

정책연구 2014-09

빈곤가구의 빈곤탈출 요인분석과 시사점 : 빈곤층 취업활성화를 중심으로

유진성 · 허원제



정책연구 14-09

2014. 09.

빈곤가구의 빈곤탈출 요인분석과 시사점 : 빈곤층 취업활성화를 중심으로

유진성 · 허원제

유진성 한국경제연구원 연구위원

서강대학교 경제학과를 졸업하고 미국 워싱턴대학교(University of Washington)에서 경제학 박사학위를 취득하였다. 현재 한국경제연구원 연구위원으로 재직 중이며, 주요 연구분야는 노동경제, 응용미시, 복지 등이다. 주요 저서로는 반값등록금의 영향과 정치경제학(2014), 독일 근로연계 복지제도의 특징과 시사점(2014), 주요국의 상속·증여세 최근 동향 및 시사점(공저, 2013), 박근혜정부 복지정책의 비용추정 및 경제적 효과 분석(공저, 2013), 2013년도 세법개정안 평가(공저, 2013), 개인 세부담 평가·분석 모형(공저, 2013), 복지공약 비용추정 및 시사점(공저, 2012), 무상복지의 소득재분배 효과(공저, 2013), 성공한 복지와 실패한 복지(공저, 2013) 등이 있다.

허원제 한국경제연구원 연구위원

서강대학교에서 경제학 학사 2년 수료 후 미국 피츠버그대학교(University of Pittsburgh)에서 경제학 학사 및 박사학위를 취득하였다. SK경영경제연구소 수석연구원을 거쳐 현재 한국경제연구원(KERI) 연구위원으로 재직하고 있으며, 미국 피츠버그대학교 경제학과 및 행정·외교대학원(GSPIA), 성균관대학교 글로벌경제학과에서 Lecturer를 역임한 바 있다. 주요 연구분야는 비교경제, 경제체제 전환, 응용미시 및 미시계량이다. 최근 연구문헌으로는 해외 지방재정 위기의 주요 원인과 우리나라 지방재정에 관한 고찰(2012), 일본의 “잃어버린 20년”과 한국에의 시사점(공저, 2012), 근로연계 복지제도의 구축(공저, 2013), 2013년도 세법개정안 평가(공저, 2013), 복지지출 증대와 지방재정 악화의 인과관계 연구(2013), 주요국의 상속·증여세 최근 동향 및 시사점(공저, 2013), 창조경제 구현을 위한 한국경제의 과제(공저, 2013), 국가부채의 재구성과 국제비교(공저, 2014), 지역구 선심성 예산배분의 경제적 비합리성: 특별교부세를 중심으로(공저, 2014) 등이 있다.

빈곤가구의 빈곤탈출 요인분석과 시사점 : 빈곤층 취업활성화를 중심으로

1판1쇄 인쇄 | 2014년 8월 29일

1판1쇄 발행 | 2014년 9월 4일

발행처 | 한국경제연구원

발행인 | 권태신

편집인 | 권태신

등록번호 | 제318-1982-000003호

(150-881) 서울특별시 영등포구 여의대로 24 전경련화관 45층

전화 02-3771-0001(대표), 02-3771-0060(직통) | 팩스 02-785-0270~3

www.keri.org

© 한국경제연구원, 2014

ISBN 978-89-8031-691-5

8,000원

이 도서의 국립중앙도서관 출판시도서목록(CIP)은 서지정보유통지원시스템 홈페이지(<http://seoji.nl.go.kr>)와 국가자료공동목록시스템(<http://www.nl.go.kr/kolisnet>)에서 이용하실 수 있습니다.(CIP제어번호: CIP2014025598)

CONTENTS

본
문
목
차

요약	5
I. 서론	15
II. 가구빈곤 수준의 측정과 우리나라의 가구빈곤 수준 현황	17
1. 가구빈곤 수준의 측정: 절대적 가구빈곤율과 상대적 가구빈곤율	17
2. 우리나라의 가구빈곤 수준 현황	19
III. 기존 연구 검토	23
IV. 실증분석 모형 및 데이터	26
V. 실증분석 결과	31
VI. 결론 및 시사점	52
참고문헌	57

CONTENTS

표 목 차

[표 1] 빈곤선(상대적 가구빈곤율의 측정 기준)의 구분	17
[표 2] 우리나라의 가구빈곤 수준 현황(2006~2012년)	20
[표 3] 절대적 가구빈곤율과 상대적 가구빈곤율의 상관관계(시장소득 기준)	22
[표 4] 절대적 가구빈곤율과 상대적 가구빈곤율의 상관관계(가처분소득 기준)	22
[표 5] 한국복지패널의 시장중위소득 50% 기준 가구빈곤율 추이	31
[표 6] 빈곤가구의 주요 변수 개요	33
[표 7] 빈곤탈출 요인분석(로지트, 프로빗)	36
[표 8] 더미변수를 사용한 빈곤탈출 요인분석(로지트, 프로빗)	38
[표 9] 근로가능 가구주(21~60세) 가구 대상 빈곤탈출 요인분석(로지트, 프로빗)	42
[표 10] 빈곤지속기간에 따른 빈곤탈출 확률계산(로지트, 프로빗)	44
[표 11] 권역별 지역에 따른 빈곤탈출 확률계산(로지트, 프로빗)	45
[표 12] 가구원수에 따른 빈곤탈출 확률계산(로지트, 프로빗)	46
[표 13] 가구내 취업자수에 따른 빈곤탈출 확률계산(로지트, 프로빗)	47
[표 14] 가구주의 연령에 따른 빈곤탈출 확률계산(로지트, 프로빗)	47
[표 15] 교육수준에 따른 빈곤탈출 확률계산(로지트, 프로빗)	48
[표 16] 혼인상태에 따른 빈곤탈출 확률계산(로지트, 프로빗)	49
[표 17] 가구주 취업형태에 따른 빈곤탈출 확률계산(로지트, 프로빗)	50
[표 18] 기초생활수급액에 따른 빈곤탈출 확률계산(로지트, 프로빗)	50
[표 19] 기타 정부보조금 수준에 따른 빈곤탈출 확률계산(로지트, 프로빗)	51
[표 20] 기초생활보장지원 예산 현황	55

그 림 목 차

[그림 1] 절대적 가구빈곤율과 상대적 가구빈곤율의 변화 추이 비교(시장소득 기준)	21
[그림 2] 절대적 가구빈곤율과 상대적 가구빈곤율의 변화 추이 비교(가처분소득 기준)	21
[그림 3] 한국복지패널 가구빈곤율 추이	32
[그림 4] 주요 변수의 변화에 따른 빈곤탈출 확률의 변화 추이	53



- ▶ 우리나라는 1990년대 초반부터 꾸준히 증가한 빈곤율이 아직까지 크게 줄어들지 않고 있어, 최근 빈곤층에 대한 복지정책을 더욱 확대해야 한다는 논의가 심화되고 있음.
 - 우리나라의 복지지출은 급속히 증가하고 있는 추세이며 향후 고령화 속도를 고려할 때 향후 복지지출의 증가는 더욱 가속화될 것으로 전망되고 있어 국가재정에 부담이 될 것으로 우려됨.
- ▶ 현재의 복지정책들만 해도 재정적인 부담에 부딪혀 지속가능성에 한계를 드러내고 있는 상황을 고려하면 근로유인을 촉진할 수 있는 생산적인 복지정책으로의 개선방안 마련이 시급한 실정
 - 이러한 상황을 감안하여 실제로 빈곤가구에 대한 정부의 지원이 빈곤가구의 탈빈곤을 돕고 일반가구로의 진입을 효과적으로 지원하는지 엄밀히 검토할 필요가 있음.
 - 빈곤층지원 복지정책이 탈빈곤을 돕고 빈곤가구의 노동시장 진입에 기여하여 복지-고용-경제성장의 선순환을 유인하는지 살펴보고 향후 바람직한 복지정책에 대한 시사점을 제시할 필요
- ▶ 본 연구의 목적은 우리나라 복지정책이 빈곤가구의 탈빈곤에 미친 영향을 검토하고, 실제 빈곤가구의 탈빈곤 결정요인을 분석함으로써 빈곤가구의 빈곤탈출을 위한 바람직한 정책방향을 제시하는 것임.
 - 이와 함께 재원조달의 구체적인 방안 없이 확대일로로 치닫고 있는 우리나라 복지정책의 현실에 비추어 향후 지속가능한 복지정책을 정착시키기 위한 바람직한 방향을 모색하고자 함.
- ▶ 탈빈곤에 대한 논의를 시작하기 전에 빈곤에 대한 기준이 필요한데, 전체 가구에서 빈곤 기준선 이하의 가구에 대한 비율을 나타내는 가구빈곤율은 크게 절대적 가구빈곤율과 상대적 가구빈곤율로 구분하여 측정할 수 있음.

- 절대적 가구빈곤율은 전체 사회의 소득분포와 관계없이 가구의 월 소득이 매년 정부에서 발표하는 최저생계비에 미치지 못하는 가구의 비율을 의미
- 한 사회에서 얼마나 많은 가구들이 의식주 등 인간의 기본적인 욕구를 해결하지 못하고 있는지에 관한 개념임.
- 가구빈곤의 척도로서 절대적 가구빈곤율은 가구소득이 최저생계비 이하이면 모두 빈곤가구로 분류하고 있어 최저생계비 이하의 저소득 가구가 대부분인 사회에서 정확한 빈곤 수준을 측정할 수 있는 장점을 지님.
- 반면에 제기되는 문제점으로는 ① 현실과의 괴리성, ② 자의적인 빈곤율 측정 가능성 등이 있음.
- 우리나라의 절대적 가구빈곤율은 2006~2012년 동안 시장소득 기준으로 2.5% 포인트, 가처분소득 기준으로 1.6% 포인트가 증가
- 상대적 가구빈곤율¹⁾은 가구원수가 다른 동일한 후생수준 유지에 필요한 소득이 다른 점을 반영하여, 가구원수에 따라 표준화²⁾한 가구연간소득을 크기순으로 정렬한 상태에서 중위소득(정중앙에 위치한 소득)의 일정 수준(40%, 50%, 60%)에 미달하는 가구의 비율을 의미함.
- 동일 사회 내의 다른 가구들과 비교하여, 얼마나 많은 가구가 다수의 가구가 누리는 생활수준에조차 미치지 못하는 ‘상대적 박탈감’ 속에 놓여 있는지에 관한 개념임.
- 상대적 가구빈곤율은 경제·사회적 발전으로 그 사회의 소득수준이 높아지면 빈곤선 또한 높아져 사회의 생활수준 변화를 반영한 빈곤 수준을 고려할 수 있다는 점에서 장점을 지님.
- 그러나 저개발국처럼 국민 대다수가 빈곤할 경우, 상대적 빈곤개념의 적용은 현실적이지 못해 상대적 가구빈곤율의 사용에 제한이 있는 단점이 있음.
- 우리나라의 상대적 가구빈곤율은 중위소득 50% 기준을 따르는 경우 2006~2012년 동안 시장소득 기준으로 2.3% 포인트, 가처분소득 기준으로 2.1% 포인트 증가하였음.

1) 상대적 ‘가구빈곤율’과 구분할 필요가 있는 상대적 ‘빈곤율’은 소득이 중위소득의 일정 수준(40%, 50%, 60%) 미만인 계층이 전체 ‘인구’에서 차지하는 비율을 뜻함. 여기서 중위소득이란, 인구를 소득순으로 나열했을 때, 한가운데 있는 사람의 소득을 말함. 예를 들어, 2011년도 우리나라 전국가구의 가처분소득 기준의 상대적 ‘빈곤율’은 15.2%인데, 이것은 우리나라 인구 전체를 연간소득순으로 한 줄로 세웠을 때 정확히 중간에 있는 사람의 소득이 4,000만 원이라고 하면 중위소득 50%의 경우를 적용했을 시 2,000만 원 미만인 사람의 비율이 15.2%라는 의미임(통계청, 통계이해-통계용어 지표이해-제6장 가계통계 부문-상대적 빈곤율).

2) 가구소득을 가구원수의 제곱근으로 나눔.

우리나라의 가구빈곤 수준 현황(2006~2012년)

(단위: %)

연도	절대적 가구빈곤율		상대적 가구빈곤율					
	시장소득	가처분소득	시장소득			가처분소득		
			중위 40%	중위 50%	중위 60%	중위 40%	중위 50%	중위 60%
2006	14.2	11.6	15.0	19.9	25.0	12.0	16.8	22.6
2007	14.8	11.9	15.7	20.3	26.1	12.5	17.6	23.4
2008	15.7	12.6	16.4	21.2	26.4	13.0	18.2	23.7
2009	17.9	14.1	17.5	22.0	27.1	13.8	19.0	24.7
2010	17.6	13.7	18.4	22.7	27.5	14.2	18.7	24.5
2011	17.6	13.9	18.0	22.5	27.1	14.3	18.7	24.3
2012	16.7	13.2	17.8	22.2	26.9	14.1	18.9	23.9

주1: 전체가구(1인 가구 포함)에서 소득파악이 어려운 농·어가를 제외하고 산정된 수치

주2: 시장소득(세전소득) = 근로소득 + 사업소득 + 재산소득 + 사적이전소득

주3: 가처분소득 = 시장소득 + 공적이전소득(공적연금, 기초노령연금, 사회수혜금, 세금환급금 등) - 공적비소비지출(경상 조세, 연금, 사회보험 등)

자료: KOSIS 국가통계포털, 한국보건사회연구원(2013), 「2013년 빈곤통계연보」

▶ 빈곤가구의 빈곤탈출 결정요인 실증분석을 위해서는 한국복지패널 1차년도~8차년도³⁾의 8개 연도 데이터를 사용하였음.

- 한국복지패널에서 시장소득을 기준으로 중위소득 50% 미만의 가구를 빈곤가구로 선정하여 분석에 사용
- 본 연구는 빈곤의 탈출에 영향을 주는 요인을 분석하는 데 주목적이 있는 관계로, 분석을 위한 샘플을 확보하기 위해 시장소득 기준 중위소득의 50% 미만에 해당하는 가구를 빈곤기준으로 적용하여 해당 가구들의 빈곤탈출 요인을 분석하였음.
- 절대적 빈곤기준을 샘플에 적용하는 경우 분석에 사용하는 샘플의 수가 충분하지 않고 빈곤기간을 산정하는 과정에서 분석대상에서 제외되는 가구가 추가로 발생하여 샘플 수가 더욱 줄어드는 문제 발생
- 데이터 분석을 위해 편의적으로 빈곤의 기준을 선정하는 것이며 빈곤층 지원을 위한 빈곤선 선정 기준의 가치판단과는 무관함.

▶ 빈곤탈출의 결정요인 분석을 위해 종속변수로는 빈곤가구의 해당 여부를 나타내는 변수를, 독립변수로는 기존 문헌에서 사용되는 주요 변수와 본 연구에서 살펴보고자 하는 주요 복지지출 관련 변수들을 사용하였음.

3) 1차년도 데이터는 2006년에 조사가 이뤄진 2005년 말 기준의 데이터이며, 8차년도 데이터는 2013년에 조사가 이뤄진 2012년 말 기준의 데이터로 구성되어 있음.

- 종속변수인 빈곤가구의 해당 여부는 빈곤가구일 경우 0의 값을, 빈곤가구를 탈출하여 일반가구로 진입하게 되면 1의 값을 가지도록 설정
- 독립변수로는 빈곤지속기간, 시간추세 변수, 가구주 성별, 연령, 교육수준, 취업형태, 총 가구원수, 가구내 취업자수 등을 포함하였으며 정부의 복지지출을 나타내는 변수로는 개별 가구에서 지원받고 있는 기초생활보장수급액과 기타 정부보조금으로 구분하여 변수로 사용하였음.

▶ 빈곤탈출의 결정요인 분석을 위해서는 로짓(Logit)모형과 프로빗(Probit)모형을 사용하였으며 한국복지패널을 사용한 패널분석을 수행

- 종속변수가 빈곤가구 여부를 나타내는 0과 1의 값을 가지는 이산형을 취하기 때문에 일반적인 선형모형을 적용하기는 어려우며 따라서 비선형모형인 로짓과 프로빗 모형을 사용
 - 모형추정의 강건성을 유지하기 위해 로짓모형과 프로빗모형 모두를 사용하여 분석하였으며 어느 모형을 사용하더라도 결과에는 변화가 없다는 것을 보이고자 함.
- 본 연구에서는 임의효과(random effect) 모델을 사용하여 패널데이터를 분석
 - 일반적으로 패널데이터에서는 임의효과 모델이나 고정효과(fixed effect) 모델을 사용할 수 있는데 고정효과 모델의 경우 시간에 따라 불변인 변수들은 분석과정에서 제외되는 문제점이 발생
 - 한편, 프로빗모형은 추정과정이 복잡하여 이를 사용하는 경우 고정효과 모델을 사용할 수 없기 때문에, 고정효과 모델을 사용하는 경우엔 로짓모형과 프로빗모형의 결과를 서로 비교할 수 없다는 문제도 발생
- 빈곤탈출의 경우 전기의 가구특성 혹은 특성변화에 대한 빈곤탈출 여부를 분석하기 때문에 모든 독립변수⁴⁾는 종속변수보다 1기(본 연구에서는 일 년) 앞선 시차를 가지도록 설정하고 분석

$$\begin{aligned}
 y_{it} = \text{빈곤여부}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{빈곤기간}_{it-1} + \beta_2 \text{시간추이}_{it} + \beta_3 \text{거주지역}_{it-1} \\
 & + \beta_4 \text{성별}_{it-1} + \beta_5 \text{연령}_{it-1} + \beta_6 \text{결혼여부}_{it-1} + \beta_7 \text{교육수준}_{it-1} \\
 & + \beta_8 \text{가구원수}_{it-1} + \beta_9 \text{취업자수}_{it-1} + \beta_{10} \text{근로능력유무}_{it-1} \\
 & + \beta_{11} \text{일자리형태}_{it-1} + \beta_{12} \text{기초생활보장수급액}_{it-1} \\
 & + \beta_{13} \text{정부보조금}_{it-1} + \epsilon_{it}
 \end{aligned}$$

4) 시간추이(연도) 변수는 제외. 이는 빈곤여부가 결정되는 그 해의 관측되지 않는 영향요인을 통제하기 위해 같은 시간차수를 사용하는 데에 기인함.

- 로짓모형의 경우 빈곤탈출 확률은 다음과 같은 로지스틱스 분포함수를 따른다고 가정

$$\Pr(\text{빈곤탈출} = 1) = \frac{e^{y_{it}}}{1 + e^{y_{it}}}$$

- 프로빗모형의 경우 빈곤탈출 확률이 다음과 같은 정규분포를 따른다고 가정

$$\Pr(\text{빈곤탈출} = 1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{y_{it}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz$$

▶ 빈곤가구로의 진입을 경험한 모든 가구를 대상으로 실증분석을 한 결과 빈곤기간이 길수록, 정부지원금의 수혜금액(복지 수급액)이 높을수록, 연령이 높을수록 빈곤탈출의 가능성은 낮아지며, 가구내 취업자수가 많을수록, 일자리의 질이 높을수록 빈곤탈출의 확률은 높아지는 것으로 나타남.

- 회귀분석 결과 빈곤기간이 1년 증가하면 계수값은 유의수준 10% 수준에서 유의적으로 감소하는 것으로 나타나 빈곤기간이 증가하면 빈곤탈출 확률은 감소하는 것으로 예측할 수 있음.
- 가구의 취업자수는 빈곤탈출에 큰 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 가구내 취업자수가 증가하면 빈곤탈출의 가능성은 유의적으로 증가하는 것으로 나타났음(계수값이 유의수준 1%에서 유의적인 값).
- 무직자/실업자와 비교할 때 상용직으로 일하는 가구주의 경우 그 다음해에 빈곤탈출 가능성이 크게 높아지는 것으로 예측되었으며 이는 유의수준 1%에서 유의적인 것으로 분석되었음.
- 복지정책으로서 정부의 지원을 나타내는 변수로는 크게 기초생활보장급여와 기타 정부보조금으로 나누어서 살펴볼 수 있음.
- 기초생활보장급여액과 정부보조금 모두에서 지원액의 규모가 증가할수록 오히려 빈곤탈출 가능성은 줄어드는 것으로 분석되었으며 이는 유의수준 1%에서 유의적인 결과로 나타남.
- 이는 정부의 부문별한 지원정책이 오히려 빈곤층의 근로유인을 떨어뜨려 빈곤탈출 가능성을 감소시킨다는 주장에 지지하는 결과로 해석될 수 있음.
- 하지만 기초생활보장급여와 정부지원금을 수급하는 가구의 경우 상대적으로 빈곤탈출이 어려운 특성을 내재할 수 있다는 가능성을 고려하여, 가구주가 근로능력이 있고 만 21세 이상~만 60세 이하인 가구만을 대상으로 추가적인 분석을 수행하였음.

▶ 빈곤기간이나 정부의 지원정책의 효과를 보다 엄밀히 검토하기 위하여 분석의 대상을 근로능력이 있고, 경제활동이 활발히 일어나는 만 21세 이상, 만 60세 이하의 연령에 해당하는 가구주의 가구로만 한정해서 분석을 수행하여도 분석의 결과는 달라지지 않는 것으로 나타남.

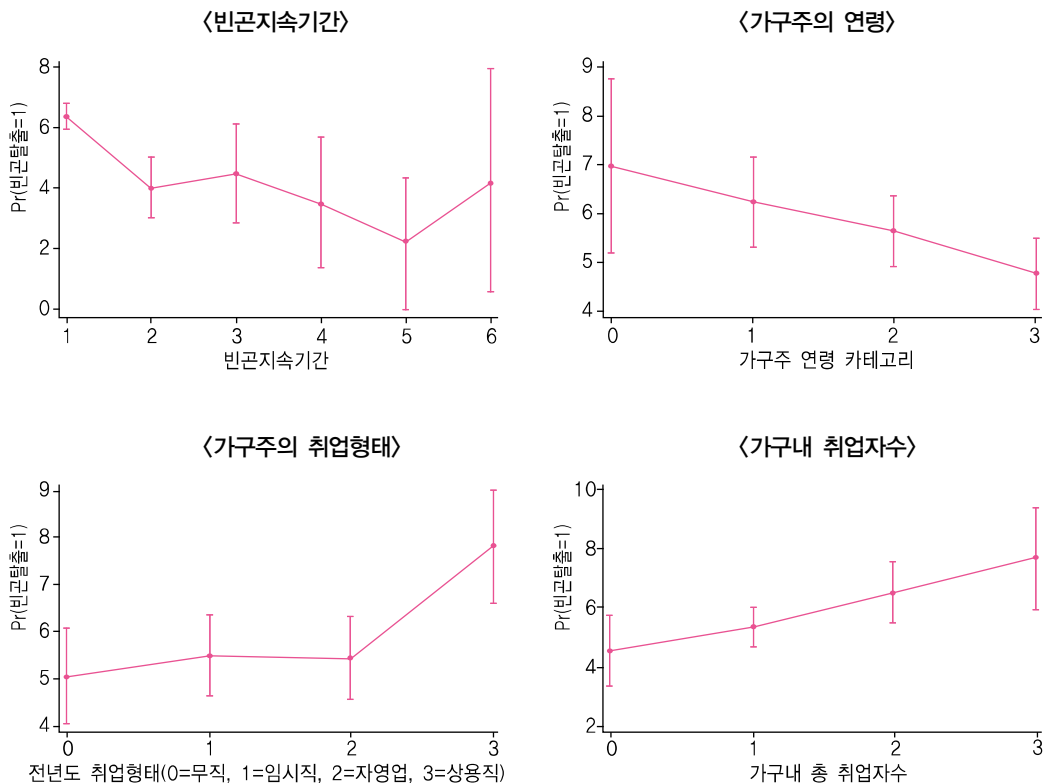
- 빈곤지속기간의 경우 빈곤지속기간이 1기인 경우 빈곤을 탈출할 확률⁵⁾은 63%이지만 빈곤지속기간이 2기 이상인 경우 오히려 빈곤탈출 확률은 1기의 경우보다 감소하는 것으로 나타남.
- 빈곤지속기간이 2기로 늘어날 경우 빈곤탈출 확률은 40%로 빈곤탈출 확률이 현저히 감소하여 빈곤지속기간이 1기일 때보다 23% 포인트 감소하는 것으로 나타났으며 이는 유의수준 1%에서 유의적인 결과임.
- 빈곤지속기간이 늘어날수록 빈곤탈출 확률은 더욱 감소하며, 특히 빈곤지속기간이 5기가 되면 빈곤탈출의 확률은 22%까지 떨어지는 것으로 나타나는데 이는 빈곤지속기간이 1일 때보다 빈곤탈출 확률이 42% 포인트나 낮아지는 것임.
- 가구내 취업자수가 증가하면 빈곤탈출의 확률은 크게 증가하는 것으로 나타났으며 취업자수가 3명 이상인 경우에 빈곤탈출 확률은 77%에 달하는 것으로 나타남.
- 가구내 취업자수가 2명 이상이 되면 취업자수가 0명인 가구와 비교하여 빈곤탈출 확률이 유의적으로 증가하여 가구내 취업자수가 2명일 때는 20% 포인트, 3명 이상일 때는 31% 포인트 더 높은 것으로 나타남.
- 이와 같은 결과는 저소득층 가구의 빈곤탈출을 위해서 가구의 취업지원 정책이 무엇보다 중요하다는 것을 보여줌.
- 연령에 따른 빈곤탈출 확률은 고령층(51~60세)에서 빈곤탈출 확률이 상대적으로 크게 떨어지는 것으로 나타남.
- 만 30세 이하 가구주의 경우 빈곤가구에 진입하더라도 빈곤탈출 가능성은 70%에 이르며 이는 유의수준 1%에서 유의적인 것으로 나타남.
- 만 31~50세 가구주의 경우에는 기준 가구인 만 30세 이하 가구주의 경우보다 빈곤탈출 확률이 떨어지지만 빈곤탈출 확률의 차이가 유의적인 수준은 아님.
- 하지만 가구주가 만 51~60세의 경우는 빈곤탈출 확률이 기준 가구인 만 30세 이하 가구주의 가구보다 약 22% 포인트 낮은 것으로 나타나며 그 차이도 유의수준 5%에서 유의적인 것으로 나타나 고령층의 경우 빈곤탈출이 상대적으로 어려운 것으로 분석됨.

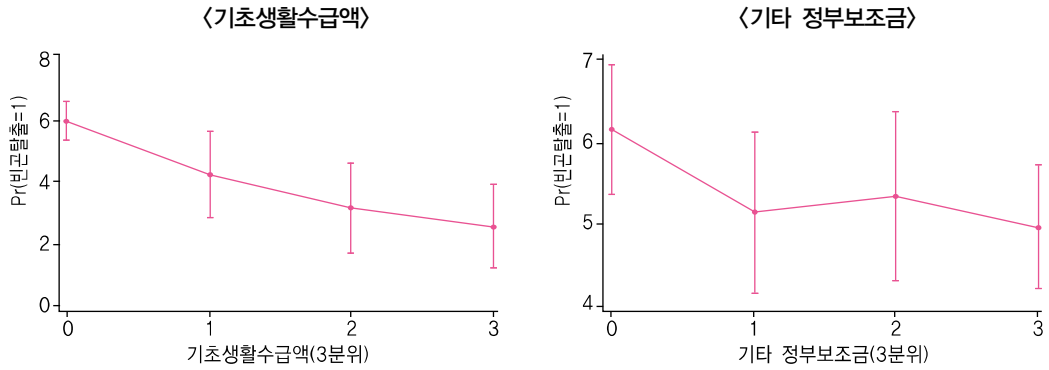
5) 가구들의 특성을 나타내는 다른 변수들 값이 평균값으로 일정하다고 가정할 때, 해당 변수의 값들에 대응되는 빈곤탈출의 예상 확률값을 의미함. 즉 이 경우는 빈곤지속기간 이외의 다른 변수들의 값은 평균값을 가진다고 가정할 때 빈곤지속기간이 1인 가구의 빈곤탈출 확률값을 의미하는 것임.

- 가구주의 취업형태에 따라서도 빈곤가구의 빈곤탈출 확률이 달라지는 것으로 나타났으며 가구주가 상용직 근로자인 경우 빈곤탈출 확률이 크게 높아지는 것으로 분석되었음.
- 가구주가 실업자이거나 혹은 무직자인 경우보다 임시직 근로자, 자영업자로 일하는 경우 빈곤탈출의 확률이 4% 포인트 증가하는 것으로 나타나기는 하지만 이러한 차이가 유의적이지는 않은 것으로 분석됨.
- 하지만 가구주가 상용직 근로자로 일하는 경우 빈곤탈출 확률은 무려 78%에 이르는 것으로 나타났으며 가구주가 실업자이거나 혹은 무직자인 기준 가구보다 빈곤탈출 확률이 약 28% 포인트 높아지는 것으로 나타남(유의수준 1%에서 유의적).
- 이러한 결과는 앞의 가구내 취업자수가 빈곤탈출에 미치는 결과와 함께 빈곤탈출에 있어서 취업지원 중심의 빈곤정책이 얼마나 중요한지를 다시 한 번 반증하는 결과라고 할 수 있음.
- 빈곤가구를 지원하는 대표적인 정부지원금인 기초생활보장지원금은 오히려 빈곤가구의 빈곤탈출을 저하시키는 것으로 나타남.
- 기초생활보장지원금을 아예 받지 않는 가구의 경우 빈곤탈출 확률이 60%에 이르는 것으로 나타났지만 기초생활보장지원금을 수급하는 가구의 경우 오히려 빈곤탈출 확률은 감소하는 것으로 나타남.
- 뿐만 아니라 기초생활보장수급액이 많으면 많을수록 빈곤탈출 확률은 더욱 감소하는 것으로 나타났는데 지원액을 1~3분위로 구분할 경우 가장 많은 3분위의 지원액을 수급하는 가구의 경우 빈곤탈출 확률은 26%로 기초생활지원을 수급하지 않는 가구보다 빈곤탈출 확률이 약 35% 포인트나 감소하는 것으로 나타남(유의수준 1%에서 유의적인 결과).
- 기초생활보장지원금을 많이 받을수록 시장에서 스스로 일하려는 근로유인이 감소하여 시장소득 기준의 빈곤탈출 가능성이 낮아진다는 주장을 뒷받침하는 결과로 해석할 수 있을 것임.
- 기초생활보장수급액을 제외한 기타 정부보조금에 있어서도 비슷한 현상이 나타나는 것을 알 수 있음. 즉 정부보조금을 수급하는 가구에서의 빈곤탈출 확률은 그렇지 않은 가구보다 더 낮은 것으로 나타남.
- 정부지원금을 받지 않는 가구의 경우 빈곤탈출 확률은 약 62%인 것으로 나타난 반면 정부지원금을 수급하는 경우 빈곤탈출 확률은 전체적으로 이보다 낮은 것으로 나타남.

- 특히 정부지원금을 가장 많이 수급하는 가구는 정부지원금을 수급하지 않는 가구보다 빈곤탈출 확률이 약 12% 포인트 낮은 것으로 분석됨(유의수준 5%에서 유의적인 결과).
- 이 밖에도 가구의 교육수준, 결혼 여부 등이 빈곤탈출에 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타남.
- 가구의 학력이 중졸 이하이거나 고졸인 경우 빈곤탈출의 가능성에 아무런 차이가 없는 것으로 나타나지만 가구주가 대졸의 학력을 가지는 경우 중졸 이하 학력의 가구주보다 빈곤탈출 가능성이 약 10% 포인트 높은 것으로 나타남(유의수준 10%에서 유의적).
- 가구주가 결혼을 했지만 배우자가 없는 경우(이혼, 사별)라도 가구주가 미혼인 가구보다 빈곤탈출 확률은 17% 포인트 증가하는 것으로 나타났으며 가구주가 결혼을 하고 배우자가 있는 경우에는 빈곤탈출 확률이 미혼 가구보다 28% 포인트가 증가하는 것으로 나타남(유의수준 1%에서 유의적인 결과).

주요 변수의 변화에 따른 빈곤탈출 확률의 변화 추이





주: 그래프상의 수직선은 95%의 신뢰구간을 나타내며, 해당 변수의 범주화된 각 구분점들에서의 확률값은 다른 가구변수들의 평균값에서 추정된 예측치임.

▶ 분석 결과에 따르면 빈곤감소를 위한 바람직한 대책은 빈곤층에 대한 정부의 무분별한 지원이 아니라, 빈곤층의 근로유인을 강화하는 것이라 할 수 있음.

- 당장의 빈곤 및 소득분배의 불평등 완화에 초점을 맞춰 논의하고 있는 기초생활보장 정책들은 근로 여부와 무관하게 일정 소득을 보장해줌으로써 근로가능 수급자들의 근로의욕 상실을 초래
- 근로활동을 통해 소득이 일정 수준을 초과하게 되면, 기초수급자 자격이 박탈되어 생계급여와 함께 80여 개의 저소득층 지원사업 혜택 중 상당수를 일시에 일괄 포기해야 하는 부담이 발생
- 탈수급 유인 약화는 스스로 빈곤에서 벗어나려는 의지를 저하시키고 결과적으로 복지서비스에 대한 재정 부담을 증가시켜 복지정책의 지속성을 저해할 것임.
- 물론 근로능력이 없고 시장에서의 경제활동이 어려운 사람에게는 정부의 지원이 반드시 있어야 하지만, 근로능력이 있는 사람에게는 시장에서 스스로의 경제활동을 통해 빈곤을 탈출할 수 있는 유인책을 제공해야 하며 그런 의미에서 복지혜택 및 정부지원은 도움이 반드시 필요한 사람에게 선별적으로 제공할 필요

▶ 국민기초생활보장 제도의 근로·탈수급 유인체계의 제고를 위해, 노동활동에 적극적으로 참여할 수 있는 동기 부여를 목적으로, 근로능력이 있는 수급자에 대해서는 수급기간의 제한을 신중히 검토하고 취업을 유도하는 방안을 고려할 필요

- 현재 근로능력이 있는 수급자들에 대한 수급기간 제한은 없음. 정부의 지원이 증가하고, 빈곤지속기간이 길어질수록 빈곤가구의 빈곤탈출 확률이 줄어든다는 점을 감안하여 근로능력이 있는 빈곤가구에 한하여 수급기간의 제한을 도입하여 근로유인을 강화하는 방안을 고려할 수 있을 것임.

- 한편 현재는 생계·주거 급여 및 의료급여가 기초생활보장지원 예산의 90% 이상을 차지하는 반면, 근로능력 수급자의 자활과 탈수급을 지원하는 자활급여의 비중은 상대적으로 매우 작아 근로유인 기능이 떨어짐.
 - 생계·주거 급여 및 의료급여의 일정 부분을 자활급여 예산으로 전환할 수도 있겠지만, 수급기간 제한으로 인해 절약된 기초생활보장 예산의 일부를 자활급여에 활용할 수도 있을 것임. 이는 정부의 복지지출 규모를 늘리지 않아 재정 부담을 최소화시킬 수 있을 것으로 사료됨.
- ▶ 분석 결과에 의하면 빈곤가구의 빈곤탈출에 중요한 영향을 미치는 요인은 가구주의 취업과 가구원 내 취업자수이므로 가구의 취업을 장려하고 취업기회를 확대할 수 있는 취업서비스 강화에 중점을 둘 필요
- 근로능력이 있는 가구의 경우 현금성 지원보다는 직업훈련, 재취업기회 알선, 맞춤형 취업정보 제공 등 취업서비스를 확대하는 한편 취업강화 프로그램을 개발할 필요
 - 현실적으로 고용지원서비스가 빈곤층에게 큰 도움이 되지 못하고 있는 문제점을 개선할 필요가 있음.
 - 빈곤가구 근로자의 특성과 욕구에 부합하는 직업훈련 및 기술교육을 지원하고 이를 고용과 연계시킬 수 있는 고용정책도 검토할 필요
 - 빈곤층의 취업을 확대하기 위해서는 시장에서도 양질의 일자리가 지속적으로 창출되어야 하기 때문에 기업의 일자리 창출 환경을 지속적으로 개선해 나갈 필요
 - 기업 활동에 대한 규제를 완화하여(법인세 인하, 새로운 사업 진출에 대한 규제 완화, 기업의 투자 인센티브 확대 등) 기업 스스로 일자리를 창출할 수 있는 환경을 조성할 필요가 있음.
- ▶ 요컨대 향후 복지정책은 근로능력이 없는 빈곤층에 대해서는 보호를 강화하되, 근로능력이 있는 수급자에 대해서는 자발적 근로 및 탈수급 노력을 경주할 수 있도록 근로연계성을 제고하는 것이 중요
- 수급자의 근로의욕을 고취하여 빈곤에서 벗어날 수 있는 유인을 강화하는 것이 복지정책의 지속가능성을 공고히 하는 지름길
 - 최근 세계 각국들도 저출산·고령화 및 사회복지재정의 건전성 문제를 겪으면서 복지제도를 수혜차원(welfare)으로 접근하기보다는 근로연계복지(workfare)로 발전시키려는 노력을 경주하고 있다는 사실을 주지할 필요



I. 서론

- ▶ 우리나라는 1990년대 초반부터 꾸준히 증가한 빈곤율이 아직까지 크게 줄어들지 않고 있어, 최근 빈곤층에 대한 복지정책을 더욱 확대해야 한다는 논의가 심화되고 있음.
 - 통계청이 발표한 자료에 따르면 2인 이상 도시 가구, 시장소득 기준 1991년 상대빈곤율¹⁾은 7.2% 수준이었으나 2009년 15.4%로 크게 증가하였으며 2013년에도 14.5%로 여전히 높은 수준에 머물러 있는 상황
 - 동일 기준의 절대빈곤율도 2003년 7.8%에서 2009년 10.9%로 큰 폭으로 증가하였으며, 2012년에도 9.1% 수준으로 크게 줄어들지 않고 있음.
- ▶ 우리나라의 복지지출은 급속히 증가하고 있는 추세이며 고령화 속도를 고려할 때 향후 복지지출의 증가는 더욱 가속화될 것으로 전망되고 있어 국가재정에 부담이 될 것으로 우려됨.
 - 우리나라 복지분야 지출액(중앙정부 최종예산 기준)은 2004년 44.1조 원에서 2013년 97.4조 원으로 120.9% 증가
 - 이에 따라 동(同) 기간 우리나라 총지출 대비 복지분야 지출비중도 22.4%에서 27.9%로 가파르게 상승
- ▶ 현재의 복지정책들만 해도 재정적인 부담에 부딪혀 지속가능성에 한계를 드러내고 있는 상황을 고려하면 근로유인을 촉진할 수 있는 생산적인 복지정책으로의 개선방안 마련이 시급한 실정
 - 정부가 운용하고 있는 복지정책들은 빈곤층을 금전적으로 보조하여 최저생활을 보장함으로써 당장의 빈곤을 완화하고 생활안정을 도모할 수 있는 긍정적인 역할을 기대할 수 있음.
 - 그러나 빈곤완화에 초점을 둔 이러한 복지정책들은 근로 여부와 관계없이 일정 소득

1) 개인기준 중위소득의 50% 미만

을 보장해주기 때문에, 근로능력이 있는 수급자들의 탈수급 유인을 약화시켜 스스로 빈곤에서 벗어나려는 의지를 저하시킬 가능성이 있으며, 이로 인한 지속적인 복지지출은 재정적인 부담을 가중시키는 반면 빈곤층의 빈곤탈출에는 오히려 부정적인 영향을 미칠 수 있음.

- ▶ 이러한 상황을 감안하여 실제로 빈곤가구에 대한 정부의 지원이 빈곤가구의 탈빈곤을 돕고 일반가구의 진입을 효과적으로 지원하는지 엄밀히 검토할 필요가 있음.
 - 빈곤층지원 복지정책이 탈빈곤을 돕고 빈곤가구의 노동시장 진입에 기여하여 복지-고용-경제성장의 선순환을 유인하는지 살펴보고 향후 바람직한 복지정책에 대한 시사점을 제시할 필요
- ▶ 본 연구의 목적은 우리나라 복지정책이 빈곤가구의 탈빈곤에 미친 영향을 검토하고, 실제 빈곤가구의 탈빈곤 결정요인을 분석함으로써 빈곤가구의 빈곤탈출을 위한 바람직한 정책방향을 제시하는 것임.
 - 이와 함께 재원조달의 구체적인 방안 없이 확대일로로 치닫고 있는 우리나라 복지정책의 현실에 비추어 향후 지속가능한 복지정책을 정착시키기 위한 바람직한 방향도 모색하고자 함.

II. 가구빈곤 수준의 측정과 우리나라의 가구빈곤 수준 현황

1. 가구빈곤 수준의 측정: 절대적 가구빈곤율과 상대적 가구빈곤율

- ▶ 절대적 가구빈곤율은 전체 사회의 소득분포와 관계없이 가구의 월 소득이 매년 정부에서 발표하는 최저생계비에 미치지 못하는 가구의 비율을 의미
 - 한 사회에서 얼마나 많은 가구들이 의식주 등 인간의 기본적인 욕구를 해결하지 못하고 있는지에 관한 개념임.
- ▶ 이는 절대적 가구빈곤율의 개념이 ‘결핍’에 주목하고 있음을 뜻함.
 - 가구의 절대적 빈곤은 소득이 지나치게 부족해 생계유지가 어려운 상태로, 절대 소득의 증가 혹은 감소가 생계유지는 물론 빈곤의 탈출/진입에 즉각적인 영향을 미치므로 경제성장 및 사회의 전반적인 수준 향상 여부와 연관한 생존차원의 관점에서 빈곤에 접근
- ▶ 상대적 가구빈곤율²⁾은 가구원수에 따라 표준화³⁾한 가구연간소득을 크기순으로 정렬한 상태에서 중위소득(정중앙에 위치한 소득)의 일정 수준(40%, 50%, 60%)에 미달하는 가구의 비율을 의미함.

[표 1] 빈곤선(상대적 가구빈곤율의 측정 기준)의 구분

중위소득 대비	40%	50%	60%
구분 ^주	강한 빈곤선 (‘strict poverty’ line)	OECD 사용	EU, OECD 사용

주: 빈곤선을 중위소득의 몇 %로 설정할 것인가와 관련해서 국제적 합의는 존재하지 않음.

자료: 한국보건사회연구원(2013), 『2013년 빈곤통계연보』

- 2) 상대적 ‘가구빈곤율’과 구분할 필요가 있는 상대적 ‘빈곤율’은 소득이 중위소득의 일정 수준(40%, 50%, 60%) 미만인 계층이 전체 ‘인구’에서 차지하는 비율을 뜻함. 여기서 중위소득이란, 인구를 소득순으로 나열했을 때, 한가운데 있는 사람의 소득을 말함. 예를 들어, 2011년도 우리나라 전국가구의 가처분소득 기준의 상대적 ‘빈곤율’은 15.2%인데 이것은 우리나라 인구 전체를 연간소득순으로 한 줄로 세웠을 때 정확히 중간에 있는 사람의 소득이 4,000만 원이라고 하면 중위소득 50%의 경우를 적용했을 시 2,000만 원 미만인 사람의 비율이 15.2%라는 의미임(통계청, 통계이해-통계용어 지표이해-제6장 가계통계 부문-상대적 빈곤율).
- 3) 가구원수가 다르면 동일한 후생수준 유지에 필요한 소득이 다른 점을 반영하여, 가구소득을 가구원수의 제곱근으로 나눔.

- 동일 사회 내의 다른 가구들과 비교하여, 얼마나 많은 가구가 다수의 가구가 누리는 생활수준에조차 미치지 못하는 '상대적 박탈감' 속에 놓여 있는지에 관한 개념임.

▶ 이는 상대적 가구빈곤율의 개념이 '결핍' 외에도 '상대적 격차' 문제에 주목하고 있음을 말함.

- 절대 소득이 증가하더라도 상대적 빈곤문제는 여전히 존재하고 심지어 더욱 악화될 수 있는 만큼, 함께 살고 있는 평균소득 가구에서 향유하고 있는 최소한의 생활수준을 유지하는 것이 가능한가에 대해 관심을 가짐.

- 즉, 상대적 가구빈곤율은 경제성장과 사회발전 외에도 대다수의 사회구성원이 누리는 최소한의 생활수준 영위 여부와도 관련하여 복지의 관점에서 빈곤을 바라봄.⁴⁾

▶ 가구빈곤의 척도로서 절대적 가구빈곤율은 가구소득이 최저생계비 이하이면 모두 빈곤가구로 분류하고 있어 최저생계비 이하의 저소득 가구가 대부분인 사회에서 정확한 빈곤 수준을 측정할 수 있는 장점을 지님.

- 예를 들어 사회구성원의 90%가 최저생계비에 못 미치는 저소득 가구에 해당할 경우, 상대적 가구빈곤율과는 달리 전체 가구의 90%에 이르는 모든 해당 가구를 빈곤가구로 분류할 수 있음.

▶ 반면에 제기되는 문제점으로는 ① 현실과의 괴리성, ② 자의적인 빈곤율 측정 가능성 등이 있음.

- 절대적인 소득기준으로 최저생계비를 장기간 사용하는 경우, 생존의 수준에만 관심을 갖고 일반 국민의 생활수준은 전혀 고려되지 않아 현실과 동떨어진 기준선이 될 수 있음.

• 최저생계비의 장기간 사용은 물가반영 문제 등 현실과 동떨어질 가능성을 동반

• 실제로 우리나라 최저생계비 산정기준은 제도가 도입된 2000년 이래 매년 인상되었긴 하지만, 산정방식이 14년째 바뀌지 않아 생계비가 제대로 고려되지 않는 대도시 수급자들이 상대적으로 피해를 보는 등 문제점이 노출되었음.⁵⁾

- 또한 절대적 빈곤의 판단기준(빈곤선)이 되는 최저생계비 산정을 위해 식료품이나 최소한의 필수 품목을 선정하고 가격을 결정하는 과정에서 자의성이 개입될 소지가 있음.

4) 주성주(2003), 「사회복지정책」, 한양대학교 출판부

5) 보건복지부 '기초생활보장제도 맞춤형 급여체계 개편' 웹사이트

(http://www.mw.go.kr/sotong/cy/scy0102ls.jsp?PAR_MENU_ID=12&MENU_ID=12040502)

- 최저생계비는 중앙생활보장위원회(위원장: 보건복지부 장관)에서 인간생활에 필수적인 물품에 대하여 최저 수준을 정한 후 이를 화폐가치로 환산한 총합을 구하는 방식을 따르는데, 그 과정에서 필수품 선정이나 얼마나 필요한지에 대해 자의적이고 모호한 결정을 내릴 소지가 존재함.⁶⁾

▶ 상대적 가구빈곤율은 경제·사회적 발전으로 그 사회의 소득수준이 높아지면 빈곤선 또한 높아져 사회의 생활수준 변화를 반영한 빈곤 수준을 고려할 수 있다는 점에서 장점을 지님.

- 상대적 가구빈곤율은 중위소득과 연관시켜 빈곤선을 설정하므로, 전체 국민의 소득 수준의 향상과 같은 변화를 고려하여 상대적인 저소득을 판정, 빈곤 측정에 반영함으로써 현실과의 괴리를 감소시킬 수 있음.

▶ 그러나 저개발국처럼 국민 대다수가 빈곤할 경우, 상대적 빈곤개념의 적용은 현실적이지 못해 상대적 가구빈곤율의 사용에 제한이 있는 단점이 있음.

- 예를 들어 사회구성원의 90%가 극빈 가구라 하더라도 상대적 가구빈곤율은 빈곤을 상대적인 개념으로 바라보기 때문에 이들 모두를 빈곤층으로 분류하여 빈곤 수준을 계측하지 않게 됨.

2. 우리나라의 가구빈곤 수준 현황

▶ 우리나라의 가구빈곤율은 2006~2012년 사이 약 2% 포인트 증가하며 빈곤 수준이 악화되고 있음.

- ① 절대적 가구빈곤율이나 상대적 가구빈곤율이나, ② 시장소득 기준이나 가처분소득 기준이나, ③ 상대적 가구빈곤율의 빈곤선을 중위소득의 몇 %로 정하느냐에 따라 다수의 가구빈곤율 산정치가 존재하나 빈곤 수준의 악화는 공통된 양상
- 절대적 가구빈곤율의 6년 새(2006~2012년) 증가분
 - 시장소득 기준: 2.5% 포인트
 - 가처분소득 기준: 1.6% 포인트
- 상대적 가구빈곤율의 6년 새(2006~2012년) 증가분

6) 보건복지부 '기초생활보장제도 맞춤형 급여체계 개편' 웹사이트
(http://www.mw.go.kr/sotong/cy/scy01021s.jsp?PAR_MENU_ID=12&MENU_ID=12040502)

- 시장소득 기준: 2.8% 포인트(중위소득 40%), 2.3% 포인트(중위소득 50%), 1.9% 포인트(중위소득 60%)
- 가처분소득 기준: 2.1% 포인트(중위소득 40%), 2.1% 포인트(중위소득 50%), 1.3% 포인트(중위소득 60%)

[표 2] 우리나라의 가구빈곤 수준 현황(2006~2012년)

(단위: %)

연도	절대적 가구빈곤율		상대적 가구빈곤율					
	시장소득	가처분소득	시장소득			가처분소득		
			중위 40%	중위 50%	중위 60%	중위 40%	중위 50%	중위 60%
2006	14.2	11.6	15.0	19.9	25.0	12.0	16.8	22.6
2007	14.8	11.9	15.7	20.3	26.1	12.5	17.6	23.4
2008	15.7	12.6	16.4	21.2	26.4	13.0	18.2	23.7
2009	17.9	14.1	17.5	22.0	27.1	13.8	19.0	24.7
2010	17.6	13.7	18.4	22.7	27.5	14.2	18.7	24.5
2011	17.6	13.9	18.0	22.5	27.1	14.3	18.7	24.3
2012	16.7	13.2	17.8	22.2	26.9	14.1	18.9	23.9

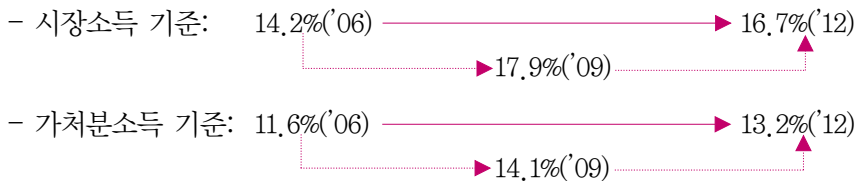
주1: 전체가구(1인 가구 포함)에서 소득파악이 어려운 농·어가를 제외하고 산정된 수치

주2: 시장소득(세전소득) = 근로소득 + 사업소득 + 재산소득 + 사적이전소득

주3: 가처분소득 = 시장소득 + 공적이전소득(공적연금, 기초노령연금, 사회수혜금, 세금환급금 등) - 공적비소비지출(경상조세, 연금, 사회보험 등)

자료: KOSIS 국가통계포털, 한국보건사회연구원(2013), 「2013년 빈곤통계연보」

- ▶ 절대적 가구빈곤율의 경우, 2006년 이후 꾸준히 높아지다가 세계 금융위기가 있었던 2009년에 급등하며 정점에 도달한 후 하락세를 보이고 있지만 전체적으로 증가 추세를 시현



- ▶ 상대적 가구빈곤율도 2006년부터 상승세를 거듭하는 가운데 세계 금융위기를 한 해 넘긴 2010년까지 치솟은 후⁷⁾ 주춤하고 있으나 전체적으로 증가 추세를 보임.

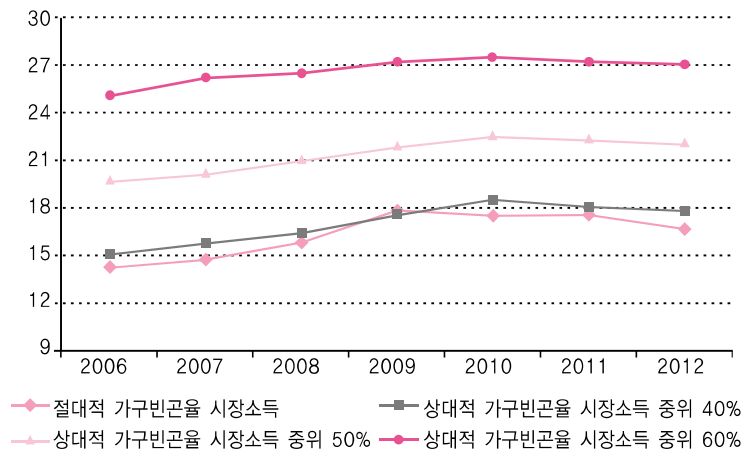
- 상대적 가구빈곤율은 가구연간소득이 중위소득의 x% 미만인 가구의 비율로서, 이 수치가 y%라면 '소득이 중간정도에 해당하는 가구의 x%도 못 버는 가구가 y%에 달한다'는 의미

7) 가처분소득 기준, 중위소득의 40%와 50% 경우는 예외

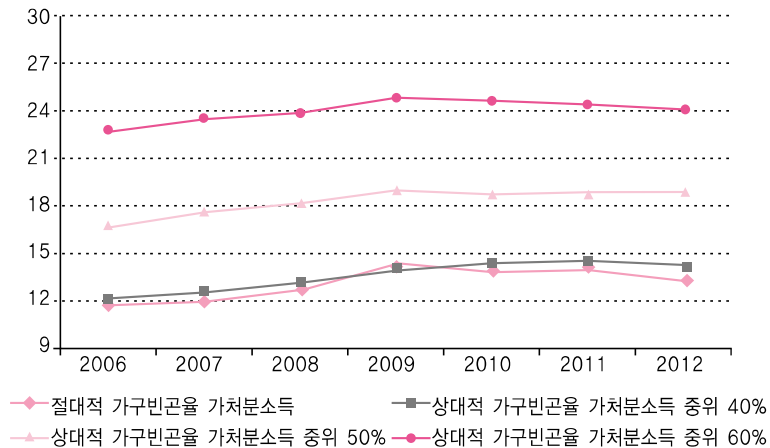
- x=40%의 경우: 시장소득 기준 y는 15.0%('06) → 18.4%('10) → 17.8%('12),
가처분소득 기준 y는 12.0%('06) → 14.2%('10) → 14.1%('12)
- x=50%의 경우: 시장소득 기준 y는 19.9%('06) → 22.7%('10) → 22.2%('12),
가처분소득 기준 y는 16.8%('06) → 18.7%('10) → 18.9%('12)
- x=60%의 경우: 시장소득 기준 y는 25.0%('06) → 27.5%('10) → 26.9%('12),
가처분소득 기준 y는 22.6%('06) → 24.5%('10) → 23.9%('12)

▶ 앞서 우리나라의 빈곤 수준 현황을 보이기 위해 기술된 두 가지 가구빈곤율은 빈곤 기준의 차이로 계측치 수준은 다르지만, 변화 양상은 서로 비슷한 모습을 띠고 있음.

[그림 1] 절대적 가구빈곤율과 상대적 가구빈곤율의 변화 추이 비교(시장소득 기준)



[그림 2] 절대적 가구빈곤율과 상대적 가구빈곤율의 변화 추이 비교(가처분소득 기준)



- ▶ 비슷한 변화 추이를 보이는 절대적 가구빈곤율과 상대적 가구빈곤율은 실제로도 높은 상관도를 보이고 있어 우리나라의 가구빈곤 수준에 대한 ‘변화’ 추세를 분석하는 데에 두 빈곤율 간에 큰 차이가 없음을 알 수 있음.

[표 3] 절대적 가구빈곤율과 상대적 가구빈곤율의 상관관계(시장소득 기준)

상관계수 (시장소득 기준)	상대적 가구빈곤율		
	중위소득 40%	중위소득 50%	중위소득 60%
절대적 가구빈곤율	0.945	0.950	0.935

[표 4] 절대적 가구빈곤율과 상대적 가구빈곤율의 상관관계(가처분소득 기준)

상관계수 (가처분소득 기준)	상대적 가구빈곤율		
	중위소득 40%	중위소득 50%	중위소득 60%
절대적 가구빈곤율	0.931	0.925	0.957

- ▶ 이에 근거하여, 본 연구에서는 데이터의 한계로 사용이 어려운 절대적 가구빈곤율을 대신해 상대적 가구빈곤율을 활용하여 연구를 진행하고자 함.
 - 절대적 빈곤개념 적용 시, 한국복지패널 데이터의 분석가구수가 현저하게 감소하여 계량분석 수행에 제약이 발생
 - 이러한 가운데 본 분석의 초점은 가구빈곤율을 무엇으로 설정해야 하는가가 아니라 우리나라 가구들의 빈곤층 진입 후 빈곤층 탈출 요인을 분석하는 빈곤여부의 ‘변화’에 있다는 점을 주지할 필요
- ▶ 현재 OECD 회원국들 등 상당수의 선진국들은 빈곤 수준 측정을 위한 보편적인 통계기준으로 절대적 빈곤율을 대신해 상대적 빈곤율을 사용하고 있으며, 국내·외 연구에서도 상대적 빈곤율을 일반적으로 활용하고 있음.



III. 기존 연구 검토

- ▶ 빈곤가구의 결정요인 및 빈곤탈출 요인 등을 연구한 기존의 문헌들은 다수 존재하며 주로 가구형태나 경제활동 특성 등을 중심으로 빈곤가구에 대한 정태적 혹은 동태적 분석을 시행함.
 - 임세희(2006)는 한국노동패널의 5개 연도 자료를 사용하여 근로가능 연령대의 빈곤 탈출 요인을 분석함.
 - 생명표 분석과 이산시간 모형을 이용하여 취업 여부뿐만 아니라 취업의 질도 빈곤탈출에 영향을 미치는 것으로 확인함.
 - 빈곤기간과 비근로소득의 변화가 빈곤탈출에 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 보고함.
 - 구인회(2005)는 한국노동패널조사 1998~2003년의 자료를 이용하여 빈곤지속기간에 관하여 연구하였는데 우리나라의 경우 빈곤에 진입한 사람들의 3/4 정도가 2년 안에 빈곤을 탈출하는 것으로 나타났으며, 노인가구, 여성가家主 등에서 장기빈곤의 경향이 높은 것으로 분석함.
 - 황덕순(2001)은 1998~2000년의 분기별 도시가계조사자료를 패널데이터로 연결하여 1997년 말 경제위기 이후 빈곤의 동태적 추이와 빈곤의 진입 및 탈출을 결정하는 요인을 분석
 - 로짓분석 결과, 가구의 빈곤여부에 영향을 미치는 중요한 변수들은 가구유형, 가구주의 연령, 가구주의 교육수준 및 직종, 가구원수 및 취업가구원수 등으로 나타남.
 - 빈곤으로부터의 탈출을 촉진하는 가장 중요한 정책수단은 가구 내 근로능력자들의 취업기회 확대라는 정책적 시사점을 도출
 - 금재호·김승택(2001)도 한국노동패널조사(1998~2000년, 제1~3차년도)를 이용하여 도시지역 빈곤가구들의 특징을 분석하며 빈곤의 진입과 탈출에 결정적인 요인을 발견함.
 - 우리나라는 매년 20% 정도의 가구가 빈곤상태에 놓여있으며, 경기적 요인에 의한 일시적 빈곤가구의 비중이 높고, 빈곤으로의 진입과 이탈이 활발한 것으로 분석
 - 로짓모형을 이용하여 빈곤의 동태적 이행과정을 파악한 결과 빈곤의 진입과 탈출에

‘주 평균 가구근로소득’과 ‘순자산 규모’의 변화가 결정적 요인임을 발견하였으며, 단순한 소득지원정책보다는 고용연계형 복지정책이 빈곤해결에 핵심적임을 주장

- 심상용(2006)은 도시가계조사, 한국은행의 국민계정, 통계청 KOSIS 및 KOIST 등을 사용하여 근로빈곤을 발생·확대시키는 사회구조적 요인들을 실증분석
 - 관련 자료로부터 거시데이터를 구성하여 시계열 자료를 이용한 다중회귀분석을 실시
 - 포드주의(Fordism) 성장기에는 경제성장이 근로빈곤을 완화하는 선순환관계에 있었으나 포드주의 이후에는 경제성장이 노동소득분배 악화와 관련이 있으며 근로빈곤층 규모가 확대되었다고 주장
 - 사회복지지출 변수로 국민부담률을 사용한 결과 사회복지지출은 근로빈곤을 완화시키는 데 영향을 미치지 못하는 것으로 나타남.
- 조막래·이순이(2012)는 여성들의 노동시장 참여가 개별 가구의 빈곤탈출에 어떠한 영향을 미치는지 한국노동패널을 이용하여 분석
 - 여성들이 노동시장에 참여하는 2인생계부양형태 가구가 1인생계부양형태 가구보다 빈곤지속기간이 더 긴 것으로 확인
 - 2인생계부양형태 가구는 빈곤탈출 이후 1년 이내 재진입률도 더 높은 것으로 나타남.
 - 빈곤지속기간이 증가할수록 빈곤탈출 확률이 감소하는 것으로 확인됨.
- 김기승·조용수(2007)는 우리나라의 빈곤문제에 대한 대응방향을 검토하기 위해 한국노동패널의 제3~7차년도 자료를 사용하여 연령별 빈곤 진입 및 탈출에 대한 제반 사회경제적 변수들의 영향력을 실증분석함.
 - 30대 이하 가구에선 연령이 낮고 가구내 취업자수가 많을수록 그리고 학력이 높을수록 빈곤탈출이 빠른 것으로 나타났으며, 40대 가구에서도 30대와 유사한 결과가 나타나지만 학력의 경우에는 유의미한 결과를 갖지 않는 것으로 분석함.
 - 동 연구는 개인의 특성보다는 취업관련 변수들이 유의미한 영향력을 가지는 점에 기초하여 질 좋은 일자리 창출이 중요하며, 각 세대별로 빈곤에 영향을 미치는 가구의 특성이 상이하기 때문에 세대별 특성에 맞는 빈곤정책이 필요함을 시사함.
- Crandall and Weber(2004)는 1990년대 미국의 빈곤을 주제로 일자리 증가, 사회적 자본, 빈곤의 지역분포 등이 빈곤 수준의 변화에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 센서스 자료를 사용, OLS 회귀 분석을 수행
 - 분석결과 일자리 증가는 빈곤 감축에 효과가 있었고, 빈곤이 높은 지역에서 사는 것은 빈곤의 탈출을 더디게 했으나, 일자리 증가의 빈곤탈출 효과는 빈곤이 높은 지역에서 더 두드러짐을 밝힘.

- 사회적 자본의 증가도 빈곤의 감소에 영향력을 가지며, 높은 빈곤 지역에서 그 영향력이 더욱 컸음을 주장함.
- 또한 인접한 지역의 빈곤 감소가 인근 지역에서의 빈곤 감소에 영향을 미치는 것으로 나타나 빈곤 감소에 지리학적인 스프illo버 효과가 있음을 규명함.

▶ 본 연구는 빈곤탈출의 요인으로서 복지 및 정부지원도 포함하여 빈곤탈출의 결정 요인을 총체적으로 검토한다는 측면에서 기존 연구와 차별화

- 기존의 연구는 빈곤의 기간과 가구의 특성만을 고려하고 사회복지지출을 요인분석에는 포함하지 않아 실제로 복지지출이 빈곤탈출에 어떠한 영향을 미치는지를 연구한 사례는 거의 없음.
- 실제로 빈곤탈출에 영향을 미쳤을 수 있는 복지 수급액을 고려하지 않았기 때문에 기존의 연구에서 제시한 다른 변수들의 계수값도 편의(bias)가 발생하였을 가능성을 배제할 수 없음.
- 기존의 연구는 대부분 가계동향조사와 노동패널을 사용하여 분석이 이루어졌는데 본 연구에서는 저소득층의 샘플이 상대적으로 많은 한국복지패널을 이용한다는 점에서 기존 연구와 차별화
- 한국복지패널을 바탕으로 빈곤탈출의 결정요인을 분석하되 근로능력이 있는 가구만을 대상으로 추가로 분석하여, 근로능력이 있는 가구에서 정부의 보조금(복지지출)이 빈곤탈출에 어떠한 영향을 미치는지도 분석할 예정
- 분석결과를 바탕으로 빈곤가구의 빈곤탈출을 위한 정책적 시사점을 도출



IV. 실증분석 모형 및 데이터

▶ 실증분석을 위해서는 한국복지패널 1차년도~8차년도⁸⁾의 8개 연도 데이터를 사용하였음.

- 한국복지패널은 지역적으로는 제주도, 가구유형으로는 농·어가를 포함하는 등 패널 조사로는 드물게 전국적인 대표성을 가지고 있어 전국의 표본을 대상으로 연구를 진행할 수 있다는 장점이 있음.
- 한국복지패널은 표본추출 시 중위소득 60% 미만 저소득층에 전체 표본의 약 50%를 할당하였기 때문에 국내 패널조사 가운데 가장 많은 저소득층 가구를 포함하고 있어 빈곤가구를 연구하기에 가장 적합하다는 특징을 가지고 있음.
- 물론 기본 조사가 조사 수행시점의 전년도 생활실태 등을 대상으로 진행되기 때문에 조사 시 회상의 문제가 발생할 수는 있으나 대부분의 패널자료도 같은 방식으로 진행되고 있어 이는 한국복지패널만의 문제가 아님.

▶ 한국복지패널에서 시장소득을 기준으로 중위소득 50% 미만의 가구를 빈곤가구로 선정하여 분석에 사용

- 절대적 빈곤기준을 샘플에 적용하는 경우 분석에 사용하는 샘플의 수가 충분하지 않고 빈곤기간을 산정하는 과정에서 분석대상에서 제외되는 가구가 추가로 발생하여 샘플 수가 더욱 줄어드는 문제 발생
- 본 연구는 빈곤탈출에 영향을 주는 요인을 분석하는 것이 주목적인 만큼 분석을 위한 샘플을 확보하기 위해서 시장소득 기준 중위소득의 50% 미만에 해당하는 가구를 빈곤기준으로 적용하여 해당 가구들의 빈곤탈출 요인을 분석하고자 함.
- 가구의 소득은 균등화 지수를 사용하여 표준화하고 이것의 중위소득을 산정한 후 중위소득의 50%를 기준으로 빈곤가구를 구분

$$\text{가구 균등화 소득} = \frac{\text{가구 시장소득}}{\sqrt{\text{총 가구원수}(n)}}$$

8) 1차년도 데이터는 2006년에 조사가 이뤄진 2005년 말 기준의 데이터이며, 8차년도 데이터는 2013년에 조사가 이뤄진 2012년 말 기준의 데이터로 구성되어 있음.

- 데이터 분석을 위해 편의적으로 빈곤의 기준을 선정하는 것이며 빈곤층 지원을 위한 빈곤선 선정 기준의 가치판단과는 무관함.

▶ 빈곤탈출의 결정요인 분석을 위해 종속변수로는 빈곤가구의 해당 여부를 나타내는 변수를, 독립변수로는 기존 문헌에서 사용되는 주요 변수와 본 연구에서 살펴보고자 하는 주요 복지지출 관련 변수들을 사용하였음.

- 종속변수인 빈곤가구의 해당 여부는 빈곤가구일 경우 0의 값을, 빈곤가구를 탈출하여 일반가구로 진입하게 되면 1의 값을 가지도록 설정
- 해당 가구가 빈곤층에 얼마나 오랫동안 노출되었는지를 고려하기 위해 빈곤지속기간의 변수를 생성
 - 빈곤지속기간은 빈곤가구에 진입한 후 일반가구로 진입(빈곤가구를 탈출)할 때까지의 기간을 의미
 - 예를 들어 2008년에 일반가구였던 가구가 2009년에 빈곤층에 진입하였다가 2011년에 빈곤층을 탈출하였다면 이때 빈곤기간은 2009년에 1의 값을, 2010년에는 2의 값을 가지는 것으로 코딩
 - 패널데이터에서 빈곤기간을 통제하는 경우 절단(censoring)의 문제가 발생하는데 본 연구에서는 기존 연구에서 사용한 방식에 따라 좌측 절단된 기간은 분석에서 제외
 - * 2005년부터 시작하는 한국복지패널의 경우⁹⁾ 2005년 처음부터 빈곤가구에 해당되고 있는 가구들은 언제부터 빈곤가구였는지, 즉 이전부터 빈곤가구였는지 아니면 2005년 처음 빈곤가구에 진입한 것인지 빈곤지속기간을 산정하기 어려운 좌측 절단의 문제가 발생
 - * 일반적인 연구에서는 좌측 절단 사례의 포함여부가 분석결과에 영향을 미치지 않았다는 선행연구를 인용, 좌측 절단의 관찰값들은 제외하고 분석하기 때문에, 본 연구에서도 이러한 방식을 따르기로 함.
- 정부의 복지지출은 개별 가구에서 지원받고 있는 기초생활보장수급액과 기타 정부 보조금의 두 가지 변수로 구분하여 분석에 포함시켰음.
 - 기초생활보장수급액은 비수급대상자는 0으로 표기하고 수급액의 정도에 따라 1분위부터 3분위로 분류한 후(1~3으로 표기)¹⁰⁾ 생성변수를 회귀분석 모형에 포함시켰음.
 - 정부보조금도 한국복지패널의 자료를 사용하여 수급액의 정도에 따라 3분위로 분류하여 변수를 생성하고 정부지원액이 많을수록 빈곤탈출에 미치는 영향이 어떻게 변화

9) 한국복지패널의 1차 자료는 2006년에 조사되었으나 2005년의 가구 활동 및 현황에 대한 설문이므로 데이터의 내용은 2005년 자료라고 할 수 있음.

10) 분위가 높을수록 수급액이 많음을 의미함.

하는지 분석하고자 함.

- 가구의 거주지역은 크게 세 지역(농어촌, 중소도시, 대도시)으로 구분하여 회귀모형에 포함시켰음.¹¹⁾ 농어촌 지역은 0, 중소도시는 1, 대도시는 2의 값을 가지는 변수를 생성하여 모형에 사용함.
- 가구주의 성별은 남자는 0, 여자는 1로 구분하여 변수를 생성함.
- 가구주의 연령은 연속적인 변수를 가지기 때문에 편의상 카테고리로 구분하여 30세 이하의 기본값(0)을 가지도록 하고 31~40세는 1의 값을, 41~50세는 2의 값을, 51~60세는 3의 값을, 61~70세는 4의 값을, 71~80세는 5의 값을, 그리고 그 이상은 6의 값을 가지도록 코딩
- 가구주의 교육수준도 범주화하여 중졸 이하의 경우에는 0의 값을, 고졸인 경우에는 1의 값을, 전문대 혹은 대학교 졸업인 경우에는 2의 값을, 석사 혹은 박사 이상인 경우에는 3의 값을 가지도록 코딩하였음.
- 가구주의 근로능력은 근로능력 유무에 따라 근로능력 없음의 경우 0의 값을 가지며 근로능력이 있는 경우는 1의 값을 가지도록 코딩하였음.
- 일자리 형태(취업형태)의 경우에도 변수값을 범주화하여 일자리가 없는 경우에는 0의 값을, 임시직 및 일용직의 경우에는 1의 값을, 자영업의 경우에는 2의 값을, 그리고 상용직의 경우에는 3의 값을 가지도록 구성하였음(한국복지패널에서 제공하는 기준을 그대로 적용하여 사용).
- 가구의 빈곤탈출 여부는 가구주의 특성뿐만 아니라 가구내 총 취업자수에 의해서도 영향을 받을 수 있기 때문에 총 취업자수도 분석대상으로 고려하였음. 또한 취업자수뿐만 아니라 가구규모가 빈곤탈출에 미치는 영향을 고려하기 위하여 총 가구원수도 회귀모형에 포함시켰음.
 - 총 취업자수는 명수에 따라 0, 1, 2, 3인 이상으로 구분하였는데 4인 이상의 경우는 샘플 수가 미미하여 3인 이상의 범주에 함께 포함시켜 분석에 사용하였음.
 - 총 가구원수는 명수에 따라 1~6명 이상으로 구분하였는데 6인을 초과하는 가구는 샘플 수가 미미하여 6인 이상의 가구에 포함시켜 분석하였음.

▶ 빈곤탈출의 결정요인 분석을 위해서 로짓(Logit)모형과 프로빗(Probit)모형을 패널 데이터에 적용

11) 보건복지부의 기준에 따라 농어촌 지역은 도의 군을, 중소도시 지역은 도의 시를, 대도시는 특별시 및 광역시의 구(도농복합군 포함)를 의미하는 것으로 정의

- 종속변수가 빈곤가구 여부를 나타내는 0과 1의 값을 가지는 이산형을 취하기 때문에 일반적인 선형모형을 적용하기는 어려우며 따라서 비선형모형인 로짓과 프로빗 모형을 사용
 - 모형추정의 강건성을 유지하기 위해 로짓모형과 프로빗모형 모두를 사용하여 분석하였으며 어느 모형을 사용하더라도 결과에는 변화가 없다는 것을 보이고자 함.
- 본 연구에서는 임의효과(random effect) 모델을 사용하여 패널데이터를 분석
 - 일반적으로 패널데이터에서는 임의효과 모델이나 고정효과(fixed effect) 모델을 사용할 수 있는데 고정효과 모델의 경우 시간에 따라 변수값이 불변인 변수들은 분석과정에서 제외되는 문제점이 발생
 - * 본 연구에서 사용하는 변수들은 이산형을 취하게 되는데 이산형의 경우 변화하는 범위가 넓지 않음. 따라서 종속변수의 값이 시간에 따라 변하지 않는 가구는 고정효과 모델을 사용하는 경우 모두 분석에서 제외되기 때문에 본 연구에 고정효과 모델을 적용하는 것은 무리가 있음.
 - 한편, 프로빗모형은 추정과정이 복잡하여 이를 사용하는 경우 고정효과 모델을 사용할 수 없기 때문에, 고정효과 모델을 사용하는 경우에는 로짓모형과 프로빗모형의 결과를 서로 비교할 수 없다는 문제도 발생
 - 또한 본 연구의 경우 가구의 특성이 다른 가구들 사이의 빈곤탈출 요인을 검토하는 것도 의미가 있기 때문에 가구내(within)의 변화만을 고려하는 고정효과 모형이 부적절하다는 측면도 있음.
 - 이러한 이유로 인하여 본 연구에서는 패널자료에 로짓과 프로빗 모형을 적용하되 임의효과 모델을 사용하여 분석을 진행함.
- 빈곤탈출의 경우 전기의 가구특성 혹은 특성변화에 대한 빈곤탈출 여부를 분석하기 때문에 대부분의 독립변수¹²⁾는 종속변수보다 1기(본 연구에서는 일 년) 앞선 시차를 가지도록 설정
 - $y_{it} = \text{빈곤여부}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{빈곤기간}_{it-1} + \beta_2 \text{시간추이}_{it} + \beta_3 \text{거주지역}_{it-1}$
 $+ \beta_4 \text{성별}_{it-1} + \beta_5 \text{연령}_{it-1} + \beta_6 \text{결혼여부}_{it-1} + \beta_7 \text{교육수준}_{it-1}$
 $+ \beta_8 \text{가구원수}_{it-1} + \beta_9 \text{취업자수}_{it-1} + \beta_{10} \text{근로능력유무}_{it-1}$
 $+ \beta_{11} \text{일자리형태}_{it-1} + \beta_{12} \text{기초생활보장급여액}_{it-1}$
 $+ \beta_{13} \text{정부보조금}_{it-1} + \epsilon_{it}$

12) 시간추이(연도) 변수는 빈곤여부가 결정되는 그 해의 관측되지 않는 영향요인을 통제하기 위해서 사용되므로 시차를 가지지 않음.

- 로짓모형의 경우 빈곤탈출 확률은 다음과 같은 로지스틱스 분포함수를 따른다고 가정

$$\Pr(\text{빈곤탈출} = 1) = \frac{e^{y_{it}}}{1 + e^{y_{it}}}$$

- 프로빗모형의 경우 빈곤탈출 확률이 다음과 같은 정규분포를 따른다고 가정

$$\Pr(\text{빈곤탈출} = 1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{y_{it}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz$$



V. 실증분석 결과

▶ 실증분석 결과를 설명하기 전에 분석에 사용된 변수들의 개요를 간략히 살펴보면 다음과 같음.

- 앞서서도 언급한 바와 같이 본 연구의 분석을 위한 빈곤의 기준은 한국복지패널의 가구조사에 보고된 시장소득 중위값의 50%를 사용하였으며, 중위값의 50%보다 낮은 소득을 가지는 가구는 빈곤가구로 분류
- 이러한 기준을 사용하여 2005년(2006년 자료)부터 2012년(2013년 자료)까지의 가구 빈곤율 추이를 살펴보면, 연도별로는 가구빈곤율 변화의 부침이 있었지만 8년 동안 가구빈곤율의 변화는 크지 않은 것으로 나타남(2005년 0.25 → 2012년 0.26으로서 Δ 가구빈곤율=0.01을 기록).
- 한국복지패널의 경우 지역적으로는 제주도, 가구유형으로는 농·어가를 포함하고 있으며, 1인 가구도 포함하는 표본으로서 표본의 특성 때문에 통계청의 가구빈곤율과 다르게 나타날 수 있음에 유의할 필요
- 실제로 농어촌 지역에서 빈곤가구의 비율이 더 높은 것으로 나타나 농어촌 지역이 포함되는 표본에서는 가구빈곤율이 높아지는 것으로 분석됨.

[표 5] 한국복지패널의 시장중위소득 50% 기준 가구빈곤율 추이

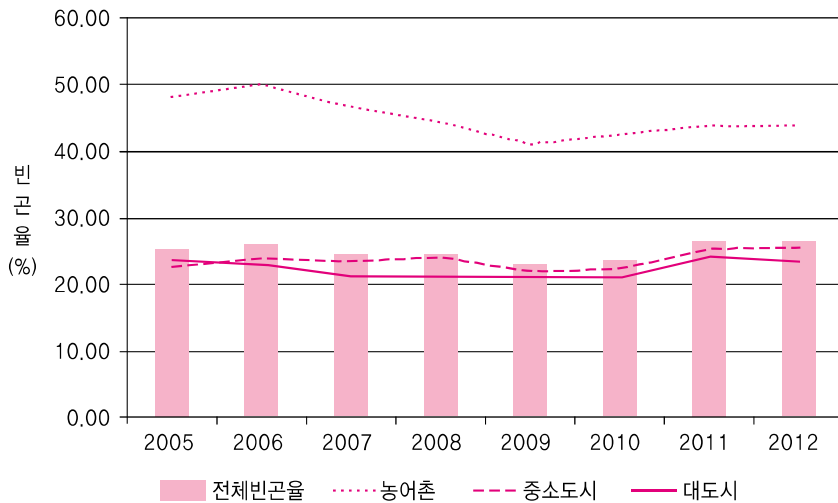
(단위: %)

연도	지역별 가구빈곤율		전체 가구빈곤율
2005	농어촌	48.28	25.17
	중소도시	22.74	
	대도시	23.64	
2006	농어촌	49.82	25.85
	중소도시	23.92	
	대도시	22.94	
2007	농어촌	46.59	24.44
	중소도시	23.28	
	대도시	21.21	

연도	지역별 가구빈곤율		전체 가구빈곤율
	농어촌	중소도시	
2008	농어촌	44.20	24.40
	중소도시	23.95	
	대도시	21.00	
2009	농어촌	40.93	22.90
	중소도시	21.73	
	대도시	20.50	
2010	농어촌	42.51	23.55
	중소도시	22.22	
	대도시	21.03	
2011	농어촌	43.51	26.35
	중소도시	25.17	
	대도시	24.08	
2012	농어촌	43.79	26.19
	중소도시	25.54	
	대도시	23.33	

주: 시장소득 중위값의 50%를 기준으로 계산
 자료: 한국복지패널 각 연도

[그림 3] 한국복지패널 가구빈곤율 추이



자료: 한국복지패널 각 연도

- 빈곤가구로 선정된 가구에서 주요 변수들의 개요는 아래의 표를 참고하기 바람.

[표 6] 빈곤가구의 주요 변수 개요

(단위: %, 가구)

		2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
가구원수	1명	35.08	38.71	40.37	42.43	43.15	44.29	46.91	48.51
	2명	41.62	39.14	39.49	39.52	39.34	39.03	39.19	38.88
	3명	12.31	12.08	10.81	10.01	10.23	9.30	8.63	7.48
	4명	6.97	6.77	5.94	5.09	4.46	4.69	3.32	3.47
	5명	2.99	2.42	2.55	2.01	1.99	1.96	1.51	1.42
	6명 이상	1.03	0.87	0.84	0.94	0.82	0.74	0.44	0.24
	# of obs.	3013	2524	2507	2437	2308	2301	2978	2886
가家主 성별	남자	60.84	56.74	56.64	54.82	53.38	51.59	50.60	49.51
	여자	39.16	43.26	43.36	45.18	46.62	48.41	49.40	50.49
	# of obs.	3013	2524	2507	2437	2308	2301	2978	2886
가家主 교육수준	중졸 이하	70.73	74.88	75.15	75.75	76.04	76.31	76.96	76.13
	고졸	19.62	17.31	17.19	16.33	16.42	16.25	15.85	15.97
	대졸	8.96	7.33	7.30	7.39	6.85	6.74	6.65	7.28
	석/박사	0.70	0.48	0.36	0.53	0.69	0.70	0.54	0.62
	# of obs.	3013	2524	2507	2437	2308	2301	2978	2886
가家主 연령 카테고리	30세 이하	1.63	0.79	0.84	0.82	0.74	0.70	0.44	0.38
	31~40세	6.24	4.91	4.91	3.98	3.47	3.04	2.65	2.32
	41~50세	10.99	10.62	9.49	8.33	8.80	7.43	6.35	5.96
	51~60세	12.58	11.41	10.69	9.89	9.62	9.82	9.60	9.81
	61~70세	35.01	32.69	31.19	29.13	26.26	25.29	24.82	23.11
	71~80세	27.08	31.62	33.71	36.52	38.60	41.46	43.52	43.83
	81세 이상	6.47	7.96	9.17	11.33	12.52	12.26	12.63	14.59
	# of obs.	3013	2524	2507	2437	2308	2301	2978	2886
가家主 혼인상태	미혼	3.95	3.61	3.87	3.95	4.16	3.82	4.03	4.05
	배우자 무	43.78	47.94	49.66	51.17	52.12	52.85	54.97	55.72
	배우자 유	52.27	48.45	46.47	44.88	43.72	43.33	41.00	40.23
	# of obs.	3013	2524	2507	2433	2308	2301	2978	2886
가家主 근로능력	근로능력 무	49.82	48.53	47.83	51.95	47.66	40.90	42.08	41.34
	근로능력 유	50.18	51.47	52.17	48.05	52.34	59.10	57.92	58.66
	# of obs.	3013	2524	2507	2437	2308	2301	2978	2886
가家主 취업형태 (일자리 형태)	무직/실업	59.15	62.00	61.57	65.28	65.94	65.06	68.00	67.60
	임시직	2.63	2.26	2.43	1.85	2.51	3.43	4.06	4.89
	자영업	12.02	11.94	11.85	9.74	10.18	9.91	8.83	8.66
	상용직	26.20	23.80	24.14	23.13	21.36	21.60	19.11	18.85
	# of obs.	3004	2521	2506	2434	2308	2301	2978	2886

		2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
기초수급액	비수급	79.36	73.14	73.39	73.86	73.27	75.66	74.31	75.12
	수급	20.65	26.87	26.61	26.14	26.73	24.33	25.69	24.88
	# of obs.	3013	2524	2507	2437	2308	2301	2978	2886
정부보조금	비수급	19.95	41.68	41.76	19.49	14.56	15.34	13.30	12.75
	수급	80.06	58.32	58.24	80.51	85.44	84.66	86.7	87.24
	# of obs.	3013	2524	2507	2437	2308	2301	2978	2886
거주지별	농어촌	31.26	33.20	32.95	32.09	32.50	33.33	27.43	26.40
	중소도시	27.48	26.86	27.88	28.68	27.90	27.38	32.30	33.71
	대도시	41.25	39.94	39.17	39.23	39.60	39.29	40.26	39.88
	# of obs.	3013	2524	2507	2437	2308	2301	2978	2886
취업자수	0명	52.61	55.63	55.13	58.72	59.01	58.50	62.29	61.92
	1명	29.61	28.61	28.84	27.66	26.99	28.42	26.36	26.75
	2명	16.83	14.90	14.88	12.84	13.26	12.39	10.61	10.74
	3명 이상	0.96	0.87	1.16	0.78	0.74	0.70	0.74	0.59
	# of obs.	3013	2524	2507	2437	2308	2301	2978	2886

자료: 한국복지패널 각 연도

▶ 빈곤가구의 진입을 경험한 모든 가구를 대상으로 실증분석을 한 결과 빈곤기간이 길수록, 정부지원금의 수혜금액(복지 수급액)이 높을수록 빈곤탈출의 가능성은 낮아지는 것으로 나타남. 반면 취업기회가 확대될수록 빈곤탈출의 가능성은 높아지는 것으로 나타남.

- 로짓모형을 사용하거나 프로빗모형을 사용하는 경우 계수의 방향성과 유의성 측면에서는 큰 차이가 없는 것으로 나타남.
- 단 계수값은 차이가 있는데 이는 두 모형의 추정방식의 차이에 기인하는 것으로 로짓모형의 계수값은 odds ratio의 로그값을 나타내는 반면 프로빗모형의 경우 정규분포의 z-score를 나타내기 때문임.
- 그러나 추후에 언급하겠지만 이를 빈곤탈출의 확률로 환산한 값에서는 두 모형 사이에 큰 차이가 없는 것으로 나타남.
- 회귀분석 결과 빈곤기간이 1년 증가하면 계수값은 유의수준 10% 수준에서 유의적으로 감소하는 것으로 나타나 빈곤기간이 증가하면 빈곤탈출 확률은 감소하는 것으로 예측할 수 있음.
- 지역변수의 경우 기준 지역인 농어촌 지역에 비해 대도시에 거주하는 가구일수록 빈곤탈출의 가능성이 상대적으로 더 높은 것으로 분석되었음(유의수준 5%에서 유의적인 값).
- 가구의 취업자수는 빈곤탈출에 큰 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 가구내 취업자

- 수가 증가하면 빈곤탈출의 가능성은 유의적으로 증가하는 것으로 나타났음(계수값이 유의수준 1%에서 유의적인 값).
- 총 가구원수는 가구의 취업자수만큼 큰 영향을 주지는 않지만 대체적으로 가구원수가 증가하면 빈곤탈출을 증가시키는 것으로 나타남(10% 유의수준에서 유의적인 값).
 - 계수값 측면에서 가구주가 여성인 경우 가구주가 남성인 경우보다 빈곤탈출 가능성은 감소하는 것으로 나타났으며, 교육수준이 높아지면 빈곤탈출 가능성이 증가하는 것으로 나타났으나 두 변수의 계수값이 유의적인 수준은 아닌 것으로 나타나 결정적인 관계로 단정하기에는 어려움이 있음.
 - 가구주의 결혼 여부도 빈곤탈출 가능성에 영향을 미치는 것으로 분석되었는데 미혼자보다는 결혼 경험이 있으나 배우자가 없는 가구, 혹은 배우자가 있는 가구에서 빈곤탈출의 가능성이 증가하는 것으로 분석되었음.
 - 근로능력의 유무는 빈곤탈출에 유의적인 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으나, 일자리 여부 및 일자리 형태(취업형태)는 빈곤탈출에 영향을 미치는 것으로 분석되었음.
 - 전체 표본을 대상으로 분석한 결과 무직자/실업자와 비교할 때 일용직, 자영업자의 경우 빈곤탈출의 가능성에서 유의적으로 차이가 나지 않지만, 상용직으로 일하는 가구주의 경우 그 다음해에 빈곤탈출 가능성이 크게 높아지는 것으로 예측되었으며 이는 유의수준 1%에서 유의적인 것으로 분석되었음.
 - 근로능력의 유무가 빈곤탈출에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타난 이유는 근로능력의 유무가 또 다른 변수인 취업형태의 변수값과 비슷한 요인을 반영하기 때문에 설명력이 떨어져서 나타나는 결과로 사료됨.
 - 복지정책의 일환으로서 정부의 지원을 나타내는 변수로는 기초생활보장급여와 기타 정부보조금으로 나누어 살펴볼 수 있음.
 - 기초생활보장급여액과 정부보조금 모두의 경우에서 지원액의 규모가 증가할수록 오히려 빈곤탈출 가능성은 줄어드는 것으로 분석되었으며 이는 유의수준 1%에서 유의적인 결과로 나타남.
 - 이는 정부의 부문별한 지원정책이 오히려 빈곤층의 근로유인을 떨어뜨려 빈곤탈출 가능성을 감소시킨다는 주장을 지지하는 결과로 해석될 수 있음.
 - 하지만 기초생활보장급여와 정부지원금을 수급하는 가구의 경우 상대적으로 빈곤탈출이 어려운 특성을 내재할 수 있다는 가능성을 고려하여, 가구주가 근로능력이 있고 시장에서 경제활동이 활발히 이루어지는 만 21세 이상~만 60세 이하인 가구만을 대상으로 추가적인 분석이 필요할 것으로 사료됨(추가 회귀분석의 결과에 대해서는 보고서 후반에 자세한 분석 결과와 함께 다시 설명함).

[표 7] 빈곤탈출 요인분석(로짓, 프로빗)

VARIABLES	(1) Logit	(2) Probit
빈곤지속기간	-0.119* (0.0684)	-0.0594 (0.0393)
시간추이(연도)	0.0753** (0.0297)	0.0418** (0.0177)
지역구분(기준: 농어촌)	-	-
중소도시	0.159 (0.123)	0.0865 (0.0727)
대도시	0.271** (0.119)	0.154** (0.0700)
가구원수	0.104* (0.0597)	0.0674* (0.0354)
가구내 취업자수	0.523*** (0.102)	0.307*** (0.0601)
가구주 성별(기준: 남성)	-	-
여성	-0.175 (0.145)	-0.110 (0.0853)
가구주 교육수준	0.0702 (0.0680)	0.0418 (0.0407)
가구주 연령	-0.428*** (0.0517)	-0.254*** (0.0301)
가구주 혼인상태(기준: 미혼)	-	-
기혼(배우자 없음)	0.807*** (0.255)	0.485*** (0.152)
기혼(배우자 있음)	0.903*** (0.258)	0.535*** (0.154)
근로능력 유무	0.0844 (0.108)	0.0460 (0.0634)
취업형태(기준: 무직)	-	-
임시직	0.00602 (0.153)	0.00325 (0.0912)
자영업	-0.000453 (0.171)	0.00181 (0.102)
상용직	0.919*** (0.283)	0.563*** (0.168)
기초생활수급액	-0.643*** (0.0936)	-0.375*** (0.0525)
정부보조금 수급액	-0.216*** (0.0434)	-0.128*** (0.0256)
상수	-151.5** (59.66)	-84.21** (35.57)
관측치 개수	4,439	4,439

주: 괄호 안은 표준오차(standard error), *는 유의수준(***) p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1)임.

▶ 앞에서 분석한 범주화된 변수들을 더미변수로 변형하여 회귀분석에 포함시키면 가구의 특성에 따른 빈곤탈출에 미치는 영향을 보다 자세히 살펴볼 수 있음.

- 빈곤지속기간은 본 모형에서 1기부터 6기까지의 변수를 가지게 되는데 빈곤지속기간이 1인 기간에 비하여 빈곤지속기간이 늘어나면 음인 계수값의 절대값이 증가하는 경향을 볼 수 있음.
- 빈곤지속기간이 증가하면 빈곤탈출 가능성은 오히려 감소하는데 빈곤지속기간이 5기인 경우 감소폭이 가장 큰 것으로 나타남(대부분의 경우에 유의수준 5%에서 유의적인 것으로 나타나고 있음).
- 가구내 취업자수가 빈곤탈출에 미치는 영향에서도 기본적으로 가구내 취업자가 없는 경우보다 취업자가 한 사람이라도 있으면 빈곤탈출 가능성이 유의적으로 증가하는 것으로 나타났으며 2명일 경우, 혹은 3명 이상일 경우 빈곤탈출 가능성은 더욱 큰 것으로 분석되었음(1% 유의수준에서 유의적).
- 하지만 전체 구성원의 수는 더미변수로 추가하였을 경우 빈곤탈출에 아무런 영향을 미치지 못하는 것으로 나타남.
- 가구주의 교육수준은 예상과는 다르게 전체 샘플을 대상으로 하는 경우 대졸이나 석사/박사 학력을 가지더라도 빈곤탈출에 크게 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났음.
- 실제로 학력수준이 고졸, 대졸, 석/박사 등으로 구분되는 경우에도 기본 그룹인 중졸 이하의 가구주보다 빈곤탈출 가능성이 증가하는 양의 계수값을 보이기는 하지만 유의적이지는 않은 것으로 나타남.
- 가구주의 연령에 따른 빈곤탈출의 가능성을 살펴보면 기준 그룹인 30대 이하의 가구주와 비교해 볼 때 연령층이 고령화되면 빈곤가구의 탈출 가능성은 더욱 감소하는 것으로 나타남.
- 31~40세의 경우에는 유의적인 결과를 나타내지 않았으나 40세 이후에서는 연령이 증가함에 따라 빈곤가구로 진입하게 되면 다시 빈곤탈출을 할 가능성이 기준그룹보다 훨씬 낮아지는 것으로 나타났으며 대부분 유의수준 5% 혹은 유의수준 1%에서 유의적인 값을 가짐.
- 가구주가 결혼을 하는 경우에는 빈곤탈출의 가능성을 증가시키는 것으로 나타남.
- 가구주가 미혼인 경우와 비교해 볼 때 배우자와 사별하거나 이혼을 한 경우라도 빈곤가구를 탈출할 가능성은 상대적으로 높은 것으로 분석되었으며 배우자가 있는 경우에는 탈출 가능성은 더욱 증대하는 것으로 나타남(모두 유의수준 1%에서 유의적).
- 가구주의 취업형태도 빈곤가구의 빈곤탈출에 영향을 미치는 것으로 나타났으며 앞

에서 살펴본 바와 같이 상용직의 경우에는 유의적으로 빈곤가구의 빈곤탈출 가능성을 증가시키는 것으로 분석됨.

- 기초생활보장수급액을 3분위로 구분하여 범주화한 후 더미변수를 취한 경우 수급액이 없는 가구에 비하여 수급액을 받을 경우에 빈곤탈출 가능성은 현저히 낮아지는 것으로 나타났음.
- 수급액이 많아질수록(1분위에서 3분위로 올라갈수록) 계수값은 더욱 낮아지고(탈출 가능성은 더욱 감소하며) 이러한 계수값은 유의수준 1% 수준에서 유의적임.
- 정부지원금도 기초생활보장수급액과 비슷한 효과를 나타내는 것으로 분석되었는데 정부지원금을 많이 받을수록(1분위에서 3분위로 올라갈수록) 시장에서 빈곤탈출 가능성은 더욱 낮아지는 것으로 분석되었으며 이는 유의수준 1%와 5%에서 유의적인 것으로 나타났음.

[표 8] 더미변수를 사용한 빈곤탈출 요인분석(로지트, 프로비트)

VARIABLES	(1) Logit	(2) Probit
빈곤지속기간(기준: 1기)	-	-
2기	-0.252** (0.120)	-0.141** (0.0708)
3기	-0.446** (0.181)	-0.248** (0.105)
4기	-0.295 (0.239)	-0.155 (0.139)
5기	-0.777** (0.337)	-0.409** (0.189)
6기	-0.362 (0.459)	-0.179 (0.264)
시간추이(기준: 2007)	-	-
2008	0.118 (0.166)	0.0636 (0.0989)
2009	0.355** (0.168)	0.208** (0.0999)
2010	0.0124 (0.172)	0.00736 (0.102)
2011	0.441*** (0.169)	0.249** (0.101)
2012	0.400** (0.180)	0.222** (0.107)

VARIABLES	(1) Logit	(2) Probit
권역별 지역(기준: 농어촌)	-	-
중소도시	0.148 (0.120)	0.0789 (0.0707)
대도시	0.245** (0.116)	0.137** (0.0682)
가구원수(기준: 1명)	-	-
2명	0.104 (0.154)	0.0727 (0.0906)
3명	0.265 (0.188)	0.169 (0.112)
4명	0.323 (0.235)	0.218 (0.140)
5명	0.258 (0.316)	0.170 (0.188)
6명 이상	0.0486 (0.416)	0.0428 (0.248)
가구내 취업자수(기준: 0명)	-	-
1명	0.810*** (0.157)	0.475*** (0.0930)
2명	1.127*** (0.218)	0.662*** (0.129)
3명 이상	1.639*** (0.382)	0.968*** (0.227)
가구주 성별(기준: 남성)	-	-
여성	-0.151 (0.143)	-0.0944 (0.0839)
가구주 교육수준(기준: 중졸 이하)	-	-
고졸	0.0115 (0.115)	0.00823 (0.0686)
대졸	0.190 (0.155)	0.109 (0.0930)
석/박사	0.225 (0.389)	0.129 (0.234)
가구주 연령(기준: 30세 이하)	-	-
31~40세	-0.635 (0.414)	-0.390 (0.247)
41~50세	-0.894** (0.413)	-0.549** (0.246)

VARIABLES	(1) Logit	(2) Probit
51~60세	-1.131*** (0.423)	-0.686*** (0.252)
61~70세	-1.858*** (0.436)	-1.124*** (0.259)
71~80세	-2.222*** (0.449)	-1.343*** (0.266)
81세 이상	-2.339*** (0.490)	-1.404*** (0.288)
가구주 혼인상태(기준: 미혼)	-	-
기혼, 배우자 없음	0.803*** (0.266)	0.491*** (0.158)
기혼, 배우자 있음	0.913*** (0.272)	0.545*** (0.162)
근로능력 유무(기준: 없음)	-	-
근로능력 있음	0.0860 (0.108)	0.0457 (0.0632)
가구주 취업형태(기준: 무직)	-	-
임시직	-0.171 (0.174)	-0.100 (0.104)
자영업	-0.132 (0.178)	-0.0764 (0.106)
상용직	0.689** (0.292)	0.431** (0.174)
기초생활수급액(기준: 비수급)	-	-
1분위	-1.092*** (0.251)	-0.659*** (0.146)
2분위	-1.589*** (0.309)	-0.935*** (0.175)
3분위	-1.531*** (0.307)	-0.903*** (0.174)
기타 정부보조금 수급액(기준: 비수급)	-	-
1분위	-0.284** (0.130)	-0.177** (0.0776)
2분위	-0.424*** (0.116)	-0.251*** (0.0685)
3분위	-0.541*** (0.140)	-0.322*** (0.0828)
상수	-0.343 (0.422)	-0.183 (0.253)
관측치 개수	4,439	4,439

주: 괄호 안은 표준오차(standard error), *는 유의수준(***) p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1임.

▶ 빈곤기간이나 정부의 지원정책의 효과를 보다 엄밀히 검토하기 위하여 분석의 대상을 근로능력이 있고, 경제활동이 활발히 일어나는 만 21세 이상, 만 60세 이하 연령의 가구주 가구로만 한정하여 분석을 수행하고 결과를 검토하였음.

- 주의할 점은 로짓모형이나 프로빗모형의 경우 계수값이 해당 변수의 수치가 빈곤을 탈출할 확률이 아니기 때문에¹³⁾ 실증분석의 결과를 이해하기 쉽도록 살펴보기 위해서는 계수값을 확률의 형태로 다시 계산하는 작업이 필요

- 이하에서는 근로능력이 있는 21~60세 가구주의 가구를 대상으로 한 실증분석의 결과를 먼저 제시하고, 이후 이를 확률의 형태로 재계산한 수치를 각각의 변수의 측면에서 살펴보고자 함.

- 기본적으로 로짓모형이나 프로빗모형에서의 실증분석 결과 계수값은 다르게 나타나지만(유의성이나 방향은 일치) 확률 계수값은 비슷하게 나타나는 것이 일반적임.

- 따라서 모델의 적합성 혹은 타당성을 검증하기 위하여 로짓과 프로빗에 따른 확률의 계수값을 모두 살펴보고 비슷한 값을 가지는지 검토하는 것도 의미가 있음.

- 다만 이하의 내용에서는 편의상 로짓모형에서 도출된 확률을 바탕으로 분석의 결과를 설명하고자 함.

- 경제활동 가능연령 및 근로능력이 있는 가구에 한정해서 분석된 실증분석 결과를 전체 샘플에서 도출된 결과와 비교하여 간략히 설명하면 다음과 같음.

- 근로능력이 있는 경제활동 가능연령의 가구주만을 대상으로 분석하더라도 기초생활지원금과 정부지원금은 이전과 마찬가지로 빈곤탈출에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타남.

- 취업관련 요인은 빈곤탈출에 가장 중요한 요인으로 평가됨.

- 빈곤지속기간이 길어지면 빈곤탈출 가능성도 낮아지는 경향이 있음.

- 전체 샘플과는 달리 경제활동 가능연령에 대해서 분석을 할 경우 가구주의 교육수준(특히 대졸자)은 빈곤탈출에 유의적인 양의 영향을 미치는 것으로 분석됨.

- 대도시에 거주하는 가구보다는 중소도시에 거주하는 가구의 경우 빈곤탈출 가능성이 더 높은 것으로 나타남.

- 이하에서는 각 변수에 대해 빈곤탈출 가능성의 확률을 로짓모형과 프로빗모형으로 계산하고 이를 설명하고자 함.¹⁴⁾

13) 로짓모형이나 프로빗모형은 설명변수들의 계수가 해당 변수의 한계효과를 의미하지 않으므로 일정 공식에 따라 한계효과를 재계산해야 함.

14) 다음([표 10]~[표 19])에서 설명하는 각 변수에 대응하는 빈곤탈출의 확률은 가구들의 해당 변수 외의 다른 변수들이 평균값을 가질 때 해당 변수의 변수값들에 대응되는 예상 확률값임. 다시 말하면 가구 변수들의 평균값에서 예상되는 각 변수의 확률값이라고 할 수 있음.

[표 9] 근로가능 가구주(21~60세) 가구 대상 빈곤탈출 요인분석(로짓, 프로빗)

VARIABLES	(1) Logit	(2) Probit
빈곤지속기간(기준: 1기)	-	-
2기	-0.970*** (0.217)	-0.584*** (0.134)
3기	-0.779** (0.339)	-0.481** (0.207)
4기	-1.189** (0.482)	-0.718** (0.285)
5기	-1.858*** (0.677)	-1.107*** (0.389)
6기	-0.891 (0.778)	-0.558 (0.467)
시간추이(기준: 2007)	-	-
2008	0.543** (0.245)	0.322** (0.147)
2009	0.508** (0.256)	0.305** (0.153)
2010	0.149 (0.252)	0.0914 (0.151)
2011	0.903*** (0.264)	0.535*** (0.156)
2012	0.656** (0.283)	0.388** (0.169)
권역별 지역(기준: 농어촌)	-	-
중소도시	0.465** (0.210)	0.280** (0.125)
대도시	0.341 (0.207)	0.199 (0.124)
가구원수(기준: 1명)	-	-
2명	0.135 (0.262)	0.0780 (0.157)
3명	-0.0970 (0.278)	-0.0612 (0.167)
4명	-0.155 (0.320)	-0.0822 (0.191)
5명	-0.379 (0.385)	-0.232 (0.230)
6명 이상	-0.788 (0.504)	-0.473 (0.300)

VARIABLES	(1) Logit	(2) Probit
가구내 취업자수(기준: 0명)	-	-
1명	0.317 (0.295)	0.181 (0.177)
2명	0.807** (0.378)	0.464** (0.226)
3명 이상	1.383** (0.573)	0.831** (0.342)
가구주 성별(기준: 남성)	-	-
여성	0.0776 (0.208)	0.0378 (0.123)
가구주 교육수준(기준: 중졸 이하)	-	-
고졸	-0.0428 (0.177)	-0.0175 (0.106)
대졸	0.396* (0.235)	0.238* (0.140)
석/박사	0.618 (0.687)	0.375 (0.402)
가구주 연령(기준: 30세 이하)	-	-
31~40세	-0.332 (0.410)	-0.195 (0.243)
41~50세	-0.580 (0.414)	-0.345 (0.245)
51~60세	-0.928** (0.444)	-0.543** (0.263)
가구주 혼인상태(기준: 미혼)	-	-
기혼, 배우자 없음	0.684** (0.300)	0.417** (0.177)
기혼, 배우자 있음	1.151*** (0.323)	0.684*** (0.187)
가구주 취업형태(기준: 무직)	-	-
임시직	0.179 (0.287)	0.110 (0.171)
자영업	0.158 (0.300)	0.102 (0.178)
상용직	1.250*** (0.415)	0.751*** (0.240)
기초생활수급액(기준: 비수급)	-	-
1분위	-0.707** (0.316)	-0.415** (0.186)

VARIABLES	(1) Logit	(2) Probit
2분위	-1.164*** (0.377)	-0.695*** (0.220)
3분위	-1.474*** (0.421)	-0.889*** (0.238)
기타 정부보조금 수급액(기준: 비수급)	-	-
1분위	-0.410* (0.219)	-0.252* (0.131)
2분위	-0.335 (0.235)	-0.200 (0.140)
3분위	-0.485** (0.221)	-0.288** (0.132)
상수	-0.601 (0.462)	-0.353 (0.275)
관측치 개수	1,189	1,189

주: 괄호 안은 표준오차(standard error), *는 유의수준(***) $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 임.

- 빈곤지속기간의 경우 빈곤지속기간이 1기인 경우 빈곤을 탈출할 확률은 63%이지만 빈곤지속기간이 2기 이상인 경우 오히려 빈곤탈출 확률은 1기의 경우보다 감소하는 것으로 나타남.

- 빈곤지속기간이 1인 경우 빈곤탈출 확률은 63%이며 이는 유의수준 1%에서 유의적인 수치임.
- 빈곤지속기간이 2기로 늘어날 경우 빈곤탈출 확률은 40%로 빈곤탈출 확률이 현저히 감소하여 빈곤지속기간이 1기일 때보다 23% 포인트 감소하는 것으로 나타났으며 이는 유의수준 1%에서 유의적인 결과임.
- 빈곤지속기간이 늘어날수록 빈곤탈출 확률은 더욱 감소하며, 특히 빈곤지속기간이 5기가 되면 빈곤탈출의 확률은 22%까지 떨어지는 것으로 나타나는데 이는 빈곤지속기간이 1일 때보다 빈곤탈출 확률이 42% 포인트나 낮아지는 것임.

[표 10] 빈곤지속기간에 따른 빈곤탈출 확률계산(로지트, 프로빗)

VARIABLES	(1) Logit	(2) Logit Change	(3) Probit	(4) Probit Change
빈곤지속기간 (기준: 1기)	0.637*** (0.0212)		0.634*** (0.0201)	
2기	0.400*** (0.0512)	-0.237*** (0.0520)	0.404*** (0.0503)	-0.229*** (0.0519)
3기	0.447*** (0.0846)	-0.191** (0.0836)	0.445*** (0.0816)	-0.189** (0.0818)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	Logit	Logit Change	Probit	Probit Change
4기	0.349*** (0.110)	-0.289*** (0.109)	0.354*** (0.106)	-0.280*** (0.106)
5기	0.215* (0.115)	-0.422*** (0.115)	0.222* (0.116)	-0.412*** (0.116)
6기	0.419** (0.190)	-0.218 (0.189)	0.414** (0.182)	-0.219 (0.182)
Observations	1,189	1,189	1,189	1,189

주1: 괄호 안은 표준오차(standard error), *는 유의수준(***) p(0.01, ** p(0.05, * p(0.1)임.

주2: (1)과 (3)의 변수값에 대응하는 빈곤탈출 확률은 다른 변수들의 값은 가구들의 평균값을 가진다고 할 때 해당 변수 각각의 값들에 대응하는 예상 확률값임. (2)와 (4)는 기준값에서 각 변수의 값으로 변화할 때 변화하는 확률의 변화분을 나타냄.

- 가구의 거주지역으로 구분하는 경우 대도시보다도 중소도시에서 빈곤탈출 확률이 조금 더 높은 것으로 나타났으며 농어촌 지역에서의 빈곤탈출 확률은 대도시나 중소도시에서의 빈곤탈출 확률보다 유의적으로 낮은 것으로 분석됨.
- 농어촌 지역에서의 빈곤탈출 확률은 중소도시와 대도시에서의 빈곤탈출 확률보다 약 8~12% 포인트 낮은 것으로 나타남(유의수준 5%와 10% 수준에서 유의적).
- 농어촌 지역보다는 중소도시와 대도시에서 취업정보의 접근, 취업기회, 일자리 창출의 가능성이 더 많기 때문에 중소도시나 대도시에서의 소득계층 간 이동성이 상대적으로 더 높게 나타나는 것으로 사료됨.

[표 11] 권역별 지역에 따른 빈곤탈출 확률계산(로짓, 프로빗)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	Logit	Logit Change	Probit	Probit Change
권역별 지역 (기준: 농어촌)	0.475*** (0.0450)		0.478*** (0.0428)	
중소도시	0.591*** (0.0371)	0.115** (0.0518)	0.589*** (0.0347)	0.111** (0.0494)
대도시	0.560*** (0.0354)	0.0849* (0.0515)	0.557*** (0.0334)	0.0793 (0.0491)
Observations	1,189	1,189	1,189	1,189

주1: 괄호 안은 표준오차(standard error), *는 유의수준(***) p(0.01, ** p(0.05, * p(0.1)임.

주2: (1)과 (3)의 변수값에 대응하는 빈곤탈출 확률은 다른 변수들의 값은 가구들의 평균값을 가진다고 할 때 해당 변수 각각의 값들에 대응하는 예상 확률값임. (2)와 (4)는 기준값에서 각 변수의 값으로 변화할 때 변화하는 확률의 변화분을 나타냄.

- 가구원수가 빈곤탈출에 미치는 영향의 경우 일관된 추이는 찾을 수 없지만(대부분의 경우 유의적이지 않은 결과로 나타남) 가구원수가 2명일 경우 빈곤탈출의 확률이 가장 높은 것으로 나타나며 그 이후에 확률이 감소하는 모습을 나타냄.
- 가구원수가 2명일 경우 빈곤을 탈출할 확률은 61%로 가장 크게 나타남.
- 하지만 가구원수 변화에 따른 빈곤탈출 확률의 변화값이 유의적이지는 않은 것으로 나타나 가구원수의 변화가 빈곤탈출에 결정적인 영향을 미치지 못하는 것으로 분석됨.

[표 12] 가구원수에 따른 빈곤탈출 확률계산(로짓, 프로비트)

VARIABLES	(1) Logit	(2) Logit Change	(3) Probit	(4) Probit Change
가구원수(기준: 1명)	0.581*** (0.0584)		0.578*** (0.0558)	
2명	0.614*** (0.0503)	0.0324 (0.0632)	0.608*** (0.0473)	0.0302 (0.0611)
3명	0.557*** (0.0406)	-0.0238 (0.0680)	0.554*** (0.0388)	-0.0241 (0.0656)
4명	0.543*** (0.0466)	-0.0380 (0.0784)	0.546*** (0.0437)	-0.0324 (0.0751)
5명	0.487*** (0.0666)	-0.0940 (0.0950)	0.486*** (0.0637)	-0.0919 (0.0909)
6명 이상	0.387*** (0.0937)	-0.194 (0.121)	0.391*** (0.0904)	-0.187 (0.116)
Observations	1,189	1,189	1,189	1,189

주1: 괄호 안은 표준오차(standard error), *는 유의수준(***) p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1)임.

주2: (1)과 (3)의 변수값에 대응하는 빈곤탈출 확률은 다른 변수들의 값은 가구들의 평균값을 가진다고 할 때 해당 변수 각각의 값들에 대응하는 예상 확률값임. (2)와 (4)는 기준값에서 각 변수의 값으로 변화할 때 변화하는 확률의 변화분을 나타냄.

- 가구내 취업자수가 증가하면 빈곤탈출의 확률은 크게 증가하는 것으로 나타났으며 취업자수가 3명 이상인 경우 빈곤탈출 확률은 77%에 달하는 것으로 나타남.
- 가구내 취업자수가 0명일 경우에는 빈곤탈출 확률이 채 50%가 안 되며 취업자수가 1명일 경우에도 0명일 경우와 빈곤탈출의 가능성에서 유의적인 차이를 발견하기 어려움.
- 하지만 가구내 취업자수가 2명 이상이 되면 빈곤을 탈출할 확률은 유의적으로 증가하며 취업자수가 0명인 가구와 비교하여 2명일 때는 20% 포인트, 3명 이상일 때는 31% 포인트 더 높은 것으로 나타남.
- 이와 같은 결과는 저소득층 가구의 빈곤탈출을 위해서는 가구에 대한 취업지원 정책이 무엇보다 중요하다는 것을 보여줌.

[표 13] 가구내 취업자수에 따른 빈곤탈출 확률계산(로짓, 프로빗)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	Logit	Logit Change	Probit	Probit Change
가구내 취업자수 (기준: 0명)	0.456*** (0.0634)		0.462*** (0.0605)	
1명	0.535*** (0.0331)	0.0791 (0.0733)	0.534*** (0.0310)	0.0721 (0.0702)
2명	0.653*** (0.0519)	0.197** (0.0901)	0.644*** (0.0506)	0.182** (0.0872)
3명 이상	0.770*** (0.0868)	0.314*** (0.112)	0.769*** (0.0885)	0.307*** (0.112)
Observations	1,189	1,189	1,189	1,189

주1: 괄호 안은 표준오차(standard error), *는 유의수준(***) p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1)임.

주2: (1)과 (3)의 변수값에 대응하는 빈곤탈출 확률은 다른 변수들의 값은 가구들의 평균값을 가진다고 할 때 해당 변수 각각의 값들에 대응하는 예상 확률값임. (2)와 (4)는 기준값에서 각 변수의 값으로 변화할 때 변화하는 확률의 변화분을 나타냄.

- 연령에 따른 빈곤탈출 확률은 고령층(51~60세)에서 빈곤탈출 확률이 상대적으로 크게 떨어지는 것으로 나타남.

- 만 30세 이하 가구주의 경우 빈곤가구에 진입하더라도 빈곤탈출 가능성은 70%에 이르며 이는 유의수준 1%에서 유의적인 것으로 나타남.
- 만 31~40세 가구주의 경우도 빈곤탈출 확률은 62%에 이르고 41~50세 가구주의 경우도 빈곤탈출 확률이 이전보다 다소 떨어지기는 하지만 57% 정도인 것으로 나타남.
- 만 31~50세 가구주의 경우에는 기준 가구인 만 30세 이하 가구주의 경우보다 빈곤탈출 확률이 떨어지지만 빈곤탈출 확률의 차이가 유의적인 수준은 아님.
- 하지만 가구주가 만 51~60세의 경우는 빈곤탈출 확률이 기준 가구인 만 30세 이하 가구주의 가구보다 약 22% 포인트 낮은 것으로 나타나며 그 차이도 유의수준 5%에서 유의적인 것으로 나타나 고령층의 경우 빈곤탈출이 상대적으로 어려운 것으로 분석됨.

[표 14] 가구주 연령에 따른 빈곤탈출 확률계산(로짓, 프로빗)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	Logit	Logit Change	Probit	Probit Change
가구주 연령 (기준: 30세 이하)	0.698*** (0.0905)		0.691*** (0.0893)	
31~40세	0.624*** (0.0468)	-0.0742 (0.0873)	0.619*** (0.0450)	-0.0718 (0.0862)
41~50세	0.565*** (0.0369)	-0.134 (0.0877)	0.561*** (0.0344)	-0.130 (0.0866)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	Logit	Logit Change	Probit	Probit Change
51~60세	0.478*** (0.0375)	-0.220** (0.0952)	0.482*** (0.0356)	-0.209** (0.0937)
Observations	1,189	1,189	1,189	1,189

주1: 괄호 안은 표준오차(standard error), *는 유의수준(***) p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1)임.

주2: (1)과 (3)의 변수값에 대응하는 빈곤탈출 확률은 다른 변수들의 값은 가구들의 평균값을 가진다고 할 때 해당 변수 각각의 값들에 대응하는 예상 확률값임. (2)와 (4)는 기준값에서 각 변수의 값으로 변화할 때 변화하는 확률의 변화분을 나타냄.

- 전체 샘플을 대상으로 한 분석에서는 가구주의 교육수준이 빈곤탈출에 큰 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났으나, 근로능력이 있는 시장 경제활동 연령을 대상으로 분석하는 경우에는 교육수준에 따라 빈곤탈출 확률에 차이가 있는 것으로 나타남.
- 가구주의 학력이 중졸 이하이거나 고졸인 경우 빈곤탈출의 확률에 아무런 차이가 없는 것으로 나타났지만 가구주가 대졸 학력을 가지는 경우 중졸 이하 학력의 가구주보다 빈곤탈출 가능성이 약 10% 포인트 높은 것으로 나타났으며 이는 유의수준 10%에서 유의적인 것으로 나타남.
- 석사/박사 학위 소지자의 경우에는 빈곤탈출 확률이 기준 가구보다 약 15% 포인트 높은 것으로 나타났지만 유의적이지 않은 수치라는 한계가 있음.

[표 15] 교육수준에 따른 빈곤탈출 확률계산(로짓, 프로빗)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	Logit	Logit Change	Probit	Probit Change
가구주 교육수준 (기준: 중졸 이하)	0.539*** (0.0381)		0.537*** (0.0362)	
고졸	0.529*** (0.0333)	-0.0106 (0.0440)	0.530*** (0.0313)	-0.00696 (0.0420)
대졸	0.635*** (0.0501)	0.0956* (0.0557)	0.629*** (0.0476)	0.0928* (0.0538)
석/박사	0.685*** (0.149)	0.145 (0.149)	0.680*** (0.144)	0.143 (0.144)
Observations	1,189	1,189	1,189	1,189

주1: 괄호 안은 표준오차(standard error), *는 유의수준(***) p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1)임.

주2: (1)과 (3)의 변수값에 대응하는 빈곤탈출 확률은 다른 변수들의 값은 가구들의 평균값을 가진다고 할 때 해당 변수 각각의 값들에 대응하는 예상 확률값임. (2)와 (4)는 기준값에서 각 변수의 값으로 변화할 때 변화하는 확률의 변화분을 나타냄.

- 가구주의 결혼 여부도 빈곤탈출의 확률에 영향을 미치는 것으로 나타났으며 특히 배우자가 있는 가구주의 경우 빈곤탈출의 확률이 높은 것으로 나타남.

- 가구주가 미혼인 경우에는 빈곤탈출 가능성이 35%에 머무르는 것으로 나타나 빈곤탈출 가능성이 가장 낮은 것으로 분석됨(유의수준 1%에서 유의적).
- 하지만 결혼한 가구주의 경우 해당 가구의 빈곤탈출 확률이 증가하는 것으로 나타났는데 가구주가 결혼을 했지만 배우자가 없는 경우(이혼, 사별)라도 가구주가 미혼인 가구보다 빈곤탈출 확률은 17% 포인트 증가하는 것으로 나타나며 이러한 차이는 유의적인 것으로 분석됨(1% 유의수준).
- 가구주가 결혼을 하고 배우자가 있는 경우에는 빈곤탈출 확률이 미혼 가구보다 28% 포인트가 증가하는 것으로 나타났으며 이는 유의수준 1%에서 유의적인 결과로 분석됨. 예컨대 최근 맞벌이 부부의 상승 및 결혼한 가구주의 노동생산성 향상 등 여러 가지 이유로 배우자가 있는 가구의 경우 그렇지 않은 가구보다 빈곤탈출 확률이 더 높은 것으로 사료됨.

[표 16] 혼인상태에 따른 빈곤탈출 확률계산(로지트, 프로비트)

VARIABLES	(1) Logit	(2) Logit Change	(3) Probit	(4) Probit Change
가구주 혼인상태 (기준: 미혼)	0.345*** (0.0555)		0.352*** (0.0539)	
기혼, 배우자 없음	0.511*** (0.0444)	0.166** (0.0704)	0.514*** (0.0422)	0.163** (0.0673)
기혼, 배우자 있음	0.625*** (0.0392)	0.280*** (0.0738)	0.619*** (0.0366)	0.268*** (0.0701)
Observations	1,189	1,189	1,189	1,189

주1: 괄호 안은 표준오차(standard error), *는 유의수준(***) p(0.01, ** p(0.05, * p(0.1)임.

주2: (1)과 (3)의 변수값에 대응하는 빈곤탈출 확률은 다른 변수들의 값은 가구들의 평균값을 가진다고 할 때 해당 변수 각각의 값들에 대응하는 예상 확률값임. (2)와 (4)는 기준값에서 각 변수의 값으로 변화할 때 변화하는 확률의 변화분을 나타냄.

- 가구주의 취업형태에 따라서도 빈곤가구의 빈곤탈출 확률이 달라지는 것으로 나타났으며 가구주가 상용직 근로자인 경우 빈곤탈출 확률이 크게 높아지는 것으로 분석되었음.
- 가구주가 실업자이거나 혹은 무직자인 경우보다 임시직 근로자, 자영업자로 일하는 경우 빈곤탈출의 확률이 4% 포인트 증가하는 것으로 나타나는 하지만 이러한 차이가 유의적이지는 않은 것으로 분석됨.
- 하지만 가구주가 상용직 근로자로 일하는 경우 빈곤탈출 확률은 무려 78%에 이르는 것으로 나타났으며 기준 가구보다 빈곤탈출 확률이 약 28% 포인트 높아지는 것으로 나타남(유의수준 1%에서 유의적인 값을 나타냄).
- 이러한 결과는 앞의 가구내 취업자수가 빈곤탈출에 미치는 결과와 함께 빈곤탈출에 있어서 취업지원 중심의 빈곤정책이 얼마나 중요한지를 다시 한 번 반증하는 결과라고 할 수 있음.

[표 17] 가구주 취업형태에 따른 빈곤탈출 확률계산(로짓, 프로빗)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	Logit	Logit Change	Probit	Probit Change
가구주 취업형태 (기준: 무직)	0.505*** (0.0521)		0.504*** (0.0499)	
임시직	0.550*** (0.0437)	0.0447 (0.0715)	0.548*** (0.0412)	0.0438 (0.0680)
자영업	0.544*** (0.0458)	0.0395 (0.0746)	0.545*** (0.0429)	0.0406 (0.0710)
상용직	0.781*** (0.0618)	0.276*** (0.0805)	0.777*** (0.0613)	0.273*** (0.0788)
Observations	1,189	1,189	1,189	1,189

주1: 괄호 안은 표준오차(standard error), *는 유의수준(***) p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1)임.

주2: (1)과 (3)의 변수값에 대응하는 빈곤탈출 확률은 다른 변수들의 값은 가구들의 평균값을 가진다고 할 때 해당 변수 각각의 값들에 대응하는 예상 확률값임. (2)와 (4)는 기준값에서 각 변수의 값으로 변화할 때 변화하는 확률의 변화분을 나타냄.

- 빈곤가구를 지원하는 대표적인 정부지원금인 기초생활보장지원은 오히려 빈곤가구의 빈곤탈출을 저하시키는 것으로 나타남.
- 기초생활보장지원금을 아예 받지 않는 가구의 경우 빈곤탈출 확률이 60%에 이르는 것으로 나타났지만 기초생활보장지원금을 수급하는 가구의 경우 오히려 빈곤탈출 확률은 감소하는 것으로 나타남.
- 뿐만 아니라 기초생활보장수급액이 많으면 많을수록 빈곤탈출 확률은 더욱 감소하는 것으로 나타났는데 1~3분위로 분류한 지원액 가운데 가장 많은 3분위의 지원액을 수급하는 가구의 경우 빈곤탈출 확률은 26%로 기초생활지원을 수급하지 않는 가구보다 빈곤탈출 확률은 약 35% 포인트나 감소하는 것으로 나타남(유의수준 1%에서 유의적인 결과).
- 기초생활보장지원금을 많이 받을수록 시장에서 스스로 일하려는 근로유인이 감소하여 빈곤탈출 가능성이 낮아진다는 주장을 뒷받침하는 결과로 해석할 수 있을 것임.

[표 18] 기초생활수급액에 따른 빈곤탈출 확률계산(로짓, 프로빗)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	Logit	Logit Change	Probit	Probit Change
기초생활수급액 (기준: 비수급)	0.602*** (0.0328)		0.598*** (0.0307)	
1분위	0.427*** (0.0718)	-0.175** (0.0771)	0.434*** (0.0680)	-0.164** (0.0729)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	Logit	Logit Change	Probit	Probit Change
2분위	0.321*** (0.0755)	-0.281*** (0.0834)	0.328*** (0.0729)	-0.271*** (0.0804)
3분위	0.257*** (0.0705)	-0.345*** (0.0841)	0.261*** (0.0677)	-0.337*** (0.0799)
Observations	1,189	1,189	1,189	1,189

주1: 괄호 안은 표준오차(standard error), *는 유의수준(***) p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1)임.

주2: (1)과 (3)의 변수값에 대응하는 빈곤탈출 확률은 다른 변수들의 값은 가구들의 평균값을 가진다고 할 때 해당 변수 각각의 값들에 대응하는 예상 확률값임. (2)와 (4)는 기준값에서 각 변수의 값으로 변화할 때 변화하는 확률의 변화분을 나타냄.

- 기초생활보장수급액을 제외한 기타 정부보조금에 있어서도 비슷한 현상이 나타나는 것을 알 수 있음. 즉 정부보조금을 수급하는 가구에서의 빈곤탈출 확률은 그렇지 않은 가구보다 더 낮은 것으로 나타남.
- 정부지원금을 받지 않는 가구의 경우 빈곤탈출 확률은 약 62%인 것으로 나타난 반면 정부지원금을 수급하는 경우 빈곤탈출 확률은 전체적으로 이보다 낮은 것으로 나타남.
- 특히 정부지원금을 가장 많이 수급하는 가구는 정부지원금을 수급하지 않는 가구보다 빈곤탈출 확률이 약 12% 포인트 낮은 것으로 분석됨(유의수준 5%에서 유의적인 결과).
- 낮은 수준의 정부지원금에서는 비유의적인 차이를 보이기도 하지만, 정부지원금도 과도하게 지급받는 가구의 경우 오히려 근로유인을 저하시킬 가능성이 있는 것으로 사료됨.

[표 19] 기타 정부보조금 수준에 따른 빈곤탈출 확률계산(로짓, 프로빗)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	Logit	Logit Change	Probit	Probit Change
기타 정부보조금 수급액 (기준: 비수급)	0.616*** (0.0404)		0.612*** (0.0384)	
1분위	0.515*** (0.0503)	-0.100* (0.0536)	0.513*** (0.0477)	-0.0989* (0.0515)
2분위	0.534*** (0.0527)	-0.0816 (0.0575)	0.534*** (0.0500)	-0.0784 (0.0548)
3분위	0.497*** (0.0386)	-0.119** (0.0537)	0.498*** (0.0365)	-0.114** (0.0515)
Observations	1,189	1,189	1,189	1,189

주1: 괄호 안은 표준오차(standard error), *는 유의수준(***) p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1)임.

주2: (1)과 (3)의 변수값에 대응하는 빈곤탈출 확률은 다른 변수들의 값은 가구들의 평균값을 가진다고 할 때 해당 변수 각각의 값들에 대응하는 예상 확률값임. (2)와 (4)는 기준값에서 각 변수의 값으로 변화할 때 변화하는 확률의 변화분을 나타냄.



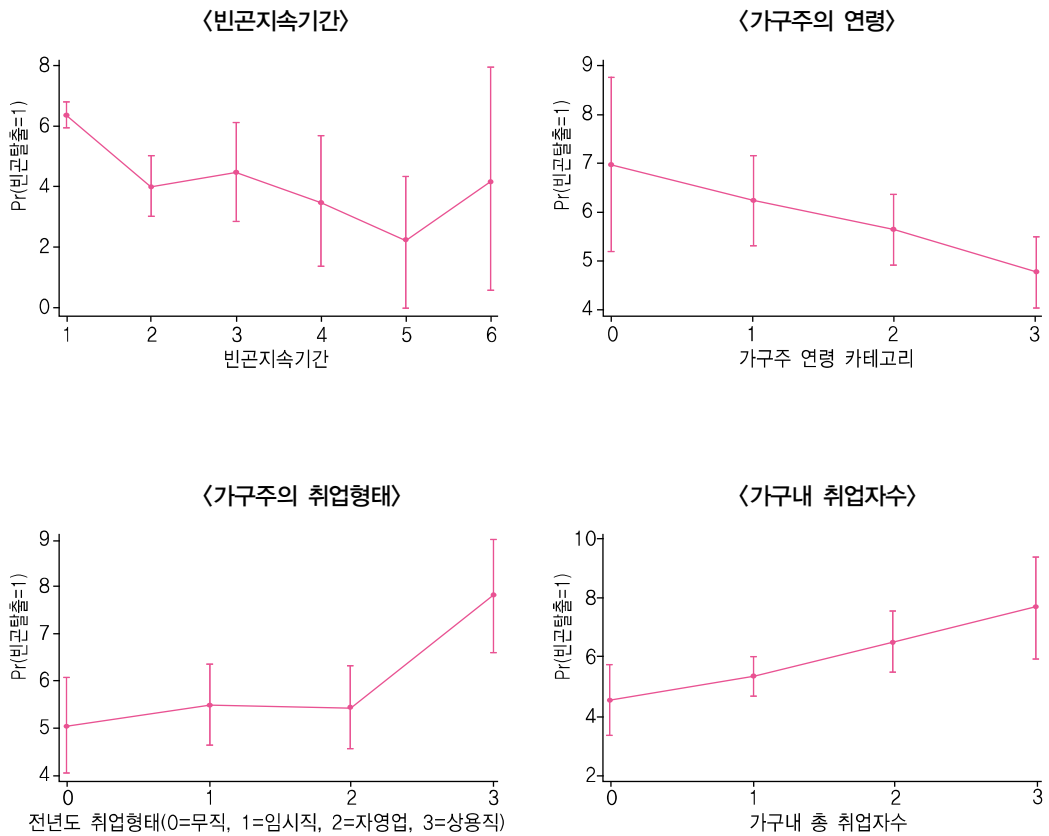
VI. 결론 및 시사점

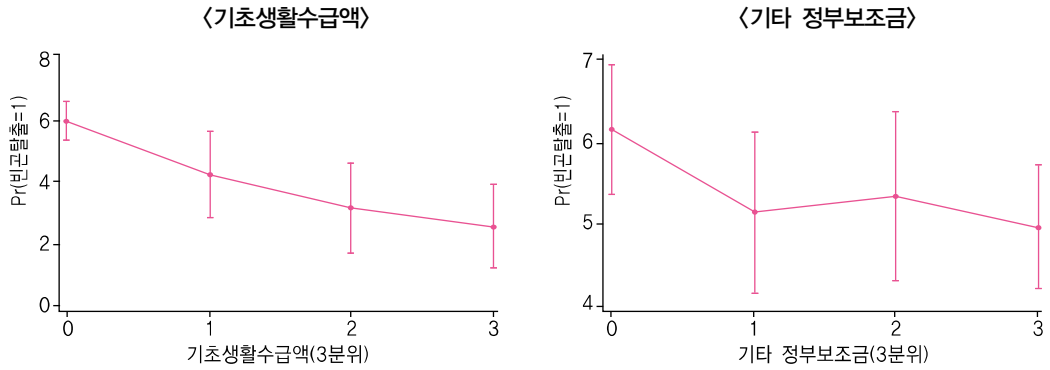
- ▶ 한국복지패널을 사용하여 빈곤가구의 빈곤탈출에 영향을 주는 요인들을 분석한 결과, 가구의 취업관련 요인이 빈곤탈출에 중요한 영향을 미치는 것으로 나타났으며 무분별한 정부의 지원은 가구의 근로유인을 저해하여 오히려 빈곤탈출을 감소시킬 수 있는 것으로 분석됨.
 - 가구주의 취업이나 가구의 취업자수가 빈곤탈출 가능성을 증가시키는 것으로 나타났으며 기초생활보장수급액이나 정부지원금이 많을수록 빈곤탈출 가능성은 낮아지는 것으로 나타남.
 - 이외에도 빈곤기간이 길어질수록, 고령층일수록 빈곤탈출 가능성이 감소하는 것으로 나타났으며, 배우자가 있는 가구보다 미혼 가구에서 빈곤탈출 가능성이 더 낮은 것으로 나타남.
 - 농어촌 가구보다는 대도시나 중소도시에 거주하는 가구의 경우 빈곤탈출 가능성이 높으며 가구주의 교육수준은 예상과는 달리 빈곤탈출에 큰 영향을 미치지 못하는 것으로 나타남(다만 근로능력이 있는 21~60세 연령의 가구주 가구에서는 대출 학력의 경우 빈곤탈출 확률이 상대적으로 높은 것으로 나타남).
- ▶ 가구의 이질성을 통제하고 정부지원의 효과를 엄밀히 검토하기 위해 근로능력이 있고 시장에서 경제활동이 상대적으로 활발하게 이루어지는 21~60세의 가구주가 속해 있는 가구에 대해서도 분석을 수행하였으나 주요 결과는 바뀌지 않음.
 - 분석결과를 빈곤탈출의 확률로 환산하여 주요 결과를 살펴본 결과, 여전히 가구의 취업 상황이 빈곤탈출에 중요한 영향을 미치는 것으로 나타남.
 - 가구주가 상용직으로 취업하는 경우 가구주가 직업이 없는 경우보다 빈곤탈출 확률은 28% 포인트가 높아지는 것으로 나타났으며 비록 유의적이지는 않지만 가구주가 일을 하는 경우 빈곤탈출 확률은 증가하는 것으로 나타남.
 - 가구내 취업자수가 증가할수록 빈곤가구의 빈곤탈출 확률은 증가하는 것으로 나타났으며 가구내 취업자수가 2명 이상이 되면 빈곤을 탈출할 확률은 유의적으로 증가

하며 취업자수가 0명인 가구와 비교하여 빈곤탈출 확률이 20~31% 포인트 더 높은 것으로 나타남.

- 기초생활수급액이나 기타 정부보조금이 증가하면 오히려 빈곤가구의 근로유인을 약화시켜 빈곤탈출 가능성이 감소하는 것으로 나타남.
- 기초생활수급액 가운데 가장 많은 3분위의 지원금을 수급하는 가구의 경우 빈곤탈출 확률은 기초생활지원금을 수급하지 않는 가구보다 약 35% 포인트나 감소하는 것으로 나타남.
- 기타의 정부지원금을 가장 많이 수급하는 가구도 정부지원금을 수급하지 않는 가구보다 빈곤탈출 확률이 오히려 약 12% 포인트 감소하는 것으로 분석됨.

[그림 4] 주요 변수의 변화에 따른 빈곤탈출 확률의 변화 추이





주: 그래프상의 수직선은 95%의 신뢰구간을 나타내며, 해당 변수의 범주화된 각 구분점들에서의 확률값은 다른 가구변수들의 평균값에서 추정된 예측치임.

▶ 분석 결과에 따르면 빈곤감소를 위한 바람직한 정책은 빈곤층에 대한 정부의 무분별한 지원이 아니라, 빈곤층의 근로유인을 강화하는 것이라 할 수 있음.

- 생산적 복지를 실현하고 지속가능성을 유지하기 위해서는 기초생활보장 수혜자 중 근로능력이 있는 수급대상자들에 대해서는 그들의 근로유인을 촉진할 수 있도록 국민기초생활보장제도를 점진적으로 개선할 필요
- 당장의 빈곤 및 소득분배의 불평등 완화에 중점을 두고 있는 기초생활보장 정책들은 근로 여부와 무관하게 일정 소득을 보장해줌으로써 근로가능 수급자들의 근로의욕 상실을 초래
 - 근로활동을 통해 소득이 일정 수준을 초과하게 되면, 기초수급자 자격이 박탈되어 생계급여와 함께 80여 개의 저소득층 지원사업 혜택 중 상당수를 일시에 일괄 포기해야 하는 부담이 발생
- 탈수급 유인 약화는 스스로 빈곤에서 벗어나려는 의지를 저하시키고 결과적으로 복지서비스에 대한 재정 부담을 증가시켜 복지정책의 지속성을 저해할 것임.
 - 물론 근로능력이 없고 시장에서의 경제활동이 어려운 사람에게는 정부의 지원이 반드시 있어야 하지만, 근로능력이 있는 사람에게는 시장에서 스스로의 경제활동을 통해 빈곤을 탈출할 수 있는 유인책을 제공해야 하며 그런 의미에서 복지혜택 및 정부지원은 도움이 반드시 필요한 사람에게만 선별적으로 제공될 필요

▶ 국민기초생활보장제도의 근로·탈수급 유인체계의 제고를 위해, 노동활동에 적극적으로 참여할 수 있는 동기 부여를 목적으로, 근로능력이 있는 수급자에 대해서는 수급기간의 제한을 신중히 검토하고 취업을 유도하는 방안을 고려할 필요

- 현재 근로능력이 있는 수급자들에 대해 설정된 수급기간 제한은 없음. 정부의 지원이 증가하고, 빈곤지속기간이 길어질수록 빈곤가구의 빈곤탈출 확률이 줄어든다는 점을 감안하여 근로능력이 있는 빈곤가구에 한하여 수급기간의 제한을 도입하여 근로유인을 강화하는 방안을 고려할 수 있을 것임.
- 수급기간 제한이 설정된다면 가구가 빈곤층에 진입한지 4~5년에 접어들기 전에 이루어져야 빈곤탈출에 보다 효과적일 것으로 전망됨.
 - * 연구결과에 따르면 빈곤지속기간이 증가할수록 빈곤탈출 가능성은 낮아지는데, 특히 근로능력이 있는 21~60세의 가구주의 경우 빈곤지속기간이 4기 또는 5기에 접어들면 현저하게 빈곤탈출 가능성이 떨어지게 되기 때문에 수급기간을 제한한다면 빈곤층에 진입한 후의 4~5년 안으로 설정하는 방안을 검토
- 한편 현재의 기초생활보장제도는 생계·주거 급여 및 의료급여가 기초생활보장지원 예산의 90% 이상을 차지하는 반면, 근로능력 수급자의 자활과 탈수급을 지원하는 자활급여의 비중은 상대적으로 매우 작아 근로유인 기능이 떨어짐.

[표 20] 기초생활보장지원 예산 현황

(단위: 억 원, %)

사업명	'10년 예산	'11년 예산	'12년 예산
기초생활보장 예산(국비)	70,534 (100)	72,887 (100)	74,851 (100)
생계·주거급여	30,120 (42.7)	30,447 (41.8)	28,812 (38.5)
의료급여	34,995 (49.6)	36,718 (50.4)	39,812 (53.2)
기타	5,419 (7.7)	5,724 (7.9)	6,226 (8.3)

주1: 지방비는 제외된 수치로서, 지방비 포함 시 기초생활보장 재정지출 규모는 '10년 9.1조 원, '11년 9.4조 원, '12년 9.6조 원
 주2: 괄호 안은 총예산 대비 각 항목의 비중
 자료 : 기획재정부(2012)

- 생계·주거 급여 및 의료급여의 일정 부분을 자활급여 예산으로 전환할 수도 있겠지만, 수급기간 제한으로 인해 절약된 기초생활보장 예산의 일부를 자활급여에 활용할 수도 있을 것임. 이는 정부의 복지지출 규모를 늘리지 않아 재정 부담을 최소화시킬 수 있을 것으로 사료됨.
- ▶ 분석 결과에 의하면 빈곤가구의 빈곤탈출에 중요한 영향을 미치는 요인은 가구주의 취업과 가구원 내 취업자수이므로 가구의 취업을 장려하고 취업기회를 확대할 수 있는 취업서비스 강화에 중점을 둘 필요
- 근로능력이 있는 가구의 경우 현금성 지원보다는 직업훈련, 재취업기회 알선, 맞춤형 취업정보 제공 등 취업서비스를 확대하는 한편 취업강화 프로그램을 개발할 필요

- 현금을 지원하는 경우 근로유인을 저해하지 않도록 조정할 필요
 - 일자리가 없거나 영세업체에 종사하는 빈곤층이 노동시장에 적극적으로 참여/재진입할 수 있도록 취업서비스 지원을 강화하고 수평이동 및 상향이동의 가능성을 높일 수 있는 방향으로 기본정책을 재편할 필요
 - * 현실적으로 고용지원서비스가 빈곤층에게 큰 도움이 되지 못하고 있기 때문에 이를 개선할 필요가 있음.
 - * 실제로 다른 보고서에서도 우리나라는 고용지원서비스의 인프라가 취약하고, 고용지원서비스가 취업에 기여하지 못하고 있다는 지적이 있어 왔음.¹⁵⁾
 - 빈곤가구 근로자의 특성과 욕구에 부합하는 직업훈련 및 기술교육을 지원하고 이를 고용과 연계시킬 수 있는 고용정책도 검토할 필요
 - * 본 연구의 분석결과, 임시직이나 자영업직의 빈곤탈출 가능성이 상용직보다는 낮은 것으로 나타나, 임시직이나 자영업직 종사자들에 대해서는 직업훈련과 기술교육에 초점을 두어 양질의 일자리 취업 가능성을 높일 수 있는 방안을 검토할 필요
- ▶ 빈곤층의 취업을 확대하기 위해서는 시장에서도 양질의 일자리가 지속적으로 창출되어야 하기 때문에 기업의 일자리 창출 환경을 지속적으로 개선해 나갈 필요가 있음.
- 기업 활동에 대한 규제를 완화하여 기업의 일자리 창출이 용이한 환경을 조성할 필요가 있음.
 - 최근에 규제개혁에 대한 논의가 활발히 진행되고 있는 만큼 불필요한 규제는 과감히 개혁하여 기업의 활동을 촉진시키고 새로운 사업 진출에 대한 기회를 확대해 나갈 필요
 - 법인세 인하, 기업의 투자 인센티브 확대 등 기업의 일자리 창출 여력을 제고할 수 있는 방안도 함께 검토할 필요
- ▶ 요컨대 향후 복지정책은 근로능력이 없는 빈곤층에 대해서는 보호를 강화하되, 근로능력이 있는 수급자에 대해서는 자발적 근로 및 탈수급 노력을 경주할 수 있도록 근로연계성을 제고하는 것이 중요
- 수급자의 근로의욕을 고취하여 빈곤에서 벗어날 수 있는 유인을 강화하는 것이 복지정책의 지속가능성을 공고히 하는 지름길
 - 최근 세계 각국들도 저출산·고령화 및 사회복지재정의 건전성 문제를 겪으면서 복지제도를 수혜차원(welfare)으로 접근하기보다는 근로연계복지(workfare)로 발전시키려는 노력을 경주하고 있음을 주지할 필요

15) 윤희숙(2012)

참 고 문 헌

[국내문헌]

- 구현경, “경제위기에 대응한 독일의 일자리 중심 접근(Job-Centred Approach)”, 국제노동브리프 (8월호), 36-45쪽, 한국노동연구원, 2011.
- 구인희, “빈곤의 동태적 분석: 빈곤지속기간과 그 결정요인”, 한국사회복지학, 2005.
- 김재호·김승택, “빈곤의 규모와 이행과정”, 연세경제연구, 2001.
- 김교성, “도시 근로자 가구의 빈곤 추이와 원인에 관한 연구”, 한국사회복지학, 2007.
- 김기승·조용수, “연령세대별 빈곤 진출입 결정요인”, 한국응용경제학회, 제9권, 제3호, 2007.
- 송원근·김영신·허원제, “근로연계 복지제도의 구축”, KERI Insight 13-01, 한국경제연구원, 2013.
- 심상용, “우리나라 근로빈곤의 사회구조적 원인에 대한 실증 연구(1982-2004): 거시경제, 노동시장, 분배제도가 근로자가구의 빈곤에 미친 영향의 검증”, 한국사회복지학, 제58권, 제4호, 2006.11.
- 유진성, “독일 근로연계 복지제도의 특징과 시사점”, 정책연구, 한국경제연구원, 2014.
- 윤희숙, “1990년대 이후 한국경제 구조변화가 빈곤구조에 미친 영향과 정책적 함의”, KDI FOCUS(통권 제14호), 2012.
- 임세희, “빈곤탈출의 결정요인: 경제활동 특성을 중심으로”, 사회보장연구, 제22권, 제2호, 2006.6.
- 조막래·이순아, “가구 생계부양형태에 따른 빈곤지속기간과 빈곤탈출확률 결정요인”, 지역발전 연구, 제11권, 제2호, 2012.2.
- 황덕순, “경제위기 이후의 빈곤에 대한 동태분석”, 노동정책연구원 연구논문, 2001.

[해외문헌]

- Allison, Jennifer, “Social Welfare Reform: An Analysis of Germany’s Agenda 2010 Labor Market Reforms and the United States’ Personal Responsibility and Work Opportunity Reconciliation Act (PRWORA) of 1996”, Journal of the National Association of Administrative Law Judiciary, 2006.
- Arellano, Manuel, “Duration Models”, Course Materials, Centro de Estudios Monetarios Y Financieros, Spain, 2008.
- Beck, Nathaniel, Jonathan Katz & Richard Tucker, “Taking Time Seriously: Time-Series-Cross-Section Analysis with a Binary Dependent Variable”, American Journal of Political Science, 42, 4,

1998.

Burgess, Simon, Carol Propper & Arnstein Aassve, “The role of income in marriage and divorce transitions among young Americans”, *Journal of Population Economics*, 16, 3, 2003.

Crandall, S. Mindy & Bruce A. Weber, “Local Social and Economic Conditions, Spatial Concentrations of Poverty and Poverty Dynamics”, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.86, No.5: 1276~1281, 2004.

Jenkins, Stephen, “Easy Estimation Methods for Discrete-Time Duration Models”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57, 1, 1995.

Jenkins, Stephen, “Survival Analysis”, Unpublished Manuscript, Institute for Social and Economic Research, University of Essex, Colchester, 2005.

Jenkins, Stephen, “Estimation: discrete time models(logistic and cloglog)”, Course Notes(Lesson 6), Institute for Social and Economic Research, University of Essex, Colchester, 2014.