

연구 2007-20

2006 한국복지패널 심층분석 보고서

한국보건사회연구원

2006 한국복지패널 심층분석 보고서

김 미 곤	한국보건사회연구원 연구위원
여 유 진	한국보건사회연구원 부연구위원
손 창 균	한국보건사회연구원 부연구위원
노 대 명	한국보건사회연구원 연구위원
강 병 구	인하대학교 경제학부 교수
권 문 일	덕성여자대학교 사회복지학과 교수
김 수 정	동아대학교 사회·사회복지학부 교수
신 영 전	한양대학교 의학과 예방의학 교수
김 문 길	한국보건사회연구원 선임연구원
오 지 현	한국보건사회연구원 연구원
송 치 호	한국보건사회연구원 연구원
유 현 상	한국보건사회연구원 연구원
서 봉 균	한국보건사회연구원 연구원
김 은 주	한국보건사회연구원 연구원

한 국 보 건 사 회 연 구 원

머 리 말

한 나라의 통계지표는 그 나라의 얼굴이라고 한다. 따라서 선진국일수록 정확하고 체계적인 통계지표를 생산하기 위한 노력에 투자를 아끼지 않고 있다. 우리나라도 국가위상이 높아지고 특히 1995년 OECD에 가입함으로써 선진국에 걸 맞는 통계생산의 체계화와 이를 뒷받침하는 사회조사의 엄밀성 확보가 그 어느 때보다도 중요해지고 있다.

특히, 최근 국내 상황의 급변은 사회조사, 그 중에서도 패널조사의 필요성을 더욱 절실하게 하고 있다. 경제위기 이후 국가의 거시경제지표는 안정화된 데 비해, 빈곤과 사회양극화의 심화, 비정규직 확대와 청년실업의 증가, 가구소비의 위축과 가계부채 증가 등 사회지표들은 개별가구들의 불안정한 현실을 보여주고 있다. 그러나 이들 개별가구의 역동적인 변화상을 반영해 줄 수 있는 전국적으로 대표성을 띤 패널데이터는 부족한 것이 현실이다. 또한, 차상위계층에 대한 현금급여와 사회서비스 확대, 건강보험의 보장성 확대 등 가구경제의 불안정성을 보완해 주기 위한 국가 차원의 사회복지제도가 지속적으로 확대되어 왔으나, 이러한 제도들의 실효성을 평가할 수 있는 자료도 미비한 상태이다.

이러한 의미에서 2006년 『한국복지패널』의 출범은 우리나라의 사회조사통계사(史)의 획기적인 전환점이 될 만한 사업이라 해도 좋을 것이다. 『한국복지패널』은 본원의 『차상위·빈곤패널』, 『자활패널』과 서울대학교 사회복지연구소의 『한국복지패널』을 통합한 결과의 산물이다. 2006년 1차년도 『한국복지패널』은 7,072 가구를 대상으로 조사를 완료함으로써 단일패널로서 국내 최대규모의 패널을 구축하였다. 조사대상가구에 지역적으로는 제주도, 가구유형으로는 농어가를 포함함으로써 패널조사로는 유일하게 전국적인 대표성을 확보하였다. 또한, 조사표는 가구특성, 가구 경제상황, 가구의 경제활동, 각종 사회복지제도의 수급현황과 수급욕구, 여가 및 일상생활, 사회적 자본과 가치관 등 매우 포괄적인 영역을 포함하고 있어 풍부한

분석거리를 제공하고 있다.

본 2006년 한국복지패널 심층분석 보고서는 다양한 분석거리 중 정책적으로 관심이 높은 일부 주제에 대하여 심도 있는 분석을 한 보고서이다. 따라서 정책부서에 근무하고 있는 공무원이나, 학계에 계신 교수님들에게 좋은 자료가 될 것으로 기대하고 있다. 본 보고서는 김미곤 연구위원과 여유진 부연구위원 책임 하에 연구원의 연구진과 외부 교수님들이 함께 집필한 보고서이다. 연구책임자와 연구진으로 참여한 노대명 연구위원, 손창균 부연구위원, 김문길 선임연구원, 오지현, 서봉균, 유현상, 송치호 연구원, 그리고 강병구, 권문일, 김수정, 신영전 교수님에게 감사한 마음을 전한다.

연구진은 어려운 상황에서도 패널조사를 성실히 수행해 준 조사원과 자료정리를 해준 정희라 선생과 본 보고서 작성과 관련하여 처음부터 끝까지 꼼꼼히 검토해 주시고 유익한 의견을 제시해 주신 최병호 선임연구원과 김태완 부연구위원에게 감사한 마음을 전하고 있다.

경제와 사회의 동반성장과 국민 개개인의 삶의 질 문제가 점점 더 중요한 사회적 관심사로 부각되고 있는 현실에서 『한국복지패널』이 국가 통계와 정책 수립에 귀중한 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.

2007년 12월

한국보건사회연구원

원 장 김 용 문

목 차

I. 한국복지패널 개요	
1. 한국복지패널 개요	김미곤/ 1
II. 빈곤과 한국복지패널	
1. 소득인정액 개념을 적용한 지역별 빈곤현황 및 요인	김미곤, 송치호, 오지현, 유현상/ 10
2. 도시와 농촌의 가구빈곤율 차이에 대한 요인분석	강병구, 성효용, 윤명수/ 37
3. 근로빈곤층의 고용유지기간 및 결정요인 분석	노대명/ 63
4. 빈곤의 젠더격차: 여성가구주 빈곤의 심각성 및 빈곤원인	김수정/ 121
III. 사회보험과 한국복지패널	
1. 건강보험 보장성에 대한 만족도와 건강보험료 미납 행태간의 관련성	신영전/ 148
2. 사회적 위험 관리(Social Risk Management)로서의 사회보험의 계층화	권문일/ 175
IV. 표본과 한국복지패널	
1. 한국복지패널에서 응답형태에 따른 패널가구의 특성 비교연구	손창균/ 200

Abstract

1'st Wave Korea Welfare Panel Study In-depth Analysis Report

Social welfare policy should cope flexibly with changes of people's economic situation, consumption, a sense of values, poverty and actual conditions of distribution etc. However, there is a limit to cross-sectional survey to analyze these dynamics due to age effect and cohort effect.

Allowing for this limit, Korea Institute for Health and Social Affairs and Seoul National University begun Korea Welfare Panel Study in 2006 and established 7,072 households originally sampled at the 1'st wave year. Questionnaires of this survey comprise three parts which are for households, members aged 15 and over belonging to households, and special topics(supplements). Household samples also consist of two groups, which are 3,500 households under 60% of median income and 3,500 households over 60% of that.

We have plan to publish the result of this survey through three kinds of report. One is descriptive report about actual condition of samples, another is in-depth analysis report, and the other is learned report centering around papers for conference. This report corresponds to the second.

This in-depth analysis report provides a wide variety of contents about the poverty, social insurance and sampling.

한국복지패널 개요

제1절 조사배경 및 목적

1. 조사배경

국가적 대표성을 띤 통계의 생산과 분석은 정책형성과 학문적 발전의 단초를 제공하여 왔다. 20세기 전후 영국 복지국가의 형성은 부스와 라운트리 등의 노동자의 삶과 빈곤조사를 통한 '빈곤의 재발견'에 크게 힘입었다. 이후에도 조사연구는 학술 연구 뿐만 아니라 국가정책 형성을 위한 기초자료로서 중요한 역할을 해 왔다.

특히, 패널조사는 국민의 생애주기별 삶의 역동성과 욕구의 변화 등을 동태적으로 분석할 수 있게 해 줌으로써 정책의 대응성과 반응성을 높여주는데 크게 기여한다. 사회복지정책을 비롯한 국가정책은 국민의 경제적 상황, 소비문화, 가치관, 빈곤실태 등의 변화에 유연하게 대처하여야 하나, 횡단면 조사는 이러한 변화를 분석하는데 한계가 있다. 즉, 횡단면 자료는 age effect와 cohort effect의 분리가 불가능하므로 정책적 시사점을 얻는데 일정정도의 한계를 지닌다.

외국의 경우 이러한 점을 인식하여 미국의 PSID, 영국의 BHPS, 독일의 GSOEP, 캐나다의 SLID 등 국가를 대표하는 패널조사가 존재하며, 이러한 패널 데이터의 분석결과는 정책형성 및 평가에 많은 기여를 하고 있다. 이러한 차원에서 우리나라도 사회복지정책관련 패널들이 구축되기 시작하였다. 한국보건사회연구원에서는 보건복지부의 수탁과제 형식으로 2003년부터 저소득 근로능력자 중심의 자활패널을 구축하고 있으며, 서울대학교에서도 보건복지부의 수탁과제 형식으로 2005년부터 저소득 취약계층 중심의 복지패널을 구축하고 있다. 한편 양극화 심화에 따른 차상위 계층의 문제, 빈곤역동성 분석에 초점을 둔 한국보건사회연구원의 차상위·빈곤패널이

2005년부터 구축되고 있다.

그러나 상기의 사회복지관련 3개 패널은 다음과 같은 문제점을 노정하고 있었다. 첫째, 유사한 조사대상에 분석목적만을 달리한 유사 패널의 난립으로 '예산 비효율성'사업이라는 점이다. 둘째, 각각의 패널들은 예산제약으로 유효 표본수가 적어 대표성 있는 패널 데이터를 생산할 수 없는 '목적 비효과성' 사업이라는 인식이 지배적이었다.

이러한 문제인식하에 대표성, 유효성, 효율성을 높이면서 사회복지 정책형성에 기여할 수 있는 국가복지패널 구축에 대한 논의들이 보건복지부, 한국보건사회연구원, 서울대간에 진행되었다. 2005년부터 진행된 논의를 통해 다음과 같은 결론에 도달하였다. 첫째, 유사한 주제의 패널을 여러 개 운용함으로써 국가적 예산낭비를 초래할 수 있으므로, 국가예산절감과 효과성 측면에서 이를 통합하여 운영하는 것이 바람직하다는 인식을 공유하였다. 둘째, 패널을 통합함으로써 많은 시너지 효과를 기대할 수 있다는 점을 확인하였다. 이는 본 원구원의 조사 및 연구 인프라와 서울대학교의 학술적 인프라가 결합됨으로써 좀 더 양질의 데이터와 연구를 수행할 수 있다는 점이다. 셋째, 세 개의 패널을 통합함으로써 유효표본 수를 충분히 확보함으로써 기존의 분리된 조사결과에서 기대할 수 없었던 다차원적 분석을 가능케 할 수 있다는 것이다.

이러한 차원에서 보건복지부, 한국보건사회연구원, 서울대학교는 2006년도부터 기존 한국보건사회연구원의 차상위·빈곤패널과 자활패널, 서울대의 복지패널을 통합한 '한국복지패널(KOWEPS)'을 구축하기로 합의하였다. 이에 따라 보건복지부는 2007년 예산 요구 시 자활패널과 복지패널 구축을 위한 예산을 기획예산처에 요청하지 않고, 동 예산을 한국보건사회연구원의 부대사업 예산에 반영해 주기로 하였다. 또한 서울대학교는 기존의 복지패널을 추진하지 않는 대신 통합된 한국복지패널에 컨소시엄 형태로 참여하기로 하였다.

2. 조사목적

이러한 배경 하에 출발한 한국복지패널의 목적은 다음과 같다. 첫째, 외환위기 이후 빈곤층, 근로빈곤층(working poor), 차상위층(near poor)의 가구형태, 소득수준, 취업상태가 급격히 변화하고 있어, 이들의 규모와 실태변화를 동태적으로 파악함으로써 정책지원에 기여함과 동시에 정책지원에 따른 효과성을 제고하고자 한다. 둘째, 소득계층별, 경제활동상태별, 연령별 등 각 인구집단의 생활실태와 복지욕구 등을 역동적으로 파악하고 정책효과성을 평가함으로써 정책형성과 피드백에 기여하고자 한다.

이러한 조사목적을 달성하기 위하여 다음과 같은 구체적인 조사목표를 설정하였다. 첫째, 조사의 생명인 정확하고, 신뢰할 수 있는 통계를 생산한다는 것이다. 통계는 그 나라의 얼굴이다. 이는 선진국일수록 통계가 잘 정비되어 있고, 후진국일수록 통계가 빈약하고 내용 또한 부실하다는 말이다. 그러나 신뢰할 수 있는 통계를 생산한다는 것은 여러 가지 사항들이 충족되어야 만이 가능하다. 무엇보다도 적정 표본수가 확보되어야 한다. 사실 그동안 복지관련 패널이 몇 개 있었지만, 표본수 부족, 원가구 표본 유지율 등에서 우리나라를 대표하는 통계로서는 부족한 면이 없지 않았다. 이러한 점을 감안하여 한국복지패널에서는 국내 가구단위 패널로서는 표본 규모가 가장 큰 표본(7,072가구 및 동 가구에 포함된 15세 이상가구원)을 1차 연도에 구축하였고¹⁾, 2차 연도에는 원가구 표본 유지율을 높이려고 많은 노력을 경주하였다²⁾. 이 결과 2차 연도 원가구 표본 유지율은 가구단위 패널로서는 유수의 패널들보다 높은 92.1%를 달성하였다.

하지만, 적정표본을 확보하고 표본 유지율이 높다고 해서 훌륭한 패널의 충분조건이 달성되는 것은 아니다. 조사의 질이 담보되어야 충분조건이 달성된다. 한국복지패널조사에서는 조사의 질을 담보하기 위하여 철저한 조사원 교육을 실시하고, 조사

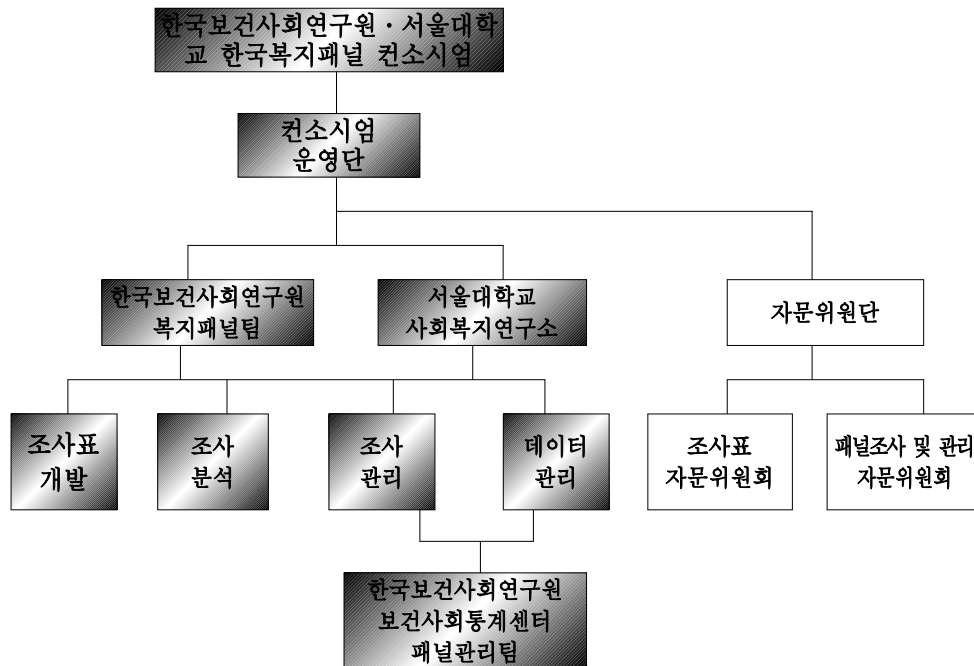
1) 표본 추출시 전국 30,000가구에 대한 1차조사 결과(소득)를 바탕으로 층화 2중추출(stratified double sampling)함으로써 전국 지역별 가구분포와 거의 유사하다. 자세한 사항은 제2장 표본추출 개요를 참조하세요.

2) 한국복지패널조사에서는 표본관리를 위하여 복지정책 전반을 망라한 『2007년 복지정책 길라잡이』를 작성하여 표본가구에 배부하고, 연하장, 구정선물, 추석선물, 이사 선물 등을 보냈다.

시 발생하는 의문사항은 조사표를 개발한 연구진에게 바로 문의하여 처리하였다. 조사원 운영은 4인 1조(지도원 1인, 조사원 3인)체계로서 조사원이 조사한 결과를 조사지도원이 현장에서 에디팅하여 미흡한 점이 발견되면 재조사를 실시하였다. 이 결과 주요 지표인 소득 및 지출수준은 통계청의 가계조사와 거의 유사한 수준으로 나타나고 있다.

한편, 한국복지패널에서는 자료의 공신력·정확성·신뢰성을 담보하기 위한 방안으로 기존 패널과는 다른 접근을 하였다. 기존 우리나라의 패널이 한 기관에서 생산되고 있는데 반하여 한국복지패널의 경우 한국보건사회연구원과 서울대가 컨소시엄을 구성하여 연구 및 조사를 수행하는 체계를 구축하였다. 이는 한국보건사회연구원의 연구·조사 능력과 서울대의 연구능력을 결합하여 시너지 효과를 거두기 위함이다.

[그림 1-1] 한국복지패널 관리체계



둘째, 정확하고 신뢰할 수 있는 통계를 바탕으로 다방면의 학자들이 다양한 분석을 할 수 있도록 다차원적인 조사표를 개발한다는 것이다. 최근의 복지는 순수 복지뿐만 아니라, 그 영역이 확대되고 다차원적인 성격을 지니고 있다. 이러한 점을 감안하여 연구진은 개별가구의 능력, 다양한 복지 지표, 개별가구의 능력과 복지시스템과의 관계 등에 대한 이론적인 검토를 한 후 조사표 개발을 하였다. 아울러 설문지 개발시 패널조사 연구에 경험이 있는 연구자들을 대상으로 필요한 문항에 대한 수요도 조사를 하여 반영하였다. 이러한 다차원적인 조사결과는 매년 개최될 예정인 국내 학술대회에서 결실을 볼 것으로 기대된다.

셋째, 국제비교 가능한 패널을 구축한다. 최근의 흐름은 국가간 제도의 수렴화 현상이 높아지고 있고, 국가간 비교 연구는 그 나라의 복지수준을 파악하는데 매우 유용한 자료를 제공한다. 그러므로 국제비교 가능한 패널 구축은 반드시 필요한 사항이다. 연구진은 외국의 복지관련 패널 조사문항을 체계적으로 검토한 후 이들 문항들을 조사표에 반영함으로써 국제비교가 가능하도록 구성하였다.

제2절 조사개요

1. 표본추출

한국복지패널은 제주도를 포함한 전국을 대상으로 한 종단면 조사이다. 횡단면 조사인 통계청의 가계조사와 종단면 조사인 노동 패널의 경우 농어가 또는 읍면지역이 표본에 포함되지 않지만, 한국복지패널의 경우 농어가와 읍면지역을 표본에 포함하고 있다. 그러므로 표본의 대표성은 전국적이라 할 수 있다. 구체적인 표본 추출은 제3장에서 소개되므로 여기서는 개요만 기술하고자 한다.

표본규모는 7,072가구³⁾이며, 조사대상은 표본가구, 표본가구에 속하는 15세 이상 가구원, 부가조사 대상으로 구분된다. 초기패널 표본 7,072가구를 구축하기 위한 자

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

료는 '2006년 국민생활실태조사'를 이용하였으며, 국민생활실태조사는 2005년 인구센세스 자료 90% 조사구에서 추출하였다. 패널표본의 소득 규모별 배분은 복지욕구를 보다 효과적으로 파악하기 위하여 저소득층을 과대표집하였다. 즉, 중위소득 60%(OECD 상대빈곤선)이하의 저소득층을 3,500가구 추출하고, 중위소득 60%(OECD 상대빈곤선)이상의 일반가구를 3,500가구 추출하였다⁴⁾.

2. 조사표의 구성

한국복지패널의 조사표의 구성은 가구조사표, 개인조사표, 부가조사표로 구성된다. 가구조사표의 경우 가구원 공통항목에 대한 설문이 중심이고, 개인조사표의 경우 15세 이상 가구원을 대상으로 설문내용으로 구성되어 있다. 한편 2006년 부가조사 조사의 경우 아동에 대한 조사를 하였고, 2007년은 복지의식조사를 실시하였다. 그리고 2008년에는 장애인에 대한 부가조사를 할 계획이다⁵⁾. 부가 조사의 경우 특별한 사정이 없는 한 3년 단위로 반복될 예정이다.

〈표 1-1〉 한국복지패널 조사표의 구성과 조사대상

가구용 조사표	가구원용 조사표	부가조사표
<ul style="list-style-type: none"> 조사대상: 가구주 또는 가구주배우자 조사방법: 가구방문을 통한 직접면접조사 기준 응답시점: 전년도 1231 	<ul style="list-style-type: none"> 조사대상: 만15세 이상 가구원 전체(중고생 제외) 조사방법: 가구방문을 통한 직접면접조사 기준 응답시점: 전년도 1231 	<ul style="list-style-type: none"> 조사대상: 부가조사 내용에 따름. 조사방법: 가구방문을 통한 직접면접조사 기준 응답시점: 전년도 1231 <hr/> <ul style="list-style-type: none"> 2006년: 이동부가조사 2007년: 복지의식조사 2008년: 장애인조사(예정)

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

5) 아동, 노인, 장애인에 대한 기본 조사항목은 가구조사에 있다.

3. 조사방법

한국복지패널의 실사는 한국보건사회연구원의 조사원 80명에 의하여 수행되었다. 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.

4. 조사 기준시점

제1차 한국복지패널은 2006년에 실시하였으므로 조사의 기준시점은 2005년이고, 제2차 한국복지패널은 2007년에 실시하였으므로 조사의 기준시점은 2006년이다. 조사항목 중 유량(flow)의 경우 각각 전년도 1월~12월간의 1년이고, 저장(stock)의 경우 각각 전년도 12월 31일을 기준으로 조사하였다.

제3절 한국복지패널의 특징

한국복지패널은 몇 가지 장점과 함께 일정정도의 한계를 지니고 있다. 먼저 장점을 정리하면 다음과 같다. 첫째, 국내 가구단위 패널조사 중 가장 규모가 큰 패널조사라는 점이다. 기존 국내의 가구단위 패널 조사의 경우 표본규모는 5,000가구 내외이거나 미만이다. 하지만 『한국복지패널』의 표본 규모는 7,072가구이고, 2차년도 조

사 완료된 원 표본가구⁶⁾는 6,511가구이다. 분석 가능한 표본수가 많다는 것은 세부 단위까지의 다양한 통계분석이 분석이 가능하다는 것과 통계량의 유의미한 대표성을 부여 할 수 있다는 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.

〈표 1-2〉 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

셋째, 가장 신뢰할 수 있는 통계자료를 생산하고 있는 패널이라는 점이다. 기존 국내 대부분의 패널은 패널 구축초기 소득수준이 통계청의 80%내외이나, 『한국복지패널』은 소득 및 지출 수준이 통계청의 가계조사의 결과와 거의 일치하고 있다. 예컨대, 저소득층은 통계청 조사결과보다 약간 높고, 중산층은 거의 유사하고, 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 가구분포와 가장 유사한 표본이다. 한국복지패널의 경우 표본 추출시 전국 30,000가구에 대한 1차조사 결과(소득)를 바탕으로 층화 2중추출(stratified double sampling)함으로써 전국 지역별 가구분포와 거의 유사한 결과를 보이고 있다(자세한 내용은 제3장 참조).

⁶⁾ 1차년도에 응답한 가구가 2차년도에도 응답한 가구를 의미하며, 1차년도 원가구로부터 분리되어 2차년도에 새롭게 진입하여 응답한 가구는 제외한 수치이다.

넷째, 2차년도 원가구 표본유지율이 여타의 패널조사에 비해 가장 높은 유지율을 보이고 있다. 2차년도 원가구유지율 92.1%(7,072 원가구 중 6,511가구 완료)는 외국의 우수 패널의 원가구 표본 유지율보다 높다.

〈표 1-3〉 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. 『한국복지패널』은 다양한 영역의 설문문항을 포함하고 있어 사회복지학, 경제학, 사회학, 가정학, 보건학 등 다양한 분야에 훌륭한 학제 간 연구의 장을 열어줄 수 있을 것으로 기대된다.

소득인정액 개념을 적용한 지역별 빈곤현황 및 요인

김미곤(한국보건사회연구원 연구위원)

송치호(한국보건사회연구원 연구원)

오지현(한국보건사회연구원 연구원)

유현상(한국보건사회연구원 연구원)

I. 서론

우리나라의 경우 1960년대 이후 고도 경제성장의 결과로 1965년 40.9%에 이르던 빈곤율이 1976년에는 14.8%로 감소하고, 1980년에는 다시 9.8%로 감소하였다(서상목 외, 1981). 1980년대에는 경제·사회적인 혼란이 있었지만 1990년의 빈곤율은 8.3%로 추정되고 있으며(정복란, 김미곤 외, 1990), 1990년대 중반의 빈곤관련 지표들은 자료상의 한계는 있지만 적어도 외형적인 수치로는 선진국과 비슷하거나 약간 낮은 수준을 유지하고 있었다.

하지만, 1997년 말에 시작된 IMF 경제위기는 빈곤인구를 양산하고 각종 사회병리현상과 사회양극화를 초래하는 계기가 되었다. 경제위기 이후 발생한 대규모 실업은 한계계층의 빈곤화를 초래하고, 이는 다시 빈곤과 직·간접적으로 관련된 이혼, 아동·노인의 유기, 가출, 노숙, 자살, 결식아동의 증가 등 각종 사회병리현상을 유발하였다. 또한 세계화의 진전과 함께 심화된 우리사회의 양극화는 저소득층의 상대적인 박탈감을 증폭시키고 있다.

이러한 시대 흐름은 빈곤문제가 사회담론으로 형성되고 이에 대한 해결방안이 제도화되는 계기가 되었다. 실제로 1998년 이후 여러 기관 및 학자들에 의하여 발표된 빈곤관련 연구들은 과거 어느 때보다 많았고, 핵심적인 빈곤대책인 국민기초생활보장법이 1999년 9월 제정되고, 2000년 10월부터 시행되었다. 즉, 외형적으로는 빈곤문제에 대한 담론이 형성되고 제도적인 틀이 마련되었다.

하지만 담론의 내용과 제도의 내면을 들여다보면 여러 가지 문제점이 발견된다. 무엇보다도 먼저 지적될 수 있는 문제는 그동안 우리나라에서 발표된 대부분의 빈곤연구들이 전국적으로 동일한 기준을 적용한 빈곤지표(석재은 외, 2003; 김미곤 외, 2004; 김태완, 2006 등)를 생산하고 있다는 점이다. 전국적으로 동일한 기준을 적용할 경우 상대빈곤율을 산정하는 데는 문제가 되지 않지만, 절대빈곤을 측정하는 데는 많은 문제를 야기한다. 그 이유는 최저생계비는 거주하는 지역에 따라 그 수준이 달라지기 때문이다⁷⁾. 동일한 최저생계비를 적용할 경우 대도시의 빈곤율은 과소 추정되고, 농어촌의 경우 과대 추정되는 문제를 초래한다. 이러한 문제는 빈곤요인을 분석하는 경우에도 결과를 왜곡시킬 가능성이 있다. 즉, 대도시의 경우 빈곤하지만 빈곤하지 않은 것으로 간주되고, 농어촌의 경우 빈곤하지 않지만 빈곤한 것으로 간주되기 때문이다.

다음으로 지적될 수 있는 문제는 우리나라의 대표적인 빈곤대책 프로그램인 국민기초보장제도(이하 기초보장제도)가 법 정신과 목적을 달성하지 못하고 있다는 비판이다. 기초보장제도는 최종적인 사회안전망(last social safety net)으로서의 역할과 생산적 복지(generative welfare)의 이념을 달성하는 것이 정신이자 목적이다. 하지만 아직도 기초보장의 사각지대(no-care zone)가 존재하고 있고, 기초보장 수급자의 근로저하 및 소득의 불성실 신고, 빈곤함정(poverty trap), 탈빈곤 미흡 등의 문제가 내재하고 있거나 나타나고 있다.

이러한 문제를 해결하는 방안으로 다양한 연구들이 논의되고 있다. 사각지대를 줄이기 위한 방안으로는 부양의무자기준의 합리화(여유진 외, 2003), 재산의 소득환산제의 개선(홍경준 외, 2003; 김미곤 외, 2003), 가구유형별 최저생계비 도입(김미곤, 2003), 의료급여제도 개선(허선, 2003), 국민기초생활보장법상의 개선방향(이찬진, 2002) 등이 논의되고 있고, 자산조사 정확성 제고방안으로는 모니터링체계 구축방안(김미곤 외, 2004), 급여체계 개선방안(김미곤, 2002) 등의 연구가 있다. 한편 근로유인 및 자활을 촉진시키기 위한 연구로는 근로소득공제제도 시범사업(박능후 외,

7) 2004년 최저생계비 계측조사에서 나타난 대도시, 중소도시, 농어촌 간의 최저생계비 비율은 109:100:85이고, 2007년 최저생계비 연구의 경우 108:100:88임.

2003), 자활제도 개선방안(노대명 외, 2003), 급여체계 개선방안(김미곤 외, 2005), 저소득층 근로유인 방안(김영순 외, 2003), 근로소득보전세제(EITC, Earned Income Tax Credit)에 관한 연구가 있다(김태성, 1996; 박능후, 2000; 최현수, 2000; 안종범·송재창, 2000; 김미곤, 2003).

이상의 연구 동향을 살펴보면, 대부분의 연구들이 생산적 복지의 실현을 위한 연구들이고, 사각지대 해소를 위한 연구는 상대적으로 적은 편이다. 사각지대 해소를 위해서는 부양의무자기준의 합리화와 재산의 소득환산의 적정화가 필요하고, 지역별·가구규모별·가구유형 최저생계비가 적용이 이루어져야 한다. 이 중 부양의무자 기준은 아직도 개선의 여지가 많지만, 여유진 외(2003)의 연구를 바탕으로 기초보장제도 시행이후 몇 차례 법이 개정되었다. 하지만, 재산의 소득환산은 2003년 법 시행이후 거의 개선 없이 오늘날까지 시행되고 있다. 그리고 최저생계비도 수준의 변동은 있었지만, 2000년 이후 중소도시 기준 가구규모별 최저생계비를 적용하고 있다. 이와 같이 제도가 정체한 이유는 소요예산 확보 문제도 있지만, 재산의 소득환산제가 개선되고, 지역별·가구규모별·가구유형 최저생계비가 적용될 경우 늘어나는 수급자 수 추정이 객관적으로 이루어지지 못한 것도 한 이유이다.

객관적인 추정이 이루어지지 못한 것은 주로 자료상의 한계에 기인된다. 우리나라의 대표적인 통계자료인 전국가계조사의 경우 소득과 지출은 자세하게 조사되지만 재산은 매우 빈약하다. 이 결과 소득인정액⁸⁾을 정확하게 산출할 수 없다. 다행히 한국복지패널의 경우 가구의 소득과 함께 재산이 비교적 정확하게 조사되었기 때문에 본 연구에서 동 자료를 이용하고자 한다.

이러한 문제인식과 자료를 바탕으로 본 연구에서는 제2장에서 빈곤, 최저생계비, 소득인정액 등의 빈곤관련 이론적 배경과 분석을 위한 조작적 정의 등을 살펴보고, 제3장 1절에서 지역별 가구규모별 빈곤율을 소득기준과 소득인정액 기준으로 나누어 살펴본 후, 제2절에서 각각의 빈곤요인이 무엇인지를 탐색해 보고자 한다. 그리고 제4장에서 이러한 분석의 결론 및 함의를 제시하고자 한다.

⁸⁾ 소득평가액과 재산의 소득환산액의 합계를 의미함.

II. 이론적 배경 및 연구방법

1. 빈곤의 개념과 사용지표

가치판단으로부터 자유로운 빈곤개념이 존재할 수 없기 때문에 빈곤을 정의하는 것은 매우 어려운 과제이다. 빈곤을 절대인 관점에서 객관적으로 정한 최저한도보다 적게 가지는 것으로 볼 수도 있고, 상대인 관점에서 주어진 사회의 다른 사람들보다 적게 가지는 것으로 정의할 수도 있다. 본 연구에서는 절대빈곤을 J. Drewnowski(1976), Watts(1968) 등이 정의한 빈곤의 개념을 종합하여 개별가구의 경제적인 능력이 기본적인 물질적인 욕구를 충족하지 못하는 상태라고 정의하고 분석한다. 반면 상대적 빈곤은 정책적인 함의가 절대빈곤보다 낮다는 측면에서 논외로 한다. 빈곤을 이와 같이 개념 정의할 때 개별가구의 능력과 기본적인 물질적인 욕구를 의미하는 통계지표로 어떤 자료를 사용하는 것이 바람직한지를 검토하여야 하고, 분석을 위해 이들 지표에 대한 개념적·조작적 정의가 필요하다.

가. 기본적인 물질적 욕구

기본적인 물질적 욕구를 화폐로 나타낸 것이 최저생계비이다. 대부분의 기존 연구들이 보건복지부에서 발표하는 중소도시 기준 가구규모별 최저생계비를 적용하고 있다. 하지만, 중소도시 기준 최저생계비를 적용할 경우 두 가지 측면의 문제점이 존재한다. 첫째, 최저생계비는 그 지역의 최소한의 생활수준을 금액으로 환산한 것이기 때문에 일반적으로 대도시는 중소도시보다 높고, 농어촌은 낮다. 그러므로 중소도시 기준 최저생계비를 적용할 경우 대도시의 빈곤지표는 과소 추정되고, 농어촌은 과대 추정되는 문제가 발생한다. 이러한 문제는 정책에서 뿐만 아니라 빈곤여부를 기준으로 분석하는 모든 연구에서 동일하게 나타날 수 있다. 둘째, 본 연구의 분석연도인 2005년과 같은 비계측연도에는 보건복지부 발표 최저생계비가 이론적으로 추정한 최저생계비보다 낮다는 점이다. 그 이유는 2004년, 2007년 등의 계측연도에는 생활의 질과 물가의 변화를 동시에 고려하여 최저생계비가 계측되나, 비계측연도

에는 물가의 변화만을 이용하여 추정되기 때문이다.

이러한 점을 고려하여 본 연구에서는 지역별(대도시, 중소도시, 농어촌) 가구규모별(1~7인) 최저생계비를 이론적으로 추정하여 적용한다. 추정방식은 한국보건사회연구원에서 계측한 2004년 최저생계비와 2007년 최저생계비를 기준으로 비계측연도에는 동일한 비율로 증가한다고 가정하여 최저생계비를 산출하였다. 이는 비계측연도 추정치에도 생활의 질 변화가 포함된 최저생계비를 적용하기 위함이다.

〈표 1〉 2005년 지역별 최저생계비 추정치

(단위: 원)

가구규모	지역별 최저생계비 추정치			정부 발표 최저생계비 ¹⁾
	대도시	중소도시	농어촌	
1	440,265	404,274	348,549	401,466
2	733,320	673,371	580,553	668,504
3	996,072	914,643	788,569	907,929
4	1,246,680	1,144,764	986,969	1,136,332
5	1,429,343	1,312,494	1,131,580	1,302,918
6	1,620,895	1,488,386	1,283,227	1,477,800
7	1,809,605	1,661,670	1,432,625	1,652,682

1) 정부에서는 7인 이상 가구의 최저생계비를 발표하지 않고 있음. 기초보장제도에서는 가구원 1인 증가마다 6인가구와 5인가구의 최저생계비 차액을 가산하고 있음.

나. 개별가구의 경제적인 능력

개별가구의 경제적인 능력을 나타내는 지표로는 소득수준, 재산수준, 소득인정액, 소비수준 등이 있다. 일부 연구자(류정순, 2000)의 경우 최저생계비가 지출이라는 점을 들어 소비수준과 최저생계비를 비교하여 빈곤을 측정하고 있으나, 소비수준을 개별가구의 능력이라고 보기에 부적절하다. 왜냐하면 벌어들인 소득을 소비할 것인가 저축할 것인가는 개인의 선택문제이다. 개인의 선택 여부가 객관적인 빈곤으로 나타나는 것은 바람직하지 않다. 따라서 대부분의 연구들이 소득을 기준으로 빈곤을 분석하고 있다.

소득을 기준으로 할 경우에도 총소득, 경상소득, 가처분소득 등 다양한 소득개념 중 어느 것을 적용하는 것이 바람직한지를 결정하여야 한다. 이러한 결정을 위해서는 최저생계비 구조를 살펴볼 필요가 있다. 현행 가구규모별 최저생계비는 표준가구⁹⁾를 기준으로 가구균등화지수(household equivalence scale)를 적용하여 산출되었다. 그러므로 일시적인 의료비 지출 등 비경상적인 지출이 포함되어 있지 않다. 따라서 비경상적인 소득이 포함된 총소득을 기준으로 하는 것은 부적절하다. 일부 연구(유경준, 2003)의 연구에는 가처분 소득을 기준으로 분석하고 있으나, 최저생계비에 이미 세금과 사회보장분담금이 포함되어 있으므로 동 자료를 이용하여 절대빈곤을 측정하는 것은 논리적으로 타당하지 않다¹⁰⁾. 그러므로 총소득, 경상소득, 가처분소득 중에서는 경상소득을 기준으로 하는 것이 바람직하다. 그러나 공공부조제도가 빈곤에 대한 사후대책이라는 점을 감안하면 경상소득에서 공공부조성 급여를 제외한 소득을 기준으로 빈곤을 측정하는 것이 바람직하다. 만약 공공부조성 급여를 포함하여 분석할 경우 극단적으로 빈곤층이 전혀 없는 것으로 나타날 수 있기 때문이다. 따라서 본 연구에는 경상소득에서 공공부조성 급여를 제외한 소득을 기준으로 '소득 기준 빈곤'을 측정하고자 한다.

그러나 소득만을 기준으로 빈곤여부를 고려할 경우 재산이 많은 가구도 빈곤가구에 포함된다. 이는 '소득 기준 빈곤'이라는 측면에서 어의적인 측면에서는 의미가 있지만, 빈곤의 실상을 정확하게 나타낸다고 보기 어렵다. 왜냐하면 최저생계비에는 최저거주면적에 해당되는 주거재산(stock)이 유량(flow)화되어 포함되어 있고, 재산의 경우 필수재산을 제외한 재산은 현금화하여 생활에 활용될 수 있기 때문이다.

이러한 논거는 외국의 선행 연구에서도 찾아볼 수 있다¹¹⁾. David and Fitzgerald(1987)는 어떤 가구의 빈곤여부를 평가함에 있어서 소득과 함께 재산을 고려해야 한다고 주장하면서 위기정의(crisis definition)를 제안하였다. 이 위기정의에 따르면 일시적인 빈곤을 경험하는 사람들의 경우 유량(flow)으로서의 정규적인 소득

9) 표준가구는 부 39세, 모 36세와 10세 8세 아동으로 구성된 4인 가구로서 가구원의 건강은 양호한 것으로 가정하였음(김미곤 외, 2004).

10) 하지만 국가간의 비교를 위한 상대빈곤의 경우에는 가처분소득을 주로 사용하고 있음.

11) 이하의 내용은 홍경준, 이상은, 김미곤(2004)에서 인용하였음.

뿐만 아니라 저장(stock)으로서의 그들이 이용할 수 있는 재산을 가지고 있다면, 이들은 재산을 이용할 수 있기 때문에 위기상황에 있다고 보기 어렵다는 것이다. 그리고 소득과 함께 합산되는 재산의 범위와 관련하여, 빈곤의 측정 시에 주택 등의 필수적인 재산을 제외하고 은행저축예금과 같이 즉각적으로 현금화될 수 있는 재산을 포함시켰다. 즉, 그들은 소득액에 주택 등의 필수재산을 제외한 재산액을 합산한 위기척도(Crisis measure)를 적용하여 빈곤율을 계산하였다. 구체적으로 David and Fitzgerald(1987)은 SIPP 1984 패널자료를 이용하여 이전 인터뷰에서 보고된 이자(interest)에 이자율 6%를 적용하여 자본화된 가치(capitalized value)를 추정하고 이를 소득에 더하여 위기척도에 따른 빈곤율을 계산하였다. 그 결과 월별 단위(monthly basis)로 빈곤율을 측정하였을 때 소득에만 기반한 공식적 빈곤선을 이용한 경우보다 위기척도에 따른 경우 빈곤율이 3%포인트(21%) 감소되고, 4개월 단위의 경우 2%포인트(14%), 그리고 연도 단위의 경우 1%포인트(8%) 감소된다는 것을 발견하였다. 그리고 채권이나 임대재산의 자본화된 가치를 더하는 것은 빈곤율에 거의 영향을 미치지 않는다는 것을 발견했다. 이는 미국의 경우 빈곤선 이하의 소득을 가지는 가구들이 이러한 재산을 거의 가지고 있지 않다는 것과 관련된 것으로 추정되었다.

한편, Weisbrod and Hansen(1968)은 재산이 수학적으로 연금으로 전환될 수 있다는 아이디어를 이용하여 순재산(net worth)을 일정기간 동안의 연금으로 전환하는 다음과 같은 이론적 모델을 제시하였다. 특정 연도에 있어서의 어떤 개인이나 가구의 경제적 지위(Y^*)는 그 기간의 연간소득과 그 현재 순재산의 연간생애연금가치(annual lifetime annuity value)의 합으로 구성된다. 이를 수식으로 표현하면 다음 식(1)과 같다.

$$Y_t^* = Y_t + NW_t A_n = Y_t + NW_t \frac{r}{1 - (1+r)^{-n}} \quad (1)$$

수식(1)에서 Y_t^* 는 t 시점에서의 경제적 지위(economic position), Y_t 는 현재의 연간소득, NW_t 는 t시점에서의 재산(net worth), A_n 은 현재가치가 1인 n 연도동안의 연금, 그리고 r 은 이자율이다. 이 기본모델을 이용하여 순재산이 연금화되는

두 극단적인 기간을 고려해 볼 수 있다. 먼저 순재산이 무한의 기간동안 연금화된다면, 그 개인 또는 가구의 경제적 지위는 현재의 연간소득에 의해서만 결정되게 된다. 즉

$$Y_i^* = Y_i \quad (2)$$

다음으로 순재산이 현재년도 동안에만 전적으로 연금화 된다면 현재의 경제적 지위는 현재의 연간소득과 현재의 순재산액의 합으로 구성된다.

$$Y_i^* = Y_i + NW_i \quad (3)$$

Weisbrod and Hansen(1968)은 저축이 일반적인 생애기간동안의 소비패턴을 스무드하게 만들고 의료지출과 같은 예기치 않은 욕구에 대비하기 위해 이루어진다는 생애주기가설에 근거하여 순재산이 연금화되는 기간을 성별 연령별 기대수명으로 설정하였다.

이러한 논거를 바탕으로 본 연구에서는 개별가구의 능력을 나타내는 지표로 소득인정액을 사용하여 '소득인정액 기준 빈곤'을 측정하고자 한다.

2. 분석자료 및 연구문제

가. 분석자료

분석자료는 한국보건사회연구원과 서울대학교가 공동으로 생산하고 있는 한국복지패널 1차연도(기준시점 2005년) 자료를 이용하였다. 2006년부터 생산하기 시작한 한국복지패널은 현재 2차 조사를 완료한 상태이나, 분석에 가능한 것은 1차 조사이다. 1차 조사의 표본은 7,072가구, 14,469명의 가구원, 759명의 아동으로서 국내 패널 중에서 표본수가 가장 크다. 그리고 지역적으로는 제주도, 가구유형으로는 농어가를 포함함으로써 패널조사로는 유일하게 전국적인 대표성을 확보하고 있다. 또한 조사내용이 본 연구를 수행하는데 필요한 재산상태가 비교적 자세하게 구성되어 있다. 이러한 점을 감안하여 한국복지패널 자료를 이용하였다.

나. 연구문제

본 연구의 핵심 연구문제는 두 가지이다. 먼저, 기초보장의 사각지대를 야기하는 요인으로 지적되고 있는 최저생계비, 부양의무자기준, 재산의 소득환산제 등이 어느 정도의 영향을 미치고 있는지를 밝히는 것이다. 사각지대의 문제는 기초보장제도가 최종적인 사회안전망이라는 관점에서 매우 중요한 정책적 함의를 지닌다. 둘째로는 소득인정액과 최저생계비를 비교하여 빈곤여부를 결정한 '정책적 빈곤' 요인이 무엇 인지를 밝히는 것이다. 이러한 연구는 선행연구에서 시도된 바가 없다는 측면에서 의미를 지닌다. 이를 구체적으로 살펴보면 다음과 같다.

우선 지역별 가구규모별 최저생계비와 소득을 비교한 빈곤율(이하 '지역별 소득기준 빈곤율')과 현행 중소도시 기준 가구규모별 최저생계비와 소득을 비교한 빈곤율(이하 '중소도시 소득기준 빈곤율')간의 차이를 밝히고자 한다. 만약 '지역별 소득기준 빈곤율'이 '중소도시 소득기준 빈곤율'보다 높다면 최저생계비 때문에 기초보장 사각지대가 발생한다는 의미가 된다. 이 경우 '지역별 소득기준 최저생계비'를 도입할 경우 추가될 수 있는 수급자수를 추정해 볼 수 있다.

둘째, 현행 재산의 소득환산제가 비현실적이라는 점을 감안하여 동 환산제를 현실에 맞게 개선할 경우의 가상적인 소득인정액과 중소도시 기준 최저생계비를 비교하여 산출한 빈곤율(이하 '중소도시 개선 소득인정액 기준 빈곤율')과 '중소도시 소득인정액 기준 빈곤율'의 차이를 밝히고자 한다. 만약 '중소도시 소득인정액 기준 빈곤율'이 '중소도시 개선 소득환산액 기준 빈곤율'보다 낮다면, 재산의 소득환산액을 과대하게 평가하여 기초보장 사각지대를 야기하고 있다는 의미가 된다. 이 경우 재산의 소득환산제를 개선할 경우 추가 될 수 있는 수급자수를 추정해 볼 수 있다.

셋째, 소득인정액과 최저생계비를 비교하여 산출한 빈곤율(이하 '중소도시 소득인정액 기준 빈곤율')과 2005년 수급자수를 비교하고자 한다. 다른 요인이 없다면 양자간의 차이는 부양의무자 기준 때문에 탈락하는 비율이라고 판단할 수 있기 때문이다.

넷째, '중소도시 소득기준 빈곤'와 '중소도시 소득인정액 기준 빈곤'의 요인을 살펴보고자 한다. 양자간의 요인 차이를 발견한다면, 이는 이론적으로 중요한 함의를 지

날 것이기 때문이다.

다. 분석방법 및 분석자료에 대한 조작적 정의

이러한 연구문제를 밝히고자 본 연구는 빈곤율을 추정하고 로짓분석을 시도하였다. 빈곤율의 개념 및 로짓분석방법은 매우 잘 알려진 일반적인 내용이므로 그 설명은 본고에서 생략한다. 다만 Data Set 및 분석지표들의 조작적 정의는 다음 <표 2>와 같다. 8인 이상 가구와 소득에서 무응답인 가구는 분석에서 제외하였다. 8인 이상 가구와 무응답가구는 7,072가구 중 14가구이기 때문 결과에 거의 영향을 주지 않을 것으로 판단되고, 1999년 최저생계비 연구에서 제시된 균등화 지수 값이 7인까지만 존재하기 때문이다. 그리고 이론적으로 산정한 재산의 소득환산에서는 총재산에서 부채, 은행예금, 농지를 제외한 후 환산율은 연 5%를 적용하였다. 은행예금과 농지를 제외한 것은 이자와 농업소득이 소득에 포함되었기 때문이고, 연 5%를 적용한 것은 시장이자율을 감안하여 결정하였다.

<표 2> 분석지표에 대한 조작적 정의

구분	조작적 정의
Data set 구성	8인 이상 가구와 무응답가구 제외
최저생계비(1)	중소도시 기준 가구규모별 최저생계비
최저생계비(2)	지역별 가구규모별 최저생계비
소득	시장 소득+사회보험 소득
소득평가액	기초보장제도에서 규정하고 있는 소득평가액
재산의 소득환산액(1)	기초보장제도에서 규정하고 있는 소득환산액
재산의 소득환산액(2)	(은행 예금과 농지를 제외한 총재산-부채)*0.05/12
소득인정액(1)	기초보장제도에서 규정하고 있는 소득인정액
소득인정액(2)	소득평가액 + 재산의 소득환산액(2)

Ⅲ. 연구결과

1. 빈곤율

가. 지역별 최저생계비 적용 효과

한국복지패널 자료를 사용하여 추정된 소득기준 빈곤율 및 소득인정액 기준 빈곤율은 <표 3> 과 같다. 먼저 지역별 최저생계비를 적용하지 않고 중소도시 가구규모별 최저생계비(이하 '최저생계비(1)')를 적용한 전국 빈곤율은 9.77%로 추정되었다¹²⁾. 그리고 지역별 최저생계비(이하 '최저생계비(2)')를 적용하였을 경우의 빈곤율은 10.02%로 나타났다¹³⁾. 양 결과의 차이는 약 0.25%이고, 그 의미는 다른 조건이 동일한 상태에서 지역별 최저생계비를 적용할 경우 기존의 잠재 빈곤층¹⁴⁾에서 빈곤층으로 편입되는 비율이 전인구의 0.25%라는 것을 의미한다. 지역적으로는 대도시 지역의 빈곤율이 약 1.27% 증가하고, 농어촌 지역의 빈곤율이 4.32% 감소하는 것으로 추정된다.

한편, 소득인정액(1)이 최저생계비(1) 이하인 비율은 7.57%로 나타나고 있다. 그리고 소득인정액(1)이 최저생계비(2) 이하인 비율은 7.76%로 나타나 양자의 차이는 약 0.19%이다. 이는 기존의 차상위 계층¹⁵⁾ 중 수급권자로 변화되는 최대¹⁶⁾ 비율을 의미한다. 결국 다른 조건이 동일한 상태에서 지역별 최저생계비를 적용하여도 수급권자의 변화는 미미하다는 것을 의미한다. 이는 결국 지역별 최저생계비를 적용해도 예산의 변화는 크지 않고¹⁷⁾, 지역별 형평성을 제고할 수 있을 것을 의미한다.

12) 김태완 외(2006) 전국가계조사로 추정된 빈곤율은 10.5%로 추정되고 있음.

13) 정복란, 김미곤외의 연구(1990)에서는 빈곤율이 농어촌, 중소도시, 대도시 순으로 나타났으나, 한국복지패널에서는 중소도시, 대도시, 농어촌 순으로 나타나고 있음. 이에 대해서는 심층 검토가 필요할 것으로 판단됨.

14) 최저생계비의 100~120%미만 계층을 의미함.

15) 잠재 빈곤층과 비수급 빈곤층의 합을 의미함.

16) 최대라는 의미는 기초보장제도의 경우 소득인정액이 최저생계비 이하이고, 부양의무자 기준을 충족할 경우에 선정될 수 있기 때문임.

〈표 3〉 지역별 최저생계비를 적용할 경우의 빈곤율 변화

(단위: %)

가구 규모	소득기준 빈곤율								소득인정액 기준 빈곤율							
	(중소도시 최저생계비 적용)				(지역별 최저생계비 적용)				(중소도시 최저생계비 적용)				(지역별 최저생계비 적용)			
	전국	대도시	중소 도시	농어촌	전국	대도시	중소 도시	농어촌	전국	대도시	중소 도시	농어촌	전국	대도시	중소 도시	농어촌
1	26.19	24.26	22.91	46.47	26.23	27.05	22.91	35.90	25.11	23.63	21.72	43.91	25.18	24.89	21.72	39.63
2	20.02	17.14	18.39	36.03	20.90	20.89	18.39	29.03	12.83	12.68	10.62	20.39	13.05	13.80	10.62	18.05
3	8.45	8.78	6.45	18.76	8.61	9.49	6.45	16.05	6.13	6.92	4.37	11.93	6.23	7.44	4.37	9.64
4	5.21	5.49	4.17	11.76	5.34	6.21	4.17	8.00	4.24	4.75	3.22	8.59	4.59	5.79	3.22	5.98
5	6.16	5.48	6.11	9.61	6.37	6.09	6.11	8.94	5.67	5.66	4.99	9.01	5.76	6.10	4.99	7.86
6	8.73	9.00	6.72	16.02	8.73	9.00	6.72	16.02	8.16	7.29	8.09	11.44	7.92	7.29	8.09	9.38
7	8.80	5.83	13.59	10.13	7.42	5.83	13.59	0.00	4.63	5.83	0.00	10.13	3.26	5.83	0.00	0.00
합계	9.77	9.23	8.17	21.78	10.02	10.50	8.17	17.46	7.57	7.75	6.00	15.38	7.76	8.58	6.00	12.90

자료: 한국복지패널 원자료

나. 재산의 소득환산제 개선 효과

현행 재산의 소득환산제는 (재산액-지역별 기초공제액-부채)×재산종류별 환산율의 산식으로 계산된다. 지역별 공제액은 대도시 3,800만원, 중소도시 3,100만원, 농어촌 2,900만원이고, 재산종류별 환산율은 일반재산 4.17%/월, 금융재산 6.26%/월, 승용차 100%/월이다. 이러한 체계는 2003년 재산의 소득환산제도 도입 시 제도의 연속성을 위하여 취해진 체계이다¹⁸⁾. 그러므로 재산의 소득환산제는 개선의 여지가 많이 남아 있다.

이를 살펴보기 위하여 먼저 한국복지패널 자료를 이용하여 현행 소득인정액을 적용할 경우의 정책적 빈곤율(중소도시 소득인정액 기준 빈곤율)을 추정해 보았다. 그 결과 정책적 빈곤율은 7.57%로 나타나고 있다. 다음으로 재산의 소득환산제를 개선할 경우의 정책적 빈곤선(소득인정액 2과 중소도시 최저생계비를 비교한 빈곤율)은 약 11.85%로 추정된다. 양 결과의 차이의 의미는 재산의 소득환산제가 현실을 반영한 연 5%의 환산율로 제도가 변경되고, 농지와 은행예금을 고려하지 않을 경우 그

17) 기존 수급자의 비율이 전인구의 약 3.3%이고, 추가 수급자가 될 수 있는 최대 규모가 0.19%이므로 단순 비율은 5.8%임. 그러나 이러한 단순 비율보다는 추가 소요예산은 훨씬 적어짐. 그 이유는 추가로 선정되는 수급자의 경우 소득인정액이 높기 때문에 급여액이 미미한 수준이기 때문임.

18) 이에 대한 자세한 논의는 김미곤 외(2003) 소득인정액 시범사업-재산의 소득환산에 관한 연구- 참조바람

동안 비수급 빈곤층으로 머물고 있던 전인구의 4.28%가 수급권자로 변경됨을 의미한다. 이러한 결과는 재산의 소득환산제로 인한 사각지대의 규모가 매우 광범위하게 존재하고 있음을 의미하고, 재산의 소득환산제 개선의 효과는 지역별 최저생계비 적용보다 훨씬 큼을 알 수 있다. 따라서 거시적인 측면에서는 지역별 최저생계비 도입보다는 재산의 소득환산제 개선이 시급함을 의미한다.

여기에 다시 지역별 빈곤율을 적용한다면 정책적 빈곤선은 약 12.27%로 증가한다. 이는 지역별 최저생계비가 정책에 반영되고, 재산의 소득환산제를 개선할 경우 정책적 빈곤율은 전인구의 약 4.7% 증가함을 의미한다.

〈표 4〉 재산의 소득환산제 개선시 빈곤율 변화

(단위 : %)

가구 규모	현행 제도의 소득인정액 적용 빈곤율				현행 제도의 소득평가액에 개선된 재산의 소득환산제 적용 빈곤율							
	(중소도시 최저생계비 적용)				(중소도시 최저생계비 적용)				(지역별 최저생계비 적용)			
	전국	대도시	중소 도시	농어촌	전국	대도시	중소 도시	농어촌	전국	대도시	중소 도시	농어촌
1	25.11	23.63	21.72	43.91	31.95	28.89	27.99	59.04	31.83	31.06	27.99	49.64
2	12.83	12.68	10.62	20.39	24.32	20.41	22.91	43.13	24.85	23.28	22.91	36.76
3	6.13	6.92	4.37	11.93	9.68	10.08	7.74	19.60	10.01	11.19	7.74	16.23
4	4.24	4.75	3.22	8.59	6.11	6.40	5.09	12.36	6.57	7.76	5.09	9.21
5	5.67	5.66	4.99	9.01	8.66	7.28	9.23	12.77	8.79	7.71	9.23	12.01
6	8.16	7.29	8.09	11.44	11.55	9.00	12.18	17.67	13.98	15.76	12.18	15.61
7	4.63	5.83	0.00	10.13	8.8	5.83	13.59	10.13	7.42	5.83	13.59	0.00
합계	7.57	7.75	6.00	15.38	11.85	10.89	10.39	25.67	12.27	12.50	10.39	21.45

자료: : 한국복지패널 원자료

다. 부양의무자 기준 적용의 효과

부양의무자 기준 적용으로 인한 효과는 다음과 같이 추정하였다. 먼저 소득인정액(1)과 최저생계비(1)을 비교한 빈곤율은 앞에서 살펴본 바처럼 7.57%이고(표 3참조), 2005년 현재 수급자 수는 전인구의 약 3.3%이다. 그러므로 양자간의 차이 약 4.27%는 소득인정액 기준을 충족함에도 불구하고 부양의무자 기준 때문에 기초보장제도의 혜택을 받지 못하는 비율이 된다.

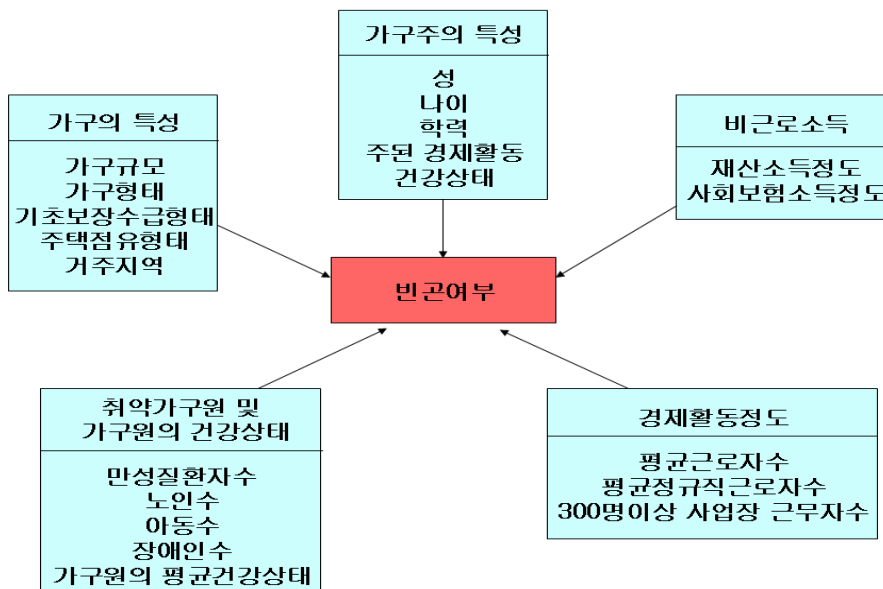
2. 빈곤요인 분해

가. 분석틀 및 분석 모형

선행 연구들을 살펴보면, 빈곤에 영향을 주는 주요 변수들은 가구주 특성변수, 가구 특성변수, 취약가구원 및 가구원의 건강상태 변수, 가구원의 경제활동정도변수, 비근로소득변수 인 것으로 밝혀지고 있다(박순일 외, 1991 등). 본 연구에서도 이들 변수들이 빈곤여부에 어느 정도 영향을 미치는 지를 살펴보고자 한다. 모형 I에서는 가구주의 특성과 가구특성변수만으로 모형을 구성하고, 모형II에서는 모형 I에 가구원의 취약가구원 및 가구원의 건강상태 변수를 추가하고, 모형 III에서는 모형II에 경제적인 변수를 투입한 완전모델(full model)로 분석하고자 한다.

이를 도식화하면 <그림 1> 과 같고¹⁹⁾, 모형에 투입된 변수들을 수식화하면 <식 1> 과 같다.

[그림 1] 분석틀



19) 편의상 완전모형만 소개함.

<식 1> 통합모형(ModelIII)

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = & \alpha_1 + \beta_1 Sex + \beta_2 Age + \beta_3 Edu1 + \beta_4 Edu2 + \beta_5 Edu3 + \beta_6 Edu4 \\ & + \beta_7 Ea1 + \beta_8 Ea2 + \beta_9 Ea3 + \beta_{10} Ea4 + \beta_{11} Ea5 + \beta_{12} Bwh + \beta_{13} Fs \\ & + \beta_{14} Ft1 + \beta_{15} Ft2 + \beta_{16} Ft3 + \beta_{17} Ft4 + \beta_{18} Plt1 + \beta_{19} Plt2 + \beta_{20} Plt3 \\ & + \beta_{21} Ht1 + \beta_{22} Ht2 + \beta_{23} Ht3 + \beta_{24} Area1 + \beta_{25} Area2 \\ & + \beta_{26} Cdnum + \beta_{27} Onum + \beta_{28} Cnum + \beta_{29} Dsnum + \beta_{30} Mheal \\ & + \beta_{31} Mlnum + \beta_{32} Ftnum + \beta_{33} Esize + \beta_{34} Wealth + \beta_{35} Soim \end{aligned}$$

Sex : 가구의 성별(기준: 남성), Age : 가구의 나이, Edu1-Edu4 : 가구의 학력
 Ea1-Ea5 : 가구의 주된 경제활동, Bwh : 가구의 건강상태, Fs : 가구규모, Ft1-Ft4 : 가구형태,
 Plt1-Plt3 : 기초보장수급형태, Ht1-Ht3 : 주택점유형태, Area1-Area2 : 거주지역, Cdnum : 만성질환자수, Onum : 노인수, Cnum : 아동수, Dsnum : 장애인수, Mheal : 가구의 평균건강상태,
 Mlnum : 평균근로자수, Ftnum : 평균 정규직 근로자수, Esize : 300명 이상 사업장 근무자수,
 Wealth : 재산소득정도, Soim : 사회보험소득정도

나. 변수에 대한 조작적 정의 및 기술 통계치

logit 모델에 포함된 종속변수 및 독립변수에 대한 코딩방법은 <표 5> 과 같고, 기술통계치는 <표 6> 과 같다. 코딩과정에서 비율변수는 비율변수로, 더미변수는 더미변수로 처리하였다. 하지만, 가구의 건강상태는 서열변수를 비율변수로 전환하여 분석을 시도하였다²⁰⁾.

20) 서열변수를 비율변수로 전환하고 다시 서열변수로 전환할 수도 있으나, 결과에는 거의 차이가 없기 때문에 이와 같이 시도하였음.

〈표 5〉 변수의 종류 및 코딩방법

구분	요인	변수	코딩방법
종속변수		빈곤여부	비빈곤=0, 빈곤=1
	독립변수	가구주의 특성	가구주의 성
가구의 나이			만 나이=2005-출생년도
가구주의 학력			(기준: 전문대졸 제외한 대졸이상) 초졸=1, 초졸아님=0 중졸=1, 중졸아님=0 고졸=1, 고졸아님=0 전문대졸=1, 전문대졸아님=0
가구주의 주된 경제활동			(기준 : 상용직 임금근로자) 임시직·일용직·자활근로=1, 아니면=0 고용주=1, 아니면=0 자영업자=1, 아니면=0 실업자 및 비경제활동인구=1, 아니면=0 무급가족종사자=1, 아니면=0
가구주 건강상태			5점 척도(아주건강=5, 매우나쁨=1)
가구특성		가구규모	가구원수
		가구형태	(기준: 일반가구) 단독=1, 아니면=0 모자=1, 아니면=0 부자=1, 아니면=0 소년소녀가장=1, 아니면=0
		기초보장수급형태	(기준: 일반가구) 일반수급가구=1, 아니면=0 조건부수급가구=1, 아니면=0 가구원중 일부수급가구=1, 아니면=0
		주택 점유형태	(기준: 자가) 전세=1, 아니면=0 월세 및 보증부 월세=1, 아니면=0 기타(무상)=1, 아니면=0
		거주 지역	(기준: 중소도시) 대도시=1, 아니면=0 농어촌=1, 아니면=0
취약 가구원 및 가구원의 건강상태	만성질환자 수	6개월 이상 만성질환자수	
	노인 수	만 65세 이상 노인 수	
	아동수	만 15세 미만 아동수	
	장애인 수	장애인 수(비등록 장애인 포함)	
경제활동 정도	가구원의 평균 건강상태	$\frac{\sum(\text{건강상태})}{n}$ 5점 척도(아주건강=5, 매우나쁨=1)	
	평균 근로자수	$\frac{\sum(\text{상시, 임시, 일용, 고용주, 자영업자, 무급가족종사자})}{n}$ *자활제외	
	평균 정규직근로자수	$\frac{\sum(\text{정규직 근로자수})}{n}$	
비근로소득	300명이상 사업장 근무자수	$\frac{\sum(300명 이상 사업장 종사자)}{n}$	
	재산소득 정도	재산소득 수준	
		사회보험 소득 정도	사회보험 수준

〈표 6〉 분석에 사용된 변수의 기술통계치

구분	요인	변수	단위	빈도 (백분율)	평균 (표준편차)	사례수		
종속 변수		빈곤여부 (중소도시 소득 기준) 빈곤=1	더미	944(13.4)	·	7,058		
		빈곤여부 (중소도시 소득 인정액기준) 빈곤=1	더미	857(12.1)	·	7,058		
독립 변수	가구주의 특성	가구주의 성별	여성=1	더미	1284(18.2)	·	7,058	
		가구주의 나이		세	·	49.22(14.69)	7,058	
		가구주의 학력	초등학교 졸업 이하	더미	1469(20.8)	·	7,058	
			중학교 중퇴, 중졸	더미	820(11.6)	·	7,058	
			고등학교 중퇴, 고졸	더미	2479(35.1)	·	7,058	
			전문대 이상 졸업	더미	438(6.2)	·	7,058	
		가구주의 주된 경제활동	임시직·일용직·자활근로	더미	1493(21.2)	·	7,058	
			고용주	더미	240(3.4)	·	7,058	
			자영업자	더미	1319(18.7)	·	7,058	
			실업자 및 비경제활동인구	더미	1458(20.7)	·	7,058	
			무급가족종사자	더미	34(0.5)	·	7,058	
		가구주의 건강상태		5점척도	·	3.55(1.17)	7,058	
		가구규모		명	·	2.93(1.31)	7,058	
		가구 특성	가구형태	단독가구	더미	1217(17.2)	·	7,058
				모자가구	더미	109(1.6)	·	7,058
				부자가구	더미	36(0.5)	·	7,058
				소년소녀가장	더미	22(0.3)	·	7,058
기초보장 수급형태	일반수급가구		더미	310(4.4)	·	7,058		
	조건부수급가구		더미	42(0.6)	·	7,058		
	가구원중일부수급가구		더미	61(0.9)	·	7,058		
주택점유형태	전세		더미	1347(19.1)	·	7,058		
	월세및보증부월세		더미	1303(18.5)	·	7,058		
	기타(무상)		더미	429(6.1)	·	7,058		
거주지역	대도시	더미	3308(46.9)	·	7,058			
	농어촌	더미	627(8.9)	·	7,058			
취약 가구원 및 가구원의 건강 상태	만성질환자수		명	·	0.58(0.74)	7,058		
	노인수		명	·	0.35(0.63)	7,058		
	아동수		명	·	0.62(0.88)	7,058		
	장애인수		명	·	0.15(0.39)	7,058		
	가구원 평균건강상태		5점척도	·	3.77(0.98)	5,846		
경제 활동 정도	평균근로자수		명	·	0.89(0.65)	7,058		
	평균정규직근로자수		명	·	0.48(0.67)	7,058		
	300명 이상 사업장 근무자수		명	·	0.07(0.17)	7,058		
비근로 소득	재산소득정도		만원/년	·	111.13(436.12)	7,058		
	사회보험소득정도		만원/년	·	111.92(440.21)	7,058		

다. 분석결과

1) 소득기준 빈곤요인

소득기준 빈곤 현황을 보다 정확하게 파악하기 위해서는 앞에서 살펴본 바처럼 지역별 최저생계비를 적용한 빈곤율을 산출하여야 한다. 이러한 이유로 빈곤요인 또한 지역별 최저생계비를 적용하여 빈곤여부를 결정하고, 그 요인을 살펴보고자 한다²¹⁾.

-2LL을 살펴보면, 모델 1, 모델 2, 모델 3 모두 null model보다 유의수준 1%미만에서 통계적으로 의미가 있다. 그리고 모델간의 '-2LL의 차이'를 살펴보면, 이 역시 유의수준 1%미만에서 각각의 모델들은 서로 다른 모델임을 의미하고 있다. 또한 모델의 설명력(Cox&Snell R^2)은 각각 0.181, 0.192, 0.233나타나고 있다. 이는 모델 1보다는, 모델 2가, 모델 2보다는 모델 3이 독립변수가 종속변수를 설명하는 설명력이 높아지고 있음을 의미한다.

독립변수 중 가구주의 나이의 경우 모형 1의 결과에서는 나이가 높아질수록 빈곤할 확률은 높아지고 있다. 즉, 나이가 1년 많아짐에 빈곤해질 log odds는 0.023씩 증가하고(B값), odds는 2.4%씩 증가하는 것으로 나타났다([Exp(B)-1]값). 이를 J. Scott Long(1997) 공식을 활용하여 확률의 평균변화율을 구해보면, 나이가 1년 많아짐에 따라 빈곤해질 확률은 평균적으로 0.03% 증가하는 것으로 추정된다²²⁾.

이와 같은 방식으로 <표 7> 을 해석하면, 모형1의 경우 가구주의 학력이 초졸인 경우 대졸보다 빈곤해질 가능성이 유의미하게 높아지고, 가구주의 주된 경제활동 정도의 경우 상용직 근로자보다는 임시·일용직·자활근로, 자영업자, 실업·비경제활동인구가 빈곤해질 가능성이 유의미하게 높아진다. 가구주의 건강상태의 경우 건강이 좋을수록, 가구규모는 증가할수록 빈곤해질 확률이 유의미하게 낮아지고 있다. 가구형태의 경우 모자가가구의 빈곤확률이 유의미하게 높게 나타나고 있다. 주택 점유 형태에서는 자가에 비하여 전세, 월세의 가구들이 빈곤해질 확률이 유의미하게 높게

21) 중소도시 가구규모별 최저생계비를 적용한 빈곤요인과 지역별 가구규모별 최저생계비를 적용한 빈곤요인에는 약간의 차이가 있으나, 여기서는 생략함.

22) 동 공식은 $B \cdot p \cdot (1-p)$ 으로 표현됨. 여기서 B는 logit모델 회귀계수 값이고, p는 종속변수에서 사건이 일어난 확률을 의미함. 동 모형에서는 가구 빈곤율(13.4%)을 대입하였음.

나타나고 있다. 지역의 경우 농어촌의 경우 중소도시에 비하여 빈곤해질 확률이 유의미하게 높아지는 것으로 나타나고 있다.

모형2의 경우 모형 1에서 유의미하게 나타났던 가구주의 나이가 유의미하게 나타나지 않고, 가구주의 학력은 중졸이하에서 빈곤해질 가능성이 유의미하게 높아지는 것으로 나타나고 있다. 주된 경제활동, 건강상태, 가구규모, 주택점유형태, 거주지역이 모형1의 결과와 동일한 방향으로 움직이고 있다. 그리고 추가된 가구원 변수에서는 평균 노인수, 평균 아동수, 평균 장애인수는 빈곤율을 유의미하게 높이는 것으로 나타나고 있다. 반면 가구원의 평균 건강상태는 건강이 좋을수록 빈곤율을 유의미하게 낮추는 것으로 나타나고 있다.

모형3의 경우 모형 2와는 달리 가구주가 여성인 경우와 나이가 높아질수록 빈곤해질 가능성이 유의수준 10%미만에서 유의미하게 높아지는 것으로 나타나고 있다. 가구주의 학력, 건강상태, 가구규모의 경우 모형 1과 동일하게 나타나고 있다. 그리고 주택 점유형태의 경우 전세만이 유의미하게 빈곤율을 높이는 것으로 나타났고, 취약가구원수의 경우 노인, 아동, 가구원의 건강상태에서는 상식과 부합하는 것으로 나타나고 있다. 그러나 유의미한 결과가 산출된 변수들의 경우 대부분 상식과 부합되는 결과를 산출하고 있으나, 가구주의 주된 경제활동상태에서 임시·일용직·자활근로가 빈곤율을 낮추는 것으로 나타나고 있다. 이는 추가된 경제활동 요인들이 영향을 미친 것으로 판단된다. 또한 단독가구의 경우 유의미하지는 않지만, 상식과 다른 결과를 보이고 있다. 이는 다중공선성 문제를 검증했음도 불구하고 다른 변수들의 영향 때문인 것으로 판단된다.

이러한 logit 분석이 비록 상식과 부합되는 결과를 산출할지라도 우리는 중요한 함의를 얻을 수 있다. 즉, 독립변수 간에 어느 요인이 다른 요인에 비하여 빈곤해질 확률이 상대적으로 높은가를 확인하면 정책적 목표집단을 설정하는데 유용한 기초자료로 활용할 수 있다. 모형 3의 결과에서 크게 의미가 없는 기초보장 수급형태를 제외하면, 빈곤율을 높이는 주요 요인을 높은 순서대로 나열하면, 가구주가 초졸인 경우, 실업·비경황 상태인 경우, 농어촌에 거주하는 경우, 전세에 거주하는 경우 순으로 나타나고 있다. 그리고 빈곤율을 낮추는 주요 요인을 높은 순으로 나열하면, 고용주, 평균 정규직 근로자수 순으로 나타나고 있다. 이러한 결과의 정책적 함의는 노동정책 및 주거정책이 빈곤여부에 매우 큰 영향을 끼치고 있음을 의미한다.

〈표 7〉 소득빈곤 가능성 결정요인에 대한 로지스틱 회귀분석 결과(N=5,846)

변수	model 1 (가구주 및 가구특성모형)		model 2 (가구주, 가구, 가구원특성모형)		model3 (통합모형)		
	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)	
상수	-3.467***	0.031	-2.417***	0.089	-0.821	0.440	
가구주 성별	0.007	1.007	0.272	1.313	0.357*	1.428	
가구주 나이	0.023***	1.024	0.006	1.006	0.012*	1.012	
가구주의 학력	초졸	0.819***	2.269	0.940***	2.561	0.562***	1.753
	중졸	0.314	1.369	0.505**	1.657	0.209	1.233
	고졸	0.093	1.098	0.181	1.198	-0.058	0.944
	전문대졸	0.400	1.492	0.348	1.416	0.366	1.442
가구주의 주된 경제 활동	임시·일용·자활근로	0.353**	1.423	0.361**	1.435	-0.652***	0.521
	고용주	-0.955	0.385	-0.989	0.372	-2.317***	0.099
	자영업자	0.861***	2.365	0.906***	2.474	-0.018	0.982
	실업·비경제활동	1.494***	4.454	1.503***	4.494	0.539***	1.715
무급가족종사자	0.565	1.759	0.641	1.899	0.165	1.180	
가구주 건강상태	-0.287***	0.751	-0.184***	0.832	-0.114*	0.893	
가구규모	-0.172***	0.842	-0.311***	0.733	-0.227***	0.797	
가구 형태	단독가구	-0.728	0.483	-0.947	0.388	-1.043	0.352
	모자가구	0.722**	2.059	0.395	1.484	0.253	1.288
	부자가구	0.334	1.397	0.357	1.429	0.268	1.307
	소년소녀가장가구	0.520	1.681	0.525	1.690	0.063	1.065
기초보장 수급형태	일반수급	2.645***	14.083	2.447***	11.558	1.962***	7.115
	조건부수급	2.007***	7.441	1.926***	6.859	1.600***	4.951
	가구원 중 일부수급	1.752***	5.765	1.460***	4.304	1.017***	2.765
주택 점유 형태	전세	0.623***	1.864	0.610***	1.840	0.315**	1.370
	월세 및 보증부월세	0.630***	1.878	0.637***	1.891	0.238	1.268
	기타(무상)	0.347	1.414	0.245	1.277	-0.059	0.943
거주 지역	대도시	0.080	1.083	0.184	1.202	0.266**	1.305
	농어촌	0.416**	1.516	0.361**	1.434	0.413**	1.511
만성질환자수			0.070	1.073	0.042	1.043	
노인수			0.421***	1.524	0.321***	1.379	
아동수			0.434***	1.543	0.187*	1.206	
장애인수			0.199*	1.220	0.157	1.170	
가구원 평균건강상태			-0.218***	0.804	-0.181**	0.834	
평균근로자수					-0.586***	0.557	
정규직근로자수					-1.907***	0.149	
300명이상 사업장 근무자수					-0.361	0.697	
재산소득					-0.002***	0.998	
사회보험소득					-0.002***	0.998	
- 2LL	2816.264		2737.450		2427.733		
모델 간 -2LL 차이			78.815*** (df=5)		309.717*** (df=5)		
model χ^2	1165.355*** (df=25)		1244.170*** (df=30)		1553.887*** (df=35)		
Cox&Snell R^2	0.181		0.192		0.233		
Nagelkerke R^2	0.366		0.388		0.473		

주) * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.001

2) 현행 소득인정액 기준 빈곤요인

여기서는 현행 소득인정액과 지역별 최저생계비를 적용할 경우의 빈곤요인을 살펴보고자 한다. $-2LL$ 을 살펴보면, 모델 1, 모델 2, 모델 3 모두 null model보다 유의수준 1%미만에서 통계적으로 의미가 있다. 그리고 모델간의 ' $-2LL$ 의 차이'를 살펴보면, 이 역시 유의수준 1%미만에서 각각의 모델들은 서로 다른 모델임을 의미하고 있다. 또한 모델의 설명력(Cox&Snell R^2)은 각각 0.162, 0.169, 0.181로 높아지고 있다.

독립변수 중 가구주의 나이는 모형 1의 결과에서는 나이가 높아질수록 빈곤할 확률은 높아지고 있다. 즉, 나이가 1년 많아짐에 빈곤해질 log odds는 0.013씩 증가하고(B), odds는 1.3%씩 증가하는 것으로 나타났다($[\text{Exp}(B)-1]$ 값). 이를 J. Scott Long(1997) 공식을 활용하면, 나이가 1년 높아짐에 따라 빈곤해질 확률은 평균적으로 0.01% 증가하는 것으로 추정된다²³⁾.

이와 같은 방식으로 <표 8> 을 해석하면, 모형1의 경우 가구주의 학력이 고졸이하의 경우 대졸보다 빈곤해질 가능성이 유의미하게 높아지고, 가구주의 주된 경제활동도의 경우 상용직 근로자보다는 더미 변수로 처리한 모든 유형이 빈곤해질 확률이 유의미하게 높아진다. 가구주의 건강상태의 경우 건강이 나빠지면 빈곤해질 확률이 유의미하게 높아지고, 모자가구의 경우 일반가구에 비하여 유의미하게 빈곤해질 확률이 높아진다. 주택점유형태의 경우 자가에 비하여 전세, 월세 등의 가구들이 빈곤해질 확률이 유의미하게 높아진다. 지역의 경우 농어촌의 경우 중소도시에 비하여 빈곤해질 확률이 유의미하게 높아지는 것으로 나타나고 있다.

모형2의 경우 가구주의 학력, 주된 경제활동, 건강상태, 주택점유형태에서 모형1의 결과와 동일한 방향으로 움직이고 있다. 그리고 추가된 가구원 변수에서는 만성질환 수, 노인수, 아동수가 빈곤율을 유의미하게 높이는 것으로 나타나고 있다. 반면, 모형 1에서 나이가 유의미하게 나타나고 있으나, 모형 2에서는 유의미하지 않을 것으

²³⁾ 동 공식은 $B \cdot p \cdot (1-p)$ 으로 표현됨. 여기서 p는 종속변수에서 사건이 일어난 확률 즉, 가구 빈곤율(12.1%)을 대입하였음.

로 나타나고 있고, 가구규모가 반대로 유의미하게 나타나고 있다. 그리고 지역적으로 대도시, 농어촌에 거주하는 경우 빈곤해질 가능성이 중소도시보다 높아지는 것으로 나타나고 있다.

모형3의 경우 가구주의 학력 및 건강상태, 가구규모, 주택점유형태, 거주지역, 만성질환수, 노인수, 아동수 등이 모형2의 결과와 동일한 방향으로 움직이고 있다. 그리고 추가된 경제변수 중에서는 평균근로자수, 평균정규직 근로자수, 사회보험소득이 빈곤 확률을 유의미하게 낮추는 것으로 나타나고 있다.

이러한 분석결과는 대부분 상식과 부합하는 결과이다. 앞서와 마찬가지로 독립변수간의 영향도를 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 빈곤율을 높이는 주요 요인을 높은 순서대로 나열하면, 전월세 가구인 경우, 가구주가 고졸이하인 경우, 농어촌에 거주하는 경우, 실업·비정규직인 경우 모자가구인 경우 순이다. 그리고 빈곤율을 낮추는 주요 요인을 높은 순으로 나열하면, 정규직 근로자수, 평균근로자수 순이다. 이러한 결과의 정책적 함의는 기초보장 수급자수를 줄이고자 한다면, 교육정책, 노동정책 및 주거정책이 매우 중요함을 의미한다.

마지막으로 소득기준 빈곤여부와 소득인정액 기준 빈곤여부를 비교해 보면(full model 기준), 소득기준 빈곤에는 영향을 주었던 변수인 가구주의 성, 나이, 고용주, 가구원의 평균건강상태 변수, 재산소득 등의 변수가 소득인정액 기준 빈곤에서는 유의미하지 않게 나타나고 있다. 그리고 가구주의 학력이 중졸 및 고졸의 경우, 월세의 경우, 만성질환수 등의 변수는 소득인정액 기준 빈곤에만 영향을 주는 것으로 나타나고 있다. 이러한 차이의 원인은 소득인정액과 소득과의 개념차이에 기인한다. 즉, 소득인정액의 구성요인 소득평가액은 여러 가지 공제 때문에 실제소득보다 낮게 계산되고, 소득인정액에는 재산의 소득환산액이 포함되기 때문인 것으로 판단된다. 그러나 중요한 것은 소득인정액의 세부 구성요소(예컨대, 만성질환자의 지출액을 실제소득에 감해주는 것 등)이 정(正)의 방향의 작용하고 있는지의 여부다. 이에 대해서는 보다 심층적인 추가 연구가 필요하다.

〈표 8〉 빈곤 가능성 결정요인에 대한 로지스틱 회귀분석 결과(N=5,846)

변수	model 1 (가구주 및 가구특성모형)		model 2 (가구주, 가구, 취약가구인특성모형)		model4 (통합모형)		
	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)	
	상수	-4.324***	0.013	-3.891***	0.020	-2.955***	0.052
가구주 성별	-0.007	0.993	0.183	1.201	0.216	1.241	
가구주 나이	0.013**	1.013	-0.001	0.999	0.003	1.003	
가구주의 학력	초졸	0.886***	2.425	0.995***	2.705	0.839***	2.313
	중졸	0.612***	1.845	0.779***	2.180	0.650***	1.915
	고졸	0.559***	1.748	0.626***	1.870	0.527***	1.694
	전문대졸	0.395	1.485	0.363	1.437	0.365	1.440
가구주의 주된 경제 활동	임시·일용·자활근로	0.704***	2.021	0.717***	2.048	0.241	1.273
	고용주	1.019***	2.771	0.980***	2.666	0.323	1.381
	자영업자	1.025***	2.787	1.072***	2.923	0.669***	1.953
	실업·비경제활동	1.198***	3.314	1.164***	3.203	0.522**	1.686
무급가족종사자	0.277	1.319	0.304	1.356	0.238	1.269	
가구주 건강상태	-0.291***	0.747	-0.216***	0.806	-0.190***	0.827	
가구규모	0.010	1.010	-0.177**	0.838	-0.138*	0.871	
가구 형태	단독가구	-1.097	0.334	-1.173	0.309	-1.297	0.273
	모자가구	0.827**	2.285	0.532	1.702	0.443	1.557
	부자가구	0.768	2.156	0.686	1.986	0.601	1.823
	소년소녀가장가구	0.734	2.084	0.537	1.710	0.322	1.380
기초보장 수급형태	일반수급	3.095***	22.080	2.962***	19.329	2.632***	13.897
	조건부수급	2.137***	8.478	2.073***	7.948	1.830***	6.233
	가구원 중 일부수급	1.605***	4.976	1.457***	4.292	1.192***	3.293
주택 점유 형태	전세	1.209***	3.349	1.215***	3.370	1.116***	3.053
	월세 및 보증부월세	1.257***	3.514	1.286***	3.617	1.142***	3.133
	기타(무상)	1.241***	3.459	1.168***	3.215	1.028***	2.796
거주 지역	대도시	0.153	1.165	0.229*	1.257	0.224*	1.251
	농어촌	0.565***	1.760	0.516***	1.675	0.577***	1.780
만성질환자수			0.235***	1.265	0.232**	1.261	
노인수			0.378***	1.459	0.293***	1.341	
아동수			0.398***	1.489	0.241*	1.273	
장애인수			0.048	1.049	0.032	1.033	
가구원 평균건강상태			-0.043	0.958	-0.013	0.987	
평균근로자수					-0.483***	0.617	
정규직근로자수					-0.749***	0.473	
300명이상 사업장 근무자수					-0.425	0.654	
재산소득					0.000	1.000	
사회보험소득					-0.001***	0.999	
- 2LL	2584.829		2536.118		2453.917		
모델 간 -2LL 차이			48.711*** (df=5)		82.201*** (df=5)		
model χ^2	1035.029*** (df=25)		1083.740*** (df=30)		1165.940*** (df=35)		
Cox&Snell R^2	0.162		0.169		0.181		
Nagelkerke R^2	0.351		0.367		0.392		

주) * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.001

V. 결론 및 함의

본 연구는 기초보장의 사각지대를 야기하는 요인으로 지적되고 있는 최저생계비, 부양의무자기준, 재산의 소득환산제 등이 어느 정도의 영향을 미치는 지를 살펴보고, 소득인정액과 최저생계비를 비교한 '정책적 빈곤' 요인이 무엇인지를 밝히는 것이다. 이러한 연구문제를 살펴보기 위하여 한국복지패널 1차년도 자료를 분석하였다.

분석결과 현행 중소도시 현행 중소도시 기준 가구규모별 최저생계비를 지역별·가구규모별 최저생계비로 전환할 경우 차상위 계층(잠재빈곤층)에서 빈곤층으로 이동하는 비율은 전인구 대비 최대 약 0.25%로 추정되었다. 그리고 소득인정액 기준을 만족하나 부양의무자 기준 때문에 탈락하는 비율은 전인구 대비 최대 약 4.27%인 것으로 분석되고 있다. 한편 현행 재산의 소득환산제를 개선할 경우 차상위 계층에서 수급권자로 전환되는 비율은 약 4.28%로 추정되었다. 이러한 결과에서 사각지대 요인 중 가장 영향을 미치는 것은 재산의 소득환산제인 것으로 추론할 수 있다. 그러므로 사각지대 해소를 위해서는 무엇보다도 재산의 소득환산제 개선이 필요하다.

한편, 소득기준 빈곤요인과 소득인정액 기준 빈곤요인의 결과를 정리하면 다음과 같다. 소득기준 빈곤요인 중 빈곤율을 높이는 주요 요인을 높은 순서대로 나열하면, 가구주가 초졸인 경우, 실업·비경활 상태인 경우, 농어촌에 거주하는 경우, 전세에 거주하는 경우 순으로 나타나고 있다. 그리고 빈곤율을 낮추는 주요 요인을 높은 순으로 나열하면, 고용주, 평균 정규직 근로자수 순으로 나타나고 있다. 이러한 결과의 정책적 함의는 노동정책 및 주거정책이 빈곤여부에 매우 큰 영향을 끼치고 있음을 의미한다.

다음으로 소득인정액 기준 빈곤요인 중 빈곤율을 높이는 주요 요인을 높은 순서대로 나열하면, 전·월세 가구인 경우, 가구주가 고졸이하인 경우, 농어촌에 거주하는 경우, 실업·비경활인 경우 모자가구인 경우 순이다. 그리고 빈곤율을 낮추는 주요 요인을 높은 순으로 나열하면, 정규직 근로자수, 평균근로자수 순이다. 이러한 결과의 정책적 함의는 기초보장 수급자수를 줄이고자 한다면, 교육정책, 노동정책 및 주거정책이 매우 중요함을 의미한다.

이상의 결론을 도출함에 있어서 나타난 연구의 몇 가지 한계를 지적하면 다음과 같다. 먼저 현행 기초보장제도의 소득인정액을 정확하게 추정하려고 하였지만, 일부 자료의 미흡으로 '완전 정확한' 소득인정액은 산출하지 못하였다는 점이다. 예컨대, 소득평가액 산정시 근로장려금을 실제소득에서 감(-)하여야 하나, 자활사업 참여자의 경우 참여 개월 수 등의 자료가 없어 이를 반영하지 못하였다. 하지만 이러한 차이가 빈곤율 및 빈곤요인 분석에 거의 영향을 주지 않을 것으로 판단된다. 왜냐하면 고려하지 못한 요인들은 전체에 비하여 매우 미미한 수준이기 때문이다. 마지막으로 소득기준 빈곤요인과 소득인정액 기준 빈곤요인 간의 차이에 대하여 심층 분석을 하지 못하였다. 이는 향후 연구과제로 남겨 두고자 한다.

참고 문헌

- 김동춘·류정순 외, 2000, 『외환위기 이후 한국의 빈곤』, 참여연대.
- 김미곤, 2002, “기초보장제도 급여방식 개선방안”, 『보건복지포럼』, 한국보건사회연구원.
- 김미곤·박능후 외, 2003, 『소득인정시범사업(제2차연도) II-재산의 소득환산에 관한 연구』, 한국보건사회연구원.
- 김미곤·김태완, 2004, “우리나라의 빈곤현황 및 정책과제”, 『사회보장연구』, 20(3), 173-200, 한국사회보장학회.
- 김미곤·여유진 외, 2004, 『2004년 최저생계비 계측조사 연구』, 한국보건사회연구원.
- 김영순·김미곤 외, 2003, 『저소득층 근로유인 제고를 위한 정책방안 연구』, 한국보건사회연구원.
- 김창엽·신영전·유원섭·전경자·허선, 2003, 『저소득층 의료보장 장기발전계획에 관한 연구』, 서울: 서울대학교 보건대학원.
- 김태완·양시현·최현수 외, 2006, 『2005년 빈곤통계연보』, 한국보건사회연구원.
- 박능후·김미곤·이현주 외, 2003, 『근로소득종제 시범사업 연구』, 한국보건사회연구원.
- 서상목 외, 1981, 『빈곤의 실태와 영세민 대책』, 한국개발연구원.
- 석재은·김태완, 2003, “빈곤율 및 소득분배 동향”, 『보건복지포럼』, 한국보건사회연구원.
- 여유진 외, 2003, 『국민기초생활보장제도 부양의무자기준 개선방안연구』, 한국보건사회연구원.

- 유경준, 2003, "소득분배 국제비교를 통한 복지정책 방향", 『KDI 정책포럼 167호』, 한국 개발연구원.
- 정복란·김미곤 외, 1990, 『생활보호제도 개선방안에 관한 연구』, 한국보건사회연구원.
- 홍경준·이상은·김미곤, 2004, "재산의 소득환산제: 이슈, 시행결과, 그리고 개선방향", 『사회보장연구』, 20(2), 57-80, 한국사회보장학회.
- David, M. & J. Fitzgerald, 1987, "Measuring Poverty and Cries; A Comparison of Annual and Subannual Accounting Periods Using the Survey of Income and Program Participation", Institute for Research on Poverty, University of Wisconsin-Madison.
- H. Watts, 1968, "An Economic Definition of Poverty", in D. P. Moynihan, On Understanding Poverty, New York : Basic Books.
- J. Drewnowski, 1976, The Definition and Measurement of Poverty, Hague; Institute of Social studies.
- J. Scott Long, 1997, Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables, California: Sage.
- Weisbrod, Burton, and Lee Hansen. (1968). An income-net worth approach to measuring economic welfare. American Economic Review. 58(5). 1315-1329.

도시와 농촌의 가구빈곤율 차이에 대한 요인분석

강병구(인하대학교 경제학부)

성효용(성신여자대학교 경제학과)

윤명수(Tulane University 경제학과)

제1절 문제의 제기

1960대 이후 한국경제는 불균형 성장전략을 통해 도시지역을 중심으로 공업화를 추진하였고, 그 결과 도시지역에 비해 농촌지역의 발전은 상대적으로 낙후되었다. 1963년부터 2006년까지 「농가경제조사」 자료에 나타난 농가소득의 연평균 증가율은 15.2%인 반면 동기간에 「가계조사」 자료에 나타난 2인 이상 도시근로자가구의 연평균 소득증가율은 16.4%에 달하였다. 2006년 현재 농가소득과 2인 이상 도시근로자가구의 연평균 소득은 각각 32,303천원과 41,320천원으로 나타나 농가소득이 도시근로자가구의 소득에 비해 27.9% 적은 것으로 보고되고 있다. 또한 「한국복지패널」 자료에 따르면 2005년 기준 도시가구와 농촌가구의 절대적 가구빈곤율은 각각 10.49%와 26.32%를 기록하고 있다. 더욱이 한미 자유무역협정(FTA)이 체결될 경우 도농간 소득격차는 보다 확대될 것으로 예상되고 있다. 따라서 도농간 소득격차 또는 빈곤율 차이의 해소는 여전히 우리사회가 해결해야 할 과제로 남아있다.

그럼에도 불구하고 우리나라의 도농간 소득격차에 대한 비교연구는 자료의 제약으로 인해 활발히 진행되지 못하였다. 예외적으로 이은우(1995)는 대우경제연구소의 「한국가구패널조사」 자료를 이용하여 도농간 소득격차의 원인을 분석하고 있다. 그러나 「한국가구패널조사」는 1998년 이후 중단되었으며, 「도시가계조사」의 조사 대상에 농어촌지역이 포함된 것도 2003년 이후의 일이다. 더욱이 도시지역과 농촌지역의 가구빈곤율 차이에 대한 요인분석은 전무한 실정이다.

최근 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소가 공동으로 조사한 「한

「한국복지패널」 자료는 도시와 농촌지역을 구분할 수 있는 지역변수를 제공함으로써 도농간 빈곤율의 차이를 분석할 수 있는 계기를 제공하고 있다. 「한국복지패널」 자료는 가계소득과 소비지출 등 유량변수와 함께 재산 및 부채 등을 조사하기 때문에 가계의 자산상태가 가구의 빈곤율에 미치는 영향을 추정할 수 있다. 또한 가구 및 가구원의 특성이 상세하게 조사되고 있기 때문에 도농간 가구빈곤율의 차이에 대한 요인분석을 심층적으로 수행할 수 있다.

본 연구의 목적은 우리나라 도시지역과 농촌지역의 가구빈곤율 차이에 대한 요인분해를 통해 도시가구와 농촌가구의 빈곤원인을 분석하고, 도농간 빈곤율의 차이를 완화하기 위한 정책방안을 모색하는데 있다. 본문의 내용은 다음과 같이 구성된다. 2장에서는 선행연구를 검토하여 본 연구의 차별성을 제시한다. 3장에서는 분석모형을 제시한다. 가구빈곤율 차이의 요인분해에 이용된 계량기법은 2단계로 구성된다. 1단계에서는 회귀방정식을 통해 가구빈곤의 발생확률을 계산하고, 2단계에서는 회귀분석결과를 이용하여 도농간 가구빈곤율의 차이를 요인별로 분해한다. 4장에서는 자료의 설명과 함께 분석결과를 제시하고, 5장에서는 정책적 시사점을 제시한다.

제2절 선행연구

그 동안 빈곤문제에 대한 연구는 주로 빈곤율의 결정요인과 빈곤율의 변화에 대한 요인분해를 중심으로 도시지역 또는 농촌지역을 대상으로 전개되었다. 먼저 빈곤율의 결정요인에 대한 연구결과를 보면, 금재호·김승택(2001)은 한국노동연구원의 「한국노동패널」 자료를 분석하여 가구근로소득과 순자산규모의 변화가 빈곤으로의 진입과 탈출에 매우 중요한 역할을 하기 때문에 단순한 소득지원정책보다는 고용연계형 복지정책이 빈곤해결에 핵심적임을 주장하였다. 정진호 외(2002)는 「도시가계조사」 자료를 분석하여 가구주가 여성일수록, 연령이 많을수록, 학력수준이 낮을수록, 그리고 가구내 취업자수가 적을수록 빈곤율이 높으며, 가구내 취업자수의 증가가 빈곤탈출을 촉진하고 빈곤진입을 억제하는 효과가 있음을 제시하였다. 이러한 분

석결과를 바탕으로 그들은 근로능력이 없는 기초생활보장대상자에게는 최저생계비의 실질가치를 보장하고, 근로능력이 있는 실업자에게는 적극적인 노동시장정책에 의한 직업훈련 및 취업기회를 제공하며, 근로빈곤층에 대해서는 최저임금의 실효성을 강화함과 동시에 근로장려세제(EITC)의 점진적인 도입을 주장하였다.²⁴⁾

다음으로 빈곤율 변화의 요인분석에 대한 연구결과를 보면, 박찬용·강석훈·김태완(2002)은 1996년과 2000년의 「가구소비실태조사」 자료를 분석하여 동 기간에 절대 및 상대빈곤율을 상승시킨 가장 큰 요인은 하위소득 10% 가구를 중심으로 하락한 사적이전소득과 근로소득이었으며, 이는 주로 저소득층 가구주의 실직 또는 사업실패 등에 기인하는 것으로 판단되었다. 이러한 분석결과를 기초로 그들은 빈곤율의 축소방안으로 공적이전소득 규모의 확대와 빈곤가구에 대한 조세부담 및 사회보장부담금의 완화를 제시하였다. 김진욱(2004)은 1996년과 2000년의 「가구소비실태조사」 자료를 갖고 Sen지수를 분해하여 빈곤율과 빈곤층 사이의 분배효과는 악화되고 있지만, 빈곤층의 평균소득효과는 개선되고 있음을 보였다. 이러한 분석결과를 바탕으로 빈곤율의 증가를 억제하기 위해서는 임시직 및 일용직 근로자의 정규직화, 일자리 창출, 근로능력이 없는 가구에 대한 소득보전방안의 강구 등이 필요함을 주장하였다. 여유진 외(2005)의 경우도 1996년과 2000년의 「가구소비실태조사」 자료와 2003년의 「국민생활실태조사」 자료를 이용하여 김진욱(2004)의 연구결과와 유사한 결론을 도출하고 있지만, 정책방안으로 비정규직 보호, 최저임금 강화, 차별금지, 노인에게 대한 소득보장체계의 강화, 아동빈곤의 예방과 평등한 교육기회 등을 강조하였다. 강신욱 외(2006) 또한 「(도시)가계조사」 자료의 전체가계를 대상으로 Sen지수를 연령별, 학력별로 분해하여 유사한 결론을 도출하였다. 마지막으로 박준기·문한필·김용택(2004)은 「농가경제조사」 표본자료를 이용하여 농가소득의 원천별 요인분해를 시도하였다. 분석결과에 따르면 1998년 이후 농가소득의 불평등도가 증가하고 있으며, 농업소득 불평등도가 농가소득 전체 불평등도에서 차지하는 비중이 가장 높은 것으로 나타났다. 또한 연령계층간 그리고 영농규모간 불평등도가 확대되고 있으며, 특히 30대 이하의 젊은 경영층에서 농가소득 및 농업소득의 불평등도가 악화되는

²⁴⁾ 정부는 2006년 12월 조세특례제한법의 개정을 통해 2008년부터 근로장려세제의 도입을 확정하였다.

것으로 나타났다.

이러한 연구성과에도 불구하고 도시지역과 농촌지역의 빈곤문제에 대한 비교연구는 자료의 제약으로 인해 활발히 이루어지지 못하였다. 먼저 Suh and Yeon(1986)의 경우 「도시가계연보」와 「농가경제조사」 자료를 결합하여 도시와 농촌의 절대빈곤율 및 상대빈곤율을 비교하였다. 분석결과 도시와 농촌의 절대빈곤율은 1965년에 각각 54.9%와 35.8%에서 1984년에 4.6%와 4.4%로 감소하고, 상대빈곤율은 동 기간에 각각 17.9%와 10.0%에서 7.8%와 7.5%로 감소한 것으로 추정되었다. 그러나 이러한 빈곤율의 추계는 아주 낮게 설정된 최저생계비, 평균소득의 1/3로 측정된 상대빈곤선, 비교되는 자료의 대표성 및 일관성 부족, 「농가경제조사」 자료에서 과대평가된 농가소득 등의 문제로 인해 신뢰도가 낮은 것으로 평가된다.²⁵⁾ 반면에 이은우(1995)는 대우경제연구소의 「한국가구패널조사」 자료를 이용하여 심도있는 분석결과를 제시하고 있다. 그는 인적자본이론에 기초하여 도시와 농촌의 소득결정함수를 추계하고, 이를 이용하여 소득격차의 요인분해를 시도하였다. 분석결과에 따르면 농촌의 소득분배상태는 도시에 비해 불평등한 것으로 나타났다. 또한 도농간 소득격차는 초기조건들의 차이뿐만 아니라 가구주의 속성의 차이, 즉 농촌가구주가 도시가구주에 비해 연령이 높고, 학력수준이 낮고, 봉급생활자나 자영업자보다는 농림수산업자의 비율이 높은데 기인한다.

이상에서 살펴본 바와 같이 빈곤문제에 대한 기존의 연구는 자료의 제약으로 인해 도농간 비교분석이 어려운 상태에서 도시지역 또는 농촌지역을 대상으로 진행되었다. 더욱이 가구의 자산상태, 가구주의 근로능력상태, 경제활동상태, 건강상태, 기능보유 여부 등 가구빈곤율에 영향을 미치는 다양한 요인을 심도있게 분석할 수 없었다. 그러나 「한국복지패널」 자료는 도시와 농촌을 구분하는 지역코드가 제공될 뿐만 아니라 가구 및 가구원에 대한 다양한 인구사회학적 특성을 제공하기 때문에 빈곤율에 영향을 미치는 요인을 심도있게 분석할 수 있다. 본 연구는 도시와 농촌간 가구빈곤율의 차이를 요인별로 분해하였다는 점에서 기존의 연구와 차별을 이루고 있다.

25) 자세한 내용은 이정우(1999) 참조.

제3절 분석모형

집단 또는 계층간 빈곤율의 차이를 요인 분해하는 방법은 크게 두 단계로 구성된다. 1단계에서는 회귀방정식을 통해 빈곤의 발생확률을 계산한다. 2단계에서는 1단계에서의 분석결과를 이용하여 빈곤율의 차이를 요인분해 한다.

먼저 본 논문에서는 세계은행에서 이용된 방법을 이용하여 가구빈곤의 발생확률을 계산한다.²⁶⁾ 이 방식에 따르면 가구빈곤의 발생확률(poverty incidence)은 다음과 같은 절차를 통해 산출된다. 먼저 빈곤선(Z)에 대한 가처분소득(Y) 비율(R)의 로그값을 종속변수로 하여 회귀방정식($\log R = X\beta + e$)을 구축한다. 이때 X 는 가구주의 나이, 교육수준, 기능보유 여부, 건강상태, 근로능력상태, 경제활동상태와 가구의 재산 등 가구빈곤에 영향을 미치는 설명변수이며, β 는 추정계수이고, e 는 오차항이다. 다음으로 $\Pr(e < -X\beta) = \Phi(X\beta)$ 을 이용하여 가구빈곤의 발생확률을 계산한다. 이 때 $\Phi(\cdot)$ 는 표준정규누적분포함수(standard normal cumulative distribution function)이며, $\beta = -\beta/\sigma$, σ 는 오차항(e)의 표준편차이다. 만약 $X\beta$ 의 값이 크거나 $X\beta$ 의 값이 작다면 빈곤선 대비 가구소득의 비율은 증가하고, 따라서 빈곤에 빠질 확률은 작아진다.

다음으로 Gang, Sen and Yun(forthcoming)의 요인분해 기법을 이용하여 집단간 빈곤율의 차이를 요인 분해한다. 이들에 따르면 대수적으로 두 집단간 빈곤발생확률의 차이, $(\bar{P}_R - \bar{P}_U)$, 는 다음과 같이 수량효과(quantity effect)와 계수효과(coefficient effect)로 분해될 수 있다.²⁷⁾ 다시 말하면 식 (1) 우변의 첫 번째 항은 수량효과로서 두 집단에 속하는 개인간 속성의 차이, 즉 성별, 연령, 학력, 건강상태, 경제활동상태 등의 차이로 인해 발생하는 빈곤율의 차이를 의미한다. 이는 B집단을

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

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

대상으로 추정된 회귀방정식의 계수값(β_U)을 고정시킨 상태에서 R집단과 U집단에 속하는 개인 속성의 평균값(X_R 와 X_U)의 차이에 따른 빈곤율의 격차로 측정된다. 우변의 두 번째 항은 동일한 개인적 속성일지라도 빈곤율에 미치는 정도가 집단 간에 달리 나타나는 부분을 포착한다. 이는 R집단에 속하는 개인 속성의 평균값(X_R)을 고정시킨 상태에서 R집단과 U집단을 대상으로 각각 추정된 회귀방정식의 계수값(β_R 와 β_U)의 차이에 따른 빈곤율의 격차로 측정된다.

$$\overline{P}_R - \overline{P}_U = [\overline{\Phi(X_R \beta_U)} - \overline{\Phi(X_U \beta_U)}] + [\overline{\Phi(X_R \beta_R)} - \overline{\Phi(X_R \beta_U)}] \quad (1)$$

여기서 Φ 는 표준정규누적분포함수이며, $\beta_R = -\beta_{R/\sigma_{R'}}$, $\beta_U = -\beta_{U/\sigma_U}$ 이다. 또한 β_R 와 β_U 는 각각 R와 U집단에 대한 회귀방정식의 추정계수이며, σ_R 와 σ_U 는 추정오차의 표준편차이다. X_R 와 X_U 는 회귀분석에 이용된 설명변수이며, 수식에 표시된 막대는 각 집단의 표본평균을 의미한다.

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

$$\overline{P}_R - \overline{P}_U = \sum_{k=1}^K W_{\Delta X}^k [\overline{\Phi(X_R \beta_U^k)} - \overline{\Phi(X_U \beta_U^k)}] + \sum_{k=1}^K W_{\Delta \beta}^k [\overline{\Phi(X_R \beta_R^k)} - \overline{\Phi(X_R \beta_U^k)}] \quad (2)$$

$$\text{여기서} \quad W_{\Delta X}^k = \frac{(\overline{X_R^k} - \overline{X_U^k}) \overline{\beta_U^k}}{(\overline{X_R} - \overline{X_U}) \overline{\beta_U}}, \quad W_{\Delta \beta}^k = \frac{\overline{X_R^k} (\overline{\beta_R^k} - \overline{\beta_U^k})}{\overline{X_R} (\overline{\beta_R} - \overline{\beta_U})}, \quad \text{그리고}$$

$\sum_{k=1}^K W_{\Delta X}^k = \sum_{k=1}^K W_{\Delta \beta}^k = 1$ 이며, $\overline{X_R^k}$ 와 $\overline{X_U^k}$ 는 각각 집단 R과 U집단에 있어서 설명변수 k의 평균값이다.

요인분해를 완성하기 위해서는 분해방정식에 포함된 개별 설명변수들의 표준오차를 계산하고, 가설검정을 수행해야 한다. 이를 위해 최소자승법(OLS) 대신에 최우추정법(maximum likelihood)을 이용하여 회귀방정식을 추정한다. 최우추정법을 이용할 경우 β/σ 의 점근적 공분산 행렬(asymptotic covariance matrix)을 도출하는데 필요한 β 의 공분산행렬과 오차항의 표준편차(σ)를 구할 수 있다. 이렇게 구한 β/σ 의 공분산은 추정계수의 가설검정에 이용된다.²⁸⁾

한편 분석결과의 견고성을 높이기 위해서는 요인분해 과정에서 발생하는 매개변수의 문제(parameterization problem)와 식별의 문제(identification problem)를 해결해야 한다. 매개변수의 문제는 수량효과와 계수효과를 측정함에 있어서 기준집단의 선택에 따라 추정치가 달라지는 문제이다. 즉, 식 (1)의 요인분해 방정식에서 U집단을 대상으로 추정한 회귀방정식의 계수값(β_U)과 R집단에 속하는 개인 속성의 평균값(X_R)을 고정시키는 것이 아니라 계수값(β_R)과 평균값(X_U)을 고정시킬 경우 측정된 수량효과와 계수효과는 달라질 수 있다는 것이다. 다음으로 식별의 문제는 회귀방정식의 추정에 있어서 더미변수를 사용할 경우 기준집단(omitted group)의 선택에 따라 계수효과가 가변적일 수 있다는 것이다.²⁹⁾

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

$$\bar{P}_R - \bar{P}_U = [\Phi(X_R \bar{\beta}_R) - \Phi(X_U \bar{\beta}_R)] + [\Phi(X_U \bar{\beta}_R) - \Phi(X_U \bar{\beta}_U)] \quad (3)$$

둘째, 식별의 문제를 해결하는 하나의 방법은 더미변수에 속하는 모든 범주를 기준집단으로 하여 각각의 계수효과를 구한 후 그 평균값을 더미변수의 진정한 계수

28) 가설검정에 대한 자세한 내용은 Yun(2005a) 참조.

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

효과로 간주하는 것이다. 그러나 실제의 추정에 있어서는 더미변수에 속하는 모든 범주의 수만큼 회귀분석을 하는 것이 아니라 기준집단을 포함하여 모든 계수값을 식별할 수 있는 정규화된 방정식(normalized equation)을 이용한다.³⁰⁾ 정규화된 방정식을 이용한 구체적인 추정방법은 다음과 같다. 먼저 2개의 더미변수 집합과 L개의 연속변수로 구성된 회귀방정식을 가정하자.

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

여기서 D와 Q는 각각 G와 T개의 범주와 G-1 및 T-1개의 더미변수를 갖는 2개의 더미변수 집단이며, V는 L개의 연속변수 집합이다. 각 더미변수 집단에서 첫 번째 범주를 기준집단으로 할 경우 $\kappa_1 = \zeta_1 = 0$ 이다. Oaxaca(1973) 유형의 요인분해에 있어서 식별의 문제는 더미변수 D 또는 Q로부터 추정된 계수효과와의 합은 기준집단이 변화함에 따라 달라질 수 있다는 것이다. 그러나 만약 일치추정량을 구할 수 있다면 다음과 같은 정규화된 회귀방정식을 통해 기준집단을 포함한 모든 더미변수의 절편과 계수값을 분리할 수 있다.

$$y = (\alpha + \bar{\kappa} + \bar{\zeta}) + \left[\sum_{g=1}^G D_g (\kappa_g - \bar{\kappa}) + \sum_{t=1}^T Q_t (\zeta_t - \bar{\zeta}) \right] + \sum_{l=1}^L V \delta_l + e \quad (5)$$

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

³⁰⁾ 정규화된 방정식에 대해서는 <부록> 참조. Gang, Sen and Yun(2007)은 이러한 방법을 이용하여 인도의 계층간 빈곤율 차이를 요인분해하였다.

제4절 자료 및 분석결과

1. 자료

본 연구의 분석에 이용된 자료는 2006년에 조사된 「한국복지패널」 1차 자료이다. 2006년 조사의 경우 2006년 국민생활실태조사가구 30,000가구 중 '공공부조 전 경상소득'의 중위소득 60%를 기준으로 저소득층 가구(3,500 가구)와 일반가구(3,500 가구)를 층화집락계통추출방식을 통해 표본으로 선정하여 총 7,072 가구에 대한 조사를 완료하였다. 조사대상은 표본가구, 표본가구에 속하는 15세 이상 가구원 및 아동에 대한 부가조사로 구성된다. 조사항목 중 소득과 소비지출 등 유량의 경우 2005년 한 해를 기준으로 하며, 재산 및 부채 등 저량의 경우 2005년 말 기준을 조사한다.³¹⁾

본 연구의 주제와 관련하여 한국복지패널은 (도시)가계조사 자료와 비교할 때 다음과 같은 장점을 갖는다. 첫째, 1인 이상 전가구를 대상으로 조사하기 때문에 도시가구와 농어촌가구의 빈곤을 비교가 가능하다. 둘째, 가계소득과 소비지출 등 유량 변수와 함께 재산 및 부채 등을 조사하기 때문에 가계의 자산상태가 가구의 빈곤율에 미치는 영향을 추정할 수 있다. 셋째, 가구 및 가구원의 특성이 상세하게 조사되고 있다. 특히 가구주의 나이, 교육수준, 기능의 보유 여부, 건강상태 및 근로능력 여부, 경제활동상태 등은 가구빈곤의 원인을 분석함에 있어서 중요한 자료로 활용될 수 있다.

반면에 한국복지패널은 전년도 가구소득 및 소비지출 등에 대해 회고적 방식으로 조사하기 때문에 가계부 기장방식으로 월단위의 가계소득과 소비지출을 조사하는 (도시)가계조사에 비해 소득 및 소비지출의 정확성이 다소 떨어질 수 있다. <표 1>에서 보듯이 2005년 「가계조사」 자료를 이용하여 측정된 2인 이상 전가구의 절대적 가구빈곤율과 상대적 가구빈곤율은 각각 12.84%와 16.62%이다. 그러나 2006년 「한국복지패널」 자료를 이용하여 측정된 2005년 2인 이상 전가구의 절대적 가구빈

³¹⁾ 한국복지패널에 대한 자세한 설명은 김미곤·여유진·이봉주 외(2006) 참조.

곤율과 상대적 가구빈곤율은 각각 10.12%와 15.82%를 나타내고 있다. 도시가구만을 대상으로 할 경우 「한국복지패널」의 절대적 및 상대적 가구빈곤율은 각각 8.89%와 14.22%를 기록하여 「가계조사」의 11.35%와 15.59%보다 작지만, 농촌가구만을 대상으로 할 경우에는 반대로 「한국복지패널」의 절대적 및 상대적 가구빈곤율 21.91%와 31.08%가 「가계조사」의 20.86%와 21.97%보다 높다.³²⁾

〈표 1〉 가구빈곤율 비교(2005년 2인 이상 가구)

(단위: %)

	가계조사	한국복지패널
전가구		
절대적 가구빈곤율	12.84	10.12
상대적 가구빈곤율	16.62	15.82
도시가구		
절대적 가구빈곤율	11.35	8.89
상대적 가구빈곤율	15.59	14.22
농촌가구		
절대적 가구빈곤율	20.86	21.91
상대적 가구빈곤율	21.97	31.08

주: 1) 절대적 가구빈곤율은 가구소득이 가구원수별 최저생계비 이하에 속하는 가구비율임. 2) 상대적 가구빈곤율은 OECD방식의 가구균등화지수로 조정된 1인당 소득(=가구총소득/가구원수의 제곱근)이 중위소득의 50% 미만에 속하는 가구의 비율임.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 한국복지패널(2006) 원자료.

한편 가처분소득을 기준으로 측정된 도시가구와 농촌가구의 절대적 가구빈곤율을 보면 두 집단간에 커다란 차이를 보이고 있다. 전반적으로 가구주가 여자이고, 나이가 많고, 학력수준이 낮으며, 건강상태가 좋지 않고, 근로능력이 미약할수록 빈곤에 빠질 확률이 높은 것으로 나타났다. 또한 경제활동상태 및 혼인상태, 그리고 가구유형에 따라 가구빈곤율이 큰 편차를 보이고 있다.

<표 2>에서 보듯이 전체 가구를 대상으로 측정된 절대적 가구빈곤율과 상대적 가구빈곤율은 각각 12.07%와 18.46%로 나타났다. 도시가구의 절대적 가구빈곤율

³²⁾ 「가계조사」 자료의 가구빈곤율은 강신욱 외(2006) 참조.

(10.49%)과 농촌가구의 절대적 가구빈곤율(26.32%)은 15.83p%의 차이를 보이고 있지만, 상대적 가구빈곤율의 차이는 이보다 큰 22.37%를 기록하였다. 가구특성별로 도시와 농촌의 절대적 가구빈곤율을 비교하면 가구주가 여자인 경우 남자인 경우에 비해 빈곤율이 높다. 가구주의 나이를 보면 전반적으로 나이가 많을수록 가구빈곤율이 증가하며, 특히 60대 이상 가구주 가구의 빈곤율이 높다. 농촌가구의 경우 도시 가구에 비해 50대 이상 가구주 가구의 빈곤율이 높은 것으로 나타났다. 가구주의 학력을 보면 초등졸 이하의 학력을 가진 가구주의 경우 빈곤율이 매우 높다. 또한 기능보유자의 경우 자격증을 소지하지 않은 가구주 가구의 경우 자격증을 소지한 가구주 가구에 비해 빈곤율이 높고, 그 차이의 정도는 도시가구에서보다 농촌가구에서 더 크게 나타났다. 가구주의 건강상태는 가구의 빈곤율에 크게 영향을 미치는 것으로 나타나 가구주의 건강상태가 양호할수록 가구의 빈곤율은 낮은 수준을 보이고 있다.

〈표 2〉 절대적 및 상대적 가구빈곤율

(단위: %)

		전체 (N=7,072)		도시가구 (N=5,417)		농촌가구 (N=1,655)	
		절대적	상대적	절대적	상대적	절대적	상대적
전체		12.07	18.46	10.49	16.22	26.32	38.59
성별	남자	9.33	13.62	8.14	12.03	20.67	28.77
	여자	24.38	40.21	21.36	35.65	46.29	73.32
나이	20대 이하	3.63	5.41	3.72	5.56	1.18	1.18
	30대	4.56	5.95	4.43	5.80	7.14	8.88
	40대	6.47	9.44	6.28	9.11	8.87	13.64
	50대	9.53	14.57	8.49	13.50	18.81	24.17
	60대 이상	27.36	43.20	24.32	39.15	40.86	61.21
학력	초등졸 이하	31.61	49.52	28.43	45.37	42.36	63.51
	중학교	13.56	21.71	13.13	21.49	16.87	23.45
	고등학교	7.11	10.74	6.79	10.35	11.27	15.83
	전문대졸 이상	4.39	5.75	4.24	5.61	7.74	9.02
기능보유	자격증 소지자	3.88	5.75	3.76	5.65	5.71	7.23
	자격증 미소지자	15.19	23.31	13.21	20.51	30.43	44.85
건강상태	건강하다	5.85	8.89	5.25	7.96	12.88	19.74
	보통이다	11.55	17.73	10.33	16.03	23.83	34.88
	건강하지 않다	29.19	44.74	26.15	40.88	44.93	64.76
근로능력	근로가능	7.19	11.17	6.10	9.49	17.94	27.67
	단순근로가능/미약	36.91	56.38	34.40	53.47	52.38	74.29
	근로능력 없음	33.86	47.61	29.31	42.87	65.86	80.93
경제활동상태	상용직 임금근로자	1.07	1.46	1.09	1.49	0.71	0.91
	임시 및 일용직	6.99	13.37	6.76	12.79	11.06	23.42
	자활근로/공공근로	33.85	50.74	32.23	47.23	45.37	75.74
	비임금근로자	12.42	18.35	9.21	13.10	25.20	39.28
	실업자/비경제활동인구	30.73	45.96	28.20	43.04	54.16	72.94
혼인상태	유배우	9.17	12.78	7.89	11.13	20.92	27.89
	사별/이혼/별거/미혼	19.95	33.87	17.59	30.14	40.04	65.63
가구유형	단독가구	21.49	38.75	18.51	33.97	42.06	71.75
	모자가구	15.29	23.87	14.68	23.21	25.81	35.29
	부자가구	11.20	18.97	10.99	18.67	14.22	23.42
	소년소녀가장가구	55.94	79.97	53.68	78.43	69.41	88.96
	기타	9.56	13.26	8.25	11.56	21.62	28.90

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 한국복지패널(2006) 원자료.

한편 농촌가구의 경우 가구주의 근로능력이 클수록 빈곤율은 작아지지만, 도시가구의 경우 단순근로가능 및 미약자 가구에 비해 근로능력이 없는 가구주 가구의 빈곤율이 오히려 낮은 것으로 나타났다. 가구주의 경제활동상태별 빈곤가구의 비율을 보면 상용직 임금근로자 가구의 경우 빈곤율이 매우 낮지만, 자활근로 및 공공근로자 가구의 경우 빈곤율이 높은 것으로 나타났다. 특히 가구주가 비임금근로자인 경우 임금근로자인 경우에 비해 빈곤가구 비율이 높은 것으로 나타났다. 혼인상태를 기준으로 보면 가구주가 사별·이혼·별거·미혼인 가구의 빈곤율은 유배우자 가구의 빈곤율보다 높다. 가구유형별로는 기타가구에 비해 단독가구와 소년소녀가장 가구의 빈곤율이 높고, 부자가구보다는 모자가구의 빈곤율이 높은 것으로 나타났다.

다음으로 도시와 농촌간 가구빈곤율 차이의 요인분해에 이용된 변수의 기초통계량은 <표 3>과 같다. 전체가구 가운데 가치분소득과 재산가액이 0 또는 0보다 작은 가구, 재산가액이 조사되지 않은 가구를 표본에서 제거하였다. 또한 가구주가 근로능력이 없는 가구를 분석대상에서 제거하여 가구주의 경제활동에 따른 가구빈곤율의 변화를 분석하였다. 그 결과 총 6,403 가구가 분석에 이용되었다. 회귀분석에 이용된 도시가구와 농촌가구의 상대적 가구빈곤율의 차이는 21.4%로 전체가구를 대상으로 측정된 차이보다 약간 낮은 수준을 보이고 있다. 농촌가구의 가치분소득(2,207만원)은 도시가구의 가치분소득(3,061만원)보다 38.7% 적고 총재산 또한 농촌가구에서 평균적으로 낮게 나타났다.

나이의 분포를 보면 농촌가구의 경우 도시가구에 비해 40대 이하의 연령층 비중은 낮고, 60대 이상 연령층의 비중은 높은 것으로 나타났다. 또한 도시가구에 비해 농촌가구의 학력수준이 전반적으로 낮고, 자격증 소지자의 비중도 낮은 것으로 나타났다. 특히 가구주의 건강상태를 보면 농촌가구의 경우 도시가구에 비해 열악하고, 근로능력 또한 미약한 것으로 나타났다. 가구주의 경제활동상태를 보면 농촌가구의 경우 도시가구에 비해 비임금근로자의 비중이 높고 임금근로자의 비중이 낮지만, 자활근로 및 공공근로, 실업자 및 비경활인구의 비중은 비슷한 것으로 나타났다.

〈표 3〉 기초통계량

(단위: 만원, %)

변수	전체 (N=6,403)		도시가구 (N=4,925)		농촌가구 (N=1,478)	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
상대적 가구빈곤율	17.28	38.34	15.19	39.43	36.62	31.77
가처분소득	2,978	2,177	3,061	2,372	2,207	1,217
균등화지수 적용 가치분소득	1,729	1,161	1,776	1,270	1,289	611
총재산	18,495	37,228	18,766	41,030	15,983	19,794
나이						
20대 이하	6.46		6.94		2.02	
30대	25.36		26.72		12.79	
40대	26.03		26.75		19.41	
50대	16.28		16.24		16.62	
60대 이상	25.87		23.36		49.16	
학력						
초등졸 이하	19.63		16.77		46.13	
중학교	11.52		11.30		13.52	
고등학교	35.21		36.26		25.52	
전문대졸 이상	33.64		35.68		14.83	
기능보유						
자격증 소지자	28.47		29.67		17.38	
자격증 미소지자	71.53		70.33		82.62	
건강상태						
건강하다	64.68		66.07		51.83	
보통이다	14.42		14.53		13.44	
건강하지 않다	20.90		19.40		34.73	
근로능력						
근로가능	86.27		86.86		80.82	
단순근로가능/미약	13.73		13.14		19.18	
경제활동상태						
상용직 임금근로자	34.71		36.21		20.84	
임시 및 일용직	21.45		22.51		11.61	
자활근로/공공근로	0.35		0.33		0.45	
비임금근로자	22.90		20.28		47.18	
실업자/비경제활동인구	20.60		20.67		19.91	

주 1) 가치분소득=경상소득-(소득세+사회보장부담금).

2) 총재산=주택가격+거주주택외의 소유부동산 및 점유부동산+금융자산+농기계+농축산물+기타재산.

3) 비임금근로자에는 고용주, 자영업자, 무급가족종사자가 포함됨.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 한국복지패널(2006), 원자료.

2. 분석결과

최우추정법(Maximum Likelihood Estimation)을 이용한 회귀분석결과가 <표 4>에 제시되어 있다. 먼저 분석에 이용된 종속변수는 연간 가처분소득을 기준으로 측정된 상대적 빈곤선 대비 1인당 가처분소득의 로그값이다. 상대적 빈곤선은 중위소득의 50%로 하였으며, OECD방식의 가구균등화지수를 적용하여 1인당 소득을 산출하였다.³³⁾ 상대적 빈곤선을 이용한 이유는 절대적 빈곤선을 이용할 경우 도시와 농촌의 생계비 차이에 따른 빈곤율의 조정이 용이하지 않기 때문이다. 더미변수의 경우 초등학교 졸업 이하, 자격증 미소지자, 건강하지 않다, 근로능력이 미약하다, 상용직 임금근로자 등이 기준변수로 이용되었다.

도시가구와 농촌가구 사이의 회귀분석결과를 비교하면 근로능력을 나타내는 더미변수를 제외하고는 대체로 유사한 분석결과를 보이고 있다. 나이의 경우 비선형의 관계를 나타내며, 재산이 많을수록 상대적 빈곤선 대비 소득비중이 높은 것으로 나타났다.³⁴⁾ 또한 교육수준이 높고, 기능을 보유하고 있으며, 그리고 건강할수록 그렇지 않은 가구의 가구주에 비해 소득수준이 높은 것으로 나타났다. 반면에 가구주의 경제활동상태가 임시 및 일용직 임금근로자, 자활근로 및 공공근로사업 참여자, 비임금근로자, 실업자 및 비경제활동인구에 속하는 경우 상용직 임금근로자에 비해 소득수준이 낮은 것으로 나타났다. 특히 도시지역과 비교할 때 농촌지역에서 상용직 임금근로자의 소득수준은 비임금 근로자에 비해 높은 것으로 추정되었다. 근로능력의 경우 도시가구에서는 소득수준에 통계적으로 유의미한 양의 영향을 미치지만, 농촌가구에서는 통계적으로 유의미하지는 않은 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

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

34) 회귀분석의 추정결과에 따르면 전체가구, 도시가구, 농촌가구의 경우 가구주의 나이가 각각 42.8세, 43.2세, 44.4세에 도달할 때까지는 소득이 증가하지만, 그 이후부터는 소득이 감소한다.

〈표 4〉 회귀분석결과(MLE)

변수	전체가구	도시가구	농촌가구
상수	-1.299(0.095) ^{***}	-1.231(0.102) ^{***}	-1.100(0.252) ^{***}
나이	0.024(0.004) ^{***}	0.019(0.004) ^{***}	0.032(0.009) ^{***}
나이 제곱/100	-0.028(0.004) ^{***}	-0.022(0.004) ^{***}	-0.036(0.008) ^{***}
log(총재산)	0.136(0.006) ^{***}	0.137(0.006) ^{***}	0.120(0.012) ^{***}
중학교	0.164(0.028) ^{***}	0.128(0.031) ^{***}	0.256(0.056) ^{***}
고등학교	0.234(0.026) ^{***}	0.204(0.029) ^{***}	0.227(0.056) ^{***}
전문대졸 이상	0.371(0.029) ^{***}	0.344(0.032) ^{***}	0.291(0.066) ^{***}
자격증 소지자	0.096(0.016) ^{***}	0.086(0.017) ^{***}	0.165(0.049) ^{***}
건강하다	0.160(0.023) ^{***}	0.155(0.025) ^{***}	0.151(0.046) ^{***}
보통이다	0.092(0.027) ^{***}	0.082(0.029) ^{***}	0.121(0.052) ^{***}
근로능력	0.067(0.032) ^{**}	0.111(0.036) ^{***}	-0.106(0.081)
임시/일용직 임금근로자	-0.169(0.020) ^{***}	-0.171(0.021) ^{***}	-0.302(0.060) ^{***}
자활근로/공공근로	-0.418(0.081) ^{***}	-0.411(0.091) ^{***}	-0.564(0.188) ^{***}
비임금근로자	-0.218(0.021) ^{***}	-0.169(0.023) ^{***}	-0.516(0.053) ^{***}
실업자/비경활인구	-0.390(0.031) ^{***}	-0.394(0.033) ^{***}	-0.671(0.102) ^{***}
σ	0.533(0.009) ^{***}	0.528(0.010) ^{***}	0.542(0.019) ^{***}
N	6,403	4,925	1,478
Log Likelihood	-5,199	-4,638	-518

주 1) 종속변수=log(1인당 가처분소득/중위소득의 50%).

2) 괄호안의 수치는 이분산의 문제를 해결한 표준오차이며, **와 ***는 각각 5%와 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

한편 요인분해의 과정에서 발생할 수 있는 매개변수의 문제(parameterization problem)를 검토한 결과 요인분해방정식 (1)과 (3) 사이에 큰 차이를 보이지 않았다.³⁵⁾ 따라서 매개변수의 문제는 심각하지 않은 것으로 판단되며, 본 연구에서는 식 (1)을 채택하여 요인분해를 시도하였다. 또한 본 연구에서는 식별의 문제(identification problem)를 해결하기 위해 정규화된 방정식(normalized equation)을 이용하였다.³⁶⁾ 요인분해에 이용된 도시가구와 농촌가구 사이의 가구빈곤율 차이는

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

36) 식별의 문제를 고려하지 않은 요인분해방정식 (1)의 분석결과는 <부표2>에 제시되어 있다. 식별의 문제를 고려한 정규화된 방정식의 추정결과<표 5>와 비교할 때 계수효과는 매우 상이한 결과를 보이고 있다.

상대적 가구빈곤율의 기대치이다. <표 3>에서 보듯이 분석에 이용된 6,403가구 중 도시가구(4,925가구)의 상대적 가구빈곤율은 15.2%이고, 농촌가구(1,478가구)의 상대적 가구빈곤율은 36.6%이다. 그러나 본 연구에서는 도시가구와 농촌가구의 상대적 가구빈곤율의 기대치의 차이($19.3\% = 36.7\% - 17.4\%$)를 요인분해에 이용하였다.

회귀분석결과를 이용하여 추정된 요인분해 결과가 <표 5>에 제시되어 있다. 요인분해결과를 보면 도시가구와 농촌가구의 상대적 가구빈곤율의 차이는 53.9%의 수량효과(quantity effect)와 46.1%의 계수효과(coefficient effect)로 분해되어 수량효과가 다소 높게 나타났다. 또한 수량효과와 계수효과 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하지만, 계수효과와 근로능력상태만이 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 먼저 수량효과를 보면 교육수준과 나이는 가구빈곤율에 큰 영향을 미치지 않지만, 근로능력과 기능보유여부의 영향은 크지 않은 것으로 나타났다. 반면에 계수효과와 나이, 음의 영향을 미치고, 근로능력의 비중은 크지만, 교육수준의 비중은 작은 것으로 나타났다. 또한 재산과 경제활동상태가 계수효과를 통해 도농간 가구빈곤율의 차이에 미치는 영향은 큰 것으로 추정되었다. 다음으로 수량효과와 계수효과와 합산효과를 보면 나이를 제외하고는 모든 요인들이 도농간 가구빈곤율의 차이에 플러스의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그 중에서도 특히 나이와 재산규모가 가구빈곤율에 미치는 효과는 크고, 교육수준, 근로능력상태, 경제활동상태는 비슷한 수준의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 기능보유와 건강상태는 다른 변수들을 통제할 경우 가구빈곤율에 미치는 영향이 상대적으로 작다.

이와 같은 요인분해 결과는 가구주의 속성에 따른 가구빈곤율의 차이를 반영하는 것으로 평가된다. 예를 들면, <표 2>에서 가구주의 연령에 따른 가구빈곤율의 변화를 보면 나이가 많을수록 상대적 가구빈곤율은 증가하고 있다. 또한 <표 3>의 기초통계량을 보면 농촌가구 가구주의 경우 도시가구 가구주에 비해 40대 이하의 비중은 작고, 50대 이상의 비중은 큰 것으로 나타나고 있다. 이러한 연령에 따른 가구빈곤율의 변화와 가구주의 연령분포를 반영하여 수량효과는 도농간 가구빈곤율의 차이에 플러스의 영향을 미치는 것으로 나타난다. 반면에 <표 4>의 회귀분석 결과를 보면 농촌가구 가구주의 경우 연령에 따른 소득증가 효과가 도시가구 가구주에 비

해 보다 오랫동안 지속되는 것으로 나타났다. 따라서 계수효과를 통해 도농간 가구 빈곤율의 차이에 미치는 연령의 효과는 마이너스인 것으로 나타난다. 그러나 후자의 효과가 전자의 효과를 압도하여 전체적으로 나이가 상대적 가구빈곤율에 미치는 효과는 마이너스인 것으로 나타났다.

〈표 5〉 상대적 가구빈곤율 차이의 요인분해

(단위: %)

	합계		수량효과		계수효과	
	추정치	비중	추정치	비중	추정치	비중
총효과	0.193	100.0	0.104(0.005) ^{***}	53.9	0.089(0.011) ^{***}	46.1
상수	0.032	16.6	-	-	0.032(0.155)	16.6
나이	-0.118	-61.4	0.021(0.004) ^{***}	10.7	-0.139(0.158)	-72.1
재산	0.116	60.2	0.014(0.001) ^{***}	7.4	0.102(0.068)	52.8
교육수준	0.044	23.2	0.040(0.004) ^{***}	20.9	0.004(0.007)	2.3
기능보유여부	0.019	9.8	0.005(0.001) ^{***}	2.4	0.014(0.010)	7.4
건강상태	0.015	8.0	0.010(0.002) ^{***}	5.3	0.005(0.006)	2.7
근로능력상태	0.042	21.9	0.003(0.001) ^{***}	1.6	0.039(0.016) ^{***}	20.3
경제활동상태	0.042	21.8	0.011(0.002) ^{***}	5.6	0.031(0.024)	16.2

주: 1) 비중은 도농간 상대적 가구빈곤율의 기대치의 차이(19.3%=36.7%-17.4%)를 기준으로 계산하였음.

2) 괄호안의 수치는 표준편차임.

3) ***는 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

제5절 맺음말

본 연구는 우리나라 도시와 농촌의 가구빈곤율 차이에 대한 요인분해를 통해 도시가구와 농촌가구의 빈곤원인을 규명하고, 도농간 빈곤율의 차이를 완화할 수 있는 정책방안을 모색하기 위해 시도되었다.

「한국복지패널」의 전체 가구(7,072가구)를 대상으로 측정한 절대적 가구빈곤율과 상대적 가구빈곤율은 각각 12.1%와 18.5%로 나타났다. 도시가구의 절대적 가구빈곤율(10.5%)과 농촌가구의 절대적 가구빈곤율(26.3%)은 15.8p%의 차이를 보이고 있지만, 상대적 가구빈곤율의 차이는 이보다 큰 22.4p%를 기록하였다. 도시와 농촌의 절대적 가구빈곤율을 가구특성별로 비교하면 가구주가 여자이고, 나이가 많고,

학력수준이 낮으며, 건강상태가 좋지 않고, 근로능력이 미약할수록 빈곤에 빠질 확률이 높은 것으로 나타났다. 또한 경제활동상태 및 혼인상태, 그리고 가구유형에 따라 빈곤가구의 비율이 큰 편차를 보이고 있다.

도시와 농촌의 가구빈곤율 차이에 대한 요인분해결과를 보면 도시가구와 농촌가구의 상대적 가구빈곤율의 차이는 53.9%의 수량효과(characteristic effect)와 46.1%의 계수효과(coefficient effect)로 분해되어 수량효과가 다소 높게 나타났다. 수량효과와 계수효과와의 합산효과를 보면 나이를 제외하고는 모든 요인들이 도농간 가구빈곤율의 차이에 플러스의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그 중에서도 특히 나이와 재산 규모가 가구빈곤율에 미치는 효과는 크고, 교육수준, 근로능력상태, 경제활동상태는 비슷한 수준의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 기능보유와 건강상태는 다른 변수들을 통제할 경우 가구빈곤율에 미치는 영향이 상대적으로 작다.

일반적으로 농촌지역은 생산과정에서 천연자원 및 기후변화에 대한 의존도가 높을 뿐만 아니라 농산물 수요의 낮은 소득탄력성, 취약한 사회기반 시설 등으로 인해 도시지역에 비해 불리한 경제환경에 직면하게 된다. 이에 더하여 우리나라의 경우 불균형 성장전략으로 인해 농촌지역의 발전은 더욱 낙후되었다. 그 동안 정부는 농촌지역의 소득증대를 위해 직접지불제와 소득안전망 같은 소득지원정책에 집중하였다.³⁷⁾ 그러나 분석결과에서 보듯이 우리나라 도시가구와 농촌가구의 빈곤율 차이는 나이와 자산상태를 통제했을 때 가구의 교육수준, 근로능력상태, 그리고 경제활동상태에 기인하는 바가 크다. 특히 농촌지역에서 상용직 임금근로자의 소득수준은 비임금 근로자에 비해 높은 것으로 추정되었다. 따라서 도농간 빈곤율 차이를 완화시키기 위해서는 교육과 의료 등 기본적인 사회서비스에 대한 접근성을 제고시켜 농업생산성을 증가시키고, 농촌지역에서 안정적인 일자리를 창출하는 지속적인 노력이 요구된다.

³⁷⁾ 직접지불(direct payment)은 재정에서 생산자에게 직접 지불되는 소득이전적 보조를 의미한다. 즉, 가격정책이나 생산기반 조성 지원, 기술개발 등과 같이 지원의 효과가 간접적이거나 집단적인 것이 아니라 특정 그룹의 농가에게 개별적으로 지원하는 소득보조 방식이다. 우리나라의 경우 우루과이라운드(UR) 타결 이후 경영이양직불제(1997년), 친환경농업직불제(1999년), 논농업직불제(2001년), 쌀 소득보전직불제(2002년) 등이 도입되었다. 자세한 내용은 박동규·김창길·임송수 외(2004) 참조.

참고문헌

- 강신욱·여유진·김진욱·김태완·최현수·임완섭, 2006, 『우리나라의 빈곤 및 불평등 관련 지표변화 추이: 주요 OECD 국가들과의 비교』, 한국보건사회연구원.
- 금재호·김승택, 2001, 「빈곤의 규모와 이행과정」, 『연세경제연구』 제8권 제2호: 511-539.
- 김미곤·여유진·이봉주 외, 2006, 『2006 한국복지패널 기초분석 보고서』, 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소.
- 김진욱, 2004, 「빈곤층 변화 요인분석: Sen지수를 중심으로」, 『경제발전연구』 제10권 제2호: 295-320.
- 박동규·김창길·임송수·송미경·김배성·박경철, 2004, 『중장기 직접지불제 확충방안 연구』, 한국농촌경제연구원.
- 박준기·문한필·김용택, 2004, 「농가소득 불평등도의 요인분해」, 『농촌경제』 제27권 제4호.
- 박찬용·강석훈·김태완, 2002, 『소득분배와 빈곤동향 및 변화요인 분석』, 한국보건사회연구원.
- 여유진·김미곤·김태완·양시현·최현수, 2005, 『빈곤과 불평등의 동향 및 요인 분해』, 한국보건사회연구원.
- 이정우, 1999, 『소득분배론』, 비봉출판사.
- 정진호·황덕순·이병희·최강식, 2002, 『소득불평등 및 빈곤의 실태와 정책과제』, 한국노동연구원.
- Coudouel, Aline, Jesko, S. Hentschel, and Quentin T. Wodon, 2002, "Using Liner Regressions for Analyzing the Determinants of Poverty," In Jeni Klugman

- ed. A Sourcebook for Poverty Reduction Strategies (2-volume set), World Bank, Annex A.8.
- Gang, I. N., Kunal Sen, M. S. Yun, forthcoming, "Poverty in Rural India: Caste and Tribe," *Review of Income and Wealth*.
- Gardeazabal, Javier and Arantza Ugidos, 2004, "More on Identification in Detailed Wage Decompositions," *Review of Economics and Statistics* 86: 1034-1036.
- Oaxaca, Ronald, 1973, "Male-Female Differentials in Urban Labor Markets," *International Economic Review* 14: 693-709.
- Oaxaca, Ronald and Michael R. Ransom, 1999, "Identification in Detailed Wage Decompositions," *Review of Economics and Statistics* 81: 154-157.
- Suh, Sang-Mok and Ha-Cheong Yeon, 1986, "Social Welfare during the Structural Adjustment Period in Korea," Working Paper 8604, KDI.
- Yun, Myeong-Su, 2004, "Decomposition Differences in the First Moment," *Economics Letters* 82: 273-278.
- Yun, Myeong-Su, 2005a, "Hypothesis Tests when Decomposing Differences in the First Moment," *Journal of Economic and Social Measurement* 30: 295-304.
- Yun, Myeong-Su, 2005b, "A Simple Solution to the Identification Problem in Detailed Wage Decomposition," *Economic Inquiry* 43: 766-772.

〈부표 1〉 상대적 가구빈곤율 차이의 요인분해

(단위: %)

	합계		수량효과		계수효과	
	추정치	비중	추정치	비중	추정치	비중
총효과	0.193	100.0	0.155(0.007)***	80.5	0.038(0.010)***	19.5
상수	0.025	13.0	-	-	0.025(0.122)	13.0
나이	-0.084	-43.8	0.033(0.009)***	16.9	-0.117(0.124)	-60.7
재산	0.096	49.7	0.014(0.001)***	7.3	0.082(0.051)	42.4
교육수준	0.050	25.5	0.040(0.009)***	20.5	0.010(0.006)*	5.0
기능보유여부	0.017	8.8	0.010(0.003)***	5.2	0.007(0.005)	3.6
건강상태	0.015	8.2	0.011(0.003)***	5.9	0.004(0.007)	2.3
근로능력상태	0.034	17.3	-0.003(0.002)	-1.7	0.037(0.018)**	19.0
경제활동상태	0.041	21.2	0.051(0.006)***	26.3	-0.010(0.019)	-5.1

주: 1) 비중은 도농간 상대적 가구빈곤율의 기대치의 차이(19.3%=36.7%-17.4%)를 기준으로 계산하였음.

2) 괄호안의 수치는 표준편차임.

3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

〈부표 2〉 상대적 가구빈곤율 차이의 요인분해

(단위: %)

	합계		수량효과		계수효과	
	추정치	비중	추정치	비중	추정치	비중
총효과	0.193	100.0	0.104(0.005)***	53.9	0.089(0.011)***	46.1
상수	-0.093	-48.4	-	-	-0.093(0.159)	-48.4
나이	-0.118	-61.4	0.021(0.004)***	10.7	-0.139(0.158)	-72.1
재산	0.116	60.2	0.014(0.001)***	7.4	0.102(0.068)	52.8
교육수준	0.033	17.3	0.040(0.004)***	20.9	-0.007(0.017)	-3.6
기능보유여부	-0.003	-1.5	0.005(0.001)***	2.4	-0.008(0.005)	-3.9
건강상태	0.009	5.1	0.010(0.002)***	5.3	-0.0004(0.019)	-0.2
근로능력상태	0.105	54.8	0.003(0.001)***	1.6	0.102(0.043)***	53.2
경제활동상태	0.143	74.1	0.011(0.002)***	5.6	0.132(0.035)***	68.5

주: 1) 비중은 도농간 상대적 가구빈곤율의 기대치의 차이(19.3%=36.7%-17.4%)를 기준으로 계산하였음.

2) 괄호안의 수치는 표준편차임.

3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

부 록

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

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

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

〈부표 3〉 기준집단별 추정계수

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

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

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

$$\Delta_{X(1)} = \sum_{k=2}^3 (\overline{D}_{kR} - \overline{D}_{kU}) \beta_{kU} \quad (2)$$

$$\Delta_{\beta(1)} = \alpha_R - \alpha_U + \sum_{k=2}^3 \overline{D}_{kR} (\beta_{kR} - \beta_{kU}) \quad (3)$$

이와 같은 방식으로 추정된 기준집단별 수량효과와 계수효과, 그리고 이들 효과의 평균값이 <부표 4>에 제시되어 있다. <부표 4>에 제시된 요인분해 결과는 Oaxaca

and Ransom(1999)이 제기한 식별의 문제를 드러내고 있다. 첫째, 총수량효과와 총 계수효과는 기준집단에 따라 변하지 않는다. <부표 4>의 마지막 열에서 보듯이 수량효과의 합과 계수효과의 합은 기준집단에 관계없이 각각 -0.12와 0.27로 동일하다. 둘째, 상수를 제외한 계수효과의 합은 기준집단에 따라 달라진다. 범주1을 기준집단으로 할 경우 더미변수 D_2 와 D_3 의 계수효과의 합은 0.47이지만, 범주2와 범주3을 기준집단으로 할 경우 더미변수에 의한 계수효과의 합은 각각 0.57과 -0.53이다. 셋째, 상수를 제외한 계수효과의 합은 기준집단이 달라져도 변하지 않는다.

<부표 4> 기준집단별 요인분해 결과

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

따라서 요인분해에 있어서는 기준집단에 따라 더미변수에 의한 계수효과가 달라지는 문제를 해결해야 한다. 먼저 평균을 이용한 방법(averaging approach)은 기준집단을 달리하여 측정된 수량효과와 계수효과의 평균값을 더미변수의 진정한 효과로 간주하는 것이다. <부표 4>의 마지막 두 행에는 수량효과와 계수효과의 평균값이 제시되어 있다. 그러나 이러한 방법은 더미변수의 범주 수에 해당하는 만큼 회귀분석을 실행해야하는 번거로움을 발생시킨다. 다음과 같은 정규화된 방정식(normalized equation)을 이용하면 단 한 번의 회귀분석을 통해 수량효과와 계수효과의 평균값을 구할 수 있다.

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

여기서 $\bar{\beta}_i = (\beta_{1i} + \beta_{2i} + \beta_{3i})/3$ 이고, $\beta_{1i} = 0$ 이다. 이와 같이 정규화된 방정식을

통해 추정된 계수값은 기준집단을 달리하면서 추정된 계수값들의 평균값을 의미한다. <부표 3>에서 제시된 평균값은 이와 같은 방식으로 추정된 정규화된 회귀방정식의 추정계수이다. 식 (4)와 범주별 더미변수 및 상수항의 기초통계량(평균값)을 이용하여 다음과 같이 수량효과와 계수효과를 구할 수 있다.

$$\Delta_X = \sum_{k=1}^3 (\overline{D_{kR}} - \overline{D_{kU}}) (\beta_{kU} - \overline{\beta_U}) \quad (5)$$

$$\Delta_\beta = \alpha_R - \alpha_U + \overline{\beta_R} - \overline{\beta_U} + \sum_{k=1}^3 \overline{D_{kR}} (\beta_{kR} - \beta_{kU} - \overline{\beta_R} + \overline{\beta_U}) \quad (6)$$

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

근로빈곤층의 고용유지기간 및 결정요인 분석

노대명(한국보건사회연구원 연구위원)

제1절 문제제기

우리사회에서 근로빈곤층 문제가 제기된 것은 그리 오래되지 않은 일이다. 과거에도 근로빈곤층은 존재하였지만, 1980년대 이후 이들은 대규모의 고용창출과 근로소득의 증가를 통해 빈곤에서 벗어날 수 있다는 희망을 갖고 있었다. 적어도 사회적으로 희망의 빈곤이 지배하고 있었던 것이다. 하지만 외환위기를 경험한 후, 대량실업의 고통이 완화되는 자리에 새로운 문제가 나타나고 있었다. 그것은 다름 아닌 근로빈곤층(working poor)의 증가였다. 빈곤율의 급속한 증가는 노인·장애인 등 근로능력이 없는 집단보다 근로능력이 있는 집단의 빈곤화에 더 큰 영향을 받았던 것으로 판단되기 때문이다.

근로빈곤층의 증가란 빈곤율의 증가와 사회통합성의 해체에 미치는 영향의 측면에서 일종의 '빈곤증폭효과'를 갖는 것처럼 보인다. 근로빈곤층은 그들이 부양하는 가구원이 많다는 점에서 빈곤층 규모를 빠르게 증가시키는 영향을 미치고, 이들이 제대로 된 일자리를 찾지 못하는 과정에서 개인·가구·지역사회에 미치는 충격 또한 훨씬 크게 나타나기 때문이다. 그것은 이들이 지역사회의 네트워크를 통해 실업과 빈곤의 고통을 증폭시키는 영향을 미치기 때문이다. 이러한 이유에서 우리사회는 근로빈곤층 문제를 해결하는데 보다 큰 관심을 가질 필요가 있다.

이러한 정책적 관심에 비해, 근로빈곤층 지원정책은 여전히 담보상태에 있는 것처럼 보인다. 물론 이는 근로빈곤층이 누구이며 이들이 어떠한 위험에 노출되어 있는지에 대한 연구가 미진하다는 점과 밀접한 관련이 있다. 근로빈곤층에 대한 연구는 향후 다음 세 가지 측면에서 보완될 필요가 있다. 첫째, 근로빈곤층 개념에 대한 합의를 토대로 보다 심층적인 분석을 강화하는 것이다. 둘째, 근로빈곤층의 특성을 인

구학적 특성이라는 정태적 측면과 고용단절 및 소득단절이라는 동태적 측면에서 분석하는 것이다. 셋째, 근로빈곤층의 문제를 노동수요와 노동공급의 종합적 관점에 따라 분석하여 실효성 있는 정책대안을 제시하는 것이다.

이러한 문제의식에 따라, 본 장에서는 『한국복지패널』 제1차 자료(2005년)를 활용하여 한국 근로빈곤층의 취업실태를 고용안정성(=고용유지기간) 측면에서 살펴보고, 고용유지에 영향을 미치는 결정요인을 탐색하고자 한다. 이어 근로빈곤층에 대한 정책적 지원의 성과와 한계를 살펴보고, 이를 토대로 향후 정책적 시사점을 간략하게 제안할 것이다. 참고로 이 논문에서는 빈곤층을 시장소득 기준으로 중위 값의 50%를 빈곤선으로 사용하여 판별하였다.

제2절 이론적 검토

1. 근로빈곤층 개념에 대해

본 장에서 다루고자 하는 근로빈곤층 개념은 일부 선행연구에서 제시된 세 가지 개념에 근거하고 있다(노대명 외, 2004). 이 세 개념은 아래 <표 1>과 같이 <과거 중심적 개념, 현재 중심적 개념, 미래 중심적 개념>으로 구분할 수 있다.

<표 1> ‘근로빈곤층’에 대한 세 가지 개념

	정 의	특 징	주요 개념
(A) 과거 중심적 개념	- 지난 12개월 중 6개월 이상 취업·구직활동을 한 사람 ※ 가구원이 년 간 총 6개월 이상 취업·구직활동을 한 가구	- 근로빈곤층의 근로특성을 경험적으로 파악하고, 급여나 수당지원 기준으로 활용	- 일반빈곤층(poor) - 근로빈곤층(working poor) - <노동투입시간의 양>에 따라 완전배제, 부분배제, 불안정 집단으로 구분
(B) 현재 중심적 개념	- 조사시점의 경제활동상태를 기준으로 취업했거나 구직활동을 한 사람	- 특정 시점 근로빈곤층의 근로활동 변화를 파악	- 경활빈곤층(active poor) - 취업빈곤층(working poor) - 실업빈곤층(enemployed poor) - 비경활빈곤층(inactive poor)
(C) 미래 중심적 개념	- 건강상태나 가구여건 등의 측면에서 근로가 가능한 사람	- 근로빈곤층의 취업잠재력을 연령·건강상태 등을 파악하여 정책방향 설정	- 근로가능빈곤층 (workable poor) - 근로연령빈곤층 (working age poor)

- 1) 과거 중심적 개념 : 과거 경제활동에 참여한 이력을 토대로 결과론적으로 취업 가능성을 판단하고 있다는 점에서 과거 중심적 개념이다. 각 개인의 취업잠재력을 판정하는 조작적 정의가 매우 힘들다는 점에서 장애유무나 연령의 고저와 무관하게 실제 취업한 기간을 기준으로 집단을 구분하는 것은 나름대로 매우 중요한 의미를 갖는다. 여기서는 빈곤층 중 연간 절반 이상을 유급근로에 참여한 모든 경제활동인구를 지칭한다. 이 개념은 미국 노동통계청(BLS)이 『Working Poor Profile』에서 사용했던 기준이며, 여기서 채택하고 있는 방식이다. 물론 이와 유사하지만 조금 다른 방식으로, 미국 통계청(Census Bureau)은 전 가구원이 연간 참여한 근로활동기간을 모두 합하여 절반을 초과하는 가구를 근로빈곤가구(Working Poor Family)로 정의하고 있다. 이는 단위가 개인이 아니라 가구라는 점에서 차별성을 갖는다.
- 2) 현재 중심적 개념 : 현재 또는 조사시점에 근로 또는 구직활동에 참여하고 있는가를 기준으로 '근로' 개념을 판단하는 것이다. 그 조작적 정의는 취업상태와 관련하여 임금근로자와 비임금근로자를 취업자로, 취업자와 실업자를 경제활동인구로 간주하는 방식을 취한다(ECHP Panel Analysis). 하지만 비경제활동인구에 대해서는 별도의 분석을 하지 않는다. 이러한 접근방식은 특정 시점의 취업상태를 기준으로 한다는 점에서 종사상 지위 및 업종분포 등 다양한 미시적 접근이 용이하다. 하지만 근로빈곤층 중 취업과 비경제활동상태를 넘나드는 집단을 포착하지 못하는 단점을 갖는다. 그럼에도 이 개념은 대부분의 데이터가 년 중 근로활동 참여기간 및 근로능력 유무를 파악할 수 있는 정보를 제공하지 않는다는 점에서 현실적으로 가장 많이 활용되고 있다.
- 3) 미래 중심적 개념 : 이 개념은 조사대상자가 근로활동에 참여할 근로능력 또는 여건이 조성되어 있는가에 초점을 두고 있다는 점에서 미래 중심적이라고 규정할 수 있다. 이는 근로가능성(Workability)의 관점에서 근로빈곤층을 규정하는 경우이며, 각종 복지급여의 수급조건으로 활용된다는 점에서 복지정책과의 긴밀한 관련성을 갖는 개념이다. 그 조작적 정의는 장애나 만성질환

등 건강상태나, 가구여건(보육, 간병 등) 등으로 근로활동이 불가능한 집단을 근로할 수 없는 것으로 간주하고, 이러한 장애요인이 없는 집단을 근로능력이 있는 집단으로 구분하는 방식을 취하는 것이다. 예를 들면, 영국에서 장애 수당을 지급하기 위해 근로능력판정(Work-Test)을 하거나, 기초생활보장제도 처럼 실직수급자에게 근로활동의 의무를 부과하기 위해 근로능력판정을 하는 경우가 이에 해당된다. 이 개념은 또한 현재 비경제활동인구로 있으나 향후 노동공급이 가능한 여성인구에 주목하는 개념이라고 말할 수 있다. 이와 관련하여 서구에서는 여성 비경제활동인구를 ‘감춰진 노동인구’(Hidden Labor Force)라고 표현하고 있다.

이 세 개념 중 ‘과거 중심적 개념(개념 A)’은 패널데이터나 지난 1년간의 직업이력에 대한 정보가 명확한 횡단면자료를 토대로 활용이 가능하다. 따라서 본 연구에서 활용하는 『한국복지패널』 데이터로는 추정이 곤란하다. 하지만 현재의 취업상태 및 종사상지위에 대한 정보를 토대로 하는 ‘현재 중심적 개념(개념 B)’이나 근로능력 유무를 토대로 하는 ‘미래 중심적 개념(개념 C)’는 본 데이터를 통해 정확하게 추정할 수 있다. 따라서 여기서는 근로빈곤층에 대한 세 가지 개념 중 뒤의 두 개념을 활용할 것이다.

다만 분석에 앞서 주의해야 할 점은 이미 많은 선행연구가 지적하였던 것처럼, 근로빈곤층의 취업상태는 매우 역동적이라는 점이다. 따라서 특정시점의 취업상태나 종사지위만으로 그들의 특성을 파악하기에는 한계가 있는 것이다. 이들은 취업과 실업, 실업과 비경제활동의 경계가 매우 모호하거나 유동적이기 때문이다. 이 점에서 근로빈곤층을 하나의 집단으로 획일화하는 방식은 분석과정에서 매우 신중하게 활용해야 할 것이다.

2. 고용불안(Job Insecurity)과 고용유지(Job Tenure)

근로빈곤층이 발생하는 핵심적 원인은 특정한 취업상태에서 찾을 수 있다. 그것은 다음 세 가지 개념을 통해 쉽게 설명할 수 있다: 실업(unemployment)·고용불안(job insecurity)·저임금(low wage 또는 low earning)³⁸⁾이 그것이다. 주소득원인 가구원의 실직은 빈곤진입 위험을 증가시키는 영향을 미치며, 빈곤층 가구주 중 임시직 및 일용직근로자의 높은 비중은 이들의 고용단절에 따른 소득감소로 반복적(recurrent) 빈곤진입 위험을 증가시키는 영향을 미치며, 일부 상용직근로자의 낮은 임금과 영세자영업자의 낮은 사업소득은 이들이 지속적인 노동에도 불구하고 빈곤을 영속화(chronic)시키는 영향을 미치게 된다.

근로빈곤층을 발생시키는 위의 세 개념은 이론적으로 서로 다른 특성을 갖는 현상을 지칭한다. 각 개념이 지칭하는 전형적인 집단을 연상해 보면, 이 개념들이 어떠한 현상을 지칭하는지 쉽게 이해할 수 있을 것이다. 첫 번째 개념의 대표적 집단은 장기실직자라고 말할 수 있으며, 두 번째 집단은 임시직과 일용직근로자라고 말할 수 있으며, 세 번째 집단은 노인·장애인 등 근로능력미약자로 구성된 취업집단으로 영세사업장 종사자 및 영세자영업자라고 말할 수 있을 것이다.

하지만 이 세 집단은 서로 밀접한 관련성을 갖는다는 점에 주목해야 한다. 실업문제와 관련해서 장기실업이 존재하지만 단기실업이 증가하는 추세에 있으며, 이는 임시직·일용직근로자가 경험하는 고용단절을 통해 나타난다. 저임금문제 또한 이러한 비정규노동과 밀접한 관련이 있다. 상용직 근로자 중에도 저임금근로자가 존재하지만, 저임금이란 고용단절이 심한 일자리가 갖는 전형적인 특성이기 때문이다. 이 점에서 <실업·고용단절·저임금>의 문제는 고용불안의 문제와 밀접한 관련이 있다.

고용불안³⁹⁾의 실태를 확인하기 위해서는 다양한 접근방식과 개념을 선택할 필요가 있다. 직장유지율(job retention rate), 이직율(separation rate), 고용변동율(job

³⁸⁾ 자영업자의 경우에는 저임금이 아니라 낮은 사업소득이라고 표현해야 할 것이다.

³⁹⁾ 고용불안 문제는 개별노동자의 인식이 매우 중요하다. 그것은 동일한 일자리라도 각 개인의 가치선호와 기대수준이 다르며, 일자리의 고용불안 정도에 대한 인식이 달라 노동이동에 대한 선택에 상이한 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 이러한 관점에서 유럽 각국의 고용불안 문제에 대한 각 개인의 인식이 어떻게 다른가를 살펴본 연구를 참조. Marcel Erlinghagen(2007)

turnover rate)이나 고용유지율(job tenure rate) 개념을 통해 고용불안정성 문제에 접근할 수 있는 것이다. 이 개념들 중 고용변동율과 고용유지율은 고용불안정을 파악하기 위해 폭 넓게 활용되고 있는 개념이다. 앞의 개념은 일정기간 중 한 근로자가 얼마나 많은 고용변동을 경험하는지, 뒤의 개념(고용유지율)은 현 일자리의 평균 고용유지기간이 얼마나 긴지를 살펴보는데 활용된다. 그리고 이 두 개념은 서로 다른 특성을 가진 집단 사이에서 고용안정성이 어떠한 차이를 보이는지 비교하는데 중요한 지표가 된다. 고용변동율이 단기적으로 노동의 유연성 문제를 파악하는데 강점이 있다면, 고용유지율은 특정시점에 하위집단간 양질의 일자리의 배분 문제를 이해하는데 도움이 된다(Mumford, 2003).

참고로 고용유지(Job tenure) 개념에 대해서는 다음과 같이 정의하고자 한다. 이 개념은 “노동자가 현재 자신의 일자리에서 일한 또는 현 고용주와 함께 일한 시간의 길이로 측정”된다. 그리고 “완료된 spells보다는 진행 중인 일자리에 있는 집단의 고용기간(spells)을 측정”하는 방식을 취한다(OECD, 2001). 물론 이러한 접근방식은 특정시점에 노동시장에 진입해 있는 집단의 연령과 종사상지위의 분포에 의해 큰 영향을 받게 된다. 그리고 이것이 소득계층별로 어떻게 나타나고 있는지 파악하는데 도움이 된다.

3. 선행연구에 대한 검토

최근 개최된 한 학술회의에서 많은 연구자들은 세계 각국이 직면하고 있는 고용불안의 문제에 대해 한 목소리로 다음과 같이 지적한 바 있다.⁴⁰⁾ 현재 새로운 고용계약을 맺는 노동자들은 점차 이급 노동시장으로 분산되고 있으며, 정규직 노동자들에 비해 훨씬 높은 실업위험에 직면해 있다. 최근 취업자의 상당수는 일정 기간 이상 고용을 유지하지 못하는 임시직이기 때문이다. 물론 이러한 일자리가 대규모로 창출되면, 실업률이 낮아지는 외형적인 성과를 기대할 수 있을지 모른다. 하지만 이러한 일자리는 노동시장 유연성을 강화하려는 각국 정부의 개혁에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 보다 장기적이고 지속가능한 해법은 신규 구직자들 - 특히 청년노동

⁴⁰⁾ Dares Colloque sur "La reevaluation de la strategie de l'OCDE pour l'Emploi, Paris 16-17/11/2006

자들 - 에게 그들의 고용유지와 관련해 명확한 비전을 제시하는 것이다. 그리고 이러한 정책은 노동시장의 이원화가 심화되는 것을 최소화하며, 점진적으로 고용보호를 강화하는 방식을 취할 필요가 있다.

그렇다면 고용불안 문제를 이해하기 위해서는 어떠한 개념을 활용할 수 있는가. 또는 고용유지율 개념은 이를 확인하는데 유용한가. 분명한 것은 이 개념이 노동시장의 현 구조를 이해하는데 매우 중요한 정보를 제공하고 있다는 점이다. 고용유지 개념은 개별 노동자가 현재 일자리에 만족하지 않는 한, 새로운 일자리를 찾아 이동할 것이고, 일자리와 노동자가 역동적으로 교류하는 과정을 통해 나타난 산물이기 때문이다. 이는 최근 노동시장의 환경변화가 일자리의 질을 하향 이동시키고 있으며, 고용변동이 증가하고 고용유지기간이 단축되는 현상을 설명하는데 많은 도움을 준다.

지금까지 많은 연구자들은 고용유지기간에 영향을 미치는 요인에 주목하여 왔다. 하지만 대부분의 분석자료 - 횡단면데이터 또는 패널데이터 - 는 고용유지에 영향을 미치는 요인을 분석하는데 충분한 정보를 제공하지 않는다는 점에서 많은 한계를 안고 있었다. 그것은 각 개인의 인구학적 특성과 취업상태 관련 정보를 토대로 그것이 고용유지에 어떠한 영향을 미치는 가를 규명하는 것이 대부분이라는 점에서 알 수 있다(Burgess et al., 1999). 이들 연구는 서구 복지국가의 고용유지 문제와 관련해서 전형적인 분석결과를 산출하고 있다. 여성이 남성에 비해 고용유지기간이 짧고, 소수인종의 고용유지기간이 백인에 비해 짧다는 등의 결과가 그것이다. 물론 그 밖에 다른 관점에서 분석하는 논문 또한 찾아볼 수 있다. 예를 들면, 노동조합이 임금상과 고용유지기간에 중요한 영향을 미친다는 점을 설명하는 방식을 들 수 있다(Freeman & Medoff, 1984). 이는 노동조합의 존재가 근로자의 고용유지율을 높이고, 이동을 낮추는데 핵심적인 영향을 미친다는 점을 말해준다. 그 밖에도 기업규모나 업종 등 노동시장환경이 고용유지기간에 어떠한 영향을 미치는지 설명하는 연구 또한 존재한다. 그것은 상대적으로 고용유지기간이 긴 사업체나 업종에 종사하는 근로자 중 고용유지기간이 짧은 집단이 어떠한 특성을 갖고 있는가를 살펴보는 방식이다(Mumford & Smith, 2004).

지난 수년간 국내 연구자들에 의해서도 고용불안 또는 고용유지 등의 문제가 활발하게 다루어지고 있다. 여기서는 두 연구자의 연구결과를 참조할 수 있다. 먼저 외환위기를 전후로 노동시장의 불안정성이 증가하였다는 금재호 등의 논문(2002)에 주목할 필요가 있다.⁴¹⁾ 이 논문은 외국의 고용불안정성에 대한 분석방법을 노동패널 데이터에 적용하여 분석한 것으로, 1년과 10년 이상 직장을 유지한 집단의 비율변화를 살펴본 것이다. 이 논문은 우리사회의 고용불안이 특정 취업취약계층에 국한된 것이 아니라 '보편적으로 나타나는 현상'이라는 점을 지적하고 있다. 이어 전병유(2003)의 논문을 참고할 수 있다. 이 연구는 1년을 기준으로 직장유지율과 해고율을 파악하고, 이를 1995년, 1997년, 1999년 세 시점에 걸쳐 어떻게 변화하였는가를 보여주고 있다. 분석결과는 우리사회에서 대규모 사무직 및 주변노동시장의 취약취업집단을 중심으로 고용안정성이 약화된 것으로 나타나고 있으며, 대규모 생산직노동자에게 있어서는 이러한 변화가 크지 않다는 점을 보여준다. 이는 우리사회 전반에 노동이동이 증가하고 고용유지기간이 짧아지는 변화가 나타나고 있으나, 노동조합이 조직화되어 있는 부문을 중심으로 이러한 경향을 완화시키는 현상 또한 존재하고 있음을 시사하는 것으로 판단된다.

4. 분석방법과 데이터에 대해

이 글에서는 2005년 12월 시점에서 지난 기간 나타난 고용변동 및 고용유지 문제와 관련해서 근로빈곤층과 근로비빈곤층 사이에 어떠한 차이가 나타나고 있으며, 그 원인을 어떻게 이해할 수 있는지 살펴보고자 한다. 하지만 고용변동을 문제는 언급하지 않을 것이다. 그 이유는 이미 선행연구가 있기 때문이기도 하지만, 여기서 활용하고자 하는 데이터로는 일정기간 중 총 고용변동을 확인하기 힘들기 때문이다. 이는 약 2~3차 조사가 완료되는 2009년경에 본격적으로 활용할 수 있을 것이다. 따라서 여기서는 고용유지 개념을 중심으로 근로빈곤층의 고용불안 문제에 접근하고자 한다. 이는 구태여 패널데이터가 아니라도 횡단면데이터에 현 일자리에서 일한

41) 참고로 이 논문은 최근 서구의 고용유지 또는 직장유지와 관련해서 선행연구 검토와 분석모델 구축 방법을 자세하게 소개하고 있다. 따라서 구체적인 내용은 이 논문을 참조.

기간을 명시하는 정보가 있으면 분석이 가능한 항목이다.

『한국복지패널』은 고용유지기간을 파악할 수 있는 변수를 포함하고 있으며, 18,856 케이스 중 7,731 케이스가 이 항목에 대한 정보를 담고 있다. 이는 2005년 12월 시점에 취업자로 분류된 거의 모든 개인이 해당 정보를 갖고 있음을 의미하는 것이다. 그리고 이러한 고용유지기간에 영향을 미치는 요인과 관련해서는 크게 세 가지 차원(dimensions)에서 모델을 구축하고자 한다. 그것은 ①인구학적, 인적자본 관련 특성, ②취업상태 및 종사지위 관련 특성, ③종사업종 및 기업규모 등 노동시장 환경 관련 특성이 그것이다. 그리고 여기서 살펴보고자 하는 또 다른 사항은 이들 집단이 빈곤층과 비빈곤층이라는 소득지위와 관련해서 어떻게 분포하고 있으며, 이들 집단 간에 위에 언급한 요인들이 미치는 영향에 어떠한 차이가 나타나고 있는가 하는 점이다.

참고로 근로빈곤층 개인의 취업유지에 영향을 미치는 제반 요인을 살펴보기 위해서는 데이터를 구축하는 문제가 매우 중요하다. 더욱이 장기적으로 패널데이터를 분석하는 경우에는 방법론적으로 매우 세심한 주의가 필요하다(Brown & Audrey, 1992). 하지만 패널데이터의 제1차 Wave에 해당되는 현 데이터를 분석함에 있어서도 데이터 구축이 그리 간단한 것은 아니다. 이는 가구데이터에 포함되어 있는 가구 공통의 정보와 개인고유의 정보를 분리하여 개인데이터에 연결하는 과정에서 세심한 주의가 필요하다는 것을 의미한다. 여기서는 『한국복지패널』의 가구데이터 및 개인데이터를 재구성하여 가구정보와 개인정보를 통합한 별도의 Data Set를 구축하는 방식을 활용하였다. 가구데이터에 포함된 영역별 개인정보를 각 개인의 가구원 번호를 key로 활용하여 개인데이터와 연결하는 방식을 취하였다. 이렇게 구성된 개인데이터는 총 18,856 케이스로 구성되어 있으며, 15세 이상 근로 가능한 인구집단은 14,667 케이스로 구성되어 있다.

〈표 2〉 분석데이터의 특성

		빈도	유효 퍼센트
빈곤층 여부	비빈곤층	12,348	65.5
	빈곤층	6,508	34.5
	합계	18,856	100.0
근로능력 유무	15세 미만	3,548	18.8
	근로가능	11,821	62.7
	단순근로가능	977	5.2
	단순근로미약자	1,869	9.9
	근로능력 없음	640	3.4
	합계	18,855	100.0
종사상지위	상용직	2,348	16.0
	임시직	1,545	10.5
	일용직	947	6.5
	고용주	180	1.2
	자영자	1,894	12.9
	무급종사자	850	5.8
	실업자	729	5.0
	비경활자	6,174	42.1
	합계	14,667	100.0

제3절 취업상태에 대한 집단별 특성

1. 근로빈곤층의 취업상태 구성

근로빈곤층 개념을 현재의 취업상태(기준 B)와 근로능력 유무(기준 C)를 기준으로 정의하는 경우, 이들 집단이 어떻게 분포하고 있는지 살펴볼 필요가 있다.

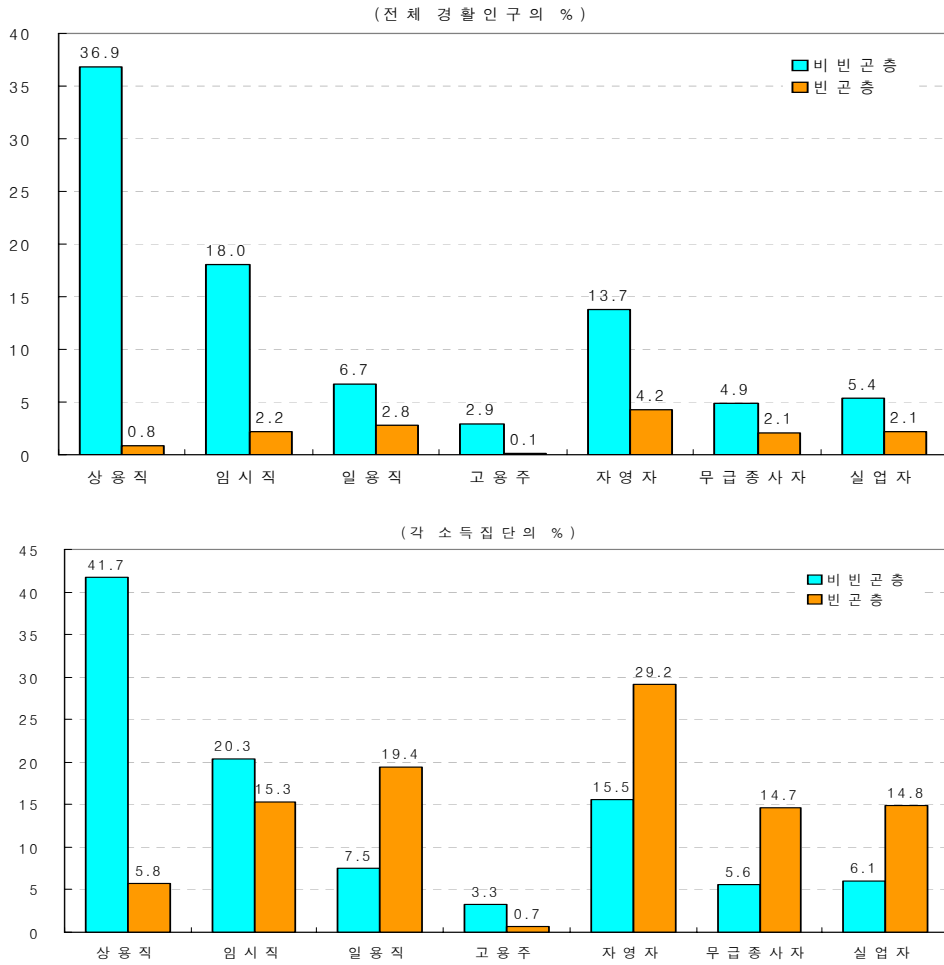
먼저 아래 <표 3>은 기준 B를 적용하여 근로빈곤층의 구성을 살펴본 것이다. 이 표는 경제활동인구를 모집단으로 하여 빈곤층 여부에 따라 다시 두 개의 집단으로 구분한 것이다. 빈곤층과 비빈곤층에게서 임금근로자의 비중이 큰 차이가 나타나며, 상용직근로자와 일용직근로자 비중에서 큰 차이가 나타나고 있다는 것이다. 이는 종사상지위가 각 개인의 취업상태를 규정하는 강력한 변수라는 점을 의미한다. 즉, 종사상지위는 임금수준과 고용안정성 등의 측면에서 명확하게 구분되는 특성을 갖는 것이다. 그리고 빈곤층에서는 자영업자와 실업자의 비중이 비빈곤층에 비해 상대적으로 크게 높은 것을 알 수 있다.

<표 3> 경제활동인구의 소득계층별·종사상지위별 분포

(단위: %)

		전체	비빈곤층	빈곤층
임금근로자	상용직	36.6	41.7	5.8
	임시직	19.6	20.3	15.3
	일용직	9.2	7.5	19.4
	소 계	65.4	69.5	40.5
비임금근로자	고용주	2.9	3.3	0.7
	자영자	17.5	15.5	29.2
	무급종사자	6.8	5.6	14.7
	소 계	27.2	24.4	44.6
실업자		7.3	6.1	14.8
전 체		100.0	100.0	100.0

[그림 1] 경제활동인구의 소득계층별·종사지위별 분포



아래 <표 4>는 근로능력 유무를 기준으로 하는 <기준 C>에 따라 근로능력자를 모집단으로 하여 종사상지위에 따라 소득계층별 비중을 추정한 것이다. 여기서 모집단은 근로능력이 있는 비경제활동인구를 포함하였으며, 취업자라 하더라도 근로능력이 없다고 간주되는 집단을 제외하였다. 따라서 이는 위의 경제활동인구와는 다른

집단이다. 시장소득을 기준으로 중위 값의 50%를 빈곤선으로 활용하면, 빈곤율이 전체 인구의 약 15% 규모로 추정된다. 이는 빈곤층의 비중이 적게 나타날 수 밖에 없다는 점을 말해준다. 하지만 여기서는 빈곤층의 비중이 상대적으로 높은 종사상지위를 확인하는데 목적이 있다. 그 결과, 무급종사자 → 일용직근로자 → 실업자 → 비경제활동인구 및 자영업자 순으로 빈곤층의 비중이 큰 것을 알 수 있다. 여기서는 일용직근로자와 실업자 그리고 비경제활동인구가 주요한 관심의 대상이 될 것이다.

〈표 4〉 소득계층별 종사상지위 분포

	종사상지위	비빈곤층	빈곤층	전 체
임금 근로자	상용직	97.8	2.2	100.0
	임시직	89.1	10.9	100.0
	일용직	70.4	29.6	100.0
비임금 근로자	고용주	96.4	3.6	100.0
	자영업자	76.5	23.5	100.0
	무급종사자	69.9	30.1	100.0
미취업자	실업자	71.5	28.5	100.0
	비경제활동자	76.5	23.5	100.0
전 체		82.2	17.8	100.0

아래 <표 5>는 근로능력의 정도를 나타내는 네 개의 범주 중 근로능력이 없는 것으로 규정된 집단을 제외한 나머지 세 집단의 종사상지위가 어떻게 분포하고 있는지 나타낸 것이다. 당연히 단순근로능력자와 근로능력미약자의 취업상태를 보면, 미취업자의 비중이 매우 높은 것을 알 수 있다. 물론 이들 집단 중에도 취업자가 각각 24.7%와 2.7% 가량 존재하고 있지만, 근로빈곤층을 위한 취업지원정책의 대상이라고 간주하기에는 한계가 있다. 이들은 장애인이나 노인을 위한 별도의 취업지원정책 대상이라고 판단되기 때문이다. 따라서 단순근로능력자와 근로능력미약자를 제외하고, 근로가능자를 중심으로 취업상태의 분포를 확인하는 것이 바람직하다. 아래 표에 따르면, 근로가능자 또는 근로능력자의 45%는 임금근로자로 일하고 있으며 그

중에서도 상용직의 비율이 높게 나타나는 것을 알 수 있다. 그리고 일용직근로자가 전체 임금근로자에서 차지하는 비중은 상대적으로 적은 것을 알 수 있다. 이는 뒤에 근로빈곤층 문제를 해석함에 있어 그 상대적 비중을 이해하는데 중요한 사항이다. 이어 주목해야 할 점은 미취업자의 비중으로 실업자 외에도 비경제활동인구의 비중이 매우 높다는 것이다. 이는 앞서 근로빈곤층에 대한 개념정의에서 언급했던 것처럼, 노동공급이 가능한 여성 비경제활동인구의 규모를 지칭한다.

〈표 5〉 근로능력 정도에 따른 종사상지위 분포

(단위: %)

		근로능력의 정도			
		근로가능	단순근로	근로미약	전체
임금 근로자	상용직	25.5	1.2	0.0	22.1
	임시직	13.5	3.4	0.3	11.8
	일용직	6.0	6.1	0.7	5.5
	소 계	45.0	10.7	1.0	39.4
비임금 근로자	고용주	2.0	0.2		1.8
	자영자	11.6	8.6	0.7	10.5
	무급종사자	4.4	5.2	1.0	4.1
	소 계	18.0	14.0	1.7	16.4
미취업자	실업자	4.5	6.2	2.0	4.4
	비경활자	32.5	69.0	95.3	39.7
	소 계	37.0	75.3	97.3	44.2
전 체		100.0	100.0	100.0	100.0

근로능력자를 소득계층별로 파악하면, <기준 C>에 따른 근로빈곤층의 규모와 특성을 이해할 수 있다. 근로 가능한 집단을 소득계층별로 보면, 빈곤층은 임금근로자의 비중이 낮고 미취업자 및 비임금근로자의 비중이 높으며, 임금근로자의 종사상지위별 분포는 소득계층에 따라 정확하게 역전되어 있는 것을 알 수 있다.

〈표 6〉 소득계층별 근로능력 정도에 따른 종사상지위 분포

		비빈곤층				빈곤층			
		근로가능	단순근로	근로미약	전 체	근로가능	단순근로	근로미약	전 체
입금 근로자	상용직	28.6	2.2	0.0	26.3	4.4	-	-	2.7
	임시직	13.9	3.7	0.2	12.8	10.9	2.9	0.4	7.3
	일용직	4.9	5.4	0.9	4.8	13.1	7.0	0.6	9.2
	소 계	47.4	11.3	1.1	43.8	28.4	9.9	1.0	19.2
비입금 근로자	고용주	2.2	0.4	-	2.1	0.6	-	-	0.4
	자영자	10.4	6.3	0.3	9.8	19.4	11.6	1.1	13.9
	무급종사자	3.7	2.6	0.8	3.5	9.1	8.7	1.0	7.0
	소 계	16.4	9.3	1.1	15.4	29.1	20.3	2.1	21.2
미취업자	실업자	3.9	5.4	1.4	3.8	8.9	7.3	2.4	7.0
	비경활자	32.4	73.9	96.4	37.0	33.6	62.5	94.5	52.5
	소 계	36.3	79.3	97.8	40.8	42.5	69.8	96.9	59.5
전 체		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

2. 근로빈곤층의 성별·연령별 분포

경제활동인구를 대상으로 성별과 연령별 분포를 살펴보기로 한다. 여기서 주목해야 할 점은 연령별 분포이다. 특히 종사상지위별로 연령별 분포를 파악하는 것은 어떠한 집단이 어떠한 형태의 위험에 노출되어 있으며, 정책지원대상을 어떻게 설정해야 하는가에 대해 중요한 정보를 제공해 준다.

아래 <표 7>은 각 종사상지위별로 남성과 여성의 분포를 비교하고, 남성과 여성 내의 종사상지위별 분포를 나타내고, 이를 다시 소득계층별로 구분한 것이다. 전체 경제활동인구를 대상으로 보면, 소득계층별로 빈곤층에서 상용직, 임시직, 일용직 여성의 비중이 높은 것을 알 수 있다. 반면에 실업률은 빈곤층 여성에 비해 비빈곤층 여성에게서 더 높게 나타나는 것을 알 수 있다. 하지만 이는 비빈곤층 남성의 높은 취업률과 밀접한 관련이 있음에 주의해야 한다. 표 좌측 하단의 빈곤층 여성의 종사상지위를 보면, 무급종사자와 일용직의 비중이 큰 것을 알 수 있다.

〈표 7〉 소득계층별 성별 집단의 종사상지위 분포

(단위: %)

		종사상지위별 %			성별 %		
		전체	남성	여성	전체	남성	여성
전체	상용직	100.0	69.5	30.5	36.6	42.7	27.6
	임시직	100.0	47.6	52.4	19.6	15.7	25.5
	일용직	100.0	56.2	43.8	9.2	8.7	10.0
	고용주	100.0	84.6	15.4	2.9	4.2	1.1
	자영자	100.0	73.9	26.1	17.5	21.6	11.3
	무급종사자	100.0	9.4	90.6	6.8	1.1	15.4
	실업자	100.0	49.5	50.5	7.3	6.1	9.1
	소 계	100.0	59.6	40.4	100.0	100.0	100.0
비빈곤층	상용직	100.0	69.8	30.2	41.7	47.6	32.4
	임시직	100.0	47.7	52.3	20.3	15.9	27.4
	일용직	100.0	60.2	39.8	7.5	7.4	7.7
	고용주	100.0	84.8	15.2	3.3	4.6	1.3
	자영자	100.0	75.0	25.0	15.5	19.1	10.0
	무급종사자	100.0	9.9	90.1	5.6	0.9	12.9
	실업자	100.0	46.6	53.4	6.1	4.6	8.3
	소 계	100.0	61.1	38.9	100.0	100.0	100.0
빈곤층	상용직	100.0	59.0	41.0	5.8	6.9	4.8
	임시직	100.0	46.6	53.4	15.3	14.2	16.4
	일용직	100.0	46.7	53.3	19.4	18.1	20.8
	고용주	100.0	77.8	22.2	0.7	1.0	0.3
	자영자	100.0	70.3	29.7	29.2	40.9	17.5
	무급종사자	100.0	7.7	92.3	14.7	2.2	27.3
	실업자	100.0	56.6	43.4	14.8	16.7	13.0
	소 계	100.0	50.2	49.8	100.0	100.0	100.0

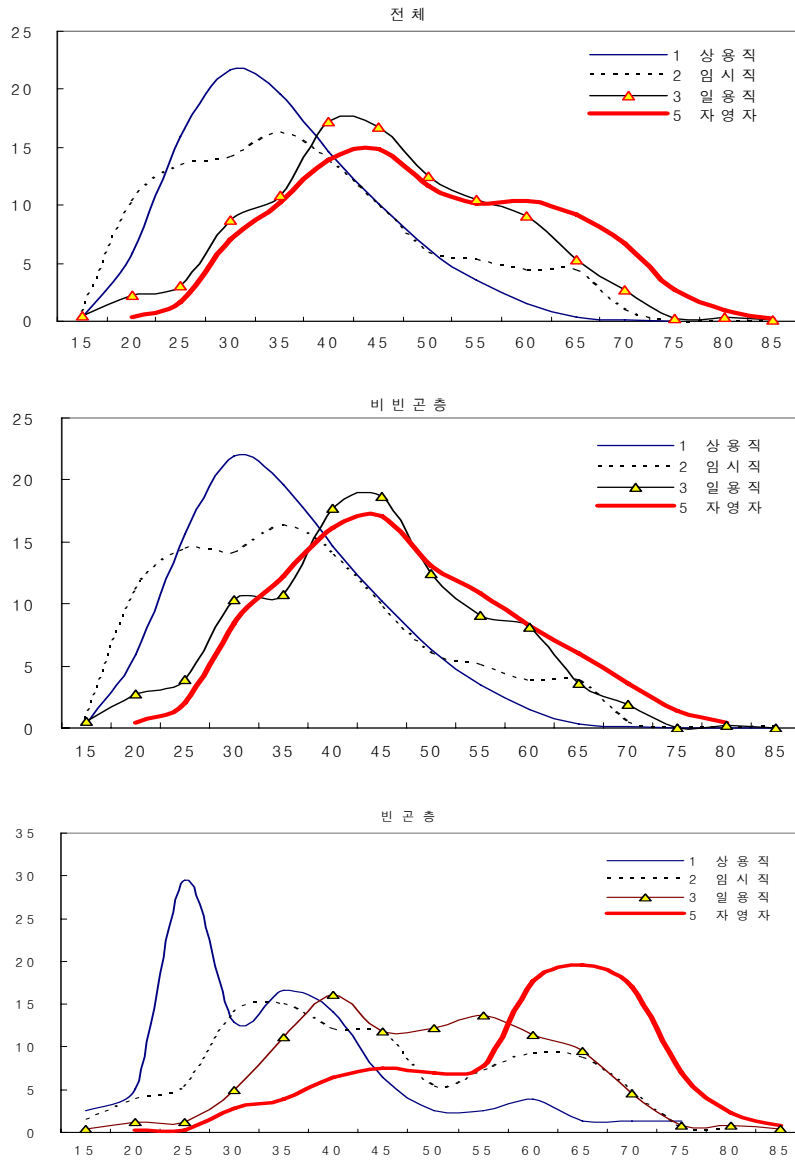
소득계층을 구분한 뒤, 각 종사상지위별로 연령분포(5세 구간)를 나타낸 것이 아래 <표 8>과 [그림 2]이다. 이 표와 그림의 핵심은 근로빈곤층 개념을 정의할 때, 연령을 통제하지 않고서는 제대로 된 지원정책을 설계할 수 없음을 말해준다. 상용직의 낮은 비중과 노인인구 중 자영업자의 높은 비중은 이 집단을 통제하는 것이 필요하다는 점을 나타내는 것이다.

〈표 8〉 소득계층별 종사상지위별 집단의 연령분포

(단위: %)

		상용직	임시직	일용직	자영자	실업자
전 체	15~19세	0.3	0.9	0.5	-	1.3
	20~24세	5.8	10.4	2.3	0.4	9.9
	25~29세	16.0	13.4	3.1	1.6	16.3
	30~34세	21.7	14.1	8.8	7.1	11.1
	35~39세	19.5	16.2	10.8	10.3	13.1
	40~44세	14.6	13.9	17.2	13.9	12.8
	45~49세	10.1	10.0	16.7	14.9	9.1
	50~54세	6.3	5.9	12.5	11.7	5.5
	55~59세	3.5	5.3	10.5	10.1	7.1
	60~64세	1.5	4.4	9.1	10.4	7.6
비빈곤층	65~69세	0.4	4.4	5.3	9.2	4.2
	70세 이상	0.1	1.3	3.3	10.6	2.1
	15~19세	0.3	0.8	0.5	-	1.4
	20~24세	5.9	11.2	2.8	0.4	11.5
	25~29세	15.7	14.4	3.9	2.0	18.1
	30~34세	22.0	14.2	10.4	8.4	10.5
	35~39세	19.6	16.4	10.7	12.3	13.7
	40~44세	14.6	14.1	17.7	16.2	12.7
	45~49세	10.2	9.8	18.7	17.1	9.1
	50~54세	6.3	6.0	12.5	13.1	6.4
빈곤층	55~59세	3.5	5.0	9.1	10.8	6.8
	60~64세	1.5	3.8	8.1	8.2	6.4
	65~69세	0.4	3.8	3.6	6.0	2.6
	70세 이상	0.1	0.5	2.1	5.4	0.8
	15~19세	2.6	1.5	0.4	-	1.5
	20~24세	5.1	3.9	1.1	0.3	5.5
	25~29세	29.5	5.3	1.1	0.3	11.6
	30~34세	12.8	14.1	5.0	2.8	12.6
	35~39세	16.7	15.0	11.1	3.9	11.6
	40~44세	14.1	12.1	16.0	6.4	13.1
45~49세	6.4	11.7	11.8	7.5	9.0	
50~54세	2.6	5.3	12.2	6.9	3.0	
55~59세	2.6	7.3	13.7	7.7	7.5	
60~64세	3.8	9.2	11.5	17.7	11.1	
65~69세	1.3	8.7	9.5	19.5	8.0	
70세 이상	2.6	5.9	6.2	27.0	5.5	
전 체		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

[그림 2] 소득계층별 종사상지위별 집단의 연령분포



주: 각 종사상지위별 집단의 %

아래 <표 10>과 <표 11>은 다양한 의미를 갖는 것으로 해석할 수 있다. 그 중 두 가지를 지적하면, 첫째, 교육수준이 높을수록 종사상지위와 관련해서 상용직근로자로 진입할 확률이 높고, 학력이 낮을수록 일용직과 자영업자로 일할 확률이 높다는 점이다. 그리고 교육수준은 비경제활동인구의 비중에도 중요한 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 물론 이 표와 관련해서도 연령과 성별이 중요한 영향을 미친다는 점을 감안해야 한다. 둘째, 소득계층별로 여성 비경제활동인구의 교육수준별 분포가 다소 차이를 보이고 있음을 알 수 있다. 그것은 빈곤층 여성 비경제활동인구 중 고졸자의 비중이 상대적으로 작다는 점이다. 이는 빈곤층 여성에 대한 고용지원과 관련해서 현실적 접근의 필요성을 시사하는 것이다.

<표 10> 근로능력자의 소득계층에 따른 교육수준과 종사지위의 관계

		무학	초졸	중졸	고졸	초대졸	대졸	대학원졸	전 체
학력별	상용직	3.1	7.9	11.6	23.5	41.7	49.0	68.1	28.6
	임시직	6.1	11.7	14.0	17.9	17.6	10.4	8.4	14.5
	일용직	18.9	16.7	10.7	6.5	2.8	0.9		6.6
	고용주		0.2	0.8	2.2	2.5	4.1	5.0	2.3
	자영자	15.9	15.1	17.4	11.9	6.4	7.6	4.4	11.2
	무급종사자	10.9	10.8	6.8	4.1	1.5	1.1		4.3
	실업자	5.3	4.1	5.2	6.3	5.5	4.5	3.1	5.3
	비경활자	39.8	33.5	33.4	27.6	21.9	22.4	10.9	27.0
	전 체	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
종사 지위별	상용직	0.3	2.9	4.6	32.7	16.1	37.0	6.4	100.0
	임시직	1.3	8.3	11.0	49.1	13.3	15.4	1.6	100.0
	일용직	8.6	26.0	18.4	39.3	4.7	3.0		100.0
	고용주		1.1	4.1	38.4	12.2	38.4	5.9	100.0
	자영자	4.3	13.9	17.6	42.1	6.3	14.7	1.0	100.0
	무급종사자	7.7	26.2	18.1	38.6	3.9	5.5		100.0
	실업자	3.0	8.1	11.1	46.8	11.4	18.2	1.6	100.0
	비경활자	4.5	12.8	14.1	40.8	8.9	17.9	1.1	100.0
	전 체	3.0	10.4	11.4	39.9	11.0	21.6	2.7	100.0

〈표 11〉 근로능력자의 소득계층에 따른 교육수준과 종사지위의 관계

		무학	초졸	중졸	고졸	초대졸	대졸	대학원졸	전 체
비빈곤층	상용직	5.6	10.7	13.4	25.6	43.6	51.0	70.1	32.2
	임시직	9.5	13.0	14.5	18.3	18.0	10.1	7.8	15.0
	일용직	20.1	16.2	9.3	5.8	2.7	0.7	-	5.5
	고용주	-	0.2	1.0	2.4	2.5	4.2	5.2	2.5
	자영자	12.8	14.9	18.3	11.8	6.4	7.5	3.9	10.9
	무급종사자	10.6	9.7	6.9	3.9	1.5	1.0	-	3.7
	실업자	4.5	3.9	3.8	5.3	4.3	3.8	2.9	4.5
	비경활자	36.9	31.3	32.8	26.9	21.0	21.8	10.1	25.6
전 체	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
빈곤층	상용직	0.6	1.1	3.9	5.2	19.2	9.9	9.1	4.8
	임시직	2.8	8.5	11.3	14.6	12.1	15.7	27.3	11.2
	일용직	17.8	17.8	16.7	13.4	4.0	5.8	-	14.2
	고용주	-	0.3	-	0.8	3.0	1.7	-	0.7
	자영자	18.9	15.8	13.6	12.0	6.1	10.7	18.2	13.6
	무급종사자	11.1	13.4	7.0	6.0	2.0	2.5	-	8.0
	실업자	6.1	4.6	10.9	14.0	20.2	19.0	9.1	11.1
	비경활자	42.8	38.5	36.6	33.9	33.3	34.7	36.4	36.5
전 체	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
비빈곤층	상용직	0.3	2.8	4.4	32.7	15.9	37.4	6.5	100.0
	임시직	1.1	7.3	10.2	49.9	14.0	15.9	1.5	100.0
	일용직	6.3	24.5	17.9	42.7	5.8	2.8		100.0
	고용주		0.8	4.2	38.2	11.5	39.3	6.1	100.0
	자영자	2.0	11.5	17.8	44.6	6.8	16.3	1.1	100.0
	무급종사자	4.9	21.7	19.4	42.9	4.7	6.5		100.0
	실업자	1.7	7.3	9.1	48.8	11.2	19.9	1.9	100.0
	비경활자	2.5	10.2	13.5	43.0	9.6	20.0	1.2	100.0
전 체	1.7	8.4	10.6	41.0	11.7	23.6	3.0	100.0	
빈곤층	상용직	1.4	5.5	13.7	35.6	26.0	16.4	1.4	100.0
	임시직	2.9	18.0	16.9	42.4	7.0	11.0	1.7	100.0
	일용직	14.7	29.8	19.7	30.7	1.8	3.2		100.0
	고용주		10.0		40.0	30.0	20.0		100.0
	자영자	16.3	27.9	16.8	28.8	2.9	6.3	1.0	100.0
	무급종사자	16.4	40.2	14.8	24.6	1.6	2.5		100.0
	실업자	6.5	10.0	16.5	41.2	11.8	13.5	0.6	100.0
	비경활자	13.8	25.2	16.8	30.2	5.9	7.5	0.7	100.0
전 체	11.7	23.9	16.8	32.6	6.5	7.9	0.7	100.0	

4. 기초분석에 대한 요약

본 절에서는 취업상태 및 종사상지위가 소득지위에 미치는 영향을 살펴보고, 각 종사상지위별로 <근로능력·성별·연령·교육수준>이 어떠한 관련성이 있는지 살펴 보았다. 이 분석결과는 지금까지 빈곤층에 대한 연구가 보여주었던 결과와 크게 다르지 않다.

첫째, 종사상지위는 각 개인의 근로소득, 더 나아가 가구소득에 매우 큰 영향을 미친다는 점이다. 이는 종사상지위와 소득지위가 밀접한 관련을 갖고 있다는 점을 통해 확인할 수 있다. 상용직근로자가 빈곤층으로 진입할 개연성이 낮고, 임시직과 일용직으로 갈수록 빈곤층이 될 개연성이 높다는 것을 의미한다. 이는 앞서 언급하였던 것처럼, 종사상지위가 이미 그 안에 소득과 고용불안 등을 함축하고 있기 때문이다.

둘째, 종사상지위별로 각 개인의 인구학적 특성이 어떻게 분포하고 있는지 살펴보면, 건강상태(근로능력 정도)가 나쁠수록, 여성일수록, 청년 또는 노인일수록, 교육수준이 낮을수록 빈곤층이 될 개연성이 높은 것을 알 수 있다. 이와 관련해서는 빈곤 결정요인과 관련된 기존의 연구결과들을 통해 쉽게 확인할 수 있다.

하지만 근로빈곤층 지원정책은 취업상태의 동태적 변화를 이해함으로써 보다 구체성을 가질 수 있을 것이다. 그리고 특정 기간 중 취업과 실업의 단락(spells) 및 길이, 노동의 하향이동과 상향이동, 업종 간 변화는 중요한 특성이 될 것이다.

제4절 근로빈곤층의 취업 및 실업특성

1. 미시적 접근과 거시적 접근

이 절에서는 근로빈곤층의 고용안정성 또는 고용변동을 분석하는 방법으로 미시적 접근과 거시적 접근을 구분하고자 한다. 참고로 미시적 접근은 단기간의 취업상태 변화가 소득에 미치는 영향을 분석하는 방식으로 간주하고, 거시적 접근은 고용

유지기간(Job Tenure)이 소득에 미치는 영향을 분석하는 방식으로 간주할 것이다.

<미시적으로> 근로빈곤층은 고용지위의 변화가 상대적으로 잦고, 고용지위의 변화가 소득지위의 변화에 반복적으로 영향을 미치는 특성을 보인다. 이는 앞서 언급 하였던 근로빈곤층의 인구학적 특성 및 취업상태 구성을 통해 쉽게 추론해 볼 수 있다. 근로빈곤층은 비빈곤층에 비해 일용직근로자, 자영업자, 실업자의 비중이 높으며, 이들의 <고용불안·실업·저임금>은 소득지위의 반복적 변화에 영향을 미칠 개연성이 큰 것이다. 이와 관련해서, 최근 발표된 한 연구보고서는 매우 흥미로운 분석결과를 보여주고 있다. 이 연구결과에 따르면, 2003년~2005년까지 3년간 1분기 이상 빈곤을 경험한 가구의 비율이 전체 가구의 35.1%에 달하며, 그 중 계속빈곤을 경험한 가구가 4.1%, 반복적으로 빈곤을 경험한 가구가 16.1%, 일시적으로 빈곤을 경험한 가구가 14.9%로 추정되고 있다. 그리고 이러한 소득지위 변화에 영향을 미치는 가장 큰 요인은 종사상지위라고 말할 수 있다(노대명 외, 2006; 이병희 외, 2006).

하지만 근로빈곤층의 고용·소득의 동태적 특성을 설명함에 있어, 고용단절과 소득단절간의 상관관계는 여전히 규명해야 할 많은 숙제를 남겨두고 있는 것처럼 보인다. 지금까지 가장 많이 활용된 방법은 종사상지위의 변화를 통해 고용변동성을 파악하는 것이다. 하지만 종사상지위의 변화로는 고용변동의 실태를 정확하게 파악하기 힘들다는 문제점이 존재한다. 상용직에서 비상용직으로의 고용변동은 소득의 급격한 변화 - 주로 감소 - 를 동반한다는 점에서 근로빈곤층으로의 진입에 영향을 미치지만, 임시직과 일용직은 종사상지위의 변동이 발생하더라도 소득지위의 변동에 미치는 영향이 크지 않기 때문이다. 빈곤층 중 임시직 및 일용직의 비중이 크다는 점 또한 소득계층의 변동에 영향을 미치지 않는 것처럼 해석될 수 있을 것이다. 하지만 더 큰 문제점은 임시직과 일용직의 경우, 종사상지위의 변동이 없어도 내부적으로 단기간의 고용단절을 반복하는 특성이 있다는 것이다. 이는 근로빈곤층의 소득 변화에 영향을 미치는 고용변동량을 파악하는 보다 구체적인 방식이 필요하다는 것을 의미한다.

<거시적으로는> 근로빈곤층의 고용유지기간을 통해 고용안정성의 정도를 가늠하는 것이다. 이는 인구학적 특성, 취업특성, 그리고 노동시장특성이 고용안정에 어떤

한 영향을 미치는지 살펴보는 것이다. 선형적으로 근로빈곤층의 인구학적 특성과 취업특성은 고용유지기간에 부정적인 영향을 미칠 것으로 예상해 볼 수 있다. 즉, 빈곤층의 고용유지기간이 비빈곤층에 비해 매우 짧게 나타날 개연성이 큰 것이다. 어찌 보면, 이는 너무도 당연한 결과이다. 빈곤층이란 <저임금·실업·고용단절>이 누적된 결과로 나타나는 경향이 있기 때문이다.

이 주제와 관련해서 우리의 관심은 동일한 특성을 가진 집단에게서 나타나는 고용유지기간의 차이가 어떠한 요인에서 비롯되는지 살펴보는 것이다. 그것은 통제하는 변수에 따라 상이한 정책적 함의를 가질 수 있을 것이다. 예를 들면, 동일한 상용직이라도 어떠한 요인에 의해 고용유지기간의 차이가 나타나는지 살펴보는 것이다. 이러한 경우, 산업과 기업 등의 요인이 중요한 영향을 미칠 수 있을 것이다. 이러한 분석을 통해 우리는 한편으로는 안정된 일자리가 어떠한 세대에 집중되어 있으며, 다른 한편으로는 세대 내의 어떤 집단이 취약한 일자리에 위치하고 있는지 좀 더 구체적으로 이해할 수 있을 것이다.

이 절에서는 이 두 가지 접근방식 중 후자에 초점을 맞추어 분석하고자 한다. 그 이유는 전자의 경우, 개인의 고용변동을 파악할 수 있는 변수를 필요로 하나, 여기서 활용하고 있는 데이터를 통해서는 필요한 정보를 충분히 확보할 수 없기 때문이다.⁴²⁾ 따라서 여기서는 2005년 12월 현재 취업자의 고용유지기간이 하위집단별로 어떠한 차이를 보이는지 설명하는데 초점을 둘 것이다. 참고로 분석은 임금근로자에 국한할 것이다. 비임금근로자의 경우, 고용유지기간이 별 다른 의미를 갖기 않기 때문이다.

2. 고용유지기간(Job Tenure)과 연령

여기서는 분석대상을 근로능력을 가진 취업자 집단으로 통제할 것이다. 그것은 근로능력자이며, 연령이 15세~64세이고, 비학생인 집단을 지칭한다. 그리고 근로능력자 중 빈곤층을 근로능력빈곤층으로 간주할 것이다.

아래 <표 12>와 [그림 3]은 소득계층별, 종사상지위별로 평균 고용유지기간을 나

⁴²⁾ 한국복지패널에서 연간 고용변동량은 매우 적은 케이스에서 나타나고 있어, 분석에 한계가 있다.

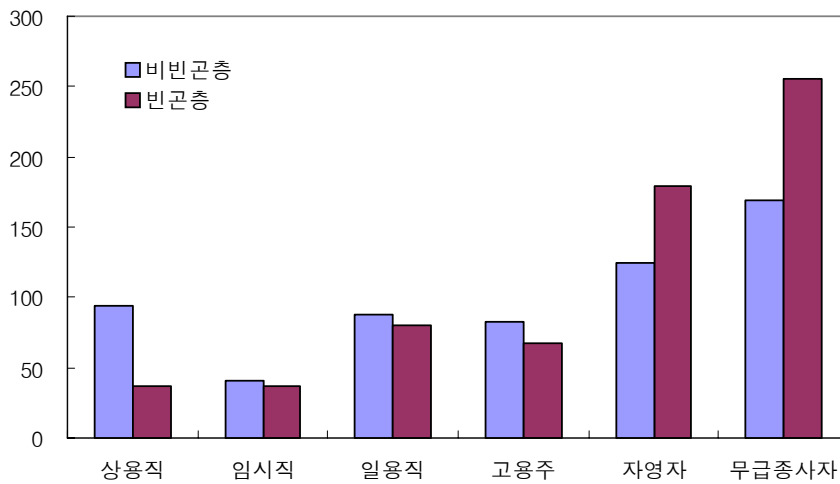
타낸 것이다. 이 표와 그림에 따르면, 다음과 같은 흥미로운 현상을 확인할 수 있다. 먼저 상용직은 빈곤층의 고용유지기간이 비빈곤층에 비해 현저하게 짧다는 것을 알 수 있다. 이어 임시직과 일용직은 소득계층에 따라 큰 차이가 나타나지 않는 것을 알 수 있다. 끝으로 자영자와 무급가족종사자의 경우에는 빈곤층의 고용유지기간이 훨씬 길다는 것을 알 수 있다.

〈표 12〉 소득계층별·종사지위별 고용유지기간

(단위: 월)

	비빈곤층	빈곤층	전체
상용직	93.9	36.9	92.7
임시직	41.1	37.2	40.8
일용직	87.4	80.3	85.4
고용주	82.1	67.2	81.6
자영자	124.8	179.8	133.3
무급종사자	169.3	255.6	189.9
전체	90.5	118.9	93.3

[그림 3] 소득계층별·종사상지위별 고용유지기간(Job Tenure)



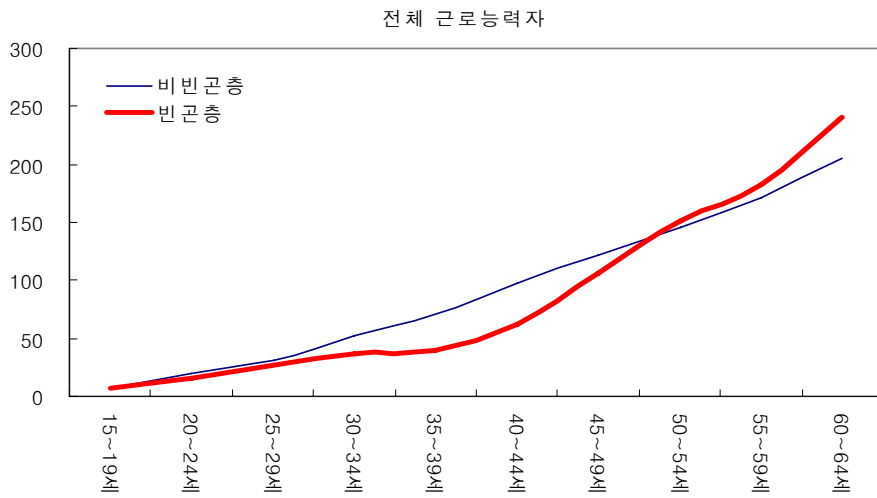
아래 <표 13>와 [그림 4]와 [그림 5]는 소득계층별·취업상태별 평균 고용유지기간을 연령대별로 구분하여 살펴본 것이다. 먼저 [그림 4]는 전체 근로능력자를 소득계층별 집단으로 구분한 뒤, 각 연령집단의 평균 고용유지기간을 살펴본 것이다. 이 그림은 빈곤층의 평균 고용유지기간이 상대적으로 짧게 나타나는데, 특히 30대~40대의 근로빈곤층의 고용유지기간이 상대적으로 짧게 나타나는 것을 알 수 있다. 그리고 이어지는 [그림 5]는 임금근로자와 비임금근로자의 소득계층별 연령집단별 고용유지기간을 나타내고 있다. 이 그림은 고용유지기간과 관련해서 빈곤층 임금근로자의 고용유지기간은 현저한 격차를 나타내는 반면, 비임금근로자의 고용유지기간은 소득계층과 별 상관관계가 없음을 나타내고 있다.

<표 13> 소득계층별·연령별 고용유지기간(Job Tenure)

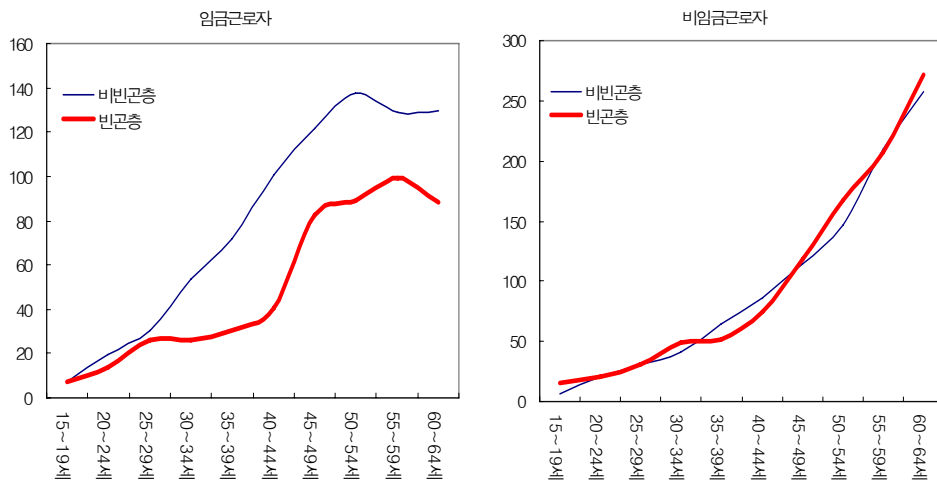
(단위: 월)

	전 체			임금근로자			비임금근로자		
	비빈곤층	빈곤층	전 체	비빈곤층	빈곤층	전 체	비빈곤층	빈곤층	전 체
15~19세	7.2	7.4	7.3	7.2	7.4	7.3	5.9	15.0	8.8
20~24세	19.8	16.1	19.6	19.7	13.8	19.5	20.5	20.6	20.5
25~29세	30.8	27.0	30.6	30.7	25.8	30.5	31.0	31.3	31.0
30~34세	52.1	36.6	51.2	53.7	26.2	52.4	41.6	48.8	42.5
35~39세	71.0	39.5	68.7	72.0	30.7	69.3	63.9	52.1	62.1
40~44세	97.7	61.6	94.4	100.6	40.8	95.5	86.2	75.2	84.5
45~49세	121.6	106.3	120.2	121.5	82.6	118.1	114.1	118.7	114.7
50~54세	145.1	151.7	145.9	137.6	89.2	132.6	146.5	167.5	150.5
55~59세	171.8	181.9	173.7	128.9	99.3	123.9	210.0	207.6	209.4
60~64세	205.8	241.0	217.2	129.7	88.3	119.8	256.9	271.8	262.7
전 체	90.5	118.9	93.3	78.2	57.4	76.6	118.2	155.3	125.3

[그림 4] 소득계층별 · 연령별 고용유지기간(Job Tenure)



[그림 5] 소득계층별 · 종사지위별 · 연령별 고용유지기간(Job Tenure)



주: 단위 = 월

이어지는 <표 14>와 [그림 6]은 근로능력자를 종사상지위와 소득계층으로 구분한

뒤, 각 집단의 연령대별로 평균 고용유지기간을 살펴본 것이다. 아래 [그림 6]은 위의 [그림 5]를 보완해 주는 역할을 하고 있다. 이 그림은 임금근로자 중 빈곤층의 평균 고용유지기간이 비빈곤층의 그것에 비해 크게 낮은 이유가 상용직근로자에 있음을 말해주기 때문이다. 상용직근로자는 소득계층별로 고용유지기간이 현저한 차이를 보이는데 비해, 임시직은 44세 이하 빈곤층이 비빈곤층에 비해 고용유지기간이 짧은 양상을 나타내며, 일용직은 그가 빈곤층인지 비빈곤층인지에 따라 큰 차이를 보이지 않고 있다. 이는 종사상지위가 이미 고용변동과 고용안정성을 대변하는 역할을 하고 있음을 의미하는 것이다.

〈표 14〉 근로능력자의 소득계층별·종사지위별·연령별 고용유지기간

		임금근로자			비임금근로자			전 체
		상용직	임시직	일용직	고용주	자영자	무급종사	
비빈곤층	15~19세	11.0	4.7	5.9				7.2
	20~24세	21.2	17.9	19.6	36.0	22.9	9.5	19.8
	25~29세	34.3	22.9	29.3	31.3	32.9	29.2	30.8
	30~34세	62.3	30.8	40.7	24.2	47.3	44.0	52.1
	35~39세	87.9	38.9	50.4	63.2	64.8	78.1	71.0
	40~44세	130.0	51.0	72.5	83.0	84.2	115.8	97.7
	45~49세	160.5	60.2	90.2	99.3	127.0	125.2	121.6
	50~54세	177.6	71.2	113.6	101.0	142.3	210.7	145.1
	55~59세	170.3	62.2	140.7	133.0	213.5	334.8	171.8
	60~64세	185.9	58.9	162.9	201.8	257.3	384.7	205.8
전 체	93.9	41.1	87.4	82.1	124.8	169.3	90.5	
빈곤층	15~19세	1.3	10.4	15.0				7.4
	20~24세	14.5	14.0	12.2		13.4	36.6	16.1
	25~29세	32.2	12.7	24.8		14.3	36.9	27.0
	30~34세	38.9	22.4	24.4	54.0	50.2	86.6	36.6
	35~39세	23.9	21.6	43.0	60.2	49.2	77.6	39.5
	40~44세	35.0	28.9	49.6	10.8	101.2	111.8	61.6
	45~49세	101.3	68.5	90.4	47.1	129.9	164.9	106.3
	50~54세	37.9	65.8	101.0	55.2	167.6	307.9	151.7
	55~59세	76.0	51.8	121.2		223.5	337.2	181.9
	60~64세	49.2	53.7	113.1	213.0	269.7	433.2	241.0
전 체	36.9	37.2	80.3	67.2	179.8	255.6	118.9	

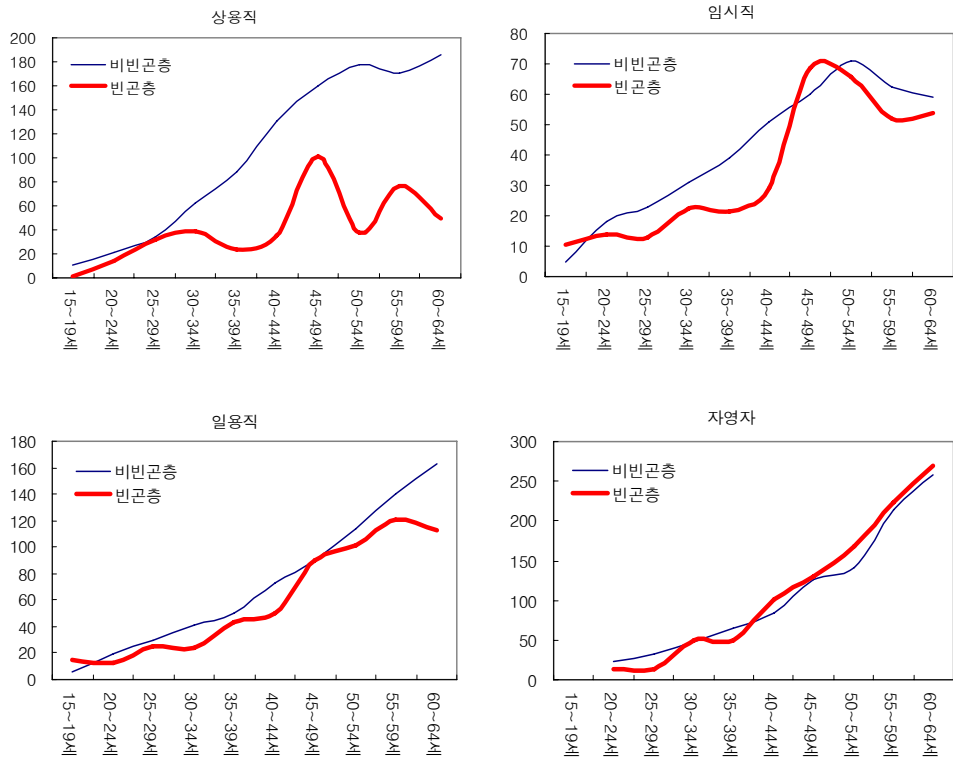
아래 [그림 6]과 관련해서 몇 가지 사항을 보충하여 설명하면 아래와 같다. 먼저 상용직의 경우, 비빈곤층의 고용유지기간이 전반적으로 높게 나타나고 있지만, 빈곤층의 경우에도 40대 집단에서 고용유지기간이 매우 높게 나타나는 것을 알 수 있다. 이는 다음과 같은 의문을 제기하게 한다. 그것은 상대적으로 고용이 안정된 상용직으로 일함에도 불구하고 빈곤층으로 전락하게 된 이유에 관한 것이다. 이에 대한 설명 중 하나는 이들 빈곤층 상용직 근로자 중 상당수가 고용계약을 맺지 않은 영세사업체에서 장기간 근로한 집단일 개연성이 높다는 점이다. 그리고 또 한 가지 흥미로운 사실은 20대 상용직의 평균 고용유지기간은 소득계층별로 큰 차이를 보이지 않으나, 30대 이후 현격한 차이를 보이게 된다는 점이다. 이는 30대 이상 상용직 근로자의 상당수가 최근에 노동의 하향이동 추세에 따라 저임금근로자로 전직한 집단일 개연성이 높다는 것을 말해준다.

이어 임시직의 경우, 전체적으로 고용유지기간이 다른 종사상집단에 비해 현저히 짧게 나타나는 것을 알 수 있다. 그리고 빈곤층 임시직근로자는 40대 후반 고용유지기간이 급격히 상승하는 것을 알 수 있다. 이를 보완하는 것이 [그림 7]이다. 이 그림은 임시직근로자 중 빈곤층 남성과 여성은 각각 40대와 50대에서 고용유지기간이 급격하게 증가하고 있음을 보여준다. 이는 이들 중 상당수가 새로운 상용직 일자리를 발견하지 못함에 따라, 임시직으로 장기간 체류하는 집단으로 구성되어 있음을 시사하는 것이다.

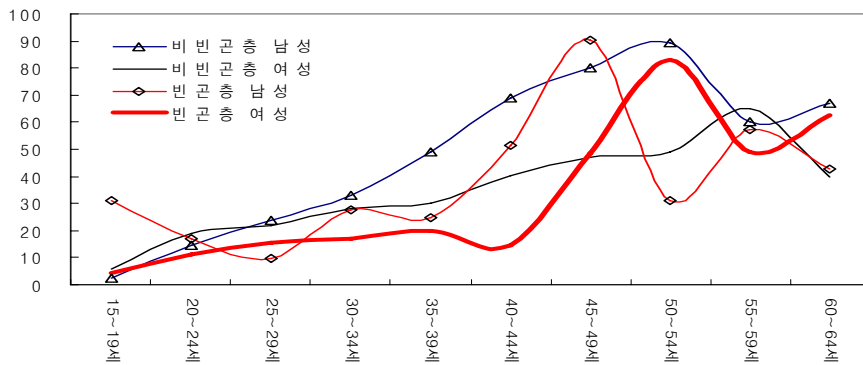
끝으로 일용직근로자와 자영업자의 경우, 고용유지기간이 소득계층별로 별다른 차이가 나타나지 않고 있음을 알 수 있다. 다만 흥미로운 점은 일용직근로자와 자영업자의 고용유지기간이 임시직근로자에 비해 매우 높게 나타나고 있다는 점이다. 이는 이들 집단이 저임금 및 저소득 상태에서 장기간 동일한 근로에 머물러 있는 집단으로 구성되어 있음을 시사하는 것으로 이해할 수 있다. 달리 표현하면, 이들 중 상당수는 오래기간 일용직의 함정에 빠져 있는 집단으로 구성되어 있을 개연성이 존재하는 것이다.

[그림 6] 소득계층별 · 연령별 · 종사지위별 고용유지기간

(단위: 개월)



[그림 7] 근로능력자 중 임시직근로자의 성별, 소득계층별, 연령별 고용유지기간



3. 고용유지기간에 대한 노동시장 환경

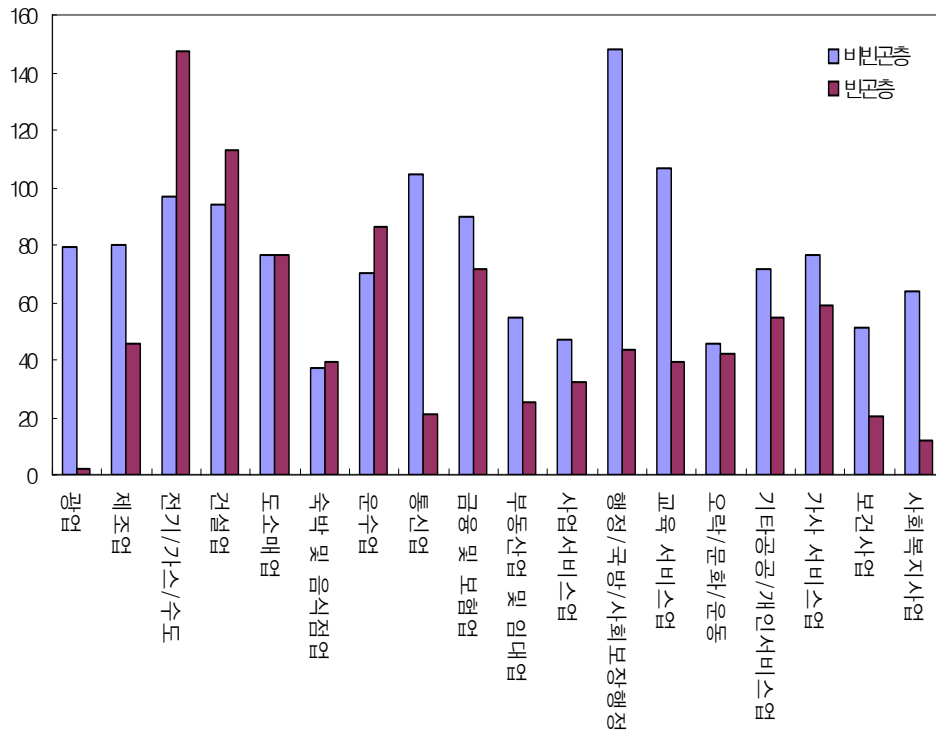
앞서 고용유지기간이 각 개인의 인구학적 특성에 따라 어떻게 차이를 보이는지 살펴보았다. 하지만 여기서는 고용유지기간이 노동시장환경에 의해 어떻게 규정되고 있는지 살펴보기로 한다. 그것은 각 개인이 어떠한 업종에서 어떠한 규모의 기업체에서 어떠한 직무를 담당하고 있는가에 따라 고용유지기간이 차이를 보이는지 확인하는 것이다. 전체 분석대상 집단을 근로능력자로 통제된 뒤, 동일한 업종 및 직무에 참여하는 집단의 고용유지기간이 소득지위에 따라 큰 차이를 나타내는지 살펴볼 것이다. 하지만 이 분석과 관련해서 각 업종 및 직종별로 참여하는 근로자의 평균연령이 상이할 수 있다는 점에 주목해야 한다. 따라서 고용유지기간과 관련해서는 해당 업종 및 직종의 평균 연령을 함께 고려해야 하는 것이다.

아래 <표 15>는 주요 업종별로 고용유지기간이 현저한 차이를 보이며, 소득계층별로도 기간의 차이가 나타나는 것을 확인할 수 있다. 하지만 농업과 임업 그리고 어업의 경우에는 중고령인구가 큰 비중을 차지함에 따라, 고용기간이 타 업종 종사자에 비해 매우 큰 것을 알 수 있다. 이는 우측의 평균연령을 통해서 확인할 수 있다. 문제는 전체 고용유지기간에 농임어업을 포함시키는 경우와 시키지 않는 경우, 전체 평균 고용유지기간에 큰 영향을 미친다는 점이다. 농임어업을 제외하고 고용유지기간이 가장 긴 업종은 공공부문으로 나타나고 있다. 이는 행정부문의 고용안정 및 정년보장 등에 기인한 것으로 판단된다. 교육부문 또한 유사한 특성을 갖는 것으로 판단된다. 소득계층별로 고용유지기간을 보면, 많은 업종에서 비빈곤층이 빈곤층에 비해 고용유지기간이 긴 것으로 나타나고 있다. 하지만 이는 빈곤층의 평균연령이 높다는 점을 감안해서 해석해야 할 것이다.

〈표 15〉 소득계층별, 업종별 고용유지기간

	고용기간			평균연령		
	비빈곤층	빈곤층	전체	비빈곤층	빈곤층	전체
농업 및 임업	265	265	265	52	54	53
어업	285	184	261	50	45	49
광업	79	2	75	37	56	38
제조업	80	45	78	39	40	39
전기/가스/수도	97	147	98	37	53	37
건설업	94	113	96	42	45	42
도소매업	77	76	77	39	44	39
숙박 및 음식점업	37	39	38	42	44	42
운수업	70	86	71	42	43	42
통신업	104	21	99	36	28	35
금융 및 보험업	90	72	89	37	41	37
부동산업 및 임대업	55	25	52	43	44	43
사업서비스업	47	32	46	37	45	38
행정/국방/사회보장행정	148	44	145	39	48	40
교육 서비스업	107	39	105	38	34	37
오락/문화/운동	46	42	46	35	44	36
기타공공/개인서비스업	71	55	69	43	47	43
가사 서비스업	76	59	72	48	50	49
보건사업	51	20	50	32	38	32
사회복지사업	64	12	61	43	41	43
합계	91	121	94	40	47	41
합계(농림업 제외)	81	60	79	39	44	40

[그림 8] 소득계층별, 업종별 고용유지기간

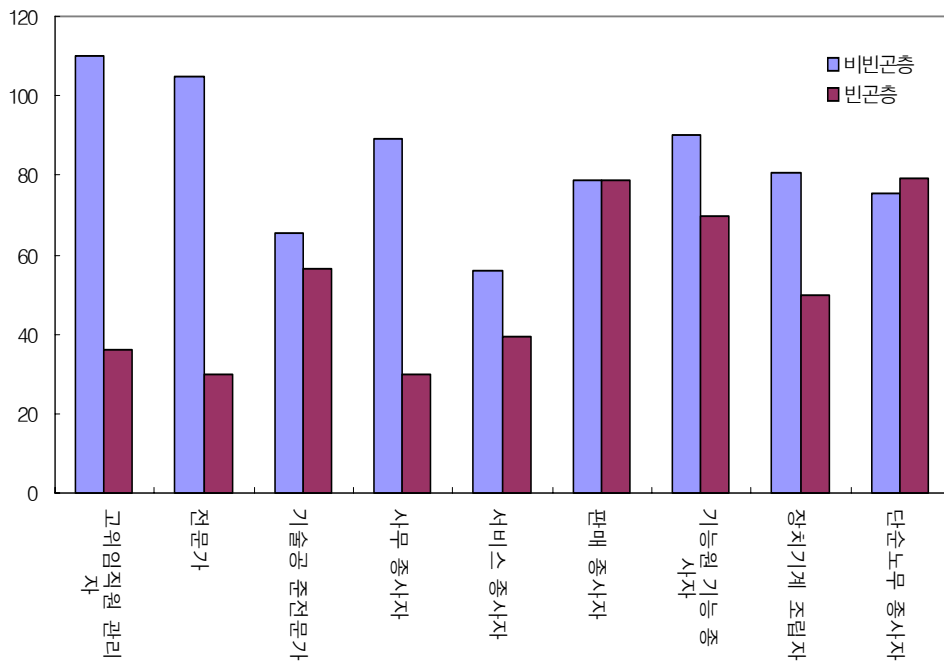


근로능력자의 직무별, 소득계층별로 고용유지기간과 평균연령을 살펴보면, 아래 <표 16>과 같다. 농림어업 종사자를 제외하고 고용유지기간이 가장 긴 집단은 관리자 집단 및 전문가 집단으로 나타나고 있다. 농림어업을 제외하고 전체 평균 고용유지기간과 비교할 때, 기능원 및 사무종사자의 고용유지기간 또한 상대적으로 높은 것으로 나타나고 있다.

〈표 16〉 소득계층별, 직종별 고용유지기간

	고용기간			평균연령		
	비빈곤층	빈곤층	전체	비빈곤층	빈곤층	전체
고위임직원 관리자	110	36	109	45	49	45
전문가	105	30	103	36	35	36
기술공 준전문가	65	56	65	36	36	36
사무 종사자	89	30	88	36	30	35
서비스 종사자	56	39	54	40	43	41
판매 종사자	79	79	79	40	44	40
농림어업 종사자	271	277	273	52	54	53
기능원 기능 종사자	90	70	89	40	42	41
장치기계 조립자	81	50	79	41	43	41
단순노무 종사자	76	79	76	45	49	46
합계	90	119	93	40	47	41
합계(농림업 제외)	81	64	80	39	44	40

[그림 9] 소득계층별, 직종별 고용유지기간

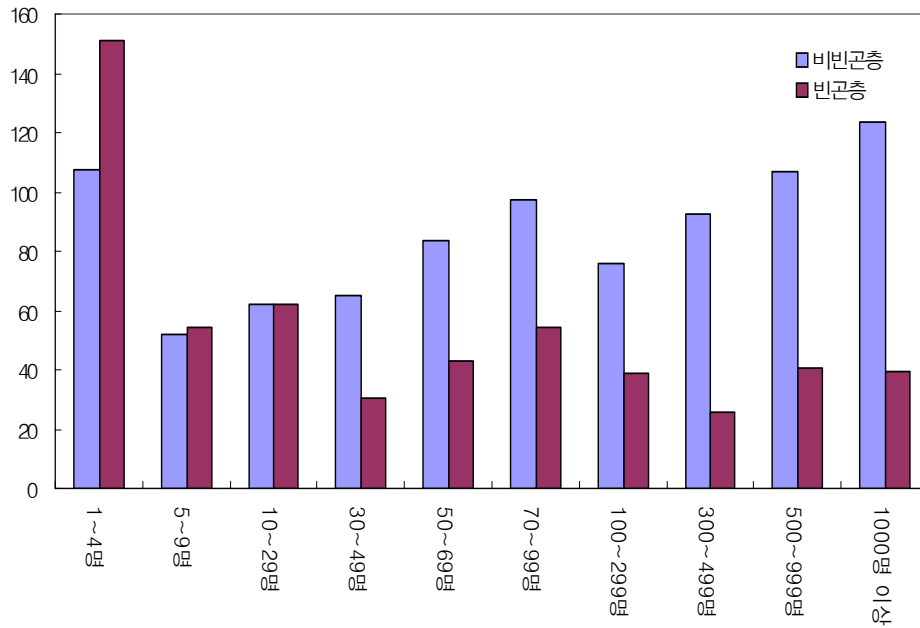


또한 사업체 규모에 따라 종사자의 고용유지기간에 현저한 차이가 나타나는지 살펴볼 필요가 있다. 물론 최근 들어 대규모 사업체에서도 임시직에 대한 고용을 확대하는 추세에 있다는 점에서 사업체 규모가 고용유지기간에 큰 영향을 미치지 않을 수 있다. 하지만 아래 <표 17>과 [그림 10]은 다음 두 가지 흥미로운 사실을 보여주고 있다. 먼저 피고용자가 4명 이하인 소규모사업체 종사자의 평균 고용유지기간이 매우 높게 나타나고 있다는 것이고, 이어 사업체 규모가 커질 수록 해당 사업체 종사자의 고용유지기간이 증가하는 추세가 나타난다는 점이다.

<표 17> 소득계층별, 사업체 규모별 고용유지기간

	고용유지기간			평균연령		
	비빈곤층	빈곤층	전체	비빈곤층	빈곤층	전체
1~4명	108	151	115	44	49	45
5~9명	52	54	52	38	42	39
10~29명	62	62	62	38	44	39
30~49명	65	31	63	37	42	38
50~69명	84	43	82	39	34	39
70~99명	97	54	96	39	40	39
100~299명	76	39	74	37	40	37
300~499명	92	26	90	38	36	38
500~999명	107	40	105	37	36	37
1000명 이상	123	40	122	38	38	38
합 계	91	120	94	40	47	41

[그림 10] 소득계층별, 사업체 규모별 고용유지기간



아래 <표 18>은 전 업종에서 여성에 비해 남성의 고용유지기간이 길다는 점을 확인시켜 주고 있다. 이는 여성이 거의 모든 업종에서 임시직이나 일용직 등으로 고용될 개연성이 높다는 점과 출산 등의 이유로 고용단절을 경험한 뒤, 해당 일자리로 복귀하지 못하였을 개연성을 말해주는 것이다. 그리고 이어지는 <표 19>의 직종별 분석에서도 여성은 남성에 비해 모든 직종에서 고용유지기간이 짧게 나타나는 것을 확인할 수 있다.

〈표 18〉 성별, 업종별 고용유지기간

	고용기간		평균연령	
	남성	여성	남성	여성
광업	81	43	40	25
제조업	90	50	39	38
전기/가스/수도	103	68	38	30
건설업	100	55	42	37
도소매업	81	71	40	39
숙박 및 음식점업	43	36	39	43
운수업	73	55	43	33
통신업	113	58	36	31
금융 및 보험업	114	60	39	35
부동산업 및 임대업	56	45	43	41
사업서비스업	52	36	40	33
행정/국방/사회보장행정	161	91	41	36
교육 서비스업	160	77	43	35
오락/문화/운동	51	39	38	34
기타공공/개인서비스업	75	61	43	44
가사 서비스업	180	68	55	49
보건사업	60	48	37	31
사회복지사업	76	51	46	40
합계	93	57	40	38

〈표 19〉 성별, 직종별 고용유지기간

	고용기간		평균연령	
	남성	여성	남성	여성
고위임직원 관리자	112	63	45	42
전문가	132	79	41	33
기술공 준전문가	76	46	38	32
사무 종사자	107	59	38	31
서비스 종사자	78	40	40	41
판매 종사자	83	74	40	41
기능원 기능 종사자	92	71	40	41
장치기계 조립자	84	45	41	39
단순노무 종사자	88	60	45	47
합계	93	59	41	38

아래 <표 20>은 교육수준에 따라 업종별 평균 고용유지기간을 나타낸 것이다. 이

표에 따르면, 전체적으로 중졸이하 학력자의 고용유지기간이 가장 길고, 다음이 초대졸 이상 학력자, 고졸 학력자 순으로 나타나고 있다. 흥미로운 점은 업종에 따라 참여하는 집단의 교육수준별로 엇갈리는 결과가 나타나고 있다는 것이다.

〈표 20〉 교육수준별 업종별 고용유지기간

	고용기간			평균연령		
	중졸이하	고졸	초대졸이상	중졸이하	고졸	초대졸이상
광업	64	51	101	49	32	37
제조업	92	78	73	48	38	35
전기/가스/수도	139	96	98	48	37	36
건설업	157	87	53	50	41	37
도소매업	124	73	60	50	38	36
숙박 및 음식점업	49	32	34	49	39	38
운수업	74	70	72	53	40	35
통신업	162	78	105	37	35	35
금융 및 보험업	99	88	89	47	38	36
부동산업 및 임대업	99	58	37	56	41	42
사업서비스업	55	56	41	54	40	34
행정/국방/사회보장행정	118	181	134	53	42	37
교육 서비스업	107	57	110	51	37	37
오락/문화/운동	42	47	46	50	35	33
기타공공/개인서비스업	79	64	64	52	39	39
가사 서비스업	79	55	28	50	49	35
보건사업	35	38	56	50	30	32
사회복지사업	57	21	76	53	46	39
합계	96	73	78	50	39	36

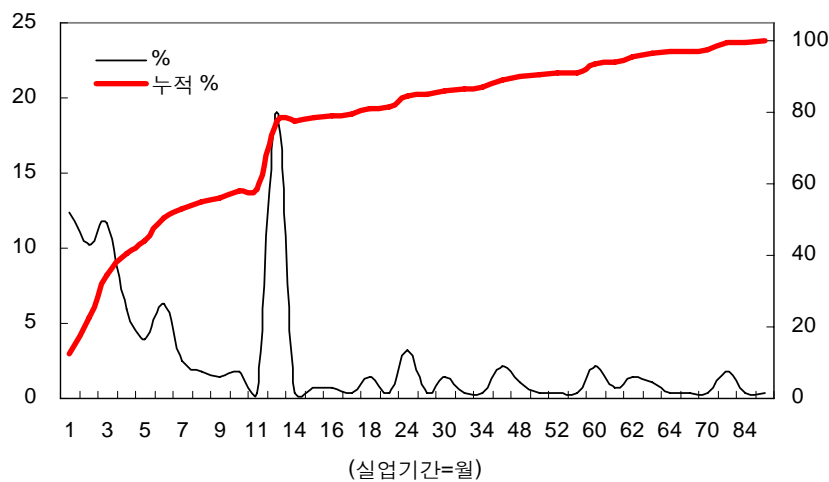
〈표 21〉 교육수준별 직종별 고용유지기간

	고용기간			평균연령		
	중졸이하	고졸	초대졸이상	중졸이하	고졸	초대졸이상
고위임직원 관리자	34	82	121	46	45	44
전문가	23	83	105	46	33	37
기술공 준전문가	139	77	61	51	39	35
사무 종사자	120	89	86	44	36	35
서비스 종사자	61	53	49	49	39	36
판매 종사자	132	71	64	51	39	37
기능원 기능 종사자	128	86	59	47	40	36
장치기계 조립자	93	81	61	50	40	36
단순노무 종사자	96	60	44	52	40	42
합계	98	74	78	50	39	36

4. 실업자의 구직기간 및 구직어려움

앞서 취업자의 고용유지기간이 각 개인의 고용안정성을 나타내는 중요한 지표였다면, 실업자의 구직기간은 노동시장여건과 각 구직자의 특성을 파악하는데 유용한 지표라고 말할 수 있다. 아래 [그림 11]은 2005년 12월 시점에서 실업자의 구직기간을 살펴본 것이다. 이 그림에 따르면, 우리사회의 실업자는 12개월 미만의 단기실업자가 전체 실업자의 약 77.8%를 차지하고 있음을 알 수 있다. 이는 12개월 이상 장기실업자의 비중이 약 22.2%로 추정된다는 것을 의미한다.⁴³⁾

[그림 11] 2005년 12월 현재 실업자의 구직기간별 분포



이제 구직기간이 소득계층, 근로능력유무, 성별 등에 따라 어떠한 차이를 보이는지 살펴볼 필요가 있다. 아래 <표 22>는 빈곤층에 비해 비빈곤층의 평균 구직기간이 약 1.5개월 짧고, 남성에 비해 여성의 평균 구직기간이 약 1.9개월 짧다는 점을 보여주고 있다. 하지만 근로능력자와 무능력자 간에는 구직기간이 큰 차이를 보이지 않는다.

⁴³⁾ 다만 이 그림에서 추후 검토가 필요한 사항은 12개월 시점의 실업자 비중이 매우 큰 폭으로 증가하는 양상을 나타낸다는 점이다.

〈표 22〉 소득계층별, 근로능력 유무별 평균 구직기간

	평균 구직기간		평균 구직기간		평균 구직기간
전 체	14.1	전 체	14.1	전 체	14.1
비빈곤층	13.5	근로무능력자	14.6	남 성	14.5
빈곤층	15.0	근로능력자	14.0	여 성	12.6

구직기간을 몇 개의 기간으로 범주화하여 살펴보면, 아래 <표 23>과 같다. 이 표에 따르면, 전체 실업자 중 6개월 미만의 단기실업자가 51.7%로 절반가량을 차지하고, 7개월~12개월의 실업자가 약 23.5%를 차지하는 것을 알 수 있다. 이를 소득계층별로 보면, 6개월 미만의 단기실업자는 비빈곤층에서 더 큰 비중을 차지하고 있다. 교육수준별로 보면, 고졸자에게서 6개월 미만의 단기실업자 비중이 가장 높고, 초대졸 이상 고학력자에게서 그 비중이 가장 낮은 것을 알 수 있다. 특히 빈곤층에 속한 고학력자 중 단기실업자의 비중이 매우 낮은 것을 알 수 있다.

〈표 23〉 2005년 12월 현재 구직자의 실업기간별 분포

		중졸이하	고졸	초대졸 이상	전 체
전 체	6월 미만	51.4	58.6	41.4	51.7
	7월 ~ 12월	23.6	19.7	29.3	23.5
	1년 ~ 3년	12.9	14.6	18.7	15.5
	3년 이상	12.1	7.1	10.6	9.3
	전 체	100.0	100.0	100.0	100.0
비빈곤층	6월 미만	48.2	60.7	42.5	52.4
	7월 ~ 12월	25.9	18.3	30.1	23.6
	1년 ~ 3년	14.1	15.2	18.3	16.0
	3년 이상	11.8	5.8	9.2	8.0
	전 체	100.0	100.0	100.0	100.0
빈곤층	6월 미만	55.4	52.9	37.2	49.7
	7월 ~ 12월	19.6	24.3	27.9	23.7
	1년 ~ 3년	10.7	12.9	20.9	14.2
	3년 이상	14.3	10.0	14.0	12.4
	전 체	100.0	100.0	100.0	100.0

5. 취업특성에 대한 요약

앞서 고용유지기간에 대한 분석을 통해, 각 인구학적 특성과 소득계층별로 차이가 나타나는 것을 확인할 수 있었다. 하지만 취약계층이거나 빈곤층이라고 해서 모두 고용유지기간이 짧은 것은 아니다. 특정 업종이나 직종은 평균적으로 고용유지기간이 길게 나타날 수 있는 것이다. 하지만 빈곤층은 특정한 종사상지위나 인구학적 특성을 가진 집단이 밀집되어 있다는 점에서 고용유지기간이 평균적으로 짧게 나타나는 것이다.

그리고 고용유지기간에 영향을 미치는 노동시장환경으로 업종 및 사업체 규모에 따른 고용유지기간을 살펴본 결과, 업종별로 고용유지기간은 유의미한 차이를 보이는 것을 확인할 수 있었다. 특히 공공부문과 교육부문의 고용유지기간이 다른 업종에 비해 매우 긴 것을 알 수 있다. 이는 평균연령이 다른 업종에 비해 높지 않다는 점을 감안할 때, 해당 업종이 가진 특성이 중요하게 작용하고 있음을 시사한다.

제5절 근로빈곤층 지원정책의 현황과 문제점

근로빈곤층은 <저임금·고용불안·실업>이라는 세 가지 위험에 노출되어 있으며, 그 중에서도 자신이 원하는 양질의 일자리로 진입하는데 심각한 어려움을 겪는 집단이라고 이해할 수 있다. 이 점에서 근로빈곤층 문제의 핵심은 구직의 어려움이라고 말할 수 있을 것이다. 따라서 여기서는 근로빈곤층이 당면하고 있는 구직과정에서의 어려움에 대해 살펴보고, 이 집단에 대한 소득보장과 고용지원정책이 어떻게 적용되고 있는지 살펴보고자 한다.

1. 근로빈곤층의 구직문제

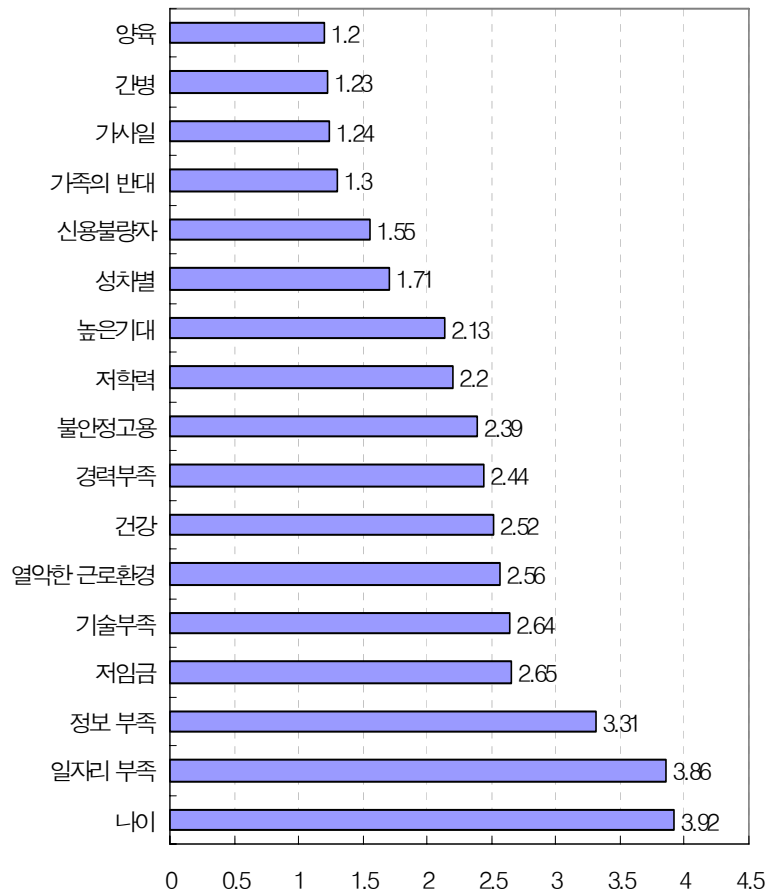
한국복지패널 데이터는 실업자가 인식하고 있는 구직과정에서 어려움을 5점 척도로 파악하고 있다. 아래 표는 구직어려움을 성별, 근로능력유무별, 소득계층별로 살펴본 것이다. 흥미로운 것은 구직어려움을 크게 느끼는 순서대로 배열해 보면, 전체

적으로 집단의 특성과 관련 없이 일정한 경향을 보이는 것을 알 수 있다. 가장 큰 어려움을 순서대로 열거하면, <나이 → 일자리 부족 → 정보부족> 순으로 나타나고 있다. 이는 개인특성과 노동시장특성이 구직상의 어려움으로 작용하고 있음을 말해주는 것이다. 그리고 건강문제는 여성과 근로무능력자, 그리고 빈곤층에서 매우 큰 어려움으로 나타나고 있다. 반면에 가구특성과 관련된 어려움은 상대적으로 크지 않은 것으로 나타나고 있다.

〈표 24〉 구직자의 성별, 근로능력 유무별, 소득계층별 구직 어려움

	전체	성별		근로능력 유무별		소득계층별	
		남성	여성	근로무능력	근로능력	비빈곤층	빈곤층
나이	3.92	3.83	4.21	4.15	3.87	3.86	4.00
일자리 부족	3.86	3.84	3.90	4.01	3.83	3.85	3.87
정보 부족	3.31	3.21	3.62	3.38	3.29	3.25	3.39
저임금	2.65	2.65	2.63	2.12	2.76	2.85	2.35
기술부족	2.64	2.51	3.07	2.64	2.64	2.49	2.86
열악한 근로환경	2.56	2.49	2.81	2.38	2.60	2.68	2.40
건강	2.52	2.37	3.03	4.10	2.20	2.14	3.07
경력부족	2.44	2.40	2.60	2.52	2.43	2.27	2.70
불안정고용	2.39	2.42	2.28	2.07	2.45	2.45	2.30
저학력	2.20	2.10	2.52	2.29	2.18	2.09	2.36
높은 기대	2.13	2.14	2.08	1.76	2.20	2.21	2.01
성차별	1.71	1.60	2.12	1.86	1.69	1.64	1.83
신용불량자	1.55	1.56	1.48	1.36	1.58	1.44	1.70
가족의 반대	1.30	1.33	1.18	1.25	1.30	1.39	1.15
가사일	1.24	1.20	1.39	1.34	1.23	1.20	1.31
간병	1.23	1.21	1.32	1.31	1.22	1.19	1.30
양육	1.20	1.18	1.27	1.40	1.16	1.17	1.23

[그림 12] 구직자가 경험하는 구직 관련 어려움



아래 <표 25>은 직업기술 보유정도를 소득계층별로 나타내고 있다. 이에 표에 따르면, 전체 응답자 중 75.5%가 아무런 기술자격이 없다고 응답하였으며, 그 비율은 비빈곤층에 비해 빈곤층에서 높게 나타나는 것을 알 수 있다. 물론 직업기술이 취업에 미치는 영향과 관련해서는 논란의 소지가 있다. 그럼에도 그것이 각 개인의 취업가능성을 높여준다는 점을 감안하면, 근로빈곤층의 취업가능성이 상대적으로 낮다는 점을 말해주는 것이다.

〈표 25〉 소득계층별 직업기술 유형별 보유 여부 (다중 응답)

	전 체			비빈곤층			빈곤층		
	회 수	응 답	케이스	회 수	응 답	케이스	회 수	응 답	케이스
없 음	11,422	72.1	75.5	8,930	68.5	72.3	2,491	88.6	89.8
공인자격자	3,970	25.0	26.2	3,722	28.6	30.2	248	8.9	9.0
비공인자격자	434	2.7	2.9	364	2.8	2.9	70	2.5	2.5
전 체	15,826	99.8	104.6	13,016	99.9	105.4	2,809	100.0	101.3

3. 소득보장정책의 현황

근로빈곤층은 고용안정성이 상대적으로 낮아, 노동단절에 따른 소득변동을 경험할 개연성이 높은 집단이다. 따라서 이 집단에 대한 소득보장은 필수적이라고 말할 수 있다. 하지만 문제는 이들 집단에 대한 소득보장이 근로활동을 유인하는데 어떠한 역할을 수행하는가 하는 점이다. 여기서는 사회보험과 공공부조제도를 중심으로 현황을 살펴보기로 하겠다.

먼저 아래 <표 26>은 소득계층별 사회보험 가입율 및 미가입율을 보여주고 있다.⁴⁴⁾ 이는 앞서 몇몇 조사보고서를 통해 개괄적으로 추계된 바 있는 결과와 크게 다르지 않다. 우리나라 근로빈곤층은 노동시장에서의 지위가 매우 취약하며, 이는 사회보험 가입율에 큰 영향을 미치는 것이 당연하다. 하지만 이러한 특성을 감안하더라도 근로빈곤층의 사회보험 가입율은 매우 낮은 것으로 추정되는 것이다(한국보건사회연구원, 『저소득층 자활사업 실태조사』, 2003). 근로빈곤층 중 산재보험 가입자는 29.9%에 불과한 것으로 추정되며, 고용보험 가입자는 29.7%에 불과한 것으로 추정된다. 이는 고용단절 등 근로빈곤층이 직면하는 위험에 대한 보장제도가 효과적으로 작동하지 않고 있음을 의미한다. 물론 근로빈곤층의 낮은 사회보험 가입률은 이들의 낮은 교육수

44) 사회보험 미가입율 또는 사회보험 사각지대에 대한 규모추정은 기존 행정집계자료의 비교분석이 필요하다.

준과 임시직 및 일용직 중심의 종사상지위, 부가가치가 낮고 종사자 규모가 작은 영세사업체에서의 근로 등의 요인을 감안할 때, 쉽게 이해할 수 있는 현상이다.

〈표 26〉 소득계층별 사회보험 가입여부

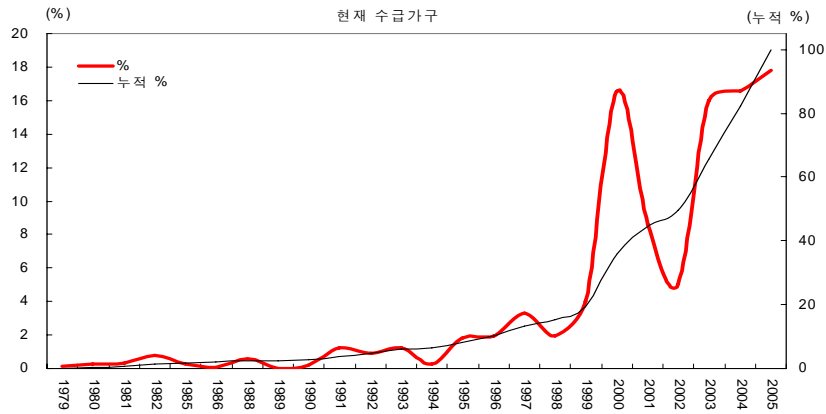
		전 체	비빈곤층	빈곤층
산재보험	가 입	63.1	66.2	29.9
	미가입	36.9	33.8	70.1
	소 계	100.0	100.0	100.0
고용보험	가 입	63.3	66.4	29.7
	미가입	36.7	33.6	70.3
	소 계	100.0	100.0	100.0

이어 빈곤층을 대상으로 지원되는 공공부조제도가 이들 빈곤층을 얼마나 보호하고 있는지 살펴볼 필요가 있다. 하지만 그 규모는 행정집계자료를 통해 명확하게 파악되고 있다는 점에서 조사자료를 분석한 결과를 제시할 필요성이 크지 않다. 따라서 여기서는 행정집계자료를 통해 확인하기 힘든 문제를 살펴보고자 한다. 아래 <표 27>은 2005년 기초생활보장제도 수급경험이 있는 집단을 대상으로 생활보호제도 또는 기초생활보장제도에 진입한 시점에 따라 분포를 나타낸 것이다. 아래 표에 따르면, 현 기초생활보장제도 수급자 중 상당수는 2000년 제도도입 초기에 가장 큰 규모로 유입되었으며, 일정기간 유입이 감소하는 경향을 보인다, 2003년 이후 다시 큰 규모로 유입되고 있다. 그리고 이러한 연도별 유입추세는 근로능력자와 무능력자 간 큰 차이가 나타나지 않고 있는 것을 알 수 있다.

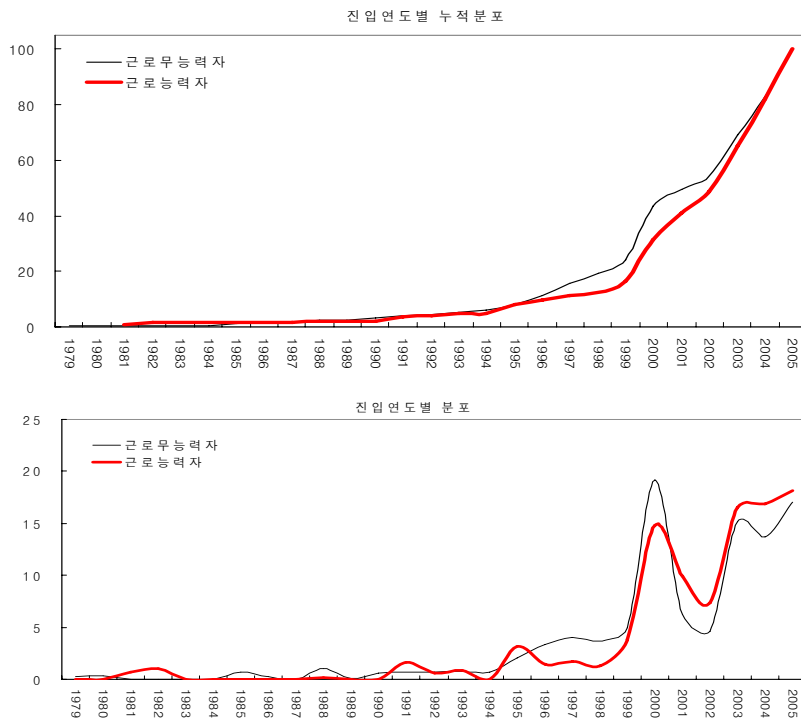
〈표 27〉 근로능력 유무에 따른 기초보장 진입시점 분포

진입시점	전 체		근로무능력자		근로능력자	
	%	누적 %	%	누적 %	%	누적 %
1979년	0.1	0.1	0.3	0.3		
1980년	0.2	0.4	0.3	0.6		
1981년	0.3	0.7		0.6	0.7	0.7
1982년	0.8	1.5		0.6	1.0	1.8
1983년		1.5		0.6		1.8
1984년		1.5		0.6		1.8
1985년	0.3	1.8	0.7	1.2		1.8
1986년	0.1	1.9	0.2	1.5		1.8
1987년		1.9		1.5		1.8
1988년	0.6	2.5	1.0	2.5	0.1	1.9
1989년	0.0	2.5	0.1	2.6		1.9
1990년	0.2	2.7	0.6	3.2		1.9
1991년	1.2	3.9	0.7	4.0	1.6	3.5
1992년	0.9	4.8	0.6	4.6	0.6	4.1
1993년	1.3	6.0	0.8	5.4	0.8	4.9
1994년	0.3	6.3	0.7	6.1		4.9
1995년	1.8	8.1	2.0	8.1	3.1	8.1
1996년	2.0	10.1	3.3	11.4	1.5	9.5
1997년	3.3	13.4	4.1	15.5	1.7	11.3
1998년	2.0	15.4	3.7	19.2	1.3	12.6
1999년	4.0	19.4	4.9	24.1	3.8	16.4
2000년	16.6	36.0	19.2	43.3	14.8	31.2
2001년	8.6	44.6	6.2	49.5	9.9	41.2
2002년	5.0	49.6	4.6	54.1	7.4	48.5
2003년	16.0	65.6	15.1	69.3	16.5	65.0
2004년	16.6	82.2	13.7	83.0	16.9	81.9
2005년	17.8	100.0	17.0	100.0	18.1	100.0
전 체	100.0		100		100	
(가구)		(706)		(464)		(242)

[그림 13] 전체 수급경험가구의 기초보장 수급진입 시점



[그림 14] 2005년 12월 현재 기초보장 수급가구의 진입시점



이제 동일한 데이터를 통해 수급탈퇴에 관한 사항을 살펴볼 필요가 있다. 먼저 행정집계자료에 따르면, 제도시행이후 현재에 이르기까지 기초생활보장제도 수급자 규모는 큰 변화를 보이지 않고 있다. 2004년을 기점으로 소폭 증가하여 2007년 현재 약 156만 명 가량의 빈곤층을 보호하고 있지만, 이는 2000년 제도도입기의 규모와 유사한 것이다. 만일 그렇다면 복지패널 데이터에서 각 시점별로 상당수의 빈곤층이 제도에 유입되었다는 것은 그만큼의 수급자가 제도에서 탈출 또는 탈락하였음을 의미하게 된다. 물론 탈수급자의 비율은 케이스의 규모가 적어 신뢰성이 낮다고 말할 수 있을 것이다.

이러한 한계를 전제하더라도, 수급탈출은 활발하게 나타나고 있는 것처럼 보이지 않는다. 이 데이터를 통해 2005년 기초생활보장제도 수급자의 수급탈출율을 살펴보면, 약 4.87%로 추정된다. 이는 2005년도에 수급자로 유입된 인구가 전체 수급자의 17.8%라는 점을 감안할 때, 비교적 낮은 수준이라고 말할 수 있다. 그리고 수급탈출자의 평균 수급개월은 34.4개월로 수급자격을 유지하고 있는 집단의 52.3개월에 비해 낮은 것을 알 수 있다. 그리고 그 이유는 탈수급자에서 근로가능자가 차지하는 비중을 통해 확인할 수 있다. 아래 표의 우측에 표시된 근로능력 정도에 따른 탈수급자 비중을 보면, 근로가능자가 약 62.5%를 차지하는 것을 알 수 있다. 그리고 기초생활보장제도에서 탈출한 15세 미만아동 또한 이들 근로능력자 가구에 속한 피부양자일 가능성이 높다는 점을 고려해야 할 것이다. 이는 전체 탈수급자의 약 80% 이상이 근로빈곤층이라는 점을 말해준다.

〈표 28〉 기초보장제도 수급자 중 탈수급자의 비율과 특성

	%	평균 수급개월	근로능력 정도(row %)					전체
			15세 미만	근로 가능자	단순근로 가능자	근로 미약자	근로 불능자	
수급유지	95.1	52.3	20.5	37.0	9.1	24.4	8.9	100.0
수급탈출	4.9	34.4	14.6	62.5	2.1	16.7	4.2	100.0
전 체	100.0	51.4	20.2	38.2	8.8	24.1	8.7	100.0

4. 고용지원정책의 현황

패널데이터를 통해 확인된 고용지원서비스 참여현황은 기존의 다른 조사를 통해 확인된 결과와 유사하게 나타나고 있다. 그것은 참여자 비율이 매우 저조하다는 것이다. 구직알선 프로그램은 전체 응답자의 0.6%만이 참여하였으며, 직업훈련 프로그램은 0.4%가 참여하고 있는 것으로 나타나고 있다. 물론 빈곤층은 비빈곤층에 비해 프로그램에 참여하는 비율이 미미하나 다소 높게 나타나는 것을 알 수 있다. 하지만 전반적으로 고용지원 프로그램은 근로빈곤층의 고용단절과 소득단절이라는 문제에 대처하는데 턱없이 부족한 수준임을 알 수 있다.

〈표 29〉 소득계층에 따른 고용지원 프로그램 참여여부

		비빈곤층	빈곤층	전 체
구직알선 참여여부	있 음	0.5	0.7	0.6
	없 음	99.5	99.3	99.4
	소 계	100.0	100.0	100.0
직업훈련 참여여부	있 음	0.3	0.5	0.4
	없 음	99.7	99.5	99.6
	소 계	100.0	100.0	100.0

물론 자활사업이나 사회적일자리 사업 등 근로빈곤층을 주요 지원대상으로 하는 사업을 살펴볼 수 있다. 하지만 이 경우에도 참여자 규모가 적어 조사표본에 충분히 반영되지 않는 문제점이 있다. 따라서 여기서는 이러한 사업을 고려하지 않을 것이다.

제6절 고용유지기간에 대한 결정요인 분석

1. 분석의 기본틀

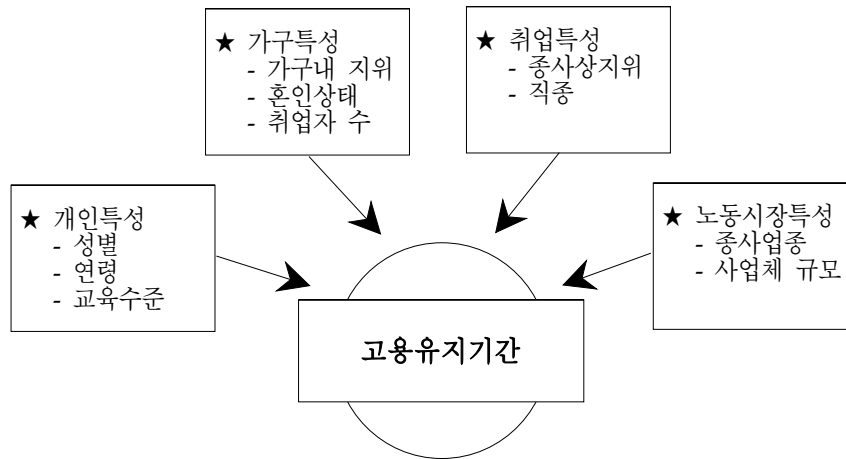
취업자의 고용유지기간에 영향을 미치는 요인은 다양한 측면에서 검토해 볼 수 있다. 먼저 공급측면에서 각 개인의 인구학적 특성이 고용유지기간에 영향을 미친

다. 여성에 비해 남성이, 양질의 일자리의 경우 저학력자에 비해 고학력자가 고용유지기간이 길 수 있는 것이다. 다만, 주의해야 할 점은 연령이 증가함에 따라 평균 고용유지기간이 길어질 수 있어 분석과정에서 연령을 효과적으로 통제해야 한다는 점이다. 그리고 가구요인이 각 개인의 고용유지기간에 미치는 영향을 살펴볼 필요가 있다. 가설적으로 가구는 비가구주에 비해 현재의 일자리에 머물러야 한다는 동기가 강하게 나타날 수 있을 것이다. 특히 연령이나 기타 요인으로 인해 다른 일자리로의 전직이 힘든 경우라면, 그러한 영향이 존재할 수 있을 것이다. 그리고 가구원의 증가나 취업인권의 증가 또한 고용유지기간에 영향을 미칠 것으로 판단된다.

이러한 취업특성 및 노동시장 환경 측면에서 고용유지기간이 차별화될 수 있다. 앞서 살펴본 바와 같이, 업종에 따라 고용유지기간은 현저한 차이를 보이고 있으며, 직종 또한 고용안정성과 밀접한 관련이 있는 것으로 판단된다. 더욱이 사업체의 규모 또한 고용안정성에 영향을 미친다고 말할 수 있다. 현실적으로 많은 구직자가 중소기업을 기피하는 이유 중 하나가 상대적으로 낮은 임금수준 외에도 기업의 지속가능성에 대한 우려 또는 고용안정에 대한 우려에 있다는 점은 이러한 개연성을 잘 말해준다. 그렇다면 이러한 요인이 고용유지기간에 미치는 영향을 종합적으로 살펴볼 필요가 있는 것이다.

그리고 취업특성이라고 표현할 수 있으나, 다른 많은 요인들을 함축하는 것으로 이해할 수 있는 가구단위의 소득지위와 개인단위의 소득이 고용유지기간에 미치는 영향을 고려해 볼 수 있다. 이는 각 개인의 근로소득이 해당 업종 또는 일자리에서 지속적으로 일해야 할 것인지를 결정하는데 중요한 판단근거가 된다고 말할 수 있기 때문이다. 상대적으로 근로소득이 높다면, 해당 일자리에서 장기근속을 할 개연성이 높으며, 근로소득이 낮으면 고용유지기간이 단축될 개연성이 높다는 가설을 제시할 수 있을 것이다.

[그림 15] 고용유지기간 결정요인의 구조



2. 분석방법에 대해

위의 분석 틀에 따라 고용유지기간에 영향을 미치는 요인을 파악하기 위해서는 개인특성, 가구특성, 취업특성 그리고 노동시장특성을 대표하는 정보를 취합할 필요가 있다. 하지만 여기서 주목해야 할 점은 고용유지기간을 종속변수로 활용함에 있어 연령효과를 통제하는 것이다. 이는 특정시점에 취업하고 있는 모든 집단의 고용유지기간을 기준으로 하는 경우, 연령이 높은 집단의 고용유지기간이 길어 분석결과를 왜곡시킬 수 있기 때문이다. 물론 동일한 특성을 가진 집단으로 통제하고 소득계층에 따라 어떠한 차이가 나타나는지 분석하는 경우에는 연령효과의 문제가 작게 나타난다. 하지만 고용유지기간을 종속변수로 설정하고 연령을 설명변수로 투입하는 경우에는 모형을 구축할 수 없는 것이다.

따라서 여기서는 고용유지기간을 이항변수로 구분하되, 연령효과를 통제할 수 있는 방식을 선택하였다. 그것은 연령에 따라 고용유지기간을 균등화(Equivalence)하는

방식을 의미한다. 이를 위해 여기서는 각 개인의 연령에서 경제활동인구의 시작연령인 15세를 제외한 연령으로 고용유지기간을 나눈 값을 활용하였다. 즉 각 개인의 경제활동예상기간 중 고용유지기간의 평균 값을 산출한 뒤, 이를 기준으로 평균미만과 평균이상의 두 집단으로 구분하는 것이다.

아래 <표 30>은 이러한 분석모형에 따라 분석하게 될 데이터의 구성 및 특성을 나타내는 것이다. 그리고 아래 분석결과는 총 5,452명이 취업자를 대상으로 이루어졌다.

<표 30> 데이터 분석을 위한 기초정보

구 분		케이스	%
성별	1. 남성	3,498	64.2
	2. 여성	1,954	35.8
연령	1. 30세 이하	1,014	18.6
	2. 31~40세	1,751	32.1
	3. 41~50세	1,494	27.4
	4. 51~60세	724	13.3
	5. 61세 이상	469	8.6
가구주 여부	0. 비가구주	1,730	31.7
	1. 가구주	3,722	68.3
혼인관계	1. 유배우	3,901	71.6
	2. 사별/이혼	586	10.7
	3. 미혼	965	17.7
종사상 지위	1. 상용직	2,229	40.9
	2. 임시직	1,347	24.7
	3. 일용직	802	14.7
	4. 비임금근로자	1,074	19.7
기술자격	1. 공인기술자격	1,482	27.2
	2. 비공인기술자격	203	3.7
	3. 없음	3,767	69.1
사업장 규모	1. 1~4명	1,954	35.8
	2. 5~9명	2,004	36.8
	3. 10~29명	350	6.4
	4. 30~49명	1,144	21.0
빈곤층 여부	0. 비빈곤층	4,553	83.5
	1. 빈곤층	899	16.5
전 체		5,452	100.0

3. 분석결과

위의 분석모형에 따라 고용유지기간이 짧은 집단과 긴 집단을 구분한 뒤, 어떠한 요인이 고용유지기간에 영향을 미치는지 살펴보았다. 아래 <표 31>은 네 가지 모형에 따라 각각의 설명변수를 투입하여 산출된 결과이다.

먼저 개인특성과 관련해서는 연령과 건강상태 그리고 교육기간이 고용유지기간에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 먼저 연령과 관련해서는 30세 이하 집단에 비해 40대와 50대 집단의 고용유지기간이 길 확률이 높게 나타나고 있다. 이는 연령효과를 통제하였다는 점에서 노동시장 내에서의 세대효과를 말해주는 것으로 해석할 수 있다. 즉, 청년층의 고용불안이 상대적으로 심하고, 그 이상의 연령집단의 고용불안이 덜한 개연성이 있는 것이다. 이는 <Model I>뿐 아니라 통합모델인 <Model IV>에서도 통계적으로 유의미하게 나타나고 있다. 그리고 건강상태가 나쁘다고 느낄수록 고용유지기간이 단축될 확률이 높게 나타나고 있다.⁴⁵⁾ 이는 기존의 근로빈곤층 연구에서 건강상태 변화가 고용단절과 빈곤진입에 영향을 미친다는 점과도 맥을 같이 하는 것이다. 그리고 교육기간이 길수록 고용유지기간이 단축될 확률이 감소하는 것으로 나타나고 있다. 이는 교육수준이 고용안정에 긍정적인 영향을 미친다는 것을 의미하는 것이다.

이어 가구특성을 보면, 가구주 여부가 고용유지에 미치는 영향은 <Model II>와 <Model III>에서는 통계적으로 유의미한 것으로 나타나고 있으나, 최종모델에서는 유의미하지 않은 것으로 나타나고 있다. 해석의 방향은 가구주에 비해 비가구주일수록 고용유지기간이 단축될 확률이 높다는 것을 의미한다. 가구원수의 증가는 고용유지기간의 증가에 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있다. 이는 가구원수가 증가함에 따라, 취업자가 가족의 부양을 위해 좀 더 지속적으로 일자리에 머물 개연성이 있다는 점을 의미하는 것으로 해석할 수 있다. 그리고 가구 내 취업자 수의 증가는 해당 개인의 고용유지기간에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 즉, 고용유지기간을 단축시

45) 참고로 건강상태는 5점 척도로 측정되었는데, 1이 건강상태가 가장 좋다는 것을 의미하며, 5가 가장 나쁘다는 것을 의미한다.

킬 수 있는 것이다. 가구 내 취업자가 증가하면, 고용에서 이탈하는 선택을 할 개연성이 증가한다는 것으로 해석할 수 있다. 그리고 혼인상태와 관련해서도 배우자가 있는 사람에 비해 미혼인 사람의 고용유지기간이 짧을 개연성이 높게 나타나고 있다. 이는 가구여건이 개인으로 하여금 현재의 일자리에 계속 머물게 하는 요인으로 작용하고 있음을 말해주는 것이다.

그리고 각 개인의 종사상지위는 고용유지기간에 매우 큰 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 최종모형의 승산비율(odds ratio)을 보면, 임시직근로자가 고용유지기간이 짧은 집단(평균미만)에 속할 확률은 상용직 근로자에 비해 약 3.5배가량 높은 것으로 나타나고 있다. 그리고 일용직근로자가 상용직 근로자에 비해 고용유지기간이 짧은 집단에 속할 확률은 약 1.6배 높은 것으로 추정된다. 그리고 비임금근로자는 약 2.2배 높은 것으로 나타나고 있다. 이는 상용직근로자의 고용안정성이 매우 높으며, 이에 비해 다른 집단은 고용불안이 매우 심하다는 점을 재확인시켜 주는 것이다. 기술자격과 관련해서는 공인기술자격을 가진 사람과 비교할 때, 비공인자격기술을 가진 사람이 고용유지기간이 짧을 확률은 오히려 감소하는 것으로 나타나고 있다. 하지만 통계적으로 유의수준은 낮게 나타나고 있다.

노동시장관련 특성으로 사업체 규모가 고용유지기간에 미치는 영향을 보면, 4인 이하 사업체 종사자에 비해 300인 미만 모든 사업체 종사자는 고용유지기간이 짧을 확률이 높은 것으로 나타나고 있다. 이는 4인 이하 사업체의 고용유지기간이 매우 길다는 점을 감안하여 해석해야 한다. 그것은 정식으로 고용계약을 체결하지 않은 상태에서 지속되는 비정형적인 상용직근로자들 중 상당수가 이들 업체에 종사하기 때문이다. 따라서 소규모사업체와 비교할 때, 100인 미만 및 300인 미만 사업체 종사자의 고용유지기간은 짧게 추정되는 것이다. 이는 일정부분 중소기업의 급격한 설립과 해체경향과 무관하지 않다.

끝으로 가구단위의 소득수준과 개인단위의 근로소득수준을 독립변수로 투입하여 그것이 설명력을 어느 정도 개선하는지 살펴보았다. 그 결과, 빈곤층에 비해 비빈곤층의 고용유지기간이 길게 나타나며, 개인 근로소득이 증가할수록 고용유지기간이 길어지는 것으로 나타나고 있다. 이는 가구단위 소득과 개인단위 소득이 고용유지에

유의미한 영향을 미친다는 것을 의미한다.

〈표 31〉 고용유지기간에 대한 결정요인 분석결과

		고용불안계층 = 1							
		Model I		Model II		Model III		Model IV	
		B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
개인특성	성별(r=남성)	0.473***	(0.057)	0.204**	(0.090)	0.052	(0.095)	-0.061	(0.096)
	연령(r=30세)								
	31~40세	-0.579***	(0.077)	-0.227**	(0.092)	-0.296***	(0.097)	-0.151	(0.098)
	41~50세	-0.902***	(0.082)	-0.498***	(0.101)	-0.614***	(0.107)	-0.314***	(0.110)
	51~60세	-0.973***	(0.103)	-0.679***	(0.118)	-0.774***	(0.126)	-0.477***	(0.129)
	61세 이상	-0.670***	(0.139)	-0.440***	(0.151)	-0.702***	(0.158)	-0.617***	(0.161)
	건강상태(-)	0.162***	(0.032)	0.158***	(0.032)	0.124***	(0.033)	0.089**	(0.034)
교육기간	-0.061***	(0.007)	-0.054***	(0.007)	-0.014*	(0.008)	0.025***	(0.009)	
가구특성	가구주 여부			0.241**	(0.100)	0.196*	(0.104)	0.049	(0.106)
	가구원 수			-0.152***	(0.027)	-0.135***	(0.028)	-0.099***	(0.029)
	취업자 수			0.164***	(0.041)	0.146***	(0.043)	0.085*	(0.044)
	혼인(r=유배우)								
	이혼/사별 미혼			0.404***	(0.114)	0.300**	(0.119)	0.169	(0.121)
취업특성	종사지위(r=상용)								
	임시직					1.432***	(0.087)	1.241***	(0.088)
	일용직					0.724***	(0.109)	0.470***	(0.112)
	비임금근로자					0.610***	(0.101)	0.785***	(0.104)
	기술자격(r=공인)								
	비공인자격					-0.161	(0.144)	-0.281*	(0.146)
	기술 없음					0.156**	(0.062)	0.067	(0.064)
기업규모(r=4인)									
5~99인					0.399***	(0.087)	0.515***	(0.088)	
100~299인					0.170	(0.129)	0.305**	(0.130)	
300인 이상					-0.514***	(0.097)	-0.250**	(0.099)	
소득특성	빈곤(r=빈곤층)							-0.219*	(0.125)
	근로소득							-0.030***	(0.002)
상 수		1.436***	(0.136)	1.246***	(0.173)	0.396**	(0.207)	0.875***	(0.235)
-2LL		9219.684		8862.435		8779.802		8178.83	
Chi-Square		357.2494		439.882		1040.854		1280.916	
Cases		5,452							

제7절 결론

과거에 그랬던 것처럼, 오늘날에도 빈곤은 노동과의 관계를 통해 현실화된다. 하지만 현대사회에서 노동은 점차 심해지는 고용불안에 노출되어 있다. 그리고 노동시장 유연화 과정에서 안정된 양질의 일자리로 진입할 수 있는 문이 좁아짐에 따라, 일정한 특성을 가진 집단이 고용불안과 소득단절을 거쳐 빈곤층으로 전락하고 있는 것이다. 이는 현재 우리사회의 핵심현안일 뿐 아니라 향후 오랜 기간 우리사회의 소득불평등과 빈곤을 심화시키는 요인을 작용할 수 있다. 따라서 근로빈곤층의 고용불안 문제를 최소화하는 것은 매우 중요한 정책현안이다.

이 글에서는 고용유지기간을 통해 우리사회 취업자의 고용불안 문제를 살펴보고자 하였다. 분석결과가 주는 시사점은 크게 다음 세 가지로 정리할 수 있다. 첫째, 우리사회의 노동시장은 고용변동이 증가하고 있으며, 일정한 특성을 가진 집단을 중심으로 소득지위가 하향 이동하는 경향이 나타나고 있다는 점이다. 그리고 이들이 바로 우리사회의 근로빈곤층을 구성하고 있는 것이다. 둘째, 고용유지기간에 매우 큰 영향을 미치는 요인 중 종사상지위에 주목할 필요가 있다는 점이다. 종사상지위는 그 자체에 <임금·고용안정>과 관련한 특성을 함축하고 있기 때문이다. 이 점에서 종사상지위는 고용유지기간을 파악하는 대리지표로 이해할 수 있을 것이다. 그 중에서도 일용직근로자는 소득계층과 무관하게 유사한 고용유지기간을 나타내고 있다. 이는 다양한 하위집단으로 통제하더라도 종사상지위가 고용유지기간에 미치는 결정적인 영향을 시사하는 것이다. 셋째, 고용유지기간에 영향을 미치는 환경적 요인으로 기업규모나 업종에 주목할 필요가 있다. 이는 각 개인이 최초의 일자리로 어떠한 기업 또는 업종에 진입하는가에 따라 이후의 고용안정성에 큰 영향을 받을 수 있다는 점을 시사하기 때문이다.

그리고 앞서 <그림 4>와 <그림 5>의 종사상지위별 연령분포를 설명하며 암시하였던 것처럼, 향후 한국의 근로빈곤층 지원정책은 중장기적 관점에서 20대와 30대 청년취업자의 고용안정이 근로빈곤과 근로비빈곤을 가르는 중요한 문제라는 점에 착안해야 할 것이다.

참고문헌

- 금재호·조준모(2001), “외환위기 진후의 노동시장 불안정성에 대한 연구”, 『노동경제논집』, 제24권 제1호
- 노대명·이현주·강신욱(2006), 『빈곤의 동태적 특성 연구』, 한국보건사회연구원
- 노대명·최승아(2004), 『한국 근로빈곤층의 소득·고용실태 연구』, 한국보건사회연구원
- 이병희(2006), 『빈곤의 동태적 특성 연구』, 한국노동연구원
- 전병유(2002), 『경제위기 진후 고용안정의 변화』, 한국노동연구원
- 황수경(2006), “고령화사회에서의 임금구조 및 경력개발”, 한국노동연구원, 『고령화 사회의 노동시장』, 2006년 8월 31일 토론회 발표논문
- Peter Auer & Janine Berg & Ibrahim Coulibaly(2004), "Is a stable workforce good for the economy? : Insights into the <Tenure - Productivity - Employment> Relationship", ILO, August 2004
- James N. Brown & Light Audrey(1992), "Interpreting Panel Data on Job Tenure", 『Journal of Labor Economics』, Vol. 10, No. 3, Jul. 1992, pp. 219-257
- Simon Burgess(1999), "'The Reallocation of Labour: An international comparison using job tenure data", LSE, CEPR Discussion Paper n.416, March 1999
- Simon Burgess & Hedley Rees(1998), "A Disaggregate analysis of the Evolution of Job Tenure in Britain 1975-1993", 『British Journal of Industrial Relations』, 30(4), December 1998, pp.629-655
- Bart Cockx & Bruno Van der Linden & Adel Karaa(1998), "Active Labour Market Policies and Job Tenure", 『Oxford Economic Paper』, vol.50, 1998,

pp.685-708

Marcel Erlinghagen(2007), "Self-Perceived Job Insecurity and Social Context: Are there different European Cultures of Anxiety?", 『DIW Berlin: German Institute for Economic Research』 , Working Paper n.688, avril 2007

Karen Mumford & Peter N. Smith(2003), "Determinants of Current Job Tenure: A Cross Country Comparison", 『The Australian Journal of. Labour Economics』 , vol.6 n.4, December 2003, pp.597-608.

Karen Mumford & Peter N. Smith(2004), "Job tenure in Britain: Employee Characteristics versus Workspace Effects", 『Economica』 , vol.71 may 2004

OECD(2001), "The Characteristics and quality of Service Jobs", in 『OECD Employment Outlook』 , June 2001, Chapter 3

빈곤의 젠더격차: 여성가구주 빈곤의 심각성 및 빈곤원인

김수정(동아대학교 사회·사회복지학부)

1. 연구문제

본 연구는 2005년 복지패널 자료를 이용하여 한국 사회 빈곤의 젠더격차(gender gap)를 밝히고 그 원인을 분석하는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 먼저 한국 여성 가구주의 빈곤이 어느 수준에 있는지를 검토하는데서 출발하고자 한다. 여성가구주 가구의 빈곤에 대한 연구는 '빈곤의 여성화'(feminization of poverty)라는 글로벌 경향을 참조하고 있지만, 실제 한국사회 여성빈곤이 어느 수준에까지 와 있는지, 국가 비교를 통해 보았을 때 얼마나 심각한지는 아직 밝혀지지 못하고 있다. 즉, 여성가구주의 수가 증가하면서 이 집단의 빈곤상황의 심각성에 주목하는 연구들이 생산되고 있지만 여성가구주의 빈곤의 국제적인 좌표는 아직 연구의 주요관심이 되지 못하였다. 이 연구는 한국사회 빈곤의 젠더격차를 밝히는 선행작업으로, 2005년 복지패널 자료와 LIS 자료를 이용하여 한국 사회 여성빈곤의 좌표를 국제적인 비교의 틀 속에 위치지워 점검하고자 한다.

둘째, 한국 여성가구주 가구는 남성가구주 가구에 비해 3-3.5배 정도의 높은 빈곤율을 보이고, 또 최근으로 올수록 점차 빈곤율이 증가하는 추세이다. 이처럼 한국사회에서도 빈곤의 여성화는 통계적으로 증명된 사실이지만(석재은, 2004), 남녀가구주의 빈곤에서 격차가 나타나는 원인은 무엇인지, 어떤 변수가 결정적인 역할을 하는지에 대한 분석은 시작이라고 해도 과언이 아니다. 기존연구에서는 한부모가구의 빈곤위험이 오히려 유배우의 자녀가 있는 가구보다 낮게 추정된다거나, 여성가구주의 경우 무직이 오히려 빈곤확률을 감소시키는 것으로 분석되는 등 논쟁의 여지가 있는 쟁점들이 남아있는 상황이다. 또, 기존의 연구들은 전국수준을 대표할 수 있는 자료로 주로 도시가계조사나 가구소비실태조사, 노동패널조사 자료를 대상으로 빈곤의

젠더격차를 분석했는데, 이 자료들에서의 여성가구주 가구 정의는 다소 느슨하게 정의되어 있는 편이다. 취업률 사유로 남성의 거주지가 다른 경우 남성으로부터 상당 정도 소득이전이 발생하고 여성이 전업주부인 '의사 남성가구주 가구'인 경우가 여성가구주로 분류되어 여성가구주 분석결과를 교란시키는 역할을 했다(김수정, 2007). 이에 비해 복지패널은 여성가구주 가구를 분류하는데 매우 체계적이고 정확도가 높다. 여성가구주 중에서 유배우인 경우를 확인해 보았을 때 배우자인 남성이 장애가 있거나 여성이 주요 생계부양자인 것으로 나타난다. 복지패널 자료는 여성가구주 가구의 빈곤원인과 빈곤의 젠더격차에 대한 보다 정확한 분석을 제공할 수 있다.

셋째, 남성가구주와 여성가구주의 빈곤의 격차가 크다면 이와 같은 차이가 어디서 비롯되는지를 분석할 필요가 있다. 빈곤의 젠더격차가 여성가구주의 속성(교육, 연령, 취업지위 등)이 남성과 차이가 있기 때문에 발생하는 것인지, 동일한 속성을 갖고 있더라도 빈곤위험이 훨씬 더 높기 때문인지를 규명할 필요가 있다. 두 번째 연구문제의 로짓분석 결과를 바탕으로 남녀 빈곤율 차이를 분포효과로 인한 것과 계수효과로 인한 것으로 나누어 어떤 효과가 젠더격차를 설명하는데 주요한지를 분석할 것이다.

2. 기존 연구 검토

1. 여성가구주 빈곤의 국제 비교

본 연구에서 일차적으로 주목하는 것은 한국 여성가구주 빈곤이 국제적인 수준에서 어느 지점이 와 있는가라는 것이다. 여성빈곤에 대한 국가간 비교 분석에서는 상대적으로 자유주의 국가군에서 여성가구주의 빈곤율이 높은 것으로 나타나고 빈곤의 여성화에 대한 최초의 문제제기가 미국에서 이루어진 것에서도 나타나듯이 미국의 여성가구주 빈곤율이 매우 높은 것으로 나타난다.

캐스퍼 등(Casper, McLanahan and Garfinkel, 1994)은 서구 8개국가 비교를 통해

빈곤율에서 젠더차이는 가족, 고용, 국가(복지)를 통해 설명될 수 있다고 보았다. 그들에 의하면, 남녀의 빈곤격차를 줄이는 세가지 방법이 있다. 첫째, '강한가족'에 의해서 여성가구주의 증가 및 확산이 저지되거나(이탈리아방식)⁴⁶⁾ 둘째, 여성의 취업 및 임금상황이 상대적으로 유리해 여성이 자신의 소득원을 통해 빈곤에서 벗어나거나(스웨덴방식) 셋째, 국가의 공적 급여가 후할 경우에 빈곤의 여성화가 저지되고 남성과 유사한 수준의 빈곤율을 보인다(네덜란드). 자유주의 국가들의 경우 여성의 경제활동 참가율이 상대적으로 높지만 이 세가지 방식에 의한 빈곤저지가 이루어지지 못하는 것으로 보인다.

시계열적으로 본다면, 최근으로 올수록 여성가구주 가구의 빈곤이 증가하는 추이를 보이는데, 맥레너한 등(McLanahan, Sorenson and Watson, 1989)은 빈곤의 여성화를 추동한 인구학적 변화에 주목해서, 과거 여성의 경제적 취약성은 가족에 의해 은폐되어 있었는데, 과거와는 달리 이 가족이 더 이상 이 은폐의 기능을 할 수 없기 때문에 독신모의 증가가 자연적으로 빈곤의 여성화를 낳는다고 분석했다.

빈곤의 여성화를 살펴보기 위해서는 횡단, 종단 자료가 모두 필요하지만, 자료의 한계상 이 연구는 시계열 자료를 통해 추이를 살펴보는 않는다. 국제적인 수준에서 비교를 할 때에도 횡단분석 수준에서 각국의 여성가구주의 빈곤율의 수준을 검토하여 우리나라가 다른 나라에 비해 얼마나 심각한지, 또, 여성가구주의 빈곤이 여성가구주 가구의 형성과 관련되어 있다면 인구구성상 여성가구주 가구의 비율과 여성가구주 빈곤율은 어떤 관련이 있는지를 검토할 것이다.

2. 남녀 가구주의 빈곤원인에 대한 분석

빈곤의 젠더격차에 대한 연구는 일종의 역설적인 질문에서부터 출발했다. 즉, 과거에 비해 여성들이 점차 노동시장에 많이 진입하게 되었는데도 왜 여성빈곤층이 증가하는가? 경제활동을 함에도 불구하고 빈곤상황이 개선되지 않고 오히려 증가하는 이유는 무엇인가? 이와 같은 질문에 대한 다이애너 퍼스의 최초의 해답은 노동

46) 이때 '강한 가족' 옵션은 외관상 빈곤의 여성화가 억제되는 것처럼 보이지만 가족내에서의 불평등한 자원배분을 은폐하고 있다는 점에서 여성의 '숨은 빈곤'을 의미할 수도 있다.

시장의 성분절화현상(여성 직업의 계토화)와 복지정책의 부적절성에 관한 것이었다. 즉 1950년대 이후 미국사회에서 여성의 경제활동은 양적으로 증가했지만 노동시장 차별과 복지정책의 가부장성으로 인해 “여성에게 독립은 빈곤과 복지의존을 맺가로 한 것이었다”. (Pearce, 1978: 28) 47)

한국사회 여성빈곤연구의 시발점은 이해경·최은영(1997)의 연구인데, 이를 출발점으로 여성가구주 가구의 빈곤실태와 빈곤원인에 대한 관심이 증가하고 있다. (김영란, 1998; 박경숙, 2001; 변화순, 송다영, 김영란, 2002; 박영란외, 2003) 이들 연구는 전통적 남성생계부양자 가족을 벗어난 다양한 여성가구주 가구의 경제적 사회적 취약성, 차별적 노동시장, 복지정책의 부재가 여성빈곤을 가속화시키고 있음을 지적하였다. 그러나 대부분의 연구의 초점이 저소득 모자가정과 같은 특정인구집단, 고령빈곤과 같은 생애주기상 특정시기에 경험하게 되는 빈곤문제와 복지욕구에 집중되어 있어 여성빈곤을 총체적으로 파악하는데 있어 방법론적인 한계가 있다.

전국규모 데이터를 사용하여 여성빈곤을 분석한 대표적인 연구는 석재은(2004), 여지영(2003)의 연구이다. 이 연구들은 기존연구를 통해 빈곤위험을 유의미하게 증가시키는 변수들을 분석모델에 포함시키고, 이에 덧붙여 가족적 특징을 각각의 방식으로 조작화하여 성별 빈곤의 차이를 분석하였다. 연구결과 남녀를 불문하고 빈곤위험을 유의미하게 증가시키는 요인은 연령⁴⁸⁾, 교육, 가구원수, 취업자수, 거주지역이다.

2000년 가구소비실태자료를 분석한 석재은(2004)의 연구에 따르면, 여성가구주 가구의 빈곤비율(최저생계비기준)은 21%로 추정되었고, 남성가구주의 3배에 달할 정도로 높은 빈곤율을 보였다. 빈곤위험과 관련하여서는 연령, 교육, 가구원수, 취업자수, 거주지역(6대광역시) 등이 모두 유의미한 변수로 나타났다. 남녀가구주 분석에서는 취업지위변수(무직/상용직/임시직/자영업)에서 예외적인 결과가 나타났는데, 무직 변수가 유의미하지 않고 성과 무직의 상호작용항을 투입했을 때, 여성무직가구의 빈

47) 퍼스의 연구는 빈곤의 여성화, 또는 빈곤의 젠더격차 연구를 촉발하는 시발점 역할을 했지만, 빈곤의 추이를 분석하거나 국제적 비교를 시도한 것은 아니었다.~

48) 기존연구를 통해 연령과 소득의 관계는 역 U자의 비선형관계를 가지고, 반대로 연령과 빈곤의 관계는 U자형 관계가 있는 것으로 가정된다(Alcock, 1993). 여지영의 경우는 연령의 효과를 노인과 비노인가구 집단더미로 구분하여 2차항의 효과를 통제하였다.

곤율이 오히려 낮아지는 결과가 나타났다. 이 결과는 여성의 “선택적 무직”효과로 설명되었는데, 즉 남성과는 달리 여성가구주의 경우 경제적 여유가 있을 경우 선택적인 무직이 많다는 것이다. 이와 같은 ‘선택적 무직’효과는 분석대상 여성가구주 가구에서 실질적인 남성생계형 가구가 포함되었기 때문인 것으로 추정된다. 즉 기존의 통계청 분류를 그대로 사용할 경우 남성의 이전소득에 의존하고 있는 유배우 가구가 그대로 분석에 포함됨으로써 무직의 효과가 보다 직접적으로 드러나지 않은 것으로 생각된다. 실제 여성가구주 빈곤정책에서는 이들 가구가 제외될 것이라는 점에서 분석에서도 이 가구들의 특수성을 고려한 체계가 필요할 것으로 보인다. 또 이 연구에서는 편부모가족의 빈곤확률이 다른 가족유형보다 낮은 것으로 나타났는데, 이와 관련해서는 추가적인 분석과 설명이 필요한 상황이다.

여지영(2003)은 2000년 노동패널을 대상으로 남녀와 노인/비노인가구를 교차하여 각 집단의 빈곤특징을 분석하였다. 노동패널을 이용한 이 분석에서 여성가구주의 빈곤율은 45.7%(남성가구주 17%)로 매우 높게 추정되었다. 여성빈곤에 영향을 미치는 유의미한 변수는 상용직, 취업자수, 교육수준으로 나타났다. 그러나 여지영(2003)의 분석에서도 가족관련 변수는 논쟁의 여지를 남기고 있다. 즉, 비노인여성가구주에서 6세이하 양육자녀수가 증가할수록 빈곤확률이 감소하는 것으로 나타난다. 이에 대해서는 표본이 경제적상황이 좋은 젊은 여성가구주가구에 편포해있을 가능성과, 자녀의 존재가 역으로 여성가구주 가구의 경제적 조건을 보여줄 수도 있다는 해석이 제시되었다. 즉 경제적 여건이 좋지 않은 이혼모나 미혼모의 경우 자녀양육을 포기하고 그렇지 않은 여성들만이 자녀양육을 선택할 수 있기 때문에 이와 관련된 효과가 반영되었을 수 있다고 해석했다.

위 연구결과에서 나타나듯이, 빈곤의 젠더격차와 관련하여 가장 체계적인 경험 연구를 수행한 두 연구에서 여성 한부모가구와 빈곤의 관계, 여성의 취업지위와 빈곤의 관계는 논란의 여지가 있는 채로 남아있는 상황이다. 본 연구에서는 복지패널 자료에서 남녀 가구주의 빈곤 결정요인이 무엇인지 분석을 실시하고 기존연구와의 차이를 살펴볼 것이다. 복지패널 자료가 가구원에 대한 정보, 취업지위와 관련된 정보에서 구체적이고 정확도가 높다는 점에서 보다 정확한 추정이 가능할 것이다.

3. 한국 여성가구주의 빈곤은 얼마나 심각한가?

1. 한국 남녀가구주의 빈곤율

국제비교에 앞서 상대빈곤선과 절대빈곤선을 기준으로 복지패널 자료를 대상으로 남녀가구주의 빈곤율을 추정하였다. 상대빈곤선은 가처분소득에 가구균등화지수를 적용한 후, OECD 상대빈곤선 기준인 중위소득 50%로 구성하였다. 절대빈곤율을 측정하기 위해 사용된 소득기준은 경상소득에서 사회보장이전금액을 제외한 금액인데, 경상소득에는 이미 사회보장의 효과가 반영되어 있기 때문에 이를 제외한 금액이 절대빈곤의 수준을 파악하는데 더 적절하다고 볼 수 있다(김미곤 외, 2007). 절대빈곤선의 기준은 정부발표 최저생계비를 적용하였다. 상대빈곤과 절대빈곤은 각각 가구와 개인수준으로 나누어 측정되었는데, 가구수준은 가구단위로 측정한 것이며, 개인수준은 빈곤가구에 포함된 개인수를 고려하여 개인가중치를 부여하여 측정하였다.

2006년 복지패널 자료의 분석결과는 아래와 같다(<표1> <표2> <표3>). 먼저 상대빈곤의 경우, 전체빈곤가구율은 18.5%인데, 2005년 도시가계자료를 이용한 상대빈곤율(전가구기준)이 16.6%인 것과 비교하면 1.9%p 높게 추정된 값이다. 인구빈곤율의 경우 15.2%인데, 이는 동일년도 도시가계조사 자료의 빈곤율 15.2%와 동일하다.⁴⁹⁾

〈표 1〉 남녀가구주 가구의 가구빈곤율, 인구빈곤율

(단위: %)

		남성가구주	여성가구주	전체
상대빈곤	가구	13.6	40.2	18.5
	개인	12.3	40.4	15.2
절대빈곤	가구	10.5	32.1	13.2
	개인	8.7	30.8	11.0

남녀가구주를 비교했을 때 남성가구주의 가구빈곤율은 13.6%, 여성가구주는 40.2%로, 여성가구주가 약 3배정도 높은 빈곤율을 보인다. 2005년 도시가계자료에서

⁴⁹⁾ 2005년 도시가계조사 자료의 빈곤율은 한국보건사회연구원(2006)에 제시되어있다.

상대빈곤선 기준 여성가구주의 가구빈곤율은 27.3%로 나타나는데, 이에 비한다면 복지패널자료의 40.2%는 매우 높은 수치이다. 이와 같은 차이는 도시가계조사가 1인가구와 놓여준 가구를 제외한 자료이기 때문에 상대적으로 빈곤율이 낮게 추정되기 때문인 것으로 보인다. 남녀가구주의 빈곤격차는 절대/상대빈곤, 가구/개인 빈곤율 모두에서 3~3.5배 정도의 차이를 보이고 있다.

〈표 2〉 빈곤층 내부에서 남녀가구주가 차지하는 비중

(단위:%)

		남성가구주	여성가구주	전체
상대빈곤	가구	60.4	39.6	100.0
	개인	72.2	27.8	100.0
절대빈곤	가구	59.6	40.4	100.0
	개인	70.7	29.3	100.0

빈곤층 내에서 여성가구주와 남성가구주의 비율을 살펴보면(〈표2〉), 상대빈곤율과 절대빈곤율 모두 남성가구주가 60%, 여성가구주가 40%로 나타났다. 조사대상 여성가구주 가구의 비율이 18.2%(남성가구주 81.8%)인 것과 비교할 때 여성가구주가 빈곤층내 집중분포하고 있음을 알 수 있다. 그러나 여성가구주의 총수가 적기 때문에 빈곤층내에서는 남성가구주의 비중이 1.5배 더 높은 상황이다. 개인수준을 비교하면 7.3 정도로 남성가구주 가구원들의 비중이 높다.

가구주 수준이 아니라, 개인수준에서 남성과 여성의 빈곤율을 추정하면, 〈표3〉과 같다. 〈표3〉의 빈곤율은 가구원의 성별을 고려하여 가구가중치에 성별 가구원수를 곱한 가중치를 새로 부여한 값이다. 복지패널 자료를 기준으로 했을 때 상대빈곤선 기준 한국 남성은 13.8%이며, 여성은 16.6%의 빈곤율을 보인다.

〈표 3〉 남성과 여성의 빈곤율

(단위: %)

	남성	여성	전체
상대빈곤	13.8	16.6	15.2
절대빈곤	9.8	12.1	11

“빈곤의 여성화”는 시계열적으로는 여성가구주 가구의 빈곤위험이 증가하는 것을 의미하는 동시에, 횡단적으로는 여성의 빈곤위험이 더 높은 현실을 의미한다. 위의 결과는 종단자료를 비교한 것이기 아니기 때문에 추이를 볼 수는 없다. 단일 시점 비교를 했을 때, 여성가구주 가구의 빈곤위험이 압도적으로 높다는 점에서 “빈곤의 여성화”가 경계하는 여성가구주의 높은 빈곤위험이 여실히 드러나고 있다. <표3>의 남녀 개인빈곤율의 경우에도 여성의 빈곤율이 남성보다 약 2~3% 정도 더 높게 나타나고 있다.

빈곤층에서 차지하는 비중을 보았을 때, 우리사회는 서구사회처럼 빈곤층의 다수를 여성가구주가 차지하는 상황은 아니다. 그 이유는 여성가구주의 비중의 상대적으로 적고 남성가구주 가구의 총수가 압도적으로 많기 때문인데, 따라서 빈곤층 내 비중으로 본다면 남성가구주 가구의 비중(60%)이 더 높은 상황이라고 할 수 있다. 그러나 도시가계조사(도시근로자가구 대상)의 시계열 분석에서도 나타나듯이, 2000년 이후 여성가구주 가구의 빈곤율이 지속적으로 증가하는 경향을 보이고 있고 또 빈곤에 취약한 여성노인인구가 증가하고 있기 때문에 인구학적 상황과 노동시장조건의 변화에 따라 빈곤층 내에서 차지하는 비율에서도 성별 역전이 발생할 가능성도 있다.

2. 국가간 남녀 가구주 빈곤율 비교

LIS 데이터에 포함된 17개국을 대상으로 가장 최근 자료인 2000년을 기준으로 하여 빈곤가구율을 젠더별로 측정하면 <표4>와 같다. 모든 국가에서 남성가구주의 수가 다수이기 때문에, 대체로 남성가구주 가구의 빈곤율이 가장 낮은 국가가 전체빈곤가구율도 낮다. 남성가구주 가구의 빈곤율이 가장 낮은 국가는 네덜란드, 덴마크, 핀란드이며, 가장 높은 국가는 멕시코, 러시아, 한국순이다. 한국은 멕시코에 이어 빈곤율이 매우 높은 국가에 속한다. 한국의 경우 특히 여성가구주 가구의 빈곤율이 40.2%로 가장 낮은 국가인 핀란드의 약 5배정도로 높다. 높은 국가군들도 대부분 20%대에 머물고 있는데 비해 한국은 여성가구주의 빈곤위험이 예외적으로 높은 가구라고 할 수 있다. 빈곤율의 남녀비율이나 차이를 계산했을 때에도 남성에 비해 한

국 여성가구주 가구의 빈곤위험은 이들 국가 중에서 월등하게 높다고 할 수 있다.

〈표 4〉 성별 빈곤가구율의 국제비교

(단위: %)

국가	연도	남성가구주	여성가구주	전체	비율(여/남)	차이(여-남)	여성가구주 비율
네덜란드	1999	4.2	10.1	5.6	2.4	5.9	24.3
덴마크	2000	4.2	8.9	5.8	2.1	4.6	33.2
핀란드	2000	4.4	8.2	6.0	1.8	3.8	40.7
벨기에	2000	5.8	12.3	7.9	2.1	6.5	31.9
스웨덴	2000	5.8	11.8	8.2	2.0	6.0	39.4
노르웨이	2000	5.3	15.8	8.3	3.0	10.5	28.8
프랑스	2000	6.0	15.9	8.4	2.7	10.0	24.9
독일	2000	7.0	14.2	10.0	2.0	7.2	40.7
대만	2000	9.8	20.2	11.8	2.1	10.5	19.1
영국	1999	8.9	21.2	12.1	2.4	12.2	25.7
이탈리아	2000	10.2	16.8	12.5	1.7	6.7	35.2
스페인	2000	11.9	16.8	13.3	1.4	4.9	28.3
캐나다	2000	8.5	21.6	13.4	2.5	13.1	37.4
호주	2001	9.7	27.1	13.9	2.8	17.4	24.3
러시아	2000	15.1	18.5	16.1	1.2	3.4	27.9
미국	2000	13.3	24.2	18.2	1.8	10.9	45.2
멕시코	2002	20.0	22.7	20.5	1.1	2.7	20.0
한국	2005	13.6	40.2	18.5	3.0	26.6	18.2

** LIS자료중 가장 최근의 자료를 대상으로 분석하되, 덴마크, 호주 등 2000년 이후의 정보가 있는 일부국가들은 2000년 자료를 분석하였음. 한국은 복지패널 2005년 자료임.

빈곤가구에 거주하고 있는 가구원수를 고려한 빈곤인구율을 성별로 국제비교하면 <표5>와 같다. 빈곤인구율의 경우에도 네덜란드가 가장 러시아, 한국, 멕시코가 높은 수준을 보이고 있다. 남녀 비율을 보았을 때, 노르웨이와 네덜란드가 상대적으로 여성가구주 가구의 비율이 높게 나타나는데, 양국은 남성가구주의 빈곤율이 최저수준(3.7%, 3.3%)이기 때문에 젠더비율(gender poverty ratio)이 상대적으로 높게 나타난다. 빈곤율이 높은 국가에서는 상대적으로 젠더비율이 떨어질수밖에 없는데, 남녀 빈곤율 차이를 보았을 때 한국이 28.1%로 가장 높게 나타난다. 한국 여성가구주 가구의 빈곤인구율이 40%를 넘어서는 최악의 상황을 보이고 있기 때문에 남성가구주

의 빈곤율이 다른 국가에 비해 높음에도 불구하고 젠더격차가 매우 크게 나타난다. 러시아와 멕시코와 같이 체제전환이나 경제위기를 경험한 국가들에서도 여성가구주 가구의 빈곤율은 한국처럼 높지는 않다. 오히려 멕시코의 경우 빈곤인구율에서는 여성가구주보다 남성가구주가구의 빈곤율이 더 높은 상황이다. 러시아의 경우 여성빈곤율이 더 높기는 하지만 남녀의 격차가 크지는 않다. 빈곤가구율과 빈곤인구율의 국제지표를 살펴보았을 때 전체빈곤율이 10%를 넘어가는 국가들 중에서도 한국의 여성가구주의 빈곤위험은 극단적으로 높다는 것을 알 수 있다.

〈표 5〉 빈곤인구율의 국제비교

(단위: %)

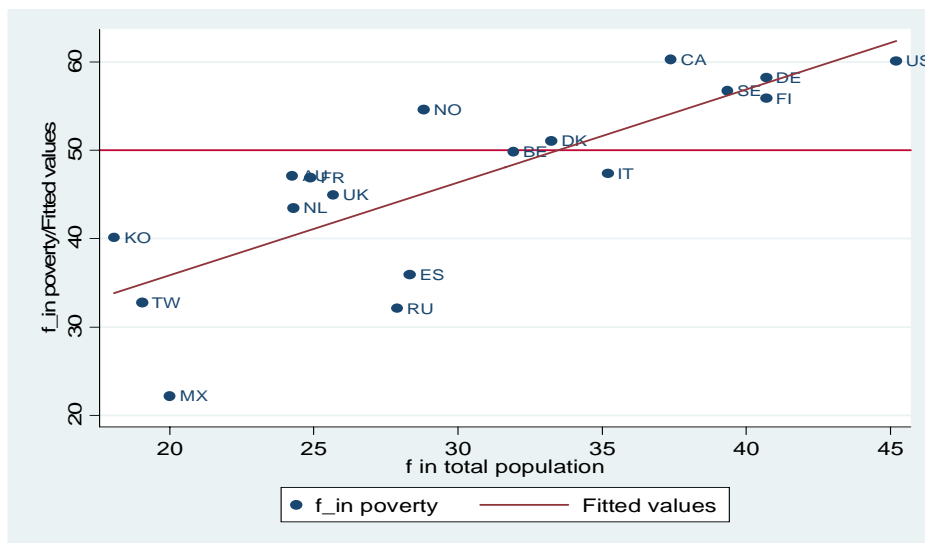
국가	남성가구주	여성가구주	전체	비율(여/남)	차이(여/남)
네덜란드(NL)	3.3	14.8	4.9	4.5	11.6
덴마크(DE)	3.9	9.7	5.4	2.5	5.8
핀란드(FI)	3.5	9.1	5.4	2.6	5.6
벨기에(BE)	6.5	13.8	8.1	2.1	7.3
스웨덴(SE)	4.1	11.6	6.5	2.9	7.5
노르웨이(NO)	3.7	18.4	6.4	5.0	14.7
프랑스(FR)	5.4	18.4	7.3	3.4	13.0
독일(DK)	5.6	13.8	8.4	2.4	8.1
대만(TW)	7.8	16.6	9.1	2.1	8.8
영국(UK)	9.4	26.2	12.5	2.8	16.8
이탈리아(IT)	11.7	15.3	12.8	1.3	3.6
스페인(ES)	12.4	20.6	14.2	1.7	8.2
캐나다(CA)	6.8	25.5	12.4	3.8	18.7
호주(AU)	9.9	28.0	13.0	2.8	18.2
러시아(RU)	17.4	25.6	18.7	1.5	8.3
미국(US)	12.6	23.1	17.1	1.8	10.5
멕시코(MX)	20.3	19.6	20.2	1.0	-0.7
한국(KO)	12.3	40.4	15.2	3.3	28.1

*분석데이터와 자료연도는 빈곤가구율과 동일함.

빈곤층 내에서 여성가구주가 차지하는 비율을 살펴보면, 여성가구주 비율이 높을 수록 대체로 빈곤층에서 여성가구주가 차지하는 비중도 높아진다(<그림 1>). 우측상단에 있는 미국의 경우 여성가구주의 가구비율도 높고(45%) 빈곤층내에서 여성

가구주가 차지하는 비중도 높다(60%). 반면, 대만과 멕시코와 같은 국가들은 여성가구의 형성수준도 낮고 빈곤층내에서 여성가구주가 차지하는 비중도 상대적으로 낮은 편이다. 위 표에서 한국은 좌측중단에 위치하고 있는데 멕시코나 대만과 같은 나라보다 가구비율은 낮지만 빈곤층에서 여성가구주가 차지하는 비중은 훨씬 높다. 빈곤층에서 여성가구의 비율이 50%를 넘어서는 국가들(스웨덴, 핀란드, 노르웨이, 미국, 캐나다, 독일)은 (노르웨이를 제외한다면) 여성가구의 비중이 40%에 육박하거나 그 이상인 나라들이다. 여성가구주가 숫적으로 많으면서 빈곤층에서 차지하는 비율도 높음을 알 수 있다. 다른 조건이 변화하지 않은 상태에서 여성가구의 수가 증가하는 인구학적 변화가 진행될 경우 상대적으로 취약한 경제적 지위에 있고 생계부양자의 숫자가 적은 여성가구주가 빈곤층에 다수 분포하는 것은 당연한 귀결이라고 할 수 있다.

[그림 1] 여성가구주 비율 대비 빈곤층내 여성가구주 비율: 국가비교



*f_in poverty: 빈곤층내 여성가구주비율

Y=0.5(가로줄)을 넘어서는 국가는 빈곤층의 과반수 이상을 여성가구주가 차지하는

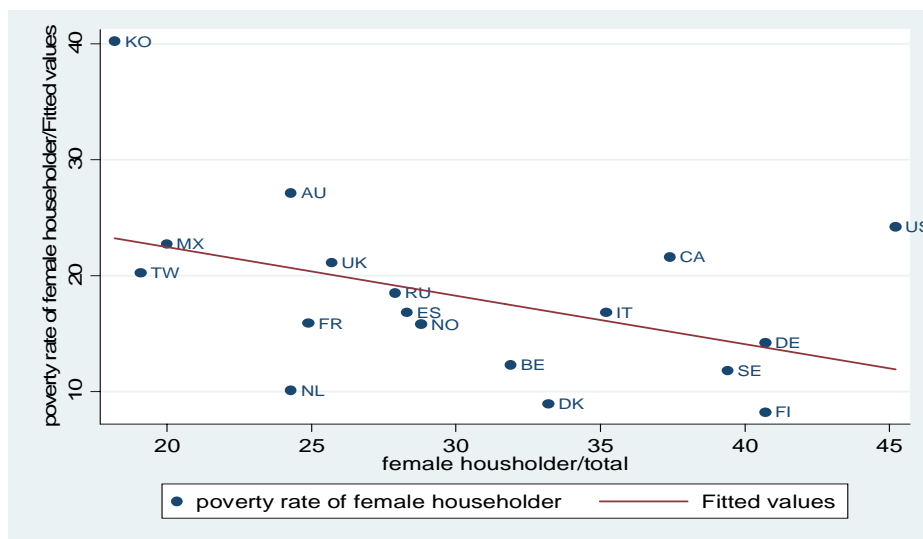
국가들이라는 점에서 적어도 가구주 수준에서는 빈곤이 여성화된 국가들이다. 상단에 위치한 국가들은 인구학적으로는 남성가구주가 다수이지만 빈곤층 내부의 인구학적 분포에서는 여성가구주가 더 많은 국가들인 것이다. 우리나라는 하단에 위치하고 있어, 아직 빈곤층 인구에서 여성가구주가 다수는 아닌 상태이다. 그러나 위 결과해석에서 주의할 것은 상대적으로 여성가구주의 수가 적지만, 빈곤층에 집중 분포하고 있는 경우에 대한 것이다. 그래프의 상단이 아닌 하단에 위치하고 있다고 해서 여성가구주의 빈곤위험이 낮은 것이 아니기 때문이다. 좌측 극단에 있는 우리나라가 그 경우에 해당되는데, 분석대상 국가중에서 한국 여성가구주의 인구학적 비중은 가장 낮은데도 불구하고 빈곤층에서 차지하는 비율은 40%가 넘는 매우 예외적인 사례이다. 숫적으로 적은 여성가구주 가구가 빈곤층에 다수 분포한다는 것은 이들이 적절한 정책적 관심을 받지 못한 배제된 집단임을 알 수 있으며, 사회적으로도 고립가능성이 높을 것임은 충분히 짐작할 수 있다. 반대로, 미국의 경우는 여성가구주의 비율도 가장 높고 빈곤층내 비율도 가장 높은 국가이다. 빈곤의 여성화에 대한 문제의식이 1970년대 미국에서 가장 먼저 생겨났다는 사실을 실감할 정도로 미국의 여성빈곤 문제는 그 규모에서 심각한 수준임을 알 수 있다. 그러나 이들의 절대적 가시성이 다각적인 정책의 관심이 되어왔다는 점에서 정책적 냉대를 받는 우리나라와는 다르다고 할 수 있다. 50)

<그림 2>는 여성가구주 빈곤의 또 다른 현실을 보여주는데, 국가별 비교에서 여성가구주의 비율이 높을수록 오히려 여성가구주의 빈곤율은 줄어드는 경향을 읽을 수 있다. X축은 여성가구주의 비율이고, Y축은 여성가구주 빈곤율이다. 추세선에서 미국과 한국이 이상점으로 나타나는데, 미국의 경우 여성가구주의 비율이 높음에도 불구하고 여성가구주 빈곤율이 예외적으로 높고, 한국의 경우 여성가구주비율이 낮음에도 불구하고 여성가구주 빈곤율이 심각하게 높은 수준임을 알 수 있다. 현재 우리나라의 여성가구빈곤율이 심각할 정도로 높기 때문에 오히려 가구의 45%가 여성가구주인 미국의 빈곤율이 상대적으로 더 낮은 상황이다. 여성가구주 가구의 비중이 가장 낮은

50) 노르웨이와 같은 국가는 여성가구주의 비중은 30%에 못 미치지만, 빈곤층의 절반이상이 여성가구주 가구이다. 그러나 노르웨이는 빈곤율이 가장 낮은 국가중의 하나라는 점이 우선적으로 고려될 필요가 있다(빈곤가구율 6.4%).

나라임에도 불구하고 여성가구주의 빈곤율이 극도로 높다는 것은 여성가구주의 형성이 사회적, 규범적으로 억제되고 있는 상태에서 여성가구주 범주에 포함될 경우 극도로 높은 빈곤위험에 처한다는 것을 의미한다. 이는 여성가구주 가구가 사회적, 경제적인 차원, 즉 이중의 차원에서 고립되어 있음을 의미한다.

[그림 2] 여성가구주 비율 대비 여성가구주 빈곤율: 국가비교



4. 남녀 가구주 빈곤 결정요인 분석

여성빈곤을 분석할 수 있는 전국수준의 양적 자료는 많지 않다. 복지패널 자료가 생산되기 이전에는 통계청의 가구소비실태, (도시)가계조사, 노동연구원의 노동패널, 보건사회연구원의 국민생활실태조사 정도가 분석의 대상이 될 수 있었다.

가구소비실태조사자료는 빈곤실태를 분석할 수 있는 자료로 자주 사용되어왔고, 빈곤분석을 위한 다양한 변수들을 담고 있다는 장점이 있다. 그럼에도 불구하고 2000년 조사를 마지막으로 더 이상 생산되지 않고, 2003년부터 가계조사 자료로 통합되었기

때문에 최신자료를 구할 수 없는 한계가 있다. 한편, 가계조사 자료는 가구 관련 정보가 가구소비실태보다 적고 충분치 않는데, 예를 들어 혼인지위와 같은 변수를 분석할 수 없다는 점에서 여성가구의 빈곤을 분석하는데 있어 한계를 갖는다. 과거에는 성별 빈곤격차를 분석하는데 있어 가장 체계적인 자료가 가구소비실태자료였는데, 복지패널은 가구소비실태자료에 불명확한 상태로 혼재되어 있었던 “가구주” 개념을 생계부양자 개념으로 정확하게 개념화할 수 있도록 해주고, 가구상황에 대해서도 보다 정확한 정보를 제공해 준다는 점에서 현재로서는 최적의 자료라고 할 수 있다.⁵¹⁾

본 연구의 분석대상인 가구는 가구주의 연령이 25세~59세로 한정하였다. 노인가구를 포함한 전체 연령층을 대상으로 분석할 경우 빈곤층의 다수를 점하고 있는 노인가구의 특징이 분석에 반영되어 상대적으로 젊은 층의 특징을 포착하기가 어렵다. 정책적으로도 노인가구와 비노인가구에 대한 접근방식이 분리될 필요가 있기 때문에 이 연구에서는 분석연령집단을 한정하였다.

우리나라 노인가구는 빈곤율이 매우 높다. 25-59세 가구의 빈곤율은 9.2%인데 비해 60세이상 노인가구의 빈곤율은 43.2%이다(복지패널자료). 이처럼 빈곤율이 높게 나타나는 것은 연금을 비롯한 노인소득보장제도가 미비하기 때문인데, 이중 남성노인가구의 빈곤율이 34.5% 여성노인가구 빈곤율은 62.9%로 남성노인가구의 1/3이, 여성가구의 2/3가 빈곤가구를 형성하고 있다. 노인가구에서 남녀 빈곤격차와 빈곤원인을 분석하기 위해서는 생산인구층의 빈곤을 분석하는 것과는 다른 변수와 접근이 필요하다. 즉, 생산인구층과는 달리 생애사와 관련된 변수, 가족관계, 건강상태 등을 고려한 분석이 필요할 것이다. 복지패널 자료의 경우 가구주의 생애와 관련된 개인사적 정보, 부모의 학력과 직종, 성장지역, 초직 정보가 포함되어 있기 때문에 이와 같은 분석이

51) “가구주” 정의와 관련하여, 인구센서스와 가계조사 모두 가구주가 호주나 세대주 개념과는 구분되는 것임을 강조하고 있다는 점에서 공통점이 있지만, 상대적으로 인구센서스는 “대표성, 의사결정권” 개념을 강조하고 있고, 가계조사는 “생계책임, 생계부양자”를 강조한다는 점에서 차이가 있다. 그러나 실제 조사에서 두 정의간의 차이가 민감하게 구분, 적용되는 것은 아닌 것으로 보인다. 가구주 분류는 궁극적으로 피조사자의 응답에 의존하는 것이기 때문에 엄격한 적용이 어려운 상황이다. 가구는 주거 및 생활공동체로 정의되는데, 주거와 생활공동체(소득합산단위)가 일치하지 않을 경우 혼란이 발생한다. 예를 들어, 남성배우자가 취업을 목적으로 타지에서 생활할 경우 가구주는 여성이 되지만, 남성이 주소득자이다. 이 경우 가구를 단위로 한다면 여성이 가구주이지만, 실질적인 소득원이 남성이기 때문에 여성가구주로 분류하기 어렵다(김수정, 2007).

가능하지만, 본 연구는 젊은 가구주의 빈곤결정요인을 분석하는 것으로 한정한다.

분석모델은 기존연구를 통해 검증되었던 변수들을 중심으로 구성하였다. 이 연구는 새로운 모델을 구성하기보다는 여성가구주의 “선택적 무직”(무직여성가구주의 빈곤율이 더 낮음), “여성 한부모 가구의 비(非)빈곤”(여성 한부모일 경우 상대적으로 덜 빈곤함)과 관련된 쟁점들을 복지패널 자료를 통해 재검증하고자 하는 목적을 갖고 있다. 따라서 모델 비교를 하기보다는 기존 모델에서 사용된 연령, 교육, 취업지위, 가구원수, 거주지역, 한부모가구 여부 등의 변수를 포함하여 모델을 구성하였다.

Model : $\text{Logit} (P_i / (1-P_i)) = \alpha + \beta_1 \text{연령} + \beta_2 \text{학력} + \beta_3 \text{취업지위} + \beta_4 \text{가구원수} + \beta_5 \text{거주지역} + \beta_6 \text{한부모가구여부}$
(가구원수를 제외한 모든 변수들이 가변수로 포함됨)

1. 분석대상 변수의 기술통계

<표6>은 분석대상 변수의 기술통계이다. 25-59세를 대상으로 했을 때, 분석대상 남성가구주는 87.3%(3524사례), 여성가구주의 비율은 12.7%(654사례)이다. 연령은 남성가구주보다 여성가구주가 약간 더 높았다(남성 42.6세, 여성 44.1세). 연령대별로는 남성가구주는 20대가 가장 적고 30대가 가장 많은 반면, 여성가구주는 상대적으로 20대의 비율이 높은 대신 30대가 적고 40대에 가장 많이 분포해있다. 교육수준별로는 전체적으로 고졸이 40%정도를 차지하고 있는데, 남성가구주의 경우 대졸이 1/3 정도를 차지하는데 비해 여성가구주의 경우 대졸 비율이 낮고, 분포로 본다면 남성가구주의 중졸과 대졸 비율이 역전된 형태로 여성가구주의 분포로 나타나고 있다.

취업지위의 경우 남성의 경우 상용직임금근로자가 절반을 차지(44.3%)하고 있지만, 여성의 경우 1/5에 불과하고, 소득이 없는 무급범주의 경우 남성은 9.4%인데 비해 여성가구주는 24%가 소득이 없었다. 지역의 경우 여성가구주가 좀더 서울및 광역시에 많이 거주하고 있다. 한부모가구는 남성은 1.9%에 불과하지만, 여성가구주의 경우 1/4이 한부모가구로 높은 비율을 차지하고 있다.

〈표 6〉 변수 기술통계

	전체	남성가구주	여성가구주
성별 (%)	100.0	87.3	12.7
연령(%)			
20대	6.9	5.8	14.4
30대	34.4	36.3	21.3
40대	35.6	35.4	36.9
50대	23.1	22.5	27.5
평균(세)	42.2	42.6	44.1
교육(%)			
중졸이하	18.8	16.3	36.1
고졸	41.0	40.9	41.1
전문대	8.2	8.5	5.7
대졸이상	32.0	34.2	17.1
취업지위(%)			
상용임금근로	44.3	47.6	21.7
임시임용근로	14.9	13.1	27.1
일용임금근로	9.0	8.1	15.8
고용주	4.5	5.0	0.8
자영업자	17.9	18.9	10.6
무급가족종사자등	9.4	7.3	24.0
지역(%)			
서울 및 광역시	47.1	45.7	57.4
시	16.9	48.0	39.0
군	6.0	6.4	3.6
가구원수(명)	3.1	3.3	2.2
한부모가구(%)	4.8	1.9	25.0
빈곤율(%)	9.2	7.3	22.1
N (weighted) (명)	4178	3524	654

**취업지위의 경우, 설문지에는 자활근로 및 공공근로 항목이 포함되어 있었으나, 일용직으로 재분류하였고, 무급가족종사자 범주에는 실업자와 비경활인구가 포함되어 있다. 이들을 무급가족종사자등의 범주에 함께 묶은 것은 소득이 없다는 점에 주목한 것이다.

2. 가구주 성별에 따른 빈곤 결정 요인의 차이

로짓분석 결과 <표7>, 전체(pooled) 모델의 경우 성별과 연령변수가 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 다소 이례적이라고 할 수 있지만, 도시가계 자료에 대해서 유사한 모델을 적용했을 때에도 마찬가지로 결과가 나타난다. 즉, 도시

가계자료를 분석할 경우 2000년을 전후해서 성별 변수의 영향력에서 주요한 변화가 나타나는데, 가구주의 성 자체가 빈곤을 설명하는 변수로 유의하지 않게 나온다는 점이다.⁵²⁾ 이는 다음과 같이 해석될 수 있다. 2000년 이전 데이터에서 성별이 빈곤에 영향을 미치는 유의한 변수였다는 것은 연령, 교육, 취업지위, 가족상황, 거주지역과 같이 모델에 포함된 변수들을 포함시키더라도 성과 관련된 고유한 속성이 빈곤에 영향을 미쳤지만 2000년 이후에는 여타 변수들, 즉 모델에 포함된 다른 변수들의 효과로 성별의 영향력이 해소된다. 여성가구주의 빈곤율이 지속적으로 증가하는 상황을 고려할 때 성별, 즉 여성가구주란 모델에 포함되어 있는 빈곤에 영향을 미치는 다른 변수들에서 불리함이 집적된 집단임을 알 수 있다.

연령변수의 경우 노인을 포함한 기존연구에서는 연령변수가 유의하게 나오지만, 25-59세로 제한할 경우 연령은 유의하지 않다. 학력의 경우 중졸을 기준변수로 했을 때 고졸과 대졸 각각 절반정도로 빈곤위험이 줄어든다. 고졸과 대졸(전문대졸포함)의 격차가 적게 나오는 것은 뜻밖의 결과이기도 한데, 고졸의 빈곤율은 8.2%, 대졸의 빈곤율은 4.1%로 고졸이 두배가량 높은 빈곤율을 보이지만, 이 차이는 다른 통제변수들의 영향이 포함된 것으로 생각된다. 취업지위의 경우, 상용직<임시직<자영업<일용직<무급, 무직 순으로 빈곤위험이 높아진다. 상용직의 빈곤위험이 낮다는 점을 고려하더라도, 취업지위별 빈곤격차는 매우 크다. 가구원수는 많을수록 빈곤위험이 감소하며, 지역의 경우, 군구에 거주할 경우 서울, 광역시 등 대도시에 거주하는 경우보다 빈곤위험이 1.8배증가한다. 한부모가구일 경우 아님 가구에 비해 빈곤위험이 3배 높다.

남녀가구주별로 빈곤결정요인에서의 차이를 보면, 남성가구주의 경우 50대가구주보다 30대 40대가 빈곤위험이 1.4-1.5배 정도 더 높은 것으로 나타났다(유의수준 5%). 반면 여성의 경우는 연령이 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 한편, 남성의 경우 고졸, 대졸 모두 유의하게 나타나지만, 여성의 경우 대졸일 경우에만 빈곤위험을 중졸에 비해 절반정도 낮출 수 있는 것으로 나타났다($P<0.10$ 수준) 남녀모두 취업지위는 유의하게 나타났는데, 남성가구주 상용직일 때 빈곤위험이 매우

52) 도시가계 2000년 이후의 자료, 또 가구소비실태 2000년 자료 모두 성이 유의하지 않은 것으로 분석된다.

낮기 때문에 다른 취업지위의 빈곤위험의 배율이 매우 높게 나타난다. 가구원수의 경우 남성가구주는 가구원수가 증가할수록 빈곤위험이 낮아지지만, 여성가구주의 경우에는 그렇지 않다. 남성한부모가구일 경우 그렇지 않은 가구대비 3배 빈곤위험이 증가하지만, 여성의 경우는 약2배 증가한다.

여성가구주의 경우, 무직과 한부모 가구 변수 모두 유의하게 여성의 빈곤위험을 증가시키는 것으로 나타났다. 무급무직의 여성가구주의 경우 상용직 보다 9배 빈곤위험이 증가한다. 한부모인 경우 아닌 경우보다 2배 정도 빈곤이 증가하는 것으로 나타났다. 여성가구주 자체가 배우자가 부재하거나 주 생계부양의 역할을 맡지 못하는 가구인데, 자녀부양 및 양육의 부담이 있을 경우 빈곤위험은 배로 높아짐을 알 수 있다.

〈표 7〉 가구주성별 빈곤결정요인

	pooled			남성가구주			여성가구주		
	b	se	odds	b	se	odds	b	se	odds
성별(남성)	0.20	0.15	1.2						
연령(50대)									
20대	0.16	0.28	1.2	0.49	0.34	1.6	-0.46	0.46	0.6
30대	0.24	0.16	1.3	0.39 **	0.18	1.5	-0.01	0.34	1.0
40대	0.12	0.13	1.1	0.34 **	0.15	1.4	-0.33	0.26	0.7
학력(중졸)									
고졸	-0.69 ***	0.13	0.5	-0.81 ***	0.15	0.5	-0.37	0.25	0.7
대졸	-0.68 ***	0.18	0.5	-0.73 ***	0.20	0.5	-0.71 *	0.40	0.5
취업지위(상용직)									
임시직	1.50 ***	0.22	4.4	1.52 ***	0.26	4.6	0.82 *	0.42	2.3
일용직	2.40 ***	0.21	11.0	2.45 ***	0.24	11.6	1.78 ***	0.44	5.9
자영업	2.13 ***	0.19	8.4	2.34 ***	0.20	10.4	1.29 ***	0.47	3.6
무급,무직	3.36 ***	0.20	28.7	3.72 ***	0.22	41.3	2.22 ***	0.41	9.1
가구원수	-0.19 ***	0.05	0.8	-0.26 ***	0.06	0.8	1.00	0.11	1.1
지역(대도시)									
중소도시	-0.09	0.11	0.9	-0.16	0.13	0.9	0.04	0.22	1.0
군	0.58 ***	0.14	1.8	0.48 ***	0.16	1.6	0.89 ***	0.34	2.4
한부모가구	1.09 ***	0.19	3.0	1.17 ***	0.28	3.2	0.72 ***	0.27	2.1
상수	-3.30 ***	0.27		-3.30 ***	0.30		-2.69 ***	0.49	
N(weighted)		3970			3327			643	
LL		-940.3			-667.1			-292.5	
Pseudo R2		0.223			0.223			0.134	

*** P<0.01 ** P<0.05 * P<0.10

로짓식을 바탕으로 각 집단별로 추정된 빈곤율은 <표8>과 같다. 추정시 다른 변수들은 해당변수값 집단의 평균(group mean)을 적용하였다. 예상할 수 있듯이 추정 결과 모든 범주에서 여성가구주가구의 빈곤율이 더 높다. 특히 20대, 중졸, 일용직, 무급무직, 한부모가구일 경우는 모두 빈곤위험이 30%를 넘어선다. 여성가구주의 빈곤위험이 10%미만으로 낮아지는 것은 대졸, 상용직인 경우밖에 없다. 그러나 대졸여성가구주의 빈곤율도 7%정도로 추정되어, 여성가구주의 경우 대졸학력을 갖더라도 빈곤위험이 상대적으로 높음을 알 수 있다.⁵³⁾

<표 8> 남녀가구주 변수별 빈곤율추정(집단평균)

	남성가구주	여성가구주
연령		
20대	0.082	0.304
30대	0.032a	0.562a
40대	0.029	0.203a
50대	0.049	0.220a
학력		
중졸	0.157	0.312
고졸	0.040	0.198a
대졸	0.022	0.071
취업지위		
상용직	0.010	0.046
임시직	0.049	0.145
일용직	0.138	0.341
자영업	0.108	0.225
무급무직	0.358	0.397
가구원수		
1인	0.112	0.174a
2인	0.072	0.227a
3인	0.053	0.254a
4인	0.031	0.225a
지역		
대도시	0.044	0.202
중소도시	0.035a	0.191a
군	0.098	0.167
한부모가구		
비해당	0.043	0.182
해당	0.227	0.307

a: 로짓식에서 유의하지 않은 변수.

53) 여성대졸 가구주의 빈곤율 7%는 남성고졸 가구주의 빈곤율이 4%에 불과한 것과 비교했을 때 고향력이라고 할지라도 여성가구주 가구의 빈곤위험은 높음을 알 수 있다.

남성가구주의 경우 빈곤위험이 30%를 넘어서는 경우는 무급 무직의 경우이며, 한부모가구의 경우 23%의 빈곤율을 보여, 취업지위와 가족지위에서 불안정한 경우 남성가구주의 빈곤율이 높아짐을 알 수 있다. 빈곤위험이 낮은 대졸, 상용직 집단의 경우 빈곤위험은 각각 2%, 1%에 불과하다. 또, 남성가구주의 경우 가구원수가 증가할수록 빈곤위험이 확연히 줄어들지만, 여성의 경우는 그렇지 못하다. 일반적으로 가구원수가 증가할수록 빈곤위험이 감소하는 것으로 알려져있는데, 가구규모가 비교적 작은 여성가구주의 경우 가구원수는 빈곤위험에 유의한 영향을 미치지 못함을 알 수 있다.

남성가구주와 여성가구주에 대해 하위집단 평균값(group mean)을 적용해 추정한 값과 각 성별 평균값(mean)을 적용해 추정한 값의 차이를 제시하면 <표9>와 같다.⁵⁴⁾

<표 9> 성별 하위범주별 빈곤의 증첩성

(단위 %p)

	남성가구주	여성가구주
학력		
중졸	0.076	0.051
고졸	0.002	0.002
대졸	-0.019	-0.077
취업지위		
상용직	-0.001	-0.021
임시직	-0.001	0.004
일용직	0.020	0.043
자영업	0.001	0.018
무급무직	0.036	0.001
한부모가구		
비해당	-0.001	0.001
해당	0.098	-0.005

⁵⁴⁾ <표9>의 숫자는 <표7>의 로짓모형을 바탕으로, $\text{Pr}(\text{group mean: 해당집단평균}) - \text{Pr}(\text{rest mean: 전체평균})$ 값을 계산한 것임.

<표9>의 값에서 (+)값은 해당 하위집단에 속한 구성원들이 다른 변수들에서도 중첩적으로 불리한 속성을 갖고 있는 것을 의미한다. 예를 들어 중졸 남성가구주일 경우 다른 변수들에서 남성가구주의 평균값보다 낮은, 즉 빈곤에 불리한 특징을 갖고 있기 때문에 하위집단 평균과 집단평균 빈곤율값의 차이가 크다(7.6%p) 남녀 모두 중졸집단은 다른 변수들에서도 모두 불리한 특징을 갖는 집단임을 알 수 있다. 남녀 가구주를 비교했을 때 특징적인 것은 취업지위에서 남성의 경우 무급종사자이거나 무직인 경우 빈곤이 하위집단 평균이 3.6%p 더 높는데 비해 여성의 경우 오히려 일용직 범주에서 차이가 크게 나타난다는 것이다. 즉 여성의 경우 무급무직 집단보다 일용직에 종사하는 경우 분석에 포함된 여타 변수들에서도 빈곤위험이 더 높은 특징을 갖고 있음을 알 수 있다. 또, 남성 한부모가구의 경우 여러 특성들에서 남성가구주 평균으로부터 크게 이탈한 속성을 띠고 있음을 짐작하게 하는데, 남성가구주 전체평균을 적용했을 때보다 남성한부모가구의 평균을 적용했을 때 빈곤율이 9.8%p 높게 추정되었다. 반면, 여성 한부모가구는 작은 차이지만(0.5%p) 오히려 여성가구주 전체 속성보다 유리한 특징을 갖고 있다는 점이 대조적이다.

5. 남녀 가구주 빈곤율 분해

기술통계 결과(<표6>)에서도 나타났듯이 남성가구주와 여성가구주는 연령, 교육, 취업지위, 지역, 한부모가구여부 등의 변수에서 모두 큰 분포차이를 보이고 있다. 실제 빈곤율의 차이를 보면, 남성가구주 13.2 여성가구주 40.2로 3배 정도 여성가구주가 높은 수준을 보이는데, 이와 같은 차이를 만들어내는데 있어 변수별 분포의 차이가 기여하는 바와 각 변수별 위험기여도(계수)가 기여하는 바를 분석해볼 필요가 있다.

1. 분해방법

일반적으로, 빈곤결정함수는 종속변수 Y가 이분(binary)변수이고, 로지스틱 회귀식은 비선형식이기 때문에, 선형회귀의 원칙은 유지하되 X변수의 평균값을 대입하는

방식으로는 수행될 수 없다. 비선형 회귀 분석에서 분해는 X의 평균값이 아니라, 전체 X변수의 로짓추정값 평균을 사용하고, 다른 집단의 분포를 사용할 경우에도 로짓추정값을 이용한 평균을 사용한다.⁵⁵⁾

페어리(Fairlie, 2005) 방식에 따라 분해방법을 설명하면 다음과 같다. 우변의 첫째 항은 변수구성(composition), 즉 분포의 차이가 빈곤격차에 기여하는 부분이고 ($X_i^w X_i^b$ 차이) 두 번째항은 빈곤결정함수의 차이 ($\widehat{\beta}^w \widehat{\beta}^b$ 의 차이)가 빈곤격차에 기여하는 계수효과, 즉 불평등효과부분이다.

$$\bar{Y}^w - \bar{Y}^b = \left[\sum_{i=1}^{N^w} \frac{F(X_i^w \hat{\beta}^w)}{N^w} - \sum_{i=1}^{N^b} \frac{F(X_i^b \hat{\beta}^w)}{N^b} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^b} \frac{F(X_i^b \hat{\beta}^w)}{N^b} - \sum_{i=1}^{N^b} \frac{F(X_i^b \hat{\beta}^b)}{N^b} \right],$$

※F는 로지스틱 함수, N은 총케이스수

우변첫항의 베타값을 집단 B로 고정시키고 집단 W와 B의 분포차이를 계산하고 두 번째항(□)에서는 집단W 계수를 대신해 B계수를 포함시키는 방법 역시 사용될 수 있다.

$$\bar{Y}^w - \bar{Y}^b = \left[\sum_{i=1}^{N^w} \frac{F(X_i^w \hat{\beta}^b)}{N^w} - \sum_{i=1}^{N^b} \frac{F(X_i^b \hat{\beta}^b)}{N^b} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^w} \frac{F(X_i^w \hat{\beta}^w)}{N^w} - \sum_{i=1}^{N^w} \frac{F(X_i^w \hat{\beta}^b)}{N^w} \right],$$

그러나 비교대상 집단의 순서를 바꿀 경우, 선형회귀와는 달리, 비선형 회귀에서는 로짓 계수값이 변화하기 때문에 분포효과와 계수효과 크기가 변화한다. 이 경우, 대안은 집단을 교대로 바꾸어서 추정된 값의 평균을 취하거나, 두집단을 풀링한

55) 로짓분석에서 변수별 분포효과와 계수효과를 분해하는데는 몇가지 방법이 있다. 그 중 개별변수의 효과를 살펴볼 수 있는 방법으로는 Fairlie(2005)와 Bartus(2005)의 분해방법이 대표적인데, Fairlie(2005)와 Bartus(2005) 모두 Stata 9.0 version에 ado 파일로 모듈화되어 있다. Bartus(2005)의 분해방법은 기존의 한계효과(marginal effect)를 분석하는 방법을 로짓식에 적용하여 비교대상 집단의 평균 \bar{X}_1 과 \bar{X}_2 를 고정시켜 두 값을 중심으로 변수별 분포효과와 계수효과를 보여준다.

로짓값을 웨이트(B)값으로 적용하여 분석하는 것이다. 여기서는 풀링값보다는 두개 집단의 순서를 차례로 바꾸어 평균값을 취하는 방식을 취하기로 한다.

2. 분해 결과

자료에서 남성가구주 빈곤율은 7.3%, 여성가구주 빈곤율은 22.1%인데, 로짓식에서 추정된 빈곤율은 남성 4.4%, 여성 20.5%이다. 로짓모델에서는 남녀 가구주 모두 빈곤율이 낮게 추정되었다. 반면 자료의 남녀빈곤 실제 차이는 13.8%인데 로짓식에서는 16.1%로 다소 높게 추정되었는데, 빈곤율 분해는 로짓모델의 차이분을 중심으로 진행되었다.

〈표 10〉 남녀 빈곤율 차이: 분포효과와 계수효과

	남성가구주기준		여성가구주기준		평균
	Coef.	P>z	Coef.	P>z	
분포효과	0.088	0.001	0.152	0.000	0.120
계수효과	0.073	0.007	0.009	0.693	0.041
총차이	0.161		0.161		0.161

남성가구주와 여성가구주의 빈곤율 차이(16.1%)를 분해한 평균값을 보았을 때 남녀 차이의 2/3정도가 분포효과(12%)에 의해 설명되고 있는데, 이는 여성가구주 가구가 빈곤위험이 높은 범주에 과다 분포하고 있다는 것을 의미한다. 즉 여성가구주가 빈곤율에 영향을 미치는 요인들에서 불리한 하위범주에 많이 분포하고 있기 때문에 여성가구주의 빈곤율이 매우 높다. 특히 로짓분석에서 유의하게 나타난 변수중 소득과 관련이 있는 학력, 취업지위 변수에서 여성가구주가 빈곤위험이 높은 하위집단에 더 많이 분포하고 있고, 가족상황과 관련하여서도 빈곤위험이 높은 한부모가구의 비율 역시 여성가구주가 매우 높는데, 이와 같은 차이가 분포효과로 반영된 것으로 보인다.

한편, 계수효과는 남성가구주가구의 로짓식에 여성가구주의 변수값을 연결하여 분석했을 때는 유의하지만 여성가구주를 기준으로 분해했을 때에는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 남성가구주의 경우 하위집단별 계수값 차이가 크기 때문에 유의하게 나

타나지만, 여성가구주의 경우 상대적으로 계수차이가 적기 때문인 것으로 생각된다.

분포효과를 기존의 로짓모델과 연관지워 해석하면 다음과 같다. 25-59세의 여성가구주 집단의 경우 빈곤에 중요한 영향을 미치는 변수가 학력과 취업지위, 가족상황(한부모가구)이다. 성인가구주라는 것을 고려한다면 학력변수를 변화시키기는 어렵다. 즉 분포자체를 변화시킴으로써 빈곤을 낮추기는 어려운 상황이기 때문에, 소득과 직접적인 연관을 갖는 직업교육이나 훈련을 통해서 교육에서 불리함을 보완할 필요가 있다. 한편, 여성가구주 가구의 경우 무급, 무직, 일용직과 같은 낮은 취업지위에 다수 분포하고 있어 이들의 빈곤을 완화시키기 위해서는 취업지위를 안정화할 수 있는 방안과 노동시장 참여를 촉진할 수 있는 정책적 수단이 필요함을 시사한다. 한부모 가구의 경우, 자녀부양부담은 빈곤의 원인인 동시에 빈곤탈피를 어렵게 하는 지속요인이기도 하다. 이미 관련 정책보고서를 통해 자주 지적된 바이지만, 이 집단에 대해서는 자녀 부양 및 양육부담을 덜어줄 수 있는 경제적 지원과 사회서비스가 필요함을 알 수 있다.

6. 요약 및 제언

이 연구는 한국 여성가구주의 빈곤요인과 빈곤격차를 분석하였다. 남녀가구주를 비교했을 때 남성가구주의 가구빈곤율은 13.6%, 여성가구주는 40.2%로, 여성가구주가 약 3배정도 높은 빈곤율을 보인다. 남녀 빈곤격차가 3-3.5배라는 것은 기존연구를 통해서도 밝혀진 바이며, 이 연구에서 밝혀진 바 역시 일치한다. 실제 빈곤율 수치는 남녀 모두 2000년 가구소비실태조사 결과보다 증가한 것으로 나타났다.

분석결과 첫째, 한국 여성가구주의 빈곤율 수준은 분석대상 18개국 중 가장 높았다. 한국 여성가구주 가구의 빈곤율이 40.2%로 가장 낮은 국가인 핀란드의 약 5배 높다. 여성가구주의 빈곤율이 높은 국가군들도 대부분 20%대에 머물고 있는데 비해 한국은 여성가구주의 빈곤위험이 예외적으로 높다. 빈곤율의 남녀비율이나 차이를 계산했을 때에도 남성에 비해 한국 여성가구주 가구의 빈곤위험은 이들 국가중에서

월등하게 높다. 한국은 여성가구주 가구비율이 가장 낮은 나라임에도 불구하고 여성 가구주의 빈곤율이 극도로 높다는 것은 여성가구주의 형성이 사회적, 규범적으로 억제된 역사적 제도적 상황을 반영하며 또, 여성가구주 가구가 사회적, 경제적 차원, 즉 이중의 차원에서 고립되어 있음을 의미한다.

둘째, 기존연구에서 무직, 한부모 여성가구주는 빈곤위험이 오히려 낮은 것으로 추정되었는데 복지패널 자료를 대상으로 한 본 연구에서 무직과 자녀양육부담은 여성 빈곤을 증가시키는 중요한 요인임이 확인되었다. 무직과 자녀양육부담은 경제활동을 하지 못하는 여성가구주 가구의 빈곤위험과 관련되지만, 여성가구주의 중첩적 빈곤 상황으로 인해 취업자체가 빈곤탈출을 보장하지 못한다는 점도 강조될 필요가 있다. 특히 여성가구주의 경우 일용직 빈곤율이 매우 높는데, 이는 소득원을 확보하더라도 여전히 빈곤한 가구가 많다는 것을 의미한다. 이런 점에서 취업전략만으로는 한계가 있으며, 복지정책을 통해 소득을 보전하는 적극적인 정책노력이 병행될 필요가 있다.

서구 국가들에서 빈곤의 여성화 논의가 주목하는 것이 한부모 가구, 특히 독신모 여성(single mother)인데, 한국에서도 한부모지위가 빈곤위험을 크게 증가시키는 것으로 나타났다. 한부모가구일 경우 여성뿐 아니라 남성가구주의 경우도 빈곤위험이 높는데, 이들 가구에 대해서는 일반적인 빈곤탈출정책에 덧붙여 자녀양육 및 부양부담을 덜어줄 수 있는 아동수당, 한부모수당, 보육서비스 등 자녀관련 복지제도가 필요하다.

셋째, 빈곤율을 분해했을 때, 여성가구주의 빈곤취약성은 고위험범주에 집중적으로 분포되어 있기 때문으로 볼 수 있는데(분포효과 66%), 빈곤여성가구주는 여성가구주가 되기 이전부터, 즉 이혼, 별거, 사별 이전부터 인적자원이 부족하고 노동시장 지위가 불안정했을 것임을 짐작케한다. 다시 말해, 혼인내에서 은폐되어 있었던 여성의 '숨은 빈곤'이 남성생계부양자의 부재라는 상황에서 극명하게 그 모습을 드러내는 것으로 해석될 수 있다. 따라서 여성가구주가구의 빈곤위험에 대처하는 첫걸음은 여성가구주가 된 이후가 아니라 그 이전, 즉 노동시장에서 성차별의 구조를 변화시키고 인적자본에 대한 투자를 증가시켜 남성에 대한 경제적 의존을 줄이고 여성의 경제적 자립도를 높이는 근본적인 정책이 선행될 필요가 있다.

참고문헌

- 김영란. 1997. "빈곤의 여성화와 사회복지정책." 한국사회복지학. vol.31 pp.1-28.
- 박영란, 정진주, 황정임, 권문일, 김창엽, 석재은, 엄규숙, 유태균, 정인숙, 황수경. 2003. 『여성빈곤 퇴치를 위한 정책개발연구』. 한국여성개발원
- 석재은. 2004. "한국의 빈곤의 여성화에 대한 실증분석." 한국사회복지학. vol.56 no.2. pp.167-194.
- 여지영. 2003. "여성가구주와 남성가구주의 빈곤차이에 관한 연구." 서울대학교 사회복지학과 박사학위논문.
- 이혜경 · 최은영. 1997. "한국 여성빈곤의 원인과 결과." 연세사회복지연구. vol.4. pp.142-185.
- 김수정. 2007. "여성가구주 가구의 빈곤원인과 빈곤의 젠더격차," 『페미니즘 연구』 7호.
- Casper, L.M., McLanahan, S.M. and Garfinkel, I. 1994. "The Gender-Poverty Gap: What we can learn from other countries." vol.59 no.4.
- Fairlie, R. 2003. "An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit Models." Economic Growth Center Discussion Paper no.873.
- _____. 1999. "The Absence of the African-American Owned Business: An Analysis of the Dynamics of Self-Employment." Journal of Labor Economics vol 17 no.1.
- Fuchs. V.R. 1986. "The feminization of poverty." NBER working paper series no.1934.

- McLanahan, S. and Kelly, E.L. 1999. "The Feminization of Poverty: Past and Future." in Chafetz, J.S. (ed.) Handbook of the Sociology of Gender. Kluwer Academic.
- McLanahan, S., Sorensen, A. and Watson, D. 1989. "Sex Differences in Poverty 1950-1980." Journal of Women in Culture and Society vol.15 no.1.
- Pearce, D. 1979. "Women, Work and Welfare: The feminization of poverty." in Feinstein K.W,(ed) Working Women and Families. Sage Publications.
- Picot, G. and Myles, J. 1996. "Social Transfers, Changing Family Structure and Low Income Among Children." Canadian Public Policy vol.22 no.3.
- Spriggs, W. and Williams, R. 1996. "A Logit Decomposition Analysis of Occupational Segregation: Results for the 1970s and 1980s." The Review of Economics and Statistics vol.78 no.2.
- Wiepking, P. 2004. "Gender Differences in Poverty: A Cross-National Research." Luxembourg Income Study working paper.

건강보험 보장성에 대한 만족도와 건강보험료 미납 행태간의 관련성

신영전(한양대학교 의학과 예방의학교실)

제1절 서론

1. 연구의 배경 및 필요성

우리나라는 1989년 이래로 전국민의료보험을 실시하였으나 국민전체의 의료보장을 위한 1차적 사회안전망(이준영,2005)으로서의 역할을 점점 상실하고 있다. 보장성의 확대는 미미하고 건강보험재정악화를 이유로 매년 건강보험료를 인상하여 국민의 부담을 증가시키고 있으며 환자본인부담률은 2005년 현재 37.7%로 여전히 OECD 평균인 20.2에도 훨씬 못 미치는 수준이다.(OECD, 2007)

이러한 현상 속에서 보험료 체납 세대 및 체납액이 증가하고 있다. 2005년 197만 세대였던 3개월 이상 보험료 체납세대가 2006년 214만 세대로 증가하였으며 2006년 현재 누적 체납액은 2조 3,244억 원에 달한다. 그중에는 저소득층이 경제적인 이유로 체납한 경우가 대부분이지만 고소득층의 고액 체납도 상당부분을 차지한다. 건강보험료를 3개월 이상 체납할 경우 급여가 제한됨을 상기해보면, 체납세대의 증가를 단순히 불 문제가 아님을 알 수 있다. 이것은 사회안전망의 사각지대로 내몰리는 저소득층이 증가하고 있다는 것이고 또한 자발적인 이유로 사회안전망을 회피하는 고소득층도 증가하고 있음을 의미한다. 이는 현재 건강보험이 여러 가지 점에서 문제가 있음을 보여준다. 건강보험료를 인상하여 건강보험재정만 안정화되면 모든 것이 해결되는 것이 아니다. 문제의 본질은 왜 체납세대 및 체납액이 점점 더 증가하는가에 있다. 건강보험재정 악화의 악순환 고리를 끊는데도 이것은 매우 중요한 지점이다.

모든 국민에게 의료를 보장하기 위한 본래의 건강보험의 목적을 달성하는데 건강보험료 체납으로 인한 자격정지기 문제로 제기되고 있는 현 시점에서 건강보험료 재정악화 원인 중 하나인 보험료 체납에 대하여 체계적이고 실증적인 연구가 필요하다.

2. 연구목적

건강보험료 미납세대의 특징과 미납여부에 영향을 미치는 요인 및 미납기간에 영향을 미치는 요인을 분석하여 보험료 체납에 대한 대안을 제시하고자 한다. 특히, 아직까지 연구가 되지 않은 건강보험 보장성 만족도와 의료기관 서비스 만족도 등의 만족도 요인이 보험료 미납에 미치는 영향정도와 소득계층별로 보험료 미납에 영향을 미치는 요인의 차이가 있는 지에 대하여 분석하고자 한다. 연구의 구체적인 목적과 내용은 다음과 같다.

첫째, 미납여부에 영향을 미치는 영향을 파악하고,

둘째, 연구 대상자 중 미납자들만을 대상으로 하여 미납기간에 영향을 미치는 요인을 파악한다. 특히 만족도 요인에 집중하여 보고자 한다.

셋째, 소득계층별 보험료 미납에 영향을 미치는 요인의 차이가 있는지를 분석하고자 한다.

넷째, 미납세대의 특성과 미납요인에 대한 결과를 바탕으로 건강보험료 미납을 줄일 수 있는 방안을 제시하고자 한다.

제2절 관련문헌고찰

1. 건강보험체계 문제점과 보험료 미납자 현황

현행 건강보험과 관련하여 많은 문제점들이 제기되고 있으나 김원훈(2002)은 그 중 건강보험 재정에 관한 문제가 가장 시급히 해결해야할 문제로 지적하였다. 건강보험 재정은 1996년부터 당기적자를 보이기 시작하여 2000년 의약분업 시행과 함께

그 폭은 더 커져 2001년에는 당기적자가 2조 4,088억 원이었다.(유승현 외, 2006) 2001년부터 2002년에 걸쳐 건강보험 재정 안정화 정책을 시행하여 2004년 흑자를 달성하였지만 이는 연간 3조원의 정부 보조금 때문이다.

〈표 1〉 건강보험재정추이: 2000-2006 (단위;억원)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
수입	95,294	116,424	138,903	168,231	185,772	203,325	223,878
지출	105,384	140,511	146,510	157,437	170,043	191,537	224,625
당기수지	-10,090	-24,008	-7,607	10,794	15,679	11,788	-747
누적수지	9,189	-18,109	-25,716	-14,922	757	12,546	11,798

자료: 유승현, 문상호, 건강보험 재정안정정책의 성과분석, 2006, 한국정책학회보 제 15권 3호
건강보험관리공단의 통계자료

김창엽(2001)은 건강보험재정 문제를 한국 보건의료의 구조적 문제라고 보고 있으며 근본적으로는 의료서비스 공급구조를 개혁해야한다고 하였다. 문옥륜(2007)은 건강보험 통합 후 10여년이 지난 현재에도 자영자의 소득을 파악하지 못함으로 인하여 임금 근로자의 부담이 증가하는 형평성 문제와 장기체납을 문제로 지적하였다. 2006년도 기준 지역보험료 체납자가 가입자의 214만 세대이고 누적체납액은 2조 3,244억 원, 1년 이상 체납건수가 전체 체납건수의 50%이상에 이르는 등 보험료 체납 문제가 심각하다. <표2> 문옥륜(2007)에 따르면 모든 체납자가 생계형 체납자인 것은 아니고 체납자 중 일시적 체납자가 다수 포함되어 있으며 이들이 고질적 체납자로 이행할 가능성이 있다.

〈표 2〉 건강보험료 체납 추이: 2000-2006

	2000	2001	2002	2003	2005	2006
누적체납액(억 원)	7,312	7,639	7,238	8,264	-	23,244
누적체납세대(천세대)	1,301	1,616	1,365	1,545	1,970	2,140

자료: 백운국 외, 지역가입자 체납유형 분석 및 효율적인 관리방안, 2003, 건강보험관리공단
보건복지동향, 2005년 4월호, 보건복지부
2007년 5월 연합뉴스 기사에 대한 보건복지부 해명 보도자료

건강보험료의 미납세대가 증가하고 장기체납이 증가하는 것의 문제는 첫째, 3개월 이상 체납하면 급여가 제한되기 때문에 생계형 체납자인 저소득층 또는 차상위계층이 건강보험의 사각지대로 내몰릴 수 있다는 것이다.(백운국 외, 2003) 둘째, 고소득층의 자의적인 회피성 체납이 고질적 체납으로 이행되어 건강보험제정에 악영향을 미칠 것이라는 것이다.

잠재적 빈곤층 또는 차상위 계층에 대한 추정치는 우리나라의 빈곤층을 대표하는 수치이나 기초법 규정에 의한 최저생계비 계측과 학자들 간의 빈곤층에 관한 정의 기준 차이로 많은 편차를 보인다. 보건복지부 공식적 입장의 차상위 계층은 2005년 현재, 263만 명이다. 그러나 김용수(2003)의 '저소득층의 의료보장에 관한 연구'에 따르면 김창엽과 허선은 절대빈곤층 189만 명, 상대적 빈곤층 250만 명으로 총 차상위 계층을 439만 명으로 보고 있다. 여기서 주목할 점은 2006년 현재 급여 제한자가 266만 명에 이르고 숫자적으로 보건복지부의 차상위계층 수와 김창엽의 상대적 빈곤층 수와 어느 정도 개연성을 보이고 있다는 것이다. 그리고 최일섭(2001)의 연구를 보면 차상위계층의 건강 보험료 체납 경험은 20%를 넘어서고 있고, 현재 체납 중에 있는 사람이 10%로 전후로 나타나고 있는데 이러한 연구 결과들이 주는 시사점은 차상위계층이 건강보험의 사각지대로 내몰릴 확률이 높다는 것이다. 따라서 미납자들의 특성을 파악하고 미납의 요인을 분석하여 차상위계층과 같은 저소득층과 건강보험체납과의 연계성을 밝혀 이러한 비자발적 이탈자들을 위한 제도 개선 및 마련에 근거를 제공할 필요가 있다.

건강보험공단 경인지역본부에 따르면 2007년 현재 경기도내 전문직 고소득·재산가중 9천267가구가 건강보험료를 체납중이며, 체납금액도 345억 원에 달하고 있다. 신수식(2005) 연구에서 지역건강보험 가입자의 체납이유를 보면 경제적 곤란은 응답자의 28.2%에 불과하였고 나머지는 다른 이유였다. 이처럼 보험료를 납부할 능력이 있음에도 자의적으로 납부하지 않는 회피성 체납 또한 건강보험의 문제인데 이것에 대한 연구는 부족한 실정이다.

2006년 건강보험공단의 '건강보험제도 국민만족도 조사'의 결과와 문옥륜(1998)의 연구결과를 비교해보면 건강보험에 대해 만족한다는 응답은 31.0%에서 4.7%로 감소

한 반면 보통은 36.7%에서 58.8%로 불만족은 32.4%에서 35.8%로 증가하였다. 박윤희(2004)의 연구를 보면 국민건강보험에 대한 불만족이 40.3%로 만족의 3배 이상을 보이고 있었다. 그리고 보험료에 대한 만족도 요인이 국민건강보험 만족도에 가장 큰 영향을 미치는 요인으로 나타났다. 이 연구에서 건강보험료에 대한 만족도는 보험료의 적절성, 보험료에 상응하는 혜택 정도 등에 대한 만족도이다. 신수식(2005)연구 결과를 보면 건강보험에 불만족하는 이유 중 보험혜택의 범위라는 응답이 응답자의 42.9%로 가장 많았으며, 보험료 체납의 이유로 보험료 불만 및 보험제도 불만이 25.4%를 차지하였다. 따라서 이 연구에서는 의료기관 서비스에 대한 만족도나 건강보험 보장성에 대한 만족도가 미납행태에 영향을 줄 것이라고 보고 기존 연구에서는 없었던 만족도 요인을 추가하여 분석을 하였다.

2. 이론적 배경

보험료 체납은 크게 기여회피(contribution evasion)와 사각지대(coverage gap)로 대별될 수 있다. 보험료 기여회피란 “기여에 바탕을 두고 있는 사회보험제도에서 제도 가입자가 필요한 보험료를 납부하지 않음으로써 발생하는 현상”(박근영,2004)인데 이에 대하여 김연명(2001)은 기여금을 의도적으로 기피하는 현상으로 보았고 권문일(1999)는 자영자 또는 고용주 등이 법에 규정한 사회보장 기여금을 지불하지 않을 때 발생하는 현상으로 소득을 낮게 신고하여 기여금을 적게 지불하거나 기여금을 아예 지불하지 않는 것으로 정의하였다. 젊은 세대가 자신의 건강에 대해 확신하며 건강보험료를 체납하는 제도 비순응 또한 일종의 기여회피로 본다.(백운국 외, 2003) 사각지대의 경우 제도 도입 단계에서 제도 편입이 쉬운 대상자를 중심으로 할 경우 야기되는데 우리나라의 경우에는 전 국민을 대상으로 하기 때문에 관계가 적다고 볼 수 있다. 즉, 우리나라 건강보험의 경우 차상위계층과 같은 저소득층의 자발적 기여회피와 보험료를 납부할 수 있음에도 체납하는 자발적 기여회피가 있다. 이 연구에의 초점 중 하나는 건강보험 보장성 불만족이 제도 건강보험료를 미납하는 제도 비순응의 기여회피와의 연관성을 보는 것이다.

기여회피의 원인이 피보험자에게 있기도 하지만 관리기관에게도 있다. Bailey & Turner(1997)는 관리기관의 태도와 인적자원을 원인으로 지적하였고 Gillion 등(2000)은 정치적 입장을 또 하나의 원인으로 지적했다. 현재 우리나라 건강보험공단의 체납자에 대한 안일한 태도나 정치적 영향력을 발휘하는 고소득층 고액 체납자들에게 제대로 법 집행을 하지 못하는 것 등이 좋은 예이다. 이는 기여회피로 인한 체납을 줄이기 위한 정책을 세울 때 피보험자와 관리기관 모두를 고려해야 한다는 것을 보여준다.

보험료 체납에 대한 다른 이론으로 박근영(2004)는 <국민연금 도시지역 가입자의 보험료 체납요인> 연구에서 정책불응 이론을 제시하면서 보험료 체납을 '부분적 불응'으로 인하여 발생하는 것으로 보고 정책불응으로 간주하였다. 정정길(2003)은 정책불응 행태의 영향 요인으로 정책이 일관성을 잃는 경우와 같은 정책요인, 능력부족과 순응의욕 부족등과 같은 정책 대상 집단 요인, 정책 담당 기관의 정당성이나 신뢰성과 같은 집행기관 요인으로 보았다. 따라서 보험료의 체납을 경제적인 이유로 단순화할 것이 아니라 각각의 요인이 어떻게 작용하는지에 대해서 주목할 필요가 있다.

3. 선행연구

6개월 이상 보험료 체납을 대상으로 한 연구(김원훈,2001)를 살펴보면 장기체납여부에 영향 미치는 요인을 알아보기 위해 로지스틱 분석을 시행한 결과 연령과 가족원수가 증가할수록 장기체납 할 확률이 높았으며 소득이 있는 경우가 소득이 없는 경우에 비하여 체납할 확률이 낮았다. 또한 자동차나 집을 소유하고 있는 경우가 체납확률이 낮았다. 체납기간에 영향을 미치는 요인으로는 로지스틱 분석결과 연령이 증가할수록 체납 기간이 증가하였으며, 자동차와 자택을 보유한 경우가 체납기간이 감소하였다. 그러나 이 연구의 경우 소득이나 재산유형이 어떻게 영향을 미치는지 파악하지 못하고 있으며 체납의 유형화가 이루어지지 못한 것이 한계로 지적된다. (백운국 외, 2003)

3개월 이상 체납한 세대를 대상으로 한 연구(백운국 외, 2003)에서는 체납 유무를

중속 변수로 하여 로지스틱 회귀분석을 시행한 결과 체납요인은 1인 가구, 30~50세의 세대주, 소득 및 재산이 없는 세대주 등이 체납에 영향을 주는 것으로 분석되었다. 그러나 이 연구는 의료서비스나 건강보험의 보장성에 대한 만족도 등의 만족도 요인에 대한 연구는 빠져있다.

박근영(2004)은 국민연금의 체납요인을 분석하였는데 인구, 사회학적 요인과 경제적 요인뿐만 아니라 사회보험에 대한 인지도 및 정책적 요인, 정책 관리기관의 요인 등과 같은 요인에 대하여도 연구를 하였다. 이와 같은 연구 변수들은 건강보험에 있어서도 중요하다고 여겨진다.

제3절 연구방법

1. 연구대상 및 자료원

이 연구의 연구대상은 2006 한국복지패널의 대상인 가구주중 817명을 대상으로 하였다. 한국복지패널의 대상자는 2단계 층화집락추출을 이용하여 선정하였다. 1단계는 2005년 인구주택총조사 자료의 90% 모집단으로부터 조사구 규모에 따라 층화추출하여 "2006 국민생활실태조사" 대상자를 선정하였다. 2단계는 "2006 국민생활실태조사" 대상자를 중위소득 60%를 기준으로 하여 중위소득 60%이상인 일반가구 3,500가구와 60% 이하인 저소득층 가구 3,500가구를 추출하여 2006 한국복지패널의 연구 대상자인 7,000가구를 선정하였다. 이러한 소득 분포는 실제 인구구조와는 다른 면이 있어 이 연구에서는 계산된 일반가중치⁵⁶⁾를 각 세대주에 적용하여 실제 인

56) 2006 한국복지패널 일반가중치; 2단계층화집락추출을 통하여 대상자를 선정하였기 때문에 가중치도 2단계로 계산하였다. 1단계 가중치는 2005 인구주택총조사 90%자료로부터 추출한 2006 국민생활실태조사의 가중치로 W_{1ij} 이고 조사구별 추출확률의 역수이다. 2단계 가중치는 한국복지패널 조사를 위해 7,000가구를 추출하는 과정에서의 추출확률과 조사가구에 대한 응답확률을 고려한 가중치이다. 이는 먼저 일반가구와 저소득층 가구를 지역별로 구분하였으므로 W_{1ij} 를 고려하고 다음으로 저소득층 가구와 일반가구에 대한 소득층별 가중치(W_{st})를 고려해야하며, 마지막으로 2005년 인구주택총조사 90% 자료를 이용한 사후층화 가중치(W_{pst})를 고려하여 최종적인 패널 가구의 가중치를 계

구 집단을 대표할 수 있도록 하였다.

연구대상에 대한 구체적인 선정기준은 다음과 같다.

첫째, 2005년 한국복지패널 대상가구 7072가구 중 건강보험 가입자인 6,363가구를 선정하였다. 둘째, 지역연금가입자로 한정시키기 위하여 6363가구 중 지역연금에 가입하여 연금을 내고 있는 817 가구주로 제한하였다. 이 연구에 사용된 자료는 2005년 한국복지패널의 자료를 이용하였다.

2. 변수의 정의

이 연구의 종속변수는 미납경험 유무, 장기체납으로 선정하였다. 이 연구에서 장기체납은 김원훈(2001)의 연구와는 다르게 급여가 제한되는 3개월을 기준으로 하여 3개월 이상 미납자를 장기체납으로 선정하였다.

이 연구의 독립변수는 연구 대상자의 성별, 연령, 가족원수, 교육수준, 경상소득, 직업형태, 연간외래진료횟수, 만성질환, 장애등급, 의료기관서비스만족도, 건강보험 보장성 만족도로 하였다. 직업형태의 경우 비고정 수입 직업은 임시직 또는 일용직 임금근로자와 자활근로 및 공공근로, 무급가족종사자, 실업자, 비경제활동인구로 선정하고 고정수입 직업은 상용직 임금근로자와 고용주, 자영업자로 선정하였다. 의료기관 서비스 만족도의 경우 만족은 복지패널 설문조사에서 "매우 그렇다"와 "대체로 그렇다"고 대답한 경우이고 보통은 보통이라고 대답한 경우, 불만족은 "전혀 그렇지 않다"와 "별로 그렇지 않다"고 대답한 경우이다. 건강보험 보장성 만족도의 경우 만족은 설문조사에서 매우 그렇다, 대체로 그렇다, 보통이라고 대답한 경우이며 불만족은 "전혀 그렇지 않다"와 "별로 그렇지 않다"고 대답한 경우이다. <표 3>

산할 수 있다. 즉, 가구 패널가중치는 $W_{1ij} \times W_{st} \times W_{pst}$ 로 나타낼 수 있다. 복지패널 가구의 가중치에 대한 기술통계량 결과를 보면 2005년 인구주택총조사 90% 가구수인 14,312,049 가구에 근접한 14,851,426으로 계산되었으며 지역별 분포도 근접하게 나타났다.(2006 한국복지패널 기초보고서, 2007)

〈표 3〉 분석 변수

변수구분	요인	변수명	세부내용
독립변수	인구사회학적요인	성별	1=남 2=여
		나이	1=35세미만 2=35세 이상-45세 미만 3=45세 이상-55세 미만 4=55세 이상
		가족원수	1=1인 가구 2=2인 가구 3=3인 가구 4=4인 이상 가구
		교육수준	1=초등학교이하 2=중고등학교 3=전문대이상
	경제적요인	경상소득(단위; 만원)	1=150 미만 2=150이상-300미만 3=300이상-450미만 4=450이상
		직업형태	1=고정수입 직업 2=비고정수입 직업
	의료이용요인	연간외래진료횟수	1=4회 미만 2=4회 이상
	질병요인	만성질환	1=투약, 투병 중 2=비해당
		장애등급	1=비장애인 2=경증장애인(1,3등급) 3=중증장애인(3등급) 4=미등록 장애인
	만족도요인	의료기관 서비스 만족도	1=만족 2=보통 3=불만족
건강보험 보장성 만족도		1=그렇다 2=보통 3=그렇지 않다	
종속변수	보험료 미납행태	미납여부	0=없다 1=있다.
		체납기간	0=3개월 미만 1=3개월 이상(장기체납)

3. 연구 및 분석의 틀

이 연구는 먼저 연구 대상을 지역의료보험 가입자 817가구를 선정한 후 미납경험 유무에 따라 집단을 나누었다. 그 후 분석을 진행하였는데 모든 분석은 일반가중치를 적용하였다. 분석을 위한 연구의 흐름도는 그림 1과 같다.

미납세대의 행태를 파악하고 미납요인을 분석하기 위한 구체적인 방법은 다음과 같다

첫째, 전체 연구 대상자를 특성을 알기위해 빈도분석을 사용하였다. 둘째, 미납경험 유무 차이 파악을 위해 χ^2 검정을 시행하였으며 미납경험에 영향을 미치는 요인 분석을 위하여 로지스틱 회귀분석을 시행하였다. 셋째, 장기체납 차이 유무 파악을 위해 χ^2 검정을 시행하였으며 미납기간에 영향을 미치는 요인을 분석하기 위하여 로지스틱 회귀분석을 시행하였다. 넷째, 소득계층별 미납행태 요인의 차이를 보고자 집단을 경상소득 3,500만원 기준으로 두 집단으로 나누어 χ^2 검정과 로지스틱 회귀분석을 시행하였다.

로지스틱 회귀모형은 다음과 같다.

$$\text{logit}(p) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k$$

p : 미납할 확률 또는 장기 체납할 확률

x_i : 인구사회학적요인(성별, 나이, 가족원수, 교육수준)

경제적요인(경상소득, 직업형태)

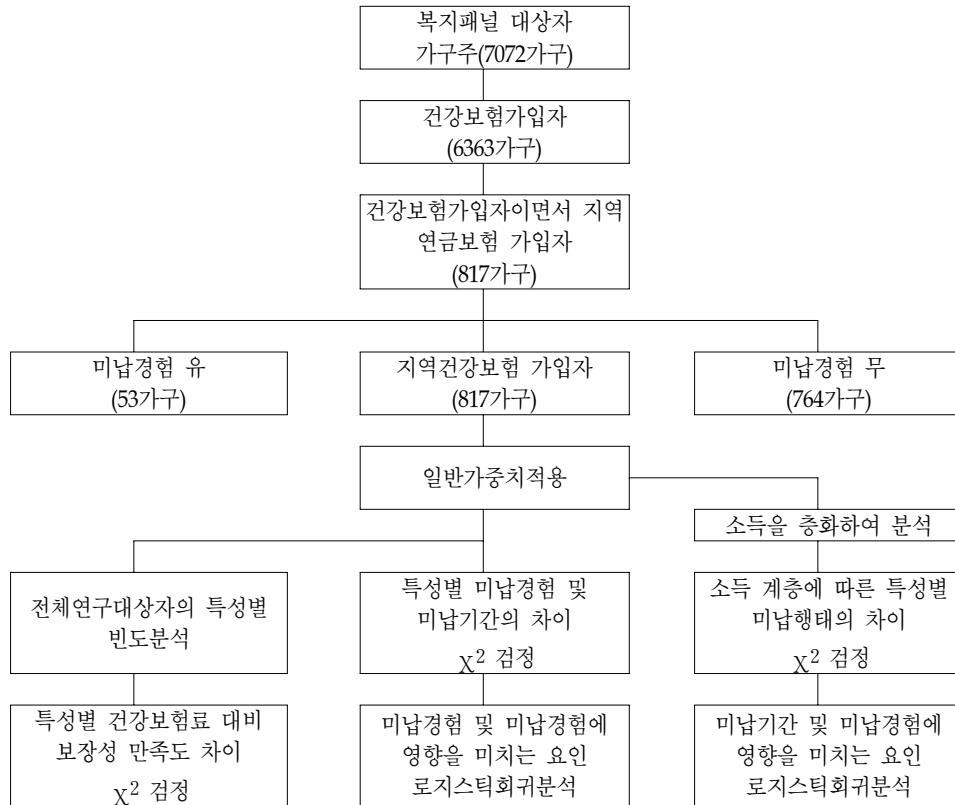
의료이용요인(연간외래진료횟수)

질병요인(만성질환, 장애등급)

만족도요인(의료기관 서비스 만족도, 건강보험 보장성 만족도)

미납할 확률과 장기 체납할 확률을 구하기 위한 x 는 두 모형 모두에 모든 요인을 넣어 시행하였다. 확률은 Odds ratio로 구하였다.

[그림 1] 미납세대 분석을 위한 연구



제4절 연구결과

1. 연구대상자의 특성

전체 연구대상자의 경상소득 평균은 약 3,908만원 이었고 미납기간은 평균 5.54개월, 평균 나이는 46.08세, 평균 가족원 수는 3.55명을 나타내었다.<표 4>

〈표 4〉 연구 대상자들의 일반적 특성 II

	평균	표준편차
경상소득(단위; 만원)	3,908	2,588
미납기간	5.54	15.01
나이	46.1	8.3
가구원수	3.55	1.12

N= 2,024,947 명(일반가중치 적용)

인구사회학적 요인별 특성을 살펴보면 표 5와 같다. 연구대상 817가구를 가중치를 부여하여 비교한 결과 남성은 92%, 여성은 8%이고 연령대는 35세 미만이 11.1%, 35세 이상-45세 미만이 30.1%, 45세 이상-55세 미만이 37.6%, 55세 이상은 37.6%를 차지하였다. 가족원수는 1인 가구 5.9%, 2인 이상 가구 14.2 %, 3인 이상 가구 25.9%, 4인 이상 가구는 54.5%를 차지하였다. 교육수준은 중고등학교가 61.0%로 가장 많았다.

경제적 요인에 따른 특성을 살펴보면, 경상소득 2500만원 미만이 28.6%, 2500만원 이상-4000만원 미만이 34.9%, 4000만 원 이상이 36.5%를 차지하였다. 직업형태는 고정수입 직업이 67.7%였으며 비고정수입 직업을 가진 세대주는 32.3%였다.

의료이용과 질병 요인에 따른 특성을 보면 연간 외래 진료 횟수는 4회 미만이 59.0%, 4회 이상이 41.0%였으며 만성질환으로 투약, 투병중인 세대주는 22.6%였다. 비장애인은 92.5%였으며 나머지는 경증 이상의 장애인이었다.

만족도 요인을 보면 의료 서비스 기관에 대하여 16.8%가 불만족을 나타내었으며 건강보험 보장성에 대하여 44.7%가 불만족을 나타내었고, 55.3%가 만족 및 보통이라고 답하였다.

〈표 5〉 연구대상의 일반적 특성 I

요인	특성	세부내용	백분율(%)
인구사회학적요인	성별	남	92.0
		여	8.0
	나이	35세미만	11.1
		35세 이상-45세미만	30.1
		45세 이상-55세미만	37.6
55세 이상		21.2	
가족원수	1인 가구	5.9	
	2인 가구	14.2	
	3인 가구	25.9	
	4인 이상 가구	54.0	
교육수준	초등학교이하	15.7	
	중고등학교	61.0	
	전문대이상	23.4	
경제적요인	경상소득(단위; 만원)	2500미만	28.6
		2500이상-4000미만	34.9
		4000이상	36.5
직업형태	고정수입 직업	67.7	
	비고정수입 직업	32.3	
의료이용	진료횟수	4회 미만	59.0
		4회 이상	41.0
질병요인	만성질환	투약, 투병 중	22.6
		비해당	77.4
	장애등급	비장애인	94.5
		경증장애인(1,3등급)	1.3
중증장애인(3등급)		3.7	
미등록 장애인	0.5		
만족도요인	의료기관 서비스 만족도	그렇다	46.6
		보통	36.6
		그렇지 않다	16.8
	건강보험 보장성 만족도	만족	55.3
불만족		44.7	
보험료 미납행태	미납여부	없다	93.8
		있다.	6.2
	체납기간	3개월 미만	74.2
3개월 이상(장기체납)		25.8	

N= 2,024,947 명(일반가중치 적용)

2. 건강보험 보장성 만족도의 연구대상 특성별 차이

연구 대상자의 건강보험 보장성에 대한 만족도 차이를 연구 대상 특성별로 차이 여부를 알아보기 위하여 χ^2 검정하였다. 그 결과를 살펴보면 모든 요인에 있어서 유의한 차이를 보였다. <표 6>

남, 여 모두 보장성에 대해 만족한다는 대답이 더 높았으며, 35세 이상-45세 미만 연령대에서만 다른 연령대와 다르게 불만족이 53.3%로 더 높았다. 이는 가장 활동적으로 노동활동을 하고 부양가족을 지닌 집단이기 때문에 보험료대비 보장성에 대한 만족도가 떨어지는 것으로 보인다.

경상소득의 경우 4000만 원 이상의 고소득집단에서 불만족이 55.4%로 만족보다 높았으며 고정수입직이 비고정수입직에 비하여 불만족이 높았다. 이것은 매우 흥미로운 결과로 고소득 집단의 높은 불만족이 보험료 미납과 장기체납으로 연결될 수 있기 때문에 주목할 만하다.

진료횟수가 4회 이상으로 많을수록 만성질환으로 투병 또는 투약을 하고 있을수록 만족도가 높았다. 장애등급에 따라서는 경증장애등급 집단에서만 다른 집단과는 다르게 불만족이 높았다. 이는 의료기관 이용도가 많을수록 만족도가 높다는 것인데 아마도 의료 이용을 필요에 따라 장애 없이 할 수 있는 경우에는 만족도가 높은 것으로 보인다. 하지만 경증장애와 같이 의료 이용에 있어서 많은 혜택이 없는 경우에는 만족도가 낮다는 것이 흥미로운 결과이다. 그리고 미납경험이 있는 경우 불만족이 65.6%로 높았으며 3개월 이상 장기체납자의 경우 불만족이 72.85로 제일 높았다. 이것이 궁극적으로 이 연구에서 보고자 하는 것으로서 보장성 만족도가 결국에 미납경험 및 장기체납과 이어지는 질 것이라는 가설을 제공하는 결과이다.

〈표 6〉 건강보험 보장성 만족도의 연구대상 특성별 차이

요인	특성	세부내용	건강보험보장성 만족도(%)		p-value
			만족	불만족	
인구사회학적 요인	성별	남	52.9	47.1	0.00
		여	53.7	46.3	
	나이	35세미만	55.8	44.2	0.00
		35세 이상-45세미만	46.7	53.3	
		45세 이상-55세미만	51.7	48.3	
55세 이상		63.9	36.1		
가족원수	1인 가구	60.5	39.5	0.00	
	2인 가구	65.2	34.8		
	3인 가구	50.6	49.4		
	4인 이상 가구	50.8	49.2		
교육수준	초등학교이하	62.1	37.9	0.00	
	중고등학교	52.1	47.9		
	전문대이상	50.7	49.3		
경제적요인	경상소득 (단위; 만원)	2500미만	60.6	39.4	0.00
		2500이상-4000미만	55.3	44.7	
		4000이상	44.6	55.4	
직업형태	고정수입 직업	50.8	49.2	0.00	
	비고정수입 직업	57.8	42.2		
의료이용	진료횟수	4회 미만	48.0	52.0	0.00
		4회 이상	60.5	39.5	
질병요인	만성질환	투약, 투병 중	65.8	34.2	0.00
		비해당	49.4	50.6	
	장애등급	비장애인	52.6	47.4	0.00
		경증장애인(1,3등급)	28.4	71.6	
중증장애인(3등급)		62.6	37.4		
미등록 장애인	96.8	3.2			
만족도요인	의료기관 서비스 만족 도	그렇다	63.5	36.5	0.00
		보통	56.7	43.3	
		그렇지 않다	15.1	84.9	
보험료 미납행태	미납여부	없다	54.2	45.8	0.00
		있다.	32.6	67.4	
	체납기간	3개월 미만	34.4	65.6	0.00
3개월 이상(장기체 납)	27.2	72.8			

N= 2,024,947 명(일반가중치 적용)

3. 보험료 미납여부에 영향 미치는 요인

미납경험 유무에 영향을 미치는 요인을 알아보기 위하여 로지스틱 회귀분석을 시행하였다. 시행결과 장애등급을 제외한 모든 결과에 있어서 유의한 차이를 보였다.

결과를 살펴보면 다음과 같다. <표7>

건강보험 보장성 불만족 > 의료기관 서비스 만족도 보통 > 여성 > 의료기관 서비스 만족도 불만족 > 3인 가구 > 비고정 수입직 > 수입 2500만 원 이상 4000만원 미만 순으로 미납확률이 높음을 볼 수 있다. 그리고 나이가 적을수록 미납확률이 높으며 교육수준이 낮을수록 미납확률이 높다. 진료횟수가 높을수록 미납확률이 낮아지는 3개월 이상 미납의 경우 급여가 제한되는 것과 연결지어보면 당연한 결과로 여겨진다.

주목할 만한 결과는 만족도 요인이다. 아래의 표에서 보듯 의료기관 서비스 및 건강보험 보장성에 대한 만족도가 낮을수록 미납할 확률이 높다. 이는 기존 연구 결과들과는 다른 새로운 결과로 막연하게 영향을 미칠 것이라고 생각하였던 만족도 요인이 다른 변수들이 미치는 영향을 보정하고도 미납에 영향을 미치는 것을 보여주는 결과이다.

〈표 7〉 미납경험에 영향을 미치는 요인(로지스틱회귀분석)

변수	미납경험 유무(단위:%)		X ² p-value	OR (95%CI)	P trend		
	있다	없다					
인구 사회학적 요인	성별	남성	6.1	93.9	0.00	1 (Ref) 1.92 (1.87-1.97)	0.00
		여성	7.6	92.4			
	나이	35세미만	9.2	90.8	0.00	1 (Ref) 0.79 (0.78-0.80) 0.38 (0.37-0.38) 0.40 (0.39-0.41)	0.00
		35세이상-45세미만	9.3	90.7			
		45세이상-55세미만	3.9	96.1			
		55세이상	3.8	96.2			
	가족원수	1인 가구	5.4	94.6	0.00	1 (Ref) 0.68 (0.66-0.71) 1.56 (1.51-1.60) 2.18 (2.11-2.26)	0.00
		2인 가구	2.7	97.3			
		3인 가구	5.8	94.2			
		4인 이상 가구	7.1	92.9			
교육수준	초등학교 이하	5.7	94.3	0.00	1 (Ref) 0.62 (0.61-0.63) 0.75 (0.73-0.77)	0.00	
	중고등학교	5.8	94.2				
	전문대 이상	7.2	92.8				
경제적 요인	소득 (만원)	2500미만	6.3	93.7	0.00	1 (Ref) 1.23 (1.21-1.25) 0.42 (0.41-0.43)	0.00
		2500이상-4000미만	9.0	91.0			
		4000이상	3.3	96.7			
직업형태	고정수입직	7.6	92.4	0.00	1 (Ref) 1.36 (1.34-1.37)	0.00	
	비고정수입직	5.6	94.4				
의료 이용	진료횟수	4회 미만*	7.4	92.6	0.00	1 (Ref) 0.66 (0.65-0.67)	0.00
4회 이상	4.3	95.7					
질병 요인	만성질환	투병, 투약 중	4.1	95.9	0.00	1 (Ref) 0.68 (0.67-0.69)	0.00
		비해당	93.9	6.7			
	장애등급	비장애인	6.5	93.5	0.00	1(Ref) - 2.75 (2.58-2.93) -	-
		중증장애인(1,2등급)	0	100			
경증장애인(3등급)		1.3	98.7				
미등록장애인	0	100					
만족도 요인	의료기관 서비스 만족도	만족	3.4	96.6	0.00	1 (Ref) 2.18 (2.15-2.21) 1.84 (1.81-1.87)	0.00
		보통	7.6	92.4			
		불만족	10.8	89.2			
	건강보험 보장성 만족도	만족	3.8	96.2	0.00	1 (Ref) 2.21 (2.18-2.24)	0.00
불만족	32.6	54.2					

N= 2,024,947 명(일반가중치 적용)

4. 보험료 미납기간에 영향을 미치는 요인

미납기간에 영향을 미치는 요인을 알아보기 위하여 로지스틱 회귀분석을 시행하였다. 시행결과 장애등급을 제외한 모든 결과에 있어서 유의한 차이를 보였다.

결과를 살펴보면 다음과 같다. <표8>

장기체납 확률 1이상인 것은 의료기관서비스 만족도 보통 > 의료기관 서비스 만족도 불만족 > 3인 가구 > 4000만 원 이상 소득 > 여성으로 순으로 나타났다. 특히 의료기관서비스 만족도의 경우 만족에 비하여 보통인 경우 약 30배, 불만족인 경우 약 20배로 의료기관서비스의 만족도가 장기체납에 큰 영향을 미침을 알 수 있다. 미납경험과 마찬가지로 3인 이상 가구, 여성이 높은 확률을 나타냈으며 미납경험과는 다르게 4000만 원 이상 고소득층에서 장기체납 확률이 높게 나타났다. 건강보험보장성에 대한 만족도는 큰 영향이 없게 나타났으나 이는 범주화할 때 만족과 보통을 모두 만족으로 범주화 한 것의 영향이 있을 것으로 보인다.

미납경험과 마찬가지로 교육수준은 낮을수록 높은 장기체납 확률을 보였으며 직업형태의 경우 비고정수입직일 경우에 낮은 장기체납확률을 보인 것이 특이한 결과라 하겠다.

〈표 8〉 미납기간에 영향을 미치는 요인(로지스틱회귀분석)

변수	미납기간(단위:%)		x 2 p-value	OR (95%CI)	P trend		
	3개월 이상	3개월 미만					
인구 사회학적 요인	성별	남성	75.5	24.5	0.00	1 (Ref)	0.00
		여성	59.7	40.3		1.48 (1.37-1.60)	
	나이	35세미만	66.3	33.7	0.00	1 (Ref)	0.00
		35세이상-45세미만	79.4	20.6		0.32 (0.30-0.34)	
		45세이상-55세미만	86.5	13.5		0.08 (0.07-0.08)	
55세이상		39.0	61.0	0.28 (0.23-0.32)			
가족원수	1인 가구	49.6	50.4	0.00	1 (Ref)	0.00	
	2인 가구	100.0	0		0.89 (0.88-0.90)		
	3인 가구	58.3	41.7		2.91 (2.60-3.26)		
	4인 이상 가구	80.0	20.0		0.50 (0.45-0.55)		
교육수준	초등학교 이하	50.9	49.1	0.00	1 (Ref)	0.00	
	중고등학교	69.6	30.4		0.30 (0.27-0.34)		
	전문대 이상	91.9	8.1		0.03 (0.02-0.03)		
경제적 요인	소득 (만원)	2500미만	62.3	37.7	0.00	1 (Ref)	0.00
		2500이상-4000미만	83.7	16.3		0.14 (0.13-0.15)	
		4000이상	67.6	24.8		2.43 (2.25-2.63)	
직업형태	고정수입직	67.0	33.0	0.00	1 (Ref)	0.00	
	비고정수입직	78.7	21.3		0.28 (0.25-0.32)		
의료이용	진료횟수	4회 미만*	77.4	22.6	0.00	1 (Ref)	0.00
		4회 이상	65.8	34.2		0.27 (0.26-0.28)	
질병 요인	만성질환	투병, 투약 중	54.5	45.5	0.00	1 (Ref)	0.00
		비해당	77.6	22.4		0.63 (0.59-0.67)	
	장애등급	비장애인	74.0	26.0	0.00	1(Ref)	-
		중증장애인(1,2등급)	0	0		-	
경증장애인(3등급)		100.0	0	0.00 (0.00-0.00)			
미등록장애인	0	0	-				
만족도 요인	의료기관 서비스 만족도	만족	94.7	5.3	0.00	1 (Ref)	0.00
		보통	72.9	27.1		29.75 (27.47-32.22)	
		불만족	58.7	41.3		19.28 (17.65-21.07)	
	건강보험 보장성 만족도	만족	78.5	21.5	0.00	1 (Ref)	0.00
		불만족	72.2	27.8		0.99 (0.91-1.06)	

N= 2,024,947 명(일반가중치 적용)

5. 소득계층별 미납행태 분석

소득 계층별 미납행태 유형의 차이를 파악하기 위하여 소득 계층을 경상소득 3,500만원 기준으로 하여 두 집단으로 나누어 분석하였다. 전체 연구 대상수가 적어 앞선 분석의 변수들을 다시 범주화하는 작업을 시행하고 분석하였다. 그러나 3,500만 원 이상 집단에서는 미납 경험에 영향을 미치는 요인 분석 중 성별과 같이 조건을 만족하는 연구 대상이 1세대도 없는 경우가 있었다. 3,500만 원 이상 집단에서 미납 기간에 영향을 미치는 요인 분석의 경우에는 그러한 경우가 대부분이어서 연구 결과 해석이 불가능하고 의미가 없어 이 보고서에서는 결과로 제시하지 않았다.

1) 경상소득 3,500만원 미만 집단의 보험료 미납경험에 영향 미치는 요인

경상소득 3,500만원 미만 집단의 미납 경험에 영향을 미치는 요인을 분석한 결과 다음과 같다. 각 요인에 따른 보험료 미납경험의 차이는 모두 p -value 0.00으로 유의한 것으로 나타났다. 로지스틱회귀분석을 통한 보험료 미납 확률을 보면 3인 이상 가족이 2.98배로 가장 높았으며 그 다음으로 여성 세대주인 경우가 1.74배, 비고정수입직업을 가진 세대주인 경우가 1.77배, 건강보험 보장성에 대해 불만족한 세대주인 경우가 1.68배, 고등학교 이상 학력의 세대주인 경우가 1.09배, 의료기관 서비스에 대하여 불만족하는 세대주의 경우가 1.09배 순으로 나타났다. <표 9>

이 결과는 앞서 모든 연구 대상으로 분석한 결과와 비슷하지만 가족원 수를 제외한 다른 변수에 있어서 확률은 전체적으로 낮게 나타났다.

〈표 9〉 경상소득 3,500만원 미만 집단의 미납경험에 영향 미치는 요인 분석(로지스틱회귀분석)

			미납경험 유무(%)		χ^2 검정 <i>p</i> -value	OR (95%CI)	<i>p</i> trend
			있다	없다			
인구 사회학적 요인	성별	남	7.1	92.9	0.00	1(Ref) 1.74 (1.69-1.78)	0.00
		여	8.8	91.2			
	나이	45세 미만	10.1	89.9	0.00	1(Ref) 0.54 (0.53-0.55)	0.00
		45세 이상	5.1	94.9			
가족원수	2인 이하	3.5	96.5	0.00	1(Ref) 2.98 (2.90-3.05)	0.00	
	3인 이상	8.5	91.5				
교육수준	중학교 이하	4.7	95.3	0.00	1(Ref) 1.09 (1.06-1.12)	0.00	
	고등학교 이상	7.8	92.2				
경제적 요인	직업형태	고정수입직	5.9	94.1	0.00	1(Ref) 1.77 (1.74-1.80)	0.00
		비고정수입직	9.3	90.7			
의료이용 요인	진료횟수	4회 미만	9.0	91.0	0.00	1(Ref) 0.63 (0.62-0.65)	0.00
		4회 이상	5.0	95.0			
질병요인	만성질환	투병,투약 중	5.4	94.6	0.00	1(Ref)	0.00
만족도 요인	의료기관 서비스 만족도	비해당	7.8	92.2	0.00	0.65 (0.63-0.66) 1(Ref) 1.09 (1.07-1.11)	0.00
		만족	6.4	93.6			
	불만족	12.2	87.8				
	건강보험 보장성 만족도	만족	5.1	94.9	0.00	1(Ref) 1.68 (1.65-1.71)	0.00
		불만족	10.4	89.6			

N=1,064,139 (일반가중치 적용)

2) 경상소득 3,500만원 미만 집단의 미납기간에 영향 미치는 요인

경상소득 3,500만원 미만 집단의 미납 기간에간 영향을 미치는 요인을 분석한 결과 다음과 같다.<표 10>각 요인에 따른 보험료 미납경험의 차이는 만성질환 요인을 제외하고는 *p*-value 0.05미만으로 유의하게 나타났다. 로지스틱회귀분석을 통한 보험료 장기체납 확률을 보면 여성인 세대주가 9.01배로 가장 높게 나타났고, 그 다음으로 4회 이하의 진료횟수가 2.28배, 비고정수입 직업을 가진 세대주가 1.16배 의료기관 서비스에 불만족하는 경우가 1.06배로 나타났다. 학력이 높을수록 장기체납의

확률이 낮았다. 그러나 건강보험 보장성 만족도가 경상소득 3,500만원 미만 집단에 있어서는 장기체납 확률을 높이지 않았다는 결과를 보이는데, 이는 만족도를 다시 범주화 하면서 보통인 만족도를 만족과 함께 묶은 결과로 해석상 어려움이 있다.

<표 10> 경상소득 3,500만원 미만 집단의 미납기간에 영향 미치는 요인 분석(로지스틱회귀분석)

			미납기간(%)		χ ² 검정 p-value	OR (95%CI)	p trend
			3개월 미만	3개월 이상			
인구 사회학적 요인	성별	남	77.9	22.7	0.00	1(Ref) 9.01 (8.44-9.62)	0.00
		여	59.7	40.3			
	나이	45세 미만	69.4	30.6	0.00	1(Ref) 0.13 (0.12-0.13)	0.00
		45세 이상	83.8	16.2			
가족원수	2인 이하	67.2	32.8	0.00	1(Ref) 0.18 (0.17-0.19)	0.00	
	3인 이상	76.1	23.9				
교육수준	중학교 이하	80.9	19.1	0.00	1(Ref) 0.79 (0.74-0.85)	0.00	
	고등학교 이상	74.0	26.0				
경제적 요인	직업형태	고정수입직	75.4	24.6	0.04	1(Ref) 1.16 (1.12-1.21)	0.00
		비고정수입직	74.8	25.2			
의료이용 요인	진료횟수	4회 미만	77.1	22.9	0.00	1(Ref) 2.28 (2.17-2.39)	0.00
		4회 이상	70.1	29.9			
질병요인	만성질환	투병,투약 중	75.2	24.8	0.61	1(Ref) 0.59 (0.55-0.62)	0.00
		비해당	75.0	25.0			
만족도 요인	의료기관 서비스 만족도	만족	75.7	24.3	0.00	1(Ref) 1.06 (1.01-1.13)	0.03
		불만족	73.2	26.8			
	건강보험 보장성 만족도	만족	73.2	26.8	0.00	1(Ref) 0.26 (0.24-0.27)	0.00
		불만족	76.4	23.6			

N=1,064,139 (일반가중치 적용)

3) 경상소득 3,500만 원 이상 집단의 미납경험에 영향 미치는 요인

경상소득 3,500만원 이상 집단의 미납 경험에 영향을 미치는 요인을 분석한 결과 다음과 같다. <표11> 각 요인에 따른 보험료 미납경험의 차이는 모두 p-value 0.00

으로 유의한 것으로 나타났다. 로지스틱회귀분석을 통한 보험료 미납 확률을 보면 건강보험 보장성에 대해 불만족인 경우가 3.50배로 가장 높았으며, 그 다음으로 의료기관의 서비스에 대해 불만족일 때가 1.50배였고 3인 이상의 가족인 경우가 1.40배였다. 성별의 경우 미납경험이 없는 3,500만원 이상 소득의 여성 세대주가 없는 관계로 결과를 얻을 수 없었다. 그리고 나이가 적고 학력이 낮을 경우 미납확률이 낮았는데 이는 경상소득 3,500만원 미만 집단의 결과와 비슷하다. 주목하여할 결과는 경상소득 3,500만원 미만 집단과는 다르게 건강보험 보장성에 대한 만족도가 크게 영향을 미친다는 것이다.

〈표 11〉 경상소득 3,500만원 미만 집단의 미납경험에 영향 미치는 요인 분석(로지스틱회귀분석)

			미납경험 유무(%)		χ^2 검정 p-value	OR (95%CI)	p trend
			있다	없다			
인구 사회학적 요인	성별	남	5.0	95.0	0.00	1(Ref)	-
		여	0.0	100.0			
	나이	45세 미만	8.2	91.8	0.00	1(Ref)	0.00
		45세 이상	2.6	97.4			
가족원수	2인 이하	3.8	96.2	0.00	1(Ref)	0.00	
	3인 이상	5.0	95.0				
교육수준	중학교 이하	8.9	91.0	0.00	1(Ref)	0.00	
	고등학교 이상	4.8	95.2				
경제적 요인	직업형태	고정수입직	5.4	94.6	0.00	1(Ref)	0.00
		비고정수입직	2.9	97.1			
의료이용 요인	진료횟수	4회 미만	5.8	94.2	0.00	1(Ref)	0.00
		4회 이상	3.4	96.6			
질병요인	만성질환	투병,투약 중	2.6	97.4	0.00	1(Ref)	0.00
		비해당	5.5	64.5			
만족도 요인	의료기관 서비스 만족도	만족	3.9	96.1	0.00	1(Ref)	0.00
		불만족	9.6	90.4			
	건강보험 보장성 만족도	만족	1.8	98.2	0.00	1(Ref)	0.00
		불만족	7.5	92.5			

N= 960,808 명 (일반가중치 적용)

제5절 결론 및 고찰

연구결과에서 알 수 있듯이 지역보험가입자의 보험료 미납에는 다양한 요인이 작용한다. 기존의 연구에서 밝혀진 바와 같이 성별, 가족원수, 세대주의 연령, 소득정도 및 소득의 유형에 더하여 교육수준, 만성질환상태, 장애여부, 의료기관 서비스 및 건강보험에 대한 만족도 또한 미납경험 및 미납기간에 영향을 미친다. 다른 요소를 보정하고도 의료기관 서비스와 건강보험 보장성에 대한 만족도가 낮을수록 미납확률이 높다는 결과는 매우 흥미롭다. 특히, 보장의 범위는 좁으면서 매년 건강보험료를 올리고 있는 현 건강 보험체계를 볼 때 이것은 매우 의미 있는 결과로 보인다.

또한 소득계층에 따라 건강보험료 미납에 영향을 주는 영향력이 다르다는 결과도 의미가 있다. 특히 경상소득 3,500만 원 이상 집단에서 건강보험 보장성에 대한 만족도가 불만족인 경우 미납 확률이 경상소득 3,500만원 미만 집단보다 2배 이상 높았다. 따라서 납부할 능력이 있음에도 체납하는 세대들의 미납요인으로 건강보험에 보장성에 대한 불만족을 꼽을 수 있다. 2005년 현재 우리나라의 본인부담율은 37%로 OECD 평균에 미치지 못한다. 이러한 상황에서 건강보험료만 올려서는 건강보험 재정문제를 해결할 수 없다.

건강보험 재정악화는 10여 년간 지속되어 온 문제이고 그 사이 건강보험료를 지속적으로 올렸음에도 여전히 해결되고 있지 않는 문제이다. 정부는 기존의 연구에서 밝힌 보험료 미납요인 및 유형, 이 연구에서 밝힌 미납요인 특히, 만족도 요인에 주목을 할 필요가 있다. 체납세대와 체납액이 점점 증가하고 있는 현 시점에서 건강보험료를 인상하는 것은 오히려 체납을 부추기는 결과를 나올 것이 분명하다. 따라서 정부는 체납액을 이 연구 결과들을 바탕으로 어떻게 하면 체납액을 줄일 수 있을 것인가에 집중할 필요가 있다.

앞서 문헌고찰에서도 밝혔듯이 현행 건강보험이 지니고 있는 여러 가지 문제 중 재정 악화 문제는 아주 중요하다. 하지만, 원인의 해결 없이 건강보험료를 올리기만 해서는 재정 안정화에 기여하지 못한다. 특히 실제로 건강보험료를 내고 있는 피보험자들의 건강보험에 대한 인식이나 요구도를 파악하지 못할 경우, 자발적 기여회피

는 점점 더 증가할 것이다. 건강보험 재정 악화가 총체적인 문제이기는 하나 본래의 목적이 전 국민의 건강보장이었던 만큼 보장성을 확대하여 국민이 자발적으로 보험료를 낼 수 있는 환경 조성이 필요하다.

이 연구가 의미 있는 결과를 보여주었으나 몇 가지 한계점을 지닌다. 제일 큰 한계로 지적될 것은 연구 대상자 선정의 문제이다. 직장의료보험과 달리 자의로 보험료를 미납할 확률이 높은 지역의료보험에 국한하고자 하였으나 2006년 복지패널의 설문 변수 중 지역의보와 직장의보에 대한 것이 없어 대상자 중 모든 지역의료보험 대상자를 추려낼 수 없었다. 제한된 조건 하에서 지역연금보험 가입자를 이용하여 817가구를 추려내어 연구를 시행 하였으나 대상수가 너무 적어진 한계가 있다. 이 부분은 앞으로 한국복지패널이 진행되면서 풀어야할 과제라고 여겨진다.

또 다른 한계로는 소득 계층에 따라서 층화시켜 분석을 하였으나 이것은 앞서 말했듯이 2006 한국복지패널 자료로 지역의료보험 가입자를 선정할 경우 817가구로 제한되어 층화분석을 시행하기에는 대상수가 적어 여러 가지 문제가 발생하여 분석상, 결과 해석상의 여러 문제에 봉착하였다. 따라서 지역의료보험에 대한 변수가 한국복지패널에 추가된다면 소득계층에 따라 층화하여 분석한 결과가 더 신뢰할 만할 것이고 한국복지패널이 지속되면서 시계열적 분석이 가능하게 되면 정책의 변화와 미납행태의 변화와의 연관성을 밝힘으로써 피보험자의 미납 요인에 대한 더 체계적인 연구가 가능할 것으로 여겨진다.

또한, 이 연구는 단면연구인 까닭에 건강보험, 서비스에 대한 만족도가 보험료미납으로 이어졌는지에 대한 인과적 관계를 밝힐 수 없으며 다만 이 두 가지가 상관관계를 보인다는 것만을 확인할 수 있을 뿐이다. 인과관계의 규명을 위해서는 지속적인 추적분석과 추가 연구설계가 필요할 것으로 판단된다.

이 연구가 앞서 언급한 바와 같은 한계점을 지니고 있으나 기존 연구들에서 포함하지 않은 만족도 요인을 반영한 것은 의의라고 할 수 있다. 그리고 한국복지패널 자료를 이용하여 지속적으로 분석을 하면 더 분명한 미납행태를 분석할 수 있을 것이므로 정책적 활용이 가능할 것이다.

참고문헌

- 김미곤 외, 2006 한국복지패널 기초분석 보고서, 한국보건사회연구원, 2007
- 김연명, 국민연금정책의 성과와 딜레마; 사회적 연대인가? 재정불안정의 해소인가?, 민주사회와 정책연구 제1호, 2001
- 김용수, 저소득층의 의료보장에 관한연구; 의료부조제도의 도입을 중심으로, 서강대학교 석사학위논문, 2003
- 김원훈, 국민건강보험 지역보험료 체납요인 분석연구, 연세대학교 보건대학원 석사학위 논문, 2002
- 김창엽, 건강보험재정 문제의 현황과 과제, 한국사회복지학회 학술대회 자료집, 2001
- 권문일, 국민연금 전개과정상의 쟁점 분석, 사회복지연구 제14호, 1999
- 문옥륜, 보건의료제도와 의료보험에 대한 국민여론조사 결과 고찰, 대한예방의학회 학술대회, 1999
- 문옥륜, 미시적 관점에서 본 한국건강보험의 발전성과, 한국건강보장30주년기념 국제심포지엄 자료집, 2007
- 박근영, 국민연금 도시지역 가입자의 보험료 체납요인, 중앙대학교 대학원 석사학위 논문, 2004
- 백운국 외, 지역가입자 체납유형 분석 및 효율적 관리방안연구, 건강보험공단, 2003
- 보건복지부, 차상위계층 실태조사 중간분석 보고서, 보건복지부 보도자료, 2005
- 보건복지부, 보건복지동향, 2005년 4월호
- 서남규 외, 건강보험제도 국민 만족도 조사, 국민건강보험공단, 2006
- 신수식, 건강보험제도의 만족도에 관한 실증적 연구; 서울특별시 지역가입자와 직장

- 가입자를 중심으로, 서울시립대학교 대학원 석사학위 논문, 2005
- 유승현 외 1인, 건강보험 재정안정 정책의 성과분석, 한국정책학회보 제15권 3호, 2006
- 이준영, 사회안전망으로서의 건강보험의 역할, 건강보험포럼 제3권 3호, 2005
- 정정길, 정책학원론, 대명출판사, 2003
- 최일섭 외, 국민기초생활보장제도의 개성방안, 보건복지부 국민기초생활보장평가단, 2001, p 90-99
- Bailey Clive & Turner John, Contribution Evasion and Social Security: Causes and Remedies, Discussion Paper, International Labour Organization, 1997
- Gillion Colin et al, Social Security Pension: Development and Reform, International Labour Organization, 2000
- OECD, 2007 Health Data, OECD, 2007

사회적 위험 관리(Social Risk Management)로서의 사회보험의 계층화

권문일(덕성여대 사회복지학과)

I. 서론

한 국가의 사회복지 발달 정도는 국민들의 기본욕구를 충족할 수 있는 능력과 국민들의 복지를 위협하는 위험들을 관리할 수 있는 능력에 달려있다고 할 수 있다. 일반적으로 욕구 충족은 개인적 차원의 행위를 요구하기도 하고 사회적 차원의 행위를 요구하기도 한다. 그런데 문제는 이러한 욕구를 충족할 수 있는 행위 능력과 그러한 행위를 통해 바람직한 결과를 가져올 수 있는 가능성이 불확실하며 사회적 위험들로 인해 제약을 받을 수 있다는 것이다(Neubourg and Weigand, 2000).

현대산업사회는 기본욕구의 충족을 어렵게 하거나 방해하는 사회적 위험들로 가득 찬 사회라고 할 수 있는데, 이중 가장 대표적인 사회적 위험으로 지목되는 것이 노령, 실업, 산업재해, 질병, 장애, 사망 등이다. 이러한 사회적 위험이 발생하게 되면 상당수의 사회 구성원들은 경제적 비보장(economic insecurity) 또는 취약성(vulnerability)에 놓이게 됨으로써 기본욕구를 충족하지 못할 가능성이 높다. 그래서 선진국들은 이러한 사회적 위험들로 인한 개인이나 가구의 경제적 비보장을 방지 또는 완화하고자 다양한 사회적 대책들을 강구해 왔는데, 그 중에서 핵심적이면서 광범위하게 활용되고 있는 대책이 사회보험과 공공부조와 같은 사회보장제도일 것이다.

사회보장제도는 선진국들에서 사회적 위험에 따른 경제적 비보장 문제를 해결하는데 있어 매우 중요한 역할들을 수행해 왔다. 그러나 대부분의 개발도상국들에서는 국가재정의 한계로 인해 사회보장제도를 실시조차 할 수 없거나 특정 집단에 제한적으로 실시함으로써 사회보장제도를 통한 사회적 위험 완화 기능은 기대하기 어렵거나 매우 미미한 편이다. 우리나라는 고도의 압축성장의 결과 개발도상국의 지위에

서 벗어나 선진국의 문턱에 있고, 선진국들에서 시행하고 있는 사회보장제도들을 적어도 명목상으론 대부분 도입하여 실시하고 있기 때문에 개발도상국에 비해 높은 사회적 위험 대처 능력을 갖고 있는 편이다. 그러나 사회보장제도를 구성하는 개별 제도들의 역사가 일천하여 제 기능을 발휘하려면 상당한 기간이 경과되어야 하는 만큼 여전히 다수의 사회성원들은 사회적 위험의 발생 시 경제적 비보장에 놓일 가능성이 매우 높다.

우리나라는 사회보장제도 시행의 역사가 일천하여 제도의 적용과 수급이 보편화되어 있지 않고, 수급권을 기여와 연계하는 사회보험 중심으로 구성되어 있어서 제도 성숙기에 이르더라도 여전히 상당수의 구성원들은 사회적 위험에 노출될 때 경제적 비보장에 처해지기 쉽다. Esping-Andersen(1990: 23)이 일찍이 복지국가는 불평등한 사회 구조에 개입하여 불평등을 개선하는 체계라기보다는 그 자체가 사회적 관계를 서열화 하는 계층화 체계라고 지적하였듯이 사회보장제도는 사회적 위험에 대처하기 위한 사회적 대책인 것은 분명하지만 사회 구성원을 모두 동등하게 대우하지는 않는 것 같다. 특히 사회보장제도 중 사회보험제도는 제도의 적용에서부터 임금근로자 대 비임금근로자, 정규직 근로자 대 비정규직 근로자, 경제활동참여자 대 비경제활동참여자, 남성 대 여성 등으로 구분하여 차등적으로 접근하고, 급여 지급 시에도 시장에서의 지위 차이를 반영하여 차등 지급하는 경향이 있다.

현대산업사회에서는 어떤 누구도 각종 사회적 위험으로부터 자유로울 수 없다. 그렇지만 사회적 위험의 발생 정도나 그것이 미치는 효과는 개인이나 가구에 따라 다른 것 같다. 사회적 위험에 대한 대책은 크게 세 가지 대책, 즉 사회적 위험의 발생 자체를 축소하는 대책, 장애 발생할 수 있는 사회적 위험의 효과를 줄이는 대책, 이미 발생한 사회적 위험의 영향을 줄이는 대책으로 구분할 수 있다(Holzmann and Jorgensen. 2000). 그런데 각종 사회적 위험에 대한 개인이나 가구의 대처 능력은 보유한 유형적 자산(예, 토지, 건물, 금융자산)이나 무형적 자산(예, 건강, 교육수준)에 따라 다를 수 있으며 그들 자산들은 다시 사회경제적 지위(성, 연령, 인종, 도시/농촌, 공식부문/비공식부문)별로 달리 분포하는 경향을 보인다.

우리 사회는 노령, 장애, 사망, 실업, 질병 등과 같은 사회적 위험이 발생했을 때

나타날 수 있는 기본 욕구의 미충족 및 그로 인한 경제적 비보장 문제에 대응하고자 국민연금, 건강보험, 고용보험, 산재보험 등 사회보험제도들을 도입하여 실시하고 있다. 그렇지만 이들 사회보험제도의 역사가 일천하여 수급권이 본격적으로 발생하지 않고 있고 본질적으로 수급권을 기여와 연계하는 사회보험의 내재적 특성으로 인해 기여 능력이 부족한 상당수의 국민들이 수혜 대상에서 배제되어 있거나 저액의 수급권을 갖는 계층화의 문제가 심각하다고 할 것이다.

이런 맥락에서 본 연구는 (1) 가구의 사회경제적 특성에 따라 사회적 위험의 발생 정도에 차이가 있는지, 사회적 위험 발생을 전후로 하여 경제적 보장 면에서 차이가 있는지 (2) 사회적 위험에 대한 우리 사회의 핵심적 대책이라고 할 수 있는 사회보험 제도가 사회적 위험에 대한 대응에 있어서 어느 정도 효과적인지 (3) 사회적 위험에 대한 관리대책으로서 사회보험제도에 활용에 있어서 가구의 사회경제적 위치에 따라 차이가 있는지 등을 체계적으로 분석하는데 연구의 목적을 두고 있다.

II. 이론적 배경

1. 사회적 위험, 경제적 비보장, 사회보장

인류는 보장을 위협하는 각종 위험으로부터의 보장(security)과 보호(protection)를 추구해 왔다. 선사시대의 사람들은 자연의 야만스런 힘으로부터 신체를 보호하는데 관심이 많았지만, 문명화가 진행됨에 따라 보장에 대한 요구는 다양한 사회적, 정치적, 경제적인 기술들을 수반하게 되면서 보다 복잡해 졌다. 인생은 복잡한 위험요인들로 둘러싸여 있고, 불확실성으로 가득 차 있어서 보장은 다양한 차원, 다양한 면모를 가진 개념이라고 할 수 있다. 그래서 보장에 대한 완전한 분석을 시도하기란 거의 불가능하다고 할 수 있기 때문에 편의상 보다 협의적으로 정의하여 접근하는 것이 일반적이다.

인간의 총복지는 수많은 부분 내지 요소들의 결합에서 나오기에 기본적으로 분해될 수 있는 개념이 못된다. 그럼에도 불구하고 분명한 점은 총복지의 많은 부분은

화폐를 통해 구매할 수 있는 것으로부터 나온다는 점이다. 결국 총복지는 경제적 보장을 주요 요소로 하며, 경제적 보장은 총복지의 구성 요소로서 개인이 현재 또는 미래의 기본욕구를 충족할 수 있을 것으로 확신하는 마음의 상태 또는 행복감(a sense of well-being)을 나타낸다고 할 수 있다(Rejda, 1996: 1). 한편, 자본주의경제에서 경제적 보장은 소득의 유지와 밀접한 관련성이 있는데, 개인이 임금, 공적 이전(public transfer)과 사적 이전(private transfer), 자산 등으로부터 끌어낼 수 있는 소득이 많으면 많을수록 경제적 보장의 수준은 높아진다고 할 수 있다.

경제적 보장과 반대되는 개념으로 경제적 비보장(economic insecurity)이 있다. 경제적 비보장은 현재 및 미래의 욕구 충족을 확신할 수 없어서 근심, 걱정, 염려 등의 심적 불안이 생기는 마음의 상태로 정의된다. 그래서 소득을 상실하거나, 의료비와 같이 예기치 못한 추가적인 경비지출이 발생하거나, 소득이 불충분하거나, 장래의 소득을 확실할 수 없다면 경제적 비보장이 생겨날 수 있다.

경제적 비보장을 초래하는 주요 요인으로는 가구주의 사망, 노령, 질병, 실업, 저임금, 인플레이션, 자연재해 등이 대표적이다. 가구주의 조기사망은 피부양자를 두고 있거나, 교육할 자녀가 있거나 주택상환금이 남아있거나 하는 등과 같이 완전히 실현되지 않은 금전상의 채무를 갖고 있는 가구주의 사망을 의미한다. 그럴 경우 그 가족이 가구주를 대신할만한 추가소득원을 확보하지 못하거나 상실된 소득을 대체할 수 있는 금융자산이 결여하고 있다면 금전적인 곤경에 처할 수 있다.

노령은 대개 근로소득의 상실을 가져옴으로써 경제적 비보장을 초래할 수 있다. 고령 근로자들은 정년에 이르면 퇴직함으로써 근로소득을 상실하는 경향이 있다. 그럴 경우 금융자산을 충분히 적립하고 있지 않거나 공적연금이나 사적연금과 같은 다른 소득원에 접근할 수 없다면 마찬가지로 경제적 비보장에 놓이게 될 것이다. 노인은 건강이 악화되어 의료비를 과다하게 지출할 때에도 경제적 비보장에 놓이게 된다.

질병이나 재해도 경제적 비보장의 주요 원천이다. 중대한 질병 또는 재해는 두 가지 측면에서 중대한 재정문제를 초래할 수 있는데, 하나는 질병 치료에 들어가는 비용으로 인한 것이고 다른 하나는 질병 또는 재해로 인한 근로소득 상실이다. 실업은 근로소득의 중단을 초래함으로써 경제적 비보장 문제를 일으킬 수 있다. 실업

자에게 실업보험과 같은 다른 소득원이나 의존할만한 과거 저축이 없다면 경제적 비보장이 초래된다.

한편 근로자 자신과 그 가족의 부양에 필요한 최저기준에 못 미치는 저임금 또한 장기간 지속된다면 경제적 비보장의 원천이 된다. 인플레이션은 실질소득의 하락을 가져옴으로써 경제적 보장을 위협할 수 있다. 예컨대 소비자물가의 급격한 상승은 물가상승률보다 임금상승률이 낮은 근로자의 생활을 위협할 수 있다. 홍수, 지진, 산불 등과 같은 자연재해는 자산과 인명 손실을 초래함으로써 경제적 비보장을 야기할 수 있다⁵⁷⁾.

대부분의 사회는 경제적 비보장을 초래하는 여러 가지 요인들에 대응하여 다양한 사회적 대책들을 수립하여 시행해 오고 있다. 우리나라도 각종 대책들을 실시하고 있는데, 노령·사망·장애에 대한 대책으로 국민연금을, 산업재해나 직업병에 대한 대책으로 산업재해보상보험을, 과중한 질병 치료비를 경감하기 위한 대책으로 건강보험을, 실업에 대한 대책으로 고용보험을 실시하고 있다. 또한 표준 이하의 저임금으로 인한 경제적 비보장 문제를 완화하고자 1988년부터 최저임금제를 실시해 왔고, 2009년부터는 근로장려세제(EITC)를 도입하여 실시할 예정이다.

2. 사회적 위험관리와 사회보장

동아시아 국가들에서 수십 년에 걸쳐 이루어진 고도의 경제성장은 빈곤을 획기적으로 줄이는데 크게 효과적이었음을 보여주었다. 그러나 최근 이들 국가에서 발생한 금융위기는 국내총생산(GDP)이 급감하고, 임금이 줄며, 실업이 증가할 때, 적절한 소득보호 조치와 안전망 제도가 제대로 작동하지 않으면 개인들이 매우 취약한 상태에 놓이게 됨을 여실히 보여주었다. 이러한 위기 경험은 평소 뿐 아니라 위기 시에도 개인들에게 최저수준의 생활을 보장해 줄 수 있는 사회적 조치들을 강구하도록 만드는 계기가 되었다(Holzmann and Jorgensen, 2000). 그런데 문제는 기존에 적극적 노동시장정책, 보편적 사회수당이나 사회보험, 사회부조와 같은 사회보장 프로그램을 실시하고 있는 OECD 국가들에서는 인구 고령화 및 국가 간 경쟁의 심

57) 그 외 알콜중독, 약물중독, 도박 등과 같은 개인적 요인들도 경제적 비보장을 초래할 수 있다.

화와 같은 사회경제적 환경 변화로 인해 공적 지출 증대가 사회적 쟁점으로 부상하여 재원 동원에 어려움을 겪고 있고, 개발도상국들에서는 높은 실업수준과 경제적 비복지에도 불구하고 소득 보장을 실시할만한 공적 재원을 확보하지 못하고 있다.

이와 같이 경제적 비복지에 따른 소득보장의 필요성과 재원 부담가능성 간에 놓인 긴장으로 인해 십억이 넘는 인구가 하루 1달러 미만의 수준으로 연명하고 있으며, 구조조정 및 세계화로 속출하고 있는 실업자와 증가일로에 있는 빈곤 노인들이 불안한 삶을 강요당하고 있다. 이러한 욕구와 자원 간 긴장의 발생에 대해 Holzmann and Jorgensen(2000)은 문제 대응적인 수동적(reactive) 성격의 공적 제도 중심으로 구성된 사회보장 개념에도 일부 책임이 있는 것으로 보았다. 첫째, 전통적인 사회보장 개념은 지나칠 정도로 공공부문의 역할을 강조하고 있다. 둘째, 경제개발에 미칠 수 있는 잠재적 긍정적 효과를 간과한 채 비용과 지출만을 강조하는 경향이 있다. 셋째, 사회보장을 부문별 프로그램으로 분리함으로써 각 부문이 가진 공통성, 전체성을 간과하고 있다. 넷째, 사회보장의 전통적 사고는 빈곤을 효과적으로 감소시키기 위한 전략적 사고에 있어 제한적인 지침만을 제공할 뿐이다. 다섯째, 전통적인 개념 틀 하에서 설계된 사회보장 프로그램은 개발도상국의 빈곤을 해소하는 데에 한계가 있다.

이러한 맥락에서 세계은행(World Bank)은 전통적인 사회보장의 개념을 확대 정의하여“개인이나 가구, 지역사회로 하여금 위협에 보다 잘 대처할 수 있도록 원조하고, 극빈자에 대해서는 보호를 제공하는 공적 개입”으로 사회보장을 새롭게 정의하고 이를 사회적 위험 관리(Social Risk Management, SRM)란 용어를 사용하여 전통적인 사회보장 개념과 구분하였다. 세계은행에 따르면 사회적 위험 관리란 분석틀 하에서의 사회보장은 전통적인 의미의 사회보장과 다음과 같은 점에서 차이가 있다 (Holzmann and Jorgensen. 2000).

첫째, 사회보장은 안전망일 뿐 아니라 빈자를 위한 도약판으로 기능해야 한다. 즉, 안전망은 모든 사람들에게 적용되면서 동시에 빈자들이 빈곤에서 벗어나거나 최소한 재취업할 수 있도록 하는 역량을 갖출 수 있도록 한다. 둘째, 사회보장을 비용으로 보다는 인적 자본의 형성에 기여하는 일종의 투자로 인식한다. 셋째, 빈자에게 고 위험-고수익 활동을 할 수 있는 기회를 제공하는 한편 비효율적이고 형평에 어긋나

는 비공식적 위험분담체계로부터 벗어나도록 하는 것과 같이 빈곤 증상보다는 빈곤의 원인들에 주목하도록 한다. 넷째, 현실을 고려한다. 공적 이전을 통해 빈곤갭(poverty gap)을 제거하는 것은 대다수 국가들에서 국가의 재정여력을 넘어선다.

3. 사회적 위험관리의 개념적 분석틀

세계은행의 사회적 위험 관리(SRM)는 빈곤에 대한 접근에 있어서 위험과 위험 관리를 정책담론의 중심에 자리 잡게 하였다(Alwang, 2002). 그와 동시에 취약성(vulnerability)이란 새로운 개념의 확산을 가져왔다. 취약성은 앞서 언급한 비보장의 개념과 상통하는 개념으로서 빈곤, 위험, 위험을 관리하는 능력 간의 관계에 초점을 둔 개념으로 다양한 의미를 내포하고 있다(Heitzmann, 2002). 첫째, 취약성은 미래 지향적 개념으로 어떤 복지수준을 선택하여 비교기준으로 두고 그에 기초하여 미래에 손실을 경험할 확률로서 정의된다. 둘째, 가구는 미래의 복지 손실에 취약하며, 이 취약성은 불확실한 사건들로 인해 야기 된다. 셋째, 취약성의 정도는 위험이 지닌 특성과 그 위험에 대한 가구의 대응 능력에 따라 다르다. 넷째, 취약성은 고려되는 시간대(time horizon)에 따라 다르다. 다섯째, 빈자 또는 빈자에 준하는 자는 위험에 노출되기 쉽고, 제한된 자산 접근성과 위험에 대응할 수 있는 능력의 제한 등으로 인해 보다 취약한 경향이 있다.

Heitzmann은 취약성을 위험망(risk chain)의 세 가지 구성요소, 즉, 위험, 위험관리대책, 위험으로 인한 복지손실 결과 등으로 분해하여 취약성의 원천을 설명하고 있다(Heitzmann, 2002). 가구는 위험에 직면할 수 있는데, 만일 위험이 실제 발생하면 위험은 가구에 해로운 결과를 초래하고 다시 미래의 위험들을 관리할 수 있는 능력을 보다 약화시킬 수 있다. 그런데 이러한 상황이 발생할 개연성은 가구가 가진 자산, 가구에 놓인 위험과 위험의 특성들에 따라 다르며, 일단 위험이 발생하면 가구가 대응할 수 있는 능력에 따라 다를 수 있다. 그래서 가구의 취약성을 줄이기 위해서는 위험 자체, 위험에 대한 노출, 위험으로 발생될 수 있는 영향 내지 결과, 위험을 보다 효율적으로 관리할 수 있는 수단 등에 대한 보다 나은 이해가 요구된다.

취약성은 위험에 대한 개념 정의에서부터 시작된다. 위험은 어떤 불확실한 사건들의 확률분포로 기술될 수 있다. 모든 개인, 가구, 지역사회 또는 국가는 자연적인(지진, 질병) 또는 인위적인(실업, 환경악화) 원천들로부터 발생하는 다양한 위험들에 직면한다. 이러한 위험들은 사전 방지가 어려울 수 있다. 그래서 위험들이 실제 발생하면 그것들은 개인, 가구, 지역사회에 부정적 영향을 미칠 수 있다. 위험 유형은 매우 다양한데, 자연적 위험(지진, 화산, 홍수), 건강상의 위험(질병, 재해, 장애), 생애주기 위험(노령, 가족해체, 사망), 사회적 위험(범죄, 전쟁, 사회적 소외), 경제적 위험(실업, 금융위기, 교역조건악화), 정치적 위험(쿠데타, 차별), 환경 위험(오염, 핵재난, 삼림파괴) 등 다양하게 구분된다.

가구는 위험에 대해 다양한 방식으로 대응한다. 가구는 공식적인 또는 비공식적 위험관리수단을 사용하는데 이 과정에서 어떤 수단들을 사용하느냐는 수단들에 대한 접근성에 달려 있다. 위험관리전략은 위험 사건의 발생 시점을 기준으로 사전적 전략과 사후적 전략으로 구분된다.

사전적 전략은 다시 세 가지 유형으로 세분된다. 첫째, 위험 방지 또는 감소 전략으로 위험 자체의 발생을 억제하거나 감소시키는 전략이다. 둘째, 위험에 대한 노출을 방지하거나 감소시키는 전략이다. 이것은 위험의 발생 자체를 막을 수 없는 경우에 위험에 대한 노출을 줄이는 전략이라고 하겠다. 셋째, 위험 완화 전략으로 위험에 의해 발생된 손실에 대해 보상을 제공하는 전략이다⁵⁸⁾.

사후적 위험관리전략은 위험이 발생한 후에 취해지는 대응책이다. 예컨대 가구주가 말라리아에 실제 감염되었을 경우, 실현된 손실에 대응하여 자산의 처분, 친지나 금융기관으로부터의 긴급대출, 다른 가구원의 임시취업 등과 조치를 취한다면 사후적 위험관리라고 할 수 있다.

이와 같이 다양한 위험관리전략들이 있지만 어떤 위험관리전략이 다른 전략보다 우월하다고 선형적으로 내세울 수 있는 일반적인 원칙은 없다. 그럼에도 불구하고

58) 이들 전략들을 말라리아를 예로 들어 설명하면 말라리아 보균자인 모기를 제거하거나 모기의 부화장소를 파괴하는 것은 위험방지전략이며, 모기향을 피우거나 모기장을 사용하는 것은 위험에 대한 노출을 감소하는 전략이다. 반면 말라리아에 걸렸을 때 기대되는 복지손실에 대해 의료보험을 통해 보상을 제공하는 것은 위험 완화 전략이라고 할 수 있다.

대체로 사전적 위험관리와 관련된 대책들이 사후적 대책들보다 선호되는 경향이 있다. 위험한 사건들에 대응하기 위하여 위에서 언급한 세 가지 전략 중 어떤 전략을 채택하든지 각 전략 내에서 다시 다양한 수단들을 강구할 수 있는데, 그것들은 각기 다른 사적인 비용과 편익, 사회복지 효과를 발생시키며 또한 시간 에 따라 취약성을 증가시키기도 하고 감소시키기도 한다. 더욱이 다른 범주의 전략들을 혼합하여 활용할 때는 상이한 유형의 위험관리전략 및 수단들 간의 상호관련성을 고려해야 한다. 예컨대 저개발국에서 가구의 소득 상실에 대응하는 하나의 수단은 가구소득을 높이기 위해 아동을 노동에 투입하는 것이다. 그러나 아동의 노동 투입은 아동의 미래 취약성을 증가시킬 수 있다.

4. 사회적 위험관리의 계층화(stratification)

위험관리에 있어 행위주체는 개인, 가족, 시장, 정부 등이며 위험을 관리하는데 이들이 어떻게 결합되느냐에 따라 다를 수 있는 위험 유형 및 위험에 미치는 효과는 상이할 수 있다. 앞서 개인 또는 가구에 대해 언급할 때 모든 개인이나 가구가 유사하며 동일한 선택과 가능성을 지닌 것으로 암묵적으로 가정하였다. 그런데 그러한 가정은 복잡함을 단순화 하여 논의 가능성을 높이는 측면이 있음에도 불구하고 사회보장정책의 주요 특성을 은폐하는 효과를 갖고 있기 때문에 가정을 실제에 맞춰 다소 완화할 필요가 있다.

개인이나 가구들은 결코 동일하지 않다. 무엇보다도 개인들은 역량이나 재능 면에서 태어날 때부터 다르다. 또한 보다 중요한 것은 개인들은 동일하거나 유사한 사회적 환경에 살고 있지 않다는 점이다. 경제이론에서는 단순성 차원에서 개인 차이를 무시하지만, 사회보장의 논리나 실재를 이해하고자 할 때는 개인 차이를 무시해서는 곤란하다. 개인들은 소득분포 면에서 특정 위치를 가진 가구에서 태어났고 상이한 사회적 네트워크 환경에 노출되어 왔다. 그 결과 욕구나 위험에 대응할 때 개인들은 시장이나 가족에 의존하는 방식에서도 상당한 차이를 보인다. 가족이 그 구성원으로 하여금 기본욕구를 충족하고 위험에 대응하도록 지원하는 방식에서도 가족의 유산이나

재산에 따라 크게 차이를 보이는 경향이 있다. 예를 들면, 고소득 가구에서 성장한 사람은 통상적으로 유리한 교육기회를 가진 결과 노동시장에서 보다 다양한 가능성을 갖게 되는 경향이 있다. 자본시장에서의 협상력 도 저소득가구에서 성장한 사람들과는 가능성 면에서 큰 차이를 보일 수 있다. 일반적으로든 또는 통계적으로든 시장은 불평등을 재생산하거나 재강화 하는 경향이 있다. 나아가 개인의 소득에 따라 사회적 위험에 따라 사회적 대책인 사회보험에 대한 선호도 달라질 수 있다(Kim, 2007)

소득분포상의 위치에 따라 개인의 재정적 경제적 가능성과 개인의 역량이 달라질 수 있을 뿐 아니라 개인이 속한 사회적 네트워크의 양과 질도 다를 수 있다는 점이다. 사회적 네트워크는 사회적 자본으로 지칭되기도 하는데 복지의 생산과 분배 면에서 가족의 확대 내지 가족의 연장과 같이 기능할 수 있다. 개인이 노동시장에의 접근과 접근 지점도 사회적 네트워크의 영향을 받을 수 있다.

Ⅲ. 연구방법

1. 분석단위 및 주요 변수에 대한 개념 정의

본 연구는 노령, 사망, 장애, 실업 등 사회적 위험의 발생 시 가구의 위험관리능력의 차이와 가구 차원에서의 위험관리수단으로서의 사회보험제도에의 접근 정도 및 위험에 따른 경제적 비복지에 미치는 효과를 분석하는데 목적이 있으므로 가구를 분석단위로 설정하고 있다. 이와 같이 개인을 분석단위로 하지 않고 가구를 분석단위로 한 것은 사회보험의 급여수준 설계가 근로자 개인의 욕구뿐만 아니라 근로자 개인과 그 가족의 욕구를 함께 고려하여 설정된 측면이 있다는 것과 실제 우리 사회에서 사회적 위험에 대한 대응이 개인보다는 가구 차원에서 이루어지는 것이 보다 일반적이기 때문이다.

본 연구에서 사용하는 주요 변수로서 개념 정의가 필요한 변수로는 1차 소득, 시장소득, 경상소득, 가처분소득, 사회보험반영이전소득, 사회보험반영이후소득, 빈곤율

소득계층 등이 있는데 개념적 정의를 내리면 아래와 같다.

1차 소득은 모든 가구 구성원의 근로소득, 사업소득, 농림어업소득, 자산소득, 부업소득 등을 합산한 소득이다. 시장소득은 1차 소득에 현금 또는 현물 형태의 민간 보조금을 합산한 소득이다. 경상소득은 시장소득에 사회보험 급여, 국민기초생활보장 급여, 기타 정부 보조금 등 공적 이전 소득을 합산한 소득이다. 가처분 소득은 경상소득에 연간 지불하는 각종 세금 및 사회보장 부담금을 공제한 이후의 소득이다. 사회보험반영이전소득은 시장소득과 동일한 개념이며 사회보험반영이후소득은 시장소득에 사회보험급여액을 합산한 소득이다.

빈곤율은 절대적 빈곤 개념에 기초하여 산정된다. 절대적 빈곤에 대한 측정은 가구 소득을 가구구성원수를 반영하여 1인 기준 가구균등화소득으로 전환한 후 2005년 기준 1인 최저생계비를 비교하여 최저생계비보다 낮으면 빈곤한 것으로, 높으면 빈곤하지 않은 것으로 간주된다.

소득계층은 저소득가구와 일반가구로 정의된다. 본 연구의 분석 자료인 복지패널은 표본추출의 전국 대표성을 확보하기 위해 표본자료로 "2006 국민생활실태조사" 자료를 활용하였는데 그 자료에서 총 7,000가구를 추출하여 공공부조 전 경상소득의 60%를 기준으로 저소득가구와 일반가구로 구분하였다(한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 2006). 그렇기 때문에 저소득가구와 일반가구는 복지패널자료 수집 이후에 정해진 것이 아니라 자료 수집 이전에 이미 정해졌던 것이다.

2. 연구방법

본 연구에서는 사회적 위험 발생과 그 대책으로서의 사회보험제도의 활용 여부에 따른 경제적 보장의 변화를 파악하기 위하여 빈도분석 및 기술통계 분석을 시행하였다. 또한 사회보험제도를 사회적 위험 관리 대책을 활용할 수 있는 능력은 가구의 사회경제적 특성별로 다를 수 있기 때문에 그것을 검증하고자 교차분석을 실시하였다. 사회보험제도가 사회적 위험 발생으로 야기된 경제적 비보장의 문제, 즉, 빈곤문제를 완화하는데 어느 정도 효과적인지를 분석하기 위해서 시뮬레이션 기법을 통해

사회보험급여 수급 이전과 이후의 빈곤율을 각각 도출하여 비교분석하였다.

IV. 분석결과

1. 노령 위험과 사회보험

고령 근로자들은 대개 퇴직 후에 재정적으로 자립가능하고, 여가에 보다 많은 시간을 쓰면서 안락하게 보낼 수 있기를 원한다. 그래서 조기퇴직은 근로자들에게 하나의 열망일 수 있다. 그러나 실제 일을 그만두고 여행을 하거나 제2의 삶을 시작하기 위해 조기퇴직을 행하는 근로자는 극히 일부에 지나지 않고, 대부분의 근로자들은 기업의 구조조정, 기술 변화, 공장 폐쇄, 건강 악화, 기업정년 등의 요인에 의해 자기의사와 무관하게 조기퇴직을 당하기 쉽다. 조기퇴직의 결과, 상당수의 근로자들은 보다 오랜 기간을 퇴직 상태로 노후를 살아가야 하지만 그들이 갖는 소득은 적절한 노후생활을 보내기에 턱없이 불충분한 경향이 있다.

인간은 누구나 생애 과정에서 노령을 맞이하기 마련이다. 노령이란 위험은 사전에 발생 자체를 방지할 수 있는 성격의 위험이 아니며 단지 노령이 초래할 수 있는 부정적 영향을 사전에 대비하여 완화할 수 있을 뿐이다. 노령은 특히 퇴직이나 조기퇴직을 수반하여 근로소득의 상실을 초래함으로써 심각한 경제적 문제를 초래할 수 있다.

<표1>은 우리 사회에서 노령이란 사회적 위험이 노인의 경제적 복지에 미치는 효과를 잘 보여주고 있다. 60세 이상 노인 가구주는 1차소득과 시장소득 두 가지 소득 기준에서 모두 60세 미만 비노인 가구주 가구소득의 절반에도 훨씬 미치지 못할 정도로 경제적 복지 수준에서 열악한 것으로 나타났다. 이러한 격차는 사회보험이나 기초생활보장제도 등 제 사회보장 급여를 고려한 경상소득에서도 마찬가지로 나타났다. 비록 차이가 약 10% 포인트 정도 줄어들기 하였지만 여전히 노인인구의 소득은 비노인인구 소득의 절반에 못 미쳤다. 이것은 우리나라의 사회보장제도가 노령이란 사회적 위험으로 인한 경제적 문제에 대해서 아직 제대로 대응하고 있지 못함

을 보여주는 것이라 하겠다.

〈표 1〉 가구의 소득유형별 연간소득

(단위: 만원)

	1차 소득	시장소득	경상소득	가처분소득
60세미만 가구주 가구	3553.9	3588.6	3661.1	3307.2
60세이상 가구주 가구	1277.0	1323.0	1687.7	1565.2
전가구	2861.9	2900.0	3061.3	2777.8

〈표 2〉는 60세 이상 가구주가 포함된 가구를 대상으로 노령연금⁵⁹⁾ 수급여부가 소득에 미치는 효과를 비교분석하고 있다. 앞서 〈표 1〉에서 보았듯이 사회보장 제반 급여가 노인과 비노인 가구 간 소득 격차 완화에 미치는 효과는 미미한 것으로 나타났다. 그렇지만, 〈표 2〉를 보면 노인에게 지급되는 사회보장 핵심급여로서 노령연금이 노인집단 내 노인간 경제적 복지에 미치는 효과는 상당함을 보여주고 있다. 전반적으로, 노령연금을 수급하는 노인들은 그렇지 않은 노인들에 비해 어떤 소득기준을 사용하더라도 소득액이 높게 나타났다. 예컨대 60세 이상 연금수급 노인가구의 연평균시장소득은 1,440만원인데 비해 연금수급권이 없는 노인가구의 연평균시장소득은 1,323만원으로 낮았다. 노령연금이 포함된 경상소득을 비교기준으로 사용할 경우, 연금수급 노인가구와 연금 미수급 노인가구간 연평균소득 격차는 오히려 증가하는 것으로 나타났다. 이것은 국민연금이나 특수직역연금 등의 사회보장제도가 연금급여를 통해 노인들의 경제적 문제를 완화하는데 일정 정도 기여하고 있음을 보여주지만 그것들이 소득재분배 효과를 통하여 노인들 간 소득 격차를 줄이기보다는 오히려 증가하는 방향으로 작용하고 있는 것은 매우 역설적이라고 하겠다. 역설적인 이유는 두 가지 측면에서 추론할 수 있다. 하나는 국민연금제도가 저소득계층에 유리하도록 급여를 산정하는 소득재분배 기제를 갖고 있지만 저소득계층의 경우 기여를 하지 않거나 기여기간이 부족하여 노령연금수급권을 획득하지 못한 경우가 많은 데서 찾을 수 있다. 다른 하나는 공무원·군인·사립학교교직원 등을 대상으로 한

59) 여기에는 특수직역연금의 퇴직연금 또는 퇴역연금이 포함되어 있다.

특수직역연금제도는 소득재분배 기제를 내재화 하지 않고 엄격하게 퇴직 전 소득에 비례하여 연금액을 산정하는 구조로 되어있는 데서도 찾을 수 있다.

〈표 2〉 노령연금 수급여부별 연간소득

(단위: 만원)

	1차소득	시장소득	경상소득	가처분소득
노령연금 미수급	1223.4	1272.6	1463.1	1341.3
노령연금 수급	1401.6	1440.1	2209.9	2085.6
합계	1277.0	1323.0	1687.7	1565.2

사회적 위험에 대한 대응능력이나 방식은 개인이나 가구마다 다를 수 있다. 개인이나 가구가 가진 유형적, 무형적 자산에 따라 달라질 수 있으며 이러한 자산은 다시 개인이나 가구의 사회경제적 지위별로 다르게 분포하는 경향이 있다. <표 3>은 노령이란 사회적 위험이 미칠 수 있는 부정적 효과를 완화하기 위한 사전 조치로서 어떤 요인들이 가구의 공적연금의 활용에 영향을 미치는지를 시사해 주고 있다.

가구주가 60세 이상 노인 가구 중 국민연금의 노령연금이나 특수직역연금의 퇴직연금 또는 퇴역연금에 접근할 수 있는 가구는 총 30.1%에 이르는 것으로 나타났다. 사회경제적 지위별로 노령연금 취득 정도를 비교 분석해 보면, 저소득가구는 19.7%만이 노령연금수급권을 취득하고 있는 데에 반해, 일반소득가구는 40.9%가 노령연금수급권을 취득하고 있는 것으로 나타났다. 카이스케어 검증 결과, 소득계층과 노령연금수급권 취득 간에는 유의미한 관계가 있는 것으로 나타났다. 노령연금의 활용과 관련하여 남성과 여성 간에도 유의미한 차이가 존재하였다. 남성은 37.3%가 노령연금수급권을 취득하고 있는 반면, 여성은 남성의 삼분의 일도 채 되지 않는 12.7%만이 노령연금수급권을 취득하고 있었는데 성간 격차가 매우 큼을 알 수 있다. 또한 배우자가 있는 가구는 배우자가 없는 가구에 비해 약 3배 정도 노령연금수급권 취득 비율이 높았다.

가구가 가진 유·무형의 인적, 물적 자산과 노령연금수급권 간에도 유의미한 밀접한 관계가 있는 것으로 나타났다. 가구주의 학력이 높을수록 노령연금수급권 취득비율이 높았다. 가구주의 학력이 '대학 이상'인 가구의 경우 46.6%가 노령연금수급권을

취득하고 있는 반면, '무학'인 가구는 겨우 13.1%만이 노령연금수급권을 취득하고 있었다. 가구주의 건강 또한 노령연금수급권 취득 비율과 유의미한 관계가 있는 것으로 밝혀졌다. 가구주의 건강이 매우 좋은 가구의 37.6%가 노령연금수급권을 보유한 반면, 건강이 매우 좋지 않은 가구는 16.7%만이 노령연금수급권을 취득하고 있었다.

〈표 3〉 가구주의 사회경제적 특성과 노령연금수급권과의 관계

(단위: %)

		노령연금수급권		전체
		미취득	취득	
소득계층**	일반소득층	59.1	40.9	100.0(1042)
	저소득층	80.3	19.7	100.0(1082)
성**	남성	62.7	37.3	100.0(1494)
	여성	87.3	12.7	100.0(629)
배우자**	있음	60.8	39.2	100.0(1371)
	없음	86.4	13.6	100.0(751)
연령**	70세 이상	81.8	18.2	100.0(978)
	70세 미만	59.8	40.2	100.0(1146)
교육수준**	무학	86.9	13.1	100.0(405)
	초등	75.3	24.7	100.0(672)
	중등	68.7	31.3	100.0(348)
	고등	56.7	43.3	100.0(434)
	전문대	57.1	42.9	100.0(28)
	대학 이상	53.4	46.6	100.0(236)
건강수준**	건강 아주 안 좋음	83.3	16.7	100.0(281)
	건강하지 않은 편	72.7	27.3	100.0(784)
	보통	66.7	33.3	100.0(387)
	건강한 편	63.0	37.0	100.0(571)
	아주 건강	62.4	37.6	100.0(101)
근로능력**	근로능력 없음	82.4	17.6	100.0(125)
	단순근로미약	83.1	16.9	100.0(539)
	단순근로가능	68.9	31.1	100.0(286)
	근로가능	62.8	37.2	100.0(1173)
자가여부**	비자가	85.8	14.2	100.0(613)
	자가	63.5	36.5	100.0(1511)
전체		69.9	30.1	100.0(2124)

** : X2검증 결과 $p < 0.01$ 기준을 충족하였음을 의미, ()안은 사례수를 의미

가구주의 근로능력이 높을수록 노령연금수급권 취득비율이 높아지는 경향을 보였다. 가구주가 근로 가능한 가구의 경우 노령연금수급권 취득비율은 37.2%에 이르는 반면, 가구주가 근로능력을 상실한 가구의 경우 노령연금수급권 취득비율은 17.6%로 매우 낮았다. 가구의 주택자산 보유 여하에 따라서도 노령연금수급권 취득에 있어 유의미한 차이가 있었다. 자가주택을 보유한 가구의 36.5%가 노령연금수급권을 취득하고 있는 데에 반해, 그렇지 않은 가구는 14.2%에 불과했다. 일반적으로 자산은 소득 감소 내지 중단으로 인해 긴급한 욕구가 발생했을 때 소득 상실의 효과를 완충시켜주거나 줄어든 소득을 보충하는데 사용될 수 있다. 주택은 우리나라에서 가구가 보유하고 있는 대표적인 자산 형태일 뿐만 아니라 주택 관련 지출은 소비지출의 주된 항목 중의 하나를 차지함으로써 사회적 위험에 대한 대응에 지대한 영향을 미칠 수 있다.

<표 4>는 노령으로 인한 경제적 비보장에 대응하는 데 있어 국민연금제도(특수직역연금 포함)가 어느 정도 효과를 지니는지를 절대적 빈곤을 기준으로 분석해 준 결과이다. 노령연금수급권을 지닌 저소득 노인가구의 빈곤율은 노령연금액을 반영하기 이전에는 73.7%나 되었지만 반영 이후에는 56.8%로 현저하게 줄어들었다. 그렇지만 노령연금이 저소득 노인가구 전체에 미치는 빈곤완화 효과는 3.3%포인트로 매우 미미하였다. 이는 저소득 노인가구의 경우 상대적으로 연금수급자가 많지 않기 때문일 것이다. 일반소득 노인가구에 대한 노령연금의 빈곤완화 효과는 저소득 노인가구에 비해 높게 나타났다. 노령연금 수급권을 지닌 일반소득 노인가구의 경우 노령연금 반영 이전의 빈곤율은 32.6%였으나 반영 이후에는 4.0%로 대폭 감소하였다. 일반소득 노인가구 전체를 분석대상으로 하면, 노령연금은 노인빈곤율을 반영 이전 23.7%에서 반영 이후 12%로 11.7% 포인트 완화시키는 효과가 있는 것으로 드러났다.

〈표 4〉 국민연금(특수직역연금) 노령연금의 빈곤완화 효과

(단위: %)

	소득계층					
	저소득			일반소득		
	연금 미수급	연금 수급	전체	연금 미수급	연금 수급	전체
사회보험 반영 이전 빈곤율	83.2	73.7	81.3	17.5	32.6	23.7
사회보험 반영 이후 빈곤율	83.2	56.8	78.0	17.5	4.0	12.0

2. 사망과 사회보험

사회적 위험으로서 사망은 대개 조기사망을 뜻한다. 조기사망은 피부양자, 교육 중인 자녀, 미상환 주택상환금, 할부금 등과 같이 금전상의 부채를 가진 가구주의 사망으로 정의되는데, 70세 이전에 일어난 사망은 대체로 조기사망으로 분류될 수 있다(Rejda, 1999: 41). 가구주의 조기사망은 의학기술의 발전과 기대수명의 증대에 힘입어 경제적 비보장의 원인으로서 중요성이 줄어들었음에도 불구하고, 일단 발생하면 남은 유족의 생활수준을 하락시키는 경향이 있기 때문에 여전히 경제적 비보장의 주요 원천 중의 하나라고 할 것이다.

<표 5>는 우리나라 전체 가구 중 조기사망이 발생한 유족가구의 비율을 나타내 주고 있는데, 전체 가구 중 조기 사망이 발생한 유족가구는 18.3%로 적지 않은 것으로 나타났다.

<표 5> 전체 가구 중 유족가구 비율

(단위: %)

	유족	비유족	전체
전체가구 중 비율	18.3	81.7	100.0(6577)

<표 6>을 보면 가구주의 조기사망이 발생한 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 모든 소득 기준에서 거의 삼분의 일에 불과할 정도로 소득이 낮은 것으로 나타났다. 이것은 가구주의 조기사망이 가구에 미치는 경제적 비보장의 문제가 심각함을 보여주는 것이라 하겠다. 유족가구의 시장소득은 약 1,123만원인 반면, 일반가구의 시장소득은 3263만원으로 훨씬 높았다.

<표 6> 소득유형별 유족가구와 비유족가구 간 연간소득 비교

(단위: 만원)

유족여부	1차소득	시장소득	경상소득	가처분소득
비유족	3262.7	3299.3	3457.9	3129.8
유족	1079.1	1123.7	1296.9	1211.7
합계	2862.1	2900.3	3061.5	2778.0

<표 7>은 가구주의 조기사망으로 인한 경제적 비보장의 문제에 대응하는데 있어서 유족가구들이 국민연금이나 특수직역연금 또는 산업재해보상보험 등의 사회보험제도를 얼마나 활용하고 있는지를 보여주고 있다. 전체 유족 가구 중 어떤 제도 형태로든 유족연금을 수급하고 있는 가구의 비율은 6.1%로 매우 낮았다. 따라서 가구주의 조기 사망과 관련하여 우리나라 사회보험제도의 효과는 매우 미미하다고 할 수 있을 것이다. <표 7>을 보면, 유족연금수급권을 지닌 유족가구 중 76.8%는 국민연금의 유족연금을 받고 있는 반면, 나머지 23.2%는 특수직역연금으로부터 유족연금을 받고 있음을 알 수 있다. 국민연금 유족연금의 월평균액은 16.3만원으로 유족에게 적절한 생활수준을 보장해 주는 수준과는 상당한 괴리를 보이고 있다. 특수직역연금 유족연금의 경우 월평균액은 123.3만원으로 비교적 높은 급여수준을 보장하는 것으로 나타났다.

〈표 7〉 유족연금 유형별 연금월액

(단위: 만원)

	사례	최소값	최대값	평균	표준편차
유족연금1(국민연금)	4.7%(76.8%)	6.5	60.0	16.3	8.5
유족연금2(직역연금)	1.4%(23.2%)	50.0	203.0	123.3	54.2
전체	6.1%(100.0%)	6.5	203.0	40.9	52.4

<표 8>를 보면, 유족연금에 관한 한 국민연금이나 특수직역연금 제도는 모두 가구주 사망으로 인한 경제적 비보장에 대한 사회적 대책으로 그 기능이 매우 미흡함을 알 수 있다. 유족연금 수급권을 가진 가구만을 분리하여 분석할 경우 유족연금 수급을 전후로 하여 빈곤율이 대폭 하락하는 양상을 보여주지만, 전체 유족가구로 분석대상을 확대할 경우 유족연금수급권을 가진 유족가구가 너무나 적어서 인지 유족연금의 빈곤완화 효과는 수급 이전의 빈곤율을 불과 1.8% 포인트 정도 낮추는 효과에 지나지 않는 것으로 나타났다.

〈표 8〉 유족연금의 빈곤완화 효과

(단위: %)

	유족연금 미수급	유족연금수급	전체
유족연금 반영 이전 빈곤율	46.6	52.6	47.0
유족연금 반영 이후 빈곤율	46.6	25.6	45.2

3. 장애와 사회보험

장애인 가구주가 속한 가구가 전체 가구에서 차지하는 비율은 <표 9>에서 보는 바와 같이 7.4%인 것으로 나타났다.

<표 9> 전체 가구 중 장애가구 비율

(단위: %)

	장애가구	비장애가구	전체
전체가구 중 비율	7.4	92.6	100.0(6987)

<표 10>을 보면 가구주가 장애를 갖고 있는 가구의 경우 그렇지 않은 가구에 비해 모든 소득 기준에서 현저히 소득이 낮게 나타남으로써 가구주의 장애가 가구의 경제적 비보장에 심대한 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 장애가구의 경우 연평균 시장소득은 1,634만원인데 반해, 비장애가구는 3002만원으로 상대적으로 높았다.

<표 10> 장애가구와 비장애가구 간 연간소득

(단위: 1만원)

장애가구	1차소득	시장소득	경상소득	가처분소득
비장애	2963.4	3001.7	3146.3	2852.7
장애	1598.4	1634.1	2004.0	1845.4
합계	2861.9	2900.0	3061.3	2778.8

<표 11>은 가구주의 장애로 인한 경제적 비보장 문제에 대한 사회적 대응과 관련하여 장애가구들의 국민연금과 산업재해보상보험의 활용 정도를 보여주고 있다. 전체 장애가구 중 장애(장해)연금을 수급하고 있는 가구의 비율은 3.9%로 전체 장애가구 중 극히 일부 가구만이 사회보험제도를 활용하고 있는 것으로 나타났다. 이는 장애에 대한 사회적 관리 대책으로서 사회보험제도가 우리나라에서 제대로 작동하고 있지 못함을 단적으로 보여주는 것이라 하겠다. 장애가구 중 총 3.9%만이 장애연금 수급권을 취득하고 있는 것으로 나타났는데, 이중 3.4%는 국민연금으로부터, 2.4%는

산재보상보험으로부터 연금을 지급하고 있었다. 국민연금과 산재보상보험 양 제도로부터 모두 장애연금을 지급하고 있는 가구는 전체 가구의 1.9%였다. 국민연금 장애연금의 월평균액은 20.3만원, 산업재해보상보험의 장해연금은 97.6만원, 전체 월평균액은 78만원인 것으로 나타났다.

〈표 11〉 장애연금 유형별 연금월액

(단위: 만원)

	사례	최소값	최대값	평균	표준편차
국민장애연금	3.4%	7.5	40.0	20.3	9.2
산재장해연금	2.4%	20.8	175.0	97.6	49.3
전체	3.9%	10.0	175.0	78.0	56.9

전반적으로 볼 때 국민연금제도든 산업재해보상보험제도든 모두 가구주의 장애로 인한 경제적 비보장에 대한 대책으로서 그 기능은 매우 미흡하다고 할 수 있다. <표 12>를 보면 분명해 진다. 장애연금 지급권을 가진 가구의 경우, 장애연금 지급을 전후로 하여 빈곤율이 70.6%에서 17.6%로 매우 큰 폭으로 하락하는 양상을 보여주지만, 장애연금 지급권을 취득한 가구가 전체 장애가구에서 차지하는 비율이 워낙 낮기 때문에 전체적으로 보면 장애연금의 빈곤완화효과는 매우 미미하다고 할 수 있을 것이다. 장애연금 지급 전후로 하여 빈곤율은 43.4%에서 41.4%로 불과 2% 포인트 정도 낮춰지는 효과만 나타났다. 그러나 일단 장애연금의 지급대상에 포함되면 빈곤으로부터 벗어날 가능성이 높기 때문에 장애연금과 관련하여 우리나라 사회보험제도의 과제는 장애연금 지급자격을 완화하여 장애연금수급권을 대폭 확대할 필요성이 크다고 하겠다.

〈표 12〉 장애(장해)연금의 빈곤완화 효과

(단위: %)

	장애연금 미수급	장애연금 수급	전체
장애연금 반영 이전 빈곤율	42.4	70.6	43.4
장애연금 반영 이후 빈곤율	42.4	17.6	41.4

4. 실업과 사회보험

<표 13>에서와 같이 실업한 가구주가 속한 가구가 전체 가구에서 차지하는 비율은 4%인 것으로 나타났다.

<표 13> 전체 가구 중 실업가구 비율

(단위: %)

	실업가구주가구	취업가구주가구	전체
전체가구 중 비율	4.2	95.8	100.0(5620)

<표 14>를 보면 가구주가 실업한 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 모든 소득 기준에서 현저히 소득이 낮게 나타났다. 이는 가구주의 실업이 가구의 경제적 복지에 심대한 악영향을 미치고 있음을 보여주는 것이다.

<표 14> 실업가구주가구와 취업가구주가구 간 연간소득 비교

(단위: 만원)

	1차소득	시장소득	경상소득	가처분소득
취업	3464.5	3499.7	3578.3	3236.3
실업	1582.7	1616.5	1821.3	1688.9
합계	3386.3	3421.5	3505.3	3172.0

<표 15>는 가구주의 실업으로 인한 경제적 비보장 문제와 관련하여 실업가구주 가구의 고용보험에 대한 활용 정도를 보여주고 있다. 전체 실업가구주 가구 중 고용보험의 실업급여를 수급하고 있는 가구는 9.5%로 실업자 10명당 겨우 1명만이 실업급여를 받는 것으로 나타났다. 이는 실업에 대한 사회적 관리 대책으로서 고용보험 제도가 아직 제 기능을 발휘하고 있지 못함을 보여주는 것이다. 실업급여 월평균액은 78만원이고 표준편차는 25.8만원으로 나타났다.

<표 15> 실업급여액

(단위: 만원)

	사례	최소값	최대값	평균	표준편차
전체	9.5%	29.0	118.1	78.0	25.8

전반적으로 가구주의 실업에 따른 경제적 비보장에 대한 대책으로서 고용보험제도의 효과는 매우 미미하다고 할 수 있다. <표 16>에서와 같이 실업급여를 받고 있는 가구를 대상으로 하여 실업급여 수급 이전과 이후의 빈곤율을 측정하여 비교할 결과 빈곤율 면에서 전혀 차이가 없는 것으로 나타났다. 이러한 결과가 빚어진 것은 실업급여 수급자가 실업자 중 극히 일부에 지나지 않는 데에서 주된 이유를 찾을 수 있겠지만 그 외에 또 다른 이유를 찾아본다면 실업급여를 수급하고 있는 가구주가 본조사 자료의 측정시점인 2005년에 전 기간에 걸쳐 실직한 것이 아니어서 실직 전 근로소득이 2005년 소득에 포함됨으로써 실업에 따른 소득 감소 효과가 충분하게 실현되지 않은 데에서도 찾을 수 있다. 따라서 가구주의 실업이 가구의 경제적 비보장에 미치는 효과를 보다 정확히 파악하고자 하면 2005년 이후의 자료가 추가적으로 수집되어 활용되어야 할 것이다.

〈표 16〉 실업급여의 빈곤완화 효과

(단위: %)

	실업급여 미수급	실업급여 수급	전체
실업급여 반영 이전 빈곤율	41.5	9.1	38.5
실업급여 반영 이후 빈곤율	41.5	9.1	38.5

V. 결론

사회복지는 사회 구성원의 욕구를 충족시켜 주고 구성원의 복지를 위협하는 위험들을 관리할 수 있는 능력에 의해 결정된다. 구성원의 욕구가 충족되기 위해서는 개인적 차원의 행위과 사회적 차원의 행위가 동시에 요구된다. 그런데 행위 할 수 있는 능력과 바람직한 결과를 실현할 수 있는 능력은 불확실하며 위험들로 인해 위협을 받을 수 있다. 그래서 대부분의 사회에서는 이러한 기본적 문제를 다루기 위하여 다양한 대책들을 개발해 왔다.

전통적으로 사회적 위험 관리의 대부분은 사회정책 또는 협의의 사회복지정책으

로 정의되어져 왔다. 그러나 사회적 위험과 욕구는 사회정책이 존재하지 않았을 때에도 항상 관리되어져 왔다. 욕구를 충족하고 위험을 관리하기 위해서 가족, 시장, 국가 등 주요 사회 제도들이 활용되었는데, 세 가지 유형의 사회제도들의 혼합은 비중이나 형태에서 사회마다 제각기 다르다고 할 수 있다. 그래서 사회적 위험 관리의 영향, 효과성, 효율성 등을 비교 평가하기 위해서는 가족, 시장, 국가의 역할 및 그들 간 관계에 대한 고려가 반드시 필요하다고 하겠다.

앞서 우리는 노령, 사망, 장애, 실업 등의 사회적 위험이 발생했을 때 가구의 경제적 복지에 어떤 영향이 초래되는지 분석해 보았다. 분석 결과 사회적 위험별로 약간의 차이는 있었지만 대체로 사회적 위험에 노출된 가구들은 그렇지 않은 가구에 비해 소득이 현저히 낮게 나타남으로써 경제적 비보장의 문제가 심각한 것으로 드러났다. 한편 사회적 위험에 노출된 가구들 간에도 사회적 위험이 미치는 영향 정도는 매우 다르게 나타났다. 이는 사회적 위험을 관리하는 능력 면에서 가구마다 상당한 차이가 존재하기 때문일 것이다.

오늘날 대부분의 사회적 위험들은 시장이나 가족 차원의 행위로만은 해결되기 어렵다. 따라서 국가 차원의 대책들이 함께 모색되고 추진되어야 하는데 그 중 사회보험제도는 가장 대표적인 대책이라고 할 수 있다. 분석 결과 우리 사회에서 사회적 위험관리에 대응책으로 사회보험제도의 역할을 전반적으로 대단히 미미한 것으로 나타났다. 노령, 사망, 장애, 실업 중에서 그나마 상대적으로 잘 관리되고 있는 위험을 꼽는다면 노령이다. 노령 위험의 경우 노령에 노출된 가구 중 30.1%가 사회보험급여를 수급함으로써 노령 위험으로부터 다소나마 보호를 받는 것으로 드러난 반면, 사망, 장애, 실업 등의 위험 노출된 경우에는 사회보험급여를 통해 위험으로부터 보호받을 수 있는 가구는 각각 6.1%, 3.9%, 9.5%로 매우 제한적인 것으로 나타났다. 이는 사회적 위험이 발생했을 때 우리 사회가 아직도 가족과 시장의 역할에 절대적으로 의존해서 사회적 위험의 관리를 하고 있음을 보여주는 것이다.

한편 사회적 위험 관리 대책인 사회보험제도에 대한 접근은 모든 사회 구성원에게 동일하게 보장된 것이 아니라 가구의 사회경제적 지위와 가구가 지닌 유무형의 자산에 따라 상당히 차이가 있는 것으로 나타났다. 이는 가구의 사회경제적 특성과

노령연금 지급권 취득간의 관계를 분석한 결과 밝혀졌는데⁶⁰⁾, 일반소득가구에 속할수록, 가구주가 남성일수록, 연령이 낮을수록, 교육수준이 높을수록, 건강수준이 좋을수록, 근로능력이 높을수록, 자가주택을 보유할수록 사회보험으로부터 노령연금수급권을 취득하여 노령이란 위험에 상대적으로 잘 대처하는 것으로 나타났다.

⁶⁰⁾ 노령을 제외한 사망, 장애, 실업 등 사회적 위험의 경우에는 사회보험제도로부터 해당 급여의 지급권을 가진 가구의 사례수가 너무 적어서 그와 같은 분석을 적용할 수 없었다.

참고문헌

- 한국보건사회연구원 · 서울대학교 사회복지연구소. (2006). 『2006 한국복지패널 기초 분석 보고서』 한국보건사회연구원. 연구 2006-23.
- Alwang, J., Siegel, P. and Jorgensen, S. (2002). "Vulnerability as Viewed from Different Disciplines". International Symposium Sustaining Food Security and Managing Natural Resources in Southeast Asia. Jan. 8-11. Chiang Mai, Thailand. 2002.
- Esping-Anderson. (1990). The Three Worlds of Welfare Capitalism. Cambridge: Polity Press.
- Heitzmann, K., Canagarajah, R. and Siegel, P. (2002). "Guidelines for Assessing the Sources of Risk and Vulnerability". Social Protection Discussion Paper Series. No. 0218.
- Holzman, R. and Jorgensen, S. (2000). "Social Risk Management: A new conceptual framework for Social Protection and beyond". Social Protection Discussion Paper Series. No. 0006.
- Kim, Wonik. (2007). "Social Risk and Social Insurance; Political Demand for Unemployment Insurance". Rationality and Society. Vol. 19(2): 229-254.
- Neubourg, C. and Weigand, C. (2000). "Social Policy as Social Risk Management". ISSA. The Year 2000 International Research Conference on Social Security. Helsinki. 25-27 Sep. 2000.
- Rejda, G. E. (1999). Social Insurance and Economic Security. New Jersey: Prentice Hall.

한국복지패널에서 응답형태에 따른 패널가구의 특성 비교연구

손창균(한국보건사회연구원 부연구위원)

요약

본 논문은 한국복지패널 표본가구의 응답패턴을 가구의 인구사회학적 특성에 따라 분석하였다. 조사원의 표본가구 방문회수별 조사 성공율과 패널가구로 구축된 표본가구의 원표본 유지율 등을 가구의 특징에 따라 분석함으로써 과학적인 조사체계를 구축할 수 있는 계기가 되고자 한다.

주요용어 : 응답패턴, 원표본 유지율, 패널조사.

1. 서론

다양한 조사방법과 노력에도 불구하고 전체 표본대상가구에 대해 완전한 응답을 얻어내는 것은 여전히 불가능한 문제이다. 응답을 꺼리는 응답자들에 대해 설득과 참여를 유도하기위해 조사비용과 더불어 오차의 발생이 증가하고 있으며, 연구자들은 높은 품질의 조사를 담보하기위해 상당한 노력을 경주하거나 무응답오차를 줄이기 위해 사후조사와 같은 기법을 수없이 적용해야 한다.

조사에서 필연적으로 발생하는 단위무응답에 대해 사후 조정을 통한 무응답 오차를 조정하려는 노력은 Kalton(1983), Lessler and Kalsbeek(1992), Little(1988), Lundstorm and Sarndal,(1999) 등 많은 학자들에 의해 수행되었으며, 국내에서도 여러 학자들에 의해 방법론적인 연구가 수행되었다.

이러한 대부분의 연구에서는 주로 무응답조정을 위해 제시된 추정량의 통계적 성질

을 관찰하는데 초점이 맞춰져 있으며, 응답자의 성향에 따른 모형화에 대한 연구는 사실상 등한시 된 것이 사실이다. 즉, 응답자의 응답패턴에 따라 응답성향 모형의 설정이나, 응답자가 조사에 참여하는 근본적인 원인이 무엇인지, 왜 사람들이 조사에 응답하는지 등에 관한 응답자의 행태에 관한 연구는 여전히 진행되어오고 있는 연구 분야이다.

대체로 조사원이 표본가구에 접근하였을 때, 1차 접촉에서의 성공이 응답을 이끌어내기가 가장 수월한 것으로 알려져 있으며(최봉호, 2005), 이때 응답한 자료의 신뢰성이 재 접촉에 의한 자료의 신뢰성 보다 높은 것으로 알려져 있다. 또한 조사 참여율 역시 1차 접촉에서 성공한 가구가 재 접촉에 의한 가구보다 더 높게 나타남으로서 응답가구의 응답패턴이 향후 조사에서 표본가구의 조사에 대한 충성도를 측정하는 좋은 지표가 될 것으로 판단된다.

이러한 측면에서 본 연구에서는 패널조사에 참여하는 응답자들의 다양한 사회 경제적 변인들에 의해 응답형태가 어떻게 다른지를 살펴봄으로서 무응답 가능성이 있는 패널을 보다 중점적으로 관리하여 궁극적으로 패널마모를 최소화 할 수 있는 전략을 수립하고, 조사과정에서 조사원들이 어떠한 노력에 의해 응답을 얻는지를 분석하고자 한다. 이를 위해 2006년 조사를 수행한 한국복지패널조사의 1차 조사 자료를 분석하고자 한다.

2. 한국복지패널 자료의 분석 개요

1. 조사개요

한국복지패널은 외환위기 이후 빈곤층(또는 working poor) 및 차상위계층의 가구 형태, 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 도시

의 일반 가구를 대상으로 하는 KLIPS와는 지향하는 정책관점이 서로 다르다고 할 수 있으며, 조사대상가구는 일반가구와 저소득층 가구를 각각 50%씩 추출하여 이들 에 관한 다양한 복지실태와 욕구 등에 관한 조사를 하고자 한다. 한국복지패널조사는 가구용 설문지와 가구원용 설문지(15세 이상), 아동용 설문지로 구성되어있으며, 가구원용 설문지는 15세 이상 중 고등학생을 제외한 경제활동인구 모두에 대해 응답을 받도록 하고 있다. 또한 아동용 설문지는 1차 패널조사에서만 조사되는 부가용 설문지로서 향후 3년마다 수행할 예정이다.

총 7,000가구(일반가구: 3,500가구, 저소득가구:3,500가구)를 대상으로 조사를 실시한 결과는 다음과 같이 나타났다. 먼저 총 조사된 가구수는 총 7,072가구로 나타나 전체 표본의 101%가 완료된 결과를 보였다. 가구의 총 조사 대상 가구원수는 14,469명으로 나타났다. 아동용 부가조사의 응답대상이었던 초등학교 4~6학년 아동의 수는 총 759명이었다. 각 지역별로 일반가구, 저소득가구의 조사현황을 살펴보면 <표 1> 과 같다.

<표 1> 지역별 조사현황

(단위: 개, 가구, 명)

지역	표본 가구수		조사 완료 가구수		조사 완료 가구원수		조사완료 아동수	
	일반 가구	저소득 가구	일반 가구	저소득 가구	일반 가구	저소득 가구	일반 가구	저소득 가구
서울	811	506	886	449	2024	823	92	35
부산	254	272	277	251	651	439	33	20
대구	187	227	204	218	478	395	25	12
인천	228	193	247	190	559	356	39	19
광주	114	130	123	121	305	214	19	13
대전	118	89	132	76	298	137	16	5
울산	120	82	124	79	290	134	22	4
경기	644	471	706	426	1556	768	105	46
강원	102	131	118	118	264	203	16	7
충북	108	113	113	107	259	198	22	15
충남	153	168	161	160	375	287	23	10
전북	138	209	140	207	311	346	14	11
전남	104	273	109	268	255	454	21	28
경북	152	339	164	329	363	579	25	20
경남	229	254	240	248	558	418	28	9
제주	38	43	45	36	100	72	5	0
계	3,500	3,500	3,789	3,283	8,646	5,823	505	254

2. 가구자료의 분석 개요

본 연구의 목적에 따라 응답 가구의 다양한 사회경제적 특성이 응답패턴에 어떠한 영향을 미치는 지를 분석하기 위해 먼저 가구자료를 중심으로 가구주의 인구학적 특성과 가구규모별 분포를 살펴보면 다음 <표 2>와 같다. 전체적으로 가구원수가 4명 이하 가구가 90% 이상을 차지하였으며, 이중 가장 많은 비중을 차지하는 가구규모는 4인 가구로 전체 가구의 28.6%를 차지하였다. 그 다음은 2명(23.3%), 3명(21.3%), 1명(17.1%) 순이었다.

저소득가구와 일반가구의 가구원수별 분포는 큰 차이를 보이는 것으로 나타났다. 일반가구의 경우 4인 가구의 비중이 34.4%로 매우 높게 나타나고, 다음으로 3인 가구 23.5%, 2인 가구 21.3%의 순인데 비해, 1인 단독가구(11.9%)의 비중은 상대적으로 낮게 나타난다. 이에 비해, 저소득가구의 경우 2인 가구의 비중이 35.3%, 1인 가구 32.2%로 1,2인 가구의 비율이 가장 높게 나타나고, 다음으로 3인 가구 15.0%, 4인 가구 11.7%의 순이었다. 또한, 일반가구는 저소득가구에 비해 5명 이상 가구규모를 가진 가구비중도 상대적으로 높은 것으로 나타나 소득수준과 가구규모가 어느 정도 연관성이 있음을 알 수 있다.

<표 2> 가구규모

(단위: %)

특성	구분	전체	저소득	일반
	1명		17.1	32.1
2명		23.3	35.3	19.1
3명		21.3	15.0	23.5
4명		28.6	11.7	34.4
5명		7.6	4.3	8.7
6명		1.8	1.4	2.0
7명 이상		0.4	0.2	0.4
계		100.0	100.0	100.0

다음으로 가구주의 인구사회학적 특성을 소득집단별로 구분하여 살펴본 결과는 다음 <표 3>과 같다. 우선 전체적으로 남성 가구주(81.8%)가 높은 비중을 차지하는 것으로 나타났다. 소득집단 별로는 저소득가구의 경우 남성가구주가 61.9%, 여성가구주가 38.1%, 일반가구의 경우 남성가구주가 88.6%, 여성가구주가 11.4%로 저소득가구의 여성가구주 비중이 일반가구에 비해 상대적으로 높게 나타나고 있다.

가구주의 연령별 분포를 살펴보면, 전체적으로 40대 가구주가 25.3%, 30대 가구주가 24.5%로 비슷한 비중을 차지하였으며, 65세 이상 노인 가구주도 19.3%로 높은 비중을 차지하는 것으로 나타났다. 소득집단별로는 일반가구의 경우 30대 가구주가 30.0%, 40대 가구주가 28.6%로 근로활동이 활발한 30, 40대 가장의 비율이 높은 비중을 차지하는 반면, 저소득가구의 경우 65세 이상 노인 가장이 46.7%로 매우 높은 비중을 차지하고 있다.

한편 가구주의 학력분포를 보면, 전체적으로는 고졸 이하(35.1%)가 가장 높은 비중을 차지하였으며, 다음으로 대졸(22.2%), 초졸(20.8), 중졸(11.6%)의 순으로 나타났다. 소득집단별로는 일반가구의 경우 고졸(39.0%), 대졸(27.4%), 중졸(10.6%), 초졸(10.4%)의 순으로 상대적으로 고학력자의 비중이 높게 나타났다. 이에 비해 저소득가구의 경우 초졸 이하가 51.4%로 매우 높은 비중을 차지하였으며, 다음으로 고졸(23.6%), 중졸(14.6%), 대졸(7.0%)의 순이었다. 이와 같이, 저소득가구 가구주가 일반가구 가구주에 비해 상대적으로 연령이 높고 저학력임을 알 수 있다.

〈표 3〉 가구주의 성별, 연령, 학력별 분포

(단위: %)

특성		구분	전체	저소득	일반
		성별	남성	81.8	61.9
	여성	18.2	38.1	11.4	
연령	20세 미만	0.1	0.2	0.1	
	20~30세 미만	6.1	1.9	7.5	
	30~40세 미만	24.5	9.8	30.0	
	40~50세 미만	25.3	15.7	28.6	
	50~60세 미만	16.5	13.6	17.4	
	60~65세 미만	8.2	12.1	6.8	
	65세 이상	19.3	46.7	10.0	
학력	초등졸 이하	20.8	51.4	10.4	
	중학교졸 이하	11.6	14.6	10.6	
	고등학교졸 이하	35.1	23.6	39.0	
	전문대졸 이하	6.3	2.4	7.6	
	대학교졸 이하	22.2	7.0	27.4	
	대학원졸 이상	4.0	1.0	5.1	

가구주의 경제활동 참여 상태는 취업자가 76.5%, 미취업자가 23.5%로 나타났다. 소득집단별로 보면, 가구주의 취업비율이 저소득층 가구에서는 48.7%, 일반가구에서는 86.4%로 저소득층 가구의 취업 가구주 비율이 낮은 것으로 나타났다. 취업 가구주 중 임금근로자 비율은 저소득 가구보다는 일반가구에서 높게 나타났다(<표 4>참조).

〈표 4〉 가구주의 경제활동 참여상태 및 종사상 지위

(단위: %)

특성		구분	전체	저소득	일반
		취업자	임금근로자	53.9	27.2
비임금근로자	22.6		21.5	23.0	
미취업자	실업자	3.3	5.7	2.5	
	비경제활동인구	20.2	45.6	11.1	
모름/무응답		0.0	0.0	0.0	
계			100.0	100.0	100.0

임금 근로자 가구주의 고용형태를 살펴보면 다음 <표 5>와 같다. 전체적으로 정규직 근로자 비율이 59.9%로 가장 높게 나타났으며, 그 다음으로 한시적 근로자(26.3%), 비전형 근로자(13.2%)의 순서로 나타났다. 소득계층별로 보면 일반 가구의 임금근로자 가구주 중 65.6%가 정규직인 반면, 저소득 가구의 임금근로자 가구주 중 22.7%만이 정규직인 것으로 나타났다.

<표 5> 임금 근로자 가구주의 고용형태

(단위: %)

특성	구분	전체	저소득	일반
한시적		26.3	44.9	23.5
비전형		13.2	31.0	10.4
정규직		59.9	22.7	65.6
모름/무응답		0.6	1.4	0.5
계		100.0	100.0	100.0

2.3 표본가구의 응답형태에 따른 기술통계

패널가구의 응답패턴을 분석해보면 <표 6>에서와 같이 먼저 1차 접촉에서 3,238 가구(45.8%)를 조사완료 하였으며, 나머지 3,834가구(55.2%)는 조사를 완료하지 못하였다. 특히 이들 가구 중에서 조사거부에 의해 조사를 완료하지 못한 가구는 101(2.63%)가구로 나타났다.

<표 6> 미완사유별 방문회수

(단위: 가구)

미완사유	방문회수	1차	2차	3차	4차	5차	계
완료가구수		3,238	1,756	1,059	547	472	7,072
늦은귀가		366	210	113	61	-	750
장기출타		26	25	15	7	-	73
부재중		3,097	1,648	752	333	-	5,830
일부미완		159	95	74	34	-	362
조사거부		101	60	42	23	-	226
기타사유		85	40	23	14	-	162

다음으로 가구주 성별에 따라 미완사유를 분석해본 결과 1차 방문에서 완료한 3,238가구 중 남성 가구주는 2,398가구이고, 여성가구주는 840 가구인 것으로 나타났다(<표 7>참조). 특히 1차 조사에서 조사를 거부한 가구인 101가구 중에서 남성 가구주 가구는 80가구 여성가구주 가구는 21가구로 나타났다. 1차 접촉에서 여성가구 1,711 가구 중에서 늦은 귀가, 장기출타, 부재인 가구는 47.7%로 나타났으며, 남성가구주의 경우는 약 50%인 것으로 분석되어 가구주의 성별의 차이가 미완사유에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 2차 접촉에서는 여성가구주의 50%가 늦은 귀가, 장기출타, 부재로 조사를 완료하지 못하였고 남성가구주는 48.8%가 이와 같은 이유로 조사를 완료하지 못한 것으로 나타났다. 3차 조사에서는 여성가구주 가구의 46.3%가 남성가구주 가구의 41%가 같은 이유로 조사를 완료하지 못한 것으로 나타났다.

<표 7> 가구주성별에 따른 가구의 미완사유

(단위: 가구)

방문회수	가구주성별	완료가구	늦은귀가	장기출타	부재중	일부미완	조사거부	기타	계
1차	남	2,398	276	16	2,381	145	80	65	5,361
	여	840	90	10	716	14	21	20	1,711
2차	남	1,345	165	18	1,263	85	54	33	2,963
	여	411	45	7	385	10	6	7	871
3차	남	828	93	9	565	69	35	19	1,618
	여	231	20	6	187	5	7	4	460
4차	남	424	50	4	250	31	20	11	790
	여	123	11	3	83	3	3	3	229
5차	남	366	-	-	-	-	-	-	366
	여	106	-	-	-	-	-	-	106
계		7,072	750	73	5,830	362	226	162	14,475

다음으로 <표 8>에 제시된 바와 같이 소득계층별로 분석해보면, 1차 접촉에서 조사를 완료한 가구의 22%가 일반가구이고, 23.8%가 저소득가구로 분석되었다.

〈표 8〉 소득계층별 가구의 미완사유

(단위: 가구)

방문회수	소득계층	완료가구	늦은귀가	장기출타	부재중	일부미완	조사거부	기타	계
1차	일반	1,558	199	9	1,591	100	55	43	3,555
	저소득	1,680	167	17	1,506	59	46	42	3,517
2차	일반	884	119	11	882	48	30	23	1,997
	저소득	872	91	14	766	47	30	17	1,837
3차	일반	543	68	6	404	51	28	13	1,113
	저소득	516	45	9	348	23	14	10	965
4차	일반	302	38	2	189	19	11	9	570
	저소득	245	23	5	144	15	12	5	449
5차	일반	268	-	-	-	-	-	-	268
	저소득	204	-	-	-	-	-	-	204
계		7,072	750	73	5,830	362	226	162	14,475

미완사유를 분석해보면, 먼저 부재중으로 인해 가구를 접촉하지 못한 가구는 22.5%가 일반가구이고, 21.3%가 저소득 가구로 나타났다. 또한 2차 접촉에서는 총 3834가구 중에서 가구원 부재로 인해 조사를 완료하지 못한 가구는 각각 23%가 일반가구이고, 19.9%가 저소득 가구로 나타났다. 이러한 분석을 통해 살펴보면, 저소득 가구가 일반가구에 비해 가구원 부재로 인한 조사미완의 가능성이 낮은 것으로 판단되며, 상대적으로 저소득 가구의 가구원 접촉이 용이한 것을 알 수 있다. 또한 일반가구와 저소득가구의 조사 거부율을 살펴보면 1차 접촉시 일반가구는 약 0.8%이고, 저소득 가구는 0.65%로 나타났으며, 2차 접촉시에는 동일한 비율로 나타났으며, 3차 접촉시에는 1.34%가 일반가구이고, 0.67%가 저소득가구로 나타났다.

〈표 9〉는 가구형태에 따라 응답패턴을 나타내주는 것으로서 1차 접촉시 전체 7,072 가구 중에서 조사 완료된 3,238 가구 중 2인가구가 1042 가구인 32.2%로 가장 높은 비율을 차지하고 있으며, 다음으로 1인가구가 775가구인 24%로 나머지는 3인가구, 4인가구, 5인가구 순으로 나타났다. 이러한 응답패턴은 2차 이상의 가구형태별 완료율을 비교해보면 동일한 패턴으로 나타나며, 2인가구의 구성 형태상 젊은층의 부부 또는 상대적으로 노년부부 층으로 구성된 경우가 많기 때문에 조사가 용이

했던 것으로 판단된다.

<표 10>은 가구주의 연령에 따른 응답패턴을 나타내주는 것으로서 1차 접촉시 전체 7,072 가구 중에서 조사 완료된 3,238 가구 중 가구주 연령이 65세 이상인 가구가 1,236 가구인 38.2%로 가장 높은 비율을 차지하고 있으며, 다음으로 40~50세 미만인 가구가 585가구인 18.1%로 나머지는 30~40세미만 가구, 50~60세미만인 가구, 20~30세 미만인 가구 순으로 나타났다. 이러한 응답패턴은 2차 접촉에서도 완료율을 비교해보면 동일한 패턴으로 나타나며, 이러한 접촉회수로 볼때 65세 이상의 가구원인 가구의 접촉성공률이 다른 연령대의 가구보다 높음을 알 수 있다. 한편 조사거부율을 살펴보면, 40~50세 미만의 가구주 가구에서 상대적으로 높게 나타나고 있다. 또한 늦은 귀가로 인한 조사 미완가구를 연령대별로 살펴보면 경제활동이 활발한 연령대인 30~60세 미만의 가구주 가구에서 높게 나타나고 있다.

〈표 9〉 방문회수에 따른 가구형태별 가구의 미완사유

(단위: 가구)

방문회수	가구형태	완료가구	늦은귀가	장기출타	부재중	일부미완	조사거부	기타	계
1차	1인가구	775	87	8	620	6	10	14	1,520
	2인가구	1,042	69	8	883	38	34	21	2,095
	3인가구	608	67	3	600	40	25	15	1,358
	4인가구	600	98	6	750	53	24	24	1,555
	5인가구	166	36	1	198	13	6	10	430
	6인가구	40	8	0	37	8	2	1	96
	7인이상	7	1	0	9	1	0	0	18
	소계	3,238	366	26	3,097	159	101	85	7,072
2차	1인가구	339	39	9	344	2	5	7	745
	2인가구	542	48	8	410	15	19	11	1,053
	3인가구	336	39	4	324	27	14	6	750
	4인가구	408	63	3	432	29	12	8	955
	5인가구	107	14	1	109	17	9	7	264
	6인가구	22	6	0	24	3	1	0	56
	7인이상	2	1	0	5	2	0	1	11
	소계	1,756	210	25	1,648	95	60	40	3,834
3차	1인가구	204	25	3	165	0	6	3	406
	2인가구	281	24	4	175	13	9	5	511
	3인가구	209	17	2	153	14	15	4	414
	4인가구	259	32	5	203	31	8	9	547
	5인가구	86	8	1	43	13	4	2	157
	6인가구	14	7	0	11	2	0	0	34
	7인이상	6	0	0	2	1	0	0	9
	소계	1,059	113	15	752	74	42	23	2,078
4차	1인가구	112	11	2	72	0	2	3	202
	2인가구	132	9	3	73	8	3	2	230
	3인가구	114	10	1	63	8	5	4	205
	4인가구	133	22	0	103	15	11	4	288
	5인가구	42	6	1	17	2	2	1	71
	6인가구	13	3	0	4	0	0	0	20
	7인이상	1	0	0	1	1	0	0	3
	소계	547	61	7	333	34	23	14	1,019
5차	1인가구	90	-	-	-	-	-	-	90
	2인가구	98	-	-	-	-	-	-	98
	3인가구	91	-	-	-	-	-	-	91
	4인가구	155	-	-	-	-	-	-	155
	5인가구	29	-	-	-	-	-	-	29
	6인가구	7	-	-	-	-	-	-	7
	7인이상	2	-	-	-	-	-	-	2
	소계	472	0	0	0	0	0	0	472
계		7,072	750	73	5,830	362	226	162	14,475

〈표 10〉 방문회수에 따른 가구주 연령별 가구의 미완사유

(단위: 가구)

방문회수	가구주연령	완료가구	늦은귀가	장기출타	부재중	일부미완	조사거부	기타	계
1차	20세미만	1	0	0	2	0	0	0	3
	20~30세미만	111	20	0	128	4	4	1	268
	30~40세미만	517	70	3	619	32	16	18	1,275
	40~50세미만	585	98	3	697	35	30	19	1,467
	50~60세미만	473	65	5	514	40	13	19	1,129
	60~65세미만	315	34	3	253	14	12	4	635
	65세이상	1,236	79	12	884	34	26	24	2,295
2차	20세미만	2	0	0	0	0	0	0	2
	20~30세미만	61	13	0	76	4	1	2	157
	30~40세미만	325	46	3	347	17	11	9	758
	40~50세미만	369	59	4	404	20	17	9	882
	50~60세미만	296	39	5	270	31	10	5	656
	60~65세미만	148	19	3	136	6	6	2	320
	65세이상	555	34	10	415	17	15	13	1,059
3차	20세미만	0	0	0	0	0	0	0	0
	20~30세미만	44	7	0	42	1	2	0	96
	30~40세미만	224	29	1	154	12	8	5	433
	40~50세미만	228	30	4	212	21	10	8	513
	50~60세미만	176	20	4	127	19	9	5	360
	60~65세미만	96	7	2	53	5	7	2	172
	65세이상	291	20	4	164	16	6	3	504
4차	20세미만	0	0	0	0	0	0	0	0
	20~30세미만	32	2	0	16	2	0	0	52
	30~40세미만	91	25	1	83	4	3	2	209
	40~50세미만	140	17	0	106	12	7	3	285
	50~60세미만	100	10	2	54	5	7	6	184
	60~65세미만	44	1	1	22	2	5	1	76
	65세이상	140	6	3	52	9	1	2	213
5차	20세미만	0	-	-	-	-	-	-	0
	20~30세미만	20	-	-	-	-	-	-	20
	30~40세미만	118	-	-	-	-	-	-	118
	40~50세미만	145	-	-	-	-	-	-	145
	50~60세미만	84	-	-	-	-	-	-	84
	60~65세미만	32	-	-	-	-	-	-	32
	65세이상	73	-	-	-	-	-	-	73
계		7,072	750	73	5830	362	226	162	14,475

〈표 11〉 방문회수에 따른 가구주 학력별 가구의 미완사유

(단위: 가구)

방문회수	가구주학력	완료가구	늦은귀가	장기출타	부재중	일부미완	조사거부	기타	계
1차	무학	455	38	7	337	8	7	11	863
	초등졸	742	53	7	604	30	15	12	1,463
	중졸	386	39	4	402	20	13	13	877
	고졸	910	142	5	997	57	37	32	2,180
	전문대졸	143	15	1	183	9	4	3	358
	대졸	47	5	0	55	0	2	0	109
	대학원졸	94	16	0	69	6	1	2	188
2차	무학	226	13	5	154	3	2	5	408
	초등졸	348	35	8	300	18	6	6	721
	중졸	215	21	2	217	21	10	5	491
	고졸	556	85	5	554	32	24	14	1,270
	전문대졸	81	13	1	110	5	3	2	215
	대졸	22	1	0	33	4	1	1	62
	대학원졸	49	10	0	34	0	0	1	94
3차	무학	114	7	3	52	2	3	1	182
	초등졸	210	15	2	128	11	4	3	373
	중졸	131	17	3	107	9	6	3	276
	고졸	353	41	6	263	26	18	7	714
	전문대졸	68	6	0	52	6	1	1	134
	대졸	16	1	0	19	2	1	1	40
	대학원졸	20	6	0	14	0	4	1	45
4차	무학	48	2	1	15	1	1	0	68
	초등졸	94	6	3	48	5	4	3	163
	중졸	69	11	1	51	7	4	2	145
	고졸	184	24	2	122	11	12	6	361
	전문대졸	36	5	0	24	1	0	0	66
	대졸	14	0	0	10	0	0	0	24
	대학원졸	13	0	0	11	1	0	0	25
5차	무학	20	-	-	-	-	-	-	20
	초등졸	69	-	-	-	-	-	-	69
	중졸	76	-	-	-	-	-	-	76
	고졸	177	-	-	-	-	-	-	177
	전문대졸	30	-	-	-	-	-	-	30
	대졸	10	-	-	-	-	-	-	10
	대학원졸	12	-	-	-	-	-	-	12
계		6,038	627	66	4,965	295	183	135	12,309

가구주의 학력에 따른 가구의 미완사유를 분석해보면 <표 11>에서와 같이 상대적으로 가구주의 학력이 낮은 계층의 조사 완료율이 학력이 높은 계층에 비해 높게 나타나고 있다. 한편 조사 거부율을 살펴보면 고졸 학력의 가구주 가구원의 거부율이 가장 높게 나타나며, 다음으로 대졸자, 중졸, 전문대졸 순으로 나타나고 있다.

3. 가구특성에 따른 응답 패턴에 대한 분석

2절에서는 표본가구별 인구 사회학적 특성에 따른 응답패턴을 단순한 기술통계학적인 분석을 수행하였다. 이러한 기본적인 분석을 통해 통계적으로 어떤 의미를 가지는 지를 보다 심도 있는 분석을 하고자 한다. 즉, 가구의 인구사회학적인 특성에 따라 응답패턴이 어떻게 변화하는지에 대한 가설을 설정하여 통계적인 유의미성을 검증하고, 이를 바탕으로 표본가구에 대한 보다 과학적인 관리가 이루어 질 수 있는 관리 체계를 마련하고자 한다.

1. 분석모형

본 절에서는 접촉 차수별(1차~4차)로 가구의 특성과 가구주의 특성에 따라 조사 완료확률이 어떻게 변화하는 지를 살펴보고자 한다. 이를 위한 연구가설 들은 먼저, 개별 방문 차수별로 표본가구의 인구사회학적인 특성에 따라 조사 완료률에 어떠한 영향을 끼치는지를 분석하고, 둘째, 가구의 전체 방문회수와 가구의 인구사회학적인 특성에 따라 원표본 유지율에 어떠한 영향을 미치는지를 검증하고, 셋째, 원표본과 대체표본 간에 가구의 특성에 따라 성공률이 어떠한 차이가 있는지를 분석하고자 한다. 이를 위해 복지패널 1차 자료(연구용)에서 분석변수를 다음과 같이 정의하였다. 먼저 조사가구에 방문하는 회수를 나타내는 변수로서,

a41 : 1차 방문 결과 (1= 완료, 2=미완)

a43 : 2차 방문 결과 (1= 완료, 2=미완)

a45 : 3차 방문 결과 (1= 완료, 2=미완)

a47 : 4차 방문 결과 (1= 완료, 2=미완)

aa1 : 대체여부 (0=원표본, 1=대체표본)

로 정의하였다. 다음으로 설명변수들로서는 다음과 같다.

a12 : 가구의 경제적 특성(1=일반가구, 2=저소득가구)

a39 : 방문회수 (1~10, 10회 이상은 10으로 처리)

a60 : 가구원 수(1=1인 가구, 2=2인 가구, ..., 7=7인 이상 가구)

b11 : 가구주 성별 (1=남, 2=여)

age(group) : 가구주 나이(group=1: 10대, group=2: 20대, ..., group=7: 70대 이상)

grade : 가구주 학력(1=무학, 2=초중, 3=중졸, 4=고졸, 5=전문대졸, 6=대졸, 7=대학원졸)

b24 : 혼인상태(1= 유배우, 2=사별, 3=이혼, 4=별거, 5=미혼)

b20 : 장애종류

b22 : 장애등급

b23 : 만성질환

위와 같이 설정된 연구가설을 검증하기 위해 다음과 같이 로짓모형을 이용하기로 한다. p 차원의 설명변수와 $i=1, 2, \dots, n$ 개의 관측치로부터 조사 완료율에 대한 로짓모형은 다음과 같이 설정할 수 있다.

$$\log \left(\frac{p_{ki}}{1 - p_{ki}} \right) = \alpha + \beta_{k1}x_{i1} + \beta_{k2}x_{i2} + \dots + \beta_{kt}x_{it}$$

즉, $k=1$ 에 대해 1차 방문시 조사가 완료된 가구는 $y_i=1$ 을 갖고, 그렇지 않은 가구에 대해서는 $y_i=0$ 의 값을 가지며, 이에 대한 확률을 p_i 로 표현할 수 있다. 같은 방법으로 $k=2$ 에 대해 2차 방문시 조사가 완료된 가구는 $y_i=1$ 을 갖고, 그렇지 않은 가구에 대해서는 $y_i=0$ 의 값을 갖는다($k=1, 2, 3, 4$). 한편 원표본 유지율에 대한 확률을 추정할 경우 첨자 k 를 생략한 모형으로 고려한다.

2. 분석결과

먼저 1차 방문에서 조사 완료율이 가구의 특성에 따라 어떠한 영향을 보이는 지를 분석해보면 <표 12>에서와 같이 1차 방문에서 조사 완료율은 가구원수와 가구주 연령, 가구주혼인상태가 조사 완료율에 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

<표 12> 1차 방문에서 가구의 인구학적 특성에 따른 로짓분석

변 수	자유도	추정계수	표준오차	Wald Chi-Square	odds 비
상 수	1	-0.4068	0.2735	2.2132	
소득계층	1	-0.00712	0.0573	0.0154	0.993
가구원수	1	-0.133***	0.0279	22.9631	0.875
가구주성별	1	0.0196	0.0719	0.0744	1.020
가구주연령	1	0.0109***	0.00250	19.2398	1.011
가구주학력	1	0.0226	0.0245	0.8519	1.023
가구주혼인상태	1	-0.0670*	0.0309	4.7069	0.935
-2 Log L	-	8222.809	***: p<0.001, **: p<0.01, *: p<0.05		
Wald 통계량	6	106.8557***			

즉, 가구원수가 많은 가구일수록 1차 접촉에서 조사를 완료할 확률이 낮으며 이를 다르게 해석하면 가구원수가 1인 증가할 때 완료율은 87.5%씩 감소함을 의미한다. 가구주의 혼인사태에서는 유배우 이외의 상태일수록 완료율이 낮아지는 결과를 나타내고 있다. 반면에 가구주연령이 높을수록 조사를 완료할 가능성은 높아지는 것으로 분석되었다.

1차 방문시 가구의 인구학적 특성에 따른 완료율에 대한 영향을 보기위해 class 변수를 지정하여 가구주 연령과 가구주학력에 대해 재분석한 결과 가구주 연령의 경우 10대와 20대에서는 영향을 주지 않는 것으로 나타났으나(p>0.05), 30대에서 50대 사이의 연령층에 대해서는 매우 유의한 결과가 나타나 완료율에 영향을 주는 것으로 파악되었다(p<0.001). 즉, 70대의 완료율이 30대에 비해 약 56%정도 높으며, 40대에 비해서는 45%높고, 50대에 비해서는 47%정도 높은 것으로 나타났다. 반면, 60

대는 유의수준 0.1하에서 18%정도 높은 것으로 나타났다. 결과적으로 1차 방문에서 연령이 높아질수록 완료율이 높아짐을 알 수 있다.

다음으로 1차 방문시 가구주의 학력에 따른 응답율의 영향을 살펴보면, 먼저 무학의 경우 대학원 졸업자에 비해 완료 odds 비가 약 70%정도 높게 나타나며($p < 0.05$), 중졸과 고졸 학력의 가구주의 완료 odds 비가 대학원졸업학력의 가구주에 비해 67%정도 높고, 고졸은 71% 정도 높은 것으로 나타났다($p < 0.01$). 그 밖의 학력에 대해서는 유의미한 결과로 분석되지 못하였다(<표 13>참조).

<표 13> 1차방문에서 가구주연령, 학력에 대한 재 분석결과

모 수		자유도	추정계수	표준오차	Wald 95% 신뢰구간		Chi-Square	Pr>ChiSq	odds 비
상 수		1	0.7967	0.2137	0.3778	1.2156	13.9	0.0002	
소득계층		1	-0.0262	0.0578	-0.1396	0.0872	0.21	0.6503	0.9741402
가구원수		1	-0.1104	0.0299	-0.169	-0.0518	13.65	0.0002	0.8954759
가구주성별		1	0.0143	0.0736	-0.13	0.1586	0.04	0.8463	1.0144027
가구주연령	10대	1	-0.8456	1.2283	-3.253	1.5618	0.47	0.4912	0.4292997
가구주연령	20대	1	-0.4395	0.177	-0.7864	-0.0925	6.16	0.013	0.6443585
가구주연령	30대	1	-0.4469	0.1093	-0.6613	-0.2326	16.71	<.0001	0.6396079
가구주연령	40대	1	-0.3722	0.1003	-0.5689	-0.1756	13.76	0.0002	0.6892164
가구주연령	50대	1	-0.3857	0.0886	-0.5595	-0.212	18.93	<.0001	0.6799745
가구주연령	60대	1	-0.1584	0.0956	-0.3457	0.0289	2.75	0.0974	0.8535083
가구주연령	70대이상	0	0	0	0	0	.	.	
가구주학력	무학	1	-0.354	0.1793	-0.7054	-0.0026	3.9	0.0484	0.701875
가구주학력	초졸	1	-0.2767	0.1654	-0.6008	0.0475	2.8	0.0943	0.7582819
가구주학력	중졸	1	-0.3968	0.1666	-0.7234	-0.0702	5.67	0.0173	0.6724685
가구주학력	고졸	1	-0.3435	0.1539	-0.6453	-0.0418	4.98	0.0256	0.7092835
가구주학력	전문대졸	1	-0.3493	0.1837	-0.7093	0.0106	3.62	0.0572	0.7051815
가구주학력	대학졸	1	-0.3309	0.2454	-0.8118	0.1501	1.82	0.1775	0.718277
가구주학력	대학원졸	0	0	0	0	0	.	.	
혼인상태		1	-0.0571	0.0313	-0.1185	0.0043	3.32	0.0684	0.9444996
Scale		0	1	0	1	1			

<표 13> 으로부터 결과적으로 가구주의 연령이 30대~50대 사이에서 1차 방문시 완료율이 높게 나타나고 있으며, 가구주의 학력은 무학, 중졸, 고졸의 학력 일수록 1차 방문시 완료율이 높게 나타남을 알 수 있다. 통상적으로 30~50대 연령층은 인구

학적인 특성상 가정을 이루고, 경제적으로 다른 연령층에 비해 안정적이기 때문에 조사원의 방문시 상대적으로 친근하게 응답에 응하는 것으로 볼 수 있으며, 가구주의 학력에 대해서는 통상적으로 고학력자일수록 조사에 대한 거부감이 높게 나타나는 현상으로 볼 수 있다.

<표 14> 2차 방문에서 가구의 인구학적 특성에 따른 로짓분석

변 수	자유도	추정계수	표준오차	Wald Chi-Square	odds 비
상 수	1	0.1619	0.3671	0.1946	
소득계층	1	0.0351	0.0767	0.2092	1.036
가구원수	1	-0.1108***	0.0367	9.1350	0.895
가주주성별	1	-0.0248	0.0983	0.0636	0.976
가주주연령	1	0.00408	0.00334	1.4929	1.004
가주주학력	1	-0.0297	0.0340	0.7624	0.971
가주주혼인상태	1	-0.1067***	0.0409	6.8099	0.899
-2 Log L	-	4462.940	***: p<0.001, **: p<0.01, *: p<0.05		
Wald 통계량	6	35.4151***			

<표 14>에서는 2차 방문시 가구의 인구학적 특성에 따른 로짓 분석 결과로서 1차 방문과 마찬가지로 가구원수가 많은 가구일수록 완료율이 낮아지며, 가주주의 혼인상태가 유배우일수록 완료율이 높아지는 것으로 분석되었다.

1차 방문시와 마찬가지로 가주주의 연령 대와 학력에 따른 재분석 결과가 다음의 <표 15>에 제시하였다. 먼저 가주주의 연령 대에서 10대에 대한 표본수가 작아 통계량이 불안정한 것으로 나타나 20대와 결합하여 재분석하였다. 가주주의 연령 대에 대한 응답률의 영향은 <표 15>에서 와 같이 유의미한 결과를 보이지 않았다. 즉, 1차 방문 때와는 달리 2차 방문에서는 가주주의 연령대와 무관하여 응답하고 있음을 의미한다. 다음으로 가주주의 학력에 대한 완료율의 영향을 살펴보면, 전문대졸인 경우에만 유의미한 영향을 보이는 것으로 분석되었고, 나머지 학력군에 대해서는 유의미한 결과가 나타나지 않았다.

앞에서와 같은 방법으로 3차 방문과 4차 방문에서 조사 완료율에 영향을 미치는

가구의 인구학적 특성변수를 분석해보면, 3차의 경우 가구주의 학력(grade)을 제외한 나머지 변수들은 별다른 영향을 미치지 않았으며, 4차 방문의 경우 2차 방문의 분석결과와 유사하게 가구원수(-0.1835**)와 가구주의 혼인상태(-0.02278**)에 영향을 받는 것으로 분석되었다.

분석 결과를 종합해 볼 때, 표본가구를 방문하여 가구원수가 많은 가구일수록, 가구주의 혼인상태가 불안정할수록 다른 가구형태에 비해 방문회수가 증가되며, 따라서 이러한 가구를 접촉할 경우 보다 세심한 주의를 기울일 필요가 있으며, 반대로 가구주의 연령층이 낮을수록 집에서 활동하는 시간이 적은 관계로 역시 방문회수가 증가할 가능성이 크기 때문에 연령층에 따라 적절한 접근 방식을 고안할 필요가 있다.

〈표 15〉 2차 방문에서 가구주연령, 학력에 대한 재 분석결과

모 수		자유도	추정계수	표준오차	Wald 95% 신뢰구간		Chi-Square	Pr>ChiSq	odds 비
상 수		1	0.7293	0.2953	0.1506	1.3080	6.10	0.0135	
소득계층		1	0.0194	0.0775	-0.1324	0.1713	0.06	0.8022	1.0195894
가구원수		1	-0.1027	0.0396	-0.1803	-0.0250	6.71	0.0096	0.9023977
성 별		1	-0.0628	0.1005	-0.2598	0.1342	0.39	0.5320	0.9391313
가구주연령	20대	1	-0.2440	0.2326	-0.6998	0.2119	1.10	0.2942	0.7834876
가구주연령	30대	1	-0.1250	0.1444	-0.4081	0.1580	0.75	0.3866	0.8824969
가구주연령	40대	1	-0.1843	0.1337	-0.4463	0.0777	1.90	0.1679	0.8316863
가구주연령	50대	1	-0.1143	0.1207	-0.3508	0.1223	0.90	0.3438	0.8919903
가구주연령	60대	1	-0.1492	0.1351	-0.4139	0.1155	1.22	0.2693	0.8613968
가구주연령	70대	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.	
가구주학력	무학	1	-0.0912	0.2534	-0.5878	0.4054	0.13	0.7188	0.9128351
가구주학력	초졸	1	-0.2941	0.2324	-0.7497	0.1615	1.60	0.2058	0.745202
가구주학력	중졸	1	-0.3962	0.2325	-0.8519	0.0594	2.91	0.0883	0.6728721
가구주학력	고졸	1	-0.3207	0.2161	-0.7443	0.1029	2.20	0.1378	0.7256409
가구주학력	전문대졸	1	-0.5615	0.2527	-1.0567	-0.0663	4.94	0.0263	0.5703529
가구주학력	대학졸	1	-0.6626	0.3390	-1.3271	0.0019	3.82	0.0507	0.5155093
가구주학력	대학원졸	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.	
혼인상태		1	-0.0934	0.0414	-0.1746	-0.0121	5.08	0.0243	0.9108291
Scale		0	1.0000	0.0000	1.0000	1.0000			

다음으로 표본설계 당시에 원 표본으로 선정된 단위와 조사과정에서 응답거절 등

의 사유로 대체된 단위간의 원표본 유지율이 가구의 특성에 따라 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다. 먼저 소득계층에 대해 원표본과 대체표본가구에 대한 빈도분석 결과를 살펴보면 <표 16>과 같이 일반가구는 전체 3,555가구 중 약 64%가 원표본가구이며, 저소득가구는 전체 3,517가구 중에서 약 78%가 원 표본으로 나타났다.

<표 16> 원표본과 대체표본가구에 대한 소득계층별 비교

대체여부	소득계층		계
	일반가구	저소득가구	
원표본	2,257	2,739	4,996
1차대체	842	634	1,476
2차대체	423	0	423
기 타	33	144	177
계	3,555	3,517	7,072

다음으로 가구원수와 대체가구에 대한 빈도분석결과를 살펴보면 대체로 가구원수가 많은 가구에 대한 대체비율이 낮아짐을 알 수 있다. 이는 원 표본에 대한 조사시 거절하는 가구의 가구규모가 초기 조사 때 보다는 적게 배분된 결과로 볼 수 있다. 즉, 초기 조사에서 약 70%의 원표본에 대해 조사가 수행되고, 그 후 응답거절 등의 사유로 표본대체가 발생했을 경우 나머지 표본가구로부터 대체가 이루어져야 함으로 상대적으로 가구원 규모가 적은 가구의 비율이 높기 때문에 대체가구의 가구원 규모가 작아진 결과로 볼 수 있다.

<표 17> 원표본과 대체표본가구에 대한 소득계층별 비교

대체여부	가구원수							계
	1	2	3	4	5	6	7	
원표본	1,053	1,469	934	1,118	329	77	15	4,995
1차대체	325	441	305	318	73	12	2	1,476
2차대체	102	121	89	91	16	4	0	423
기 타	40	64	30	28	12	3	0	177
계	1,520	2,095	1,358	1,555	430	96	17	7,071

<표 17>로부터 저소득계층일수록 원표본 가구의 유지율이 높아지며, 이는 일반가구에 비해 저소득층의 원표본 유지에 대한 odds비가 94%정도 높게 나타나 소득이 낮을 수록 패널조사에 대한 충성도가 상대적으로 높음을 알 수 있다. 또한 가구원수의 경우 가구원수가 많을수록 원표본 유지율이 높아지는 것으로 분석되었다. 즉, 가구원수가 1명 증가할 때 원표본유지에 대한 odds 의 변동이 15%정도 높아지는 것으로 분석되었다.

한편, 가구주의 성별이 남자일수록, 가구주학력이 높을수록 원표본의 유지율을 떨어지는 것으로 분석되었고, 가구주의 장애 유무와 등급, 만성질환은 원표본 유지율에는 별다른 영향을 끼치지 않는 것으로 나타났다(<표 18>참조).

<표 18> 가구의 인구학적 특성에 따른 완료 및 대체가구의 영향에 대한 로짓분석

변 수	자유도	추정계수	표준오차	Wald Chi-Square	odds 비
상 수	1	0.3061	0.2875	1.1338	
소득계층	1	0.6626***	0.0643	106.3041	1.940
가구원수	1	0.1415***	0.0315	20.1522	1.152
가구주성별	1	-0.1547*	0.0814	3.6122	0.857
가구주 연령	1	-0.0214	0.0276	0.6028	0.979
가구주학력	1	-0.1473***	0.0265	30.8193	0.863
가구주혼인상태	1	0.00459	0.0333	0.0191	1.005
가구주장애종류	1	0.0239	0.0202	1.3987	1.024
가구주장애등급	1	-0.0179	0.0274	0.4249	0.982
가구주만성질환	1	0.0255	0.0245	1.0888	1.026
-2 Log L	-	6972.173			
Wald 통계량	9	214.5797***			

***. p<0.001, **. p<0.01, *. p<0.05

다음은 가구방문 회수를 모형에 투입하여 가구특성과 함께 분석한 결과를 살펴보면 <표 19>로부터 가구에 대해 방문회수가 증가할수록 완료율이 높아지는 것으로 나타났다. 즉, 가구방문회수가 1단위 증가할 때 원표본 유지율은 76%씩 증가하는 것으로 나타나 call-back을 통해 원표본 유지율을 높일 수 있음을 알 수 있다. 또한

<표 18>과 같은 결과로서 소득계층이 저소득일수록, 가구원수가 증가할수록 원표본 유지율은 높아지는 것으로 분석되며, 가구주의 성별이 남성일수록, 가구주의 학력이 높을수록 원표본 유지율은 낮아지는 것으로 분석되었다.

<표 19> 가구방문회수와 가구의 인구학적 특성에 따른 원료 및 대체가구의 영향에 대한 로짓분석

변 수	자유도	추정계수	표준오차	Wald Chi-Square	odds 비
상수	1	-1.1175***	0.2905	14.7993	
방문회수	1	0.5683***	0.0311	334.4531	1.765
소득계층	1	0.7127***	0.0663	115.6615	2.040
가구원수	1	0.1185***	0.0290	16.7239	1.126
가구주성별	1	-0.1740*	0.0799	4.7427	0.840
가구주연령	1	0.00517*	0.00261	3.9373	1.005
가구주학력	1	-0.1454***	0.0278	27.4403	0.865
-2 Log L		6537.788			
Wald	6	521.5186***			

***: p<0.001, **: p<0.01, *: p<0.05

특히 방문차수에 따른 분석과는 달리 가구원수가 많을 경우 원표본 유지율이 높아지는 현상은 표본가구에 제공되는 인센티브의 영향이 클 것으로 사료되며, 저소득 계층의 패널 조사에 대한 충성도가 높은 이유 또한 이러한 영향인 것으로 판단된다.

4. 결론

통상적으로 가구면접조사의 경우 조사원이 표본가구를 방문하여 일대일 면접을 통한 조사를 수행하게 된다. 한편 패널조사와 같이 지속적으로 조사대상이 되는 표본가구에 대해 조사 설계시 표본으로 추출된 가구를 한번에 패널표본으로 구축하기란 현실적으로 불가능하다. 이러한 관점에서 본 연구에서는 가구를 방문하여 조사를 수행할 때 가구의 특성에 따라 조사완료율과 원표본 유지율이 어떻게 영향을 받는

지를 통계적으로 분석하여, 이에 대한 적절한 대응방안을 모색하고 하였다.

분석결과 우선 가구의 특성에 따른 방문회수에 영향을 주는 변인들로는 가구주의 연령, 가구원수, 가구주의 학력, 가구주의 혼인상태 등으로 분석되었고, 원표본 유지율 측면에서는 가구의 소득, 가구원수, 가주의 학력 등이 영향을 끼치는 것으로 분석되었다. 한편 가구주의 경제활동 상태나 업종, 직종에 따른 방문회수별 영향은 없는 것으로 나타났으며, 원표본 유지율에 대한 분석에서도 이러한 변수에는 영향을 받지 않는 것으로 나타났다.

향후 이러한 연구를 바탕으로 조사원에 대한 교육자료 활용이 가능할 것으로 사료되며, 무응답가구에 대한 가구의 특성에 대해서는 향후 연구과제로 남기고자 한다.

참고문헌

- 한국복지패널 1차년도 기초보고서(2006), 한국보건사회연구원.
- 최봉호(2006), 통계조사에서의 오차 및 대응방안, 한국조사연구학회 추계학술발표논문집, pp.219-235.
- Allison, P. (1999), *Logistic Regression, Using the SAS system*, New York, John & Wiley International.
- Groves, R.(1989), *Survey Errors and Survey Cost*, New York, John & Wiley
- Groves, R. and Couper, M.(1998), *Nonresponse in Household Interview Surveys*, New York, John & Wiley Sons.
- Lessler, J. T. and Kalsbeek, W. D. (1992), *Nonsampling Error in Surveys*, New York, John & Wiley Sons.
- Kalton, G.(1983), *Compensating for Missing Survey Data*, Research Report Series, Ann Arbor, MI: Institute for Social Research, University of Michigan.
- Kish, L.(1965), *Survey Sampling*, John & Wiley Sons.
- Kauff, J., Olsen, R., and Fraker, T.(2002), *Nonrespondents and Nonresponse bias : Evidence from a Survey of Former Welfare Recipients in Iowa*, Mathematica Policy Research, Inc.
- Little, R. J.A. (1988), *Missing Data Adjustments in Larger Surveys*, *Journal of Business and Economic Statistics*, 6, 287-296.
- Schrapler, J-U., Schupp, J.,and Wagner, G.(2005), *An Analysis Based on a New Subsample of the German Soci-Economic Panel(SOEP) including Microgeographic Characteristics and Survey-Based interviewer*

Characteristics, SOEP working paper.

Lundstorm, S. and Sarndal, C.E.(1999) Calibration as a standard method for treatment of nonresponse, *Journal of Official Statistics*. 15, 305-327.

