확대여부, 복지재정을 위한 증세 등 네가지 차원으로 나누었다. 이런 연구들은 복지국가와 관련된 가장 일반적 사항들을 묻고 있으나, 복지의식과 태도는 복지와 관련된 모든 신념과 가치, 행동성향을 포괄하므로 연구목적에 맞는 어떤 항목도 복지의식과 태도의 세부내용으로 포함될 수 있을 것이다.

49) 이상의 정의는 김경동(1992)의 의식과 태도에 대한 정의를 이용한 것이다. 그에 따르면 의식은 인간의 마음의 내용이며, 이는 마음의 인식작용이란 과정적 측면과 그런 인식의 결과로 생기고 축적되는 마음의 인식내용을 포함한다. 그는 또한 태도를 인간의 행위와 연결되는 행동성향으로서 의식의 일부로 보고 있다. 그러나 이 연구에서는 사회현상으로 중요한 것은 마음의 내용, 곧 의식 자체라기 보다는 행동성향으로 연결된 마음의 내용, 즉 태도라고 보고, 복지태도를 주된 연구대상으로 삼는다.

2. 기존연구 검토

가. 복지태도의 결정요인에 관한 연구들

복지태도의 결정요인에 대한 연구는 크게 구분하면 1) 계급의 일차적 규정성을 강조하는 연구들과 2) 계급 외의 사회경제적 변수들, 즉, 성, 연령, 교육, 고용지위 등이 계급 못지않게 중요한 역할을 한다고 보는 연구, 그리고 3) 가치지향과 규범의 역할을 강조하는 연구들로 나눌 수 있다.

첫째, 계급의 중요성을 강조하는 연구들(Evans 1993; Svallfors 1997; 1995)은 계급과 관련된 불평등과 계급에 따라 차별화된 사회적 행동의 유형들은 여전히 현 사회의 여러 정치적 현상들을 명시적으로 설명할 수 있는 가장 유력한 방안(Goldthorpe & Marshall 1992)이라고 본다. 또 계급구조가 변했기 때문에 기존의 분석틀을 변형시켜야 할 필요는 있을지라도 계급적 관점 자체가 쓸모없어진 것은 아니라(Kriesi, 1998)고 주장한다.

둘째, 계급 외적인 사회경제적 변수들, 즉, 성, 연령, 교육, 고용지위 등을 강조하는 연구들은 복지국가 형성기엔 계급변수가 중요했으나, 이후 계급구조의 변화, 특히 노동자 계급의 과편화와 공공부문의 증대, 여성의 노동시장참여 증대 등으로 인해 복지태도를 결정하는 균열구조가 다양해졌으며 계급의 우선성은 희미졌다고 주장한 다(Pierson 2001). 복지태도를 복지수급자, 복지납세자, 복지서비스제공자라는 상이 한 복지지위의 조합의 결과로 보는 복지지위론 (Ahn 2000; 안상훈 2007) 역시 이 범주에 속한다.

셋째, 마지막으로 사회화과정에서 형성된 내면화된 가치와 규범이 복지태도 형성에 결정적인 영향을 준다는 입장으로는 Andress and Heinen(2001)의 연구, Blekesaune & Quadagno(2003)의 연구가 있으며, 한국에서의 연구로는 류진석(2004)의 연구를 들 수 있다.

복지태도에 대한 기존연구를 검토하면, 계급변수의 영향력에 대한 여러 논란에도 불구하고 계급은 여전히 복지태도의 분화를 설명하는 핵심축임이 드러난다. 사회경

제적 문제에 대한 인간의 태도가 자기이해(self-interest)에서 출발한다는 것을 부인하지 않는 이상, 그리고 복지국가가 가진 수직적 재분배체계로서의 속성이 여전히 중요한 이상, 복지태도를 해석하는데 있어 계급변수의 중요성은 크게 약화되기 어려운 것이다. 성, 연령, 고용부문의 차이가 중요해진 것은 사실이나 이런 변수가 어떤 특정 사안에서가 아니라 일반적 복지태도에서 계급변수의 중요성을 넘어서는 경우는 드물다. 예컨대, 연금개혁을 두고도 부자노인과 가난한 노인 간의 이해관계와 태도가 같을 수 없으며, 보육서비스의 확대나 축소, 공사혼합의 변화에 대해서도 소득과 재산에 있어 상층에 속하는 여성과 하층에 속하는 여성이 같은 입장을 갖는 것은 아니다. 크리씨의 주장처럼 계급구조가 변하고 복잡해졌기 때문에 계급적 관점의 기존의 분석틀을 보다 정교화해야 하며, 이 과정에서 성, 연령, 고용부문 등은 계급분석을 보다 풍부하고 만들어주는 계급 내 하위분열선으로 고려되어야 할 것이다. 50)

나. 한국인의 복지태도의 비일관성과 탈계급성에 대한 기존연구

그렇다면 선행연구를 통해 밝혀진 한국인의 복지태도의 특징은 무엇이며, 계급변수는 복지태도를 설명하는데 얼마나 중요했는가? 선행연구들은 대부분 복지태도를 설명하는데 있어 계급변수의 설명력을 부인한다. 그렇다고 해서 복지태도를 설명할 다른 강력한 다른 변수들을 제시하지도 않는다. 대신에, 이들은, 한국인의 복지태도가 파편성, 비일관성을 갖는다고 지적한다.

김영란(1995)의 연구는 복지태도를 4개의 차원, 즉 ‘정부의 세금과 복지비용의 증감’, ‘각 복지제도의 복지비용의 증감’, ‘공적복지와 사적복지에 대한 선호’, 복지제도의 사회적 효과’로 나누어 계급과 복지태도 간의 관련 분석했다. 그에 따르면 전반적으로 계급 간 복지태도에서 유의미한 차이는 발견되지 않는다. 그리고 객관적인 계급의 경제적 이해관계와 복지태도가 오히려 반대되는 방향으로 나타난다. 즉 ‘세금과 복지비용’에 있어 상위계급일수록, 계급귀속의식이 상층일수록, 소득수준이 높

50) 대개의 연구들이 기존연구들을 계급을 중시하는 입장과 그렇지 않은 입장으로 대별하는 것, 계급의 다른 변수의 중요성 강조하는 입장들도 항상 계급론과 자신의 입장을 대비하면서 주장을 전개하는 것 등도 역설적으로 여전히 계급변수가 여전히 중요함을 보여준다.

을 수록 세금과 복지비용증가를 지지한다는 것이다. 그러나 다른 한편 '공적복지와 사적복지'의 지지에 있어서도 상위계급일수록, 소득수준이 높은 집단이 사적복지를 지지하여 태도가 일관된다고 보기 어렵다.

안치민(1995)의 연구는 김영란(1995)의 원자료에 근거하여 복지프로그램에 대한 정부의 예산 증감문제와 복지예산 증가에 따른 세금부담문제에 대한 계급별 의식을 살펴보고 있다. 그는 김영란과 같이 상위계급일수록 사적복지를 하층계급일수록 공적복지를 선호한다는 사실을 확인했다. 그러나 그는 다른 한편, 구중간계급은 신중간계급과 달리 공적복지에 대한 선호가 강하며 노동자계급보다도 오히려 공적복지를 지지한다는 점을 밝힘으로써 계급 층위와 공적복지 선호가 반드시 일치하지 않음을 보여주었다.

김상균, 정원오(1995) 연구도 복지의식의 차이를 유발하는 요인을 분석하고 있는데 연령, 성별, 지역적 배경, 학력 등 사회인구학적 변수는 복지의식에 유의미한 차이를 가져오지 않았다. 또한 계층 역시 주관적인 계층의식만이 복지의식에 유의미한 차이를 보였고, 소득수준이나 직업에 대해서는 유의미한 차이를 보이지 않았다. 이들은 유의미한 차이를 보인 것은 오히려 정치적 성향으로, 정치적 성향이 좌파적인가 우파적인가, 민주화를 지지하는가 그렇지 않은가가 복지의식에 차이를 가져왔다고 지적한다.

우아영(2000)의 연구는 Wright의 계급범주를 이용하여 사회적 형평성과 평등성, 복지에 대한 책임의 주체, 공공부조와 사회보험에 대한 태도, 복지비용에 대한 태도 등 4개의 영역에 대해 계급별 차이를 분석했다. 연구 결과는 사회보험 등 몇 개 영역에서는 계급 간 유의미한 차이를 보이기도 했지만 전체적으로는 계급에 따라 복지태도가 별 차이가 없음을 밝혀주었다. 또한 모든 계급의 복지의식이 일관적이지 않고 혼선적이며 이중적임을 확인했다. 즉 계급과 큰 상관없이 일반적으로 공공부조제도와 복지재정 증가에 대해서는 찬성하는 반면 사회보험료 인상과 세금추가 징수에 반대하고 있는데, 이를 우아영은 자선적 의미의 복지와 복지예산의 부족에는 공감하는 반면, 복지발전을 위한 자신의 직접적 참여에는 소극적인 것이라고 해석하고 있다.

이성균의 연구(2002) 역시 계급 별로 복지의식에 유의미한 차이가 없으며 국가의 복지책임에 대한 지지도 역시 ‘계급적 행위’에 따라 분화되지 않음을 보여준다. 즉 그에 의하면 계급별로 복지나 세금에 대해 일관된 차이를 보이지 않는다. 또 노조원이 비조합원에 비해 더 공공복지제도 확대를 지지하지 않으며 파업참여 경험자가 무경험자보다 더 공공복지제도 확대를 지지하는 것도 아니다.

백정미, 주은선(2008)의 연구는 상이한 복지레짐을 대표하는 3개의 나라, 즉 스웨덴, 프랑스, 미국을 대상으로 국가의 복지책임에 대한 인식에 레짐별 차이가 있는지를 분석하고 이를 한국과 비교하고 있다. 이를 통해 스웨덴, 프랑스, 미국 순으로 인식책임점수가 높게 나타나며 한국은 미국보다도 더 낮은 인식점수를 보인다고 밝히고 있다. 또한 3국 모두 성, 계층, 고용상의 지위가 국가의 복지책임에 대한 인식수준과 비례(즉 여성, 낮은 소득계층, 비전일제 고용지위일수록 국가의 복지책임 지지)하는 반면, 한국은 여성이 오히려 반복지적이고 계층은 유의미한 변수가 아니라는 특징을 보인다고 주장한다.

요약하면, 기존연구들은 대체로 한국인의 복지의식, 인식, 태도 결정에서 계급이 중요하지 않으며, 모순적, 혼선적, 이중적임을 지적하고 있다. 그런데 여기서 탈계급성이란 낮은 소득계층, 낮은 고용상 지위를 가진 집단, 그래서 사적복지보다 재분배적 특징을 갖는 국가복지로부터 경제적 이익을 누릴 가능성이 큰 사람이 오히려 국가복지를 덜 지지한다는 것, 반대로 높은 세금부담을 지게 될 상위계층이 오히려 복지확대/세금확대에 지지적이라는 것을 지적하는 수준이었다. 또 비일관성, 모순성이란 전체적으로 국가복지 확대에 대해서는 막연한 규범적, 추상적 지지를 보내면서도 세금부담 의사, 구체적인 프로그램 확대를 위한 비용부담 의사는 매우 소극적인 것, 혹은 하층의 경우 명백히 경제적으로 이익이 되는 어떤 프로그램에는 찬성하는 반면, 똑같이 이익이 되는 다른 프로그램에는 반대하는 식의 파편성을 지적하는 것이었다.

본 연구는 한국복지패널 부가조사(한국인의 복지의식 조사)를 이용하여 복지태도의 비일관성과 탈계급성을 분석하는데 그 목적이 있다. 이를 위해 우선, 본 연구는 복지국가 지지, 반대, 비일관성에 있어 계급 간 차이가 있는지 확인해 보고자 한다.

기존 연구의 주장들대로 계급적 지위와 복지국가에 대한 지지가 일치하지 않는지, 다른 나라와 비교할 때 그 불일치의 정도는 어느 정도인지 확인해 볼 것이다. 다음으로, 사회복지에 관한 상호 관련 있는 문항 간의 교차분석을 통해 이런 한국인의 복지태도에 있어서의 비일관성이 어느 정도인지 보다 심층적으로 분석해 보고자한다. 즉 빈부격차 해소를 위한 정부개입을 지지하면서도, ‘동시에’ 경제성장을 위해 감세가 필요하다고 주장하는 태도를 지닌 사람이 얼마나 많은지, 그 반대의 조합은 또 얼마나 많은지, 그리고 이런 문항들에 일관되게 복지확대/비용부담 감수나 복지감소/비용반대 태도를 보이는 사람들은 얼마나 되는지 확인해 보고자하는 것이다. 이는 한국사회에 비교적 일관된 복지지지층과 일관된 복지반대층이 얼마나 되는지, 그리고 그동안 ‘상당히 많다’고 얘기되어 온 비일관적 태도층이 얼마나 되는지 확인해 볼 수 있게 해 줄 것이다.

3. 연구 방법

가. 자료 및 분석 방법

본 연구는 한국복지패널 2차 조사의 부가조사 “한국인의 복지인식” 원자료를 사용하여 복지태도의 탈계급성과 비일관성을 분석하고자 한다. 한국복지패널은 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소 컨소시엄 주관으로 2007년부터 소득과 자산, 사회복지, 보건의료, 주거 등 가구의 전반적인 복지 실태를 파악하는 포괄적인 조사로서 2008년까지 3차 조사과 완료된 상태이다. 본 연구는 이 중, 2007년에 실시된 한국복지패널 2차 조사의 일환으로 가구주와 그 배우자에 대해 실시된 부가조사 결과(N=1,694)를 분석하였다. 복지의식에 대한 부가조사는 우리사회의 계층과 평등상태, 정부의 역할 범위와 역할 수행도, 사회복지에 대한 태도 등에 대한 세부적 문항을 담고 있다. 본 연구는 이 중 정부의 역할 범위와 사회복지에 대한 태도에 대한 조사문항에 초점을 둔다.

본 연구는 크게 계급에 따른 복지태도의 크게 두 가지 측면, 즉 탈계급성과 비일

관성을 분석하는데 목적이 있다. 먼저, 탈계급성을 분석하기 위하여 본 연구에서는 복지태도 점수를 종속변수로 하고, 계급을 독립변수로 하는 회귀분석을 실시하였다. 또한, 우리나라의 탈계급성이 보편적인 현상인지를 살펴보기 위하여 Wong et al(2008)에 제시된 미국, 스웨덴, 홍콩에서의 계급이 복지태도에 미치는 영향 분석 결과와 비교를 시도하였다. 또한, 복지태도 점수를 구성하는 하위 항목별로 계급의 태도를 살펴봄으로써 구체적으로 어떠한 부문에서 계급 차이가 나타나고, 어떠한 부문에서 계급 차이가 나타나지 않는지를 살펴보았다.

다음으로, 복지태도의 계급별 비일관성을 분석하기 위하여 본 연구에서는 일관된 응답이 기대되는 관련된 문항 간에 교차분석(cross-tabulation analysis)을 실시하였다. 교차분석에 사용된 문항은 “고소득자와 저소득자 사이의 소득격차를 줄이는 것은 정부의 책임이다”, “경제를 살리기 위해서는 세금을 줄여야 한다” 그리고 “사회복지 확대를 위해서는 세금을 더 거둬야 한다”의 세 문항이다. 먼저 앞의 두 문항, 즉 “고소득자와 저소득자 사이의 소득격차를 줄이는 것은 정부의 책임이다”는데 대해 동의하는 사람이라면, “경제를 살리기 위해서는 세금을 줄여야 한다”는데 대해 동의하지 않을 것으로 기대된다. 반대로, “고소득자와 저소득자 사이의 소득격차를 줄이는 것은 정부의 책임이다”는데 대해 동의하는 사람이라면, “사회복지 확대를 위해서는 세금을 더 거둬야 한다”에 대해서도 동의할 것으로 기대된다. 물론 정부가 소득격차를 줄이면서 세금도 줄일 수 있다거나, 사회복지를 축소하더라도 소득격차를 줄일 수 있다고 보는 사람도 있을 수 있겠지만, 정부의 재분배 기능은 일차적으로 조세와 사회복지를 통해 수행된다는 점을 감안한다면 이러한 논리적 귀결에 대해 본 연구는 일관성을 가졌다고 볼 수 없다고 간주하였다.

나. 종속변수: 복지태도 점수

주지한 바와 같이, 본 연구에서는 복지태도의 탈계급성을 분석하기 위하여 복지태도 점수를 종속변수로 하는 회귀분석을 실시한다. 이 때, 복지태도 점수는 Svallfors(2004)와 Wong 등(2008)의 방식에 따라 8개 변수들의 값을 합산한 후, 이 값을 최대값으로 나누어주고, 그 결과에 100을 곱해 주는 방식으로 계산되었다. 이렇

게 구성된 지표는 0에서 100의 값을 가지게 된다. 8개의 하위 변수는 국제 비교 가능성을 염두에 두고 Svallfors(2004)와 Wong 등(2008)과 유사한 문항을 선정하여 구성하였다. 아래 표 1에서 보는 바와 같이, 본 연구와 Svallfors(2004)와 Wong 등(2008)은 질문 문항의 영역에 있어서는 유사하지만, 질문 방식에는 약간의 차이가 있다. 즉, 예컨대 본 연구에서는 실업, 건강보험, 빈민, 노인, 교육, 주거지원 영역에서 현재보다 정부 지출을 늘리는 것이 바람직한지 혹은 줄이는 것이 바람직한지에 대한 응답자의 견해를 묻는데 비해, Svallfors(2004)와 Wong 등(2008)의 연구에서는 각 해당 영역에 대해 정부의 책임이 어느 정도인지를 묻고 있다는 점에서 차이가 난다. 또한, Svallfors(2004)와 Wong 등(2008)의 복지태도 점수는 7개의 항목으로 구성되어 있으나, 본 연구는 여기에 “사회복지 확대를 위한 증세”에 대해 동의 여부를 묻는 문항을 추가하여 8개의 항목으로 구성하였다. 이와 같이, 두 연구 간의 이러한 차이로 인해 수평적 비교에 한계가 있음에도 불구하고, 영역이 동일하고 궁극적으로 사회복지 각 영역에 대한 정부 책임성을 묻고 있다는 점에서 복지태도 점수에 독립변수가 미치는 영향도에 대한 비교에는 큰 무리가 없을 것으로 보인다.

〈표 1〉 복지태도 점수를 구성하는 하위 변수

| 본 연구의 하위 변수 | Svallfors(2004)의 하위 변수 |
|------------------------------|----------------------------|
| 정부는 ---정책에 지금보다 더 많이 지출해야 한다 | 정부는 ---에 대해 책임이 있다 |
| 소득격차해소 ¹⁾ | 부자와 빈자 사이의 소득격차를 줄이는 것 |
| 사회복지확대를 위한 증세 ¹⁾ | |
| 실업 ²⁾ | 원하는 모든 사람에게 일자리를 제공하는 것 |
| 건강보험 ²⁾ | 아픈 사람에게 의료를 제공하는 것 |
| 노인 ²⁾ | 노인에게 온당한 생활수준을 제공하는 것 |
| 빈민 ²⁾ | 실업자에게 온당한 생활수준을 제공하는 것 |
| 교육 ²⁾ | 저소득 가구의 대학생에게 재정지원을 하는 것 |
| 주거지원 ²⁾ | 여력이 없는 사람에게 온당한 주택을 제공하는 것 |

주: 1) “고소득자와 저소득자 간의 소득격차 해소는 정부 책임이다”에 대해 ①매우 반대, ②반대, ③동의도 반대도 하지 않음, ④동의, ⑤매우 동의의 5점 척도로 구성됨.

2) 각 분야별 정부지출이 각 분야별로 지금보다 ①훨씬 덜 지출, ②조금 덜 지출, ③현재 수준으로 지출, ④조금 더 지출, ⑤훨씬 더 많이 지출해야 한다는 5점 척도로 구성됨.

다. 독립변수: 계급

다음으로 탈계급성을 분석하기 위한 회귀분석에서 독립변수로 계급의 대리변수(proxy)로서 직종 변수를 사용한다. 일반적으로 계층은 사회적 불평등구조가 성층(成層)으로 나타나며 각 층간에는 경제적·사회명망적·권력적 측면에서 차이가 존재하는 현상을 의미하는 데 비해, 계급은 주로 마르크스주의적인 의미에서 생산관계에 기초한 대자적(對自的)·갈등적 집단관계를 의미한다. 이 때 계급은 생산관계 안에서 생산수단의 소유 여부에 따라 각기 다른 위치를 차지하는 집단들로 규정지을 수 있다(홍두승·구해근 2001). 베버는 마르크스의 일원적 계급 접근과 달리 다원적 차원에서 계급을 설정하고자 하였다. 그는 세 가지 차원으로 불평등을 구분하는데 경제적·사회적·정치적 불평등이 그것이다. 즉 경제적 차원, 사회적 위신, 그리고 권력에 의한 불평등으로 구별된다.

그러나 개념적 차원에서의 마르크스적 계급과 베버적 계급의 정의는 현실세계에서 조작화해 내기 쉽지 않다는 한계를 지닌다. 이러한 의미에서, 조작적 정의로서 계급의 대리변수로 가장 많이 활용되는 변수가 직종(occupation)이다. 직종은 경제적 지위와 관련성이 높을 뿐만 아니라, 교육수준과 사회적 지위 등과도 연관성이 높은 대표적인 지표이기 때문이다. Wong et al.(2008)과 Svallfors(2004)에서도 직종과 경제활동상태를 혼합한 서비스 I(전문직), 서비스 II(준전문직), 사무·판매직, 숙련직(기능조립직), 미숙련직(단순노무직), 자영자의 6개 범주로 구분하고, 이를 계급의 대리변수로 사용하고 있다. 본 연구에서는 이 중 자영자 범주를 제외한 5개 범주로 직종을 구분하여 이를 계급의 대리변수로 사용하였다⁵¹⁾. 직종의 구분은 한국표준직업분류⁵²⁾의 대분류체계를 준용하되 이를 좀 더 단순화하여 고위공무원 및 전문가/기

51) 본 연구에서 자영자를 계급변수에 별도로 포함시키지 않은 것은 우리나라의 경우 자영자의 비율이 매우 높고, 전문직 자영자(변호사, 의사 등)와 비전문직·영세 자영자 간의 편차가 매우 크기 때문에 하나의 범주로 두기에는 무리가 있다고 보았기 때문이다. 실제로 자영자 범주를 따로 두고 분석해 보았으나 의미 있는 결과를 도출하기 어려웠다. 이러한 이유로 자영자 범주를 따로 두지 않고 자영자의 직종에 따라 해당 직종 범주에 포함시켰다. 자영자 범주를 따로 둘 경우 전문직과 준전문직의 빈도가 너무 낮아져서 분석이 유의미하지 않게 되는 것 또한 자영자를 별도의 범주로 두지 않은 이유 중 하나이다.

술공 및 준전문가/ 사무, 서비스, 판매 종사자/ 농어업숙련종사자 및 기능조립종사자/ 단순노무, 무직, 기타의 5개 범주로 재분류하였다. 따라서 본 연구에서는 주부, 노인 등 비경제활동인구는 분석에서 제외되었다. 분류 결과 계급 분류별 빈도와 비율은 아래 표 2와 같이 나타난다.

〈표 2〉 계급별 빈도와 비율

| 계급 | 빈도 | 비율 |
|---------|-----|--------|
| 전문직 | 67 | 6.76 |
| 준전문직 | 67 | 6.74 |
| 사무, 판매직 | 370 | 37.26 |
| 기능조립직 | 292 | 29.45 |
| 단순노무직 | 196 | 19.78 |
| 합계 | 993 | 100.00 |

III. 분석결과

1. 탈계급성

가. 복지태도의 계급별 차이

먼저 복지태도 점수를 종속변수로 두고, 계급을 독립변수로 하는 회귀분석의 결과는 아래 표 3과 같다. 분석결과는 한국의 경우 가치분소득을 제외하고는 직종에 따른 계급분류 변수를 포함한 어떠한 변수도 복지태도를 결정하는데 유의미하지 않음을 보여준다. R2값이 0.021에 불과하여 복지태도 점수에 대한 독립변수와 통제변수(경제활동상태, 성별, 교육연수, 가치분소득)들의 설명력도 매우 낮게 나타났다⁵³⁾.

52) 국제비교연구에서 종종 사용되는 직업분류체계로는 Treiman's Standard International Occupational Prestige Scale (SIOPS), Ganzeboom et al.'s International Socio-Economic Index of Occupational Status (ISEI), Erikson and Goldthorpe's class categories (EGP) 등이 있다. 이러한 직업분류체계에 기초하여 한국실정에 맞게 분류한 것이 한국표준직업분류이다.

Wong et al(2008)의 연구 결과와 비교해 보면, 전체적인 패턴이 홍콩과 매우 유사하였다. 즉, 전체적인 모형의 설명력이 매우 낮으며, 소득(한국만 포함)변수를 제외하고는 모든 변수가 통계적으로 유의미하지 않게 나타난 것이다. 다만 -비록 통계적으로 유의미하지는 않지만- 홍콩의 경우 자영자가 미숙련종사자에 비해 복지태도 점수가 높게 나타나는 반면, 한국의 경우 상용직 임금근로자에 비해 복지태도 점수가 낮게 나타난 점에서 차이를 보인다.

〈표 3〉 복지태도 점수1)에 대한 회귀분석 결과

| | 한국 ²⁾ | 홍콩 | 스웨덴 | 미국 |
|----------------|------------------|--------|----------|----------|
| 전문가 | 1.044 | 7.253* | -19.3*** | -15.9*** |
| 준전문가 | 3.165 | 4.243 | -9.7*** | -14.7*** |
| 사무·서비스·판매직 종사자 | 0.896 | 4.268 | -4.7*** | -8.7*** |
| 기능조립종사자 | 0.055 | 5.937 | -2.1 | 3.7 |
| 자영자 | -1.164 | 4.293 | -10.2*** | -12.2*** |
| 준거집단: 미숙련종사자 | | | | |
| 자영자 | -1.164 | | | |
| 고용주 | -2.385 | | | |
| 임시일용직 | 1.611 | | | |
| 준거집단: 상용직 | | | | |
| 여자(남자=0) | 0.410 | -0.935 | 2.4* | 7.0*** |
| 실업자(기타=0) | | | 6.9** | 10.2* |
| 퇴직자(기타=0) | | | 9.1*** | 3.3 |
| 교육연수 | 0.188 | | | |
| 가처분소득 | -.000555** | | | |
| R2 | 0.021 | 0.014 | 0.187 | 0.106 |

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

주: 1) 한국과 다른 나라의 복지태도점수 구성은 상이함(위 표 1 참조)

2) 한국의 경우 교육연수와 가처분소득을 빼고 분석할 때도 어떤 변수도 유의미하지 않았음.

자료: 한국은 한국복지패널(2차) 원자료 분석. 홍콩, 스웨덴, 미국은 Wong et al.(2008)

53) 계급변수만을 독립변수로 회귀분석을 실시한 결과도 어떠한 더미도 통계적으로 유의미하지 않았다. 결과의 모형적합도와 R²가 너무 낮아 본문에서는 제시하지 않았다.

반면 스웨덴과 미국의 경우 전체적인 모형의 설명력도 매우 높을 뿐만 아니라(각각 0.187과 0.106), 숙련노동자(기능조립종사자)를 제외한 모든 계급이 미숙련종사자에 비해 복지태도 점수가 낮은 것으로 나타났다. 즉, 미국과 스웨덴의 경우 전문가와 준전문가, 그리고 화이트칼라(사무, 서비스, 판매직 종사자)의 복지태도 점수가 낮은 반면, 블루칼라(기능조립종사자, 미숙련종사자)의 복지태도 점수는 높게 나타난다. 또한 자영자의 경우⁵⁴⁾ 준전문가와 유사한 복지태도 점수를 가지는 것으로 나타났다. 점수의 서열 또한 스웨덴의 경우 미숙련종사자>기능조립종사자>사무·서비스·판매직 종사자>준전문가>자영자>전문가의 순이며, 미국의 경우 기능조립종사자>미숙련종사자>사무·서비스·판매직 종사자>자영자>준전문가>전문가의 순으로 전통적인 계급서열과 거의 일치한다. 즉, 전통적인 계급서열이 낮은 집단의 경우 사회복지에 지지적인 계급을 형성하는 반면, 계급서열이 높은 집단의 경우 사회복지에 부정적인 계급을 형성하는 것이다.

이와 같이, 한국과 홍콩의 경우 계급이 사회복지에 대한 태도에 거의 영향을 미치지 않는 변수인데 비해, 스웨덴과 미국의 경우 계급이 사회복지에 대한 태도에 결정적인 영향을 미치는 변수로 나타났다.

나. 분야별 지출에 대한 계급별 태도

다음으로 표 4와 표 5에서 분야별 정치부지출 확대에 대한 태도를 확인해 보았다. 먼저, 전체적으로 볼 때, 확대의 우선순위는 노인·장애인>건강보험>빈민>교육>실업>주거지원의 순서였다. 특히, 장애인 지원에 대해 약 84%, 노인 생활지원에 대해 약 84%, 빈곤층 생활지원에 대해 약 77%가 지금보다 정부지출을 확대해야 한다는 데 동의했다. 반면 실업에 대한 지출 지지는 낮았다. 이는 한국인들의 복지수혜자격(deservingness)에 대한 관념을 드러내는 것으로 볼 수 있는데, 다른 나라와 크게 다르지 않다.

54) 전통적으로 자영자는 뿌띠부르조와, 즉 소부르조와로 분류된다.

〈표 4〉 분야별 정부지출 확대에 대한 태도

(단위:%)

| | 훨씬덜지출 | 조금덜지출 | 현재수준 | 조금더지출 | 훨씬더지출 | 계 |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|
| 실업 | 3.43 | 7.46 | 34.91 | 42.00 | 12.21 | 100.00 |
| 건강보험 | 3.22 | 13.47 | 29.28 | 43.39 | 10.63 | 100.00 |
| 노인 | 1.62 | 2.09 | 12.33 | 63.28 | 20.68 | 100.00 |
| 빈민 | 1.58 | 4.24 | 16.76 | 56.47 | 20.95 | 100.00 |
| 교육 | 4.32 | 11.08 | 26.27 | 44.17 | 14.15 | 100.00 |
| 장애인 | 1.25 | 2.12 | 14.07 | 57.91 | 24.65 | 100.00 |
| 주거지원 | 4.23 | 10.29 | 29.88 | 44.64 | 10.95 | 100.00 |

자료: 한국복지패널(2차) 원자료.

다음으로 분야별 지출에 대한 계급별 태도를 다른 나라와 비교해 보았다. 표 5에 나타나는 바와 같이, 질문이 정확히 동일한 것은 아니지만 상당히 유사하므로 나라 간 비교가 어느 정도는 가능할 것으로 보인다.

〈표 5〉 계급별·분야별 정부지출 확대에 대한 태도 차이

| 구분 | 전문직 | 준전문직 | 사무,판매직 | 기능조립직 | 단순노무직 | 전체 | 계급차이 |
|--------------------------------|------|------|--------|-------|-------|------|-------|
| 소득격차해소는 정부책임 ¹⁾ | 2.85 | 3.01 | 2.89 | 2.99 | 3.02 | 2.95 | 0.17 |
| 사회복지확대를 위한 증세 ¹⁾ | 2.15 | 2.11 | 2.03 | 2.00 | 2.03 | 2.03 | -0.12 |
| 실업 ²⁾ | 2.51 | 2.32 | 2.57 | 2.44 | 2.61 | 2.52 | 0.10 |
| 건강보험 ²⁾ | 2.73 | 2.75 | 2.49 | 2.29 | 2.41 | 2.45 | -0.32 |
| 노인 ²⁾ | 3.01 | 3.02 | 3.01 | 2.96 | 3.01 | 2.99 | 0.00 |
| 빈민 ²⁾ | 2.95 | 3.17 | 2.91 | 2.86 | 2.89 | 2.91 | -0.06 |
| 교육 ²⁾ | 2.59 | 2.63 | 2.54 | 2.52 | 2.45 | 2.53 | -0.13 |
| 주거지원 ²⁾ | 2.35 | 2.47 | 2.48 | 2.44 | 2.58 | 2.48 | 0.23 |

주: 1) 매우 반대(0점), 반대(1점), 동의도 반대도 하지 않음(2점), 동의(3점), 매우 동의(4점)의 계급별 평균점수임.

2) 각 분야별 정부지출이 각 분야별로 지금보다 훨씬 덜 지출(0점), 조금 덜 지출(1점), 현재 수준으로 지출(2점), 조금 더 지출(3점), 훨씬 더 많이 지출(4점)의 계급별 평균점수임.

3) 계급차이는 전문직-단순노무직의 평균점수 차이임.

자료: 한국복지패널(2차) 원자료.

우리나라의 경우 정부지출 확대에 대한 계급별 태도는 분야에 따라 약간의 차이는 있지만 서구 국가들에 비해서는 매우 미미한 것으로 나타났다. 계급별 태도 차이가 크지 않을 뿐만 아니라 차이의 경향 역시 뚜렷하지 않았다. 즉 사회경제적 지위가 높은 쪽에서 낮은 쪽으로 갈수록, 혹은 그 반대로 갈수록 어떤 경향성이 발견되지 않았다. 특히, 사회복지를 위한 증세, 건강보험, 빈민정책, 교육정책의 확대에 대해서는 전문직과 준전문직이 기능조립직이나 단순노무직에 비해 더 지지적인 것으로 나타났다. 우리나라에서 그나마 계급별 차이가 가장 크게 나타나는 분야는 주거와 실업이다. 이는 저소득층의 내 집 마련 어려움, 비정규직과 불안정고용의 문제를 반영한 것일 수 있으나 그 차이는 크지 않았다. 또한 전문직이 준전문직이 아니라 사무 판매직과 거의 비슷한 태도를 보이는 것, 그리고 기능조립직이 다른 직군에 비해 뚜렷하게 국가복지에 대한 정부개입에 반대하는 태도를 보이는 것은 매우 독특한 현상이라 할 만하다.

〈표 6〉 홍콩, 스웨덴, 미국에서의 국가 개입에 대한 계급의 태도 차이

| 정부는 ...대해 책임이 있다 | | 홍콩 | 스웨덴 | 영국 | 독일 | 미국 |
|----------------------------|-------|-------|------|------|------|------|
| 부자와 빈자 사이의 소득격차를 줄이는 것 | 점수 평균 | 1.91 | 2.03 | 1.93 | 1.76 | 1.40 |
| | 계급 차이 | -0.25 | 1.17 | 0.90 | 0.69 | 0.64 |
| 원하는 모든 사람에게 일자리를 제공하는 것 | 점수 평균 | 1.76 | 1.89 | 1.87 | 1.97 | 1.25 |
| | 계급 차이 | -0.01 | 0.98 | 0.89 | 0.69 | 0.56 |
| 아픈 사람에게 의료를 제공하는 것 | 점수 평균 | 2.50 | 2.66 | 2.80 | 2.46 | 2.19 |
| | 계급 차이 | -0.30 | 0.23 | 0.12 | 0.24 | 0.37 |
| 노인에게 온당한 생활수준을 제공하는 것 | 점수 평균 | 2.54 | 2.66 | 2.71 | 2.43 | 2.22 |
| | 계급 차이 | -0.20 | 0.36 | 0.26 | 0.30 | 0.39 |
| 실업자에게 온당한 생활수준을 제공하는 것 | 점수 평균 | 1.99 | 2.26 | 2.01 | 1.93 | 1.41 |
| | 계급 차이 | -0.09 | 0.35 | 0.41 | 0.29 | 0.48 |
| 저소득 가구의 대학생에게 재정지원을 하는 것 | 점수 평균 | 2.31 | 2.11 | 2.26 | 2.11 | 2.16 |
| | 계급 차이 | -0.11 | 0.40 | 0.14 | 0.07 | 0.12 |
| 여력이 없는 사람에게 온당한 주택을 제공하는 것 | 점수 평균 | 2.28 | 2.05 | 2.23 | 1.93 | 1.78 |
| | 계급 차이 | -0.11 | 0.50 | 0.47 | 0.33 | 0.34 |

주: 계급차이는 서비스 계급 I의 값에서 미숙련 노동자의 값을 빼준 값임.

자료: Wong et al(2008), Svallfors(2003)

표 6에서 보는 바와 같이, 앞에서의 회귀분석 결과와 마찬가지로, 홍콩 역시 우리나라와 유사한 패턴을 보여주고 있다. 계급차이가 가장 두드러진 것은 역시 스웨덴인데, 이는 예상 가능한 결과라 할 수 있다. 자유주의적 복지국가인 미국도 우리나라보다 계급별 차이가 훨씬 더 크게 나타났다. 예를 들면, 소득격차 해소가 정부책임이라는 데 대해 미국의 경우 계급 차이는 0.64인 반면(표 6) 한국은 0.01(표 5)에 불과하였다. 스웨덴은 계급 차이가 1.17에 이른다.

2. 비일관성

다음으로 복지태도 탈계급성에 대한 보다 심도 있는 설명을 얻기 위해 복지태도의 일관성을 살펴보았다. 그 결과, 기존연구가 보여준 복지와 세금에 대한 태도의 이중성, 모순성을 다시 한번 확인할 수 있었다. 소득격차 해소가 정부책임이라는 데 압도적 다수가 찬성하면서도, 그를 위해 세금을 더 거둬야 한다는 데는 소수만이 동의했다. 오히려 경제를 살리기 위해 감세를 해야 한다는 주장에 다수가 찬성했다.

〈표 7〉 정부 책임성-조세에 대한 태도

| | 매우 반대 | 반대 | 동의도 반대도 없음 | 동의 | 매우 동의 | 계 |
|------------------|-------|-------|------------------|-------|-------|--------|
| 소득격차해소는 정부책임 | 1.09 | 8.85 | 15.49 | 43.18 | 31.39 | 100.00 |
| 사회복지확대를 위한 증세 | 3.68 | 31.64 | 24.73 | 37.44 | 2.50 | 100.00 |
| 경제성장을 위한 감세 | 1.13 | 20.14 | 28.27 | 42.64 | 7.82 | 100.00 |

자료: 한국복지패널(2차) 원자료.

표 7을 보면 소득격차 해소는 정부 책임이라는 데 대해서는 약 75%가 동의하나, 사회복지확대를 위해 세금을 더 거둬야 한다는 의견에 대해서는 약 40%만이 동의했다. 특히, 소득격차 해소는 정부 책임이라는 의견에 대해 31.4%가 매우 강한 동의를 표했으나, 사회복지확대를 위해 세금을 더 거둬야 한다는 의견에 대해서는 2.5%만이 매우 강한 동의를 표했다. 또한 경제를 살리기 위해 세금을 줄여야 한다는 의견에

대해서는 과반수 이상이 동의를 표했으며, 강한 동의를 표한 사람도 7.8%로 증세에 대해 강한 동의를 표한 사람(2.50%)보다 훨씬 많았다.

한편 이 연구에서는 복지의식의 비통합성을 실태를 보다 면밀히 분석하기 위해 문항간 교차분석을 실시했다. 우선 빈부격차 해소를 위한 정부책임과 경제살리기를 위한 감세 항목 간의 교차분석해 보았다(표 8). 이에 따르면 빈부격차 해소는 정부 책임이라는데 대해 동의하면서도, “동시에”, 경제를 살리기 위해 세금을 줄여야 한다는 모순된 의견을 제시한 비율은 39.4%에 달한다(좌하단). 즉, 빈부격차 해소는 정부의 책임이지만 이를 위해서 세금을 올리는 데는 부정적인 의견을 보이는 비통합적 태도를 보이는 사람들이 무려 40%에 이르는 것이다. 빈부격차 해소는 정부 책임이라는데 대해 동의하지 않으면서도, 감세는 반대하는 비율은 3.4%였다(우상단). 반면 일관성 있는 태도는 훨씬 적다. 즉 빈부격차 해소는 정부책임이라고 보며 동시에 경제성장을 위한 감세에는 반대하는 의견(‘일관된 진보성’으로 부르기로 함, 표 8 우하단)은 15.3%이며, 반대로 “빈부격차 해소는 정부책임이 아니며 경제성장을 위한 감세에 찬성하는 의견”(‘일관된 보수성’으로 부르기로 함, 표 8 좌상단)은 3.9%였다.

〈표 8〉 정부 책임성과 감세에 대한 태도의 일관성

| | | 경제성장을 위한 감세 | | | | | 합계 |
|---------------------|-------|-------------|-------|-------|-------|------|--------|
| | | 매우동의 | 동의 | 중립 | 반대 | 매우반대 | |
| 빈부격차 해소는 정부책임 | 매우반대 | 0.20 | 0.00 | 0.17 | 0.72 | 0.00 | 1.09 |
| | 반대 | 0.27 | 3.45 | 2.48 | 2.55 | 0.10 | 8.85 |
| | 중립 | 1.14 | 6.31 | 5.24 | 2.71 | 0.08 | 15.49 |
| | 동의 | 3.16 | 19.79 | 11.63 | 8.03 | 0.57 | 43.18 |
| | 매우동의 | 2.94 | 13.51 | 8.30 | 6.24 | 0.41 | 31.39 |
| | Total | 7.72 | 43.06 | 27.81 | 20.25 | 1.16 | 100.00 |

주: 진한 회색은 일관성 있는 태도를 보이는 집단, 연한 회색은 비일관적인 태도를 보이는 집단임.
 자료: 한국복지패널(2차) 원자료.

요약하면, 비일관적, 비통합적 태도가 약 43%, 일관적 태도가 19%, 중립적 태도가 38% 정도가 되며, 일관적 태도 중 일관된 진보층은 15%, 일관된 보수층은 4% 정도가 된다. 이는 그 동안 “계층을 불문하고 복지확대에는 대체로 강한 지지를 보내나

세금부담 의사는 별로 없다”는 정도로 알려져왔던 한국인의 복지태도에 대해 좀더 심층적 정보를 제공한다. 즉 복지확대가 수반하는 담세 책임을 자각하고 수락하는 계몽된 복지지지층, 일관된 진보층은 15% 정도에 불과하다. 이는 일관된 보수층(4%)에 비해서는 많은 비율이지만 복지국가의 확대를 든든히 뒷받침하기엔 충분치 않아 보인다.

한편 비일관적 태도와 중립적 태도를 합치면 약 81%가 된다는 사실도 여러 가지를 시사한다. 이는 복지의 국가책임에 대해, 그리고 국가복지 확대가 초래하는 자기이익과 자기 의무에 대해 제대로 이해하지 못하고 불명확한 태도를 갖는 집단, 혹은 복지를 향유하는 것은 좋으나 의무는 하기 싫다는 이기적 태도를 갖는 집단이 그렇게 많은 비율에 달한다는 것을 의미한다. 어느 쪽이든 복지국가 확대에는 유리하지 않은 복지태도인 것이다. 불명확하고 유동적인 태도는 사안마다 불안정하게 흔들리다 폭발적이고 단속적인 집단행동을 만들어낼 뿐 정책작성에 근거가 되는 안정적 지지나 반대여론을 제공하지 못한다. 의무 없는 혜택을 원하는 이기적 태도는 복지국가를 사회적으로 유지불가능하게(unsustainable) 만든다.

다음으로 빈부격차 해소에 대한 정부책임과 복지확대를 위한 증세라는 두 문항을 교차분석해 보았다. 일견 위 교차분석과 비슷해 보이지만 ‘경제성장을 위한 감세’ 대신 ‘복지확대를 위한 증세’를 넣어 복지태도를 검토해 본 것이다. 빈부격차 해소가 정부의 책임이라고 답하면서, 동시에 사회복지 확대를 위해 세금을 더 거둬야 한다는 답을 한, 일관된 진보층 29.9%였다. 빈부격차 해소는 정부의 책임이 아니며, 따라서 사회복지 확대를 위한 증세에 반대하는 태도를 보이는 일관된 보수층 집단은 4.3%였다. 또 빈부격차 해소는 정부의 책임이지만, 사회복지 확대를 위해 증세하는 데는 반대하는 비일관적 집단은 25.7%에 달했다. 반대로 빈부격차 해소는 정부책임이 아니지만, 사회복지 확대를 위해 세금을 더 거둬야 한다는 태도 집단은 4.5%였다. 중립집단은 35.6%였다.

〈표 9〉 정부 책임성과 증세에 대한 태도의 일관성

| | | 사회복지 확대를 위한 증세 | | | | | |
|---------------------|-------|----------------|-------|-------|-------|------|--------|
| | | 매우반대 | 반대 | 중립 | 동의 | 매우동의 | 합계 |
| 빈부격차 해소는 정부책임 | 매우반대 | 0.00 | 0.27 | 0.28 | 0.42 | 0.13 | 1.09 |
| | 반대 | 0.39 | 3.59 | 0.93 | 3.49 | 0.46 | 8.85 |
| | 중립 | 0.53 | 4.39 | 4.51 | 5.96 | 0.09 | 15.49 |
| | 동의 | 0.84 | 14.92 | 11.02 | 15.70 | 0.70 | 43.18 |
| | 매우동의 | 1.81 | 8.15 | 7.93 | 12.30 | 1.19 | 31.39 |
| | Total | 3.58 | 31.32 | 24.67 | 37.86 | 2.57 | 100.00 |

주: 진한 회색은 비일관적 태도를 보이는 집단, 연한 회색은 일관적인 태도를 보이는 집단임.
자료: 한국복지패널(2차) 원자료.

이 결과를 앞의 교차분석과 비교하면 몇 가지 흥미로운 사실이 확인된다. 우선 비통합성, 파편성이 반복해서 확인되는 한국인의 복지태도의 명확한 특징이라는 점이다. 여전히 명확하게 일관적 태도를 보이는 집단은 진보, 보수를 합쳐 약 34%에 불과하다. 빈부격차 해소는 정부책임이 아니지만, 사회복지 확대를 위해 세금을 더 거둬야 한다는 태도 집단(4.5%)을 비일관적 태도를 가지는 것으로 보아야 하는지는 논란의 여지가 있다. 그러나 빈부격차 해소는 정부의 책임이지만, 사회복지 확대를 위해 증세하는 데는 반대하는 집단은 비일관적 태도집단으로 볼 수 있을 터인데, 이 집단만도 25.7%에 달했다. 이 집단과 중립집단(35.6%)을 합치면 61.3%에 이른다. 또 여기에 논란의 여지가 있는 4.5%까지 합치면 불안정한 비일관층은 65.8%에 이르게 된다.

둘째, 이 교차분석에서는 일관된 진보층이 앞의 교차분석보다 두 배 가까이 많아진다. 즉 ‘빈부격차 해소에 대한 정부책임 지지-감세반대’라는 일관된 태도는 15.3%였던 데 비해, 거의 같은 의미일 수 있는 ‘빈부격차 해소에 대한 정부책임 지지-복지확대를 위한 증세’라는 일관된 태도는 29.9%를 보인다. 이런 차이에 대해 여러 가지 해석이 가능할 것이나 아마도 경제성장 위해 감세가 필요하다는 담론이 한국사회에서 가지고 있는 강력한 영향력을 보여준다는 것이 적절한 해석일 듯 하다. 어쨌든 이렇게 교차분석을 했을 때 일관된 진보층이 많아진다는 것은 복지국가 확대에는 긍정적 지표라고 할 수 있다. 그러나 위에서 지적한 높은 비일관성과 중립성 비

율이 시사하는 의미를 뒤집을 정도는 아니다.

마지막으로 복지태도의 탈계급성과 비일관성과의 관계를 확인해 보기 위해 정부의 분배책임과 조세에 대한 태도의 일관성에 계급별 차이가 있는지를 살펴보았다. 가장 두드러진 특징은 진보적 일관성, 보수적 일관성, 중립, 비일관성으로 태도 구분을 할 경우 모든 계급에서 비일관성과 중립성이 높은 비중을 차지한다는 점이다. 표 9에 나타나듯 정부의 분배책임-성장 위한 감세 교차분석에서는 모든 계급에서 비일관성이 두드러지고, 정부의 분배 책임-사회복지 위한 증세 교차분석에서는 중립적 태도가 두드러진다. 어느 쪽이나 복지-세금에 대해 일관되고 분명한 태도를 가진 비율이 적고, 파편화되거나, 모호한 입장을 가진 사람들의 비율이 높음을 의미하는 것으로 해석할 수 있다.

다음으로 계급적 차이에 주목한다면 전문직 및 준전문직 계급이 다른 계급에 비해 진보적 일관성과 보수적 일관성이 모두 가장 높으며, 중립적 태도를 보이는 비율 역시 가장 높았다는 점이 눈에 띈다. 이렇게 모든 부분에서 가장 높은 비율이 나온 것은 다른 계급들이 매우 비일관성이 높았던 데 비해 상대적으로 태도의 비일관성이 낮았기 때문이다. 표 9가 보여주듯 정부의 분배책임에 찬성하면서도 감세에는 찬성하는 비일관적 태도를 보인 비율이 기능조립직 및 단순노무직에서는 48%에 이르고, 사무직 및 판매직에서도 41%에 이르는 반면 전문직 및 준전문직에서는 30% 밖에 되지 않는다. 정부의 분배책임-복지를 위한 증세에 대한 교차분석에서도 전문직, 준전문직은 다른 직군에 비해 훨씬 일관된 태도를 보여준다. 이는 “상층으로 갈수록 오히려 국가복지 확대에 찬성한다”는 정도로 알려져왔던 그간의 연구결과에서 한 걸음 더 나아간 정보를 제공한다. 상층이 진보적 일관성이 높게 나오는 것은 일차적으로는 다른 계급에 비해 비일관성이 낮기 때문이라는 것, 그리고 상층 모두가 복지확대에 찬성하는 것이 아니라 복지확대에 확고하게 반대하는 보수적 일관성을 가진 집단도 상층에 가장 많다는 것이 그것이다.

〈표 10〉 계급별 일관성과 비일관성

| | 계급 구분 | 진보적 일관성 | 보수적 일관성 | 중립 | 비일관성 | 합계 |
|--------------------------------|---------------|------------|------------|-------|-------|--------|
| 정부 분배책임 + 경제성장을 위한 감세 | 전체 | 15.25 | 3.92 | 38.06 | 42.77 | 100.00 |
| | 전문직 및 준전문직 | 19.40 | 4.48 | 45.77 | 30.34 | 99.99 |
| | 사무직 및 판매직 | 17.78 | 3.71 | 37.42 | 41.10 | 100.01 |
| | 기능조립직 및 단순노무직 | 12.10 | 3.92 | 36.38 | 47.59 | 99.99 |
| 정부 분배책임 + 사회복지를 위한 증세 | 전체 | 29.89 | 4.25 | 35.64 | 30.22 | 100.00 |
| | 전문직 및 준전문직 | 37.51 | 7.49 | 38.62 | 16.38 | 100.00 |
| | 사무직 및 판매직 | 27.37 | 3.61 | 35.71 | 33.31 | 100.00 |
| | 기능조립직 및 단순노무직 | 29.64 | 3.83 | 34.73 | 31.78 | 99.98 |

한편, 사무직과 기능조립직 및 단순노무직의 경우 비일관성이 매우 높게 나타난다. 특히, 기능조립직 및 단순노무직의 경우 거의 반 가량이 분배는 국가의 책임이라는 데는 동의하지만 경제성장을 위해 감세해야 한다는 데도 동의하는 이중성을 드러내고 있다. 정부의 분배책임-복지를 위한 증세 교차분석에서도 사무직 및 판매직과, 기능조립직 및 단순노무직의 경우 비일관적 태도를 보이는 비율이 전문직 및 준전문직의 2배에 가깝다. 결국 우리나라의 하층계급은 분배와 세금을 둘러싼 객관적 이해관계에 반하는 태도를 취하는 경향이 있을 뿐만 아니라, 국가복지와 세금에 대해 매우 비일관적 태도를 가지고 있다는 판단을 해 볼 수 있겠다.

IV. 토의 및 결론

이상의 분석으로부터 한국인의 복지태도가 파편화되어 있고 비일관적이며 비통합적 특징을 보이며, 자신의 객관적인 경제적 이해관계와 불일치 정도가 높은 편임을 확인할 수 있었다. 그렇다면 이런 특징은 어디서 기인하는 것일까?

1. 복지태도의 비일관성

복지태도의 비일관성은 한국인의 복지태도의 가장 큰 특징이라고 할 수 있다. 특히 하층 계급의 비일관성이 매우 커서, 전체 복지태도의 윤곽을 비일관적, 비통합적, 파편적인 것으로 만드는 데 크게 기여하고 있다. 반면 상층의 태도의 통합성은 상대적으로 높다.

상층 비육체노동자들이 태도의 통합성이 높은 것은 우리나라만의 특징은 아니다. Svallfors(2007, 217)는 상이한 복지레짐에 속하는 네 개의 복지국가(스웨덴, 독일, 영국, 미국)를 비교연구하여 상층 비육체노동자들이 이데올로기적 통합성이 높음을 보여준 바 있다. 그는 그 원인을 상층 비육체노동자들의 경우 높은 교육수준, 권력과 책임상 지위, 그리고 풍부한 네트워크 등으로 인해 특정대상에 대한 태도를 상호연관지어 생각하기 쉽고, 사고과정에서 모순되는 점들을 제거해 나갈 수 있기 때문이라고 지적하고 있다. 그렇다면 하층계급이 복지태도의 비일관성을 가지고 있는 이유는 상층계급과 반대의 상황에 놓여 있다는 점으로부터 유추할 수 있을 것이다. 즉 하층 육체노동자들의 경우 낮은 교육수준으로 인해 비논리성을 갖기 쉬우며, 권력과 책임상 지위, 그리고 풍부한 네트워크의 부재로 인해 특정대상에 대한 태도를 상호연관지어 생각하기 어렵고, 자기 사고의 모순을 깨닫기 어려워 이데올로기적 통합성을 성취하기 어렵다는 해석이다.

Svallfors의 연구는 모든 복지레짐에서 하층이 상층보다 낮은 이데올로기적 통합성을 가지고 있음을 보여 주고 있기 때문에 한국의 경우도 이런 일반적 맥락에서 해석할 수 있는 가능성을 열어 준다. 그러나 한국의 경우, 하층의 비일관성의 정도가

타국에 비해 매우 높으며, 상층 역시 높은 수준의 비일관성을 보인다는 점에서 Svallfors의 해석만으로는 불충분한 점이 있다. 이 점에 대해서는 탈계급성 문제를 논의한 후 다시 얘기하기로 한다.

2. 탈계급성-사회경제적 지위와 복지태도의 괴리

왜 한국인의 복지태도에는 탈계급성이 두드러지는가? 계급적 이해관계가 인간행위를 모두 설명할 수 있는 것은 물론 아니다. 그러나 다른 나라에 비해, 특히 계급정치가 약한 미국에 비해서도 한국인의 복지태도가 사회경제적 지위와 훨씬 크게 괴리되는 현상은 분명 설명을 요한다.

첫째, 상층, 즉 전문직, 준전문직의 진보적 태도를 생각해 볼 수 있다. 앞서 전문직, 준전문직이 가장 일관된 복지태도를 가지고 있음을 밝힌 바 있다. 전문직, 준전문직에서 보수적 일관성을 보이는 사람들은 자신의 객관적인 계급적 이해관계에 상응하는 복지태도를 가지고 있다고 할 수 있다. 반면 진보적 일관성 역시 전문직 및 준전문직이 가장 높다는 점은 일견 역설적으로 보인다. 정부가 빈부격차 해소의 책임이 커지고 사회복지 확대를 위해 증세를 하게 되면 조세부담을 가장 크게 질 집단이 바로 그들이기 때문이다. 여러 해석이 가능하지만 이는 교육수준이 높은 민주화세대의 독특한 이데올로기적 태도일 가능성이 있다.

한국의 상층계급 내에 이런 진보적 복지태도를 취하는 집단이 존재한다는 것은 다른 연구에서도 확인된 바 있다. 김영란(1995)은 '세금과 복지비용'에 있어 상위계급일수록, 계급귀속의식이 상층일수록, 소득수준이 높을수록 세금과 복지비용증가를 지지한다는 것을 보여주었다. 그는 계급에 따른 복지태도의 차이보다 이데올로기에 따른 복지태도의 차이가 더 유의미했음을 주장했다. 즉 복지국가의 핵심 가치인 사회권과 민주주의 가치, 정부개입을 지지하는 집단이 다른 집단에 비해 세금과 복지비용의 증가를 지지했고 공적복지를 선호했으며 복지제도의 사회적 효과에 대해 긍정적 태도를 취했으며 이런 비율이 상층에서 더 높게 나타났다는 것이다.

요컨대, 교육받은 상층에서 나타나는 계몽된 이타주의는 다른 나라에서도 발견되

는 양상이나(Derks 2007), 한국의 경우 민주화세대의 효과로 당분간 다른 나라보다 좀 더 강하게 나타날 수 있고, 이것이 계급 간 차이를 희석시키는 중요한 요인일 수 있다는 것이다.

둘째, 복지확대와 증세를 지지하지 않는 하층계급 역시 전체 복지태도의 탈계급적 프로파일을 만들어내는데 크게 기여한다. 물론 이 역시 우리나라만의 현상은 아니다. Derks(2004)는 벨기에의 사례연구를 통해 하층계급이 불평등을 불평하지만 복지국가를 지지하는 않는 현상에 대해 ‘경제적 파퓰리즘’(economic populism)이라는 관점에서 흥미로운 해석을 하고 있다. 그에 따르면 하층계급 사람들(underprivileged)은 사회적 불평등에 대해서는 불만을 갖지만 기성질서 전반에 대한 불신, 정부와 정치체계에 대한 불신, 재분배정책에 대한 냉소, 세금에 대한 의심으로 인해, 좌파정당의 사회적 연대를 통한 정치적 프로젝트를 지지하지 않는다.⁵⁵⁾ 이들은 복지국가의 재분배정책에 회의적이며, 공리주의적 개인주의와 각자는 스스로 알아서 살아야 한다는 믿음을 가지고 있다. 이런 Derks의 주장은 한국에도 시사하는 바가 크다. 국가권력에 대한 피해의식, 진보든 보수든 지배 엘리트 층 전체에 대한 불신, 집단주의적 사회프로젝트에 대한 반감과 회의, 공리주의적 개인주의 등은 한국의 하층에게서도 광범위하게 발견되는 현상이기 때문이다⁵⁶⁾. Derks의 논의는, 비일관성처럼 탈계급성도 우리나라만의 현상이 아님을 보여준다. 그러나 또한, 비일관성의 경우처럼, 이 탈계급성의 정도가 타국에 비해 매우 심하게 나타나는 현상을 다 설명해주지는 못한다.

55) 여기서 파퓰리즘은 “‘특권화된 엘리트’에 반대하는 ‘보통사람들’이라는 자발적 느낌과 이해관계를 강조하는 태도”라는 의미를 갖는다. Derks에 따르면 이는 기성의 제도와 정치적 권위를 거부한다는 점에서 반엘리트주의이다. 또 사회문제들에 대한 구조화되고 정교화된 프레임으로서의 이데올로기적 독트린이라기보다는, 반지성주의적이고 비논리적 성격을 갖는 이데올로기적 신드롬에 가깝다(Derks 2004, 510).

56) 오랜 식민통치와 권위주의 정부 시기 동안 경험한 착취, 억압, 시민권의 부정이 이런 태도를 배양한 역사적 배경일 것이다. 여기에 분단과 반공이데올로기, 민주화 이후 지역주의가 지배하는 정치구도 속에서 기성 엘리트 및 정치인들의 부패와 무책임성은 이런 불신과 반감을 더욱 확대하는 역할을 했을 가능성이 크다.

3. 비일관성과 탈계급성의 원인-신제도주의적 해석

그렇다면 한국에서 비일관성과 탈계급성이 타국에 비해 유난히 심하게 나타나는 현상은 무엇 때문인가? 보다 심층적인 연구를 통해 해명되어야 할 물음이지만 하나의 유력한 방법은 제도에 주목하는 것이다. Svallfors(2007), Granberg & Holmberg(1988) 등은 제도가 복지태도의 통합성에 미치는 영향에 주목했다. Granberg & Holmberg(1988)는 스웨덴인이 미국인보다 태도가 더 통합되어 있고 투표도 태도에 더 일치하게 하는 경향이 있는데 그 이유는 정당체계의 차이 때문이라고 지적하고 있다. 즉 정당이 선택가능한 대안과 그것의 계급적 의미를 선명히 집약해 보여주는 초점(focal point) 구실을 함으로써 분배원칙이 정치적으로 표출될 때 개인은 일관된 태도를 갖기 쉽다는 것이다. 나아가 Svallfors(2007)는 계급-재분배의 제도는 정당체계보다 훨씬 더 많은 것 포괄한다고 지적하면서 미국의 경우 노동자계급의 태도가 전혀 통합적일 수 없는 이유로 약한 노동시장제도들, 약한 노조조직, 좌파정당 결여, 실질적으로 시장에 의해 조정되는 미디어에의 노출 등을 지적하고 있다. 이런 미국에 대한 설명은 한국에도 그대로 적용될 수 있다. 어떤 의미에서 한국의 경우, 분단상황과 권위주의의 유산으로 인해 제도적으로 파편화된 의식을 만들어 내기 더 쉬운 구조라고 할 수 있다.

탈계급성도 ‘제도’와 깊이 관련되어 있을 수 있다. Svallfors(2007)는 시장분배가 더 정치화될수록 태도의 계급차이도 더 분명해지는 경향이 있음을 지적하고 있다. 즉 분배원칙이 정당이나 노조를 통해 정치적으로 표출되면 개인은 스스로를 원자화된 시장행위자가 아니라 특정이익을 공유하는 집단 성원으로 스스로를 인식하게 되고 계급적 태도를 강화하게 된다는 것이다. 반대로 시장원칙에 의한 분배가 분명하면 분명할수록 태도에서의 계급차이는 줄어든다. 즉 정치를 통한 분배수정이 일어나고, 경험하고, 이것이 정당하다고 확산될 때 태도도 수정되며 수정을 경험하지 못하면 시장에 의한 분배를 당연한 것으로 인식하게 된다는 것이다.

Svallfors(2004) 실제로 영국, 미국, 스웨덴 비교연구에서 모든 레짐에서 복지태도에 계층 차이가 발견되나 독일, 영국, 미국 보다 스웨덴에서 더 차이가 크게 나타남을

보여주었다. 그리고 스웨덴의 경우 정당과 노조 등의 이익조직이 역사적으로 명백히 계층기반을 가지고 있으며 이것이 전체적인 복지태도에 영향을 준다고 해석하고 있다. 즉 정당과 조직화된 이익집단에 의한 정치적 접합(political articulation)이 복지의식의 계급적 차이를 가져오는 중요한 요소라는 주장이다.

이렇게 제도주의적 관점에서 본다면 한국인의 복지태도의 두드러진 두 특징, 비일관성과 탈계급성은 훨씬 이해하기 쉬운 것이 된다. 한국인의 복지의식은 자신의 경제적 이해관계와 불일치하는 경우가 많다. 이는 민주화 이후에도 객관적 계급이익을 호명하고 결집하는 정치제도, 즉 정당과 조직화된 이익집단이 제대로 뿌리 내리지 않았던 것과 무관하지 않다. 정당은 대치의 구도를 선명히 보여주고 선택가능한 대안을 제시하면서 분배갈등의 초점(focal point) 역할을 한다. 즉 정당은 계급적 이해의 정치적 표출이 가능하도록 하고, 이는 계급과 태도 간의 연계를 강화한다. 반면 정당이 제 구실을 못하면 계급갈등은 원자화되면서 시장숙명론이 작동하게 된다. 유럽의 복지국가들에서보다 미국에서, 그리고 미국에서보다 한국에서 복지태도의 계급 차이가 더 작은 현상은 무엇보다 이런 제도의 차이로부터 설명될 수 있을 것이다.

또한, 이런 의미에서 결국 한국인의 복지태도에서 비일관성과 탈계급성은 동전의 양면인 셈이다. 우선 전 계급에서 매우 높게 나타나는 비일관성과 중립성은 자신의 계급적 이해관계를 명확히 인식하고 그것을 중심으로 통합적 입장을 발전시킬 수 있는 하층의 상황을 반영하는 것이라 할 수 있다. 즉 탈계급성이 비일관성의 원인이며 비일관성은 탈계급성의 필연적 결과인 것이다. 일천한 복지국가의 역사도 한 원인이 되지만 이 상황을 설명하는 핵심적 요소는 제도이다. 비일관성이 특히 하층에서 매우 높게 나타나는 것도 하층에게 정치적 제도들의 중요성은 상층과 비교할 수 없이 크기 때문이다. 높은 교육수준과 직업적 환경, 사회적 네트워크 속에서 자기 이해관계를 제대로 인식하고 이데올로기적 통합성을 성취하기 쉬운 상층에 비해 이 모든 조건을 결여한 하층은 노조 등의 이익조직이나 좌파정당을 통해 자기 이해관계를 인식하고 이를 바탕으로 이데올로기적 통합성을 성취하는 경우가 많기 때문이다.

결국 민주화 이후에도 제대로 이익대표 기능을 수행하고 있지 못하는 한국의 정

당체제, 그리고 그것을 보완하지 못하는 이익조직과 사회적 대화기구들은 한국인의 복지태도의 특수성을 설명하는 매우 중요한 열쇠가 될 수 있다. 신제도주의에서 주장하듯 제도는 게임규칙, 혹은 그 이상의 것이다. 제도는 그것이 기능하는 방식을 통해, 그리고 그것이 체현하고 있는 사회적 가치를 통해 행위자의 태도와 인식에 영향을 미친다. 제도는 무엇이 실재하는지, 무엇이 성취될 수 있는지, 무엇이 선한 것인지, 정의로운 것인지에 대한 우리의 인식에 영향을 준다. 특히 정치제도들은 복지국가에 대한 접근과 복지국가의 자원 분배에 영향을 줄 뿐만 아니라 자원분배와 서비스생산에 대한 개입이라는 점에서 국가가 무엇을 해야 하나에 대한 시민들의 견해도 영향을 준다. 한국에서 복지국가의 미래와 복지정치의 향배를 고려할 때 제도에 주목해야 하는 이유가 여기에 있다.

참고문헌

- 김상균·정원오, 「90년대 한국인의 복지의식에 관한 연구」, 『한국사회복지학』, 통권 제25호, 1995, pp.1-33.
- 김영란, 「이데올로기와 복지태도」, 『고려사회학논집』, 제9권, 1995, pp.229-250.
- 류진석, 「복지태도의 미시적 결정구조와 특성」, 『한국사회복지』, 제56권 제4호, 2004, pp.79-101.
- 백정미·주은선·김은지, 「복지인식구조의 국가간 비교: 사민주의, 보수주의, 자유주의 복지국가와 한국」, 『한국사회복지』, 제37호, 2008, pp.319-344.
- 안상훈, 「사회투자국가와 한국의 미래」, 『사회복지』, 통권 172호(2007년 봄호), 2007.
- 안치민, 「사회복지에 대한 의식과 계급」, 『고려사회학논집』, 제9권, 1995, pp.211-228.
- 우아영, 「복지의식에 관한 사회계급간 비교연구」, 가톨릭대학교 사회복지학과 석사논문, 2000.
- 이성균, 「한국사회 복지의식의 특성과 결정요인: 국가의 복지책임 지지도를 중심으로」, 『한국사회학』, 제36집 제2호, 2002, pp.205-228.
- 조돈문, 「복지의식의 계급효과와 공사부문 효과」, 『산업노동연구』, Vol.7, No.1. 2001.
- Ahn, Sang-Hoon, *Pro-Welfare Politics: A Model for Changes in European welfare states*, Uppsala: Uppsala University Press, 2000.
- Andress, H., & Heinen, T., "Four Worlds of Welfare State Attitude? A comparison of Germany, Norway, and the United States", *European*

Sociological Review, 17, 2001, pp.337-356.

_____, "Four Worlds of Welfare State Attitudes?", *European sociological review*, Vol.17, No.4, 2001.

Blekesaune, M., Quadagno, J., "Public Attitudes toward Welfare State Policies: A Comparative Analysis of 24 Nations", *European Sociological Review*, 19, 2003, pp.415-427.

Goldthorpe, Marshall, "The Promising Future of Class Analysis: A Response to Recent Critiques", *Sociology*, Vol. 26, No. 3, 1992, pp.381-400.

Kreisi, H., "The transformation of cleavage politics: the 1997 stein rokkan lecture", *European Journal of Political Research*, 33:2, 1998, pp.165-185.

Svallfors, S., "Class, Attitudes and the Welfare State: Sweden in Comparative Perspective", *Social Policy and Administration*, Vol. 38, No. 2, 2003, pp.119-138.

_____, "The End of Class Politics? Structural Cleavages and Attitudes to Swedish Welfare Policies", *Acta Sociologica*, Vol.38, 1995.

Taylor-Gooby, *Public Opinion, Ideology and State Welfare*, London: RKP, 1985.

Wong, Timothy Ka-ying, Shirley Po-san Wan & Kenneth Wing-kin Law, "Welfare Attitudes and Social Class: the case of Hong Kong in comparative perspective", *International Journal of Social Welfare*, 17, 2008.

간행물회원제 안내

▶ 회원에 대한 특전

- 본 연구원이 발행하는 판매용 보고서는 물론 「보건복지포럼」, 「보건사회연구」도 무료로 받아보실 수 있으며 일반 서점에서 구입할 수 없는 비매용 간행물은 실비로 제공합니다.
- 가입기간 중 회비가 인상되는 경우라도 추가 부담이 없습니다.

▶ 회비

- 전체간행물회원 : 120,000원
- 보건분야 간행물회원 : 75,000원
- 사회분야 간행물회원 : 75,000원

▶ 가입방법

- 홈페이지 - 발간자료 - 간행물회원등록을 통해 가입
- 유선 및 이메일을 통해 가입

▶ 회비납부

- 신용카드 결제
- 온라인 입금 : 우리은행(019-219956-01-014) 예금주 : 한국보건사회연구원

▶ 문의처

- (122-705) 서울특별시 은평구 진흥로 268 한국보건사회연구원 지식관리센터
간행물 담당자 (Tel : 02-380-8234)

도서판매처

- | | |
|---|---|
| ▪ 한국경제서적(총판) 737-7498 | ▪ 교보문고(광화문점) 1544-1900 |
| ▪ 영풍문고(종로점) 399-5600 | ▪ 서울문고(종로점) 2198-2307 |
| ▪ Yes24 http://www.yes24.com | ▪ 알라딘 http://www.aladdin.co.kr |

| 보고서 번호 | 서명 | 저자 | 가격 |
|------------|--|-----|-------|
| 연구 08-01 | 건강수명의 사회계층간 형평성과 정책과제 | 강은정 | 미정 |
| 연구 08-02 | 여성 흡연과 음주의 요인 및 정책대안 | 서미경 | 미정 |
| 연구 08-03 | 공공보건조직의 효율성 분석 및 운영 합리화 방안 | 신호성 | 미정 |
| 연구 08-04 | 건강한 미래세대를 위한 영양 관련 요인 분석과 정책과제: 모유수유 및 아동·청소년 영양문제를 중심으로 | 김혜련 | 미정 |
| 연구 08-05 | 남북한간 보건의료 교류협력의 효율적 수행체계 구축방안 연구 | 이상영 | 미정 |
| 연구 08-06 | 저소득층 생계비 지원정책의 개선방안 연구 | 강신욱 | 미정 |
| 연구 08-07 | 건강보험 지불제도와 의료공급자의 진료행태: 의료공급자의 유인 수요와의 연관성 파악 | 허순임 | 미정 |
| 연구 08-08 | 공적연금의 지속 가능성에 관한 연구: 재정적·정치적 지속 가능성 중심으로 | 윤석명 | 미정 |
| 연구 08-09 | 국민연금 기금운용 성과 평가 | 원종욱 | 7,000 |
| 연구 08-10 | 사회통합을 위한 사회적 배제계층 지원방안 연구: 사회적 배제의 역동성 및 다차원성 분석을 중심으로 | 김안나 | 미정 |
| 연구 08-11 | 사회재정지출의 효율성과 형평성 분석 | 최성은 | 미정 |
| 연구 08-12 | 한국복지모형에 대한 연구: 그 보편성과 특수성 | 노대명 | 미정 |
| 연구 08-13 | 한국인의 행복결정요인과 행복지수에 관한 연구 | 김승권 | 미정 |
| 연구 08-14 | 다문화시대를 대비한 복지정책방안 | 김유경 | 미정 |
| 연구 08-15 | 아동·청소년복지 수요 추계 연구 I | 김미숙 | 미정 |
| 연구 08-16 | 지역복지 활성화를 위한 사회자본형성의 실태와 과제 | 박세경 | 미정 |
| 연구 08-17 | 노년기 사회경제적 불평등의 다차원적 구조분석 | 이소정 | 미정 |
| 연구 08-18-1 | 2008년 국민기초생활보장제도 모니터링 및 평가 연구-조건부 수급자를 중심으로 | 이태진 | 미정 |
| 연구 08-18-2 | 국민기초생활보장제도 모니터링 실효성 제고를 위한 기초연구 - 법, 조직, 정보 인프라를 중심으로 | 이현주 | 미정 |
| 연구 08-18-3 | 2008 빈곤통계연보 | 김태완 | 8,000 |
| 연구 08-18-4 | 의료급여 사례관리 효과분석 II | 신영석 | 미정 |
| 연구 08-18-5 | 의료급여 선택병원제도에 대한 모니터링 및 평가 연구 | 신현웅 | 미정 |
| 연구 08-18-6 | 서구 근로빈곤문제의 현황과 쟁점 | 노대명 | 미정 |
| 연구 08-19-1 | 국민연금기금의 의결권행사 기준개선을 위한 해외사례 연구 | 원종욱 | 미정 |
| 연구 08-19-2 | 한국의 복지 GNP | 홍석표 | 미정 |
| 연구 08-20-1 | 저출산·고령사회 기본계획의 추진실태와 효율화 방안 연구 | 오영희 | 미정 |
| 연구 08-20-2 | 저출산·고령사회관련 주요 현안 및 대응방안 연구 | 오영희 | 미정 |
| 연구 08-20-3 | 저출산 대응 정책의 효과성 평가에 관한 연구 | 이상식 | 7,000 |
| 연구 08-20-4 | 저출산·고령사회에 대응한 여성인적자본의 효율적 활용방안 | 신윤정 | 미정 |
| 연구 08-20-5 | 노인 장기요양보장체계의 현황과 개선방안 | 선우덕 | 미정 |
| 연구 08-20-6 | 농촌지역 고령자의 생활기능 자립을 위한 보건복지 지원체계 모형 개발 | 선우덕 | 5,000 |
| 연구 08-20-7 | 노후생활안정을 위한 인적 및 물적 자산 활용방안 | 김수봉 | 미정 |
| 연구 08-20-8 | 국제적 관점에서 본 고령화에 대한 정책적 대응현황과 과제 | 정경희 | 미정 |

| 보고서 번호 | 서 명 | 저자 | 가격 |
|------------|--|------|--------|
| 연구 08-21-1 | 2008년 한국복지패널 기초분석 보고서 | 김미곤 | 15,000 |
| 연구 08-21-2 | 2007년 한국복지패널 심층분석 보고서 | 여유진 | 9,000 |
| 연구 08-22 | 의료이용 및 의료비패널 구축(2년차) | 정영호 | 미정 |
| 연구 08-22-1 | 한국의료패널 예비조사 결과 보고서 | 정영호 | 9,000 |
| 연구 08-23-1 | 사회재정사업의 평가 | 유근춘 | 미정 |
| 연구 08-23-2 | 사회재정평가지침-사례와 분류 | 유근춘 | 미정 |
| 연구 08-23-3 | 조세 및 사회보장 부담이 거시경제에 미치는 영향-연립방정식 모형을 이용한 시뮬레이션 분석 | 남상호 | 미정 |
| 연구 08-23-4 | 의료급여 재정모형과 재정지출 전망 | 최성은 | 미정 |
| 연구 08-23-5 | 복지제도의 발전방향 모색-가족부운 투자 | 유근춘 | 미정 |
| 연구 08-23-6 | 정부의 복지재정지출 DB 구축 방안에 관한 연구(2차년도) | 고경환 | 미정 |
| 연구 08-23-7 | 2008 사회예산 분석과 정책과제 | 최성은 | 미정 |
| 연구 08-24-1 | 건강영향평가제도 시행방안 | 최은진 | 미정 |
| 연구 08-24-2 | 드림스타트의 건강영향평가 | 강은정 | 미정 |
| 연구 08-24-3 | KTX의 건강영향평가 -의료이용을 중심으로 | 김진현 | 미정 |
| 연구 08-24-4 | 기후변화에 따른 전염병 감시체계 개선방안 | 신호성 | 미정 |
| 연구 08-24-5 | 국립소록도병원의 만성병 관리체계에 대한 건강영향평가 | 강은정 | 미정 |
| 연구 08-25 | 보건의료자원배분의 효율성 증대를 위한 모니터링시스템 구축 및 운영(1년차) | 오영호 | 5,000 |
| 연구 08-26 | 인터넷 건강정보 평가시스템 구축 및 운영 | 송태민 | 8,000 |
| 연구 08-27-1 | 능동적 복지의 개념정립과 정책과제 | 김승권 | 미정 |
| 연구 08-27-2 | 보건복지재정 적정화 및 정책과제 | 유근춘 | 미정 |
| 연구 08-27-3 | 능동적 복지개념에 부합된 국민건강보험제도의 체계개편 방안 | 신영석 | 미정 |
| 연구 08-27-4 | 능동적 복지와 사회복지서비스 실천방안 | 김승권 | 미정 |
| 연구 08-27-5 | 능동적 복지 구현을 위한 건강투자 전략 | 최은진 | 미정 |
| 연구 07-01 | 한미 FTA 협상과 의약품 관리제도의 발전적 개선방안 | 박실비아 | 8,000 |
| 연구 07-02 | 보건의료 인력자원의 지역별 분포의 적정성과 정책과제 | 오영호 | 9,000 |
| 연구 07-03 | 근거기반의 건강증진사업 추진 활성화 전략 | 최은진 | 7,000 |
| 연구 07-04 | 고령사회에 대비한 국가영양관리 발전전략 모색 | 김혜련 | 10,000 |
| 연구 07-05 | 건강보험 적정 보장성 확보방안 | 허순임 | 8,000 |
| 연구 07-07 | 국민연금운용시스템 및 관리감독체계 개선방안 | 원종욱 | 7,000 |
| 연구 07-08 | 근로빈곤층에 대한 국제비교연구: 실태와 정책을 중심으로 | 노대명 | 6,000 |
| 연구 07-09 | 교육 불평등과 빈곤의 대물림 | 여유진 | 7,000 |
| 연구 07-10 | 사회재정지출 성과관리 및 효과분석 방안 | 최성은 | 8,000 |
| 연구 07-11 | 한국 사회복지정책의 평가와 발전방안(11) - 지방자치단체를 중심으로 - | 김승권 | 12,000 |
| 연구 07-12 | 사회서비스 공급의 역할분담 모형개발과 정책과제 - 국가·시장·비영리민간의 재정분담 및 공급참여 방식 | 강혜규 | 10,000 |
| 연구 07-13 | 한국의 아동빈곤실태와 빈곤아동지원방안 | 김미숙 | 7,000 |
| 연구 07-14 | 복지욕구 다양화에 따른 장애인 복지지표 개발연구 | 변용찬 | 7,000 |

| 보고서 번호 | 서 명 | 저자 | 가격 |
|------------|---|-----|--------|
| 연구 07-15 | 유비쿼터스 기반의 e-Welfare 현황 및 발전방향 연구 | 정영철 | 7,000 |
| 연구 07-16 | 한국의 삶의 질 수준에 관한 연구 | 장영식 | 6,000 |
| 연구 07-17-1 | 2007년 국민기초생활보장제도 점검 평가 - 기초보장 수급자 및 담당자 심층면담을 중심으로 | 이태진 | 13,000 |
| 연구 07-17-2 | 의료급여 사례관리 및 효과분석 | 신영석 | 6,000 |
| 연구 07-17-3 | 2007년 빈곤통계연보 | 김태완 | 8,000 |
| 연구 07-17-4 | 기초생활보장제도 효과성에 관한 연구 | 노대명 | 5,000 |
| 연구 07-17-5 | 미국 Medicaid의 각주별 모니터링 체계 비교 연구 | 신영석 | 7,000 |
| 연구 07-17-6 | 국민기초생활보장제도 자산조사체계 효율화 방안 연구 | 최현수 | 8,000 |
| 연구 07-17-7 | 저소득층 의료육구 측정에 관한 연구 | 신현웅 | 6,000 |
| 연구 07-17-8 | 사회정책의 진단과 동향 | 이태진 | 16,000 |
| 연구 07-18-1 | Social Service Provision System: <i>the Issues of Public-Private Partnership in UK, US and Korea</i> | 강혜규 | 5,000 |
| 연구 07-18-2 | 외국의 민간의료보험 정책 연구 | 홍석표 | 5,000 |
| 연구 07-19-1 | 국제결혼가족의 결혼·출산 행태와 정책방안 | 이상식 | 6,000 |
| 연구 07-19-2 | 양육 지원 정책의 향후 발전방향: 국제 비교를 중심으로 | 신윤정 | 7,000 |
| 연구 07-19-3 | 2008년도 전국 노인생활실태 및 복지욕구조사 실시를 위한 기초연구 | 정경희 | 7,000 |
| 연구 07-19-5 | 노인 장기요양보험제도의 도입에 따른 노인요양시설의 경영전략 개발 연구 | 선우덕 | 9,000 |
| 연구 07-19-6 | 저출산·고령화 대책의 조직 및 평가체계 효율화 방안 | 조남훈 | 9,000 |
| 연구 07-19-7 | 사회교육기관의 저출산고령화대책 교육실태와 활성화 방안연구: 공공교육기관을 중심으로 | 오영희 | 6,000 |
| 연구 07-19-8 | 우리나라 노인의 사회참여 유형 분석 및 정책적 함의 | 이소정 | 6,000 |
| 연구07-19-9 | International Seminar on Low Fertility and Policy Responses in Selected Asian Countries | 강유구 | 7,000 |
| 연구 07-20 | 2006 한국복지패널 심층분석 보고서 | 김미곤 | 7,000 |
| 연구 07-21 | 2007 한국복지패널조사 기초분석 보고서 | 김미곤 | 12,000 |
| 연구 07-22-2 | 정부의 사회복지재정 DB 구축에 관한 연구(일차년도)-세출예산을 중심으로- | 고경환 | 6,000 |
| 연구 07-22-3 | 사회회계행렬을 이용한 건강투자의 경제성장효과 분석 | 남상호 | 5,000 |
| 연구 07-22-4 | 사회예산분석과 정책과제 | 최성은 | 8,000 |
| 연구 07-22-6 | 바우처 제도의 효과제고를 위한 평가 방안 | 최성은 | 6,000 |
| 연구 07-23 | 2007 인터넷 건강정보 게이트웨이시스템 구축 및 운영 | 송태민 | 9,000 |
| 연구 07-24 | 의료이용 및 의료비패널 구축을 위한 1차 예비조사 | 정영호 | 9,000 |