

2014년

# 재정패널 학술대회

- 일 시 2014. 11. 27(목) 13:30~17:40
- 장 소 대한상공회의소 소회의실

## 프로그램 안내

□ 주 제 : 2014년 재정패널 학술대회

□ 일 시 : 2014. 11. 27(목) 13:30~17:40

□ 장 소 : 대한상공회의소 소회의실 2,3,4홀

□ 주 최 : 한국조세재정연구원

□ 프로그램

13:30~13:50 등록

13:50~14:00 개회사

14:00~15:00 제1세션(3홀) 사회자 정재호 한국조세재정연구원 선임연구위원

### I-1. 건강 상태가 가계 금융자산 포트폴리오 결정에 미치는 영향 연구

발표자 전성주 보험연구원

이창우 보험연구원

토론자 고 선 중앙대 경제학과

이동규 한국조세재정연구원

허경선 한국조세재정연구원

14:00~15:00 제2세션(4홀) 사회자 황성현 인천대 경제학과 교수

### II-1. 빈곤선 결정기준의 타당성 검증 : 재산의 소득환산제도를 중심으로

발표자 정지운 성균관대 글로벌리더학부

토론자 김태완 한국보건사회연구원

이혜원 한국조세재정연구원

### II-2. 취업은 탈빈곤을 촉진하는가? 빈곤의 상태지속성과 빈곤의 지속기간 의존성 분석을 중심으로

발표자 양정승 한국직업능력개발원

토론자 석상훈 기획재정부

한종석 한국조세재정연구원

15:00~15:20 중간 휴식 1

15:20~16:20 제3세션(3홀) 사회자 박종규 한국금융연구원 선임연구위원

**Ⅲ-1. 재정패널 자료를 이용한 우리나라 소득빈곤 및 자산빈곤의 이행추이분석**

발표자 김성태 청주대 경제학과

김명규 청주대 경제학과

토론자 김미곤 한국보건사회연구원

김학수 한국조세재정연구원

**Ⅲ-2. 소득이동 현황과 결정요인 분석**

발표자 전병목 한국조세재정연구원

토론자 김희삼 한국개발연구원

임병인 충북대 경제학과

15:20~16:20 제4세션(4홀) 사회자 유경준 한국개발연구원 재정·복지정책연구부장

**Ⅳ-1. 학령기 가계의 교육비 지출과 노후준비 수준간의 관계**

발표자 성혜영 국민연금연구원

토론자 박윤수 한국개발연구원

이상엽 한국조세재정연구원

**Ⅳ-2. 연금세제 개편에 따른 개인연금의 체감보험료 변화 효과**

발표자 강성호 보험연구원

토론자 김경아 국민연금연구원

윤성주 한국조세재정연구원

15:20~16:20 대학원생 논문 발표(2홀)

16:20~16:40 중간 휴식 2

16:40~17:40 제5세션(3홀) 사회자 안중석 한국조세재정연구원 선임연구위원

**V-1. 주거급여제도 변경 전후의 재분배효과 비교**

발표자 김승래 한림대 경제학과

임병인 충북대 경제학과

토론자 김혜승 국토연구원

박기백 서울시립대 세무학과

**V-2. 담배상품의 특수성을 감안한 소비모형 검토**

발표자 조남운 분배적 정의와 사회통합 SSK사업단

토론자 성명재 홍익대 경제학부

최성은 한국조세재정연구원

16:40~17:40 제6세션(4홀) 사회자 전병목 한국조세재정연구원 선임연구위원

**VI-1. 재산보유세의 소득재분배 효과 : 주택을 중심으로**

발표자 강성훈 한국조세재정연구원

박명호 한국조세재정연구원

토론자 전병힐 한국외대 국제통상학과

오종현 한국조세재정연구원

**VI-2. 주택자산의 가구원간 배분 방식에 관한 연구**

발표자 김준형 명지대 부동산학과

토론자 김진 동덕여대 경제학과

이철인 서울대 경제학부

(토론자 성명은 가나다순)



# 총 목 차

## ■ 일반연구자 발표 세션

### ▷ 제1세션

- I -1. 건강 상태가 가계 금융자산 포트폴리오 결정에 미치는 영향 연구 ..... 5  
발표자 : 전성주(보험연구원)  
이창우(보험연구원)

### ▷ 제2세션

- II -1. 빈곤선 결정기준의 타당성 검증 : 재산의 소득환산제도를 중심으로 ..... 19  
발표자 : 정지운(성균관대 글로벌리더학부)
- II -2. 취업은 탈빈곤을 촉진하는가? 빈곤의 상태지속성과 빈곤의 지속기간 의존성 분석을 중심으로 ..... 41  
발표자 : 양정승(한국직업능력개발원)

### ▷ 제3세션

- III -1. 재정패널 자료를 이용한 우리나라 소득빈곤 및 자산빈곤의 이행추이분석 ..... 65  
발표자 : 김성태(청주대 경제학과)  
김명규(청주대 경제학과)

III-2. 소득이동 현황과 결정요인 분석 ..... 101  
 발표자 : 전병목(한국조세재정연구원)

▷ 제4세션

IV-1. 학령기 가계의 교육비 지출과 노후준비 수준간의 관계 ..... 141  
 발표자 : 성혜영(국민연금연구원)

IV-2. 연금세제 개편에 따른 개인연금의 체감보험료 변화 효과 ..... 165  
 발표자 : 강성호(보험연구원)

▷ 제5세션

V-1. 주거급여제도 변경 전후의 재분배효과 비교 ..... 199  
 발표자 : 김승래(한림대 경제학과)  
 임병인(충북대 경제학과)

V-2. 담배상품의 특수성을 감안한 소비모형 검토 ..... 223  
 발표자 : 조남운(분배적 정의와 사회통합 SSK사업단)

▷ 제6세션

VI-1. 재산보유세의 소득재분배 효과 : 주택을 중심으로 ..... 243  
 발표자 : 강성훈(한국조세재정연구원)  
 박명호(한국조세재정연구원)

VI-2. 주택자산의 가구원간 배분 방식에 관한 연구 ..... 271  
 발표자 : 김준형(명지대 부동산학과)

## ■ 대학원생 논문 발표

발표 1. 사회경제적 흡연 불균형에 관한 실증분석 .....

발표자 : 강영준 (고려대학교 경제학과)

발표 2. 조세관련 재정패널 데이터의 대표성에 대한 연구 :

국세통계연보와의 비교를 중심으로 .....

발표자 : 박현 (한양대학교 경제금융대학원)



2014년 재정패널 학술대회

## 일반연구자 발표 세션

제1세션

제2세션

제3세션

제4세션

제5세션

제6세션





2014년 재정패널 학술대회

## 제1세션

### I -1. 건강 상태가 가계 금융자산 포트폴리오 결정에 미치는 영향 연구

발표자 : 전성주(보험연구원)

이창우(보험연구원)





# 건강 상태가 가계 금융자산 포트폴리오 결정에 미치는 영향 연구\*



■ 전 성 주\*\*·이 창 우\*\*\*

---

\* 본 연구는 아직 초기단계에 있습니다. 많은 코멘트는 환영하나 인용은 삼가해주시면 감사하겠습니다.(This is a very preliminary draft. Welcome to any comments on this study. Please do not cite.)

\*\* 보험연구원

\*\*\* 보험연구원



# 차 례

I. 서론.....	9
II. 선행연구.....	10
III. 데이터와 기초통계량.....	11
IV. 실증분석.....	13
1. 방법.....	13
2. 결과.....	13
V. 결론.....	15
참고문헌.....	16



# 건강 상태가 가계 금융자산 포트폴리오 결정에 미치는 영향 연구

전성주·이창우

## I. 서론

개인이나 가계가 축적해놓은 금융자산을 예금, 주식, 채권 등 다양한 투자자산에 어떻게 분산투자하느냐에는 여러가지 요인들이 영향을 끼치는 것으로 알려져 있다. 미국의 경우 연령(Poterba and Samwick, 2001), 성별(Sunden and Surette, 1998), 소득위험과 대출제약(Guiso et al. 1996), 상속동기(Hurd, 2002) 등 다양한 요인들이 금융자산 포트폴리오 구성에 영향을 주는 것으로 연구되고 있으며, 우리나라의 경우도 성별(민재형·구기동, 2004), 연령과 소득(김현수·김경아, 2014), 투자심리와 재무교육(김영민·이명휘, 2009) 등이 우리나라 가계 금융자산 포트폴리오를 결정하는데 영향을 주는 것으로 분석되었다.

최근 해외에서는 건강 상태의 변화가 가계 금융자산 구성에 미치는 영향에 대해 활발한 연구가 진행되고 있다. 나쁜 건강상태는 개인의 소비에 대한 한계효용이나 위험회피도, 근로소득 등 자산 포트폴리오 결정요인들에 영향을 줄 수 있을 뿐만 아니라, 의료비용을 증가시키기 때문에 저축 여력을 줄이고 자산 유동화 수요를 유발시킬 수 있다.

본 연구는 외생적 건강 ‘충격’이 가계 금융자산 포트폴리오 구성을 어떻게 변화시키는지 재정패널을 이용하여 살펴보고자 한다. 특히, 우리나라의 경우 국민건강보험제도를 통해 전 국민들이 동일한 건강보험에 가입하여 혜택을 제공받고 있다. 하지만 선행연구의 대상이 된 국가의 국민들은 자신의 소득이나 기호에 따라 상이한 건강보험을 구매하고 있다. 건강보험에 강제로 가입하고 있는 우리나라의 국민들은 외생적 건강 ‘충격’이 발생하였을 때 선행연구의 대상국가 국민들과 다른

방향으로 금융자산 포트폴리오의 의사 결정을 내릴 가능성이 존재한다. 따라서 동일한 국가 건강보험 혜택이 있는 상황 하에서 외생적 건강 ‘충격’이 가구 단위의 금융자산 포트폴리오를 결정하는데 어떤 영향을 미치는지에 대한 연구 결과는 가계 금융자산 포트폴리오 구성 결정요인을 이해하는데 큰 역할을 할 것으로 기대된다.

## II. 선행연구

외생적 건강 ‘충격’은 건강상태를 변화시켜 소득, 부, 소비행위를 변화시킨다. Wu(2003, *Journal of Human Resources*)는 심각한 건강상태 악화가 가구자산에 강한 영향을 준다는 사실을 발견하였다. 그의 연구 결과에 의하면 남성의 건강상태 악화보다는 여성의 건강악화가 가구자산에 더 큰 영향을 준다. 이는 여성의 아플 경우 일반적으로 생활비가 더 많이 들기 때문이다.

Berkowitz & Qiu(2006, *Journal of Banking & Finance*)는 건강상태의 변화가 가구자산과 자산포트폴리오 구성에 어떠한 영향을 주는가를 살펴보았다. 새로운 질병은 가구의 비금융자산보다 금융자산 감소를 이끄는 것으로 나타났다. 건강한 사람과 건강하지 않은 사람들이 보유한 금융자산의 차이를 통제한 후 건강상태와 포트폴리오 선택간의 오래된 퍼즐을 해결하려 하였다. 결과는 건강상태의 변화는 금융포트폴리오에 간접적으로 영향을 주는 것을 나타냈다. 건강충격은 총 금융자산을 줄이고 이는 다시 금융자산의 구성을 변화시킨다. 이들은 1인가구, 기혼 가구 구분하여 분석하였다.

Goldman & Maestas(2013, *Journal of Applied Economics*)은 건강보험의 이용가능성과 재정행위가 연관되어 있음을 발견하였다.

### Ⅲ. 데이터와 기초통계량

#### 1. 데이터

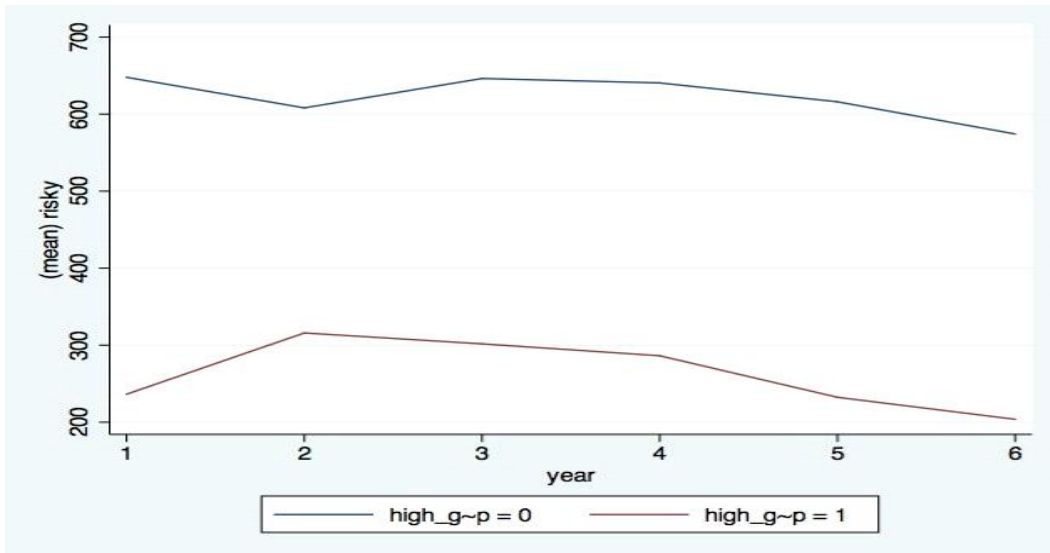
한국재정패널조사 1차년도에서 6차년도까지 사용하였다. 위험 자산은 각 가구가 보유한 금융자산 중 주식, 채권, 펀드이며 그 외의 금융자산은 안전자산으로 분류하였다. 가구내 위험자산 보유액은 평균 495천원이며 가구총의료비지출 입원의료비는 0.0835이다.

<표 1> 재정패널 1~6차년도 가계의 평균 위험자산보유액과 평균 입원의료비

Variable		Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations
위험자산 보유액	overall	496.5949	3117.128	-27	206500	N = 35766
	between		2277.357	-3	78333.33	n = 5961
	within		2128.581	-48920.07	159079.9	T = 6
가구총의료지출비 대비 입원의료비	overall	0.0835999	0.4528696	-61.11111	1	N = 27045
	between		0.2075429	-11.82297	1	n = 5849
	within		0.4016103	-49.20454	12.90657	T-bar = 4.62387

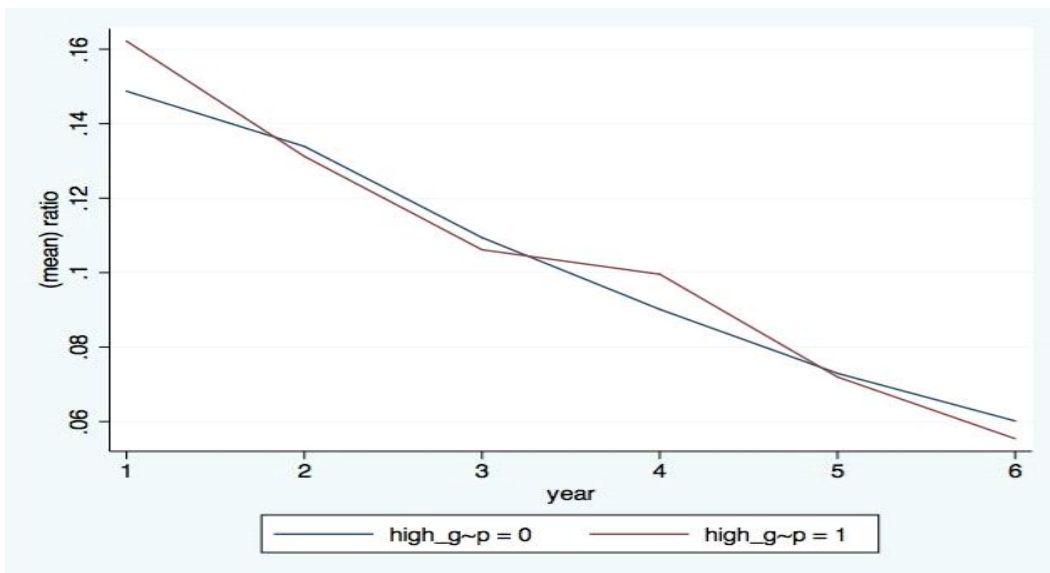
가구의료지출비 대비 입원의료비 비중을 평균인 0.0835를 기준으로 두 집단으로 나누어 위험보유자산액의 추이를 살펴보면 다음 그림과 같다. 상기 비중이 평균보다 높은 집단을 건강상태고위험군이라고 했을 때 이들의 평균 위험자산보유액은 건강상태저위험군의 평균위험자산보유액보다 낮음을 알 수 있다.

[그림 1] 1~6차 재정패널 가구의료비 고지출군과 저지출군의 위험자산 보유액 추이



상기 집단에 대하여 전체금융자산 대비 위험자산의 비중을 살펴보면 다음 그림과 같다.

[그림 2] 1~6차 재정패널 가구의료비 고지출군과 저지출군의 위험자산 보유비율 추이



금융자산 중 위험자산 비중으로 살펴보면 건강집단과 비건강 집단이 최근 6년간 동시에 위험자산의 비중을 줄이고 있음을 알 수 있다.

## IV. 실증분석

### 1. 방법

패널자료를 이용하여 프라빗(Probit)으로 실증분석을 하였다. 종속변수는 가구의 위험자산보유여부이다. 여기서 위험자산은 금융자산 중 주식, 채권, 펀드이다.

건강상태를 나타내는 변수는 두 가지를 선정하였다. 우선 입원비 지출여부를 건강상태를 나타내는 대리변수로 선정하였다. 입원은 외래에 비해 상대적으로 건강상태가 나빴던 경험을 나타낼 가능성이 높기 때문에 입원비의 지출여부는 건강상의 외부적 충격을 나타낼 가능성이 크기 때문이다.

다음으로 가계의 건강상태로 인한 충격을 잡아내기 위하여 가구지출의료비 중 입원의료비의 비중을 이용하였다. 전체가구의 평균(0.0835)보다 높은 가구인 경우는 건강저위험가구로 선정하고 그외 가구는 건강저위험가구로 분류하였다. 모든 가구는 자신의 건강상태의 변화로 인한 지출이 발생할 것을 대비할 가능성이 높는데, 어느정도의 지출액이 가계의 위험자산보유에 직접 영향을 주는지 알기 위해 전체가구의 평균입원비지출을 기준으로 그 영향을 살펴보았다.

그외 위험자산보유에 영향을 줄 수 있는 가구소득, 가구원수, 가구부채여부를 설명변수로 선정하였다.

### 2. 결과

건강상태로 인한 가계지출의 외부적 충격을 입원비 지출여부 변수로 대리하여 위험자산보유에 어떠한 영향을 주는지 살펴본 결과가 <표 2>이다. 우리가 가장 관심있는 변수는 <표 2>에서 입원비지출여부이다. 그 결과를 살펴보면 입원비지출여

부는 가계의 위험자산보유에 음의 관계로 영향을 줄 가능성이 통계적으로 유의하게 나타났다. 이 결과는 가계가 입원비지출을 경험할 경우 그들의 위험자산보유는 줄어들 가능성이 높다는 함의를 제공하고 있다.

<표 2> 건강상태가 위험자산보유에 미치는 영향: 입원비지출여부

VARIABLES	(1)	(2)
입원비지출여부	-0.0864 ** (0.0406)	-0.0855 ** (0.0407)
외래비지출여부	0.0479 (0.0492)	0.0487 (0.0492)
가구소득	0.206 *** (0.00876)	0.206 *** (0.00876)
가구원수	0.118 *** (0.0198)	0.117 *** (0.0198)
가구부채유무		-0.0850 (0.101)
Constant	-2.772 *** (0.118)	-2.606 *** (0.230)
Observations	24,143	24,143
Number of hid	5,426	5,426

Standard errors in parentheses, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

<표 3>은 가계의 건강상태의 변화로 인한 외부충격을 의료비지출수준의 고저여부가 위험자산보유 여부에 미치는 영향을 분석한 결과이다.

<표 2>에서의 결과와 마찬가지로 상대적으로 높은 입원의료비를 지출한 가계가 위험자산보유를 줄일 가능성이 높은 것으로 나타났다. 반대로 이야기하면 총의료비 중 입원지출비가 낮은 가구일수록 위험자산을 더 보유할 가능성이 높은 것을 의미한다. 이 결과는 앞서 기술한 결과와 더불어 건강상태의 변화로 인한 외부충격은 가계의 자산포트폴리오에 영향을 줄 수 있음을 시사한다.

<표 3> 건강상태가 위험자산보유에 미치는 영향: 의료비고지출군 여부

VARIABLES	(1)	(2)
의료비 고지출군	-0.105 *** (0.0336)	-0.105 *** (0.0336)
가구소득	0.140 *** (0.00801)	0.140 *** (0.00802)
가구원수	0.150 *** (0.0177)	0.149 *** (0.0177)
가구부채유무	-	-0.0905 (0.0815)
Constant	-2.572 *** (0.0633)	-2.393 *** (0.173)
Observations	29,157	29,157
Number of hid	5,961	5,961

Standard errors in parentheses, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## V. 결론

본 연구는 외생적 건강 ‘충격’이 가계 금융자산 포트폴리오 구성을 어떻게 변화시키는지 재정패널을 이용하여 살펴본 연구이다. 분석결과, 외생성 건강 충격이 가계의 금융자산 포트폴리오에 영향을 줄 가능성이 높은 것으로 나타났다. 충격의 방향은 우리가 예상한대로 건강충격의 발생은 위험자산보유를 줄이는 방향으로 나타났다.

우리나라의 경우 국민건강보험제도를 통해 전 국민들이 동일한 건강보험에 가입하여 혜택을 제공받고 있다. 하지만 선행연구의 대상이 된 국가의 국민들은 자신의 소득이나 기호에 따라 상이한 건강보험을 구매하고 있다. 건강보험에 강제로 가입하고 있는 우리나라의 국민들은 외생적 건강 ‘충격’에 대해 국민건강보험을

통해 강제적으로 대비를 하고 있다. 즉 건강보험료는 외생적 건강충격으로 발생할 재정적 부담을 완화시키기 위한 강제적 세금이다. 하지만 분석결과는 국민들이 강제적 건강보험을 통하여 이러한 대비를 함에도 불구하고 외생적 건강충격에 여전히 반응하고 있음을 보여주고 있다.

미국을 중심으로 이루어진 선행연구의 대상국가 국민들은 외생적 건강충격에 대비하기 위하여 건강보험을 자발적으로 선택한다는 점에서 우리나라의 국민들과 다른 형태의 가계 금융자산 포트폴리오를 구성할 가능성이 있다. 하지만 분석결과는 강제적 건강보험을 통한 외생적 건강충격에 대비한다고 하더라도 그 충격이 여전히 영향을 미칠 수 있음을 보여주고 있다. 본 연구는 동일한 국가 건강보험 혜택이 있는 상황 하에서 외생적 건강 ‘충격’이 가구 단위의 금융자산 포트폴리오를 결정하는데 어떤 영향을 미치는지에 대한 연구 결과는 가계 금융자산 포트폴리오 구성 결정요인을 이해하는데 시사점을 제공하는데 기여할 것으로 예상된다.

2014년 재정패널 학술대회

## 제2세션

Ⅱ-1. 빈곤선 결정기준의 타당성 검증 :  
재산의 소득환산제도를 중심으로  
발표자 : 정지운(성균관대 글로벌리더학부)

Ⅱ-2. 취업은 탈빈곤을 촉진하는가?  
빈곤의 상태지속성과 빈곤의 지속기간 의존성  
분석을 중심으로  
발표자 : 양정승(한국직업능력개발원)





# 빈곤선 결정기준의 타당성 검증: 재산의 소득환산제도를 중심으로



■ 정 지 운\*

---

\* 성균관대학교 글로벌리더학부, Tel: (02)740-1812, E-mail: [jujung@skku.edu](mailto:jujung@skku.edu)



# 차 례

I. 서론.....	23
II. 재산의 소득환산제도의 개요.....	25
III. 자료와 시산결과.....	26
1. 자료.....	26
2. 시산결과.....	29
IV. 결론 및 시사점.....	38
참고문헌.....	39



# 빈곤선 결정기준의 타당성 검증: 재산의 소득환산제도를 중심으로

정 지 운

## 요 약

본 논문은 현행 국민기초생활보장제도에서 수급자의 선별 및 급여액의 결정에 활용되는 재산의 소득환산제도를 통해 빈곤선 결정기준의 타당성을 검증하였다. 분석을 위해 「6차(2012) 재정패널조사」를 활용하였으며, 그 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 환산율 산정의 이론적·논리적 정합성과 무관하게 일반재산의 소득환산율의 하향조정은 빈곤가구의 선정 및 소요예산 증가에 민감하게 작동하지 않는다. 둘째, 재산의 소득환산제도 중 기본재산액의 차감 및 적용방식에 따라 빈곤가구 선정(빈곤율) 및 소요예산(빈곤갭)이 급격하게 증대될 것으로 예상된다. 셋째, 재산의 유형별 환산율을 상이하게 적용하기 때문에 가구의 보유 재산의 차이에 의해 수평적 공평성의 문제가 발생한다. 이상의 결과는 현행 재산의 소득환산제도에 의해 가구의 빈곤이 과소평가되고 있으며, 수직적·수평적 공평성의 제고를 위해 재산의 소득환산제도의 개편이 필요하다는 것을 시사한다.

## I. 서론

2003년 이후 국민기초생활보장제도의 수급자 선별(정)방식은 ‘소득인정액’ 기준으로 전환되었다. 이는 기존에 소득기준과 재산기준으로 이분화된 경계선(cut-off)을 통해 수급자를 선별하던 방식보다 공평성을 높이는 제도로 평가되고 있다(홍경준, 2004; 허선, 2009; 여유진 외 5인, 2011에서 재인용). 구체적으로 재산의 소득환산방식은 급여 수급 전 생계의 유지를 위해 개인 또는 가구가 보유한 재산을 처분하여 자구책을 강구해야 한다는 ‘보충성(subsidiarity)의 원칙’을 강조하고 있는 것으로 평가할 수 있다. 즉, 빈곤을 ‘경제적 자원에 대한 욕구가 충족되지 못하고 박탈당한 상태’으로 정의하고 수급자를 선별하고자 한다면, 개인 또는 가구의 소

득과 더불어 저량(stock)인 재산을 유량(flow)로 환산하여 평가하는 것이 보충성의 원칙에 위배되지 않는다는 것이다. 이와 같은 원칙 하에서 국민기초생활보장제도에서 정의하는 ‘소득인정액’은 ‘소득평가액(소득)’과 재산을 소득으로 환산한 ‘재산의 소득환산액(재산)’을 합산하고, 이를 최저생계비와 비교하여 차액을 급여로 지급한다.

다만, 국민기초생활보장제도는 수급자 선별방식을 소득인정액 기준으로 전환함에 따라 공평성이 제고되었다는 평가에도 불구하고 재산의 소득환산제도에 대한 이론적·논리적 정합성에 대한 이론(異論)이 제기되고 있다. 특히, 국민기초생활보장제도에서 재산을 일반재산, 금융자산, 그리고 자동차로 구분하여 각각 상이한 ‘환산율’을 적용하여 소득인정액을 산출하는데 이는 경제적 능력(소비의 원천)으로써 자산 유형 간 수평적 공평성을 저해하는 문제에 직면한다. 또한 일반재산의 소득환산액을 산출하는 공식에 있어서 기본공제액 미만의 순재산을 보유한 경우 이를 소득평가액을 비롯한 여타 소득환산액에서 차감하지 않고 ‘0’으로 치환하는 방식을 활용하는데 이는 ‘최저생활보장 원칙’의 위배와 더불어 수직적 공평성을 저해하는 것으로 평가되고 있다.<sup>1)</sup>

본 논문은 국민기초생활보장제도 하에서 재산의 소득환산제도를 개관하고, 「6차 재정패널조사」를 활용하여 소득인정액을 추계한 후 빈곤선 결정기준의 타당성을 검증하는 것을 목적으로 한다. 또한 재산의 소득환산제도를 수직적 공평성의 관점에서 평가하며, 이를 위해순재산에서 기본재산액을 차감할 때 음수를 허용한 후 소득인정액을 추계하여 분석에 활용한다. 국민기초생활보장제도의 타당성과 공평성을 검증하고 평가하는 것은 제도 자체의 개선 뿐 만 아니라 국가의 복지지출 또는 복지사업의 효율성 및 효과성 제고에 일조할 수 있다는 점에서 의의가 있다고 할 수 있다.<sup>2)</sup>

- 1) 보충성의 원칙은 국민기초생활보장법 제3조(급여의 기본원칙)제1항에 명문화되어 있다. 한편 보충성의 원칙은 ‘자력 우선의 원칙’으로 표현되기도 하며, 최후의 안전망으로서 국민기초생활보장제도에의 의존성을 최소화, 근로비유인 제거를 목적으로 한다고 평가된다(여유진 외 5인, 2011). 최저생활보장 원칙은 국민기초생활보장법 제4조(급여의 기준 등)제1항에 따라 급여는 건강하고 문화적인 최저생활을 유지할 수 있는 것이어야 한다고 명시하고 있다.
- 2) 최성은(2013)에 따르면, 2013년 중앙정부 복지사업(162개) 중 95개(56.6%) 사업이 복지대상자 선정을 위해 국민기초생활보장제도의 소득인정액을 활용하고 있으며, 소득과 별도로 재산조사를 하는 사업도 34개(21.0%)에 달한다.

논문의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어 제II장에서는 재산의 소득환제도의 도입에 대해 개괄하여으며, 제III장에서는 분석에 사용된 자료와 세 가지 분석 결과를 나누어 제시하였다. 마지막 제VI장에서는 결론과 향후 과제에 대해 논의 하였다.

## II. 재산의 소득환산제도의 개요<sup>3)</sup>

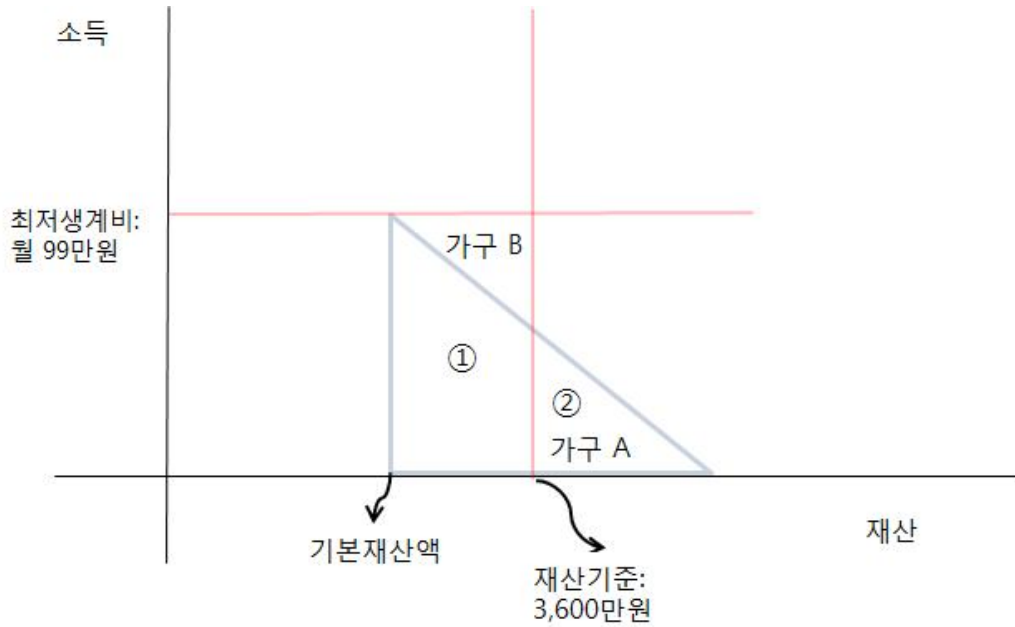
2003년 재산의 소득환산제를 도입한 이유는 수급자 선별 및 급여의 공평성을 제고할 수 있다는 장점 때문이다. 예를 들어 2002년 경계선(cut-off) 방식 하에서 소득기준과 재산기준은 각각 99만원, 3,600만원이었는데 소득이 전혀 없지만 재산이 3,601만원인 가구(A)는 수급을 받지 못하는 반면 소득이 99만원이고 재산이 3,600만원인 가구(B)는 수급이 가능한 상황이 발생한다. 이 때 소득인정액 기준을 활용할 경우 가구의 경제적 능력이 상대적으로 높게 평가된 가구(B)는 선정되지 않고, 가구(A)는 선정되어 수급자의 선별 단계에서 공평성이 제고된다. 소득인정액은 이 하 식과 같으며, 실제소득에서 가구특성별 지출비용과 근로소득공제를 제외한 소득평가액과 재산에서 기본재산액과 부채를 차감한 재산의 소득환산액의 합이다.

경계선 방식에서 소득인정액으로의 전환함에 따라 발생하는 공평성 제고 효과를 정리하면, 첫째, 소득이 낮으면서 재산기준을 초과하여 탈락한 가구 중 일부를 구제할 수 있다([그림 1]의 ①영역). 둘째, 소득이 거의 없으나 재산기준을 초과하여 선정될 수 없던 가구 역시 구제될 수 있다([그림 1]의 ② 영역). 이상의 경우 급여는 최저생계비와 재산의 소득환산액 만큼 급여는 줄어들게 되는데 점선의 기울기는 재산의 소득환산율을 의미한다. 다시 말해서, 수급자 선별(정)에 재산의 소득환산을 통한 보충성의 원리를 적용하고, 급여액의 산정에 최저소득보장 원리를 적용한 결과이다.<sup>4)</sup>

3) 본 장에서 소개하는 재산의 소득환산제도의 주요 내용은 여유진 외 5인(2011) 및 보건복지부(2013)에서 참고하여 정리하였음을 밝혀둔다. 다만, 경계선(cut-off) 방식과 소득인정액의 구체적인 장단점의 비교는 논문의 목적 상 생략하며, 여유진 외 5인(2011)을 참고하면 된다.

4) 기존 연구에서 보충성의 원리와 최저보장의 원리 간의 상충관계(trade-off)가 있다고 보는 견해가 있다(여유진, 2011). 하지만, 국민기초생활보장법에 근거하여 논리적으로 생각해보면 보충성의 원칙은 가구의 경제적 능력을 평가하는 기준이며, 최저보장의 원리는 건강하고 문화

[그림 1] 소득인정액 적용에 따라 수급자 선정 및 급여



### Ⅲ. 자료와 시산결과

#### 1. 자료

재정패널조사(National Survey of Tax and Benefit)는 세제 개편에 따른 정책효과를 실증적으로 분석할 필요성 증가에 따라 조사되기 시작하였다. 특히, 가구 단위의 조세-지출-복지에 관한 포괄적 데이터가 부족한 상황에 기인하여 조세정책과 행정을 연구하고 분석하는데 활용할 수 있는 실증적인 조사 자료를 수집·제공한다. 가계의 조세부담 및 가계가 정부로부터 받는 혜택을 파악하고 이를 기준으로 부담과 혜택의 공평성 및 소득 재분배 효과를 분석에 적합하도록 설계되었다. 조

---

적인 최저생활을 유지할 수 있는 수준을 정하고 앞선 평가결과와의 차이를 급여로 지급한다는 급여 규모와 관련된 기준으로서 선후가 명확하다. 즉, 전술한 연구에서 논의하는 바와 같이 보충성 원리를 강조한다고 하더라도 최저보장의 원리에 위배되는 것은 아니다.

사 대상자는 제주도·도서지역을 제외한 전국 15개 시도에 거주하고 있는 일반 가구와 가구원이다. 이 때 가구주는 경제적으로 가계를 책임지는 사람으로, 현재 가구소득의 상당부분을 차지하거나 가구를 경제적으로 대표하는 사람을 가구주로 정의한다. 설문은 조사원에 의한 면접타계식(face-to-face interview)을 기본원칙으로 하고 있으며, 조사표는 가구 조사표와 가구원(개인) 조사표로 구성된다.

이하에서는 재정패널 6차년도(2012년)에서 소득인정액(이하 산시 참조)을 산출하기 위해 활용한 소득과 자산 항목을 설명한다.

#### <소득인정액 산정방식>

소득인정액 = 소득평가액(A) + 재산의 소득환산액(B)

A : 소득평가액 = (실제소득 - 가구특성별 지출비용 - 근로소득공제)

B : 재산의 소득환산액 = (재산 - 기본재산액 - 부채) \* 소득환산율

기본적으로 소득평가액은 ‘실제소득’에서 가구특성별 지출비용과 근로소득공제를 차감하여 정의한다. 여기서 실제소득이란 근로소득, 사업소득, 재산소득, 기타소득 등으로 구성되며, 퇴직금 등 부정기적 금품(재산으로 산입), 국가유공자나 독립유공자 등에 지급되는 수당, 그리고 보육·교육 등 서비스 이용을 전제로 제공받는 보육료·학자금 등은 제외한다. 연간 가구소득은 가처분소득에서 위의 제외항목과 근로소득공제를 차감하여 산출하였다.

더불어 재산의 소득환산액 산출을 위한 재산 구분은 일반재산, 금융재산, 그리고 자동차로 구분되며, 재정패널조사에서 제공하는 부동산 자산(일반재산) 및 관련 부채, 금융자산(금융재산) 및 관련 부채, 그리고 자동차 가격에 대한 정보를 활용하였다.

#### <재산의 소득환산액 산정방식>

재산의 소득환산액 = (일반재산 + 금융재산 + 자동차)의 소득환산율

\* 일반재산 소득환산액 = (재산가액 - 기본재산액 - 부채) \* 소득환산율

\* 금융재산 소득환산액 = (재산가액 - 차감액) \* 소득환산율

\* 자동차의 소득환산액 = 재산가액 \* 소득환산율

우선 일반재산 소득환산액 산출을 위해 재정패널조사에서 활용되는 조사항목은 가구원이 거주주택의 전세 및 월세의 보증금, 가구원이 비거주주택의 전세 및 월세의 보증금, 주택 이외 건물(상가 등)의 전세 및 월세의 보증금, 현재 거주주택의 보유주택, 주택 이외의 보유 부동산(임야, 전답, 토지, 상가), 보유 회원권(골프, 콘도 등) 농기계, 가축, 선박, 건설중장비 등이며, 재산가액은 이들 변수의 합계를 활용한다. 재산가액에서 차감하는 기본재산액은 시기별로 상이하며, <표 2>와 같다.<sup>5)</sup>

<표 1> 기본재산액의 변천

구분	2003년	2004~2008년	2009~2014년
대도시	3,300	3,800	5,400
중소도시	3,000	3,100	3,400
농어촌	2,900	2,900	2,900

금융재산 산출 시 재정패널조사에서 은행 등 금융기관 예적금 펀드 가입 금액, 채권 보유 금액, 주식 보유 금액, 저축성 보험, 연금성 보험, 빌려준 돈, 기타 금융자산, 작년 한 해 주택마련저축 또는 주택마련펀드 불입한 금액을 합산하여 계산하였다. 자동차 재산가액은 소득환산율이 월 100% 적용되어 자동차의 보유여부는 국민기초생활보장제도 하에서 수급판정에 중요하다. 본 연구는 자동차의 소득환산액의 산정은 자동차의 조사연도와 연식 차이에 연간 감가상각율 5%로 할인하여 현가를 산출하고 각 가구가 보유(최대 6대)하고 있는 자동차의 가치를 합산하였다.<sup>6)</sup> 이밖에 재산의 소득환산액 추계를 위해서는 순자산의 계산 및 적용이 필요한데 일반재산의 부채는 정부지원 주택자금 대출 금액, 금융기관 주택담보 대출, 그

5) 재정패널조사에서 대도시는 특별시, 광역시의 구(도농 복합군 포함)를 포괄하며, 중소도시는 도의 시, 그리고 농어촌은 도의 군으로 구분된다. 만약 소득이 없고 재산만 있는 경우 재산의 종류별 가액은 공적자료에 의한 가격을 원칙으로 적용한다. 다만, 노인, 중증장애인 등 근로능력이 없는 자료만 구성된 가구의 재산, 재산처분이 곤란하여 소득환산이 어렵다고 판단한 가구의 해당재산 등은 소득환산대상 재산에서 제외한다.

6) 차량의 종류별·승차정원별·최대적재량별·제조연도별 제조가격(수입하는 경우에는 수입가격을 말한다) 및 거래가격 등을 고려하여 정한 기준가격에 차량의 경과연수별 잔존가치율을 적용한다. 자동차세 차등과세제도의 할인 한도가 5%임을 고려하여 산정한 것이다.

리고 세입자에게 돌려주어야 할 전세금, 임대보증금을 활용한다. 더불어 금융재산 차감액으로 금융재산에서 학자금 대출, 금융기관 대출, 그리고 기타를 활용한다.<sup>7)</sup> 마지막으로 순재산은 이상에서 산출한 자산과 부채의 차감액으로 정의한다.

## 2. 시산결과<sup>8)</sup>

### 가. 일반재산의 소득환산율에 따른 빈곤율과 빈곤갭

본 항에서는 현행 기초생보의 소득인정액 산식에서 소득, 금융재산, 그리고 자동차의 소득환산을 고정시켜두고, 재산의 소득환산율을 변화시켰을 때 빈곤율, 빈곤갭에 어떠한 영향을 미치는지 분석한다.

우선 <표 2>에서 제시한 빈곤율(A)와 빈곤갭(B)은 2012년도 최저생계비(4인 가구 기준) 1,794.7만원을 적용하여 시산한 결과를 보여주고 있다. 여기서 첫 번째 열은 가구가 보유한 순재산액<sup>9)</sup>을 ‘얼마의 기간 동안 나누어 쓰는가?’, 즉, 순재산의 소득환산 기간, 두 번째 열은 순재산의 월 소득환산율을 나타내고 있다. 예를 들어 가구가 보유한 전체 재산을 12개월 동안 분할하여 사용한다면 월 8.33%만큼 소득으로 환산할 수 있다는 것을 의미하며, 만약 24개월 동안 분할하여 사용한다면 월 소득환산율은 4.17%가 된다. 정리하면, 재산의 소득환산율은 ‘1/보유 재산의 사용기간(n)’이며, n의 증가에 따라 비례적으로 감소한다. 이 때 재산의 소득환산율을 낮게 적용할수록 빈곤율(A)은 높아지며, 이는 가구의 소득으로 인정되는 재산의 산입 비중이 낮아지기 때문이다. 더불어 최저생계비(절대빈곤선)와의 부족분의 평균으로 측정한 빈곤갭은 재산의 소득환산율의 하향에 따라 높아지는 양상을 나타내는데 이는 전술한 이유와 동일하다.

7) 참고로 재정패널 조사항목 중 ‘부동산/기타자산’(h\_fb020)은 보유 귀금속, 골동품, 예술품 등 귀중품의 평가액을 합친 금액이므로 본질적으로 유동화는 가능하나 재산의 소득환산액 과정에서 제외하였다.

8) 가구 빈곤(빈곤율, 빈곤갭)을 측정하기 위해 FGT 지수를 활용하였으며, 횡단면 가중치를 부여한 결과이다. 또한 가구원수별 최저생계비를 기준으로 가구균등화지수를 적용하였다.

9) 여기서 순재산액은 재산의 소득환산액 산식 중 일반재산의 (재산가액 - 기본재산액 - 부채)를 의미한다.

<표 2> 소득환산율 적용에 따른 빈곤율과 빈곤갭

구분	월 소득환산율	빈곤율(A)	빈곤갭(B)
12개월	0.0833	7.43	2.5
18개월	0.0556	7.51	2.51
<b>24개월</b>	<b>0.0417</b>	<b>7.55</b>	<b>2.53</b>
36개월	0.0278	7.68	2.56
48개월	0.0208	7.84	2.59
60개월	0.0167	7.99	2.62
72개월	0.0139	8.25	2.66
84개월	0.0119	8.33	2.7
<b>93.5개월</b>	<b>0.0107</b>	<b>8.41</b>	<b>2.74</b>
96개월	0.0104	8.41	2.74
108개월	0.0093	8.56	2.77
120개월	0.0083	8.66	2.8
240개월	0.0042	9.12	2.98

특징적으로 가구의 재산의 소비기간을 12개월로 설정할 경우와 240개월로 설정할 경우 빈곤율의 차이는 1.69%p, 빈곤갭의 차이는 0.49%p에 그치고 있다. 이와 같은 결과는 소득과 일반재산의 차원에서  $\alpha$ 의 기울기가 더 완만해지더라도 해당 구역에 가구가 많지 않기 때문에 한계적으로 증가하는 빈곤은 크지 않다는 점([그림 2] 참조)과 일반재산의 소득환산율을 낮추더라도 추가적인 예산의 지출이 크지 않을 것이라는 점을 의미한다.<sup>10)</sup> [그림 1]에서 십자(+)형과 오(o)형은 각각 환산율 8.33%(12개월), 환산율 0.42%(240개월) 하에서 빈곤으로 판별된 가구의 소득과 순재산의 산포도를 나타내고 있다. 즉, 십자형과 오형이 중복된 점은 두 환산율 하에서 모두 빈곤인 가구이며, 오형만으로 표기된 점은 환산율을 하향했을 때 새롭게 추가되는 빈곤 가구를 의미한다.

10) 현행 기초생보가 보충급여 방식임을 고려하면 빈곤갭은 재정소요의 변화를 시산할 수 있도록 도움을 준다. 예에서 살펴본 바와 같이 재산의 월 소득환산율을 8.33%로 할 경우 빈곤 가구의 수는 전체 가구수(2010년 기준) 1,734만 가구 중 빈곤가구는 129만 가구(빈곤율 7.43%)이며, 소득환산율을 0.42%로 하향할 경우 빈곤가구는 158만 가구(빈곤율 9.12%)가 된다. 최저생계비 1,794.7만원에서 전자의 경우 가구당 44.9만원(빈곤갭 2.5%)의 급여가 필요하며, 이를 빈곤가구와 곱하면 5,780억원이 산출된다. 동일한 방식으로 후자의 경우 8,457억원이 산출된다.

[그림 2] 재산의 소득환산율에 따른 빈곤가구의 소득-순재산 산포도



주: 가처분소득은 소득인정액 중 소득평가액을 의미함.

## 나. 일반재산의 소득환산방식과 수직적·수평적 공평성

### 1) 일반재산의 기본공제액과 수직적 공평성

일반재산의 소득환산액의 산식에서 기본재산액은 ‘가구의 기본적 생활에 필요하다고 인정하는 금액’으로 정의되며, 재산에서 부채와 기본재산액을 차감한 값이 음(-)인 경우 0으로 치환하는 방식을 활용한다. 즉,  $I + \alpha \cdot \max\{A - \bar{T}, 0\}$ 과 같이 일반재산에서 부채를 차감한  $A$ 가 기본재산액  $\bar{T}$ 보다 적은 경우 0이 된다. 때문에 금융자산과 자동차의 소득환산액이 같다면 소득평가액으로 빈곤가구의 선정(별) 여부와 급여액을 결정하게 된다. 예를 들어, (재산의 소득평가액 이외 다른 항목이 모두 동일하다고 가정)  $A$ 가구는 재산의 소득평

가액이 음(-)이고 B가구의 소득평가액이 음이 아니라면, A가구의 경제적 능력 또는 소비 능력은 B가구보다 낮다. 즉, A가구는 B가구에 비해 기초적 욕구의 충족에 필요한 경제적 자원이 부족하다고 평가되는 것이 수직적 공평성에 부합하지만, 현 기초생보의 구조 하에서는 두 가구의 차이를 식별할 수 없다.

이상의 논의는 다음과 같은 가상의 사례를 통해 확인할 수 있다. 우선 (사례 1)은 소득평가액이 동일하지만, 가구가 보유한 (일반)재산이 상이한 경우이나 소득인정액은 동일하다.<sup>11)</sup> 반면 (사례 2)의 경우 가구가 보유한 (일반)재산이 기본공제액에 미치지 못할 때 이를 소득에서 차감하는 방식을 예시한 것이다. 특히 전술한 (사례 1)과 (사례 2)는 ‘송과구 세모녀’ 사건의 상황을 요약한 것이다.<sup>12)</sup>

(사례 1) A가구의 경우 소득평가액 월 150만원, 월세보증금 500만원이라면, 소득 인정액은 월150만원이 된다. 반면 B가구의 경우 소득평가액 월 150만원, 자가 주택 5,400만원이지만, A가구와 마찬가지로 소득인정액은 150만원이다.

(사례 2) A가구의 경우  $I + \alpha \cdot (A - \bar{T})$ 를 적용하여  $150 + 0.0417\{(500 \times 0.95) - 5,400\}$ 이 되며,  $150 - 19.8 = 130.2$ 가 소득인정액이 된다. 이 때 A가구가 4인가구일 경우 월 최저생계비 149.6만원과 소득인정액의 차액만큼 급여로 받게 된다. B가구의 경우 소득인정액의 변동은 없다

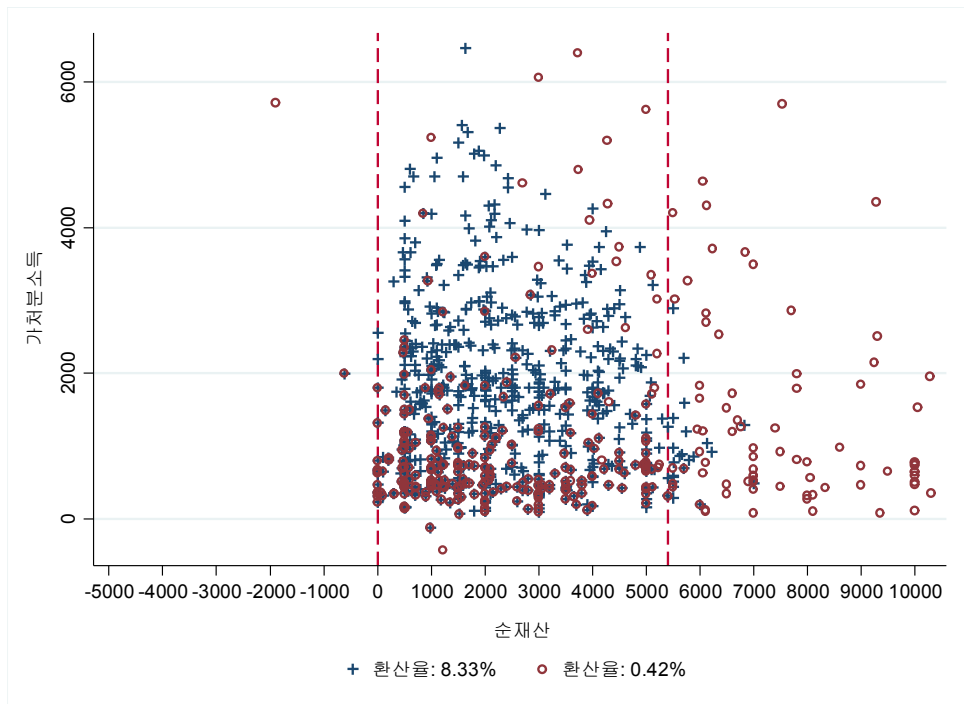
---

11) 2013년 기초생보 개정에 따르면, 재산을 주거용재산과 일반재산으로 나누어 식별한다. 즉, 수급(권)자의 주거용 재산의 한도액은 대도시 10,000만원, 중소도시 6,800만원, 농어촌 3,800만원이며, 기본공제액은 대도시 5,400만원, 중소도시 3,400만원, 농어촌 2,900만원이다. 이 때 주거용재산과 일반재산의 소득환산율은 각각 월 1.04%, 월 4.17%이다(보건복지부, 2013).

12) 위 사건은 기초생보가 부양의무자 또는 그의 추정소득 제도, 그리고 긴급복지지원제도의 사각지대의 현황을 보여줬다고 할 수 있다. 다만, 저자는 근본적으로 경제적(소비) 능력을 평가하는 기준인 소득인정액 제도 내의 사각지대가 그 원인이었다고 평가하고 있다.

[그림 3]과 [그림 4]는 일반재산을 평가할 때 기본재산액의 차감 전후 빈곤가구의 가치분소득(소득평가액)과 순자산의 산포도를 보여주고 있다.<sup>13)</sup> 2012년 기본재산액은 5,400만원이며, [그림 2]에서 점선의 구간이 순자산액이 [0, 5,400만원] 구간인 가구의 소득-순자산의 산포도를 의미한다. 즉, [그림 2]에서 기본재산액을 공제하면, [그림 3]과 같이 나타낼 수 있다. 여기서 [-5,400, 0] 구간의 빈곤가구는 소득인정액의 산출 시 모두 0을 기준으로 모이게 된다. 참고로 [그림 1]과 같이 0에 밀집되어 있는 양상을 나타내게 될 것이며, 이 때 해당 가구들은 모두 소득평가액만으로 경제적 능력을 평가받게 된다.

[그림 3] 일반재산의 기본재산액 공제 전 빈곤가구의 소득-순자산 산포도



13) 기본재산액을 차감하는 방식은 다음과 같다. 재산과 부채의 격차가 음수이면 0으로 치환 ([그림 3])한다. 이 경우 순자산액이 0이므로 기본재산액을 차감하면 음(-)의 재산액이 도출되고, 여기에 재산의 소득환산율을 곱하여 가치분소득(소득평가액)과 합산([그림 4])한 것이다.

[그림 4] 일반재산의 기본재산액 공제 후 빈곤가구의 소득-순재산 산포도



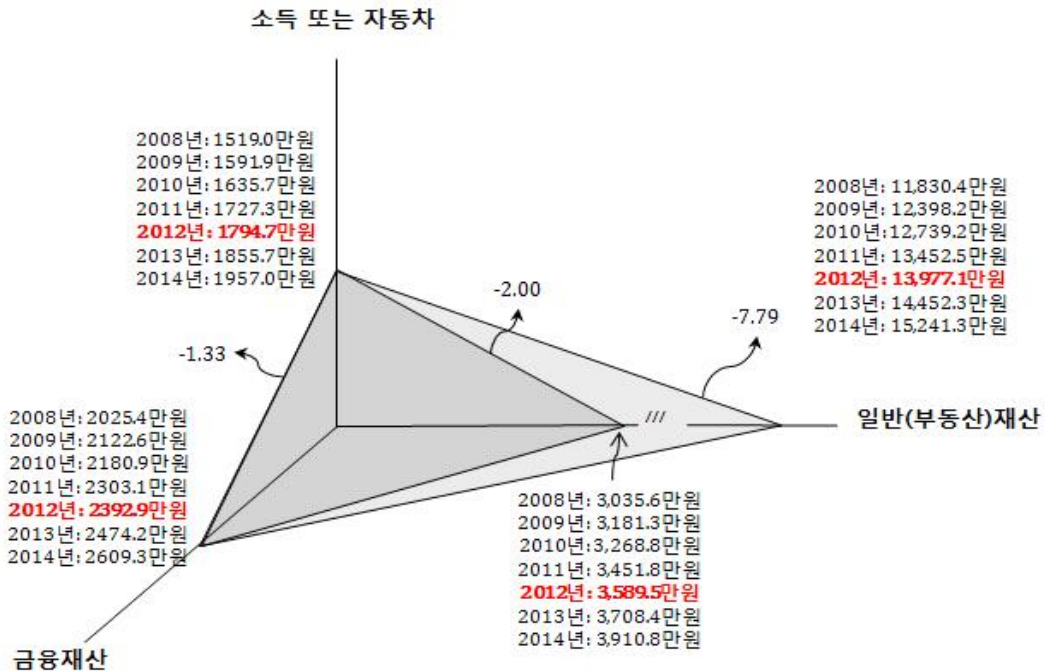
## 2) 재산의 유형과 수평적 공평성

재산의 유형(부동산재산(주거용, 일반), 금융재산, 자동차)에 따라 상이한 환산율을 적용하는 것은 동일한 역할을 하는 소비원천을 차별적으로 다룸으로써 수평적 공평성에 위배된다고 평가할 수 있다([그림 5] 참고). 물론 현실에서는 가구가 보유한 재산의 매각 또는 유동화 가능성이 상이한 것은 사실이다. 그럼에도 불구하고 특정 시점에 가구의 경제적 능력(소비 능력)을 평가하는데 상이한 소득환산율 적용해야 할 어떠한 이론적·논리적 근거도 없다. 결국 기초생보에서 활용하는 환산율이라 함은 보유한 (순)재산을 ‘얼마의 기간 동안 나눠 써야 하는가?’를 결정하는 정책당국이 설정하는 임의의 기간일 뿐이다.<sup>14)</sup> 예로 2013년 일반재산 중 주거용 재산의 소득환산율은 4.17%에서 1.07%로 하향조정 되었다. 이는 보충성 원칙하에서 전자는 보유한 일반재산을 약 24개월로 나누어 사용하여야 한다는 의미이며,

14) 일반재산과 금융재산의 환산율은 각각 4.17%, 6.26%를 적용한다. 이에 대해 보건복지부(2011)는 금융재산은 일반재산에 비해 환급율이 1.5배 수준임을 고려하여 환산율을 적용한다고 안내하고 있다

후자는 약 93.5개월로 나누어 써야 한다는 의미일 뿐이다. 또한 일예로 생애주기의 관점에서 이상의 논의를 고찰해보면, 환산율이 낮은 경우 고령가구가 자녀에게 유산(bequest)을 허용하는 동일한 의미가 된다.<sup>15)</sup>

[그림 5] 유형별 재산의 소득환산액의 비교



#### 다. 맞춤형 급여체계(개편안) 하에서의 재산의 소득환산제도<sup>16)</sup>

맞춤형 급여체계(안)는 선정기준의 다양화와 급여별 최저보장수준의 설정으로 그 특징을 설명할 수 있다. 그동안 최저생계비(공식 빈곤선)와 공공부조기준선은

- 15) 유사한 맥락에서 노인가구의 경제적 상태를 현재의 소득만으로 파악할 경우 해당 가구의 빈곤위험을 과도하게 평가할 가능성이 높다는 문제가 제기되었다(정지운, 김주현, 2014). 이는 소득과 더불어 자산을 적절하게 고려해야만 노인가구 뿐 아니라 경제적 위험에 대한 이해 뿐 아니라 적절한 정책대응을 할 수 있다는 점을 시사한다.
- 16) 정부는 기초생활보장제도의 맞춤형 급여체계의 개편(안)은 현행 제도에 비해 첫째, 급여별 선정기준의 다층화(탈수급 유인 제고), 둘째, 급여별 최저보장수준 설정(보장성 강화, 부양 의무자 기준 완화(사각지대 해소)에 장점이 있다고 밝히고 있다(사회보장위원회, 2013).

개념적 차이에도 불구하고 우리나라의 경우 이를 일치시켜 놓아 최저생계비 결정 시 개념상 문제와 더불어 정치·행정적 요인이 크게 작용할 가능성이 있다는 문제가 제기되었다(우석진, 2011).<sup>17)</sup> 현행 및 개편안의 차이는 다음의 [그림 6]과 같이 요약할 수 있다.

[그림 6] 맞춤형 급여체계 개편 방안 개요

현 행		→	개편 후	
선정기준	급여수준(내용)		선정기준	최저보장수준
최저생계비	최저생계비의 80%수준 현금급여  (현물급여 등 제외)	생계	중위소득 30% 수준	중위소득 30% 수준
	필수의료서비스의 낮은 본인부담률 (현물급여)	주거	중위소득 43% 수준	지역별 기준임대료
	수업료, 교과서대 등 (현물급여)	의료	중위소득 40% 수준	현행과 동일
		교육	중위소득 50% 수준	현행과 동일

자료: 사회보장위원회(2013)에서 발췌·재인용함.

현행 통합급여 방식에서 개편 후 개별급여 방식으로 전환될 경우 수급자 선별은 상대소득에, 급여는 최저보장수준을 법률에 명시하여 실시한다. 이 때 재산의 소득환산액과 관련한 급여항목은 생계급여이며, 가구규모별 급여수준은 ‘생계급여액 = 생계급여 최저보장수준 - 소득인정액’으로 결정된다. 즉, 생계급여 최저보장 수준(2017년 중위소득의 30% 수준)에서 수급자 가구의 소득인정액을 제외한 차액을 보충급여 방식으로 지급한다. <표 3>은 재정패널조사(2012년)와 가계금융조사(2011)에서 제시한 중위소득 대비 비율에 따른 월 소득을 나타낸 것이다. 다만, 재정패널 조사의 경우 2012년 자료임에도 불구하고 2011년 가계금융조사에 비해 중위소득이 낮은 것으로 나타났으며, 이는 재정패널조사에서 고소득층 가구 및 저소득층 가구를 과대표집(over sampling)하기 때문으로 파악된다.<sup>18)</sup>

17) 구체적으로 최저생계비(빈곤선)이 빈곤인구의 비중과 그 추세를 파악하기 위한 객관적·사회과학적 지표인데 반해 공공부조기준선은 공적재원의 제약 하에서 정부개입을 결정하는 기준선이나 그 동안 우리나라는 이 두 선이 일치되었다는 문제가 있다.

18) “가구의 조세내역·소득공제내역뿐 아니라 가구가 정부로부터 지원받는 복지혜택을 파악하는데도 관심을 갖고 있어, 소득수준 상위 10% 이상 고소득층과 차상위 계층 이하 저소득

<표 3> 자료별 중위소득 차이

중위소득의	재정패널조사 (2012)	가계금융조사 (2011)	기초생계비 (2012)
10%	월 35.7만원		월 149.6만원
20%	월 71.4만원		
<b>30%</b>	<b>월 107.0만원</b>	<b>월 115만원</b>	
40%	월 142.7만원	월 155만원	
50%	월 178.4만원	월 192만원	

이하에서는 본 연구에서 산출한 가구의 소득인정액과 중위소득 대비 30%를 빈곤선(<표 2>)으로 적용하여 빈곤율 및 빈곤갭을 산출한 결과는 <표 4>에 비교하였다. 그 결과 현행 기초생계비 방식에 비해 생계곤란자로 판별되는 비중이 감소하고, 소요되는 예산도 차이를 나타내는 것으로 나타나고 있다. 생계급여의 경우 주거, 의료, 교육급여와 달리 여전히 보충급여의 형태를 유지하고 있으며, 여전히 재산의 소득환산제도의 문제점을 내포하고 있다. 물론 생계급여를 제외한 의료, 주거, 그리고 교육급여의 대상자 선정 기준은 각각 중위소득의 40%, 43%, 그리고 50% 수준으로 현행 기초생계비 하에서보다 상향되어 대상자가 늘어나게 될 것으로 전망된다.

<표 4> 중위소득의 30%을 빈곤선으로 활용한 빈곤추정 결과 비교

구분	재정패널조사 (2012)	가계금융조사 (2011)	기초생계비 (2012)
빈곤율	4.00	4.85	7.55
빈곤갭	1.21	1.43	2.53
중위소득 30%	1284	1380	1794.7
전체 가구수 (만 가구)	1734만 가구		
빈곤가구 수 (만 가구)	69.3	84.1	131.0
가구 당 빈곤갭 (만 원)	15.5	19.7	45.4
재정지출 (억원)	1072.8	1657.2	5950.1

층을 관심 연구 대상으로 선정하였다. 저소득 계층은 그 수가 작아 일반적인 방식의 표본 추출로는 원하는 만큼의 표본을 얻어내기가 힘들 것으로 판단되어 고소득층에서 300가구, 저소득층에서 300가구 정도를 추가로 표집 하고자 타 통계자료를 바탕으로 고소득층 밀집 주거 지역과 저소득층 밀집 주거 지역을 선정하고, 이 지역에서 인구주택총조사 조사구를 과대표집(over sampling)하는 방식을 채택하였다.”(재정패널조사: 6차년도 조사자료 사용자 안내서 p.19)

## IV. 결론 및 시사점

본 논문은 현행 국민기초생활보장제도에서 수급자의 선별 및 급여액의 결정에 활용되는 재산의 소득환산제도를 통해 빈곤선 결정기준의 타당성을 검증하였다. 그 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 환산율 산정의 이론적·논리적 정합성과 무관하게 일반재산의 소득환산율의 하향조정은 빈곤가구의 선정 및 소요예산 증가에 민감하게 작동하지 않는다. 둘째, 재산의 소득환산제도 중 기본재산액의 차감 및 적용방식에 따라 빈곤가구 선정(빈곤율) 및 소요예산(빈곤갭)이 급격하게 증대될 것으로 예상된다(<부표 1> 참고). 더불어 당초 공평성을 제고하고자 이분화된 경계선 방식에서 소득인정액 기준으로 전환하였지만, 기본재산액의 상향(주거용재산)과 음(-)의 재산을 허용하지 않는 방식은 오히려 수직적 공평성의 저해하는 것으로 평가된다. 셋째, 재산의 유형별 환산율을 상이하게 적용하기 때문에 가구의 보유 재산의 차이에 의해 수평적 공평성의 문제가 발생한다. 특히 ‘얼마의 기간 동안 나눠 써야 하는가?’라는 의미에서 재산의 유형 간 차이가 과도하며, 추후 소득-순가치(income-net worth)와 같이 생애기간에 연동하는 방안으로 전환하는 것이 필요하다(Weisbrod and Hansen, 1968; Brandolini and Smeeding, 2010; 정지운, 김주현, 2014).

## 참고문헌

- 보건복지부, 『2014년 국민기초생활보장사업안내』, 2013.
- 사회보장위원회, 『기초생활보장제도의 맞춤형 급여체계 개편방안』, 2013. 9. 10
- 여유진, 외 5인. 2011. 『국민기초생활보장제도 재산의 소득환산제 개선방안 연구』.  
정책보고서. 한국보건사회연구원-보건복지부.
- 우석진, 『우리나라 빈곤의 실태와 대응방안』, 2011. 12.
- 정지운, 김주현, 「소득-순가치(Income-Net Worth) 개념을 활용한 노인빈곤의 재고찰」,  
『한국노년학』, 제34권 제3호, 2014, 595-611.
- 최성은, 「복지대상자 선정기준의 현황과 개선방향」, 『재정포럼』, 2013. 3.
- 허선, 김미곤, 유현상. 「국민기초생활보장제도에 있어서 재산의 소득환산제도에 대한 평가 -형평성을 중심으로-」. 『사회보장연구』, 25(1), 2009, 1-24.
- 홍경준, 이상은, 김미곤. 「재산의소득환산제: 이슈, 시행결과, 그리고 개선방향」, 『사회보장연구』, 20(2), 2004, 57-80.
- Brandolini, A., Magri, S., & T. M. Smeeding, “Asset-based measurement of poverty,” *Journal of Policy Analysis and Management*, 29(2), 2010, 267-284.
- Weisbrod, B., & W. Hansen, “An income-net worth approach to measuring economic welfare,” *American Economic Review*, 58(5), 1968, 1315-1329.

<부표 1> 소득환산율과 기본재산액 적용 방식에 따른 빈곤율과 빈곤갭 비교

구분	월 환산율	빈곤율 (A)	빈곤갭 (B)	빈곤율 (a)	빈곤갭 (b)	(A)-(a)	(B)-(b)
12개월(i)	0.0833	7.43	2.50	25.02	97.73	-17.59	-95.23
18개월	0.0556	7.51	2.51	22.43	62.58	-14.92	-60.07
24개월	0.0417	7.55	2.53	20.29	46.97	-12.74	-44.44
36개월	0.0278	7.68	2.56	18.00	33.92	-10.31	-31.37
48개월	0.0208	7.84	2.59	16.94	28.67	-9.10	-26.08
60개월	0.0167	7.99	2.62	16.40	25.93	-8.41	-23.30
72개월	0.0139	8.25	2.66	15.83	24.44	-7.58	-21.78
84개월	0.0119	8.33	2.70	15.57	23.53	-7.24	-20.83
93.5개월	0.0107	8.41	2.74	15.25	23.08	-6.84	-20.34
96개월	0.0104	8.41	2.74	15.25	23.08	-6.84	-20.35
108개월	0.0093	8.56	2.77	15.01	22.78	-6.45	-20.01
120개월	0.0083	8.66	2.80	15.15	22.57	-6.49	-19.78
240개월(ii)	0.0042	9.12	2.98	14.87	22.19	-5.75	-19.21
(ii)-(i)		1.69	0.49	-10.15	-75.53		

# 취업은 탈빈곤을 촉진하는가?

빈곤의 상태지속성과 빈곤의  
지속기간 의존성 분석을 중심으로



■ 양 정 승\*

---

\* 한국직업능력개발원



# 차 례

I. 서론.....	45
II. 본론.....	46
1. 분석모형.....	46
2. 데이터 및 분석변수.....	50
3. 분석결과.....	52
III. 결론.....	59
참고문헌.....	61



# 취업은 탈빈곤을 촉진하는가?

## 빈곤의 상태지속성과 빈곤의 지속기간 의존성 분석을 중심으로

양 정 승

### I. 서론

현재 빈곤한 가구를 빈곤함정과 반복빈곤으로부터 장기적으로 벗어날 수 있도록 돕는 가장 바람직한 정책은 어떠한 것인가? 일반적으로 대다수의 사람들은 효과적인 직업훈련정책을 통하여 장기적인 직업능력을 향상시켜 빈곤으로부터 벗어나게 하는 것이 가장 바람직하다는 데 동의할 것이다. 그러나 현재 우리나라의 일을 통한 탈빈곤정책의 핵심은 취업우선정책에 있다. 이는 직업훈련 정책의 효과가 보고 되는 사례는 흔치 않기 때문이다. 비록 취업알선 등의 정책과 복합적으로 서비스가 제공될 때 직업훈련정책의 효과가 있다는 몇몇 연구결과들이 있으나 직업훈련정책 단독으로 효과적인 결과를 가져온다는 연구결과는 없다고 할 수 있다. 이러한 현상은 우리나라 만에 특수한 상황이 아니라 다른 나라들도 공통적으로 경험하고 있는 상황이어서 현재 세계적인 추세는 직업훈련정책의 강화보다는 취업알선을 통한 취업우선 정책으로 옮겨가고 있다고 할 수 있다. 이에 따라 우리나라도 취업성공패키지 등의 취업지원서비스가 일을 통한 빈곤정책의 핵심으로 자리 잡고 있다. 이러한 취업우선정책의 바탕에는 취업자체가 가장 효과적인 직업능력향상의 수단이라는 인식이 깔려 있다고 할 수 있다. 즉 취업경험을 통하여 근로의욕을 고취하고 노동시장에 정착하고자 하는 의도를 강화하여 빈곤을 탈피하여 장기적인 취업능력을 향상시키는 기반이 될 수 있다고 바라보는 것이다.

본 연구의 핵심적인 문제의식은 과연 이러한 취업 우선정책이 이렇게 장기적인

탈빈곤으로 이어질 수 있는 근로능력향상을 제공한다고 할 수 있을 것인가에 대한 질문이다. 단기적인 불안정 취업은 결국 빈곤 재진입과 반복빈곤으로 이어져 일시적인 탈빈곤 효과에 그치는 것이 아닐까 하는 의문이다. 상황이 이러하다면 취업률 위주의 단기적인 지표가 아니라 보다 장기적인 지표를 통하여 탈빈곤 효과를 측정하여 직업훈련 정책과 취업우선 정책의 효과성을 살펴보고 이에 기반하여 정책방향을 설정하는 것이 보다 바람직하지 않을까 하는 것이다. 단지 취업자체가 중요하다기 보다는 양질의 취업을 통하는 것이 장기적인 탈빈곤에 도움이 될 가능성도 충분하기 때문에 이러한 경우에는 직업훈련의 단기적인 성과에 매달리기 보다는 장기적인 추적 관리를 통한 사례관리가 보다 중요하다고 할 수 있을 것이다.

## II. 본론

### 1. 분석모형

#### 가. 빈곤의 상태지속성 모형

빈곤의 상태지속성은 어떤 한 기에 빈곤한 사람은 그 다음 기에도 빈곤한 확률이 높다는 것을 의미한다. 즉 어떤 특정 시기의 빈곤상태는 개인적인 특성과 거시적인 충격변수들을 통제하더라도 여전히 그 이전기에 빈곤한 상태였는가의 여부 자체에 영향을 받는다는 것을 의미한다. 이와 같은 빈곤의 상태지속성을 모형으로 나타내면 다음과 같다.

$$p_{it}^* = \gamma p_{it-1} + x_{it}'\beta + \alpha_i + u_{it} \quad (i = 1, \dots, N; t = 2, \dots, T)$$

식에서  $p_{it}^*$ 는 개인  $i$ 의  $t$ 기의 경제상태를 나타내는 잠재변수(latent variable)이고  $p_{it}$ 는 잠재변수가 관측된 형태로 빈곤여부를 나타내는 변수이다. 즉,

$$p_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } p_{it}^* \geq 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

이다.

이때  $\sigma_u^2 = 1$ 과  $u_{it}$ 의 정규성을 가정하면 개인  $i$ 의  $t$ 기의 빈곤확률은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$P[p_{it}|x_{it}, p_{it-1}, \alpha_i] p_{it}^* = \phi[(\gamma p_{it-1} + x_{it}'\beta + \alpha_i)(2p_{it} - 1)] \quad (i = 1, \dots, N; t = 2, \dots, T)$$

식에서  $\phi(\cdot)$ 는 표준정규분포의 누적분포함수를 의미한다. 이식을 추정하기 위해서는 일반적인 임의확률모형을 사용할 경우 초기조건 문제(initial condition problem)가 발생한다. 초기조건의 문제는 시작시점의 가구의 빈곤상태여부가 확률과정의 시작점인지 아니면 이전단계의 연속된 과정인지를 알 수 없다는 것이다. 즉 각 가구의 최초 관측시점에서는 전기의 상태변수를 알 수 없으므로 해당기의 빈곤여부가 이전기의 상태에 의존하는 것인지 아니면 새롭게 시작하는 단계인지를 알 수 없다는 것이다. 이러한 문제를 해결하기 위해 Heckman(1981)은 다음과 같은 초기조건 식의 오차항을 다음과 같은 형태로 사용할 것을 제안하였다.

$$\theta\alpha_i + u_{i1}$$

이 때, 개인  $i$ 의 우도함수는 다음과 같다.

$$L_i = \int \left\{ \phi[(z_i'\pi + \theta\alpha_i)(2p_{i1} - 1)] \prod_{t=2}^T \phi[(\gamma p_{it-1} + x_{it}'\beta + \alpha_i)(2p_{it} - 1)] g(\alpha_i) d\alpha_i \right\}$$

위 식에서  $z_i$ 는 초기의 설명변수들의 벡터이고  $g(\cdot)$ 는 정규확률밀도함수이다. 이 식을 최우추정법(Maximum Likelihood Estimation)에 의해 추정하면 일치추정량을 얻을 수 있다는 것이다. 그런데 위의 식을 모든 개인에 대하여 적용하기 위해서는 명시적인 해법이 존재하지 않아 분석적인 추정(analytical estimation)을 할 수 없고 Gaussian-Hermite quadrature 혹은 가상최우추정법(Maximum Simulated Likelihood Estimation)에 의해 수치적으로(Numerically) 풀어야 한다. 본 연구에서는 Gaussian-

Hermite quadrature에 의해 Heckman의 추정량을 구하였다.

한편, Wooldridge(2005)는 조건부 최우추정법(Conditional maximum likelihood; CML)을 통하여 보다 쉽게 초기조건 문제를 다룰 수 있는 다음과 같은 해법을 제시하였다.

먼저 관측되지 않는 특성  $\alpha_i$ 는 다음과 같다고 가정한다.

$$\alpha_i = \zeta_0 + \zeta_1 p_{i1} + z_i' \zeta + a_i$$

그러면, 개인  $i$ 의 우도함수는 다음과 같다.

$$L_i = \int \left\{ \prod_{t=2}^T \phi[(\gamma p_{it-1} + x_{it}' \beta + \zeta_1 p_{i1} + z_i' \zeta + a)(2p_{it} - 1)] g^*(a_i) da_i \right\}$$

한편, Wooldridge(2005)의 제안과는 달리 이후의 모델은 시간에 따라 변하는 설명변수들의 평균값을 추가적인 설명변수로 포함하는 제약모델(constrained model)을 주로 사용하였는데, Rabe-Hesketh and Skrondal(2013)은 이 모델은 편의가 심할 위험이 있음을 보이면서 Wooldridge의 원 제안을 따르거나 추가적인 설명변수로 초기의 설명변수값을 사용할 것을 제안하였다. 본 연구에서는 Wooldridge의 초기제안을 따라 CML 추정치를 구하였다.

빈곤의 상태지속성을 구한 연구로는 Alem(2011), Biewen(2004) 등의 연구가 있다. 국내 연구로는 필자가 아는 한 석상훈(2007)의 연구가 빈곤의 상태지속성을 분석한 유일한 연구이다. 그러나 동태적 확률효과 프로빗 모형을 추정하였다고 언급하였을 뿐 구체적으로 Heckman 추정치인지 Wooldridge의 CML 추정치인지 등을 밝히지는 않았다. 다만 내용상 Heckman 추정치로 추정된다.

한편, 확률효과 모형은 설명변수와 관측되지 않는 개인특성변수 간의 상관관계가 없다는 강한 가정에 근거하고 있다는 문제점이 있는 이를 보완하기 위해 빈곤의 상태지속성을 Honore and Kyriazidou(2000)의 방법에 따라 고정효과 모형을 추정할 수 있다. 그러나 시간 가변수를 통제할 수 없고 분석표본의 수가 줄어든다는 단점이 존재한다(Wooldridge, 2005). 따라서 현재는 Heckman 추정치와 Wooldridge의 CML 추정치에 의한 확률효과모형이 가장 일반적으로 사용되고 있다.

## 나. 빈곤의 지속기간 의존성 모형

빈곤의 상태지속성과 달리 빈곤의 동적특성을 분석하기 위한 또 다른 분석모형으로 가장 많이 사용되는 것은 빈곤의 지속기간 의존성 모형이다. Bane and Ellwood(1986)의 연구이래로 빈곤의 탈출과 재진입이 빈곤의 지속기간에 어느 정도 의존하는가를 분석하는 연구가 활발히 이루어졌다. Bane and Ellwood(1986)의 연구가 단일 빈곤기간에 따라 분석한 데 반하여, Stevens(2012, 1999), Andriopoulou and Tsakoglou(2011), Devicienti(2011), Arranz and Canto(2012)의 연구들은 복수의 빈곤기간을 분석하였다. 국내연구로는 구인회(2005)의 연구가 단일 빈곤기간 분석에 해당하고 김환준(2013a, 2013b)의 연구가 복수의 빈곤기간을 고려한 연구에 해당한다.

빈곤 지속기간에 의한 빈곤탈출 및 재진입 모형은 이산시간 위험률 모형(discrete time hazard model)에 해당한다. 이산시간 위험률  $h_{it}$ 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$h_{it} = \text{prob}(T_i = t | T_i \geq t; X_{it})$$

식에서  $X_{it}$ 는 설명변수들의 벡터이고  $T_i$ 는 빈곤기간의 종료가 발생하는 시점을 나타내는 변수이다. 이 때, 다음과 같은 관계가 성립한다.

$$\text{prob}(T_i = t) = h_{it} \prod_{t=1}^{t-1} (1 - h_{it}) = \left[ \frac{h_{it}}{1 - h_{it}} \right] \prod_{t=1}^{t-1} (1 - h_{it})$$

$$\text{prob}(T_i > t) = \prod_{t=1}^t (1 - h_{it})$$

빈곤지속기간 의존성을 분석하는 비례위험모형(proportional hazard model)은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$h(t|x_{it}) = h_0 \exp(x_{it}\beta)$$

$h_0$ 는 기초위험률(baseline exit rate)을 나타내고  $x_{it}$ 는 설명변수들의 벡터이다. 관측되지 않는 개인의 이질성을 통제하기 위해 확률항을 비례위험모형에 곱하면,

$$h(t|x_{it}) = h_0 \alpha_i \exp(x_{it} \beta) = h_0 \exp(x_{it} \beta + \log(\alpha_i))$$

로 나타낼 수 있다. 이 때 위식은 다음과 같은 여수 로그-로그 모형(complementary log-log model)가 로지스틱 모형(logistic model)으로 전환할 수 있다(Jenkins, 1995).

$$h_t = 1 - \exp\{-\exp[\theta(t) + \beta' X_{it}]\} \Leftrightarrow \log[-\log(1 - h_{it})] = \theta(t) + \beta' X_{it}$$

$$h_t = 1 / \{\exp[-\theta(t) - \beta' X_{it}]\} \Leftrightarrow \log[h_{it} / (1 - h_{it})] = \theta(t) + \beta' X_{it}$$

본 연구에서는 여수 로그-로그 모형을 사용하여 분석하였다.

## 2. 데이터 및 분석변수

분석에 사용한 데이터는 조세재정연구원의 재정패널조사(National Survey of Tax and Benefit) 1차년도부터 6차년도 자료이다. 2008년도에 1차조사를 실시하여 2014년 현재 7차 조사를 실시 중이다. 2005년도 통계청의 인구주택총조사 자료를 모집단으로 하여 제주도를 제외한 15개 시도의 5,634가구를 원표본으로 하여 이후 분가가구들을 추가하여 지속적으로 추적조사를 시행하고 있다. 고소득층 가구 및 저소득층 가구는 과대표집되어 있다. 한국노동패널(KLIPS)을 대상으로 분석할 경우 보다 긴 시간의 추적이 가능해 빈곤지속성의 분석에 있어서 유리한 점이 있지만, 재정패널의 원표본이 상대적으로 최근 가구들을 대표하고 있고, 본 연구의 목적이 빈곤의 지속기간 의존성 뿐만 아니라 상태의존성을 분석하는데 있으므로 재정패널을 사용하는 것이 최근의 빈곤을 분석하는데 보다 적합하다고 볼 수 있을 것이다.

본 연구에서는 모든 가구들을 대상으로 하지 않고 빈곤 및 차상위 가구들만을 대상으로 하였다. 먼저 빈곤여부를 판단하기 위하여 해당연도 직전연도의 중위가구소득을 통계청으로 가져와 자료와 결합하였다. 가구소득의 경우 조사연도 전해를 대상으로 조사하고 있기 때문이다. 가구소득은 가구 규모에 따른 규모의 경제를 고려하기 위해 가구원수의 제곱근을 균등화지수(equivalence scale)로 사용하여 균등화시킨 균등화가구소득을 사용하였다. 빈곤판단의 기준으로는 중위가구소득의

50%미만인 경우 빈곤 가구로 판단하여 상대적 빈곤개념을 사용하였다. 김환준(2013a, 2013b), 구인회(2005), 석상훈(2007)의 연구는 최저생계비를 활용한 절대적 빈곤개념을 사용하였으므로 결과가 많이 다를 수 있다. 차상위 가구는 중위소득의 80%이하인 경우로 판단하였다. 추가로 국민기초생활급여 수급여부를 사용하여 대상기간 6개년도 모두 조사에 성공하였고, 6개년도 중 최소 1회 이상 빈곤가구가거나, 차상위 계층, 국민기초생활급여 수급가구인 경우만을 분석대상으로 하였다. 전체가구를 대상으로 할 경우 빈곤의 상태의존성의 비선형성으로 인하여 결과를 왜곡할 수 있다고 생각하였기 때문이다. 본 연구의 관심대상은 취업이 빈곤계층을 탈빈곤 시키는 효과가 있는 지를 판단하는 것이지 일반 가구들의 빈곤진입 억제 효과를 보고자 하는 것은 아니기 때문이다.

추가로 빈곤지속기간의 의존성을 분석하기 위해서는 분석대상기간 중 최소 한번 이상의 빈곤경험을 가진 가구들을 대상으로 하였다. 한편 빈곤지속기간의 의존성 분석을 하는 데 있어서 좌측절단된(left-censoring) 표본을 사용할 경우 추정결과에 편의를 초래할 수 있다는 문제점이 있다. 조사 첫 년도부터 빈곤상태에 있었던 가구를 포함할 경우 해당 가구의 경우 정확한 빈곤지속기간을 계산할 수 없다는 문제가 발생하는 것이다(Heckman and Singer, 1984). 그러나 좌측절단된 표본을 분석에서 제외할 경우 표본선택문제가 발생하게 된다(Stevens, 2012). 결국 좌측절단된 표본을 포함하는 것과 제외하는 것 모두 장단점이 발생하는 상충(trade-off)관계에 있다고 할 수 있다. Stevens(1999)와 김환준(2013a)의 연구에 따르면 좌측절단된 표본의 포함에 의한 문제는 그다지 크지 않은 것으로 보고 하고 있는데, 이러한 선행연구결과들과 상대적으로 표본의 대상기간이 길지 않은 특성을 고려하여 좌측절단된 표본또한 분석에 포함하였다.

분석에 사용한 변수들은 <표 1>과 같다. 설명 변수들 중 취업과 관련된 변수들인 상용직 취업 여부, 임시·일용직 취업여부, 자영업 취업여부, 무급가족종사자 취업 여부의 전기 시차변수들을 분석모형에 포함하여 이를 취업의 장기효과로 해석하고자 하였다. 해당기의 취업여부 변수는 탈빈곤에 긍정적인 효과를 줄 것으로 예상되나 이러한 효과는 단기적인 효과에 그칠 수 있기 때문에 한 기 이후에도 탈빈곤에 여전히 긍정적인 효과를 주는 지를 보고자 한 것이다. 이 경우 만약 전기 취업여부가 당기 취업여부의 매우 설명력 높은 설명변수라면 두 변수 간의 공

선성 발생으로 표준오차의 증가로 해당 변수들의 통계적 유의성을 기각하는 결과를 낳을 것이다. 그러나 만약 당기 변수와 전기 변수가 모두 통계적 유의성을 가지면서 변수의 방향이 서로 반대된다면 이는 서로 상충되는 효과를 주는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 다만 둘 중 하나만이 통계적으로 유의할 경우, 특히 당기 변수와 빈곤여부와 관련성이 높을 것이므로 전기 취업여부 변수가 기각되는 경우가 많을 것인데, 이러한 경우 전기 변수와 당기 변수의 상관관계를 고려하면 전기 변수가 탈빈곤에 영향을 주지 않는다고 해석하기는 어려울 것이다.

<표 1> 분석에 사용한 변수들

변수명	변수설명
상대빈곤여부	균등화 가구소득이 균등화 중위소득의 50% 미만=1, 아니면 0
학력	고졸이하, 고졸(기준학력), 전문대졸, 대졸
종사상지위	미취업(기준), 상용직취업, 임시·일용직취업, 자영업자, 무급가족종사자
연령	조사년도-출생년도-1
여성가구주여부	여성가구주=1, 아니면 0
배우자 유무	기혼 배우자가 있는 경우=1, 아니면 0
총가구원수	가구의 총 가구원수
기타취업가구원수	총취업가구원수 - 취업가구주 - 취업배우자
기초수급가구	국민기초생활보장 급여 수급 가구=1, 아니면 0
빈곤지속기간	빈곤가구로 분류된 년도의 총합

### 3. 분석결과

먼저 빈곤의 상태지속성 모델을 사용하여 취업이 탈빈곤효과를 가져오는 지를 추정해 보았는데, Heckman(1981)의 제안대로 추정된 결과는 <표 2>와 같다. 전체 표본을 대상으로 분석한 결과 전기의 빈곤여부의 계수값이 0.61 정도로 현재의 빈곤여부에 강한 영향을 주는 것으로 나타내 상태지속성이 있는 것으로 볼 수 있었다. 가구주의 취업여부는 종사상 지위를 불문하고 모두 현재 가구가 빈곤상태에 빠질 가능성을 낮추는 것으로 나타났다. 그 크기는 상용직에 취업하고 있을 경우 가장 컸으며, 임시·일용직 취업과 자영업 취업은 유사한 정도였다. 다만 무급가족

종사자로 취업하고 있는 경우 빈곤을 낮추는 효과가 통계적으로 유의하지 않았다. 배우자의 현재 취업여부도 모두 가구가 빈곤상태일 가능성을 낮추는 것으로 나타났다. 무급가족종사자인 경우를 제외하고는 통계적으로 유의하였다. 효과의 크기는 가구주의 취업여부보다는 모두 작은 것으로 나타났다.

가구주가 전기에 상용직으로 취업했을 경우 현재 빈곤율은 낮추는 것으로 나타났다. 그러나 통계적으로 유의하지 않아 그 효과의 유무를 판단하기 어려웠다. 그러나 임시·일용직 취업과 자영업 근로여부는 오히려 현재 빈곤가구일 확률을 높이는 것으로 나타났다. 이는 단기적인 취업위주의 알선은 일시적인 탈빈곤효과에 그칠 것임을 암시한다고 할 수 있다. 한편 배우자의 전기 취업여부는 통계적으로 유의한 효과를 주지 않았다.

이밖의 변수들을 살펴보면, 여성가구주 여부는 중요하지 않았으며 연령증가는 통계적으로 유의하게 빈곤확률을 높이고 있었다. 총가구원수가 증가할수록 빈곤할 가능성이 높아지는 것으로 나타났으며, 가구주와 배우자를 제외하고 현재 취업중인 가구원이 많을수록 가구가 빈곤할 가능성을 낮추고 있었다. 기혼배우자가 있을 경우 빈곤할 확률이 낮아지는 것으로 나타났다. 가구주의 학력여부는 통계적으로 의미가 없었으며, 배우자의 학력은 배우자가 대졸자인 경우 빈곤확률이 낮아지는 것으로 나타났다. 전기에 국민기초생활수급가구일 경우 현재 빈곤할 가능성이 높은 것으로 나타나 전기의 빈곤여부를 통제하였으므로 이를 수급의 부정적인 유인 효과로 해석할 여지가 있으나, 이보다는 오히려 수급가구의 특성을 반영하는 변수로 보는 것이 타당할 것으로 생각된다. 상대적 빈곤상태인 가구라 하더라도 현재 수급을 받고 있는 가구의 경우 상대적으로 더욱 취약한 가구특성을 가지고 있을 것으로 생각되고, 전기 수급가구여부의 양의 효과는 이러한 측면을 반영한 것으로 생각된다.

한편, 고령층가구와 그렇지 않은 가구 사이에 효과가 차별적일 가능성이 있으므로 표본을 1차년도 가구주 연령 60세 미만인 가구와 이상인 가구로 나누어서 살펴보았는데, 가구주 연령 60세 이하인 경우를 대상으로 분석한 결과를 추가하였다.<sup>1)</sup> 전체적인 결과의 차이는 없었으며 다만 전기에 가구주가 자영업자로 취업했는지의 여부가 전체표본에서는 통계적으로 유의한 양의효과를 주는 것으로 나타

---

1) 가구주 연령 60세 이상인 가구들만을 대상으로 MLE 추정을 할 경우 수렴하지 않아 결과를 얻을 수 없었다.

났으나 60세 미만 표본에서는 그 통계적 유의성이 사라졌다. 이에 비추어 볼 때 전기 자영업 취업자가 현재 빈곤하게 되는 효과는 고령층 자영업자 사이에서 광범위한 것으로 추정된다. 또한 대출 배우자를 둔 효과가 더 이상 없는 것으로 나타났다.

<표 2> 빈곤의 상태지속성의 Heckman 추정 결과

구분	전체표본				1차년도가구주연령60세미만				
	t>1		t=1		t>1		t=1		
	계수값	표준 오차	계수값	표준 오차	계수값	표준 오차	계수값	표준 오차	
전기빈곤여부	0.6128***	0.0403			0.6940***	0.0545			
가구주 학력 (고졸 기준)	고졸이하	0.0757	0.0514	0.2220**	0.0944	0.0676	0.0717	0.2169*	0.1215
	전문대졸	0.0326	0.0887	-0.0406	0.1762	0.0096	0.0921	-0.0359	0.1699
	대출	-0.0682	0.0611	0.0078	0.1237	-0.0870	0.0719	-0.0263	0.1399
배우자 학력 (배우자 없음 기준)	고졸이하	0.0151	0.0754	0.1902	0.1252	0.0350	0.1084	0.2024	0.1669
	고졸	-0.0705	0.0819	-0.0412	0.1479	-0.0604	0.1049	-0.0720	0.1739
	전문대졸	0.0696	0.1218	0.1505	0.2302	0.1095	0.1363	0.0808	0.2417
	대출	-0.2404**	0.1044	0.0060	0.1946	-0.1719	0.1259	0.0550	0.2176
가구주 종사상 지위 (미취업 기준)	상용직	-0.9420***	0.0650	-0.9408***	0.1076	-1.1417***	0.0845	-1.1737***	0.1400
	임시·일용직	-0.5800***	0.0639	-0.0813	0.1182	-0.7805***	0.0852	-0.2952**	0.1490
	자영업자	-0.5666***	0.0601	-0.6478***	0.0915	-0.7720***	0.0855	-0.8295***	0.1348
	무급가중 종사자	-0.2532	0.1669	0.2279	0.4719	-0.2649	0.1942	0.7774	0.5636
배우자 종사상 지위 (취업 배우자 없음 기준)	상용직	-0.6463***	0.0823	-0.6243***	0.1647	-0.6872***	0.0907	-0.6031***	0.1733
	임시·일용직	-0.4375***	0.0893	-0.1941	0.1926	-0.5928***	0.1093	-0.3359	0.2253
	자영업자	-0.3230***	0.0906	-0.3100*	0.1837	-0.3819***	0.1066	-0.3749*	0.2125
	무급가중 종사자	0.0374	0.0789	-0.2020	0.1375	-0.0494	0.1075	-0.2291	0.1974
가구주 종사상 지위의 전기 시차변수 (미취업 기준)	상용직	-0.0171	0.0631			-0.0226	0.0843		
	임시·일용직	0.1960***	0.0645			0.1651*	0.0868		
	자영업자	0.1044*	0.0599			0.1189	0.0873		
	무급가중 종사자	0.1775	0.1810			0.0894	0.2114		
배우자 종사상 지위의 전기 시차변수 (취업 배우자 없음 기준)	상용직	-0.0022	0.0808			0.0715	0.0886		
	임시·일용직	0.0847	0.0920			0.1802	0.1109		
	자영업자	0.0142	0.0926			0.1168	0.1085		
	무급가중 종사자	-0.0239	0.0773			-0.0478	0.1068		

구분	전체표본				1차년도가구주연령60세미만			
	t>1		t=1		t>1		t=1	
	계수값	표준 오차	계수값	표준 오차	계수값	표준 오차	계수값	표준 오차
여성가구주	0.0783	0.0576	0.3712***	0.1104	0.0559	0.0730	0.4145***	0.1306
연령	0.0156***	0.0020	0.0222***	0.0036	0.0086***	0.0031	0.0060	0.0061
총가구원수	0.1434***	0.0207	0.1238***	0.0384	0.1580***	0.0246	0.1710***	0.0435
기타취업가구원수	-1.1049***	0.0559	-0.9516***	0.1091	-0.9924***	0.0695	-0.8597***	0.1403
기혼배우자유무	-0.2294***	0.0589	0.0454	0.1773	-0.2496***	0.0829	0.0681	0.1922
전기 기초수급여부	0.2507***	0.0681			0.2674***	0.1009		
상수항	-0.9010***	0.1501	-1.6584***	0.2495	-0.5664***	0.2003	-0.9166***	0.3060
관측치수	14,286				8,484			
Log-Likelihood	-7,270.11				-4,079.35			

주: 1) .01 - \*\*\*, .05 - \*\*, .1 - \*;  
2) 년도효과를 통제함

<표 3>은 <표 2>와 동일한 빈곤의 상태지속성 모형을 Wooldridge(2005)의 CML 추정에 의해 구한 결과이다. 전기빈곤여부의 계수값은 전체표본은 0.60, 60세 미만 표본은 0.69로 0.61, 0.69의 Heckman 추정치와 거의 유사하다는 것을 확인할 수 있었다. 따라서 Heckman 추정을 반드시 해야만 하는 상황이 아니라면, Wooldridge의 CML추정을 하는 것이 시간 상으로 매우 절약되기 때문에 효율적이라고 할 수 있다.2) 그러나 여타의 설명변수들의 경우 Heckman 추정결과와 다른 경우도 없지 않아 해석의 중심이 본 연구처럼 전기 빈곤의 상태지속성이 아니라 여타변수에 있는 경우 두 가지 추정방법을 모두 시도해 보는 것이 좋을 것으로 보인다. 가구주가 취업하고 있을 경우 Heckman 추정 결과와 마찬가지로 현재 빈곤확률을 낮추는 것으로 나타났는데, 무급가족종사자로 취업하고 있는 것 조차도 통계적으로 유의하게 빈곤확률을 낮추고 있었다. 배우자의 취업여부는 Heckman 추정결과와 유사하였다. 전기취업여부는 가구주의 경우 임시·일용직 취업의 빈곤률을 증가시키는 효과가 더 이상 통계적으로 유의하지 않았다. 그러나 자영업 근로의 현재 빈곤 가능성 증대 효과는 여전히 통계적으로 유의하였으며, 60세 미만을 대상으로 할 경우 그 통계적 유의성이 사라져, 자영업근로의 빈곤화와 고령층 가구의 빈곤화 간의 관련성을 다시 한 번 보여주고 있었다. 전기시차 변수의 결과가 Heckman 추정

2) 본 연구의 Heckman 추정의 경우 1시간 가량 소요되는데 반해 Wooldridge의 추정은 불과 몇 분 정도면 결과값을 얻을 수 있었다.

의 결과와 다소 상이하게 결과된 것은 Wooldridge CML 추정치의 특성상 추가적인 설명변수로 설명변수의 모든 기의 값이 추가됨에 의해 발생하는 공선성 문제일 것으로 생각된다. 한편 연령증가에 따른 빈곤화 효과도 사라졌고 전기의 기초수급 가구여부도 더 이상 중요한 설명변수가 아니었다.

<표 3> 빈곤의 상태지속성의 Wooldridge의 CML 추정 결과

구분	전체표본		1차년도가구주연령60세미만	
	계수값	표준오차	계수값	표준오차
전기빈곤여부	0.6048***	0.0412	0.6905***	0.0553
가구주학력 (고졸기준)	고졸이하	0.0184	0.0104	0.0726
	전문대졸	0.0679	0.0477	0.0921
	대졸	-0.0399	-0.0493	0.0718
배우자학력 (배우자없음기준)	고졸이하	-0.0104	0.0235	0.1492
	고졸	-0.0824	-0.0720	0.1430
	전문대졸	0.0768	0.1323	0.1679
가구주 종사상지위 (미취업 기준)	대졸	-0.2141*	-0.1448	0.1599
	상용직	-0.9687***	-1.2049***	0.1035
	임시·일용직	-0.6961***	-0.8969***	0.1051
	자영업자	-0.5787***	-0.8189***	0.1073
배우자 종사상지위 (취업 배우자 없음 기준)	무급가족종사자	-0.3711*	-0.4581**	0.2313
	상용직	-0.7116***	-0.7616***	0.1101
	임시·일용직	-0.6305***	-0.7607***	0.1236
	자영업자	-0.3397***	-0.4698***	0.1336
가구주 종사상 지위의 전기시차변수 (미취업 기준)	무급가족종사자	0.0239	-0.1008	0.1387
	상용직	0.0129	-0.0393	0.0982
	임시·일용직	0.1198	0.0898	0.1016
	자영업자	0.1276*	0.0931	0.1050
배우자 종사상지위의 전기시차변수 (취업 배우자 없음 기준)	무급가족종사자	0.0630	-0.1062	0.2430
	상용직	-0.0264	0.0195	0.1027
	임시·일용직	-0.0515	0.0523	0.1237
	자영업자	0.0036	0.0394	0.1297
여성가구주	0.0106	-0.0267	0.0750	
연령	0.0070	-0.0072	0.0090	
총가구원수	0.1449***	0.1699***	0.0510	
기타취업가구원수	-1.1703***	-1.0602***	0.0895	
기혼배우자유무	-0.2421***	-0.2669***	0.0887	
전기 기초수급여부	-0.0201	-0.1815	0.1726	
상수항	-1.0701***	-0.7404***	0.2292	
관측치수	11,885		7,070	
Log-Likelihood	-5,923.09		-3,358.63	

주: 1) .01 - \*\*\*, .05 - \*\*, .1 - \*,  
2)년도효과를 통제함

마지막으로 <표 4>는 표본의 비관측 이질성을 통제한 상태에서 탈빈곤의 빈곤 지속기간 의존 모형을 분석한 결과이다. 결과를 보면 빈곤기간이 늘어남에 따라 빈곤탈출 가능성이 낮아짐을 알 수 있다. 2년의 빈곤을 경험한 가구는 1년의 일시적인 빈곤을 경험한 가구보다 63%가량 탈출가능성이 낮아지고 있었다. 3년을 경험한 가구는 1년을 경험한 가구보다 91% 낮아 추가적인 28%p 가량의 탈출률 감소가 있었고, 4년을 경험한 가구는 1년을 경험한 가구보다 95% 정도, 5년을 경험한 가구는 98%정도 낮아져 3%p 정도의 추가적인 탈출률 감소가 있었다. 따라서 2년 내지 3년 정도의 빈곤 지속경험동안 빈곤탈출확률이 급격히 낮아지는 것으로 나타났다. 김환준(2013a)의 연구결과에서는 개인의 비관측 이질성을 통제할 경우 빈곤지속기간 의존성이 사라지는 것으로 나타났는데 반해, 본 연구에서는 빈곤지속기간의 의존성이 강한 것으로 나타나 차이가 있었다. 김환준(2013a)의 연구가 노동패널자료를 사용하여 가구표본이 다소 오래되었고 조사대상기간이 1998년~2008년이어서 상대적으로 빈곤문제가 현재보다 덜 심각했던 시기라는 것들이 요인이 될 가능성이 있다. 다만 서구의 선행연구결과들을 검토해 볼 때 대체로 개인의 비관측 이질성을 통제하더라도 빈곤의 빈곤지속기간 의존성이 발견되는 것으로 판단해 볼 때, 특별히 우리나라의 경우만 빈곤기간 지속 의존성이 존재하지 않을 가능성은 상대적으로 낮을 것으로 판단된다. 빈곤의 상태의존성 모형과 마찬가지로 가구주의 현재 취업여부는 탈빈곤에 긍정적인 효과를 주고 있었고 효과의 크기는 상용직>임시·일용직>자영업 순이었으며 무급가족종사여부는 통계적으로 중요하지 않았다. 배우자의 취업도 상용직>임시·일용직>자영업 순으로 탈빈곤 효과가 큰 것으로 나타났다.

흥미로운 것은 전기 취업변수들이다. 전기에 가구주가 취업했는가의 여부는 무급가족종사자인 경우를 제외하고 모두 통계적으로 유의하게 탈빈곤 확률을 낮추고 있었다. 크기는 현재 취업여부와 마찬가지로 상용직>임시·일용직>자영업 순이었으나 그 차이는 크지 않았다. 배우자의 전기 취업 여부는 상용직 취업 여부만이 탈빈곤 확률을 통계적으로 낮추고 있었는데, 표본을 60세 미만으로 한정할 경우 임시·일용직 취업과 자영업 취업도 탈빈곤을 낮추는 것으로 나타났다. 배우자의 전기 취업의 부정적 효과가 가구주로 하여금 미취업 상태로 머물게 하는 부정적인 대체효과가 있기 때문인지는 차후에 좀 더 면밀히 살펴 볼 필요가 있을 것이다.

여성가구주 여부와 연령은 통계적으로 중요하지 않았고 가구원이 많을수록 빈곤 탈출이 어려운 것으로 나타났으며, 취업한 기타가구원이 많을수록 빈곤탈출 가능성은 증가하였다. 기혼 배우자가 있을 경우도 빈곤탈출 가능성이 높아졌고 전기에 기초수급가구였는 지 여부는 전체표본에서만 부정적인 효과를 보이고 있었다.

<표 4> 탈빈곤의 빈곤지속기간 의존성 추정 결과

구분		전체표본			1차년도가구주연령60세미만		
		계수값	표준 오차	위험률	계수값	표준 오차	위험률
상수항		0.2412	0.2548	1.2727	-0.0893	0.3942	0.9145
빈곤기간	2년	-1.3004***	0.0784	0.2724***	-1.1969***	0.1118	0.3021***
	3년	-2.3568***	0.1126	0.0947***	-2.0651***	0.1595	0.1268***
	4년	-3.0582***	0.1473	0.0470***	-2.9006***	0.2184	0.0550***
	5년	-3.8514***	0.2157	0.0213***	-3.6155***	0.3349	0.0269***
	6년	-22.5039	3,006.7416	0.0000	-23.3755	9,925.4121	0.0000
가구주학력 (고졸기준)	고졸이하	0.0885	0.0868	1.0925	0.1431	0.1375	1.1538
	전문대졸	0.1405	0.1477	1.1509	0.1868	0.1723	1.2054
	대졸	0.0208	0.1036	1.0210	-0.0056	0.1385	0.9944
배우자학력 (배우자없음 기준)	고졸이하	-0.0591	0.1288	0.9426	-0.2392	0.2033	0.7873
	고졸	-0.0214	0.1400	0.9788	-0.1566	0.1978	0.8551
	전문대졸	-0.1941	0.2084	0.8236	-0.3574	0.2593	0.6995
	대졸	0.1934	0.1758	1.2134	0.0670	0.2367	1.0693
가구주 종사상지위 (미취업 기준)	상용직	1.1757***	0.1044	3.2405***	1.4587***	0.1490	4.3002***
	임시·일용직	0.8256***	0.1035	2.2831***	1.1008***	0.1483	3.0066***
	자영업자	0.6603***	0.0974	1.9354***	0.9795***	0.1497	2.6630***
	무급가족종사자	0.3220	0.2768	1.3798	0.3614	0.3333	1.4354
배우자 종사상지위 (취업 배우자 없음 기준)	상용직	1.0191***	0.1304	2.7707***	1.1219***	0.1555	3.0707***
	임시·일용직	0.9003***	0.1420	2.4604***	1.1050***	0.1816	3.0193***
	자영업자	0.4512***	0.1470	1.5703***	0.6459***	0.1817	1.9077***
	무급가족종사자	-0.1153	0.1327	0.8911	0.1010	0.1911	1.1063
가구주 종사상 지위의 전기시차변수 (미취업 기준)	상용직	-0.4894***	0.0979	0.6130***	-0.5186***	0.1370	0.5954***
	임시·일용직	-0.4203***	0.1024	0.6569***	-0.3885***	0.1413	0.6781***
	자영업자	-0.4027***	0.0955	0.6685***	-0.4236***	0.1429	0.6547***
	무급가족종사자	-0.2579	0.2959	0.7727	0.0133	0.3397	1.0134
배우자 종사상지위의 전기시차변수	상용직	-0.3119**	0.1284	0.7321**	-0.4094***	0.1514	0.6641***
	임시·일용직	-0.2015	0.1468	0.8175	-0.3483*	0.1888	0.7059*
	자영업자	-0.2374	0.1458	0.7887	-0.4139**	0.1804	0.6611**

구분		전체표본			1차년도가구주연령60세미만		
		계수값	표준 오차	위험률	계수값	표준 오차	위험률
(취업 배우자 없음 기준)	무급가중종사자	-0.1193	0.1285	0.8875	0.0228	0.1879	1.0230
여성가구주		0.1170	0.0982	1.1241	0.0727	0.1372	1.0754
연령		0.0044	0.0033	1.0045	0.0051	0.0061	1.0052
총가구원수		-0.1189***	0.0353	0.8879***	-0.1092**	0.0466	0.8966**
기타취업가구원수		1.2292***	0.0857	3.4184***	1.2849***	0.1184	3.6143***
기혼배우자유무		0.3009***	0.1009	1.3511***	0.4252***	0.1491	1.5299***
전기 기초수급여부		-0.2894**	0.1217	0.7487**	-0.2040	0.1937	0.8155
/lnsig2u		-0.2946**	0.1404	0.7448**	0.0817	0.1718	1.0851
관측치수		8,047			4,008		
Log-Likelihood		-3,631.96			-1,968.90		

주: 1) .01 - \*\*\*, .05 - \*\*, .1 - \*,  
2) 년도효과를 통제함.

### III. 결론

본 연구는 Heckman(1981)의 추정법과 Wooldridge(2005)의 CML추정을 사용하여 빈곤의 상태지속성 모형을 분석하고, 개인의 이질성을 통제한 이산시간 다기간 위험률 모형을 사용하여 빈곤탈출의 빈곤지속기간 의존성 모형을 분석하여 취업의 탈빈곤 촉진 효과를 살펴보았다.

분석결과 현재의 취업여부는 가구주의 취업이든 배우자의 취업이든 현재의 빈곤 상태를 벗어나는데 매우 중요한 역할을 하고 있음을 볼 수 있었다. 다만 이러한 취업이 직업능력 향상을 통한 빈곤재진입을 저지하는 효과를 가지고 있는 지는 다소 의문이 들었다. 상태지속성 추정 모형결과 Heckman 추정에서는 임시·일용직 취업과 자영업 취업의 경우 오히려 현재의 빈곤가능성을 높일 가능성이 있는 것으로 나타났다. Wooldridge 추정에서는 전기시차변수가 대부분 통계적 유의성이 없었다. 반면 탈빈곤의 빈곤지속기간 의존 모형에서는 전기 취업여부가 현재의 탈빈곤 확률을 통계적으로 유의하게 낮추는 것으로 나타났다. 향후 취업여부와 빈곤의 상태의존성 모델을 동시적으로 추정하는 연립방정식모형(simultaneous equations

model)으로 발전시킬 필요가 있는 것으로 보인다.

이러한 결과들에 비추어 볼 때, 취업알선 우선의 현재 정책이 단기적인 탈빈곤에는 도움을 줄 것으로 판단할 수 있지만 탈빈곤 상태를 유지하면서 장기적인 직업능력 향상으로 이어질 지에 대해서는 의문이 제기된다고 볼 수 있다. 다만 현재의 분석결과만 가지고는 장기적 효과의 유무와 방향을 이야기하기 어렵기 때문에 현재의 정책이 무용하다고 판단하기 보다는 현재의 정책기조와 더불어 장기적인 직업능력을 향상시키기 위한 추가적인 정책방향을 설정하는 것이 바람직할 것으로 생각된다.

한편 빈곤의 경우 전기의 빈곤여부에 강하게 의존하고 있어서 강한 상태의존성을 보이고 있었으며, 빈곤 지속기간이 길어질수록 빈곤을 탈출하는 것이 더욱 어려운 것으로 나타났다. 즉 빈곤함정(povety trap)이 존재하는 것으로 볼 수 있었다. 따라서 빈곤층의 취업을 통하여 탈빈곤할 수 있도록 도움과 동시에 각종 사회서비스의 제공과 사례관리를 통하여 개인의 점진적인 근로능력향상과 가정환경을 개선하여 빈곤함정에서 스스로 빠져나올 수 있도록 지속적으로 돕는 정책이 계속적으로 요구된다고 할 수 있다.

## 참고문헌

- 구인회(2005), 「빈곤의 동태적 분석: 빈곤지속기간과 그 결정요인」, 한국사회복지학, Vol. 57. No. 2, pp. 351~374.
- 김환준(2013a), 「가구특성과 빈곤지속기간이 빈곤탈피율에 미치는 영향-지속기간의 존성과 표본이질성에 대한 검증을 포함하여-」, 사회복지연구, 44권 3호. pp. 301~322
- \_\_\_\_\_ (2013b), 「우리나라 빈곤가구의 빈곤지속기간에 대한 동태적 분석」, 한국사회복지학, 65권 3호, pp. 183~206.
- 석상훈(2007), 「빈곤의 지속-상태의존성 검증-」, 사회보장연구, 23권 3호, pp. 79~99.
- Alem, Yonas (2011), 'The dynamics and persistence of urban poverty: Panel data evidence from Ethiopia', mimeo.
- Andriopoulou, E. and P. Tsakloglou(2011), 'The Determinants of Poverty Transitions in Europe and the Role of Duration Dependence', IZA Discussion Paper No. 5692.
- Arranz, Jose maria and Olga Canto (2012), 'Measuring the effect of spell recurrence on poverty dynamics-evidence from Spain', Journal of Economics Inequality, Vol. 10, pp. 191~217.
- Bane, Mary Jo and David T. Ellwood (1986), 'Slipping into and out of poverty: The Dynamics of Spells', The Journal of Human Resources, Vol. 21, No. 1, pp. 1~23.
- Biewen, Martin (2004), 'Measuring State dependence in Individual Poverty Status: Are There Feedback Effects to Employment Decisions and Household Composition?', IZA Discussion Paper No. 1138.
- \_\_\_\_\_ (2006), 'Who are the Chronic Poor? An Econometric Analysis of Chronic Poverty in Germany' Research on Economic Inequality, Vol 13. pp. 31~62.
- Devicienti, Francesco (2011), 'Estimating poverty persistence in Britain', Empirical Economics, Vol. 40. pp. 657~686.

- Jenkins, Stephen P. (1995), 'Easy Estimation Methods for Discrete-Time Duration Models', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57, 1, pp. 129~138.
- Heckman, J. J. (1981), 'The incidental parameters problem and the problem of initial conditions in estimating a discrete time-discrete data stochastic process.' in *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, Manski CF, McFadden D (eds). MIT Press: Cambridge, MA; 179~195.
- \_\_\_\_\_ and B. Singer (1984), 'A Method for Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data', *Econometrica*, 52(2), pp. 271~320.
- Honore, Bo E. and Ekaterini Kyriazidou (2000), 'Panel Data Discrete Choice Models with Lagged Dependent Variables' *Econometrica* Vol 68, No. 4, pp. 839~874.
- Rabe-Hesketh, Sophia and Anders Skrondal (2013), 'Avoiding biased versions of Wooldridge's simple solution to the initial conditions problem' *Economic Letters*, 120, 346~349.
- Stevens, Ann Huff (1999), 'Climbing out of Poverty, Falling Back in: Measuring the Persistence of Poverty Over Multiple Spells' *The Journal of Human Resources*, Vol. 34, No. 3. pp. 557~588.
- \_\_\_\_\_ (2012), 'Poverty Transitions' in P. N. Jefferson (ed.) *The Oxford Handbook of the Economics of Poverty*, New York: Oxford University Press, pp. 494~518.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2005), 'Simple Solutions to the Initial Conditions Problem in Dynamic, Nonlinear Panel Data Models with Unobserved Heterogeneity.' *Journal of Applied Econometrics*, 20: 39~54.

2014년 재정패널 학술대회

## 제3세션

### Ⅲ-1. 재정패널 자료를 이용한 우리나라 소득빈곤 및 자산빈곤의 이행추이분석

발표자 : 김성태(청주대 경제학과)  
김명규(청주대 경제학과)

### Ⅲ-2. 소득이동 현황과 결정요인 분석

발표자 : 전병목(한국조세재정연구원)





# 재정패널 자료를 이용한 우리나라 소득빈곤 및 자산빈곤의 이행추이 분석



■ 김 성 태\*·김 명 규\*\*

---

\* 청주대학교 경제학과 교수, [stkim@cju.ac.kr](mailto:stkim@cju.ac.kr)

\*\* 청주대학교 경제학과 박사수료, [kolosu@naver.com](mailto:kolosu@naver.com)



# 차 례

I. 서론.....	70
II. 기존 연구.....	71
III. 자산기반 빈곤함정(Asset-based Poverty Trap) 모형 .....	76
1. 빈곤측정수단의 변화.....	76
2. 자산빈곤선의 개념: 확률적 빈곤과 구조적 빈곤.....	78
IV. 실증분석 결과.....	81
1. 자료.....	81
2. 소득빈곤 및 자산빈곤 개념.....	83
3. 소득빈곤과 자산빈곤 관련 기초통계량 추이.....	85
4. 구조적 빈곤과 확률적 빈곤 추이.....	90
5. 구조적 빈곤과 확률적 빈곤의 이행 확률 추이.....	93
V. 요약과 정책적 시사점.....	96
참고문헌.....	98



# 재정패널 자료를 이용한 우리나라 소득빈곤 및 자산빈곤의 이행추이 분석

김성태·김명규

## 요 약

본 연구는 재정패널 1-6차 자료를 이용하여 빈곤을 소득과 자산기준으로 4분하여 소득빈곤과 자산빈곤에 동시에 직면하는 구조적 빈곤과 소득은 빈곤하나 자산은 빈곤하지 않은 확률적 빈곤계층에 초점을 맞추어 그 실태를 분석하였다.

주요 분석결과, 첫째 소득 빈곤계층은 소득 비빈곤층보다 연령이 높고, 교육수준은 약 5년 정도 낮고, 가구원수와 19세 이하 가구원 수는 소득 비빈곤층보다 적고, 가구주 성별은 남성비율이 높으며, 점차 여성가구주가 많아지고 있는 것으로 나타났다. 둘째, 구조적 빈곤은 시장소득기준으로 추세가 지속적으로 상승하다가 2013년 소폭 하락하였다. 구조적 빈곤계층은 부채가 부동산자산 및 금융자산에 비하여 현저하게 많아 일단 소득빈곤에 떨어지면 자산이 거의 없어 말 그대로 빈곤에서 벗어나기가 쉽지 않은 구조적인 문제를 가지고 있음을 확인하였다. 또한 공적 이전소득이 구조적 빈곤을 줄이는 데 효과적이지 못하였다는 것이 드러났다. 셋째, 확률적인 빈곤계층의 자산규모는 구조적 빈곤계층에 비하여 현저하게 많고, 부채는 작아 자산구조는 전체적으로 양호하게 나타났다. 특히, 시장소득 기준 확률적 빈곤율을 보면 구조적 빈곤에 비하여 자산과 소득 두 측면에서 양호해지고 있는 것으로 드러났다. 넷째, 이행확률의 추이에 따르면, 확률적 빈곤층은 일시적 소득빈곤 상태에 있음이 확인되었음에 반해, 구조적 빈곤층은 빈곤 함정에서 벗어날 확률이 점차 떨어지고 있는 것으로 확인되었다. 특히, 눈에 띄는 분석결과는 구조적 빈곤층의 소득이 증대되어 소득빈곤에서 벗어나더라도 단기적으로 자산 빈곤에서 벗어나기 어려웠다는 것이다.

구조적 빈곤을 개선하여 당분간 확률적 빈곤 또는 자산 비빈곤계층으로 이행시키려면 자산형성 지원 프로그램, 더 나아가 빈곤계층의 부채를 줄일 수 있는 현실적인 대안을 제시하려는 노력이 필요하다는 정책적인 시사점을 찾을 수 있었다. 특히, 자산빈곤 탈출은 장기적인 관점에서의 접근이 필요하므로 장기적이고 지속적인 정책 추진이 중요함을 확인할 수 있었다.

## I. 서론

빈곤이라는 용어는 일반적으로 소득이 일정한 수준 미만인 상태를 의미한다. 너무나 당연한 의문이지만, 왜 사람은 일정한 수준 이상의 소득을 벌지 못하는 것일까? 여러 가지 이유가 있겠지만 개인적인 차원에서 보면, 해고에 따른 실업, 질병으로 인한 휴직, 다른 직업으로 이동하기 위한 일시적인 실업 등으로 인한 것이 대부분일 것이다. 물론 이와 같은 불행한 현상을 초래하는 사건으로 외부의 충격, 예를 들어 1997년 말 외환위기, 2008년 9월 리먼 브라더스(Lehman Brothers) 파산 이후 불거진 미국발 금융위기 등을 들 수 있다.

한편, 이와 같은 소득 저하로 인한 빈곤 상태로 떨어지는 것을 일정기간이라도 예방해주는 것이 바로 평상시에 적립해놓은 각종 자산이다. 이것이 바로 저축하는 이유일 것이다. 물론 개인적인 차원의 대비인 저축 외에 실업보험과 긴급지원제도 등과 같은 공적인 제도도 있다. 저축행위를 통하여 적립한 금융자산, 또는 일정한 금액이 된 금융자산을 이용하여 구입한 주택, 토지를 비롯한 부동산과 같은 실물 자산은 유동성 또는 환금성이 있는 한 소득 부족을 부분적으로 채워주는 중요한 역할을 하여 빈곤에 처할 상황에 직면한 개인들의 소비재원으로 활용될 수 있을 것이다. 여기서 문제는 자산을 평상시에 어느 정도 적립하여 보유해야 소득빈곤을 당분간이라도 벗어날 수 있는가이다. 그 기간은 평균 실업급여 수령기간을 통해서 간접적으로 파악할 수 있을 것이다.

이는 장기적으로 구조화되고 고착화된 실업이 아니라면 일정기간 동안 소비지출 재원으로 사용할 수 있을 정도의 자산이 있으면 될 것이라고 보기 때문이다. 본 연구에서는 이를 위해 자산빈곤 수준을 월 기준 최저생계비의 6개월치를 자산빈곤선의 기준으로 채택하고자 한다(남상호, 2009). 이를 자산빈곤선 중에서도 절대 자산빈곤선으로 명명한다.

이런 점에서 자산보유는 소득빈곤을 일정기간 해소할 수 있어 빈곤해소 또는 빈곤을 축소에 상당히 큰 역할을 할 수 있다고 볼 수 있다. 이는 소득빈곤과 자산빈곤에 동시에 해당되는 가구일 경우, 빈곤이 장기화되거나 고착화될 수 있음을 시사해준다.

본 연구의 목적은 첫째, 위와 같은 인식 하에서 『재정패널조사』 1-6차 자료를

이용하여 소득빈곤과 자산빈곤 실태를 살펴보고, 둘째 그에 근거하여 구조적 빈곤 계층과 확률적 빈곤계층의 인구통계학적인 특성과 경제적 특성을 분석하고, 셋째 소득빈곤과 자산빈곤을 4분면으로 나누어 구조적 빈곤층과 확률적 빈곤층의 연도별 이행행렬을 분석하는데 있다.

본 논문의 구성은 서론에 이어 2장에서는 국내외의 빈곤 관련 연구를 소득빈곤과 자산빈곤으로 대별하여 논의한다. 3장에서는 자산기반 빈곤 모형을 시대별 빈곤 개념의 연혁을 살펴보면서 상술한 뒤, 그림을 통해서 구조적 빈곤과 확률적 빈곤을 제시하고 설명한다. 4장에서는 사용 자료인 『재정패널조사』에 대하여 개괄한 뒤, 소득 및 자산빈곤의 개념과 판정기준을 제시한다. 이어서 3개 소득기준 소득빈곤과 자산빈곤 추이를 연도별로 인구통계학적인 변수들의 변화와 함께 제시한다. 또한 소득빈곤과 자산빈곤을 연계하여 구할 수 있는 구조적 빈곤과 확률적 빈곤계층을 찾아 그들의 특성을 찾아 분석한다. 이어서 구조적 빈곤과 확률적 빈곤의 이행확률을 계산하여 제시하면서 그것의 경제학적인 의미를 논의한다. 마지막 5장에서는 분석 내용들을 요약, 정리하고 그로부터 정책적인 시사점을 도출한다.

## II. 기존 연구

먼저 본 연구의 주요 주제인 자산빈곤 관련 국내외 연구를 논의해본다. 해외 연구로는 Oliver and Shapiro(1990), Haveman and Wolff(2001), Short and Ruggles(2005), Gornick, Sierminska and Smeeding(2009), Brandolini, Magri, and Smeeding(2010) 등이 있다. Oliver and Shapiro(1990)는 ‘가구가 소유한 금융자산(financial asset)의 가치가 ‘0’ 또는 음(negative)일 경우’를 자산빈곤으로 정의하였는데, 이 기준이 가구가 보유할 수 있는 자산의 구성 중 대표적인 유동자산(liquid asset), 순자산(net asset)이 제외되었다는 비판을 받았다.

Haveman and Wolff(2001)는 Oliver and Shapiro(1990)보다 상세하게 자산빈곤(asset-poor)을 정의하고 있다. 즉, ‘가구나 개인이 일정기간(period of time) 동안 그들의 기본적인 욕구(basic needs)를 충족시키는데 충분하지 않은 재산유형의 자원(wealth-type resource)을 가진 경우’라고 규정하고 있다. 정의에 포함되어 있는 각

기준들을 구체적으로 논의해보면, ‘기본적인 욕구’는 4인 가족(부모와 2인 자녀)이 최소한으로 생활할 수 있는 수준을 유지시켜주는 자원, ‘일정기간(period of time)’이란 어떠한 사건으로 가구의 수입 공급원이 차단되었을 때 이전에 가지고 있던 자산으로 일정 기간 동안 생활을 유지하도록 요구 받는 기간(보통 3개월), ‘재산유형의 자원’은 총자산에서 총부채를 뺀 순자산(net worth), 가구금융자산을 공제한 순자산, 퇴직연금(IRAs) 등의 연금자산을 제외하고 화폐전환이 용이한 재정적인 자산과 현금 등을 의미한다. 그들은 또한 절대 자산빈곤 개념을 도입하여 재산유형의 자원이 5,000달러 이하를 “절대 자산빈곤”이라고 정의하였다.

Short and Ruggles(2005)는 Haveman and Wolff(2001)가 제시한 자산빈곤의 정의를 기초로 노인여성의 자산빈곤을 분석하였고, Gornick, Sierminska and Smeeding(2009)은 Haveman and Wolff (2001)의 정의 중에서 ‘일정기간(period of time)’을 3개월에서 6개월로 확대하여 노인여성의 자산빈곤을 분석하였다.

Brandolini, Magri, and Smeeding(2010)<sup>1)</sup>은 전기의 순자산이 예비적 저축률과 소득빈곤선의 곱보다 작으면 자산빈곤으로 규정하여 소득충격으로 인해 줄어드는 소득을 얼마만큼 자산으로 대체할 준비가 되어있는지를 평가하였다. 그들은 기준 상대소득 빈곤선은 균등화된 가처분소득(equivalent disposable income) 중위값의 50%로 규정하였고, 연소득 빈곤선의 1/4를 절대적 자산빈곤 기준으로 정의하여 계산하였다.

다음으로 국내의 자산빈곤 관련 연구로는 이태진·신영석·김미곤·노대명(2005), 남상호·권순현(2008), 남상호(2009), 이상은 외 2(2011), 남상호·권순현(2008), 석상훈(2010) 등이 있다. 이태진·신영석·김미곤·노대명(2005)은 자산빈곤선을 추출하고 적용하기 위해 필요한 기준 자산을 순자산이라 정의한 뒤, “부동산 + 동산 + 금융자산 - 부채”방식으로 계산하고, 자산빈곤선을 기준자산에 대한 중위자산의 50%로 설정하였다. 특히, 이들은 자산빈곤선을 획일적으로 적용하기는 힘들기 때문에 4인 가구를 표준가구로 설정한 뒤, OECD기준의 가구균등화 지수를 적용하여 산출하였다.

---

1) 이들은 자산빈곤을 정의할 때 빈곤(poverty)보다는 취약성(vulnerability)이라는 용어를 사용하였다.

남상호·권순현(2008)은 『국민노후보장패널자료』를 이용하여 우리나라의 중고령자 가구의 자산분포의 특징, 자산불평등, 자산빈곤 현황을 분석하였다. 분석결과, 첫째 상위 1%가 순자산의 12.0%, 상위 5%는 34.0%, 상위 10%는 거의 절반에 가까운 49.3%를 보유하는 것으로 나타났다. 둘째, 소득점유율은 상위 1%가 순자산의 8.2%, 상위 5%는 23.4%, 상위 10%는 36.1%를 가지고 있었다. 그는 상대 자산빈곤선을 중위자산의 50% 이하라고 정의하면서 연령대별 자산빈곤률을 계산하였다. 그 결과, 80대가 57.7%, 70대가 47.5%, 60대가 28.6%로 나타나 예상대로 연령이 높을수록 자산빈곤층에 속할 확률이 높아지는 것으로 나타났다. 자산빈곤 결정요인을 로짓 모형으로 추정된 결과, 여성일수록, 월세 가구일수록, 가구원 중 5세 미만의 자녀가 있는 가구일수록 자산빈곤계층에 떨어질 확률이 높아지는 것으로 나타났다. 또한 가구주 연령이 63세가 될 때까지 빈곤가구에 속할 확률이 낮아지지만, 그 이후부터는 빈곤계층에 속할 확률이 높아지는 것으로 나타났다. 그는 이상의 분석결과들에 근거하여 퇴직 시점에 가까운 근로자가구의 자산형성 지원정책이 필요함을 주장하였다.

남상호(2009)는 절대소득빈곤과 상대소득빈곤 개념을 자산빈곤에 동일하게 적용하여 절대자산빈곤을 순자산(가구의 총자산에서 총부채를 뺀 순자산)이 최저생계비 6개월 금액에 미달하는 가구, 상대자산빈곤은 상대소득빈곤의 소득을 순자산으로 대체하여 순자산 중위값의 40%, 50%, 60%에 미달하는 가구로 각각 정의하였다. 이 정의에 따라 『복지패널 2차 자료』로 계산한 절대자산빈곤율은 13.3%, 3차 자료는 12.4%였다.

석상훈(2010)은 『한국복지패널 1-4차 자료』를 이용하여 자산빈곤의 동태적 특성과 자산빈곤층 결정요인을 분석하였다. 분석결과, 첫째 우리나라의 소득계층 간 자산격차가 점차 심화되고 있었다. 둘째, 자산빈곤가구의 규모가 소득빈곤가구보다 높게 나타났다. 셋째, 자산빈곤가구가 소득빈곤가구에 비하여 빈곤상태로 진입할 가능성이 높고 빈곤에서 탈출할 위험이 높아 빈곤상태가 지속될 가능성이 높아질 것으로 나타났다. 넷째, 자산빈곤가구는 소득빈곤가구에서 나타나는 특성을 그대로 가지고 있으며, 소득빈곤계층일수록 자산빈곤에 빠질 위험이 높은 것으로 나타났다.

이상은 외 2(2011)은 『한국노동패널 2-11차 자료』로써 자산빈곤 추이를 살펴보

고, Datt and Ravallion(1992)의 분해방법을 이용하여 성장과 분배요인으로 분해하였다. 분석결과 첫째, 지난 10년간 자산 절대액 규모가 계속 증가하면서도 자산빈곤 역시 계속 증가하는 역설적인 현상을 보여주었다. 둘째, 1999년과 2008년의 분해결과 성장요인에 의해서는 빈곤율이 감소되었지만 분배요인에 의해 빈곤율이 증가하여 전체적으로 빈곤율이 증가하는 것으로 나타났다.

한편, 자산빈곤 외에 본 연구는 소득빈곤도 함께 논의하기 때문에 소득빈곤과 관련한 국내외 연구들도 살펴볼 필요가 있다고 사료된다. 이하에서는 주제별로 국내외 연구를 함께 제시하여 논의한다. 먼저, 빈곤의 결정요인 분석을 통해 빈곤의 원인 파악에 초점을 맞추고 있는 연구로 McLaughlin and Jensen(1995), Eller(1996), Rank and Hirschl(2001), Iceland(1997b), Stevens(1999), McCulloch(2003), McKernan and Ratcliffe(2005), 김교성·최영(2006), 김안나(2007), 임병인(2009) 등이 있다. McLaughlin and Jensen(1995), Eller(1996), Rank and Hirschl(2001) 등이 기존 빈곤에 관한 이론에 대하여 실증분석을 통해 여성, 저학력이 빈곤에 진입할 확률이 높이는 원인으로 분석하였으며, 또한 일반적으로 가구주가 청년층일 경우 빈곤 진입 가능성이 높음을 확인하였다.

Iceland(1997b), Stevens(1999) 등은 가구주의 교육수준이 높으면 빈곤 탈출의 가능성이 높아지지만, 가구주의 연령이 생산가능연령이 아닌 경우 빈곤에서 탈출할 확률이 줄어들 수 있음을 보였다.

McCulloch(2003)는 편부 또는 편모이거나 자녀의 수가 많은 가구일수록 빈곤에 진입할 확률이 높아짐을 밝혔으며, 근로자가 고숙련이거나 경제 환경의 활황으로 인해 고용률이 증가하는 경우, 빈곤에서 탈출할 확률은 증가하는 것으로 나타나지만, 편부모가구는 빈곤 진입 이후 탈출할 확률이 감소하는 것을 밝혔다.

McKernan and Ratcliffe(2005)는 가구주의 연령이 낮고, 흑인, 여성 가구주의 경우에 빈곤에 진입할 확률이 증가하나, 고학력 및 가구 구성원의 취업 비율이 높을수록 빈곤에서의 탈출확률이 높아지는 것을 보였다.

김교성·최영(2006)에서 연령은 근로자의 빈곤에 유의적인 영향을 주지 않고, 미혼보다 기혼자가 빈곤으로 진입할 확률이 낮은 것으로 나타난 반면, 임시직, 일용직, 자영업 등이 빈곤으로 진입할 확률은 높다는 점을 보였다.

김안나(2007) 역시 미혼에 비해 기혼자가 빈곤으로 진입할 확률이 낮고, 또한 여

성 가구주, 30세 미만보다 60세 이상의 노인가구주가 빈곤에 빠질 확률이 높은 것을 밝혔다.

임병인(2009)은 글로벌 금융위기로 인해 빈곤 및 고용에 미친 파급효과를 분석한 결과, 글로벌 금융위기가 우리나라의 빈곤 정도를 증가시켰음을 보였다.

소득빈곤 관련 연구 중 여성, 노인, 장애인 등의 특정계층에 한정된 국내·외 연구로는 Aassve, Iacovou, and Mencariain(2006), Brady and Kall(2008), 석재은(2010), 이경진(2011) 등이 있다. Aassve, Iacovou, and Mencariain(2006)은 사회민주주의 국가의 경우 청년 빈곤의 상대적 규모가 크고 특정시기에 집중되는 경향이 있고, 보수주의 국가들의 경우 상대적으로 규모도 적고 완만한 곡선을 나타냈다. 반면, 서유럽의 경우 청년빈곤보다 아동빈곤의 규모가 상대적으로 크게 나타났음을 보였다.

Brady and Kall(2008)은 1969년에서 2000년까지 선진 복지국가들을 대상으로 전체 여성과 남성의 빈곤율을 분석하였으며, 선진 복지국가에서 여성빈곤이 보편적으로 나타나고 있음을 밝히고, 그 원인을 제시하였다.

석재은(2010)은 2009년 『제1차 서울복지패널 조사자료』를 활용하여 공적연금의 노인빈곤 완화 효과를 분석하였는데 공적연금이 노인의 빈곤완화에 상당한 역할을 수행하고 있음을 보였으며, 고소득층은 공적연금소득이 노후생활에 안정성을 제공하고 있음을 밝혔다.

이경진(2011)은 『복지패널』을 이용하여 상대빈곤율을 구하였는데, 중위소득의 50%를 기준으로 할 때, 시장소득 기준은 1차 자료는 20.41%, 2차 자료는 20.43%, 3-4차 자료는 19.62%, 5차 자료는 18.41%로 계산되었다. 경상소득 기준으로는 1차 자료 17.04%, 2차 자료 16.83%, 3차 16.29%, 4차 자료는 15.56%, 5차 자료는 14.29%, 가처분소득은 경상소득 기준보다 약간 낮았다.

다음으로 빈곤감소 정책의 효과를 다룬 국내외 연구로 Smeeding (2001)과 홍경준(2011)을 들 수 있다. Smeeding (2001)은 거의 모든 국가에서 노령연금이 중간 및 낮은 계층에서 압도적으로 가장 중요한 소득원이며, 저소득층 노인들의 경우에는 공공부조에 크게 의존하고 있음을 밝혔다. Smeeding(2005)은 빈곤정책의 빈곤감소효과를 분석하면서, 오스트리아, 벨기에 및 독일과 같은 국가들의 사회보험이 상대빈곤의 62~75%를 감소시키는 반면, 공공부조의 경우 핀란드는 상대빈곤의 34%, 영국은 33%를 감소시키는 것으로 보고하였다.

홍경준(2011)은 근로빈곤층에 대한 공적 소득이전(소득보장정책과 취업유인정책)에 의해 분배효과가 발생하는 것을 살펴보았으며, 근로빈곤층에 대한 소득이전은 빈곤과 불평등을 완화하지만 사각지대가 너무 광범위해 그 실제적인 효과는 대단히 미미한 것으로 나타났다.

이외에도 Grootaert and Kanbur(1995)는 패널 자료를 이용하여 지출 빈곤 혹은 소득 빈곤 분석을 시도하였고, Baulch and Hoddinott(2000)는 10개국에 대한 패널 자료를 이용하여 빈곤의 동학(poverty dynamics)을 분석하였으며, Hoddinott(2003)는 아프리카 국가들로 구성된 패널 자료를 이용하여 빈곤을 분석하였다.

### Ⅲ. 자산기반 빈곤함정(Asset-based Poverty Trap) 모형<sup>2)</sup>

#### 1. 빈곤측정수단의 변화

빈곤 또는 빈곤의 측정에 대한 시각의 변화를 시대별로 보고자 한다(Carter and Barrett, 2006) ([그림 1] 참조). 제1세대의 빈곤은 특정 시점에서 횡단면 가구자료의 소득이나 지출자료를 이용하여 측정한다. 일단 화폐가치로 측정된 빈곤선이 정의 되면 전체 인구는 빈곤층과 비빈곤층으로 구분되며, 빈곤층에 해당되는 가구 또는 인구 수를 이용하여 빈곤율을 계산한다. 그러나 이와 같은 횡단면 자료에 근거한 빈곤측정은 두 가지 상이한 유형의 빈곤을 구분하지 못하는 약점이 있다. 예를 들어, 빈곤율 33.3%는 동일한 사람들이 지속적으로 빈곤한 것을 나타내기도 하는데, 전체 인구의 1/3이 확률적으로 무작위 혹은 기타 인구통계학적 요인에 의해 빈곤을 경험하는 것을 나타낸다고도 볼 수 있다. 후자와 같이 해석할 경우 빈곤은 일시적인 현상이 된다. 즉, 시간이 지남에 따라 모든 가구는 일정한 기간 중의 1/3 기간 동안 빈곤을 경험하게 된다고 해석할 수 있다는 것이다. 이를 나타낸 것이 [그림 1]에서 제2 세대의 빈곤이다. 이는 제1 세대의 빈곤이 제2 세대의 빈곤과 같이 완전히 상이한 사회의 빈곤에 대하여 그 차이점을 밝히지 못하는 문제점이 있

---

2) 이하 내용은 김성태 외 (2013)에서 발췌, 인용한 것이다.

음을 시사해준다.

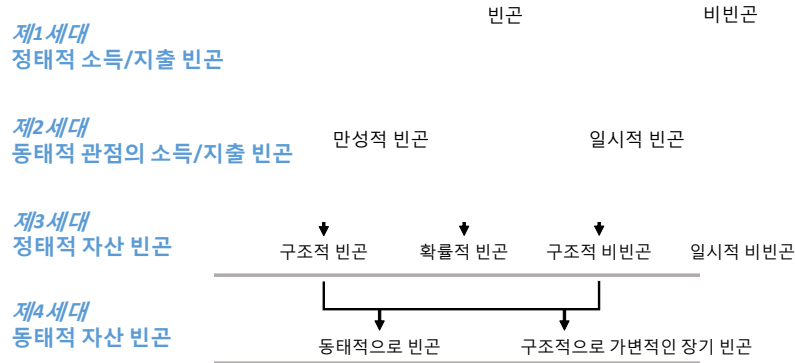
이와 같은 제1세대와 제2세대의 빈곤에 대한 접근방법의 차이는 동일한 가구들이 시간이 지나면서 반복하여 조사되는 패널 자료(panel data)에 대한 관심을 돌리게 만들었다 (Grootaert and Kanbur, 1995; Baulch and Hoddinott, 2000; Hoddinott, 2003). 제2 세대 빈곤측정의 약점은 일시적인 빈곤이지만 근본적으로 완전히 다른 유형의 일시적 빈곤을 가려내지 못한다는 것이다. 즉, 빈곤층이 아닌 가구 중에는 불운에 의해 일시적으로 빈곤에 떨어졌다가 다시 비빈곤층으로 회귀하는 가구들이 있는데 이들을 일시적인 비빈곤층이라고 볼 수 있다. 반면에 경제활동을 영위하면서 체계적으로 자산을 축적하여 구조적으로 비빈곤층으로 전환되는 가구, 즉 구조적인 비빈곤층이 있을 수 있다. 같은 논리로 일시적으로 빈곤한 가구들 중에서 운이 나빠 빈곤층에 머무르게 된 가구들과 구조적으로 빈곤층에 잔류하게 된 가구들이 있다. 이것이 제3 세대 빈곤이다. 제3 세대의 빈곤개념은 빈곤층을 일시적인 빈곤층과 구조적인 빈곤층으로 구분하고, 비빈곤층(부유층) 역시 일시적인 부유층과 구조적인 부유층으로 구분하게 한다는 것이다.<sup>3)</sup>

한편, 제4 세대의 빈곤개념은 빈곤의 동태적인 특성에 착안하여 빈곤을 구분한다. 즉, 장기적으로 정상상태에서 빈곤한 가구와 외부 환경의 충격에 의해 일시적으로 빈곤을 경험하는 가구로 구분된다는 것이다. 전자를 동태적으로 빈곤한 가구라 하고, 후자를 동태적으로 유동적인 빈곤층이라 한다. 동태적 빈곤층과 유동적인 빈곤층을 구분하는 것이 의미 있는 이유는 정부가 빈곤타파 정책을 시행할 때 유동적인 빈곤층에 대해서는 별도의 정책을 시행하지 않더라도 경기가 호전되면 자연스럽게 빈곤에서 탈출할 수 있기 때문이다.

---

3) 지난 20년 간 빈곤 측정에 있어서 두 가지 새로운 접근방법이 주목을 끌고 있다. 첫째는 자산을 기반으로 빈곤을 측정하는 방법이고, 둘째는 인적 개발/능력을 기반으로 빈곤을 측정하는 방법이다. 이 중 자산 기반모형은 Carter and Barrett (2006)이 소개한 모형으로 과거 소득과 소비와 같은 유량(flow)을 중심으로 빈곤을 측정하는 것보다는 자산과 같은 저량(stock)을 중심으로 빈곤을 측정하자는 것이다. 즉, 특정 가구의 자산이 일정 수준에 못 미치는 경우 빈곤의 함정에 빠져있다고 하는데, 그 기준이 바로 빈곤선이 된다.

[그림 1] 빈곤 측정 수단의 전개



자료 : Carter and Barrett(2006), 김성태 외 4(2013)에서 재인용.

## 2. 자산빈곤선의 개념: 확률적 빈곤과 구조적 빈곤

전술한 빈곤 측정수단의 전개과정에서 주요 개념인 자산빈곤에 대하여 논의해본다. 전술한 빈곤의 구조적 전환과정과 확률적 전환과정을 구분하여 분석하려면 자산과 기대효용(소득)에 대한 정보가 필요하다. 이를 위해 Carter and May(2001)가 제시한 [그림 2]를 설명해본다. [그림 2]에서 수직축은 소득이나 지출수준으로 측정된 기대후생 또는 기대효용수준을 나타내므로 화폐가치로 측정된 빈곤선은 그림에서  $u$ 가 된다. 수평선은 가구의 효용을 창출하는 자산을 나타낸다. 자산은 여러 자산이 존재하나 하나의 자산으로 총합하여 측정 가능하다고 가정한다. 이는 부동산 및 각종 금융자산의 가치평가액으로 합산하는 것을 의미한다.

한편, 자산 수익률에 대한 정보는 자산과 그에 대응하는 기대효용 사이의 관계를 그린 곡선을 [그림 2]에서와 같이 그릴 수 있는데, 이 곡선을 생계함수 (livelihood function)라 부른다(Carter and Barrett, 2006). 그림에서 자산 빈곤선(asset poverty line)은 효용 빈곤선 혹은 소득 빈곤선  $u$ 에 대응하는 선  $A$ 와 같다. 생계함수는 시간과 관계없이 일정하다고 가정하자. 이 때 만약 가구가  $A$ 보다 크거나 같은 규모의 자산을 보유하나 실현된 소득이  $u$ 보다 작으면, 그 가구는 확률적으로 빈곤하다고 할 수 있을 것이다. 반대로 만약 가구의 보유자산이  $A$ 보다 작고 실현

된 소득 역시  $u$ 보다 작으면, 그 가구는 구조적으로 빈곤하다고 할 수 있다. 이 때 현재의 실현소득 수준과 관계없이 장기전망의 관점에서 확률적으로 빈곤한 가구가 구조적으로 빈곤한 가구보다는 더 나을 것이다. 이상의 논리에 근거할 때, 빈곤 감소정책이 효과적이라면 목표가 장기의 기대 효용수준에 설정되는 것이 좋을 것이므로 현재나 과거의 실현소득으로 설정해서는 안 된다. 그러므로 자산 빈곤선을 토대로 확률적-구조적 빈곤의 구분이 중요해진다. 참고로 본 연구는 [그림 2]에 제시된 영역을 I, II, III, IV사분면으로 구분하여 그 구성비의 연도별 추이를 살펴, 구조적 빈곤과 확률적 빈곤의 탈출 또는 진입 등에 대해서 논의한다.

[그림 2] 소득빈곤선과 자산빈곤선: 구조적 빈곤과 확률적 빈곤



자료: Carter and May(2001)

본 연구는 패널 자료를 이용하여 자산 빈곤선 개념을 소득빈곤에 반영하여 제3세대 빈곤개념인 구조적 빈곤과 확률적 빈곤(또는 비 빈곤)의 구분을 가능하게 한다. 예로서 시간이 지남에 따라 소득빈곤선 위의 한 점에서 소득빈곤선 아래의 한 점으로 이동하는 경우, 만약 가구의 자산이 자산빈곤선보다 작은 규모의 자산을 소유하여 원래 소득빈곤선 아래의 후생수준을 기대하였던 경우라면 일시적으로 소득이 소득빈곤선보다 크다가 다시 원래 수준으로 회귀하는 것이므로 이를 확률

적인 변동(stochastic transition)이라 한다. 이러한 상황은 [그림 2]에서 최초  $\hat{u}(A')$  점에 있다가 일시적으로 점 C로 이동한 다음, 다시 점 C로부터  $\hat{u}(A')$  점으로 돌아가는 것으로 볼 수 있다.

반면 자산의 손실에 의해 자산이 자산빈곤선보다 많은 수준에서 자산빈곤선보다 작은 수준으로 이동하여 발생하는 빈곤은 구조적 빈곤(structural poverty)이라고 한다. 이는 [그림 2]에서 최초 자산이 자산빈곤선보다 큰 수준인  $A''$  이다가 자산빈곤선보다 작은 수준인  $A'$  으로 감소되어 후생수준이  $\hat{u}(A'')$  에서  $\hat{u}(A')$  점으로 감소한다. 유사하게 구조적 변동에 의해 소득이 소득빈곤선 위로 이동하는 경우도 있다. 이는 자산이 축적되어 자산빈곤선보다 작은 수준인  $A'$  으로부터 자산빈곤선보다 큰 수준인  $A''$  로 증가하는 경우 발생한다. 또는 동일한 자산에 대한 수익이 증가하여 생산함수 자체가  $\hat{u}(A)$  로부터 상향 이동하여  $\tilde{u}(A)$  로 이동하는 경우에도 구조적 변동이 발생할 수 있다,

끝으로 [그림 2]에서 최초  $\hat{u}(A'')$  점에 있다가 일시적으로 소득이 소득빈곤선보다 작은 수준인 B 점으로 떨어졌다가, B 점으로부터 다시  $\hat{u}(A'')$  점으로 이동하는 경우 역시 확률적인 변동의 하나로서 빈곤을 탈출하는 것으로 볼 수 있다.

자산 기반 빈곤모형에 초점을 맞추어 논의하는 것은 장기적으로 빈곤을 타파할 수 있는 빈곤타파 정책과 관련하여 여러 가지 대안을 제시해줄 수 있기 때문이다. 즉, 빈곤가구 스스로 자산을 축적하게 만들거나 좀 더 생산성 있는 생산 활동에 참가하여 자산의 수익률을 높이게 만드는 것이 상당히 의미 있는 정책방안이기 때문이다.

## IV. 실증분석 결과

### 1. 자료

본 연구에 사용된 자료는 한국조세재정연구원에서 조사, 발표하고 있는 『재정패널조사』의 1차(2007년 소득기준)-6차(2012년 소득기준) 자료이다. 『재정패널조사』의 조사대상은 제주도를 제외한 전국의 시·군 지역에서 추출한 5,014가구와 그 가구에 속해 있는 15세 이상의 인구이다. 표준추출방법에 대하여 간략하게 논의하면, 2005년 『인구주택총조사』의 90% 자료와 제주도를 제외한 전국의 대상으로 이를 층화하였으며, 『인구주택총조사』에서 사용한 조사구를 1차 추출단위로 하여 추출된 조사구에서의 일정 수의 가구를 2차적으로 추출하는 2단계 집락추출법(층화 이단계 추출법)을 적용하였다. 자료의 층화를 위해서는 지역, 읍면/동부, 일반/아파트 변수가 사용되었으며, 층 내의 조사구 정렬을 위해서는 시군구와 조사구내의 가구 연건평의 최빈값을 사용하였다. 다만, 『재정패널조사』는 고소득층 가구 및 저소득층 가구를 과대표집(over sampling)하였다는 점을 유의해야 한다.<sup>4)</sup>

#### 가. 분석대상 표본 추출

본 연구는 소득빈곤과 자산빈곤을 모두 분석해야 되기 때문에 소득과 자산을 모두 응답한 가구를 대상으로 분석해야 할 것이다. 이에 1차 조사가구부터 6차까지 조사기간 내 모두 응답한 3,754가구를 추출하여 균형패널자료(balanced panel)을 구성하여 분석하였다. 발표년도 기준으로 1차는 2008년, 6차는 2013년으로 명시하였으나, 실제로 조사 소득과 자산은 각각 전년도 기준이어서 2007년과 2012년 소득 기준이다. 따라서 소득조사 시점과 자산조사시점이 동일하다는 점에서 자료 활용 측면에서 『한국노동패널(KLIPS)』과 차별성이 존재한다.

4) 『재정패널조사』는 저소득계층 표본수가 작아 일반적인 방식의 표본추출로는 원하는 만큼의 표본을 얻어내기가 힘들 것으로 판단하여 고소득층 300가구, 저소득층 300가구 정도로 표집하였다. 이를 위해 다른 통계자료를 바탕으로 고소득층 밀집주거지역과 저소득층 밀집주거지역을 선정하고, 이 지역에서 인구주택총조사 조사구를 과대표집(oversampling)하는 방식을 채택하였다(재정패널조사: 1~6차년도 조사자료 사용자 안내서, p. 19 참조).

## 나. 유형별 소득

본 연구의 주제가 소득빈곤과 자산빈곤의 연계성 분석이므로, 먼저 소득빈곤 산출의 기준인 소득의 유형을 논의하는 것이 필요하다. 본 연구는 OECD 기준 소득 분류기준에 근거하여 근로소득, 시장소득, 경상소득 기준에 근거하여 소득빈곤을 추계한다(<표 1> 참조).

시장소득은 근로소득에 사업소득(순소득), 금융소득, 부동산 임대소득, 가구 외부에서 받은 용돈 생활비 학비 등과 같은 사적 이전소득을 합산한 것으로, 경상소득은 시장소득에 공적 이전소득, 즉 국민연금을 포함한 사회보험 수혜금, 국민기초생활보조금, 기타 정부보조금 등의 정부 이전지출 등을 합산한 것이다.

## 다. 유형별 자산

『재정패널조사』에서는 자산항목들을 다음과 같은 것들을 조사하고 있다. 자산항목에는 일반자산을 비롯하여 금융자산, 자동차<sup>5)</sup> 등이 있다. 일반 자산에는 ‘현재 거주주택’, ‘현재 거주주택 외 보유주택’, ‘주택 이외의 보유 부동산 총액(토지, 건물)’, ‘농기계, 가축’, ‘선박, 건설중장비’, ‘기타 자산’, ‘전세 및 월세의 보증금’, ‘가구원이 거주주택의 전세 및 월세의 보증금’으로 구분하였다. 금융자산은 ‘은행 등 금융기관 예적금’, ‘펀드 가입 금액’, ‘채권 보유 금액’, ‘주식 보유 금액’, ‘저축성 보험, 연금성 보험’, ‘빌려준 돈’, ‘기타 금융자산’으로 구성하고 있다. 부채항목에는 ‘정부지원 주택자금 대출’, ‘학자금 대출’, ‘금융기관 대출<sup>6)</sup>’, ‘세입자에게 돌려주어야 할 전세금, 임대보증금’, ‘기타’로 구성하여 사용하였다.

5) 자동차는 구입비용을 연식을 기준으로 현재가치화한 것으로 할인율은 5%를 적용하였다.

6) 재정패널조사에서는 3차 조사 이후부터 ‘금융기관 주택담보 대출’, ‘금융기관 대출’로 분리 조사하고 있으며, 자료의 연속성을 위해서 합산하여 사용하였다. 5차 조사이후에는 ‘신용카드 관련 대출’로 분리 조사됨에 따라 이를 추가 합산하여 사용하였다.

<표 1> 『한국노동패널』의 소득유형과 OECD 기준 소득유형의 비교

노동패널			OECD				
소득	비경상 소득	기타 소득 (퇴직금, 급여, 상속, 축의금, 민간보험금)	-				
		경상 소득	근로소득	wage and salary income	1차 소득 (primary income)	시장 소득 (market income)	총 소 득  (Gross Income)
	사업소득		self-employment income				
	금융소득		property income				
	부동산소득						
	이전 소득	사적	occupational pension & private transfer	-			
공적		social insurance & assistance & cash benefit	-	-			
가구 지출	비소비 지출	공적연금 보험료	사회보험료 분담금				
		사회보험료 (건강보험료, 고용보험료 등)					
		조세	소득세				
	소비 지출		재산세, 자동차세, 기타 조세				
		12개 지출항목(식료품, 보건, 의료 등)					

## 2. 소득빈곤 및 자산빈곤 개념

주지하다시피 빈곤 개념에는 절대빈곤과 상대빈곤 두 유형이 있다. 절대빈곤 기준은 일반적으로 인간의 기초 욕구를 충족하기 위한 필수품 및 필수품 획득에 필요한 자원으로 정의한다. 이 기준은 일반적으로 정책적 또는 공식적인 빈곤선인 최저생계비이다.<sup>7)</sup> <표 2>에는 절대빈곤선 기준으로 사용되는 최저생계비를 2003년부터 2014년까지 제시되어 있다.

7) 참고로 우리나라에서는 차상위계층과 차차상위계층을 각각 최저생계비의 120%, 최저생계비의 150%로 규정하여 빈곤계층과 유사하게 관리하고 있는데, 이는 최저생계비로 인해 소득역전이 발생하는 것을 감안한 정책적인 배려라고 볼 수 있다.

상대빈곤은 OECD기준에 따라 중위소득의 40%, 50%, 60%을 빈곤선 기준으로 하는데 일반적인데, 가장 널리 사용되는 빈곤선 기준이 50%이다. 본 연구는 절대 빈곤선으로 소득빈곤을 정한다.

이제 <표 2>에 제시된 절대빈곤선기준을 이용하여 자산빈곤 기준을 계산해본다. 전술하였듯이 (절대)자산빈곤선은 절대소득빈곤선 기준인 최저생계비의 6개월 치로 규정한다(남상호, 2009). 이를 계산하여 제시한 것이 <표 3>이다. 유의할 것은 절대빈곤율도 가구원수에 따른 빈곤가구를 모두 합산하여 계산하는 것이기에 절대 자산빈곤 역시 가구원 수별로 다르게 정해진 자산빈곤에 해당되는 가구들을 합산하여 구한다는 것이다. 여기서 중요한 것은 자산을 총자산으로 할 것인지 아니면 부채를 감안한 순자산으로 할 것인가 여부이다. 부채를 차감하지 않은 총자산을 기준으로 자산빈곤을 논의하기도 하지만 엄밀하게는 부채를 차감한 순자산으로 자산빈곤을 논의하는 것이 타당한 접근일 것이다. 따라서 본 연구에서는 순자산을 기준으로 자산빈곤을 논의한다.

<표 2> 최저생계비 추이

(단위: 원/월)

연도	1인 가구	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 가구
2003	355,774	589,219	810,431	1,019,411	1,159,070	1,307,904
2004	368,226	609,842	838,797	1,055,090	1,199,637	1,353,680
2005	401,466	668,504	907,929	1,136,332	1,302,918	1,477,800
2006	418,309	700,489	939,314	1,170,422	1,353,242	1,542,382
2007	435,921	734,412	972,866	1,205,535	1,405,412	1,609,630
2008	463,047	784,319	1,026,603	1,265,848	1,487,878	1,712,186
2009	490,845	835,763	1,081,186	1,326,609	1,572,031	1,817,454
2010	504,344	858,747	1,110,919	1,363,091	1,615,263	1,867,435
2011	532,583	906,830	1,173,121	1,439,413	1,705,704	1,971,995
2012	553,354	942,197	1,218,873	1,495,550	1,772,227	2,048,904
2013	572,168	974,231	1,260,315	1,546,399	1,832,482	2,118,566
2014	603,403	1,027,417	1,329,118	1,630,820	1,932,522	2,234,223

주: 2014년 7인가구는 2,535,925원으로 신규 책정되었음.

<표 3> 절대자산빈곤선 추이

(단위: 원/년)

연도	1인 가구	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 가구
2003	2,134,644	3,535,314	4,862,586	6,116,466	6,954,420	7,847,424
2004	2,209,356	3,659,052	5,032,782	6,330,540	7,197,822	8,122,080
2005	2,408,796	4,011,024	5,447,574	6,817,992	7,817,508	8,866,800
2006	2,509,854	4,202,934	5,635,884	7,022,532	8,119,452	9,254,292
2007	2,615,526	4,406,472	5,837,196	7,233,210	8,432,472	9,657,780
2008	2,778,282	4,705,914	6,159,618	7,595,088	8,927,268	10,273,116
2009	2,945,070	5,014,578	6,487,116	7,959,654	9,432,186	10,904,724
2010	3,026,064	5,152,482	6,665,514	8,178,546	9,691,578	11,204,610
2011	3,195,498	5,440,980	7,038,726	8,636,478	10,234,224	11,831,970
2012	3,320,124	5,653,182	7,313,238	8,973,300	10,633,362	12,293,424
2013	3,433,008	5,845,386	7,561,890	9,278,394	10,994,892	12,711,396
2014	3,620,418	6,164,502	7,974,708	9,784,920	11,595,132	13,405,338

주 : 2014년 7인 가구 절대자산빈곤선은 15,215,550원임.

### 3. 소득빈곤과 자산빈곤 관련 기초통계량 추이

#### 가. 소득빈곤 관련 기초통계량

전술하였듯이 소득빈곤은 어느 유형의 소득을 기준으로 하는가에 따라 그 정도가 달라진다. 본 연구에서는 근로소득, 시장소득, 경상소득을 기준으로 빈곤율을 계산하기 때문에 소득유형별로 절대빈곤율이 다르게 계산될 것이다. 당연히 근로소득보다는 시장소득, 시장소득보다는 경상소득으로 측정한 빈곤율이 낮을 것이다. 이는 결국 사적 이전소득과 공적 이전소득이 빈곤율을 떨어뜨리는데 기여할 것이기 때문이다.

그러기에 앞서 연도별로 근로소득과 시장소득, 경상소득의 추이를 전년 대비 변화율과 함께 제시하여 논의해본다(<표 4>와 [그림 1] 참조). 이를 전체 가구와 빈

곤가구, 비빈곤가구로 나누어 제시하여 빈곤계층의 소득증감 추이를 살펴본다.

2008년 전체가구의 근로소득은 명목기준으로 월 171만원 정도였는데, 매년 증가하다가 2013년 월 202만원으로 연평균 증가율은 3.44%로 시장소득(3.12%)과 경상소득(3.11%)보다 소폭이나마 높은 것으로 나타나고 있다.

<표 4> 연도별 유형별 월 평균소득 추이

(단위: 만원, %)

구분	전체			소득 빈곤계층			소득 비빈곤계층											
	근로소득	시장소득	경상소득	근로소득	시장소득	경상소득	근로소득	시장소득	경상소득									
	금액	증가율	금액	증가율	금액	증가율	금액	증가율	금액	증가율								
2008	171		261		263		4		23		28		191		290		292	
2009	179	4.7	262	0.3	264	0.1	4	5.2	26	12.1	30	6.4	204	6.9	297	2.1	298	2.0
2010	185	3.7	276	5.1	277	5.1	3	-14.0	27	5.6	31	3.8	209	2.5	308	4.0	310	4.0
2011	202	9.3	302	9.5	303	9.5	5	36.0	22	-18.6	30	-2.5	232	10.7	343	11.2	344	11.0
2012	208	2.8	302	0.0	304	0.1	5	1.4	24	7.8	32	5.7	242	4.7	349	1.7	349	1.7
2013	202	-2.9	305	1.0	307	1.1	5	-1.0	23	-2.9	31	-2.8	243	0.2	363	4.2	364	4.2
연평균 증가율	3.44		3.12		3.11		4.30		0.19		2.06		4.94		4.58		4.51	

주: 소득빈곤기준은 시장소득기준 빈곤층을 의미함  
 자료: 재정패널 1-6차 조사.

소득빈곤계층은 근로소득이 전체 가구 평균에 비하여 현저하게 낮은 수준에 머무르고 있으며 2008~13년 기간 동안 거의 정체상태에 머무르고 있다. 주목할 점은 소득 빈곤계층의 경상소득과 시장소득의 차액이 점차 증가하고 있다는 점이다.

한편 소득 비빈곤계층의 평균 공적 이전소득은 미미하여 경상소득과 시장소득의 차이가 상당히 작다. 이는 정부의 공적 이전대상이 소득 빈곤계층에 더 혜택이 가기 때문이다.

<표 5> 가구유형별 주요 연도의 인구통계학적 변수 추이

구분	전체					소득빈곤층					소득 비빈곤층				
	연령 (세)	교육 수준 (년)	가구원 수 (명)	19세 이하 (명)	성별 (%)	연령 (세)	교육 수준 (년)	가구원 수 (명)	19세 이하 (명)	성별 (%)	연령 (세)	교육 수준 (년)	가구원 수 (명)	19세 이하 (명)	성별 (%)
2008	49.9	11.4	2.94	0.77	78.6	66.4	6.8	1.80	0.17	51.2	47.9	11.9	3.08	0.84	81.9
2009	50.5	11.6	2.91	0.76	78.3	66.0	7.3	1.79	0.20	49.6	48.3	12.2	3.08	0.84	82.4
2010	51.1	11.9	2.94	0.77	78.1	66.2	7.8	1.88	0.26	51.0	49.1	12.4	3.07	0.84	81.7
2011	51.7	12.0	2.93	0.75	77.8	68.3	7.8	1.89	0.24	53.3	49.3	12.6	3.08	0.83	81.4
2012	52.8	11.9	2.78	0.66	73.5	69.1	7.6	1.80	0.20	47.8	50.1	12.6	2.94	0.74	77.7
2013	55.0	11.7	2.73	0.65	73.1	71.7	7.5	1.69	0.14	47.1	51.6	12.5	2.94	0.76	78.3

주 1. 소득빈곤기준은 시장소득기준 빈곤층을 의미함  
 2. 성별변수는 남자 비중을 의미함

이어서 전체 가구와 빈곤가구, 그리고 비빈곤가구의 인구통계학적인 변수를 살펴본다. 전체 가구의 경우, 가구주 연령, 가구주 교육수준, 가구원 수, 19세 이하 자녀 수, 가구주 성별 등을 논의한다. 전체가구의 경우, 평균 연령은 2008년 49.9세에서 연도별 평균 연령 증가는 편차가 발생하지만 전체 조사기간 동안 5년이 지나는 동안 매년 평균 1세 정도 늘어나서 패널자료임을 잘 보여주고 있다.<sup>8)</sup> 교육수준은 약 12년으로 고졸 수준인 것으로 나타났다. 가구원 수는 2.94명이었다가 2012년 이후 점차 줄어드는 추세인 가구원 수 축소현상이 나타나고 있음을 알 수 있다. 19세 이하 미성년자수는 1명에도 미치지 못하는 수준이며, 가구원 수 추세와 같이 2012년 이후 감소세로 전환된 것으로 나타났다. 가구주가 남자인 비율은 남자 비중이 높은 편이나, 2008년 78.6%에서 2013년 73.1%로 점차 줄어들고 있다.

이상의 인구통계학적인 변수들을 소득빈곤층과 비교하면 소득 빈곤층 연령은 소득 비빈곤층보다 약 17.0~20.2세 정도 높고, 교육수준은 약 5년 정도 낮았다. 소득 빈곤층 평균연령은 2008년 66.4세로 이미 공식적인 노동시장에서 은퇴한 상황이고, 이들의 학력 역시 중학교 이하 수준인 것으로 나타났다. 가구원 수는 소득

8) 전체 조사가구의 가구주 연령은 1차 50.86세, 2차 51.14세, 3차 52.16세, 4차 52.85세, 5차 53.58세, 6차 54.19세이다.

빈곤층보다 소득 비빈곤층이 약 1명 정도 더 많은 것으로 나타났다. 소득 비빈곤층의 19세 이하 가구원 수는 소득 빈곤층보다 많았다. 가구주 성별은 소득 비빈곤층은 연도가 지나면서 다소 줄어들면서 2013년 78.3%로 높지만, 소득빈곤층은 남성 비율이 약 30%p 정도 낮은 채로 계속 줄어들어 2013년에는 47.1%에 불과하여 점차 빈곤 여성가구주가 많아지고 있음을 보여주고 있다.

## 나. 자산빈곤 관련 기초통계량

자산빈곤은 소득빈곤과 달리 유형별로 구분되어 빈곤율이 다르게 계산되지 않는다. 다만, 자산의 유형, 즉 총자산과 순자산에 따른 구분은 있을 수 있다. 그러나 전술하였듯이 본 연구에서는 순자산에 대해서만 자산빈곤율을 계산하여 제시한다. 이에 앞서 연도별로 총자산과 부채, 그리고 순자산 추이를 설명한다(<표 6>과 [그림 2] 참조).

<표 6> 연도별 자산 및 부채 추이

(단위 : 백만원, %)

구분	전체			자산빈곤계층			자산비빈곤계층		
	총자산	부채	순자산	총자산	부채	순자산	총자산	부채	순자산
	금액 증가율	금액 증가율	금액 증가율	금액 증가율	금액 증가율	금액 증가율	금액 증가율	금액 증가율	금액 증가율
2008	206	34	173	19	57	-38	228	31	198
2009	212 2.6	35 3.9	177 2.4	26 41.2	55 -3.8	-29 -25.7	231 1.1	33 6.5	198 0.3
2010	229 8.0	36 3.2	192 8.9	24 -7.5	44 -19.5	-20 -30.5	249 7.8	35 7.3	214 7.9
2011	259 13.2	41 12.3	218 13.4	21 -12.1	55 23.7	-33 67.7	278 11.5	39 11.7	238 11.5
2012	247 -4.4	39 -3.2	208 -4.6	23 6.7	40 -27.8	-17 -50.0	268 -3.4	39 -0.5	229 -3.9
2013	256 3.6	41 4.8	215 3.4	28 22.1	61 53.1	-33 95.7	274 2.2	40 1.0	234 2.4
연평균 증가율	4.44	4.08	4.51	8.38	1.16	-3.26	3.71	5.10	3.49

자료: 재정패널 1-6차 조사.

먼저 전체가구의 총자산 평가액은 2008년 이후 2011년까지 급증하였다가 2012년에는 소폭 하락한 이후 2013년 다시 2011년 수준을 회복한 것으로 보인다. 부채도 총자산과 유사한 추세를 보이고 있으며, 이에 따라 순자산도 같은 추세를 보이고 있다.

자산빈곤계층과 자산비빈곤계층으로 구분하여 논의해보면, 총자산은 자산비빈곤계층이 빈곤계층의 8.7~12.9배 수준으로 매우 큰 편이다. 부채는 자산빈곤계층은 3개년에 걸쳐 전년도에 비하여 줄어들고 있으나 2011년과 2013년 증가폭이 매우 큰 편이며, 전체적으로 빈곤계층이 비빈곤계층보다 더 많다는 특징을 보여주고 있다. 중요한 것은 자산빈곤계층은 부채가 보유 자산에 비하여 훨씬 많아 순자산이 음(-)으로 나타났고, 자산비빈곤계층의 순자산은 양(+)이었다.

전체 가구의 기초통계량은 <표 5>에 제시된 소득빈곤층 논의와 동일하여 생략한다. 이하에서는 자산빈곤층과 자산비빈곤층의 인구통계학적인 변수를 비교해본다 (<표 7> 참조). 자산빈곤층은 비빈곤층에 비하여 연령차이가 그다지 크지 않고, 교육수준은 약 2.2~2.8년 정도 낮았고, 가구원 수는 다소 적은 것으로 나타났다. 남성 가구주 비중은 자산빈곤층이 비빈곤층에 비하여 더 낮은 것으로 나타났다. 자산빈곤층과 소득빈곤층을 비교해보면, 자산빈곤층이 가구주 평균연령은 낮고 교육수준이 다소 높았으며, 가구원 수는 더 많았고 가구주 성별도 남성 비중이 더 많은 것으로 나타났다.

<표 7> 가구유형별 주요 연도의 인구통계학적 변수 추이

구분	전체					자산빈곤층					자산비빈곤층				
	연령	교육 수준	가구원 수	19세 이하	성별	연령	교육 수준	가구원 수	19세 이하	성별	연령	교육 수준	가구원 수	19세 이하	성별
2008	49.9	11.4	2.94	0.77	78.6	52.7	9.4	2.58	0.66	61.8	49.5	11.6	2.98	0.78	80.6
2009	50.5	11.6	2.91	0.76	78.3	53.3	9.5	2.40	0.64	55.6	50.2	11.8	2.97	0.77	80.6
2010	51.1	11.9	2.94	0.77	78.1	55.5	9.7	2.57	0.69	60.3	50.7	12.1	2.97	0.78	79.9
2011	51.7	12.0	2.93	0.75	77.8	55.5	9.5	2.51	0.60	55.9	51.4	12.2	2.96	0.77	79.5
2012	52.8	11.9	2.78	0.66	73.5	58.1	9.3	2.28	0.54	47.5	52.3	12.1	2.82	0.68	75.9
2013	55.0	11.7	2.73	0.65	73.1	61.0	9.1	2.28	0.47	50.4	54.5	11.9	2.76	0.67	74.8

#### 4. 구조적 빈곤과 확률적 빈곤 추이

[그림 2]에서 제3사분면, 제4사분면을 각각 확률적 빈곤, 구조적 빈곤으로, 월 기준 최저생계비의 6개월 치를 절대자산빈곤으로 정의한다고 했다. 이제 자산빈곤과 소득빈곤의 개념을 이용하여 구조적 빈곤과 확률적 빈곤을 논의해본다(<표 8> 참조).

본 연구는 소득빈곤과 자산빈곤을 연계하여 분석하므로 동일한 최저생계비 기준이라도 소득유형별로 빈곤율이 다르게 계산된다. 따라서 그에 따라 자산빈곤을 연계하면 구조적 빈곤과 확률적 빈곤이 달라질 수 있다.

<표 8> 소득빈곤과 자산빈곤의 연계: 구조적 빈곤과 확률적 빈곤 추이

(단위: 가구수, %)

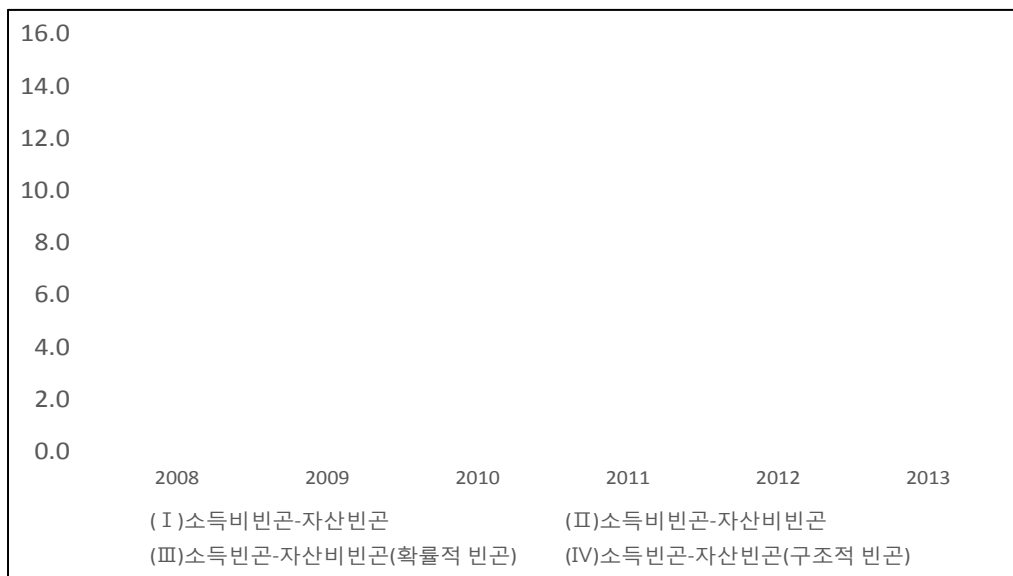
구분	연도	자산 빈곤			자산 비빈곤		
		근로소득	시장소득	경상소득	근로소득	시장소득	경상소득
소득 비빈곤	2008	160 (4.3)	288 (7.7)	324 (8.6)	2029 (54.1)	3025 (80.6)	3051 (81.3)
	2009	146 (3.9)	241 (6.4)	272 (7.3)	2098 (55.9)	3025 (80.6)	3044 (81.1)
	2010	156 (4.2)	255 (6.8)	284 (7.6)	2018 (53.8)	3019 (80.4)	3041 (81.0)
	2011	124 (3.3)	174 (4.6)	188 (5.0)	2064 (55.0)	3036 (80.9)	3061 (81.5)
	2012	131 (3.5)	180 (4.8)	198 (5.3)	2089 (55.7)	2986 (79.5)	3007 (80.1)
	2013	112 (3.0)	159 (4.2)	171 (4.6)	2099 (55.9)	2976 (79.3)	3001 (79.9)
소득 빈곤	2008	216 (5.8)	88 (2.3)	52 (1.4)	1349 (35.9)	353 (9.4)	327 (8.7)
	2009	184 (4.9)	89 (2.4)	58 (1.6)	1326 (35.3)	399 (10.6)	380 (10.1)
	2010	191 (5.1)	92 (2.5)	63 (1.7)	1389 (37.0)	388 (10.3)	366 (9.8)
	2011	147 (3.9)	97 (2.6)	83 (2.2)	1419 (37.8)	447 (11.9)	422 (11.2)
	2012	169 (4.5)	120 (3.2)	102 (2.7)	1365 (36.4)	468 (12.5)	447 (11.9)
	2013	154 (4.1)	107 (2.9)	95 (2.5)	1389 (37.0)	512 (13.6)	487 (13.0)

먼저 구조적 빈곤에 대하여 논의해본다([그림 3] 참조). 근로소득 기준으로 2008년이 5.8%였는데, 이후 등락을 보이다가 2013년 4.1%로 나타나 전반적으로 감소추세를 보이고 있다. 반면에 이를 시장소득기준으로 바꾸면 전반적으로 구조적 빈곤율이 증가하는 추세를 보이고, 경상소득 기준으로도 시장소득기준과 유사하게 구조적 빈곤율이 증가하는 추세를 보이고 있다. 물론 절대적인 수치로 보면 경상소득으로 측정한 구조적 빈곤율이 근로소득보다 낮은 것으로 나타났다. 이는 공적 이전소득에 의해 구조적 빈곤율은 낮아지나 연도가 지나갈수록 그 기능이 미약해져 왔다는 것을 의미한다. 따라서 이제까지 공적 이전소득이 구조적 빈곤을 줄이는 데 효과적이지 못하였다는 것이 드러났다.

한편, 자산으로는 빈곤층이 아니나 일시적인 소득수준이 낮아 빈곤층이 된 확률적인 빈곤은 근로소득기준으로는 2011년까지 전반적으로 증가하다 2012년 하락한 이후 2013년 37.0% 수준이다. 시장소득 기준으로는 근로소득 기준에 비하여 현저하게 낮아졌고, 이 역시 증가하고 있는 것으로 나타났다. 경상소득 기준으로 보면 다소 낮아져 공적 이전소득의 빈곤완화 기능을 보여주고 있다.

[그림 3] 빈곤유형별 분포 추이 : 시장소득-순자산

(단위 : %)



주: 시장소득비빈곤-자산비빈곤 추이선은 비중추이가 너무 커 그래프에서는 생략함.

구조적 빈곤에 속하는 계층들을 보면 (<표 9> 참조), 부채가 부동산자산 및 금융자산에 비하여 현저하게 많아 일단 소득빈곤에 떨어지면 보유하고 있는 자산이 거의 없기 때문에 처분가능한 자산자체가 적어 자산 처분을 통한 소득보전이 불가능한 상태로 국가의 공적 지원이 아니면 빈곤에서 벗어나기가 어려울 수밖에 없다. 이것이 바로 빈곤도 그냥 빈곤이 아니고 구조적으로 빈곤상태에 빠져있다고 보는 이유이다.

이에 반해 확률적 빈곤은 특징적이게 자산규모는 구조적 빈곤계층에 비하여 현저하게 많고, 부채는 작아 자산구조는 전체적으로 양호하다는 것이다. 다만, 일시적으로 실업 등의 요인으로 확률적 빈곤 계층의 소득은 구조적 빈곤에 속하는 계층의 소득과 유사한데, 공적 이전소득이 포함된 경상소득에서만 구조적 빈곤 계층이 더 높게 나타나 구조적 빈곤에 빠져있는 계층에 사회보험혜택이 조금 더 많은 것으로 보인다.

<표 9> 소득빈곤-자산빈곤가구의 소득 및 자산현황

(단위: 만원)

구분	소득 및 자산유형		자산							
			빈곤				비빈곤			
			2008	2010	2012	2013	2008	2010	2012	2013
소득 비 빈곤	자산 유형	자동차	231	380	295	366	875	1012	1159	1192
		금융자산	407	254	269	387	2529	2939	3437	3598
		부동산자산	1655	2066	2697	3845	20337	22068	24067	24946
		부채	6766	4928	5580	9891	3262	3748	4299	4444
	소득 유형	근로소득	94	130	163	151	201	216	247	248
		시장소득	176	193	232	227	302	318	356	370
		경상소득	182	199	235	231	303	319	356	370
	소득 빈곤	자산 유형	자동차	32	168	11	17	234	306	307
금융자산			35	88	58	44	1576	1552	1603	1660
부동산자산			249	1355	636	289	12556	13379	11384	12188
부채			1868	2831	1305	848	1472	1643	1178	1210
소득 유형		근로소득	3	2	8	3	4	4	4	5
		시장소득	27	27	21	17	22	27	25	25
		경상소득	39	37	38	35	25	30	31	30

주: 시장소득 기준이며, 소득은 월평균 소득을 나타냄.

<표 10> 소득-자산 빈곤 유형별 분포 추이

(단위 : %)

구분		2008	2009	2010	2011	2012	2013
I	소득비빈곤- 자산빈곤	7.7	6.4	6.8	4.6	4.8	4.2
II	소득비빈곤- 자산비빈곤	80.6	80.6	80.4	80.9	79.5	79.3
III	소득빈곤- 자산비빈곤	9.4	10.6	10.3	11.9	12.5	13.6
IV	소득빈곤- 자산빈곤	2.3	2.4	2.5	2.6	3.2	2.9
빈곤율	소득빈곤율 (III+IV)	11.7	13.0	12.8	14.5	15.7	16.5
	자산빈곤율 (I+IV)	10.0	8.8	9.2	7.2	8.0	7.1

소득-자산 빈곤 유형 분포 추이를 보면 (<표 10> 참조), 소득비빈곤-자산빈곤(I)에 해당하는 가구 비율이 2008년 7.7%에서 연도마다 증감을 반복하고 있지만 대체적으로 감소하여 2013년에는 4.2%에 이르렀다. 소득비빈곤-자산비빈곤(II) 해당 가구 비율은 2008년 80.6%에서 2013년 79.3%로 80% 정도 수준이 지속되고 있다. 소득빈곤계층에 해당하는 소득빈곤-자산비빈곤(III)과 소득빈곤-자산빈곤(IV)은 전체적으로 연도별로 등락의 차이는 있으나 전반적으로 증가하는 추세를 보이고 있다. 확률적 빈곤층인 소득빈곤-자산비빈곤(III) 가구는 2008년 9.4%에서 2013년 13.6%로 지속적으로 상승하고 있는 것으로 나타났다. 구조적 빈곤층이라고 보는 소득빈곤-자산빈곤(IV) 가구비율은 2008년 2.3%에서 2012년 3.2%로 높아졌다가 2013년은 2.9%로 전반적으로 3%대 수준 이하로 유지하고 있다.

## 5. 구조적 빈곤과 확률적 빈곤의 이행 확률 추이

이하에서는 연도별 이행행렬을 통하여 1년 동안 빈곤계층의 변화를 살펴보았다. <표 11>의 이행행렬을 예를 들어 설명해보면, 1차 조사 I분면에 해당하는 가구가 228가구 중 2차 조사 IV분면에 해당하는 가구가 18가구로 6.3%가 이행하는 것임

을 나타낸다.

본 연구의 주요 분석대상인 확률적 빈곤층(Ⅲ)과 구조적 빈곤층(Ⅳ)을 중심으로 설명하면 다음과 같다. 첫째, 확률적 빈곤층(Ⅲ)의 경우 다음 연도로 이행한 결과를 보면, 자산 빈곤상태로는 빠지지 않는 가운데 경제활동 등을 통하여 소득빈곤 상태에서 벗어나거나(Ⅲ→Ⅱ) 여전히 확률적 빈곤층에 남아있는 상태가 지속(Ⅲ→Ⅲ)되고 있음이 확인되고 있다. 1차-2차 이행행렬을 보면 Ⅲ분면에서 I 분면으로 이동할 확률이 2.3%, Ⅱ분면으로 이동할 확률이 37.7%, Ⅲ분면에 잔류 확률 56.4%, Ⅳ분면으로 이동할 확률이 3.7%로 나타나고 있다.

둘째, 구조적 빈곤층(Ⅳ)은 구조적 빈곤 함정에서 벗어날 확률이 점차 감소하고 있음이 확인되었다. 즉, Ⅳ분면에 지속적으로 남아있는 확률이 연도별로 증감의 차이가 있기는 하지만 전체적으로 감소하다 다시 증가하고 있다. Ⅳ분면에 잔류할 확률은 1-2차 59.1%에서 2-3차 52.8%, 3-4차 44.6%, 4-5차 63.9%, 5-6차 60.8%로 나타났다. 장기 이행확률로 보면 장기적으로 1차 Ⅳ분면 88가구 중 6차 조사당시 47.7%인 42가구가 여전히 Ⅳ분면에 머무르고 있는 것으로 나타나고 있다.

셋째, 구조적 빈곤층(Ⅳ)이 소득이 증대되어 소득빈곤층에서 탈출하여 소득 비빈곤층으로 이행하더라도 단기적으로 자산 빈곤에서는 벗어나기 어려운 것으로 나타났다<sup>9)</sup>. 다만, 장기 이행행렬을 통해서 보면, 88가구 중 Ⅳ분면에서 22(25.0%)가구가 Ⅱ분면으로, 17(19.3%)가구 Ⅲ분면으로 이동하여 총 44.3%가 장기적으로 자산빈곤에서 탈출하는 것으로 나타났다. 따라서 자산빈곤 탈출은 장기적인 노력이 필요하며, 정책을 통한 자산빈곤층 완화를 위한 정책시행도 장기적이고 지속적인 정책이 중요함을 의미한다.

넷째, 소득비빈곤층인 I 분면, Ⅱ분면에 해당되는 가구의 경우 소득빈곤에서 소득비빈곤으로 이행하는 확률(I 또는Ⅱ→Ⅲ또는Ⅳ)은 적은 것으로 나타나며, 안정적인 소득기반이 있는 상태에서 자산의 변동으로 인한 자산변화(I↔Ⅱ)만이 존재하는 것으로 보인다.

---

9) 구조적 빈곤층(Ⅳ)이 자산빈곤에서 벗어나는 경우는 Ⅳ→Ⅲ, Ⅳ→Ⅱ으로 이행하는 경우를 의미하며, 소득빈곤을 벗어나는 경우는 Ⅳ→I, Ⅳ→Ⅱ으로 이행하는 경우를 의미한다.

<표 11> 연도별 이행행렬 추이

구분		2차(2009)				합계	구분		3차				합계		
		I	II	III	IV				I	II	III	IV			
1차	I	129 (44.8)	125 (43.4)	16 (5.6)	18 (6.3)	288	2차	I	115 (47.7)	103 (42.7)	8 (3.3)	15 (6.2)	241		
	II	88 (2.9)	2759 (91.2)	172 (5.7)	6 (0.2)			3025	II	105 (3.5)	2743 (90.7)	165 (5.5)		12 (0.4)	3025
	III	8 (2.3)	133 (37.7)	199 (56.4)	13 (3.7)			353	III	15 (3.8)	166 (41.6)	200 (50.1)		18 (4.5)	399
	IV	16 (18.2)	8 (9.1)	12 (13.6)	52 (59.1)			88	IV	20 (22.5)	7 (7.9)	15 (16.9)		47 (52.8)	89
합계		241	3025	399	89	3754	합계		255	3019	388	92	3754		

구분		4차				합계	구분		5차				합계		
		I	II	III	IV				I	II	III	IV			
3차	I	91 (35.7)	114 (44.7)	20 (7.8)	30 (11.8)	255	4차	I	69 (39.7)	84 (48.3)	4 (2.3)	17 (9.8)	174		
	II	65 (2.2)	2771 (91.8)	174 (5.8)	9 (0.3)			3019	II	87 (2.9)	2774 (91.4)	164 (5.4)		11 (0.4)	3036
	III	2 (0.5)	139 (35.8)	230 (59.3)	17 (4.4)			388	III	8 (1.8)	121 (27.1)	288 (64.4)		30 (6.7)	447
	IV	16 (17.4)	12 (13.0)	23 (25.0)	41 (44.6)			92	IV	16 (16.5)	7 (7.2)	12 (12.4)		62 (63.9)	97
합계		174	3036	447	97	3754	합계		180	2986	468	120	3754		

구분		6차				합계	구분		6차				합계		
		I	II	III	IV				I	II	III	IV			
5차	I	74 (41.1)	82 (45.6)	8 (4.4)	16 (8.9)	180	1차	I	64 (22.2)	170 (59)	28 (9.7)	26 (9.0)	288		
	II	67 (2.2)	2754 (92.2)	159 (5.3)	6 (0.2)			2986	II	77 (2.5)	2664 (88.1)	267 (8.8)		17 (0.6)	3025
	III	3 (0.6)	131 (28.0)	322 (68.8)	12 (2.6)			468	III	11 (3.1)	120 (34.0)	200 (56.7)		22 (6.2)	353
	IV	15 (12.5)	9 (7.5)	23 (19.2)	73 (60.8)			120	IV	7 (8.0)	22 (25.0)	17 (19.3)		42 (47.7)	88
합계		159	2976	512	107	3754	합계		159	2976	512	107	3754		

주 : ( ) 안의 값은 행합계 대비 비중을 나타냄.

## V. 요약과 정책적 시사점

지금까지 『재정패널조사』 1-6차 자료를 이용하여 우리나라 빈곤을 소득과 자산 기준으로 4분하여 소득빈곤과 자산빈곤에 동시에 직면하는 구조적 빈곤과 소득은 빈곤하나 자산은 빈곤하지 않은 확률적 빈곤계층에 초점을 맞추어 분석하였다.

주요 분석결과에 따르면, 첫째 소득빈곤계층은 근로소득이 전체 가구 평균에 비하여 현저하게 낮은 수준이며, 소득 빈곤계층의 경상소득과 시장소득의 차액이 점차 증가하고 있어 정부의 공적이전 대상이 소득 빈곤계층에 더 혜택이 가는 방향이었음을 알 수 있다. 둘째, 소득 빈곤층은 소득비빈곤층보다 연령이 높고, 교육수준은 약 5년 정도 낮았다. 가구원수와 19세 이하 가구원수는 소득 비빈곤층보다 적고, 가구주 성별은 남성비율이 높으며, 점차 여성가구주가 많아지고 있다. 셋째, 총자산은 자산비빈곤계층이 빈곤계층의 8.7~12.9배 수준으로 그 차이가 매우 크다. 부채는 전체적으로 빈곤계층이 비빈곤계층보다 더 많다는 특징을 보여주고 있다. 중요한 것은 자산빈곤계층은 부채가 보유 자산에 비하여 훨씬 많아 순자산이 음(-)으로 나타났고, 자산비빈곤계층의 순자산은 양(+)이었다. 넷째, 구조적 빈곤은 근로소득 기준으로 2008년이 5.8%였는데, 이후 2011년 3.9%로 낮아졌다가 다시 상승하여 2013년 4.1%로 나타났다. 이를 시장소득기준으로 바꾸면 추세가 지속적으로 상승하다가 2013년 소폭 하락하였으며, 경상소득 기준으로도 시장소득기준과 유사하게 나타난 가운데 비중은 경상소득 기준으로 할 경우 구조적 빈곤상태에 있는 가구 비중이 적다. 구조적 빈곤계층은 부채가 부동산자산 및 금융자산에 비하여 현저하게 많아 일단 소득빈곤에 떨어지면 자산이 거의 없어 말 그대로 빈곤에서 벗어나기가 쉽지 않은 구조적인 문제를 가지고 있음을 확인하였다. 다섯째, 확률적인 빈곤은 근로소득기준으로는 2011년까지 전반적으로 증가하다 2012년 하락한 이후 2013년 37.0% 수준이다. 시장소득 기준으로는 근로소득 기준에 비하여 현저하게 낮아졌고, 경상소득 기준으로 보면 시장소득 기준보다 다소 낮아져 공적이전소득의 빈곤완화 기능을 보여주고 있다. 자산규모는 구조적 빈곤계층에 비하여 현저하게 많고, 부채는 작아 자산구조는 전체적으로 양호하게 나타났다. 특히, 시장소득 기준 확률적 빈곤율을 보면 구조적 빈곤에 비하여 자산과 소득 두 측면

에서 양호해지고 있음을 알 수 있다. 여섯째, 이행확률의 추이에 따르면, 확률적 빈곤층은 일시적 소득 빈곤 상태에 있음이 확인되었음에 반해, 구조적 빈곤층(IV)은 빈곤 함정에서 벗어날 확률이 점차 떨어지고 있는 것으로 확인되었다. 장기 이행확률을 보면 장기적으로 1차의 구조적 빈곤에 직면한 88가구 중 6차 조사당시 44.3%인 39가구가 여전히 머무르고 있는 것으로 나타났다. 특히, 눈에 띄는 분석 결과는 구조적 빈곤층의 소득이 증대되어 소득빈곤에서 벗어나더라도 단기적으로 자산 빈곤에서 벗어나기 어려웠다는 것이다.

이상의 분석결과에서 구조적 빈곤을 개선하여 당분간 확률적 빈곤 또는 자산비 빈곤계층으로 이행시키려면 자산형성 지원 프로그램, 더 나아가 빈곤계층의 부채를 줄일 수 있는 현실적인 대안을 제시하려는 노력이 필요하다는 정책적인 시사점을 찾을 수 있었다. 특히, 자산빈곤 탈출은 장기적인 관점에서의 접근이 필요하므로 장기적이고 지속적인 정책 추진이 중요함을 확인할 수 있었다.

향후 연구에서는 소득이동성과 자산이동성의 결정요인을 분석하는 것이 중요한 과제가 될 것이다. 소득이동성과 자산이동성을 동시에 고려하는 경우 소득의 증가와 감소를 나타내는 상태와 자산의 증가와 감소를 나타내는 상태를 고려하면 모두 네 가지 유형의 상태 변화를 나타낼 수 있으므로 이를 이용하여 경제적 요인과 제도적 요인 및 인구통계학적 요인이 소득과 자산의 이동성에 미치는 영향을 분석할 수 있을 것이다.

## 참고문헌

- 강성민·유태균 (2009), 「자산빈곤이행 가능성에 영향을 미치는 요인에 관한 연구」, 『사회복지연구』, 제40권 제1호, pp. 115-138
- 김교성·최영(2006), 「근로계층의 빈곤결정요인에 관한 다층분석」, 한국사회복지학회, 58, pp. 119-141.
- 김성태·김승래·김진,영·임병인·전영준(2013), 『우리나라의 빈곤 함정』, 해남출판사.
- 김안나(2007), 「한국 근로빈곤층의 특성과 결정요인 분석」, 사회복지정책, Vol.29, pp. 145-168.
- 남상호(2009), 「저소득층의 자산실태 분석」, 한국보건사회연구원
- 남상호(2007), “우리나라 가구의 자산분포현황과 시사점”, 2007년 경제학회 공동학술대회 발표논문
- 남상호·권순현(2008), 「우리나라 중·고령자 가구의 자산분포 현황과 빈곤분석: 국민노후보장패널(KReIS)자료를 중심으로」, 『보건사회연구』, 제28권 제2호, pp. 3-32
- 석상훈(2011), 「자산빈곤과 빈곤지속」, 『사회보장연구』 제27권 제2호, pp. 163-186
- 석상훈·김현수(2012), 「노인빈곤의 실태와 결정요인 분석-생애 근로이력과의 연관성을 중심으로」, 『재정학연구』, 제5권 제3호, pp. 99-124.
- 석재은(2010), 「공적연금 및 기초노령연금의 빈곤감소 효과 및 효율성: 서울시를 중심으로」, 사회복지정책, Vol.37, No.3, 193-214.
- 이경진(2011), 「2005~2009년 주요 집단별 소득수준의 변화와 빈곤율 변화」, 『보건복지포럼』, 한국보건사회연구원.
- 이상은·이은혜·정찬미(2011), 「한국에서 자산빈곤의 변화추이와 요인분해」, 『보건사회연구』 31(3), pp.3-37.
- 이태진·신영석·김미곤·노대명(2005), 『저소득층 자산형성지원프로그램 시행방안』, 한국보건사회연구원
- 임병인(2009), 「글로벌 경제위기 극복을 위한 빈곤복지정책 현황과 역할」, 국제무역경영연구원, International Trade Business Institute Review, 15권, 1, pp. 59-91.

- 홍경준(2011), 「공적 소득이전의 분배효과분석: 근로빈곤층을 중심으로」, 사회복지 정책, Vol.38, No.2, pp. 65-88.
- Aassve, Iacovou, and Mencarini(2006), “*Youth Poverty and Transition to Adulthood in Europe*”, Demographic Research, 15(2), pp. 21-50.
- Brady and Kall (2008), “*Nearly Universal, But Somewhat Distinct: The Feminization of Poverty in Affluent Western Democracies, 1969-2000*,” Social Science Research, 37, pp. 976-1007.
- Caner, N.A. and E.N. Wolff (2004), “*Asset Poverty in the United States, 1984-1999: Evidence from the Panel Study of Income Dynamics*,” Review of Income and Wealth, Vol. 50, No.4, 493-518
- Carter, Michael R. and J. May(2001), “One Kind of Freedom: The Dynamics of Poverty in Post-Apartheid South Africa,” World Development 29, pp. 1987-2006.
- Eller(1996), “*Who Stays Poor? Who Doesn't?*” Current Population Reports, Dynamics of Economic Well-Being, Poverty 1992-1993
- Haveman and Wolff(2001), “*Who Are the Asset Poor?: Levels, Trends, and Composition, 1983-1998*,” Institute for Research on Poverty, Discussion Paper no. 1227-01.
- Haveman, R. and E.N. Wolff (2004), “*The Concepts and Measurement of Asset Poverty: Levels, Trends and Composition 1983-2001*,” Journal of Economic Inequality, Vol.2, No.2
- Iceland(1997b), “*Urban Labor Markets and Individual Transitions Out of Poverty*,” Demography, 34(3), pp. 429-441.
- McCulloch(2003), “*Local Labour Markets and Transitions Into and Out of Poverty: Evidence from the British Household Panel Study Waves 1 to 8*,” Environment and Planning, 35, pp. 551-568.
- McKernan and Ratcliffe(2005), “*Events that Trigger Poverty Entries and Exits*,” Social Science Quarterly, 86, pp. 1146-1169.
- McLaughlin and Jensen (1995), “*Becoming Poor: The Experience of Elders*,” Rural Sociology, 60(2), pp. 202-223.

- Rank and Hirschl(2001), "*The occurrence of poverty across the life cycle: Evidence from the PSID*," Journal of Policy Analysis and Management, 20, pp. 737-755.
- Rank and Hirschl(2010), "*Estimating the Life Course Dynamics of Asset Poverty*," Center for Social Development Working Papers, No, 10-25.
- Sherraden(1991), "Assets and the poor: A new American welfare policy," Armonk, NY: M. E. Sharpe.
- Smeeding(2001), "*Income Maintenance in Old Age: What Can be Learned from Cross-National Comparisons*," Center for Retirement Research Working Papers 2001-11.
- Smeeding(2005), "*Public Policy, Economic Inequality, and Poverty: The United States in Comparative Perspective*," Social Science Quarterly, 86(s), 955-984.
- Stevens(1999), "*Climbing Out of Poverty, Falling Back In: Measuring the Persistence of Poverty Over Multiple Spells*," The Journal of Human Resources, 34(3), 567-588.

# 소득이동 현황과 결정요인 분석



## ■ 전 병 목\*

---

\* 한국조세재정연구원



# 차 례

I. 배 경	105
II. 선행연구	107
III. 소득계층간 이동 측정	109
1. 분석자료 현황	109
2. 소득계층별 이동	113
IV. 소득이동의 결정요인 분석	125
1. 추정모형	125
2. 기초통계량	127
3. 추정결과	129
V. 결론	135
참고문헌	137



# 소득이동 현황과 결정요인 분석

전 병 목

## 요 약

본 논문은 한국조세재정연구원의 재정패널 자료를 이용하여 경제위기이후 우리나라 가구의 소득이동 현황과 그 결정요인을 분석한다. 분석결과 분석기간내 저소득층과 고소득층의 비율은 증가하였으며 중산층 비율은 하락하는 추세를 발견하였다. 계층별 이동을 역시 저소득층과 고소득층의 계층 유지확률은 증가하고 중산층의 유지확률은 낮아져 소득구조의 고착화를 의심할 수 있었다. 그러나 은퇴효과를 배제한 근로가능계층에 대한 분석은 저소득계층 유지확률은 크게 낮아졌으며 추세를 발견하기 어렵다. 또한 전반적인 소득계층 상향이동률이 증가하고 잔류비율은 하락하게 된다. 이는 근로계층에서 소득이동이 상대적으로 활발하게 나타나고 있음을 보여준다. 또한 매년기준 소득계층 이동률은 중기(즉 다년간) 이동률과 비교할 때 동일 소득계층 잔류비율을 과대평가하고 상향 혹은 하향 이동을 과소평가하는 문제가 있었다. 이는 연간 단위 지표가 소득계층 고착화 정도를 실제보다 과장할 위험이 있는 것을 보여 준다.

소득변화 결정요인에 대한 패널분석 결과는 초기 소득이 높을수록 평균소득대비 상대소득 수준이 높을수록 소득증가율이 낮아지는 것으로 나타났다. 상대소득 변수의 영향력은 저소득층 내에서 더욱 크게 나타나 상대적으로 높은 소득 저소득층의 빈곤 탈출에 어려움을 겪고 있음을 보여준다. 따라서 소득분포 개선을 위해서는 빈곤 탈출시점의 저소득계층에 대한 정책적 노력이 중요하다. 초기 교육수준과 분석기간 내 교육연수의 변화는 전반적으로 소득증가율에 유의하지 않은 영향을 나타낸다. 이는 추가적인 교육 확대 또는 평생 교육의 효과가 소득측면에서 높지 않음을 보여준다.

## I. 배 경

사회 통합과 지속적 경제성장을 위해 소득분배구조에 대한 세계적 관심이 높아지고 있다. 각 국가들의 소득분배구조 변화에 대한 분석들은 소득분배구조가 악화되어 왔고 이를 개선하기 위한 정책적 노력이 필요함을 보여주고 있다(Piketty; 2003, Piketty and Saez; 2006 등). 소득분배구조에 대한 관심은 궁극적으로 경제성

장에 미치는 영향분석으로 귀결되어 많은 학술적 연구로 나타나고 있다(Roy van der Weide and Milanovic; 2014, Dollar et al.; 2014 등).

우리나라도 외환위기 이후 경제구조의 변화와 고령화 진전으로 소득분배구조가 악화되었으며 이를 극복하고 사회통합을 이루기 위한 정책 대응방안 마련이 필요한 상황이다. 이에 따라 소득격차의 정도와 확대 원인에 대한 다양한 연구가 진행되었으며 정책대응방안으로 노후소득 보장, 세제의 재분배 기능 강화 등에 대한 요구 역시 높아지고 있다.

분배구조 개선을 위한 대안마련은 소득분배구조를 결정하는 소득계층간 이동에 대한 정확한 이해가 선행되어야 효과적으로 이루어 질 수 있다. 그래서 소득분포에 있어 소득계층간 이동의 중요성은 오래전부터 인식되어 왔다.

Friedman(1962)은 소득분배를 개선하는 가장 좋은 방법은 활발한 소득계층간 이동이라 주장하였다. 또한 소득계층간 이동은 소득수준 형평화의 정도를 나타내는 척도로 이용될 수 있으며 단년도의 소득 불평등성보다 생애소득의 불평등성을 줄여주는 효과가 있음을 보였다(Shorrocks; 1978, Atkinson et al; 1982). 소득계층간 이동이 활발하면 특정 연도 소득불평등도의 의미는 상대적으로 낮아지게 된다. 즉 소득이동으로 인해 생애소득이 특정연도 소득에 비해 균등화되기 때문이다. 그러므로 단년도의 소득불평등보다 생애소득의 불평등이 더욱 중요하므로 정부정책의 관심이 되어야 한다(Massoumi; 1998)<sup>1)</sup>.

소득계층간 이동을 분석함에 있어 패널자료를 활용하는 것이 중요하다. 개인의 소득변화 경로를 추적할 수 있는 패널자료가 소득계층간 이동의 개념에 가장 잘 부합하기 때문이다. 비교적 쉽게 접근할 수 있는 횡단면자료의 경우 단년도 소득분포를 잘 보여주지만 인적자본 축적 등에 따른 개인의 소득변화 과정을 보여주지 못해 소득계층간 이동상황을 분석하는 데 한계가 있다. 또한 패널자료가 장기간 구축될 경우 개인들의 일생주기에 따른 소득수준 변화를 반영할 수 있다는 장점도 있다. 소득계층간 이동 분석에서 일시적 소득충격(Transitory Income shock)도 의미를 지닐 수 있으나 이는 시간의 흐름에 따라 자연스럽게 사라지는 현상으로 정책을 통한 교정대상은 아니다. 그래서 가능하면 긴 시간의 패널자료를 이용하는 것이 분석 목적에 부합한다.

---

1) 김성태·전영준·임병인(2012)에서 재인용

우선 우리나라에 대한 소득계층간 이동 분석에서는 최근 급속히 진행되고 있는 고령화의 영향을 구분하여 살펴 볼 필요가 있다. 생산활동에서 물러나는 은퇴가 야기하는 소득계층간 이동은 경제활동참가자들의 소득계층간 이동과 다른 의미를 지니기 때문이다. 즉 은퇴로 인한 소득변화는 근로활동을 하지 않음으로 인해 나타나는 자연스러운 현상으로 빈곤문제 등으로 정책 개입 타당성이 제한되는 측면이 있다. 반면 근로계층의 소득변화는 일하고 있음에도 나타나는 현상으로 형평성 등의 관점에서 정책적 관심을 기울여야 할 대상이다. 마찬가지로 은퇴계층의 증가로 나타나는 소득분배 악화는 근로계층에 나타나는 소득분배 악화와는 다른 정책 대응이 필요하다.

추정 모형에 있어서는 서베이 조사에서 나타날 수 있는 소득변수의 측정오차 (Measurement Error)를 교정할 수 있는 모형을 이용하여 추정값의 일치성을 확보하고자 하였다.

## II. 선행연구

소득분포에 대한 논의에서 소득이동성의 영향이 중요해짐에 따라 이 분야에 대한 연구는 국내외를 불문하고 많이 이루어졌다. 선행연구들은 다양한 관점에서 소득계층간 이동을 정의하고 각 국가들에 적합한 정책 수립을 지원하기 위해 이용되었다.

Gottschalk and Danziger(1997)는 Panel Study of Income Dynamics (PSID)자료를 이용하여 미국의 가구소득 변화자료를 분석하였다. 분석결과는 미국 가구에서 상당한 소득계층 이동이 발생하였음을 보여주고 있다. Jarvis and Jenkins(1998)는 British Household Panel Survey를 이용하여 영국 가구의 경상소득 변화를 분석하였다. 분석결과는 소득의 측정기간이 길어짐에 따라 상당한 소득계층간 이동이 발생하였음을 보여주고 있다.

소득 변화 분석뿐만 아니라 그 결정요인에 대한 연구도 많이 이루어졌다. 소득 변화 자체의 이해도 중요하지만 정책적 대응을 위해서는 결정요인들을 파악하는

것이 중요하기 때문이다. Woolard and Klasen(2005)은 남아프리카공화국을 대상으로 1993년~1998년 기간 동안의 소득계층간 이동을 측정하였다. 분석결과는 선진국들에 비해 상당히 높은 소득이동 수준을 보여주었다. 높은 소득 이동성에 영향을 미치는 중요 요인은 인구학적 요인과 개인의 고용상태 변화로 나타났다. Shi et al.(2010)은 중국 비도시지역을 대상으로 1989년~2006년 기간 동안의 소득 변화 결정요인을 분석하였다. 분석결과는 초기 소득수준이 낮을수록, 임금소득 비중이 높을수록, 교육수준이 높을수록, 어릴수록 높은 소득이동성을 보여준다. 또한 변수들의 변화가 미치는 영향중에는 임금소득 비중 변화, 비농업부문 취업자 비중 변화, 평균 교육연수 변화가 소득 변화를 설명하는 주요 요인으로 나타났다.

우리나라 사례에 대한 소득계층간 이동 연구도 많이 시도되었다. 함재봉(2005)은 한국노동패널 1997년~2001년 자료에 Shorrocks(1982)의 소득불평등 원천별 분해기법을 적용하여 소득유형별 소득불평등 기여도를 측정하였다. 그리고 분위별 소득이동확률도 제시하였다. 석상훈(2009)도 한국노동패널 1~9차 자료를 이용하여 소득계층 이동 확률을 도출하였고 계층이동에 대한 요인분석을 통해 빈곤상태의 고착화 가능성을 제시하였다. 빈곤상태에 머무를 확률이 높은 계층은 여성가구주와 고령자로 분석되었다.

최지은·홍기석(2011)은 한국노동패널 1~11차 자료를 이용하여 세대간 소득 탄력성 계수를 추정하고 이를 바탕으로 세대간 소득 이동성에 대한 시사점을 도출하였다. 분석 결과 아버지와 아들간 근로소득 상관관계가 강하게 나타나 세대간 소득이동성이 낮은 소득격차 고착화 가능성을 제시하였다. 김성태·전영준·임병인(2012)는 한국노동패널 1999~2008자료를 이용하여 소득계층 간 이행행렬을 제시하고 소득계층 이동의 결정요인을 분석하였다. 분석결과 취업자 수가 증가할수록, 초기소득이 적을수록, 직업훈련을 받을수록, 사회보험을 받지 않을수록 소득계층상향이동 가능성이 높아지는 것으로 나타났다.

본 장에서는 국세청 소득신고자료 수집노력을 통해 소득자료의 정확성에 강점을 지니고 있는 한국조세재정연구원의 재정패널자료를 이용하여 가구의 소득이동성을 분석하였다. 동시에 소득이동성의 변화요인도 분석하고자 한다. 재정패널 자료는 국세청 소득신고자료를 함께 수집함으로써 서베이조사에서 나타날 수 있는 소득의 측정오차 문제를 완화하고 있다<sup>2)</sup>. 또한 소득계층별 이동에 있어 급격한 고령

화, 즉 은퇴 효과를 노동시장 변화 효과와 구분하기 위해 근로세대만을 대상으로 한 소득이동성도 분석하였다. 은퇴로 인한 소득계층 이동과 노동시장 참여과정에서 나타나는 소득계층 이동은 구분해서 살펴볼 필요가 있기 때문이다. 소득계층 이동을 파악함에 있어 매년 이동률과 중기 이동률의 차이도 살펴보았다. 일시적인 소득충격과 일생주기적 관점에서 나타날 수 있는 소득계층 이동의 영향을 이해하기 위한 것이다. 또한 소득 변화 분석을 통해 이에 영향을 미치는 주요 결정요인을 파악하는데 소득변수에 포함될 수 있는 측정오차(Measurement Errors)를 명시적으로 고려하여 회귀분석의 신뢰성을 높였다.

### Ⅲ. 소득계층간 이동 측정

#### 1. 분석자료 현황

가구의 소득계층간 이동 측정을 위해 한국조세재정연구원의 재정패널 2차~6차(2008년~2012년)자료를 이용하였다. 재정패널 자료는 비교적 최근에 구축된 자료로 세무신고 자료를 함께 수집하여 소득신뢰성이 높은 패널자료이기 때문이다. 국세청 소득신고를 한 사람 중 신고자료를 증빙자료로 수집한 가구의 비율은 2차 조사의 42.3%에서 6차 조사에서는 64.8% 수준으로 증가하여 소득의 신뢰성이 높아졌다. 그러나 여전히 국세청에 소득을 신고하는 가구가 50%내외를 차지하고 있고 이들에 대한 소득수준은 가구의 응답에만 기초하고 있다. 분석자료에서 재정패널 1차연도(2007) 자료를 제외한 것은 패널조사 초기연도에 나타난 높은 탈락률을 보완하기 위해 2차연도(2008)에 표본을 추가하였기 때문에 이들을 분석대상에 포함하기 위한 것이다.

---

2) 재정패널 6차연도(2012년 귀속) 자료에 의하면 소득을 국세청에 신고한 가구에 대한 소득 증빙자료 수집률이 64.8%로 나타났으며 근로소득자의 경우 73.3%, 종합소득자는 42.4%이다.

<표 1> 재정패널의 소득 증빙자료 수집률

(단위: %, 건)

구분	2차(2008)	3차(2009)	4차(2010)	5차(2011)	6차(2012)
가구 기준	47.4 (1,327)	53.8 (1,491)	60.0 (1,661)	61.5 (1,695)	62.3 (1,785)
가구원 기준	42.3 (1,430)	46.3 (1,593)	52.5 (1,797)	52.8 (1,845)	64.8 (2,006)
- 근로소득자	47.2 (1,217)	52.5 (1,344)	59.2 (1,508)	57.9 (1,531)	73.3 (1,646)
- 종합소득자	26.4 (213)	28.4 (249)	33.0 (289)	36.9 (314)	42.4 (360)

주 1. 가구기준 수집율은 전체 가구 중 국세청에 소득신고를 한 가구원이 있는 가구(2,800가구 내외)의 비율이며 전체가구의 약 50%가 국세청 소득 신고를 한 가구원이 있음  
 가구원 기준 수집율은 국세청 소득신고자(연말정산 혹은 종합소득신고) 약 3,400명 내외에 대한 증빙자료 제출자의 비율.

2. 괄호안은 건수

분석자료의 기초통계량을 살펴보면, 가구 총소득 수준은 2008년 평균 33.7백만원에서 2010년 37.5백만원까지 증가하였다가 2011년, 2012년에는 각각 36.3백만원, 35.9백만원으로 소폭 하락하였다. 이러한 소득수준 변화는 공적이전소득을 제외한 시장소득 변화에서도 그대로 나타난다. 다만, 가구규모에 조정된 가구원 1인당 총소득은 2011년까지 증가하였다가 2012년에는 2010년 수준으로 소폭 하락하였다. 이러한 변화는 가구소득의 하락에 가구규모 축소의 효과가 상당부분 반영되고 있음을 보여준다.

급속한 고령화로 나타나는 은퇴가구 증가의 영향을 배제하기 위해 가구주 연령이 60세<sup>3)</sup> 미만인 근로가능계층만을 고려하면 총소득은 2012년까지 지속적으로 증가하는 추세이다. 구체적으로 2008년 39.0백만원에서 지속적으로 증가하여 2010년 43.6백만원까지 증가하였으며 2011년 43.0백만원으로 소폭 하락하였다가 2012년 44.2백만원으로 다시 증가하였다. 근로가능계층에 대한 정부의 재정지원 규모도 크지 않아 시장소득의 변화도 총소득과 유사한 추세를 보여준다.

가구규모 변화를 함께 고려하기 위해 가구원당 소득(즉 총소득/가구원 수) 기준으로 살펴보면 가구 전체 소득변화 추세와 달리 관측기간 내 소득수준의 하락없

3) 개인별 은퇴시점은 다양하게 나타나지만 하나의 공통기준으로 60세를 가정하였다. 60세는 국민연금제도에서도 기여금납부가 중단되는 시점, 즉 공식적인 은퇴인정 기준으로 설정되어 있다.

이 계속적으로 증가하는 모습을 보여준다. 2008년 기준 가구원당 총소득은 13.2백만원에서 2012년 15.1백만원으로 증가하였다.

이러한 통계 수치의 변화는 가구 당 가구원 수 변화와 60세 이상 은퇴예상 가구주의 증가를 고려하지 않고 전체가구에 대한 수치만을 기준으로 할 경우 정책시사점 도출에 오류가 발생할 수 있음을 보여준다.

<표 2> 분석대상 전체가구의 소득수준

(단위: 만원)

구분 (패널조사 차수)		2008 (2차)	2009 (3차)	2010 (4차)	2011 (5차)	2012 (6차)
근로소득	평균	3,080.7	3,148.8	3,383.7	3,271.4	3,155.8
	표준편차	2,822.2	3,336.7	3,326.6	3,185.9	3,314.4
	중위수	2,539.1	2,559.5	2,800.0	2,652.9	2,371.1
	최소값	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	최대값	41,259.8	100,681.6	93,000.0	38,452.9	70,850.6
	왜도	2.37	7.72	4.71	2.69	4.23
	변이계수	0.92	1.06	0.98	0.97	1.05
시장소득	평균	3,186.9	3,259.5	3,520.6	3,406.6	3,318.3
	표준편차	2,895.4	3,378.7	3,408.3	3,281.7	3,512.7
	중위수	2,568.7	2,573.9	2,880.0	2,769.2	2,540.5
	최소값	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	최대값	43,375.7	100,681.6	93,000.0	45,183.7	70,850.6
	왜도	2.49	7.51	4.57	3.05	4.78
	변이계수	0.91	1.04	0.97	0.96	1.06
총소득	평균	3,370.0	3,486.0	3,751.0	3,626.2	3,586.8
	표준편차	2,827.7	3,304.9	3,331.1	3,194.9	3,424.6
	중위수	2,693.5	2,864.2	3,000.0	2,884.6	2,822.7
	최소값	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	최대값	43,375.7	100,681.6	93,000.0	45,183.7	70,850.6
	왜도	2.65	7.91	4.81	3.22	5.02
	변이계수	0.84	0.95	0.89	0.88	0.95
1인당 총소득	평균	1,191.3	1,222.5	1,318.2	1,332.0	1,316.1
	표준편차	986.3	1,070.6	1,124.1	1,110.9	1,149.7
	중위수	963.3	1,010.0	1,055.3	1,111.1	1,088.4
	최소값	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	최대값	21,687.8	25,170.4	31,000.0	15,061.2	23,616.9
	왜도	4.44	6.31	5.35	3.82	5.52
	변이계수	0.83	0.88	0.85	0.83	0.87

주 1. 근로소득은 임금소득과 사업소득의 합이며 시장소득은 근로소득, 재산소득, 사전이전소득을 모두 포함하며 총 소득은 시장소득에 공적이전소득을 더한 소득임.

2. 평균소득은 각 연도 횡단면 가중치를 적용하여 산출

<표 3> 근로가능 가구(가구주 60세 미만)의 소득수준

(단위: 만원)

구분		2008 (2차)	2009 (3차)	2010 (4차)	2011 (5차)	2012 (6차)
근로소득	평균	3,707.0	3,816.6	4,126.4	4,067.6	4,150.4
	표준편차	2,781.7	3,425.2	3,362.0	3,204.1	3,392.0
	중위수	3,173.8	3,191.6	3,595.0	3,461.5	3,387.3
	최소값	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	최대값	41,259.8	100,681.6	93,000.0	38,452.9	70,850.6
	왜도	2.6	8.8	5.5	3.0	5.0
	변이계수	0.8	0.9	0.8	0.8	0.8
시장소득	평균	3,798.4	3,902.4	4,243.6	4,186.5	4,297.2
	표준편차	2,866.0	3,468.6	3,464.8	3,326.1	3,638.0
	중위수	3,173.8	3,294.6	3,600.0	3,461.5	3,528.4
	최소값	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	최대값	43,375.7	100,681.6	93,000.0	45,183.7	70,850.6
	왜도	2.7	8.5	5.2	3.3	5.5
	변이계수	0.8	0.9	0.8	0.8	0.8
총소득	평균	3,900.7	4,034.7	4,364.1	4,296.7	4,423.8
	표준편차	2,848.1	3,445.8	3,446.2	3,312.8	3,613.3
	중위수	3,271.2	3,437.7	3,607.0	3,607.7	3,717.5
	최소값	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	최대값	43,375.7	100,681.6	93,000.0	45,183.7	70,850.6
	왜도	2.8	8.7	5.2	3.4	5.5
	변이계수	0.7	0.9	0.8	0.8	0.8
1인당 총소득	평균	1,320.0	1,350.5	1,453.2	1,497.6	1,505.4
	표준편차	1,019.7	1,132.2	1,161.3	1,184.9	1,227.9
	중위수	1,079.1	1,126.9	1,200.0	1,221.8	1,270.2
	최소값	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	최대값	21,687.8	25,170.4	31,000.0	15,061.2	23,616.9
	왜도	4.7	6.6	5.3	3.8	5.7
	변이계수	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8

주 1. 근로소득은 임금소득과 사업소득의 합이며 시장소득은 근로소득, 재산소득, 사전이전소득을 모두 포함하며 총 소득은 시장소득에 공적이전소득을 더한 소득임.

2. 평균소득은 각 연도 횡단면 가중치를 적용하여 산출

## 2. 소득계층별 이동

### 가. 소득계층별 분포

소득이동을 파악하기 위해 소득계층은 OECD기준에 따라 중위소득 50% 미만을 저소득층, 50~150%에 속하는 가구를 중산층, 150% 초과는 고소득층으로 구분하였다. 이러한 계층구분은 그 목적에 따라 다양하게 설정가능하나 본 연구에서는 편의상 OECD 분류를 이용하였다.

먼저 계층별 전체 가구 분포 변화를 살펴보면 2011년부터 저소득층과 고소득층의 비중이 늘어나고 중산층이 줄어드는 추세변화를 보여준다. 총소득 기준과 시장소득기준 모두에서 중산층은 2010년을 기점으로 크게 감소하였다. 정부 지원인 공적 이전소득의 영향으로 총소득기준 저소득 비중은 시장소득기준 비중보다 상대적으로 낮게 나타난다. 두 소득기준 간 저소득층 비중 격차는 2008년 4.2%p(24.7% v.s 28.9%)에서 2012년 3.1%p(26.0% v.s 29.1%)로 낮아져 공적이전소득 증가보다 시장소득의 격차확대가 더 빠르게 나타남을 알 수 있다.

<표 4> 소득계층별 구성 변화(전체가구)

구분	2008	2009	2010	2011	2012
<b>총소득 기준(%)</b>					
저소득층	24.7	24.5	24.3	26.5	26.0
중산층	44.8	47.4	46.1	42.4	41.3
고소득층	30.4	28.1	29.6	31.2	32.6
합계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
<b>시장소득 기준(%)</b>					
저소득층	28.9	27.5	27.3	29.0	29.1
중산층	40.0	40.3	40.8	36.6	37.1
고소득층	31.1	32.2	31.9	34.4	33.8
합계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

그러나 고령가구를 제외한 근로가능가구의 소득계층 분포변화는 다른 추이를 보여준다. 근로가능가구를 중심으로 계층별 분포를 살펴보면 저소득층 비중이 지속적으로 줄어드는 추세이다. 반면 중산층의 비중하락과 고소득층 비중 증대는 동일하게 나타난다. 근로가능가구에 나타나는 저소득층 비중 하락은 총소득 기준이나 시장소득기준이나 동일하게 나타나고 있다.

저소득층 가구 비중의 지속적 하락은 노동시장이 바람직하게 작동하고 있음을 보여주는 것이라 할 수 있는데 그 하락 폭도 상당히 긍정적이다. 이는 근로가능가구의 소득이 지속적으로 증가하였기 때문이기도 하다. 이상의 결과는 우리나라 가구의 소득분포 악화에는 상대적으로 낮은 소득수준인 60세 이상 고령가구의 급격한 증가가 큰 역할을 하고 있음을 보여준다.

<표 5> 소득계층별 구성 변화(근로가능가구)

구분	2008	2009	2010	2011	2012
<b>총소득 기준(%)</b>					
저소득층	14.1	14.0	12.6	12.4	11.9
중산층	48.6	51.6	51.0	46.6	44.6
고소득층	37.3	34.4	36.4	41.0	43.5
합계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
<b>시장소득 기준(%)</b>					
저소득층	16.2	14.7	13.6	12.0	11.6
중산층	45.6	45.5	46.7	42.0	42.9
고소득층	38.3	39.9	39.8	46.0	45.6
합계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

주: 근로가능가구는 가구주 연령이 60세미만인 가구로 정의

## 나. 소득계층별 이동률

전체가구 총소득 기준 소득계층 이동확률을 살펴보면 2008~2012년 기간동안 상향이동률이 17.4%로 하향이동률 15.0%보다 높게 나타난다. 상대적으로 높은 상향

이동률은 안정적인 소득변동 구조를 보이도록 하는 요인이다. 공적이전소득을 제외한 시장소득기준 소득계층 상향 및 하향 이동확률 16.3%, 14.2%와 비교해 볼 때 공적이전소득이 소득계층의 상향이동을 촉진하는 효과가 있음을 확인할 수 있다.

일반적으로 역 U자 형태를 취하는 개인의 연령-임금 구조를 감안하면 매년기준 소득이동률보다 근속연수 등 구조적 변화를 반영하는 중기기준 소득이동률이 크게 나타난다. 매년 기준 소득이동률에는 일정한 방향성을 가지는 구조적 변화의 영향이 작고 평균으로 회귀하는 일시적 충격이 많이 반영되기 때문이다. 일생주기적 관점의 중기 소득계층 이동률과 이의 반영이 미미한 매년 기준 소득계층 이동률의 격차 역시 상당히 존재한다. 그러므로 매년 기준 소득이동률만을 이용한 소득분포 변화 해석은 소득이동성을 과소 평가하는 문제가 있다. 매년 소득이동률은 그 절대적 수치에 대한 의미보다는 변화추이에 대한 의미가 더 큰 지표라 할 수 있다.

2008년~2012년간 소득계층 잔류비율은 소득기준에 따라 각각 67.7%(총소득), 69.5%(시장소득)에 불과하였으나 연간자료를 이용할 경우 잔류비율은 각각 75~77%, 76~79%수준으로 더 높게 나타났다. 매년기준 이동률은 동일 소득계층 고착확률을 실제보다 과대평가할 위험성이 높다.

<표 6> 소득이동의 추세(전체가구)

(단위: %)

소득유형	소득계층이동	08~09년	09~10년	10~11년	11~12년	08~12년
총소득 기준	상향이동	11.7	13.6	12.0	12.2	17.4
	잔류	75.2	74.9	76.6	77.3	67.7
	하향이동	13.2	11.5	11.4	10.4	15.0
시장소득 기준	상향이동	13.0	11.6	10.4	10.1	16.3
	잔류	76.9	75.9	77.8	79.1	69.5
	하향이동	10.2	12.5	11.8	10.8	14.2

각 소득계층간<sup>4)</sup> 세부 이동률 변화추이를 살펴보면 총소득 기준으로 기존 소득 계층 유지확률은 저소득층과 고소득층은 증가추세, 중산층은 감소 추세가 확인하게 나타나고 있다. 즉 가구소득 증가추세의 격차가 확대되어 중산층에 계속 머물 확률이 하락하고 있다. 구체적으로 저소득층에 계속 머물 확률(1→1)은 연간 18%수준에서 최근에는 20%수준으로 증가하여 빈곤의 고착화가 확대되고 있음을 확인할 수 있었다. 소득-연령 효과를 상당부분 반영하는 중기적 관점에서 볼 때 저소득층에 계속 머물 확률은 분석기간 18%수준으로 매년기준 확률보다 낮은 수준이다.

고소득층에 계속 머물 확률 역시 23%수준에서 2011~2012년 기간 25.8%로 증가하였다. 반면 중산층에 머물 확률은 34%수준에서 2011~2012년 기간 31%로 하락하여 소득격차가 확대되는 방향으로 소득분포가 변화함을 확인할 수 있다. 중기적 관점에서 중산층을 유지할 확률은 매년 기준 확률보다 낮은 26.8%로 나타났다.

소득이동의 방향성을 살펴보기 위해 저소득층이 중산층으로 이동할 확률(1→2)과 중산층이 저소득층으로 하락할 연간 확률(2→1)을 살펴보면 공통적으로 하락하고 있다. 저소득층의 중산층 이동확률 하락은 저소득층의 탈빈곤에 어려움이 있음을 보여주며, 중산층의 저소득층 이동확률 하락은 경제활동의 안정성이 높아짐을 보여준다. 또한 저소득층의 중산층 이동 확률이 중산층의 저소득층 이동 확률보다 높아 상대적으로 건강한 소득이동 구조를 보여주고 있다.

정부의 소득재분배기능으로 운영되는 공적이전소득을 제외할 경우, 소득격차는 더욱 확대되고 있음을 알 수 있다. 저소득층 고착화 확률(1→1)은 총소득 기준에 비해 더욱 높아졌으며 저소득층 탈출 확률(1→2)은 더 낮아졌다. 저소득층 탈출확률(1→2)은 저소득층 추락확률(2→1)보다 높은 수준을 보이다가 2011~2012년 기간에는 동일한 수준에 이르도록 낮아졌다. 고소득층 유지확률(3→3) 역시 증가하고 있어 소득격차가 확대되고 있음을 보여준다.

---

4) 저소득층(1), 중산층(2), 고소득층(3) 등 3 소득계층으로 구분

<표 7> 소득계층 간 이동률(전체가구)

(단위: %)

소득유형	소득이동 유형	08-09년	09-10년	10-11년	11-12년	08-12년
총소득 기준	1→1	18.4	17.8	19.2	20.3	18.0
	1→2	6.1	6.2	4.6	5.5	7.7
	1→3	0.3	0.5	0.4	0.6	0.7
	2→1	5.7	5.9	5.0	5.0	7.0
	2→2	33.7	34.6	34.3	31.2	26.8
	2→3	5.3	6.9	6.9	6.1	9.0
	3→1	0.6	0.4	0.9	0.7	1.1
	3→2	6.9	5.3	5.6	4.8	6.8
	3→3	23.1	22.5	23.1	25.8	22.9
	합계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
시장소득 기준	1→1	22.0	21.1	21.9	23.3	21.0
	1→2	6.3	5.2	4.5	4.7	6.7
	1→3	0.4	0.5	0.4	0.6	1.0
	2→1	4.6	5.0	4.8	4.7	6.4
	2→2	29.2	29.9	30.8	27.3	24.0
	2→3	6.2	5.9	5.5	4.8	8.6
	3→1	0.7	0.6	0.9	0.6	1.4
	3→2	4.9	6.9	6.1	5.5	6.5
	3→3	25.7	24.9	25.1	28.5	24.5
	합계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

주 1. 각 연도 종단면 가중치를 적용하여 이동률을 산출  
 2. 소득계층 구분은 저소득층(1), 중산층(2), 고소득층(3)

3개 소득계층 내 이동률은 각 계층에 속한 가구의 다음년도 소득분포를 의미한다는 점에서 중요한 의미가 있는 소득이동률 지표이다. 동 지표에 따르면 전반적으로 중산층 유지율이 저소득층 혹은 고소득층 유지율보다 낮게 나타나고 시간의 흐름에 따라 저소득층과 고소득층의 유지율이 증가하는 추세이다. 즉 소득격차가 확대되고 있음을 여기서도 확인할 수 있다. 다만 이 지표는 각 계층자체의 비중 변화를 반영하지 않으므로 조심스러운 해석이 필요하다. 예를 들어 분배상황이 호전되어 저소득층 규모 자체가 줄어들게 되면 차년도 저소득층의 소득계층 이동률은 빈곤 고착률(1→1)이 높아지는 등의 부정적인 영향이 발생할 수 있기 때문이다. 각 소득계층의 유지확률과 함께 각 소득계층에 속한 가구의 비중도 함께 고려할 필요가 있다.

<표 8> 연간기준 소득계층별 이동률(전체가구 기준)

(총소득 기준)

구분		2009년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2008년	저소득층	74.4%	24.6%	1.0%	100.0%
	중산층	12.8%	75.3%	11.9%	100.0%
	고소득층	1.9%	22.6%	75.6%	100.0%
		2010년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2009년	저소득층	72.6%	25.2%	2.2%	100.0%
	중산층	12.3%	73.1%	14.6%	100.0%
	고소득층	1.4%	18.7%	79.9%	100.0%
		2011년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2010년	저소득층	79.2%	19.1%	1.7%	100.0%
	중산층	10.8%	74.2%	15.0%	100.0%
	고소득층	3.0%	18.8%	78.2%	100.0%
		2012년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2011년	저소득층	76.9%	20.9%	2.3%	100.0%
	중산층	11.8%	73.7%	14.5%	100.0%
	고소득층	2.1%	15.4%	82.5%	100.0%

(시장소득 기준)

구분		2009년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2008년	저소득층	76.6%	22.0%	1.4%	100.0%
	중산층	11.6%	72.8%	15.6%	100.0%
	고소득층	2.1%	15.6%	82.3%	100.0%
		2010년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2009년	저소득층	78.7%	19.3%	2.0%	100.0%
	중산층	12.2%	73.4%	14.4%	100.0%
	고소득층	1.9%	21.3%	76.8%	100.0%
		2011년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2010년	저소득층	81.7%	16.7%	1.6%	100.0%
	중산층	11.7%	74.9%	13.4%	100.0%
	고소득층	2.8%	19.0%	78.2%	100.0%
		2012년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2011년	저소득층	81.5%	16.3%	2.2%	100.0%
	중산층	12.9%	74.1%	13.0%	100.0%
	고소득층	1.8%	15.8%	82.4%	100.0%

중기기준 동일 소득계층 유지비율은 매년 기준 이동률보다 상당히 낮은 수준이고 상향 혹은 하향이동비율은 높게 나타난다. 이는 중기적 관점에서 소득격차가 매년 기준보다 줄어들음을 의미한다. 예를 들면 중기기준 저소득층 고착률(1→1)은 총 소득 및 시장소득기준 모두 매년 기준 저소득층 고착률보다 낮게 나타났다. 저소득층의 빈곤 탈출률(1→2)과 중산층의 빈곤층 전락률(2→1) 역시 매년 기준에 비해 높은 수준으로 이동을 통해 소득계층간 격차를 줄이는 방향으로 작용하고 있다.

<표 9> 중기기준 소득계층별 이동률(전체가구 기준)

(총소득 기준)

구분		2012년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2008년	저소득층	68.3%	29.2%	2.5%	100.0%
	중산층	16.4%	62.6%	21.0%	100.0%
	고소득층	3.6%	22.2%	74.3%	100.0%

(시장소득 기준)

구분		2012년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2008년	저소득층	73.1%	23.4%	3.4%	100.0%
	중산층	16.3%	61.6%	22.1%	100.0%
	고소득층	4.2%	20.1%	75.6%	100.0%

근로자들이 노동시장에서 은퇴함으로 인해 발생하는 소득이동률 변화효과를 제거하기 위해 근로가능가구(연령 60세 미만)로 분석대상을 한정하면 상대적으로 소득계층간 이동이 활발하게 일어나고 있음을 확인할 수 있다. 즉 근로가능가구의 소득계층 간류 확률은 전체가구 대상보다 낮게 나타나 계층간 이동이 활발함을 알 수 있다. 소득계층간 이동방향 역시 하향이동률보다 상향이동률이 크게 나타나 소득격차가 줄어들음을 알 수 있다. 예를 들어 총소득 기준 중기 상향이동률은 전체가구의 경우 17.4%(<표 6>참조)이나 근로가능가구는 19.5%(<표 10>참조)로 높은 수준을 보여준다. 근로시장을 통해 일어나는 소득변화가 소득분포 차원에서 바람직한 영향을 미치고 있음을 보여준다.

근로가능가구의 시장소득 기준 중기 상향, 하향 이동률 역시 각각 18.0%, 14.9% (<표 10>참조)로 전체가구의 시장소득 기준 이동률 16.3%, 14.2%(<표 6>참조)에 비해 높은 수준이다. 시장소득의 중기 상향이동 비율은 하향이동 비율보다 높지만 매년 이동률은 다르게 변화하였다. 즉 2008~2009년에는 상향이동 비율이 하향이동 비율보다 높았지만 상향이동 비율의 하락과 하향이동 비율의 상승으로 2010년 이후에는 하향이동 비율이 더 높은 구조로 역전되었다. 이는 동 시기에 발생한 세계적 금융위기의 극복과정에서 소득분배가 악화되었음을 짐작하게 해 준다.

<표 10> 소득이동의 추세(근로가능가구)

(단위: %)

소득유형	소득계층이동	08~09년	09~10년	10~11년	11~12년	08~12년
총소득 기준	상향이동	12.2	14.8	12.2	13.2	19.5
	잔류	73.4	73.8	75.6	76.5	65.7
	하향이동	14.4	11.5	12.2	10.4	14.8
시장소득 기준	상향이동	13.5	13.0	10.4	10.9	18.0
	잔류	75.3	74.1	75.9	77.2	67.1
	하향이동	11.2	13.0	13.7	11.9	14.9

근로가능가구의 계층 간 이동률을 살펴보면 전체가구 기준과 달리 저소득층의 빈곤고착률(즉 1→1 이동률)이 총소득 기준과 시장소득기준 모두에서 크게 하락하였다. 근로가능가구에서의 소득이동이 활발함을 보여준다. 빈곤고착률이 크게 낮아짐에 따라 빈곤탈출률(1→2 이동률)과의 격차는 작아졌다. 이는 노동시장참여가 소득계층간 격차를 줄이는 긍정적인 효과가 있음을 보여준다. 특히 중기적 관점에서 정부의 공적이전소득이 포함된 총소득 기준 이동률은 빈곤고착률이 6.5%로 빈곤탈출률 7.3%보다 낮아 바람직한 모습을 보여주고 있다.

<표 11> 소득계층 간 이동률(근로가능가구)

(단위: %)

소득유형	소득이동 유형	08~09년	09~10년	10~11년	11~12년	08~12년
총소득 기준	1→1	8.4	7.7	8.0	7.3	6.5
	1→2	5.4	5.7	4.2	4.6	7.3
	1→3	0.3	0.6	0.4	0.5	0.5
	2→1	5.2	4.6	4.4	4.3	5.6
	2→2	37.1	38.9	38.3	34.3	29.2
	2→3	6.2	8.2	8.3	7.8	11.4
	3→1	0.7	0.5	1.0	0.7	1.5
	3→2	8.3	6.2	6.4	5.5	7.9
	3→3	28.4	27.7	28.9	34.8	30.1
	합계		100.0	100.0	100.0	100.0
시장소득 기준	1→1	9.9	8.8	8.5	7.2	6.8
	1→2	5.8	4.9	4.3	4.1	6.3
	1→3	0.4	0.6	0.4	0.5	1.0
	2→1	4.5	4.3	4.4	4.2	5.3
	2→2	33.6	34.4	35.9	31.7	28.2
	2→3	7.5	7.0	6.7	6.2	10.9
	3→1	0.8	0.6	1.0	0.6	1.5
	3→2	5.8	8.4	7.2	6.8	7.8
	3→3	31.9	31.0	31.6	38.7	32.2
	합계		100.0	100.0	100.0	100.0

주 1. 각 연도 종단면 가중치를 적용하여 이동률을 산출  
 2. 소득계층 구분은 저소득층(1), 중산층(2), 고소득층(3)

근로가능가구의 소득계층별 이동률중 저소득층의 소득계층 유지확률이 가장 낮아 소득계층 상향 이동이 비교적 활발하게 일어나고 있음을 보여준다. 시장소득 기준 저소득층의 중산층 이동 확률은 경제위기 기간 동안 낮아졌다가 2011~2012년 기간에 소폭 회복 되었다.

<표 12> 연간기준 소득계층별 이동률(근로가능가구 기준)

(총소득 기준)

구분		2009년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2008년	저소득층	59.8%	38.3%	1.9%	100.0%
	중산층	10.6%	76.5%	12.8%	100.0%
	고소득층	2.0%	22.1%	75.9%	100.0%
		2010년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2009년	저소득층	54.8%	40.7%	4.5%	100.0%
	중산층	8.9%	75.3%	15.8%	100.0%
	고소득층	1.3%	18.0%	80.6%	100.0%
		2011년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2010년	저소득층	63.9%	33.0%	3.1%	100.0%
	중산층	8.6%	75.1%	16.3%	100.0%
	고소득층	2.7%	17.7%	79.6%	100.0%
		2012년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2011년	저소득층	58.5%	37.3%	4.2%	100.0%
	중산층	9.2%	73.9%	16.9%	100.0%
	고소득층	1.8%	13.5%	84.7%	100.0%

(시장소득 기준)

구분		2010년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2009년	저소득층	61.3%	34.3%	4.4%	100.0%
	중산층	9.4%	75.3%	15.2%	100.0%
	고소득층	1.5%	21.1%	77.5%	100.0%
		2009년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2008년	저소득층	61.8%	36.0%	2.2%	100.0%
	중산층	9.8%	73.8%	16.4%	100.0%
	고소득층	2.0%	15.1%	83.0%	100.0%
		2011년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2010년	저소득층	64.6%	32.6%	2.9%	100.0%
	중산층	9.4%	76.4%	14.2%	100.0%
	고소득층	2.5%	18.0%	79.5%	100.0%
		2012년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2011년	저소득층	60.8%	34.8%	4.4%	100.0%
	중산층	10.0%	75.3%	14.7%	100.0%
	고소득층	1.4%	14.7%	83.9%	100.0%

근로가능가구로 분석대상을 한정하더라도 중기 소득계층별 이동률은 매년 기준 이동률보다 동일 계층 유지확률은 낮고 이동확률은 높은 결과를 보여준다. 시장소득을 기준으로 할 때 저소득층의 고착화 확률은 총 소득 기준보다 높게 나타났으며 공적이전소득의 대상에 포함되기 어려운 중산층과 고소득층의 경우 큰 차이가 없다. 전반적으로 저소득층의 중산층 이동확률이 중산층의 저소득층 전락확률보다 월등히 크게 나타나 근로가능가구의 분배구조는 한 시점보다 일생소득의 관점에서 더 양호하게 나타날 것임을 보여주고 있다.

<표 13> 중기 소득계층별 이동률(근로가능가구 기준)

(총소득 기준)

구분		2012년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2008년	저소득층	45.6%	50.8%	3.6%	100.0%
	중산층	12.1%	63.2%	24.7%	100.0%
	고소득층	3.7%	19.9%	76.4%	100.0%

(시장소득 기준)

구분		2012년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2008년	저소득층	48.0%	44.9%	7.1%	100.0%
	중산층	11.9%	63.6%	24.5%	100.0%
	고소득층	3.7%	18.8%	77.5%	100.0%

#### 다. 장기균형 분포

매년기준 소득계층별 이동률을 지속적으로 적용하면 일정기간 이후 궁극적으로 도달할 소득분포를 짐작할 수 있게 된다. 이는 한 경제내에서 나타날 균형 소득분포 상태로도 해석할 수 있다. 소득분포의 균형상태를 도출하기 위해 각 기간별 이동률을 일생주기(약 100년<sup>5)</sup>만큼 적용하여 도달하는 소득분포를 도출하였다.

5) 기간을 500년으로 확장하더라도 분포의 수치적 차이는 거의 없다.

매년 이동률은 경기상황 등 각 연도의 경제·사회적 상황에 큰 영향을 받으므로 경기순환과 구조적 소득변화가 어느 정도 반영된 중기 소득계층 이동률과 장기균형과의 비교도 의미를 지닌다. 즉 매년 이동률의 장기균형과 중기 이동률의 장기균형의 격차를 살펴봄으로써 소득수준의 구조적 변화를 고려하지 못할 때 야기될 수 있는 문제에 대해 의미 있는 시사점을 도출할 수 있다.

매년기준 이동률을 적용한 소득분포 장기균형은 경기상황과 시점에 따라 변하는데 장기 저소득층 비율은 전체가구 기준 30% 수준으로 증가하는 것으로 나타났다. 근로가능가구만을 고려할 경우, 저소득층 비율은 2011~2012년 기준 13%이하로 하락하고 고소득층 비율은 43.6%로 증가하였다. 반면 중산층 비율은 2009~2010년 50.0%까지 증가하였다가 43.6%수준까지 하락하였다.

중기기준 소득분포의 장기균형은 저소득층 < 중산층 < 고소득층 비율분포를 보여주는데 매년 기준 장기균형에 비해 중산층 비율은 낮고 고소득층의 비율은 더 높게 나타났다. 저소득층 비율은 매년 기준 장기 균형을 변화 범위내에 포함될 수 있지만 전반적으로 낮은 쪽에 포함된다. 이러한 장기균형 값의 격차는 매년기준 이동률을 이용할 경우 저소득층 비중을 과대 평가할 가능성이 있음을 보여준다. 또한 연령-소득구조가 일정정도 반영된 중기기준 장기균형 분포는 장기적으로 소득격차가 더욱 확대될 것을 예고하고 있다. 시장소득의 격차확대에 대응한 정부의 정책적 대응노력이 중요해지고 있음을 보여준다.

<표 14> 시장소득 기준 계층분포의 장기균형(매년 기준)

구분	전체가구			근로가능가구		
	저소득층	중산층	고소득층	저소득층	중산층	고소득층
08~09년	23.0	39.9	37.0	13.3	43.3	43.5
09~10년	27.5	43.3	29.2	13.6	50.0	36.5
10~11년	30.9	41.5	27.6	15.4	48.6	35.9
11~12년	29.8	38.3	31.9	12.6	43.8	43.6

주: 매년 기준 소득이동률을 100회 반복 적용하여 장기균형을 도출

이러한 결과는 한국노동패널자료를 이용한 김성태 외(2012)와 비교할 때 저소득층 유지확률은 낮고, 중산층은 유사, 고소득층은 다소 높은 수준이다<sup>6)</sup>. 노동패널의 경우, 상대적으로 10년이상 긴 기간(1998년부터 조사) 유지되면서 고소득층 탈락이 많이 일어나 나타난 현상으로 판단된다.

<표 15> 시장소득 기준 계층분포의 장기균형(중기 기준)

구분	전체가구			근로가능가구		
	저소득층	중산층	고소득층	저소득층	중산층	고소득층
08~12년	27.6	35.9	36.4	12.6	40.0	47.5

주: 중기(4년) 기준 소득이동률을 25회 반복 적용하여 장기균형을 도출

## IV. 소득이동의 결정요인 분석

### 1. 추정모형

소득이동의 근본요인인 소득 증가율을 종속변수로 하여 결정요인을 분석하는 Fields et al(2003), Shi et al(2010)의 모형을 이용하였다. 소득수준이 아니라 사전적으로 정의된 소득계층 간 이동을 설명하는 모형은 소득분포상의 상대적 위치에 초점을 두어 실질 소득의 개선효과를 설명하기 어렵기 때문이다. 또한 패널자료의 특성을 충분히 이용하기 위해서는 제공되는 소득수준 정보까지 이용할 수 있는 분석방법이 바람직하다.

결정요인 분석에 이용된 추정모형은 다음의 소득모형에서 도출되었다.

$$\ln(y) = \beta_t x_{i,t} + \gamma_t z_i + \delta_i + \epsilon$$

6) 김성태 외(2012)의 2007~2008년기준 장기균형 분포는 저소득층 유지확률 31.4%, 중산층 37.8%, 고소득층 30.8%이다.

$$\begin{aligned}\epsilon &= \rho\epsilon_{i,t-1} + \eta, \eta_i \sim [0, \sigma_\eta^2] \\ \delta_i &= \lambda z_i + \nu_i, \nu_i \sim [0, \sigma_y^2]\end{aligned}$$

여기서  $y_{i,t}$ 는 가구소득,  $x_{i,t}$ 는 시간에 따라 변하는  $i$ 가구의 특성벡터,  $z_i$ 는 시간의 흐름에 따른 변화가 없는  $i$ 가구 특성벡터,  $\delta_i$ 는 관측할 수 없는  $i$ 가구의 일정한 특성벡터,  $\beta_i, \gamma_i$ 는 관련 계수들이며  $\epsilon_{i,t}, \eta_{i,t}, \nu_i$ 는 무작위 에러항이다.

이러한 소득방정식을 소득증가율로 바꾸면 다음과 같다<sup>7)</sup>.

$$\ln y_{i,t} - \ln y_{i,t-1} = \beta_t \Delta x_i + \tilde{\beta}_t x_{i,t-1} + \tilde{\gamma}_t z_i + (\rho - 1) \ln y_{i,t-1} + \omega_{i,t}$$

여기서  $\Delta x_i = x_{i,t} - x_{i,t-1}$ ,  $\tilde{\beta}_t = \beta_t - \rho\beta_{t-1}$ ,  $\tilde{\gamma}_t = \gamma_t - \rho\gamma_{t-1} + \lambda(1 - \rho)$ ,  $\omega_{i,t} = (1 - \rho)\nu_i + \eta_{i,t}$  이다.

다음과 같은 관계의 소득측정 오차를 감안하면

$$\ln y_t^{rep} = \ln y_t + \mu_t, \mu_t \sim [0, \sigma_\mu^2]$$

여기서  $y_t^{rep}$ 는 서베이 자료에서 나타나는 조사소득이며 실제소득  $y_t$ 에 일정한 규칙의 오차를 포함하여 나타난다.

소득측정의 오차를 감안한 최종 추정모형은 다음과 같다

$$\ln y_{i,t}^{rep} - \ln y_{i,t-1}^{rep} = \beta_t \Delta x_i + \tilde{\beta}_t x_{i,t-1} + \tilde{\gamma}_t z_i + (\rho - 1) \ln y_{i,t-1} + \xi_{i,t}$$

여기서  $\xi_{i,t} = \omega_{i,t} + \mu_t - \mu_{t-1}$ 이다. 추정식에서 이용되는 전년도 실제 소득은 소비, 자산 등을 구분변수로 이용하여 다음과 같이 추정한다.

---

7) 소득증가율의 형태로 소득방정식을 전환하였지만 에러항에 나타나는 자기상관으로 인해 시간에 따라 변하지 않는 변수들도 여전히 방정식에 남아있게 된다.

$$\ln y_{i,t-1} = \beta_{t-1}x_{i,t-1} + \gamma_{t-1}z_i + \kappa_{t-1}w_{i,t-1} + \zeta_{i,t}$$

## 2. 기초통계량

소득증가율 분석에 이용된 자료의 기초통계량은 다음의 표와 같다. 분석목적에 맞게 전체가구와 근로가능가구로 구분하여 제시하였다. 근로가능가구는 각 분석연도 초기의 가구주 연령을 기준으로 구분하였다. 즉 패널분석을 할 경우에는 패널 시작 연도의 가구주 연령을 기준으로 근로가능가구를 구분하였다<sup>8)</sup>.

가구의 소득수준은 가구 규모의 차이를 반영하기 위해 일인당 소득<sup>9)</sup>으로 조정하여 이용한다. 또한 모든 소득수준은 소비자물가지수를 이용하여 2010년 기준으로 실질화하였다.

기초통계량에 따르면 가구주 성별은 점차 여성 가구주 비중이 높아지는 것으로 나타났으며 가구주 교육연수의 변화는 미미한 것으로 나타났다. 2010년 이후 소폭 하락한 소득과 소비 변화와는 달리 가구 순자산 규모는 지속적으로 증가하고 있는 것으로 나타났다. 또한 가구 상대소득수준은 평균소득 대비 개별가구 소득의 상대적 위치<sup>10)</sup>를 나타내는 변수로서 하락추세를 보이고 있어 소득격차가 확대되고 있음을 보여준다.

8) 이 경우 분석기간내에 가구주 연령이 60세 이상이 되지만 그 비중이 크지 않아 전체 분석 결과를 왜곡할 정도는 아니라 무시하고 분석한다.

9) 가구규모에 따른 소득 조정은 계급근을 이용할 수도 있으나 본 연구의 목적이 소득증가율 분석에 있으므로 가구규모 조정이 소득증가율에 영향을 미치지 않도록 일인당 소득을 이용하였다.

10) 가구별 가중치를 적용한 전체가구 평균소득에 대비한 한 가구의 상대적 위치를 나타내므로 RI 변수의 단순 평균은 1.0과 다른 값을 가짐. RI 단순평균 값이 1보다 작다는 것은 평균소득 이하 가구비중이 가중치 비중보다 많다는 것을 의미하며 반대로 1보다 크면 평균소득 이상 가구 비중이 가중치 비중보다 크다는 것을 의미한다.

<표 16> 회귀분석 변수들의 기초 통계량(전체 가구)

(단위: 2010년 만원)

변수명	내용	08~09년	09~10년	10~11년	11~12년
N	총 자료 수	4,225	4,259	4,260	4,221
PCI	1인당 소득	1,215.84	1,262.23	1,366.32	1,316.80
Sex	가구주 성별(남자=1)	0.79	0.79	0.74	0.74
Age	가구주 연령	48.44	48.97	49.46	51.75
Edu	가구주 교육연수	11.59	11.92	11.92	11.77
Emp	취업자 수	1.21	1.23	1.22	1.18
S_white	화이트칼라 비중	0.22	0.23	0.23	0.20
S_dep	20세 미만, 60세 이상자 비중	0.45	0.45	0.45	0.50
S_wage	노동소득 비중	0.57	0.57	0.56	0.54
PCAsset	1인당 가구 순자산	6,085.72	6,342.24	7,328.89	7,775.28
PCCon	1인당 가구 소비지출	856.55	909.50	967.92	947.17
RI	가구 상대소득수준	0.98	0.98	0.96	0.92
SS	국기초 수혜여부 (받고 있다=1)	0.04	0.04	0.04	0.04
Ch_S_wa	임금소득 비중 변화	-0.01	-0.01	0.00	-0.01
Ch_Dep	부양률 변화	0.03	0.01	0.01	0.03
Ch_Edu	교육연수 변화	0.24	0.09	0.04	0.02
Ch_Emp	취업자 수 변화	0.02	0.01	0.00	0.00
Ch_S_wh	화이트칼라 근로자 비중 변화	0.00	-0.01	-0.02	0.00

주: 시점변수들(PCI, Sex, Age, Edu, Emp 등)의 통계량은 기초연도 수치임

<표 17> 회귀분석 변수들의 기초 통계량(근로가능 가구)

(단위: 2010년 만원)

변수명	내용	08-09년	09-10년	10-11년	11-12년
N	총 자료 수	3,049	2,984	2,934	2,859
PCI	1인당 소득	1,344.74	1,394.81	1,516.54	1,508.69
Sex	가구주 성별(남자=1)	0.83	0.83	0.79	0.80
Age	가구주 연령	42.20	42.49	42.67	43.39
Edu	가구주 교육연수	12.99	13.31	13.35	13.52
Emp	취업자 수	1.34	1.36	1.37	1.37
S_white	화이트칼라 비중	0.27	0.28	0.29	0.26
S_dep	20세 미만, 60세 이상자 비중	0.32	0.33	0.31	0.33
S_wage	노동소득 비중	0.68	0.68	0.68	0.69
PCAsset	1인당 가구 순자산	5,354.68	5,635.87	6,478.09	6,701.93
PCCon	1인당 가구 소비지출	938.83	1,000.18	1,067.89	1,091.79
RI	가구 상대소득수준	1.13	1.13	1.11	1.12
SS	국기초 수혜여부 (받고 있다=1)	0.02	0.02	0.02	0.02
Ch_S_wa	임금소득 비중 변화	-0.01	-0.01	0.01	-0.02
Ch_Dep	부양률 변화	0.05	0.01	0.02	0.04
Ch_Edu	교육연수 변화	0.17	0.05	0.01	0.01
Ch_Emp	취업자 수 변화	0.02	0.03	0.01	0.01
Ch_S_wh	화이트칼라 근로자 비중 변화	0.00	-0.01	-0.02	0.00

주: 시점변수들(PCI, Sex, Age, Edu, Emp 등)의 통계량은 기초연도 수치임

### 3. 추정결과

#### 가. 단년도 변화율과 중기 변화율(OLS 분석)

먼저 연간단위 소득증가율과 중기단위 소득증가율에 대한 OLS 분석을 실시하였다. 이 방법은 패널자료의 특성을 이용하지 않는 분석방법으로 기초 분석결과를 제시하기 위해 추정하였다. 연간단위 소득증가율 분석을 위해서는 분석범위 내 자료를 모두 이용하는 Pooled OLS를 적용하였으며 각 연도별 경제적 상황 등의 차

이를 반영하기 위해 연도 더미변수를 활용하였다.

연도별 소득증가율 추정결과 초기소득 수준(ln PCI)이 높아질수록 소득증가율이 낮아지고 상대소득 수준(RI = 가구소득/평균 가구소득)이 높을수록 소득증가율이 높아지는 것으로 나타났다. 초기소득 수준(ln PCI)의 영향은 소득격차의 축소를 유도하는 반면 상대소득 수준(RI)의 영향은 확대시키는 것으로 나타나 두 변수의 상대적 크기에 따라 소득분포가 변화함을 보여준다. 그러나 저소득층내에서는 두 변수 모두 소득격차를 축소시키는 방향으로 작용하여 저소득층의 소득개선에 어려움이 있음을 보여준다. 특히 저소득층내 상대 소득수준이 높아질수록 소득증가율이 감소하고 그 계수도 상당히 크게 나타나 상대적으로 소득이 높은 저소득층의 소득증가를 저해하는 요인이 있음을 보여준다.

<표 18> 연도별 소득증가율 추정결과(Pooled-OLS)

구분	전체가구		근로가능가구		저소득층 가구	
	계수	P-value	계수	P-value	계수	P-value
lnPCI	-0.39225	0.000	-0.38176	0.000	-0.41655	0.000
Sex	-0.0624	0.000	-0.03734	0.009	-0.07877	0.001
Age	0.010387	0.000	0.005567	0.332	0.017044	0.000
Age_sq	-7.1E-05	0.000	-3.8E-05	0.564	-0.00014	0.000
Edu	0.016492	0.000	0.018003	0.000	0.015847	0.000
Emp	0.020262	0.002	0.02126	0.010	0.064674	0.000
S_white	0.315807	0.000	0.26779	0.000	0.322839	0.000
S_dep	-0.13534	0.000	-0.26195	0.000	-0.1057	0.002
S_wage	0.045917	0.000	0.070199	0.000	0.158	0.000
S_S	-0.11847	0.000	-0.11352	0.001	-0.11517	0.000
Ch_S_wage	0.046301	0.006	0.010221	0.577	0.330146	0.000
Ch_dep	-0.05358	0.000	-0.06361	0.000	-0.11006	0.000
Ch_Edu	0.000353	0.929	0.0018	0.758	-0.01016	0.197
Ch_Emp	0.195632	0.000	0.184968	0.000	0.225746	0.000
Ch_S_white	0.294076	0.000	0.286076	0.000	0.326969	0.000
RI	0.039959	0.000	0.042501	0.000	-0.84921	0.000
연도더미, 상수	포함		포함		포함	
Obs.	14,818		10,263		3,639	
Adj. R-square	0.2488		0.2316		0.3492	

중기적 관점(2009년~2012년 기간)의 소득증가율 분석에서도 소득의 수렴성을 확인할 수 있었고 상대소득 수준에 따른 소득양극화도 근로가능가구를 중심으로 확인할 수 있다. 그러나 저소득층 소득증가율에 미치는 상대소득수준의 영향은 통계적으로 유의미하지 않아 저소득층 내에서 상대소득 수준에 따른 소득증가율 격차는 무시할 수 있는 것으로 보인다. 저소득층의 소득증가를 위해서는 계속교육(근로시장 참여 후 교육연수 증대)보다는 초기 교육수준 향상이 더 효과적이며 취업자 확대, 노동소득의 비중확대가 효과적인 것으로 분석된다.

<표 19> 중기(08~12) 소득증가율 추정결과(OLS)

구분	전체가구		근로가능가구		저소득층 가구	
	계수	P-value	계수	P-value	계수	P-value
lnPCI	-0.61496	0.000	-0.58818	0.000	-0.67087	0.000
Sex	-0.11719	0.000	-0.08764	0.010	-0.05387	0.298
Age	0.00853	0.084	-0.02351	0.070	0.021536	0.024
Age_sq	-2.7E-05	0.568	0.000326	0.032	-0.00016	0.059
Edu	0.019951	0.000	0.0205	0.000	0.010789	0.051
Emp	0.033734	0.043	0.046859	0.025	0.067187	0.106
S_white	0.394983	0.000	0.281249	0.000	0.510909	0.002
S_dep	-0.27707	0.000	-0.39119	0.000	-0.26863	0.000
S_wage	0.124132	0.000	0.177713	0.000	0.345333	0.000
S_S	-0.20011	0.000	-0.21678	0.019	-0.14398	0.033
Ch_S_wage	0.080389	0.010	0.090771	0.009	0.293775	0.000
Ch_dep	-0.06912	0.000	-0.09567	0.000	-0.0941	0.007
Ch_Edu	0.013623	0.013	0.008515	0.307	0.00524	0.569
Ch_Emp	0.165005	0.000	0.167843	0.000	0.183497	0.000
Ch_S_white	0.391484	0.000	0.35056	0.000	0.351219	0.006
RI	0.118243	0.000	0.107961	0.000	-0.52525	0.150
상수	포함		포함		포함	
Obs.	3,634		2606		863	
Adj. R-square	0.3749		0.3230		0.4954	

## 나. 패널 분석

패널분석은 각 가구의 변화를 연도별로 추적한다는 의미에서 Pooled OLS보다 많은 정보를 제공이용할 수 있어 유용한 분석 방법이다. 그리고 서베이조사에서 나타나는 소득의 측정오차 문제를 해결하기 위해 도구변수를 사용하는 방법을 통해 측정오차로 인한 추정치의 편의를 완화하였다.

측정오차 문제를 고려하지 않은 일반적인 패널 분석결과 이전 분석결과와 같이 초기소득이 높을수록 소득증가율이 낮아지는 것으로 나타났으나 상대소득수준의

<표 20> 연도별 소득증가율 패널분석 결과(LSDV)

구분	전체가구		근로가능가구		저소득층 가구	
	계수	P-value	계수	P-value	계수	P-value
lnPCI	-1.04521	0	-1.02702	0	-1.1201	0
Sex	-0.09609	0.03	0.009193	0.87	-0.22992	0.012
Age	-0.00989	0.259	-0.03793	0.002	0.011211	0.55
Age_sq	6.67E-05	0.415	0.000396	0.001	-0.00018	0.28
Edu	-0.00051	0.947	0.003179	0.795	-0.02254	0.091
Emp	0.219581	0	0.220166	0	0.204792	0
S_white	0.336587	0	0.355842	0	0.222638	0.043
S_dep	-0.06488	0.025	-0.09491	0.006	-0.04195	0.457
S_wage	0.069228	0.031	0.020537	0.559	0.26825	0.001
S_S	0.015814	0.766	-0.00535	0.956	0.090844	0.192
Ch_S_wage	0.050909	0.028	-0.00243	0.923	0.243413	0
Ch_dep	-0.03037	0.005	-0.02718	0.029	-0.04753	0.105
Ch_Edu	-0.00305	0.634	-0.00499	0.627	-0.01717	0.141
Ch_Emp	0.209898	0	0.204001	0	0.198852	0
Ch_S_white	0.245389	0	0.262581	0	0.246543	0.001
RI	-0.01739	0.27	-0.01734	0.317	0.106881	0.132
연도터미, 상수	포함		포함		포함	
Obs.	10,008		7,080		2,524	
R-square	0.1780		0.1697		0.2527	

주 1: 근로가능가구와 저소득가구의 구분은 기초연도(2008년)기준

2: Hausman Test 결과 Fixed Effect 모형을 지지

영향력은 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다. 다양한 초기조건 중 소득증가율에 유의미한 영향을 미치는 것은 취업자 수와 화이트칼라 근로자 비중으로 나타났다. 특히 저소득층 지원제도인 국민기초생활보장제도 수급여부(S\_S)가 소득증가율에 미치는 영향은 통계적 유의성이 없으며 저소득층의 소득증가 유인에 미치는 악영향도 찾아보기 어렵다. 소득증가율에 미치는 가구 상태변화는 취업자 수 변화와 화이트칼라 근로자 수 비중 등이다. 부양자 비율과 비율변화는 전반적으로 소득증가율을 낮추는 요인으로 작용하고 있는데 저소득층의 경우 유의성이 낮게 나타난다.

소득에 존재할 수 있는 측정오차의 문제를 교정하기 위해 도구변수를 활용하였을 경우 이전 분석결과와 달리 통계적 유의성이 높아졌다. 상대가격 변수(RI)는 통계적으로 유의한 결과를 보여주는데 기초 소득수준과 같이 소득증가율을 낮추는 방향으로 작용하고 있다. 이는 패널분석 방법을 이용하지 않거나 사용하더라도 소득의 측정오차를 고려하지 않았을 때와는 다른 결과로 측정오차에 대한 조정이 중요함을 보여준다. 다만 상대소득수준 변수에 대한 반응도는 저소득층 가구 내에서 가장 크게 나타나 저소득층의 빈곤탈출 어려움을 보여주고 있다.

초기 교육수준과 분석기간 내 교육연수의 변화는 전반적으로 매년 소득증가율에 유의하지 않은 영향을 미친다. 기초 소득(ln PCI)이 통제된 상태이므로 소득증가율에 미치는 기초 교육수준의 영향은 제한적일 수밖에 없는 것으로 보인다. 부양율과 부양율 변화가 소득증가율에 미치는 영향은 전반적으로 음(-)의 영향력을 나타내나 그 크기는 저소득층 내에서 더 크게 나타난다. 국민기초생활보장제도의 수급여부는 여전히 저소득층의 소득증가율에 영향을 미치지 못하였다.

연령변수가 소득증가율에 미치는 영향은 전체가구에 대해서는 유의성이 낮았으나 근로가능가구와 저소득층에 대해서는 유의미하게 나타났다. 저소득계층 내에서 연령은 소득증가율에 역U자 형태의 영향을 보여 연령이 높아질수록 소득증가율이 낮아져 이에 대한 정책마련이 중요함을 보여준다. 저소득층은 연령이 높아감에 따라 빈곤에서 더 탈출하기 어려움을 보여준다.

근로가능가구에 대해서는 통계적 유의성이 상대적으로 떨어지나 연령은 소득증가율을 낮추는 방향으로 작용하며 그 정도는 감소한다. 연령에 따른 노동생산성 증가율의 하락을 보여주는 것이라 할 수 있다.

<표 21> 연도별 소득증가율 패널분석 결과(LSDV-IV활용)

구분	전체가구		근로가능가구		저소득층 가구	
	계수	P-value	계수	P-value	계수	P-value
lnPCI	-0.61934	0.000	-0.67324	0.000	-0.57417	0.000
Sex	-0.01977	0.685	0.06549	0.273	-0.08058	0.456
Age	0.005538	0.565	-0.02088	0.109	0.050501	0.030
Age_sq	-8.8E-05	0.332	0.000223	0.087	-0.00051	0.014
Edu	-0.00256	0.754	-0.00089	0.944	-0.01631	0.266
Emp	0.220723	0.000	0.222385	0.000	0.244481	0.000
S_white	0.225336	0.000	0.258511	0.000	0.130337	0.289
S_dep	-0.11938	0.000	-0.12734	0.001	-0.16844	0.018
S_wage	0.0425	0.213	0.004477	0.902	0.220211	0.011
S_S	-0.02554	0.652	0.007182	0.943	0.005538	0.945
Ch_S_wage	0.06586	0.008	0.001495	0.954	0.263019	0.000
Ch_dep	-0.04658	0.000	-0.0342	0.008	-0.108	0.003
Ch_Edu	-0.00533	0.432	-0.00715	0.501	-0.01625	0.202
Ch_Emp	0.223669	0.000	0.210904	0.000	0.230977	0.000
Ch_S_white	0.210825	0.000	0.240462	0.000	0.164393	0.051
RI	-0.32146	0.000	-0.24664	0.000	-0.82726	0.003
연도더미, 상수	포함		포함		포함	
Obs.	10,008		7,080		2,524	
R-square	0.1580		0.1537		0.2529	

주: 1. 근로가능가구와 저소득가구의 구분은 기초연도(2008년)기준  
 2. Hausman Test 결과 Fixed Effect 모형을 지지

## V. 결론

소득분포에 대한 사회적 관심이 높아짐에 따라 소득분포를 결정하는 소득이동률과 그 결정요인에 대한 정책적 관심 역시 높아지고 있다. 본 장은 소득수준에 대해 신뢰성 높은 재정패널 자료를 활용하여 소득계층 이동율과 소득변화 결정요인을 분석하였다.

분석기간내 각 소득계층 중 저소득층과 고소득층 비율은 증가하였으며 중산층 비율은 하락하는 추세를 발견하였다. 계층별 이동률 역시 저소득층과 고소득층의 계층 유지확률은 증가하고 중산층의 유지확률은 낮아져 소득구조의 고착화를 의심할 수 있었다. 그러나 은퇴효과를 배제한 근로가능계층에 대한 분석은 저소득계층 유지확률은 크게 낮아졌으며 추세를 발견하기 어렵다. 또한 전반적인 소득계층 상향이동률이 증가하고 잔류비율은 하락하게 된다. 이는 근로계층에서 소득이동이 상대적으로 활발하게 나타나고 있음을 보여준다. 따라서 경제활동 참가율이 낮은 고령층에 대한 정책노력과 근로가능가구에 대한 정책방안은 차별화되어 시행될 필요가 있다. 고령층의 증가로 인한 소득격차 확대는 노동시장 참여유도보다는 노후소득 형성과정에 대한 접근노력이 중요함을 보여준다. 그러나 소득양극화 현상은 공통적으로 확인할 수 있다.

매년기준 소득계층 이동률은 중기 이동률과 비교할 때 동일 소득계층 잔류비율을 과대평가하고 상향 혹은 하향 이동률을 과소평가하는 문제가 있었다. 일생주기에 따른 구조적 소득변화를 반영할 수 있는 중기 이동률에 대한 관심을 높여야 정책목표 달성을 위해 효과적으로 대응할 수 있을 것이다.

소득변화 결정요인에 대한 패널분석 결과는 소득측정 오차를 고려함으로 인해 추정의 편의성을 제거할 수 있었다. 분석결과 초기 소득이 높을수록 평균소득대비 상대소득 수준이 높을수록 소득증가율이 낮아지는 것으로 나타났다. 상대소득 변수의 영향력은 저소득층 내에서 더욱 크게 나타나 상대적으로 높은 소득의 저소득층의 빈곤 탈출에 어려움을 겪고 있음을 보여준다. 따라서 소득분포 개선을 위해서는 빈곤 탈출시점의 저소득계층에 대한 정책적 노력이 중요하다. 초기 교육수준과 분석기간 내 교육연수의 변화는 전반적으로 소득증가율에 유의하지 않은 영향을 나타낸다. 취업전 교육확대 또는 평생교육을 통한 소득분포 개선노력은 한계

에 직면할 수 있음을 보여준다.

국민기초생활보장제도의 수급 여부 역시 저소득층의 소득증가율에 영향을 미치지 못하고 있어 빈곤탈출 유도 기능은 거의 없는 것으로 나타났다. 오히려 소득증가에는 양적지표인 취업자수 증가와 보다 나은 일자리를 의미하는 임금근로 확대가 여전히 중요한 요인임을 알 수 있었다. 적극적인 임금일자리 확대 노력을 통해 소득분포가 개선될 수 있을 것이다.

이상의 추정결과는 소득계층 이동을 해석할 때 근로가능계층과 은퇴계층에 차별화된 접근법이 필요함을 보여준다. 근로가능계층의 경우 노동시장 참여를 통해 양호한 소득이동성을 보여주는 것과 달리 은퇴계층의 빈곤층 고착확률이 높으므로 이에 대한 차별화된 대응이 필요하다. 은퇴계층의 경우 노동시장 참여를 통한 소득획득에 한계가 있으므로 공적연금 등 다양한 정책적 노력을 통해 노후자금 준비를 유도하는 방안이 필요하다.

일시적 소득충격의 영향이 큰 매년 기준의 소득계층 이동율과 구조적 변화를 반영하는 중기적 관점의 이동율에 상당한 격차가 있음을 감안할 때 중기적 이동율을 활용하는 것도 중요하다. 소득증가율 요인분석 결과는 저소득층의 경우 임금일자리 확보가 중요하며 특히 빈곤선에 가까울수록 낮아지는 소득증가율을 높여 빈곤을 탈출할 수 있도록 하는 정책개발이 필요함을 보여준다. 상당부분 빈곤선 근처에서 급격하게 축소되는 각종 정부 지원제도의 조정과 함께 저소득계층의 시장 소득 증가를 위한 정책개발이 중요하다.

## 참고문헌

- 김성태·전영준·임병인, 「우리나라 소득이동성의 추이 및 결정요인 분석」, 『경제학 연구』 제60집 제4호, 2012, pp. 5~43.
- 석상훈, 「소득계층이동의 추이와 변화요인」, 『사회보장연구』 제25권 제1호, 2009, pp. 25~44.
- 최지은·홍기석, 「우리나라의 세대 간 소득 이동성 분석-아버지와 아들을 중심으로-」, 『사회보장연구』 제27권 제3호, 2011, pp. 143~163.
- 함재봉, 「소득불평등 변화추이와 소득이동성에 관한 연구」, 『재정정책논집』, 제7권, 2005.
- 한국조세재정연구원, 재정패널자료.
- Dollar, David, Tatjana Kleineberg, Aart Kraay, Growth, Inequality, and Social Welfare Cross-Country Evidence, Policy Research Working Paper 6842 2014, World Bank.
- Fields, Gary, Paul Cichello, Samuel Freije, Marta Menendez, “Household Income Dynamics:A Four-Country Story,” *The Journal of Development Studies*, Vol. 40, No.2, 2003, pp. 30~54.
- Gottschalk, P. and S. Danziger, Family Income Mobility—How Much is There and Has it Changed?, mimeo, Boston College, 1997.
- Jarvis, S. and S. Jenkins, “How much Income Mobility is There in Britain?,” *The Economic Journal* vol. 108, 1998, pp 428-443.
- Piketty, Thomas, “Income Inequality in France, 1901-1998,” *Journal of Political Economy*, vol. 111 no. 5, 2003.
- Piketty, Thomas and Emmanuel Saez, “How Progressive is the U.S. Federal Tax System? A Historical and International Perspective,” NBER Working Paper 12404, 2006.
- Shi, Xuehua, Xiaoyun Liu, Alexander Nuetah, Xian Xin, “Determinants of Household Income Mobility in Rural China,” *China & World Economy*, Vol. 18, No.2,

2010, pp. 41~59.

Weide, Roy van der, Branko Milanovic, Inequality Is Bad for Growth of the Poor, Policy Research Working Paper 6963 2014, World Bank.

Woolard, Ingrid, Stephan Klasen, “Determinants of Income Mobility and Household Poverty Dynamics in South Africa,” *The Journal of Development Studies*, Vol.41, No.5, 2005, pp. 865~897.

2014년 재정패널 학술대회

## 제4세션

**IV-1. 학령기 가계의 교육비 지출과 노후준비  
수준간의 관계**

발표자 : 성혜영(국민연금연구원)

**IV-2. 연금세제 개편에 따른 개인연금의 체감보험료  
변화 효과**

발표자 : 강성호(보험연구원)





# 학령기 가계의 교육비 지출과 노후준비 수준간의 관계



■ 성 혜 영\*

---

\* 국민연금연구원 연금제도연구실



# 차 례

I. 서론.....	146
II. 이론적 배경 및 선행연구 고찰.....	147
1. 학령기 가계의 교육비 지출.....	147
2. 노후준비 수준.....	150
3. 교육비 지출과 노후준비 수준.....	153
III. 연구방법.....	155
IV. 연구결과.....	156
1. 학령기 가계의 교육비 지출과 노후준비 수준의 전반적 경향.....	156
2. 총 교육비 지출액과 교육비 부담률이 노후준비 수준에 미치는 영향.....	158
참고문헌.....	162



# 학령기 가계의 교육비 지출과 노후준비 수준간의 관계

## The Relationship between Educational Expenditure and Preparation for Later Life among the Households with School-aged Children

성 혜 영

### 요 약

본 연구의 목적은 학령기 가계의 교육비 지출이 노후준비 수준에 미치는 영향을 분석하는데 있다. 연구목적에 따른 세부 연구문제는 첫째, 학령기 가계의 교육비 지출과 노후준비 수준의 전반적 경향은 어떠한가, 둘째, 총교육비 지출액과 교육비 부담률이 노후준비 수준에 어떠한 영향을 미치는가로 설정하였다. 연구문제의 해결을 위해 한국조세재정연구원의 재정패널 6차년도 자료 중 부부와 미혼자녀로 구성된 비동거 구성원이 없는 핵가족을 추출하고 첫 자녀가 학령기이면서 교육비 지출 대상 자녀가 있다고 응답한 888개의 데이터를 분석에 활용하였다. 종속변수인 노후준비 수준은 연간 공사연금 납입 총액과 저축성 보험료, 저축액을 합산한 노후준비 총액이 연 소득에서 차지하는 비율을 사용하였고 독립변수인 교육비 지출은 연간 공교육비와 사교육비를 합산한 금액인 총교육비와 총교육비를 연간 총 가계지출로 나눈 교육비 부담률을 사용하였다. 또한 통제변수로 가구원수, 부의 학력, 모의 학력, 부의 직업, 모의 직업, 가구소득이 함께 활용되었다.

분석결과 첫째, 부의 학력, 모의 학력, 모의 전업주부 여부는 노후준비 수준에 유의한 영향을 나타내었다. 둘째, 노후준비 총액, 소득대비 노후준비 총액, 총교육비 지출액은 소득이 높은 계층일수록 유의하게 높았다. 그러나 소득대비 교육비 비율은 저소득층일수록 높았으며 교육비 부담률은 소득계층 간에 유의한 차이가 없었다. 셋째, 총교육비 지출액은 저소득층과 중소득층에서 노후준비 수준에 유의한 영향이 있었는데 저소득층의 경우 총교육비 지출액이 클수록 노후준비 수준도 높았고 중소득층에서는 총교육비 지출액이 클수록 노후준비 수준은 낮았다. 교육비 부담률은 저소득층의 경우만 노후준비 수준에 영향이 있는 것으로 나타났는데 교육비 부담률이 클수록 노후준비 수준도 높은 것으로 분석되었다. 중소득층과 고소득층의 경우 교육비 부담률은 노후준비 수준에 유의한 영향을 보이지 않았다. 가구소득은 중소득층의 경우에만 노후준비 수준에 유의한 영향을 나타내었는데 가구소득이 높을수록 노후준비 수준도 높은 것으로 나타났다.

핵심주제어 : 학령기 가계, 교육비 지출, 노후준비(Households with school-aged children, Educational expenditure, Preparation for later life)

## I. 서론

우리나라의 교육비 지출은 2011년 GDP 대비 8%(OECD 평균 6%)로 모든 OECD 국가들 중 3위를 차지하고 있다(OECD, 2014). 비정규교육에 대한 지출 수준 역시 상위를 기록하고 있는데 교육비 지출의 73%가 사교육비 지출인 것으로 분석되고 있으며 이는 OECD 평균인 31%에 비해 매우 높은 수준이다.

이러한 교육비 지출은 자녀가 학령기에 있는 가계에 큰 부담을 주고 있다는 사실은 익히 알려져 있으며 특히 사교육비의 부담은 적절하고 균형 있는 가계지출을 불가능하게 만들어 다른 영역의 소비 지출이나 저축에 부정적인 영향을 미치고 있다는 관점이 지배적이다. 자녀교육비가 가계 내 타 영역 소비 지출에 부담을 주는 항목이라는 점과 더불어 최근에는 급속한 인구고령화의 여파로 인해 노후준비의 중요성이 강조되면서 자녀교육비와 노후의 경제적 준비 간의 관련성에 대한 관심도 커지고 있다. 즉 자녀에 대한 과도한 교육비 지출로 인해 자신의 노후준비가 제대로 이루어지지 못하고 있다는 것이며 이러한 주장은 특히, 민간 경제연구소나 민간 은퇴연구소 등을 중심으로 제기되어 왔다. 그 내용을 살펴보면 노후의 경제적 준비를 위해서는 여유 자금을 확보하여 연금이나 저축으로 이어지도록 해야 하는데 이 때 감소시켜야 할 주요 소비지출 영역이 사교육비라는 것이다.

그러나 자녀의 성공을 가족 전체의 성공과 동일시하는 우리나라 특유의 가족주의적 성향을 고려할 때 교육비의 지출은 부모의 가치관이나 신념이 투사된 행동일 가능성이 높아 일방적인 감소 요구의 대상이 될 수 있을 것인지에 대해서는 판단이 필요하다. 즉 정작 당사자들은 이러한 지출 성향을 부정적으로만 여기지 않을 가능성도 있다. 또한 다른 소비지출에 비해 교육비 지출이 유독 노후 준비를 저해하는 요인인가에 대해서도 명확한 분석이 필요하며 과연 실증적인 영향을 미치는가에 대한 검토가 필요하다.

이에 본 연구에서는 학령기 가계의 교육비 지출이 노후준비 수준과 의미 있는 관련성을 지니는지 규명하고 그에 대한 시사점을 기술하고자 한다.

## II. 이론적 배경 및 선행연구 고찰

### 1. 학령기 가계의 교육비 지출

가족의 생활주기는 크게 신혼기, 자녀양육기, 성숙기, 은퇴기로 나누어지며 이러한 주기에 따라 소득과 지출의 규모가 다르기 때문에 각각의 단계에는 주요 재무과제가 부여된다. 전통적으로 20대에 소득활동을 시작해 소득이 점차로 증가하다가 퇴직과 함께 급격히 감소하게 되는 것이 일반적이다. 따라서 가계의 관리를 위해서는 현재 생활뿐만 아니라 미래의 생활을 예측해 수입이 감소되거나 중단되는 시기를 대비해 저축과, 보험 등 다양한 재무관리 방법을 모색하여야 한다.

<표 1>에 제시한 바와 같이 가족의 형성기에는 자녀출산에 대비하고 주택마련 계획을 세우는 시기이며 자녀양육기에는 자녀교육을 위한 저축 및 은퇴계획의 수립을 시작하는 시기다.

<표 1> 가족생활주기에 따른 주요 재무과제

생활 주기	가족형성기	자녀양육기	성숙기	은퇴기
재무 과제	- 자녀출산 대비 - 주택마련	- 자녀교육 - 은퇴계획 수립	- 자녀 교육·결혼 - 은퇴계획 보완 - 노부모 부양	- 은퇴 - 연금생활
과업	· 가계 소비수준 설계 · 장기적 가계 계획의 합의(주택, 교육, 노후 등) · 주택마련 구체화 · 출산양육비 준비	· 저축 및 투자의 확대 · 증가한 지출에 필요한 소득활동 · 자녀대학교육비 마련 · 보험가입	· 자녀의 결혼자금 마련 · 노후대책의 구체적 실현 · 안정적 자산관리	· 소득변화에 따른 생활적응 · 자산의 현금화 · 주거계획 수립 · 상속계획 수립

출처 : 지영숙(2004)의『가족생활설계론』과 이연숙 등(2003)의『가계재무관리의 이해』 참조해 재구성

자녀 양육기 내에서 첫 자녀가 초등학교에서 고등학교까지의 연령에 속한 기간을 자녀 학령기로 보며 첫 자녀가 대학에 입학하는 시기부터는 성숙기로 보는 것

이 일반적이다. 따라서 학령기 가계는 공교육비 지출보다는 사교육비 지출이 많고 자녀의 대학 입학과 함께 공교육비의 지출이 급속히 증가하게 된다. 따라서 이 시기에는 자녀의 대학 교육비 준비도 함께 이루어져야 하며 은퇴기를 대비한 노후 준비를 시작해야 하는 재무 목표를 가지고 있다. 그러나 이 시기에 과도한 교육비 지출을 하게 된다면 다음 생활주기를 대비한 재무목표의 달성은 방해받게 된다.

<표 2>에 제시한 바와 같이 우리나라 학생 1인당 공교육비 지출 수준은 OECD 평균에 비해 다소 낮지만, 국민 1인당 GDP 대비 학생 1인당 공교육비 비율을 보면 초등과 중등은 OECD 평균에 비해 높은 수준을 나타내고 있다.

<표 2> 우리나라 학생 1인당 공교육비

(단위: 미국달러의 구매력지수(PPP) 환산액, %)

구분		초등		중등		고등	
		학생1인당 공교육비	국민1인당 GDP	학생1인당 공교육비	국민1인당 GDP	학생1인당 공교육비	국민1인당 GDP
2009	한국	6,658	25	9,399	35	9,513	35
	OECD 평균	7,719	23	9,312	27	13,728	42
2010	한국	6,601	23	8,060	28	9,972	35
	OECD 평균	7,974	23	9,014	26	13,528	41

1) 2010년도 한국 PPP 환율은 \$1 당 823.67원, 1인당 GDP는 US\$ 28,829

2) 학생 1인당 공교육비=(경상비+자본비/학생수)/PPP

3) 국민 1인당 GDP대비 학생 1인당 공교육비 비율=(학생 1인당 공교육비/국민 1인당 GDP)×100

출처 : OECD(2013). Education at a Glance

앞서 서론에서 기술한 바와 같이 우리나라의 GDP대비 교육비 지출이 선진국과 비교해 높은 이유는 공교육비의 영향도 일부 있겠지만 절대적 이유는 사교육비 지출에 기인한다.

2013년도 사교육비 총액은 약 18조 6천억원으로 추정되는데 이는 2012년 대비 2.3% 감소한 수치이다. 사교육비 총액은 최근 들어 해마다 감소하고 있는데 이와 같은 경향은 연도별 학생수의 변화와 관련이 있다. 2013년 초·중·고교 학생 1인당 월평균 사교육비는 23만9천원으로 2012년 대비 1.3% 증가하였으나 2009년부터 2012년까지는 계속적으로 감소 추세였고 사교육 참여율 역시 모든 학교급 별로

감소 추세에 있다. 학생 1인당 월평균 사교육비는 중학교가 26만7천원, 초등학교 23만2천원, 고등학교 22만 3천원의 순이며 참여율은 초등학교, 중학교, 고등학교의 순이다(통계청, 2014).

<표 3> 학생 1인당 월평균 사교육비 및 사교육 참여율

구 분	2009년	2010년	2011년		2012년		2013년		
			전년비 (차)	전년비 (차)	전년비 (차)	전년비 (차)			
사교육비 (만원, %)	24.2	24.0	-0.8	24.0	0.0	23.6	-1.7	23.9	1.3
초등학교	24.5	24.5	0.0	24.1	-1.6	21.9	-9.1	23.2	5.9
중학교	26.0	25.5	-1.9	26.2	2.7	27.6	5.3	26.7	-3.3
고등학교	21.7	21.8	0.5	21.8	0.0	22.4	2.8	22.3	-0.4
일반고	26.9	26.5	-1.5	25.9	-2.3	26.5	2.3	26.2	-1.1
참 여 율 (% , %p)	75.0	73.6	-1.4	71.7	-1.9	69.4	-2.3	68.8	-0.6
초등학교	87.4	86.8	-0.6	84.6	-2.2	80.9	-3.7	81.8	0.9
중학교	74.3	72.2	-2.1	71.0	-1.2	70.6	-0.4	69.5	-1.1
고등학교	53.8	52.8	-1.0	51.6	-1.2	50.7	-0.9	49.2	-1.5
일반고	62.8	61.1	-1.7	58.7	-2.4	57.6	-1.1	55.9	-1.7

출처 : 통계청(2014). 2013년 사교육비조사 결과

사교육비와 관련된 다양한 문제의식으로 인해 관련 연구들도 꾸준히 이루어지고 있는데 연구 주제의 하나는 사교육비 지출에 영향을 미치는 가정 내적 요인을 찾아내는 것이다. 연구결과들을 살펴보면 가계의 소득, 자산, 부채와 같이 경제적인 요인들과 부모의 교육수준 같은 가족특성이 영향이 있는 것으로 나타나고 있다.

통계청(2014) 조사에 의하면 학생 1인당 월평균 사교육비는 지역, 부모의 경제활동, 가계의 소득수준에 따라 차이가 있었다. 아버지가 외벌이인 경우가 맞벌이나 어머니 외벌이의 경우에 비해 사교육비를 많이 지출하고 있었으며 소득이 높고 서울지역에 거주하는 경우가 사교육비 지출 수준이 높았다. 이외 연구 논문에서도 비슷한 경향을 보여주는데 가계소득이 높은 학령기 어머니들은 가계소득이 중간 정도 이거나 낮은 어머니들보다 사교육비를 더 많이 지출하고 있었으며(장윤옥,

2013) 자산이 많을수록 부채가 적을수록 사교육비 지출 비중이 높은 것으로 추정되었다. 소득계층별로는 소득이 높을수록 많이 지출하며 중소득층의 경우 부채가 많을수록 사교육비 지출 및 비중이 줄어드는 현상이 나타났다. 가계특성별로는 어머니의 교육수준이 높을수록 규모가 큰 도시에 거주할수록 사교육비 지출이 늘어나는 것으로 나타났다(이찬영, 2009). 이은우(2004)의 연구에서도 가계소득, 자녀수, 부모의 학력, 대도시 거주는 사교육 지출 수준에 영향이 있는 것으로 나타났다.

전업주부 여부에 따른 사교육 실태를 분석한 연구도 있었다(成惠映, 2013). 통계청의 ‘사교육비조사·사교육의식조사’ 데이터를 활용해 가계소득을 5그룹으로 나누어 분석한 결과 월소득 200만원 미만인 집단을 제외하고 모든 집단에서 전업주부 가계가 맞벌이 가정보다 사교육비 지출 수준이 높았다. 서울과 서울 외 지역을 구분했을 때도 지역에 관계없이 전업주부 가정의 사교육비 지출 수준이 높았으며 학교급 별로는 중학교와 고등학교에서 전업주부 가정이 사교육비를 더 많이 지출하고 있었다.

## 2. 노후준비 수준

고령화 사회의 급진전으로 노후준비에 대한 관심이 높아지고 관련 연구도 확대됨에 따라 노후준비 정도 또는 노후준비 수준이라는 용어가 자주 등장하고 있다. 그러나 이러한 용어에 대한 사회적 혹은 학문적 합의는 되어 있지 않은 실정이며 다만, 각종 조사나 연구들에서 절대적 개념 또는 상대적인 개념으로 사용되고 있다. 따라서 노후준비 수준이란 측정하는 척도에 의존되어 있는 성격이 짙다.

절대적 개념을 사용한 조사로는 2012년 보건복지부에서 실시한 ‘노후준비 실태조사’와 한국메트라이프 재단과 서울대 은퇴설계지원센터가 공동으로 실시한 ‘통합은퇴준비지수’ 조사가 있다. 보건복지부(2012) 노후준비 실태조사는 만 35세에서 64세 성인들을 대상으로 각 영역별 노후준비 실태를 조사해 100점을 만점으로 하는 절대 기준을 정하였다. 조사 결과 우리 국민의 노후준비 점수는 100점을 기준으로 58.8점에 불과하며 특히 노후준비의 각 영역 중 재무적 준비가 가장 부족했으며 47.1점에 불과하다고 밝히고 있다. ‘통합은퇴준비지수’ 개발을 위한 조사에서도 재무, 건강, 심리, 사회적 관여 영역의 준비수준을 각각 100점 만점으로 정해

베이비부머의 노후준비 수준을 평가하였는데 조사대상자의 재무 영역 점수는 47점, 건강 66점, 심리 60점, 사회적 관여는 69점인 것으로 나타났다. 국민연금공단에서 노후준비수준을 측정하기 위해 활용하고 있는 ‘노후준비 종합진단’에서도 사회적 관계, 건강한 생활습관, 여가활동, 소득과 자산 영역별로 100점을 만점으로 평가하고 있다(성혜영·송현주, 2014). 우리나라 중·고령자의 노후준비 실태를 경제적 준비, 정서 및 사회적 준비, 신체적 준비로 구분한 국민연금연구원의 조사도 5점을 만점의 기준으로 하여 경제적 준비를 2.36점, 정서 및 사회적 준비를 2.90점, 신체적 준비는 3.51점 수준으로 발표하였다(석상훈 외, 2011).

그 외 노후에 필요한 생활비의 금액을 제시한 연구들이 있다. 국민연금연구원 국민노후보장패널(KEeIS) 4차년도(2011년도) 조사에서는 부부기준 최소 노후생활비를 약 130만원, 적정 노후생활비를 약 184만원으로 제안해 노후 준비의 절대적 기준을 제시하고 있으며(권혁창 외, 2012) 통계청 도시간계조사를 활용한 이선형(2000)의 연구에서는 노인부부가계의 표준생계비를 약 842천원으로 적정 생활비를 약 126만원으로 산출하였다. 한국가구패널조사(KHPS)를 사용한 이성림(2001)은 60세 은퇴시점의 부부 가계 은퇴 소비액수를 약 1백1만원으로 제시하였다.

은퇴 후의 적정 소비액수를 산출하기 위해 목표 소득대체율을 제시한 연구들도 노후준비의 절대적 수준을 규명한 것이라고 할 수 있는데 은퇴이전의 소비패턴으로부터 예측된 은퇴이후 소비수준을 은퇴이전의 소비수준으로 나눈 값을 목표 소득대체율로 본 여윤경(2002)의 연구에서는 부부가계의 소득대체율을 82.36%로 산출하였고 독신가계의 경우는 85.06%로 산출하였다. 우리나라 중산층 가계가 노후 자금이 적정하게 확보되어 있는지에 관한 연구(여윤경, 2005)에서는 은퇴시점을 기준으로 추정된 총 금융자산의 액수와 은퇴시점으로 추정된 총 비 금융자산을 합한 금액을 은퇴자산의 충분성으로 측정하였는데 60세를 은퇴시점으로 보고 80세까지 산다고 가정할 때 필요한 총 노후 자금은 약 5억 7천 700만원인 것으로 나타났다.

이와 같이 절대적 기준 이외에 다른 변수와의 관계를 규명하기 위한 연구에서는 상대적인 수준 비교가 이루어지고 있다. 경제적 준비수준의 측정은 노후준비자금을 보유하고 있는가, 그렇지 않은가의 여부를 알아보는 간단한 측정문항(박미연, 2008; 정승희, 2013; 한경혜·김주현·백옥미, 2012; 이선형·최은희, 2010)에서부터 저

축률이나 금융자산 비중 등을 고려해 지표화한 연구들(이혜자, 2013; 여윤경, 2005)까지 다양하다. 예를 들어 정승희(2013)의 보고서에서는 국내 노후준비 현황을 노후준비여부와 노후준비수준으로 구분해 조사하였으며 노후준비 수준에 대한 평가는 경제적 은퇴준비 정도와 전반적인 삶의 준비 정도로 구분하여 몇 %정도 하였다고 생각하는지 평가하는 방식을 취하였다. 또한 김정아(2013)는 공적연금 가입여부, 개인연금 가입여부, 저축여부를 노후준비 정도를 판단하는 기준으로 삼았다.

최현자 등(2009)의 연구에서 은퇴준비지수는 은퇴소득대체율과 은퇴자금충분도, 목표소득대체율로 산출하였는데 이 중 은퇴소득대체율은 은퇴 후 소득을 은퇴직전 소득으로 나눈 값으로 은퇴 후 소득에 국민연금 수령액의 은퇴시점 가치, 개인연금 수령액의 은퇴시점 가치, 퇴직금 수령액, 은퇴시점까지의 저축 총액을 모두 합한 금액이다. 은퇴자금충분도는 은퇴자산을 은퇴필요자금으로 나눈 값이며 목표소득대체율은 예상은퇴생활비를 은퇴직전소득으로 나눈 값이다. 분석결과 우리나라 근로자의 은퇴소득대체율은 0.41, 은퇴자금충분도는 0.60, 목표소득대체율은 0.62였다. 이혜자(2013)는 저축성향 지표, 유동성 지표, 투자성향 지표를 통해 노후준비수준을 측정하였는데 저축성향은 가계총저축률을, 유동성은 금융자산비중, 투자성향은 부동산자산비중을 활용했다.

노후준비 수준의 상대적 수준 비교의 연구에서는 노후준비의 차이를 유발하는 변수들에 관심을 두고 있는데 주로 사회인구학적 변수인 성별, 연령, 교육수준, 배우자유무, 가계소득이 영향을 미치고 있다. 보건복지부(2012)에서 실시한 노후준비 실태 조사에서 노후준비에 영향을 미치는 변수를 살펴본 결과 학력이 높고 기혼자이며 자녀가 있고 상용근로자 일수록 상대적으로 준비 수준이 높은 것으로 드러났다. 또 다른 연구에서도 상용근로자의 경우가 다른 직업적 지위에 비해 경제적 노후준비 정도가 높았다(성혜영·송현주, 2014).

Lusardi와 Mitchell(2011)의 연구에서는 여성보다는 남성이, 젊은 층과 노년층보다 중년층이, 저학력보다 고학력층이 재무지식이 높고 재무적 노후준비 수준도 높았다. 그 밖에 교육 수준이 높을수록 노후 준비 수준이 높았으며(홍성희 외, 2006; 강유진, 2005) 주관적 경제능력이 높다고 생각할수록(강유진, 2005; 홍성희·김순미, 2006) 가계부채가 적고 자산에 만족할수록 (홍성희·곽인숙, 2006) 경제적 노후 준비 정도가 높다고 보고하고 있다.

연령과 노후준비의 관계에서는 연령이 높을수록 노후준비 수준이 높다는 분석(홍성희·김순미·김혜연, 2006; 홍성희·곽인숙, 2006; 차경욱·박미연·김연주, 2008; 전귀연·배문조, 2010), 이 있는 반면 낮은 연령층이나 높은 연령층에 비해 중년층이 재무적 노후준비 수준이 높다는 결과도 있다(성혜영, 2013; Lusardi & Mitchell, 2011).

학령기 가계만을 대상으로 한 연구에서는 가계 소득수준에 따라 노후준비 지출액은 유의한 차이가 있다. 가계소득이 높은 학령기 어머니들은 중간 정도인 어머니들 보다 노후준비 지출을 더 많이 하고 있었고 가계소득이 중간 정도인 어머니들은 낮은 어머니들보다 노후준비 지출을 더 많이 하고 있었다(장운옥, 2013).

정리하면 노후준비 수준을 측정하는 방법은 노후준비 행동 예를 들어 저축, 연금, 보험 등에 가입하였는지를 응답하게 하는 것과 이에 더해 구체적으로 그 액수가 어느 정도인지를 조사하고 적정 수준을 연구자가 정해 그에 맞게 이루어지고 있는지 평가하는 방법을 사용하고 있음을 알 수 있다.

이에 본 연구에서의 노후준비 수준이란 노후를 대비한 재무적 준비의 정도로 정의하고 공사연금 가입금액과 저축금액의 총합으로 파악하고자 한다.

### 3. 교육비 지출과 노후준비 수준

교육비 지출이 노후준비 수준을 저해하는지 살펴보기 위해서는 이러한 주장에 담은 연구들의 분석방법을 살펴볼 필요가 있다. 자녀교육비 지출을 줄여 은퇴준비를 할 것으로 권하고 있는 한 보고서(삼성생명은퇴연구소, 2014)의 내용을 살펴보면 연령대별 소득과 지출의 추이를 제시하고 40대와 50대의 지출에서 자녀교육비가 많은 비중을 차지하고 있음을 설명한다. 단지, 자녀교육비 지출을 기술 통계적으로만 제시할 뿐 노후준비와의 명확한 관련성을 증명하고 있지는 못하다. 현대경제연구소(2007)의 조사에서는 사교육비 때문에 희생하고 있는 지출항목을 선택하도록 하는 문항을 포함시키는 방법을 사용하였다. 응답자의 57.2%가 사교육비 지출 부담이 없을 경우 대체소비 항목으로 노후대비를 선택하였으며 이를 근거로 사교육비로 인한 노후준비 수준의 저해 가능성을 설명하고 있다. 미래에셋 퇴직연

금연구소(2009)의 조사에서는 노후준비를 하지 못한 주된 이유를 응답하게 하는 방법을 사용하였다. 이에 해당 문항 응답자의 60%가 자녀교육비 때문이라고 응답하였는데 이를 근거로 사교육비와 노후준비의 관계를 설명하고 있다. 그러나 상기의 조사들은 모두 통계적 유의성을 통해 실증적인 분석을 제시한 것이 아니므로 노후준비에 대한 사교육비의 영향력을 설명하기에는 무리가 있다.

자녀학령기 가계의 노후준비와 사교육비 지출에 관해 통계적 유의성을 다룬 박미연(2008)과 장운옥(2013)의 연구가 있었으나 사교육비 지출과 노후준비 자금의 상호관련성이나 사교육비 지출이 노후준비 자기에 미치는 영향력을 규명한 것이 아니라 사교육비과 경제적 노후준비를 모두 종속변수로 다룸으로써 두 변수들 간의 관계성은 증명하지 않았다. 그러나 소득대비 주거지출 비율과 소득대비 사교육지출비율을 독립변수로 하여 노후준비 정도에 미치는 영향력을 다중회귀분석을 실시하여 검증한 연구가 최근에 있었다(이혜자, 2013). 그 결과 소득대비 사교육비 지출비율은 노후준비 수준으로 설정한 총저축성향, 자산유동성, 투자성향 모두에 유의한 영향이 미치지 않았다. 따라서 본 연구를 통해 교육비 지출과 노후준비 수준의 인과관계를 밝히는 작업은 매우 의미 있을 것으로 사료된다.

이상 선행연구의 검토를 통해 본 연구의 연구문제를 다음과 같이 구체화 하였다.

학령기 가계의 교육비 지출과 노후준비 수준의 전반적 경향은 어떠한가.

총 교육비 지출액과 교육비 부담률은 노후준비 수준에 유의한 영향력을 미치는가.

### Ⅲ. 연구방법

연구문제의 해결을 위한 본 연구의 분석에 활용한 데이터는 2012년에 조사된 재정패널 6차년도 횡단면자료이다. 본 연구의 연구문제를 해결하기 위해서는 연도별 추이 보다는 일정 시점에서의 소득수준에 따른 분석이 보다 적합하다고 판단하였다.

학령기 가구만을 분석대상으로 하므로 첫 자녀가 초등학교, 중학교 또는 고등학교에 재학 중이면서 양친이 모두 함께 동거하고, 학령기 자녀의 부 또는 모가 가구주인 핵가족만을 추출하였다. 부양비 등의 효과를 제거하기 위해 3세대 가정을 제외하였으며 교육비 지출 대상이 있다고 응답한 사례만 골라 분석에 활용하였다. 본 연구에 포함된 사례수는 총 888개이다.

종속변수인 노후준비 수준은 연간 가구전체 노후준비총액을 연간 가구총소득으로 나눈 비율로 설정하였다. 노후준비총액은 공적연금 납입금액 즉 국민연금 또는 특수직역 연금 납입금액과 퇴직연금, 개인연금, 연금저축, 연금보험, 저축보험과 그 외 저축금액을 합산한 값으로 하였다.

독립변수인 교육비 지출은 사교육비와 공교육비를 포함한 연간 총교육비와 교육비 지출 총액을 연간 총지출로 나눈 교육비 부담률의 2가지로 구성하여 각각 분석에 활용하였다. 이 때 연간 총지출에는 각종 사회보험료 및 저축금액이 포함되지 않는다.

통제변수로 기존 연구들에서 노후준비에 영향이 있다고 알려진 소득, 교육수준, 상용근로자 여부를 투입하였다. 여기에 가계의 지출 수준은 가구원 수의 영향을 받게 되므로 가구원수도 통제변수에 포함시켰다. 연령은 다음 IV장에 기술 될 전반적 경향 분석 결과 노후준비 수준에 유의한 영향을 보이지 않았고 기존 연구들 중에서도 선형적 관계를 보이지 않는다는 결과가 있었기에 투입에서 제외하였다.

소득계층에 따른 차이를 분석하기 위해 연소득을 기준으로 중위소득 50%이하의 저소득층, 중위소득 150%이상은 고소득층으로 분류하고 나머지는 중소득층으로 분류하였다.<sup>1)</sup>

---

1) 중위소득 50% 미만을 저소득층, 중위소득 150% 초과를 고소득층으로 보는 것이 일반적이나

분석방법으로는 대상자들의 일반적 경향을 살펴보기 위한 기술통계와 사회인구학적 변인에 따른 노후준비 경향을 파악하기 위한 t-test, ANOVA 검증이 사용되었다. 사교육비 지출액과 지출비중이 노후준비 수준에 미치는 영향력을 파악하기 위해 중다회귀분석을 실시하였다. 회귀분석을 실시하기 전 독립변수들 간의 상관관계를 분석하였으며 각 변수들간의 상관계수는 .3 이하로 다중공선성 안전함을 확인하였다.

## IV. 연구결과

### 1. 학령기 가계의 교육비 지출과 노후준비 수준의 전반적 경향

분석에 포함된 가구의 부의 평균연령은 43.3세 모의 평균연령은 40.7세였다. 부의 학력은 대졸이상이 53.3% 고졸이하가 46.7%이며 모의 학력은 대졸이상이 37.9%, 고졸이하가 62.1%였다. 부의 직업은 지위는 상용근로자 비율이 63.3%이며 모의 전업주부 비율은 55.2%였다.

학령기 가계의 사교육비 지출과 노후준비 수준의 전반적 경향을 살펴보기 위해 먼저 사회인구학적 변인에 따른 노후준비 총액을 분석하여 <표 4>에 제시하였다. 노후준비 총액은 부의 학력과 모의 학력에 따라 유의한 차이를 나타내었다. 대졸 이상의 학력 집단은 고졸 이하와 비교해 노후준비 총액이 유의하게 높았다. 직업에 따라서는 모의 경우에만 유의한 차이를 보였다. 선행연구와 달리 부의 상용근로자 여부는 노후준비 총액에 유의한 차이를 나타내지 않았고 전업주부 집단에 비해 비 전업주부 집단 즉 경제활동 집단의 노후준비 총액이 유의하게 높았다. 연령대에 따라서는 40대의 노후준비 총액이 많았으나 통계적 유의성은 나타나지 않았다.

---

분석을 위한 사례수 확보의 문제로 인해 중위소득 50% 이하를 저소득층, 중위소득 150% 이상을 고소득층으로 분류하였음.

<표 4> 사회인구학적 변인에 따른 노후준비 총액

구분	노후준비총액(만원)		
	N	M(S.D)	검증통계량
부의학력	대졸이상 = 469 고졸이하 = 413	1258.87(1304.38) 710.90(872.17)	t=7.23***
모의학력	대졸이상 = 332 고졸이하 = 549	1371.55(1417.85) 779.90(893.52)	t=7.59***
부의직업	상용근로자 = 560 상용근로자외 = 322	1038.51(1023.77) 939.27(1353.09)	t=1.23
모의직업	전업주부 = 488 전업주부이외 = 394	919.17(1125.19) 1105.22(1184.60)	t=-2.38*
부의연령대	30대 이하 = 193 40대 = 623 50대 이상 = 63	851.33(880.09) 1040.68(1137.55) 1092.16(1857.00)	F=2.21
모의연령대	30대 이하 = 364 40대 = 492 50대 이상 = 26	937.48(1002.59) 1068.44(1269.74) 657.62(702.62)	F=2.55

\*p<.05, \*\*\*p<.001

소득계층별로 노후준비 수준 및 교육비 지출 수준을 살펴본 결과는 다음 <표 5>와 같다. 먼저 본 분석 대상자 전체의 노후준비 총액은 연간 1천2만원인 것으로 나타났으며 소득대비 노후준비 총액은 15.65% 수준이었다. 총교육비 지출액은 연간 8백8십1만원이며 소득대비 교육비 지출은 16.55%의 수준이었다. 총 지출대비 교육비 즉 교육비 부담률은 25.8%였다.

노후준비 총액은 소득계층에 따라 유의한 차이를 보였다. 소득대비 노후준비 총액 역시 소득계층에 따라 유의한 차이가 있었고 중소득층이 저소득층에 비해 고소득층이 중소득층에 비해 유의하게 높았다.

교육비 지출총액 역시 소득계층이 높아질수록 유의하게 상승하였다. 단 소득대비 교육비 지출 비중은 중소득층과 고소득층에 비해 저소득층이 유의하게 높았다. 지출대비 교육비는 소득계층간에 유의한 차이가 발견되지 않았다. 총교육비 지출액은 중소득층과 저소득층 간에 약 328만원의 차이가 있었으나 지출대비 교육비의 비율은 중소득층과 저소득층 간에 1.13%p 밖에 차이가 나지 않았다. 따라서 교육비 지출은 저소득층일수록 가계에 부담을 주는 지출 항목임을 확인 할 수 있다.

<표 5> 소득계층별 노후준비 수준 및 교육비 지출

(m, S.D)

구분	전체 (N=882)	저소득 (N=92)	중소득층 (N=560)	고소득층 (N=230)	검증 통계량
	M(S.D)				
노후준비총액(만원)	1,002.28(1155.16)	179.80(262.84) a	691.75(644.48) b	2,087.34(1549.91) c	F=215.71***
소득대비 노후준비총액 (%)	15.65(13.15)	8.81(12.44) a	14.55(12.61) b	21.08(12.81) c	F=36.77***
총 교육비 지출액 (만원)	881.89(722.06)	427.35(418.69) a	755.62(483.26) b	1,366.46(1001.22) c	F=96.36***
소득대비 교육비(%)	16.55(12.12)	22.41(23.12) a	16.59(9.99) b	14.12(9.52) b	F=15.95***
지출대비 교육비=교육비 부담률(%)	25.80(17.96)	24.06(24.32)	25.19(15.30)	27.93(20.67)	F=2.40

\*\*\*p<.001, abc : Duncan's Multiple Ranges Test

## 2. 총 교육비 지출액과 교육비 부담률이 노후준비 수준에 미치는 영향

다음으로 총교육비 지출액과 교육비 부담률이 노후준비 수준에 미치는 영향을 중다회귀분석을 통해 검증하였다. 종속변수는 소득대비 노후준비 총액으로 하였으며 교육비 지출의 효과는 총교육비 지출액과 교육비 부담률의 효과를 각각 살펴 보았다.

<표 6>은 소득대비 노후준비 총액에 대한 총교육비 지출액의 효과이다. 먼저 분석 대상 전체를 검증한 결과 가구구성원수와 가구소득만이 유의한 영향이 있는 것으로 나타났다. 즉 가구구성원수가 많을수록 노후준비 수준이 낮으며 소득이 높을수록 노후준비 수준 역시 높아지는 것으로 해석할 수 있다.

소득계층별로 살펴보았을 때, 저소득층의 경우 총교육비 지출액만이 유의한 영향이 있는 것으로 나타났는데 교육비 지출 수준이 높을수록 노후준비 수준도 높

은 결과를 보였다. 중소득층에서는 가구구성원수와 가구소득, 총교육비 지출액이 유의한 영향을 나타내었다. 가구구성원수가 많을수록 노후준비 수준이 낮았으며 가구소득이 높을수록 노후준비 수준도 높았다. 총교육비 지출액은 노후준비 수준에 부정적 영향을 보였다.

고소득층에서는 가구구성원수 만이 노후준비 수준에 유의한 영향을 보였다. 중소득층과 마찬가지로 가구구성원수가 많을수록 노후준비 수준이 떨어지는 것으로 나타났다.

<표 6> 소득대비 노후준비 총액에 대한 총교육비 지출액 효과

구분	전체 B	저소득층 B	중소득층 B	고소득층 B
상수	-42.25	10.59	-53.12**	5.67
가구구성원수	-.2.32**	.92	-2.44**	-3.67*
부의학력	1.64	1.178	1.70	2.44
모의학력	-1.06	-6.32	-.70	-1.46
부의직업	.32	3.66	-.17	-1.92
모의직업	-.76	2.45	-.56	-1.78
가구소득	7.96***	-1.54	9.49***	3.44
총교육비 지출액	-.001	.008**	-.003**	-.000
F	15.05***	1.94	5.22***	1.32
R2	.11	.14	.06	.04

\*\*p<.01, \*\*\*p<.001

다음으로 총지출에서 교육비 지출이 차지하는 비율인 교육비 부담률이 노후준비 수준에 미치는 영향을 분석하여 <표 7>에 제시하였다. 총교육비 지출액은 소득계층에 따라 절대적인 차이가 있으나 교육비 부담률에는 유의한 차이가 없었으므로 <표 6>의 분석과는 다른 결과를 예상하였다. 그러나 교육비 부담률이 중소득층에서 노후준비 수준에 유의한 영향을 미치지 않은 것을 제외하고 <표 6>과 동일한 결과를 보였다.

먼저 가구구성원수는 저소득층을 제외하고 분석대상 전체, 중소득층, 고소득층에서 유의한 영향을 보였다. 가구소득은 분석대상 전체와 중소득층에서 유의한 영향이 있었다. 교육비 부담률은 저소득층에서 유의한 영향이 있었는데 지출대비 교육

비 수준이 높을수록 노후준비 수준으로 높은 것으로 나타났다. 그 외 중소득층과 고소득층은 지출대비 교육비의 영향이 통계적으로 유의하지 않았다.

<표 7> 소득대비 노후준비 총액에 대한 가구소득과 지출대비 교육비의 효과

구분	전체 B	저소득층 B	중소득층 B	고소득층 B
상수	-37.58***	10.88	-38.21*	5.76
가구구성원수	-2.53**	.94	-2.83**	-3.62*
부의학력	1.51	1.57	1.554	2.47
모의학력	-1.20	-4.22	-.89	-1.46
부의직업	.32	3.48	-.03	-1.86
모의직업	-.78	2.27	-.63	-1.78
가구소득	7.40***	-1.49	7.65***	3.42
교육비 부담률	.10	.114*	-.009	-.009
F	14.79***	1.52	4.09***	1.33
R2	.11	.11	.05	.04

\* p<.05, \*\*p<.01, \*\*\*p<.001

## V. 요약 및 결론

본 연구는 학령기 가계의 교육비 지출이 노후준비 정도를 저해하는가라는 문제의식에 기초하여 수행되었다. 이에 소득계층을 저소득층, 중소득층, 고소득층의 세 집단으로 나누어 총교육비 지출액과 총지출 대비 교육비 비율인 교육비 부담률이 노후준비 수준에 미치는 영향력을 검증하였다.

연구의 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 부의 학력, 모의 학력, 모의 전업주부 여부에 따라 노후준비 총액에는 차이가 있었다. 부의 학력이 대졸이상인 경우, 모의 학력이 대졸이상인 경우가 노후준비 총액 수준이 유의하게 높았고 모가 전업주부인 경우 비전업주부 가계에 비해 노후준비 총액 수준이 유의하게 낮았다. 이는 학력에 따른 노후준비 수준의 차이를 검증한 선행연구들의 결과들(보건복지부, 2012; Lusardi & Mitchell, 2011; 홍성희·김순미·김혜연, 2006; 강유진, 2005)을 뒷받침 한다고 볼 수 있다. 그러나 상

용근로자가 상대적으로 노후준비 수준이 높다는 분석들(보건복지부, 2002; 성혜영·송현주, 2014)과는 상이한 결과를 나타내었다.

둘째, 소득계층별로 노후준비 수준과 교육비 지출 수준을 비교한 결과 노후준비 총액, 소득대비 노후준비 총액, 총교육비 지출액 수준은 소득이 높은 계층일수록 높아지는 경향이 통계적으로 유의하였다. 그러나 소득대비 교육비 비율은 저소득층일수록 높은 경향을 보였으며 교육비 부담률은 계층간의 차이를 보이지 않았다. 정리하면 교육비 지출의 절대적 액수는 고소득층 일수록 많지만 소득대비 교육비 비율은 오히려 저소득층에서 더 높고 지출에서 차지하는 비중은 모든 소득계층에서 비슷하다. 따라서 교육비에 대한 가계의 부담은 저소득층일수록 크다고 할 수 있다.

셋째, 총교육비 지출액이 노후준비 수준에 미치는 부정적 영향은 중소득층에서만 유의하게 나타났다. 그러나 총교육비 지출액을 총지출로 나눈 교육비 부담률은 중소득층의 노후준비 수준에 유의한 영향을 보이지 않았다. 따라서 교육비 부담이 노후준비 수준에 부정적인 미친다는 가정은 본 연구에서는 증명되지 못했다. 이는 소득대비 사교육비 지출비율이 노후준비 수준에 유의한 영향을 나타내지 않았던 선행연구(이혜자, 2013)의 결과와 동일하다. 소득계층별로 분석결과를 살펴보면 소득층의 경우 가구구성원수 이외에 노후준비 수준에 영향을 미치는 변수는 발견되지 않았다. 일정 고소득 이상의 집단은 가구소득, 총교육비 지출액, 교육비 부담률의 어느 것도 노후준비 수준을 저해하는 요인이 되지 않았다. 중소득층의 경우는 가구소득이 노후준비 수준에 가장 민감하게 작용하는 요인이었으며 총교육비 지출액이 노후준비 수준에 영향이 있는 것으로 드러나 교육비 지출이 과도한 가계의 경우 노후준비를 방해할 가능성은 일부 있는 것으로 짐작된다.

저소득층의 경우 총교육비 지출액과 교육비 부담률 모두가 노후준비 수준에 정적인 영향이 있는 것으로 분석되었는데 이는 저소득층 내부에서 안정적인 소득과 지출의 흐름을 지닌 집단이 자녀교육에 대한 투자와 노후대비를 위한 저축에 동시에 노력하고 있을 가능성이 있다. 본 연구에서는 사례수의 제한으로 면밀한 분석이 이루어지지 못했으나 추후 후속연구를 통해 학령기 저소득층의 교육비 지출과 노후준비 실태를 보다 자세히 필요가 있을 것으로 사료된다.

## 참고문헌

- 강유진(2005). 「한국 성인세대의 노후준비에 관한 연구 : 30·40·50대 기혼남녀를 대상으로」. 『한국지역사회생활과학회지』, 16(4), 159-174.
- 권혁창·송현주·이은영·임란·박소현·정희수(2012). 『제4차(2011년도) 우리나라 중·고령자의 경제생활 및 노후준비 실태-국민노후보장패널조사(KReIS) 분석보고서-』
- 김경아(2013). 「최근 국내 중,고령층의 공,사적 노후준비 격차발생에 관한 연구 -다수준 모형(multi-level model) 분석을 중심으로」. 『연금연구』, 3(2), 23-48.
- 미래에셋 퇴직연금연구소(2009). 『은퇴자의 은퇴준비 과정 및 생활실태 분석』.
- 박미연(2008). 「자녀학령기 가계의 노후준비자금과 사교육비 지출에 관한 연구」. 성신여자대학교 대학원 석사학위논문
- 보건복지부(2012). 「보건복지부-국민연금공단 민간과 공동으로 노후준비 지표 개발」, 7월 16일자 보도자료.
- 삼성생명은퇴연구소(2014). 『한국인의 은퇴준비 2014』. 삼성생명은퇴백서
- 석상훈·권혁창·송현주·이은영·오지연·신혜리·김군희(2011). 『우리나라 중·고령자의 노후준비 실태와 기대 I, II - 제3차(2010년도) 국민노후보장패널 부가조사 분석보고서-』. 국민연금연구원
- 성혜영(2013). 「노후준비 인식과 행동에 대한 노후 생활설계 상담의 효과」, 『한국가족자원경영학회지』, 17(4), 171-187.
- 성혜영·송현주(2014). 「국민연금 가입자 및 수급자의 노후준비 수준과 유형」, 『한국노년학 춘계학술대회 자료집』, 187-203.
- 여윤경(2002). 「목표 소득대체율을 통한 은퇴소비의 추정」. 『대한가정학회지』, 40(3), 83-97.
- 여윤경(2005). 「한국 중산층 가계의 노후자금 적정성」. 『한국노년학』, 25(1), 21-36.
- 이선형·최은희(2010). 「안정적 노후준비 가계의 특성 및 이에 영향을 미치는 요인 분석 : 예비노인의 경제적 노후준비를 중심으로」. 『한국가족자원경영학회지』, 14(4), 193-212.
- 이성립(2001). 「은퇴준비에 관한 연구」. 『한국소비문화학회 춘계학술대회 발표 논문집』, 185-206.

- 이연숙·양세정·주인숙(2003).『가계재무관리의 이해』, 서울, 신정
- 이은우(2004). 「사교육비 지출행위에 대한 경제 분석」, 『경제연구』, 22(2), 1-31.
- 이찬영(2009). 「가계재무구조와 사교육비 지출 행태」, 『교육재정경제연구』, 18(4), 1-28.
- 이혜자(2013). 『가계지출이 노후준비도에 미치는 영향-주거지출과 교육지출 부담을 중심으로-』, 서울대학교 대학원 석사학위 논문.
- 장윤옥(2013). 「학령기 어머니의 가계소득과 교육소비욕구에 따른 사교육비와 경제적 노후준비」. 『한국가정관리학회지』, 31(5), 211-231.
- 전귀연·배문조(2010). 「성인기 노후준비의식과 노후준비행동에 관한 연구」, 『한국가정관리학회지』, 28(1), 13-24.
- 정승희(2013). 「국내 노후준비 현황 및 시사점」. 『하나금융경영연구소 하나 행복가이드』 3호, 4-7.
- 지영숙(2004). 『가족생활설계론』. 서울, 신정
- 차경옥·박미연·김연주(2008). 20, 30대 임금근로자의 은퇴재무설계에 관한 연구. 한국가정관리학회지, 26(1), 149-163.
- 최현자·주소현·김민정(2009). 「한국의 은퇴준비지수산정에 관한 연구」. 『소비자학연구』, 20(3), 189-214.
- 통계청(2014). 『2013년 사교육비조사 결과』
- 한경혜(2013). 「중·고령자의 노후준비 실태비교 및 시사점과 향후 정책과제」. 『국민연금연구원 제5차 인구·고령화 포럼 자료집』, 3-13.
- 한경혜·김주현·백옥미(2012). 「베이비부머들의 은퇴에 대한 재정적 준비와 건강 준비의 관련 요인 탐색: 심리적 요인과 자원 요인을 중심으로」. 『노인복지연구』, 58, 133-162.
- 현대경제연구원(2007). 「사교육, 노후 불안의 주된원인 - 사교육 실태조사 및 시장 규모 추정」. 『한국경제주평』, 246, 1-15.
- 홍성희·김순미·김혜연(2006). 「남성 봉급생활자의 은퇴 전 생활설계프로그램 - 생활문제 인식 및 대처방안을 중심으로」, 『한국가정관리학회지』, 24(3), 95-115.
- 홍성희·곽인숙(2006). 「중년기 남녀 봉급생활자의 은퇴계획 비교 분석 : 경제적 준비와 건강준비를 중심으로」. 『한국가정관리학회지』, 24(1), 193-207.

Lusardi, A. & Mitchell, O, S.(2011). “Financial literacy around the world: an overview”. *Journal of Pension Economics and Finance*, 10(4), 497-508.

OECD(2014). *Education at a Glance*

OECD(2013). *Education at a Glance*

成恵映(2013). 「韓国における専業主婦家庭の私教育支出と私教育時間をめぐる考察-家族主義の視点から-」. 『日本家庭學會第65大會研究發表』.

# 연금세제 개편에 따른 개인연금의 체감보험료 변화 효과\*



■ 강 성 호\*\*

\* 본 연구결과는 저자의 개인적인 견해이며, 소속기관과는 무관함을 밝힙니다. 또한, 연구 중에 있는 과제이므로 인용은 삼가부탁드립니다.

\*\* 보험연구원 연구위원, ksh0515@kiri.or.kr



# 차 례

I. 서론	169
II. 우리나라 연금과세체계 및 개인연금 가입현황	171
1. 우리나라 연금소득 과세체계 내용 및 평가	171
2. 우리나라 공사적 연금 가입 및 소득공제 현황	176
III. 분석가정, 분석방법 및 기초통계	178
1. 분석가정 및 분석 방법	178
2. 기초통계분석	181
IV. 연금과세의 소득보장 및 소득재분배 효과	185
1. 연금과세 체계 방식에 따른 소득보장 효과	185
2. 연금과세 체계 방식에 따른 소득재분배 효과	189
V. 요약 및 시사점	190
참고문헌	192
부록 1. 연말정산 세액계산 절차 요약('12년 귀속)	193



# 연금세제 개편에 따른 개인연금의 체감보험료 변화 효과

강 성 호

## 요 약

본 연구에서는 2013년 연금과세 체계 개편으로 세제적격 개인연금 보험료에 대한 소득공제가 세액공제로 변화함에 따라 가입자의 가처분소득과 재분배 변화에 주목하고 있다.

분석결과에 의하면, 연금보험료에 대한 공제(소득공제 이든 세액공제)는 모든 가입자에 대한 가처분소득을 증가시키는 소득보장효과가 존재하나, 기존 소득공제 방식은 현행 세액공제에 비해 소득보장효과는 크지만 소득재분배 측면에서는 역진적인 것으로 분석되었다. 한편, 소득공제에서 세액공제로 전환시, 모든 소득계층에 12% 동률 세율로 적용되는 세액공제는 분배면에서는 형평성을 제고시키지만, 한계세율이 12%이상인 소득계층에 대해서는 가처분소득 감소에 따른 체감보험료 증가로 세제적격 개인연금의 가입유인이 줄어들 우려가 있는 것으로 추정되었다. 한편, 소득재분배와 관련하여 지니계수를 추정된 결과 소득공제에서 세액공제로 전환함에 따라 지니계수로 산출한 재분배 개선율은 0.47%인 것으로 분석되었다.

따라서, 최근의 연금과세 체계 개편은 재분배 측면에서의 개선은 있으나, 소득공제에서 세액공제로 전환과정에서 상대적으로 긍정적 효과감소로 인해 현재보다 연금저축(세제적격 개인연금) 가입 및 유지 유인은 감소할 우려가 있으므로 이에 대한 향후 대응책을 검토할 필요가 있는 것으로 보인다.

## I. 서론

급속한 고령화와 부양의식의 약화는 노후소득의 안전한 보장을 담보하기 어려워 노후생활의 불안이 증가하고 있다. 특히, 공적연금의 재정안정화 문제가 부각되면서 1998년, 2007년 두 차례에 걸쳐 큰 폭의 국민연금 소득대체율을 감소시킴에 따라 국민연금제도의 노후소득 기능이 약화된 상황이다. 그러나 이를 보완할 퇴직연금, 개인연금 등 사적연금도 도입기간이 일천하고 가입 및 유지상태도 좋지 못해

노후소득원으로 중요하게 인식되지 못하는 상황이다. 그럼에도 불구하고 고령화 및 장수리스크에 대한 인식이 확산됨에 따라 노후소득보장에 대한 관심은 어느 때 보다 증가하고 있는 것으로 판단된다. 이에 안정적 노후생활을 위해 노후자산에 대한 충분한 준비가 필요하며, 이를 위해 어떻게 필요 노후재원을 마련할 것인가에 대한 관심은 매우 커지고 있다고 하겠다.

그러나, 그 동안 고령화에 대한 대책은 공공적 측면, 즉 정부의 복지재정만으로 해결해야 하는 양 인식되었던 경향이 있었다. 그러나 여러 가지 상황을 볼 때 공공 복지재정 만으로 노후리스크에 대비하기에는 고령화 상황이 만만해 보이지는 않는다. 이에 공사가 협력하여 고령화에 대비할 수 있는 정책이 요구된다고 하겠다.

과거 고령화에 대응한 노후소득보장은 공적연금을 중심으로 수행되어 왔으며, 주로 노후소득보장, 사각지대, 연금재정안정화 등이 주요 내용이었다. 또한 사적연금의 경우는 소득이 있는 사람들이 세제혜택을 보기 위해 가입하는 금융상품 정도로 인식되는 경향이 있어 노후소득보장 기능으로 인식되지 못했던 것으로 이해된다.

공사적 연금제도 자체에 대한 가입 유인도 크지 않은 상태에서 연금소득세제에 의한 실질적 노후소득보장과 이를 통한 노후재원 마련에 대한 논의 또한 시기상조였을 수 있다. 이는 아직까지 국민연금제도가 성숙단계에 이르지 못하였고, 제도내실화에 대한 관심이 더 강하였기 때문에 미래에 발생한 연금소득 혹은 실질적인 가처분 연금소득에 대한 관심과 평가는 상대적으로 적었을 것으로 판단된다. 마찬가지로 퇴직연금과 개인연금의 경우에도 도입시점이 일천하고, 가입에 대한 유인이 크지 않은 상황에서 노후소득원으로 활성화되기에는 한계가 있었을 것으로 보인다.

따라서, 공사적 연금이 노후소득원으로 중요하게 인식되지 못한 상태에서 연금소득에 대한 세제연구는 많지 않았던 것으로 판단된다. 그 동안 연금과세와 관련한 연구들을 보면, 공적연금과 사적연금의 연금세제 효과를 수익비, 소득재분배 등으로 분석한 것으로는 정요섭·이정화(2008), 구성권(2008), 황규영(2010) 등을 들 수 있다. 이들 연구들은 세제에 대한 구체적인 평가보다는 기존 세제를 고려하여 공·사연금의 소득보장 수준을 비교하는 것에 초점을 두고 있다는 점에서 본 연구에서 다루는 세제 개편 효과와는 차이가 있다. 한편, 퇴직연금 및 개인연금 활성화

화를 위한 세제개편방안 등 사적연금 세제 개편에 따른 효과 분석을 논의하는 연구들로는 김인식 외(2011), 김수성(2010), 김용주 외(2008) 등이 주를 이루고 있다.

일부 연금보험료에 대한 과세여부 문제를 다루는 경향이 있었지만, 2013년 소득세 개편 이후 연금과세 변화를 다룬 내용은 많지 않았던 것으로 이해된다. 소득공제에서 세액공제방식으로 전환되는 과정에서 적격 개인연금의 가입유인이 변화할 수 있음에 대해 논의한 연구들로는 강성호 외(2013), 정원석 외(2014) 등으로 한정된다.

이에 본 연구에서는 연금세제 중 보험료에 대한 과세방식이 소득공제 방식에서 세액공제 방식으로 개편되었음에도 이에 대한 분석이 많지 않고, 있다고 하더라도 공제방식 변화와 세제혜택 존재 여부에 따라 소득보장 수준과 소득재분배 효과에 대해 심층적으로 분석한 연구는 없었다는 점에서 본 연구의 수행의의가 있다고 하겠다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제1장 서론에 이어 제2장에서는 우리나라 연금과세체계 및 연금소득 가입현황에 대해 살펴본다. 제3장에서는 분석가정, 분석방법에 대해 정리하고, 실제적으로 분석에 활용한 자료를 중심으로 기초통계분석 결과를 제시한다. 제4장에서는 연금보험료 공제에 따른 효과와 연금과세 체계 개편에 따른 효과를 실증 및 시뮬레이션 분석방법으로 살펴본다. 제5장에서는 요약 및 시사점으로 정리하고자 한다.

## II. 우리나라 연금과세체계 및 개인연금 가입현황

### 1. 우리나라 연금소득 과세체계 내용 및 평가

일반적으로 연금과세는 납부시점과 급부시점으로 구분하여 살펴볼 필요가 있다. 왜냐하면, 연금보험료에 대해서는 비과세이지만 소득공제(혹은 세액공제) 형태로 세제혜택이 존재하고, 급부시점에서는 연금소득에 대해 과세하는 형태를 띠고 있기 때문이다. 또한, 연금수령 시에도 일부 연금소득에 대해 소득공제를 허용하고

있어 연금과세 체계는 혼용되어 운영되고 있으며, 수급 시 연간 1,200만 원 이하 연금소득자의 경우 종합소득 혹은 분리소득 과세를 선택할 수 있도록 허용하고 있다.

본 연구에서는 납부시점인 연금보험료에 대한 공제에 초점을 두고 분석하고 있으나, 이론적 연금과세체계에 대해서는 전반적으로 설명하는 것이 이해를 돕는 것으로 판단하여 여기서는 연금보험료 및 연금소득 모두에 대한 과세를 설명하고 있다.

<표 1> 연금보험료 소득공제 변천 내용

구분		소득공제 내용			
		2000.12.31 이전	2001년	2002년 이후	
공적연금	국민연금	직장가입자	공제 불인정	본인 부담액의 50%	본인 부담액의 100%
		지역가입자	연간 불입액의 40% (한도 72만 원)		
		임의가입자	공제 불인정		
	특수지역 연금	공제 불인정			
퇴직연금	법정 퇴직연금의 근로자 부담금 <sup>1)</sup>	2006. 1. 1 이후 최초로 연말정산하는 분부터 적용 (2005. 12. 1 이후 납입분부터 공제) 본인부담액 전액 (2013년 현재 연금저축 불입액과 합산하여 400만 원 한도)			
개인연금	국내거주자	연간 불입금액 중 2000년까지는 40%(한도 72만 원), 2001년 이후는 100%(한도 240만원), 2013년 현재 연금저축 불입액과 합산하여 400만 원 한도			

주: 1) 「근로자퇴직급여보장법」에서 정하는 확정기여형 퇴직연금으로 근로자가 추가 불입하는 부담금을 말함.

자료: 국세청 홈페이지(연말정산 안내)를 참고하여 저자가 보완함.

우리나라 연금과세 체계를 보면, 2000년 세제 개편 전까지 공사 연금과세 체계는 분리되어 서로 다른 체계로 운영되었다. 그러나, ‘보험료에 대한 소득공제, 연금급여에 대한 과세’ 체계로 전환(TEE→EET)하는 세제 개편으로 공사연금이 동일한 과세체계를 갖게 되었다. 일반적으로 연금소득 과세 체계는 보험료 납입 시 소득공제(Exempt), 운용단계 수익 비과세(Exempt), 연금수령 시 과세(Tax)하는 EET 방식이 일반적이다.<sup>1)</sup> 사적연금은 2001년, 공적연금은 2002년부터 연금수령 시 과

세로 전환됨에 따라 공사연금은 원칙적으로 EET 방식으로 전환되었으나 EET 방식은 공적연금에는 온전히 적용되지만 사적연금에는 TEE와 EET 방식이 혼합되어 나타나고 있다. 즉, 공적연금은 본인부담 보험료 전액에 대해 소득공제되나 사적 연금은 공제한도 400만원(퇴직연금 및 개인연금 본인부담분의 합산액) 이상의 보험료에 대해서는 공제되지 않는다.<sup>2)</sup> 또한 사적연금 중 EET 방식으로 적용되는 것은 세제적격 개인연금에 한정되며, 비적격 연금형태인 변액연금과 즉시연금은 TEE 방식으로 운영되고 있다.

또한 연금수령 시에는 납부 시(소득공제만 존재)와 달리 소득공제와 소득과세가 동시에 적용되는 특징이 있다. 연금수령 시 적용되는 연금소득 공제수준은 총연금액 기준으로 350만 원 이하는 100%, 350만 원 초과 700만 원 이하는 40%, 700만 원 초과 1,400만 원 이하는 20%, 1,400만 원 초과 연금액에 대해서는 10%가 공제되며, 공제액 한도는 900만 원이다.<sup>3)</sup> 연금수령 시 원천징수 후 종합소득 과세를 원칙으로 하고 있으며, 이 때 공적연금소득을 제외한 사적연금 연금소득(퇴직연금과 개인연금의 합산 금액)이 1,200만 원 이상인 경우 종합소득 과세대상이 된다. 과세방법을 살펴보면, 공적연금은 지급기관에서 매월 연금지급 시 간이세액표에 의해 원천징수(소득세법 제143조의2제1항) 후 연말정산에 따른 종합소득 과세되고(소득세법 제143조의4), 사적연금은 지급기관에서 매월 연금지급 시 수급연령, 퇴직연금, 종신연금 여부에 따라 원천징수 세율을 적용한 후(소득세법 제129조제1항 5의2) 종합소득 과세 대상여부에 따라 다음 해 5월에 종합소득 과세된다.

연간 사적연금소득이 1,200만 원<sup>4)</sup> 이하인 경우 종합소득 과세 혹은 퇴직·기타소득 과세 선택이 가능하여 선택 과세 체계에 따라 과세 효과가 달라질 수 있다. 분리과세되는 사적연금소득에 대해서는 수급연령, 퇴직연금, 종신연금 여부에 따라 차등 적용된다. 즉, 사적연금 소득은 수급연령에 따라 3~5%(55세~70세 미만 5%, 70세~80세 미만 4%, 80세 이상 3%) 세율이 적용되며, 퇴직연금일 경우 3%, 종신형 연금소득일 경우 4%의 세율이 적용된다(소득세법, 제129조제1항제5의2호).

1) 미국, 영국, 프랑스, 캐나다, 독일, 덴마크, 스위스 등은 EET 방식이고, 스웨덴, 일본, 호주 등은 운용단계에서 부분적 과세가 추가되는 ETT 방식의 과세 체계임.  
 2) 비공제된 부분에 해당하는 금액은 연금수령 시 연금소득에서 비과세됨. 단, 연금저축 중도 해지 시 소득공제 환급(해지금액의 22%), 해지가산세(불입누계액의 2%) 부담함.  
 3) 소득세법, 제47조의2(연금소득공제)제1항.  
 4) 2012년 소득세법 개정에 의해 공적연금은 대상에서 제외됨(소득세법, 제14조제3항제9호).

이러한 내용은 2013년 연금세제 개편을 통해 이뤄진 것으로 크게 세 가지로 정리할 수 있다. 첫째, 사적연금보험료 공제 방식을 소득공제에서 세액공제로 전환이다. 이와 관련하여, 연금세제 개편 과정에서 공적연금보험료는 현행과 동일하게 소득공제 방식을 유지하고, 사적연금보험료에 대해서만 세액공제 방식으로 전환하되 공제한도는 현행과 동일하게 연 400만 원으로 하고 세액공제율을 모든 가입자에게 12%로 적용한다.

둘째, 연금계좌에서 사용한 노후의료비 지출에 대해서는 연금수령으로 인정한다는 내용이다. 즉, 연금수령한도를 초과하여 연금계좌에서 인출하는 금액에 대해서는 기타소득(기본 20%, 부득이한 경우 15% 세율)<sup>5)</sup>으로 과세 하던 것을 노령자가 의료목적으로 인출할 경우 연금소득으로 인정하여 3~5% 원천징수하게 된다.<sup>6)</sup>

셋째, 일시금에 대한 세 부담 완화 조치이다. 연금 외 수령 소득(일시금)에 대해 일반적인 경우 20%, 사망 등 부득이한 경우는 15%의 기타소득세율을 적용하던 것을(소득세법, 제129조제1항제6호), 각각 15%, 12%로 인하하여 적용한다.<sup>7)</sup>

2013년 연금세제 개편 내용은 다음과 같이 평가할 수 있다. 첫째, 세액공제 방식으로의 전환은 세제적격 개인연금(연금저축)의 가입 및 유지 행태에 영향을 줄 것으로 예상된다. 연금저축 보험료의 12%를 모든 가입자에게 동일하게 공제하므로 소득공제 방식에 의해 12% 이상 적용받던 가입자(고소득층)는 가입과 유지에 불리하고, 그 이하에서 적용받던 가입자(저소득층)는 유리하게 작용할 수 있다. 따라서 고소득층은 신규가입 유인이 줄어들고 납부금액도 낮추게 될 것이며, 저소득층은 반대의 행태를 보일 수 있다.

둘째, 연금수령한도를 초과하여 지출한 노후의료비에 대해 세 부담을 완화해 주는 연금세제 개편은 노후의료비 부담 완화 및 가처분소득을 증대시키는 효과가 있다.

셋째, 일시금에 대한 적용세율을 경감하는 연금세제 개편은 일시금 수령 소득의 성격을 명확히 하고 세 부담 완화 조치로서의 의의는 존재하나, 연금보다 일시금을 선호하고 있는 현실을 고려할 때 일시금 선호를 부추길 우려도 존재한다.

5) 소득세법시행령 제40조의2제3항.

6) 기획재정부(2013. 8), 「2013년 세법개정안 문답자료」, p. 46.

7) 2012년까지 퇴직일시금 수령 시 전부(퇴직금, 자기불입금, 운용수익) 퇴직소득 과세였으나, 2013년 세법 개정안에 의하면 이를 구분하고 있음(개정 소득세법안, 제129조제1항).

한편, 선진국의 연금세제와 비교하여 간단히 살펴보면, OECD 주요국은 공적연금 보험료에 대해 상대적으로 세액공제 방식보다 주로 소득공제 방식으로 세제 지원을 하고 있는 것으로 분석되며, 우리나라와 유사하게 공적연금 보험료에 대해서는 전액 소득공제를 시행하고 있다. 스웨덴의 경우는 세액공제 방식(세액공제를 100%)으로 세제 지원을 하고 있다. 영국, 미국, 아일랜드, 노르웨이 등은 공적연금 보험료에 대해 세제 지원을 하고 있지 않으며, 특히 노르웨이는 일정소득 이하의 개인에게는 보험료를 받고 있지 않는다. 반면, 호주의 경우 일반재정으로 공적연금 제도가 운용되므로 세제혜택 또한 존재하지 않는다. 사적연금의 경우 OECD 주요국의 대부분이 소득공제 방식을 취하고 있고 세액공제 방식은 존재하지 않거나 보험료 공제를 해주지 않는 경우도 있다. 현재 대부분의 OECD 국가에서는 조세 회피 및 세제지원의 지나친 역진성을 방지하기 위해 소득공제 한도를 두고 사적연금 보험료에 대한 세제 지원을 하고 있다(제한적 소득공제 방식). 특히 노르웨이의 경우 세율 28%의 지방정부 소득세에 대해서는 사적연금 보험료에 대해 소득공제를 허용하나 중앙정부의 소득세에 대해서는 세제혜택을 허용하지 않는다.

<표 2> OECD 주요국의 연금 보험료에 대한 세제혜택 요약

공적연금		사적연금 (퇴직연금+ 개인연금)	소득공제	세액공제	과세 (비공제)
기여	소득공제	한국, 덴마크, 핀란드, 스위스, 룩셈부르크, 네덜란드, 독일, 프랑스, 캐나다, 일본, 스페인, 이탈리아	-	-	
	세액공제	스웨덴	-	-	
	과세(비공제)	영국, 미국, 아일랜드	-	노르웨이	
無기여		호주	-	-	

자료: 강성호(2013), 『연금과세에 따른 실질 연금소득보장과 소득재분배 효과 분석』에서 재구성함.

## 2. 우리나라 공사적 연금 가입 및 소득공제 현황

현행 우리나라 공사적연금 가입현황을 보험료 소득공제와 연계하여 살펴보기 위해 통계청에서 매년 발간되는 국세통계연보(2012)를 참고할 수 있다.

국세통계연보(2012)를 활용하여 연금유형별 소득공제 대상자 중 가입자 규모와 비중을 살펴보면, 공적연금(13,583천명), 퇴직연금(29천명)<sup>8)</sup>, 개인연금(3,247천명)은 각각 80.6%, 0.2%, 19.3%로 나타났다. 연금유형별 1인당 보험료 연간 평균공제금액은 공적연금 1,331천원, 퇴직연금 2,030천원, 개인연금 2,256천원으로 개인연금 보험료 공제수준이 가장 높았다. 이는 개인연금의 경우 상대적으로 공적연금에 비해 고소득자 중심으로 가입하고 있어 소득공제에 따른 누진세율 적용이 크기 때문이다.

<표 3> 연금유형별 1인당 보험료 불입액 및 대상자 규모

(단위: 천 원, 천 명)

연금유형 소득자 유형		공적연금			퇴직연금			개인연금		
		금액	대상자 수		금액	대상자 수		금액	대상자 수	
종합소득자		1,492	2,408	(77.5)	2,367	3.45	(0.1)	2,470	694	(22.4)
근로 소득자	과세대상자	1,442	9,234	(78.8)	2,044	23.22	(0.2)	2,223	2,459	(21.0)
	과세미달자	606	1,941	(95.3)	1,377	2.27	(0.1)	1,539	93	(4.6)
전체		1,331	13,583	(80.6)	2,030	28.94	(0.2)	2,256	3,247	(19.3)

주: 1) 국세통계연보(2012)를 활용하여 저자가 산출함.

2) 국세통계연보에서는 종합소득자와 근로소득자의 일부가 중복될 수 있어 전체 통계치는 중복성이 존재하는 값임에 유의할 필요가 있음.

과세표준소득 기준으로 공적연금은 3천만 원 이하, 퇴직연금은 6천만 원 초과 1억 원 이하, 개인연금은 3천만 원 초과 6천만 원 이하에서 가장 많이 가입하나 소득수준에 따라 불입액과 비중에 차이가 있다.

8) 이하 퇴직연금은 가입자 본인부담분(소득공제대상분)이 존재하는 자만 대상으로 분석됨.

<표 4> 과세표준소득 규모별 1인당 보험료 불입액 및 대상자  
(단위: 천 원, 천 명, %)

과세표준소득 구간	연금유형			공적연금			퇴직연금			개인연금		
	금액	대상자 수		금액	대상자 수		금액	대상자 수				
0원	1,112	462	(3.4)	2,312	0.35	(1.2)	2,269	85	(2.6)			
3천만 원 이하	801	7,664	(56.4)	1,421	7.36	(25.4)	1,888	617	(19.0)			
3천만 원 초과 6천만 원 이하	1,903	3,668	(27.0)	1,975	8.24	(28.5)	2,192	1,146	(35.3)			
6천만 원 초과 1억 원 이하	2,497	1,339	(9.9)	2,271	8.85	(30.6)	2,425	977	(30.1)			
1억 원 초과 3억 원 이하	2,440	415	(3.1)	2,669	3.99	(13.8)	2,555	395	(12.2)			
3억 원 초과	2,640	34	(0.3)	3,181	0.16	(0.5)	2,850	27	(0.8)			
합계	1,331	13,583	(100.0)	2,030	28.94	(100.0)	2,256	3,247	(100.0)			

주: 1) 국제통계연보(2012)를 활용하여 저자가 산출함.

2) ( ) 안은 유형별 대상자 비율임.

소득수준별로 살펴보면, 6천만 원 이하 구간에서는 개인연금 불입액이 다른 연금에 비해 높고, 1억 원 초과 소득수준에서는 퇴직연금 불입액이 높은 것으로 분석된다.

이제 이러한 통계는 소득공제 방식이 아니라 세액공제 방식으로 전환되어 나타날 것이고 이러한 과정에서 소득계층별 이해관계가 달라져 가입과 유지에 영향을 미칠 것으로 볼 수 있다. 이러한 점을 고려하여 다음에서는 재정패널 조사 자료를 활용하여 개인연금 보험료에 대한 공제방식 변화에 따른 효과를 살펴보고자 한다.

### Ⅲ. 분석가정, 분석방법 및 기초통계

#### 1. 분석가정 및 분석 방법

##### 가. 분석가정

본 연구에서 활용한 분석자료는 한국조세연구원에서 생산하고 있는 재정패널 제 6차 자료이다. 재정패널자료를 사용한 이유는 과세와 관련하여서는 다른 어느 자료 보다 풍부한 정보를 가지고 있기 때문이다. 우리나라 과세체계는 근로소득에 대한 연말정산이 수행된 후 다음 해에 추가적인 소득을 고려하여 종합소득 과세가 수행되는 형태이다. 이 때 발생소득 모두가 아니라 과세대상 소득에 대해서만 과세하므로 발생소득이 동일하더라도 개인이 처한 상황에 따라 과세대상 소득은 달라질 수 있다. 즉, 기본적으로 소득이 발생하는 개인에 대해 과세하는 구조이지만, 가구원 상황(배우자 소득유무, 부모 부양, 자녀 수 등), 개인적 여건(장애 등)의 상황에 따라서 달리 적용될 수 있으므로 개인과 가구의 특성이 모두 반영되어 과세된다고 할 수 있다. 따라서, 본 연구에서는 이러한 과세 특성을 고려하여 개인과 가구원 상황을 모두 고려한다고 판단되는 가구주를 중심으로 분석하고자 한다. 본 연구에서 활용하고 있는 주요 분석가정은 다음과 같다.

첫째, 세제적격 개인연금을 가입하고 있는 가구주를 대상으로 분석한다. 이때 이미 은퇴가구라고 할 수 있는 65세 이상 가구주 가구와 실질적 노동을 하지 못하는 15세 미만 가구주 가구는 분석에서 제외한다. 근로소득 및 종합소득 대상자 모두를 포함하고 있다.

둘째, 소득공제에서 세액공제 방식으로 변화에 따른 납입보험료에 대한 체감적 부담의 변화효과를 살펴본다. 체감적 부담 효과는 실질적 가처분 소득의 변화를 통해 측정한다. 한편, 엄밀히 얘기하면 연금과세는 납부시점과 급부시점을 동시에 고려하여 순효과를 판단하여야 하나, 여기서는 납부시점에 국한하고자 한다. 이유는 우리나라 연금제도는 아직까지 성숙단계를 거치지 않아 연금수급자가 본격적으로 발생하고 있지 않으므로 연금소득에 대해 분석하더라도 연금소득과세에 대

해 과소 혹은 과대평가될 수 있기 때문이다.

셋째, 국민연금 등 공적연금은 납부보험료에 대해 소득공제 방식을 유지하고 있으므로 분석에서 제외하여 세제 적격 개인연금을 중심으로 분석한다.

넷째, 분석대상 기준은 최종 조사시점(2013년)인 6차 조사자료를 기준으로 하나 동 조사에서 소득, 자산, 과세금액 등 경제변수는 2012년 시점이 기준이 된다. 이때, 2013년 이후 연금과세 효과를 분석하기 위해서는 2012년 상황이 2013년 이후에도 동일하게 유지된다는 가정 하에 분석한다.

#### 나. 분석방법 : 연금과세액 계산 과정

세제적격 개인연금 보험료의 공제효과는 다음과 같은 근로소득자의 연말정산 프로그램에 대한 설명을 통해 살펴볼 수 있다. 식 (1) ~ (5)는 근로소득자의 총급여액에서 최종 결정세액이 산출되는 과정을 보여주고 있다.

여기에 개인연금(연금저축) 보험료 납부에 따른 세제효과를 살펴보기 위해서는 식 (6)에서와 같이 최종 결정세액을 연금보험료 공제변수를 중심으로 정리하면,  $T = [B - b - (c_1 + c_2 + c_3 + c_4 + c_5)] \times t_i - f$  과 같다.

이때 개인연금 보험료( $c_3$ ) 납부여부에 따른 세제효과는 다음 식 (1)와 같이 정리할 수 있다.

$$\nabla T = T(B, b, c_1, c_2, c_3^1, c_4, c_5, t_i, f) - T(B, b, c_1, c_2, c_3^2, c_4, c_5, t_i, f) \quad (1)$$

여기서  $c_3^i$ 는 공제대상이 되는 개인연금(연금저축) 보험료 납부액을 의미하며, 본 연구에서는 보험료 납부액이 없을 경우(미가입자)에는  $c_3^1 = 0$ 으로 처리되고 납부액이 존재하면  $c_3^2 > 0$ 가 될 것이므로 개인연금 가입여부에 따른 세제혜택이 발생하는 것으로 이해할 수 있다. 다만, 세율은 다른 공제변수에 의해서도 영향을 받을 수 있기 때문에 전체 세제시스템에서 세액이 결정되고 여기서 보험료 납부여부에 따른 세액변화를 통해 연금과세 효과를 분석하게 되는 것이다.

한편, 과세방식의 변화(소득공제->세액공제)에 의한 효과는 식 (2)와 같이 표현할 수 있다.

$$\nabla T^e = T^1(B, b, c_1, c_2, c_3, c_4, c_5, t_i, f) - T^2(B, b, c_1, c_2, c_3, c_4, c_5, t_i, f) \quad (2)$$

이는 앞의 식 (1)과 비교할 때 동일한 개인연금 납부보험료( $c_3$ )를 가정하지만, 과세방식의 변화( $T^1 \rightarrow T^2$ )로의 변화에 의해 과세효과가 변화( $\nabla T^e$ )한다는 것을 보여주고 있다.

최근 사적연금 개혁안 발표에 의해 사적연금(퇴직, 개인연금)의 세액공제 대상 금액이 증가하였다고 하나, 이는 퇴직연금의 본인부담분 증가만을 의미하므로 여기서는 과거와 동일하게 개인연금 보험료 공제 상한은 연간 400만원이다.

한편, 세율은 평균세율 기준 혹은 한계세율 기준으로 분석할 수 있는데, 일반적으로 개인연금에 대한 가입유인이 한계세율에 따른다고 보았다.

<표 5> 근로소득자의 항목별 소득공제액 및 산출세액

(1)	총급여액( $B$ ) = 연간급여액( $A$ )-비과세소득( $a$ )
(2)	근로소득( $C$ ) = 총급여액( $B$ )-근로소득공제( $b$ )
(3)	과세표준( $D$ ) = 근로소득( $C$ )-인적공제( $c_1$ )-공적연금보험료공제( $c_2$ )-개인연금보험료공제( $c_3$ ) -- 특별공제(개인연금보험료공제 제외, $c_4$ )-기타공제( $c_5$ )
(4)	산출세액( $F$ ) = 과세표준( $D$ ) × 기본세율( $t_i$ )
(5)	결정세액( $T_i$ ) = 산출세액( $F$ )-세액공제 및 감면( $f$ )
	※ 세액공제 및 감면( $f$ ) : $f = x \times 0.55$ (단, $x \leq 50$ 만원) $f = 50 \times 0.55 + x \times 0.30$ (단, $x > 50$ 만원)
(6)	$T_i = [B - b - (c_1 + c_2 + c_3 + c_4 + c_5)] \times t_i - f$

이를 최고세액을 기준을 한계세율을 파악할 수 있게 되는데, 아래 <표 6>에서와 같이 과세표준 구간별 최고세액을 파악하게 되면 한계세율을 추정할 수 있다.

<표 6> 과세표준 구간별 적용세율

과세표준 구간	세율	세액산출 방법	최고세액
1,200만원 이하	6%	과세표준 × 6%	72만원
1,200만원 초과 4,600만원 이하	15%	72만원 + (1,200만원 초과금액 × 15%)	582만원
4,600만원 초과 8,800만원 이하	24%	582만원 + (4,600만원 초과금액 × 24%)	1,590만원
8,800만원 초과 3억원 이하	35%	1,590만원 + (8,800만원 초과금액 × 35%)	9,010만원
3억원 초과	38%	9,010만원 + (3억원 초과금액 × 38%)	상한없음

자료: 국세청보도자료(2012. 12. 11), 2012년 귀속 근로소득 연말정산 종합안내

## 2. 기초통계분석

본 연구에서 활용한 재정패널 제6차 자료를 대상으로 가구원과 가구의 일반현황을 살펴보면, 조사대상 가구의 평균 연령은 38.5세였으며, 이중 적격개인연금을 가입하고 있는 연령은 42.7세로 평균보다 다소 높았다. 또한 가구주일 확률은 33.7%로 나타나 가구의 평균은 약 3명 수준(아래 <표 7> 가구주 대상 분석에서 가구원 평균은 2.9명으로 나타남)으로 추정되었다. 적격개인연금을 가입하고 있는 가구가 가구주일 확률은 74.2%로 나타나 가구를 중심으로 적격개인연금을 가입하고 있는 것을 확인할 수 있다.

경활률은 전체 가구원 기준으로 78.7%였으며, 임금근로자 비율은 66.8%로 나타났다. 또한 가구의 성비를 보면 남성이 48.5%로 여성보다 낮았으며, 기혼율은 52.8%로 나타났고, 고등이상 학력을 가진 가구원 비율은 62.5%였다. 전반적으로 적격개인연금 가입자의 경활률, 임금근로자비율, 남성비율, 기혼율, 고등이상 학력비율이 모두 높은 것으로 조사되었다.

<표 7> 개인자료의 일반현황

(단위: 명, 세, %)

적격개인연금 가입여부		연령	가구주 확률	경찰률	임금근로자 비율	남성비율	기혼율	고등이상 비율
미가입	평균	38.3	32.4%	77.4%	64.1%	47.6%	51.8%	61.4%
	빈도	(13,678)	(13,678)	(6,952)	(5,379)	(13,678)	(13,678)	(13,596)
가입	평균	42.7	74.2%	99.1%	99.8%	75.8%	86.3%	98.2%
	빈도	(438)	(438)	(438)	(434)	(438)	(438)	(438)
전체	평균	38.5	33.7%	78.7%	66.8%	48.5%	52.8%	62.5%
	빈도	(14,116)	(14,116)	(7,390)	(5,813)	(14,116)	(14,116)	(14,034)

주: 1) ( ) 안은 빈도

자료: 한국재정패널 제6차 원시자료를 분석하여 저자가 직접 생산한 것임(이하 출처가 없는 통계표는 동일).

이러한 특성을 가구주를 대상으로 살펴보면, 가구주의 연령은 53.2세였으며, 적격개인연금을 가입하고 있는 가구주는 44.2세, 미가입 가구주는 53.8세로 조사되고 있다. 한편, 경찰률, 남성비율, 기혼율, 고등이상자 비율은 일반 가구원의 평균보다 높게 나타났으나, 임금근로자 비율은 상대적으로 낮았다. 경찰자 비율이 상대적으로 높으나 임금근로비율이 낮은 이유는 가구주의 연령이 53.2세인 것을 볼 때 직장에서의 퇴직 등으로 자영소득 활동을 하고 있는 경우가 많다는 것을 의미한다고 하겠다.

<표 8> 가구주 기준 일반현황

(단위: 명, 세, %)

적격개인연금 가입여부		가구원 수	연령	경찰률	임금근로자 비율	남성비율	기혼율	고등이상 비율
미가입	평균	2.9	53.8	79.6%	60.9%	78.7%	75.2%	72.1%
	빈도	(4,431)	(4,431)	(4,227)	(3,363)	(4,431)	(4,431)	(4,431)
가입	평균	3.6	44.2	99.4%	99.7%	95.4%	93.2%	97.8%
	빈도	(325)	(325)	(325)	(323)	(325)	(325)	(325)
전체	평균	3.0	53.2	81.0%	64.3%	79.9%	76.5%	73.8%
	빈도	(4,756)	(4,756)	(4,552)	(3,686)	(4,756)	(4,756)	(4,756)

주: 1) ( ) 안은 빈도

아래에서는 연금과세의 효과를 살펴보기 전에 연금과세 대상이 되는 집단의 소득, 세액, 개인연금 가입 상황에 초점을 맞추어 살펴본다. 연금과세 대상자는 가구주 중 생산가능인구(15세이상 65세 미만)로 하여 산출하고 있다. 가구주는 가구를 대표하는 경제활동자로 볼 수 있고, 이들 중 생산가능연령대에 있는 가구주가 개인연금 가입대상자일 확률이 높기 때문이다. 보다 심층적으로 검토하기 위해 해당 대상 가구주의 노동소득(근로+사업소득)을 5개 소득계층으로 구분하였으며, 또한 이들의 연령을 10세 기준으로 구분하여 기술통계분석을 하고자 한다.

<표 9> 적격개인연금 가입여부별·소득계층별 근로소득, 결정세액, 개인연금 납부금액

(단위: 연 만원)

소득계층	미가입			가입		
	노동소득 (근로+사업)	결정세액 :근로+종합	적격개인 연금	노동소득 (근로+사업)	결정세액 :근로+종합	적격개인 연금
1분위 평균	364	6	0	240	38	300
N	(719)	(205)	(0)	(1)	(1)	(1)
2분위 평균	1,698	13	0	2,023	8	101
N	(712)	(282)	(0)	(7)	(7)	(7)
3분위 평균	2,803	27	0	3,057	13	187
N	(694)	(337)	(0)	(27)	(27)	(27)
4분위 평균	4,285	65	0	4,526	57	228
N	(680)	(451)	(0)	(58)	(57)	(58)
5분위 평균	8,667	315	0	8,260	499	293
N	(470)	(303)	(0)	(232)	(226)	(232)
합계 평균	3,177	88	0	7,002	366	268
N	(3,275)	(1,578)	(0)	(325)	(318)	(325)

주: 1) ( ) 안은 빈도

2) 여기서의 노동소득은 세금 공제 전 소득임.

먼저, 전체 기준으로 적격 개인연금 미가입자의 노동소득은 연간 3,177만원이었으나, 가입자의 경우 연간 7,002만원으로 조사되었다. 동 노동소득을 기준으로 소득공제 등을 통한 과세표준소득에 의한 결정세액은 미가입자의 경우 연간 88만원,

가입자는 366만원으로 조사되었다. 또한 적격개인연금 납부액은 가입자 기준으로 연간 268만원으로 나타났다. 납부액은 2012년 기준으로 최고 400만원까지 소득공제될 수 있으나 실질적으로는 공제최고액 대비 67%정도만 공제된 것으로 이해할 수 있다. 또한 노동소득이 있는 가구주 기준으로 적격개인연금 가입율은 약 9%<sup>9)</sup>로 추정되었다.

소득계층별로 구분하여 적격개인연금 가입자를 중심으로 살펴보면, 가구주의 노동소득은 소득이 높아질수록 증가하는 것으로 조사되었다. 다만, 1, 2분위의 경우 적격 개인연금 가입 빈도 수가 매우 적어 평균치는 무의미한 것으로 이해된다. 즉, 결정세액과 적격개인연금 납부액의 평균이 소득계층과 일관성이 없는 것으로 나타나고 있음이 이를 보여주고 있다. 그러나, 본 연구에서 활용하고 있는 자료의 전반적인 상태를 보여주기 위해 기술통계 결과를 여과없이 제시하였다. 다만, 빈도 수가 많지 않으므로 연금과세 분석의 해석에 영향을 미칠 정도는 아닐 것으로 판단된다.

<표 10> 소득계층별 근로소득, 결정세액 및 적격개인연금 가입현황

(단위: 연 만원)

소득계층	미가입			가입			
	노동소득 (근로+사업)	결정세액 :근로+종합	적격개인 연금	노동소득 (근로+사업)	결정세액 :근로+종합	적격개인 연금	
30세 미만	평균 N	2,190 (124)	31 (80)	0 (0)	3,523 (9)	62 (9)	151 (9)
30대	평균 N	3,334 (669)	54 (420)	0 (0)	5,656 (91)	215 (89)	231 (91)
40대	평균 N	3,703 (1,122)	115 (590)	0 (0)	7,672 (127)	411 (125)	274 (127)
50세 이상	평균 N	2,755 (1,360)	92 (488)	0 (0)	7,703 (98)	478 (95)	306 (98)
합계	평균 N	3,177 (3,275)	88 (1,578)	0 (0)	7,002 (325)	366 (318)	268 (325)

주: 1) ( ) 안은 빈도

2) 여기서의 노동소득은 세금 공제 전 소득임.

9) 미가입자 중 노동소득이 존재하는 가구주는 3,275명, 가입자 중 노동소득이 존재하는 가구주는 325명이므로 325/3600명으로 가입율을 추정함.

한편, 이를 가구주 연령을 10세 단위로 구분하여 적격개인연금 가입자를 중심으로 살펴보면, 가구주의 노동소득, 결정세액, 적격 개인연금 납부액은 연령이 높아 질수록 증가하는 것으로 조사되었다. 다만, 30세 미만의 경우 개인연금에 가입하는 비율이 낮아 평균적 수치는 무의미할 수 있다. 그럼에도 불구하고 제시한 이유는 앞의 소득계층에서 설명한 바와 같다.

## IV. 연금과세의 소득보장 및 소득재분배 효과

앞에서 언급한 바와 같이 여기서는 연금보험료 공제효과에 대해 살펴보고, 연금 가입여부와 세제개편에 따른 효과로 구분하여 살펴본다.

### 1. 연금과세 체계 방식에 따른 소득보장 효과

다음은 앞의 <표 9>에서와 같이 적격개인연금 가입 가구주 중 생산가능인구(15세 이상 65세 미만)만을 대상으로 세제적격 개인연금의 납부액에 대해 소득공제와 세액공제를 적용할 경우의 세제혜택 수준(소득보장효과)을 분석하였다.

#### 가. 소득공제 적용과 소득보장 효과

<표 11>에서 보는 바와 같이, 가구주 전체를 대상으로 개인연금 납부액에 대한 소득공제 효과는 연간 40.9만원으로 나타났으며, 이는 자신이 납부해야 할 세금에서 약 10%가 감소한 수준으로 추정할 수 있다. 즉, 이들이 가입한 개인연금 납부액에 한계세율 14.4%이 적용되어 세금감면을 받아 그만큼 결정세액이 낮아진 것이라고 하겠다. 앞의 <표 9>에서의 결정세액은 이러한 개인연금 납부액에 대한 소득공제 후의 최종 결정세액으로 추정할 수 있으므로 동 가입자가 개인연금을 가입하지 않았다면, 평균적으로 결정세액은 약 407만원(366+40.9만원)이었을 것으로 이해할 수 있다.

이를 소득계층별로 살펴보면, 고소득층인 5분위에서 50.6만원의 혜택을 보고 있으며, 이를 세제혜택 비율<sup>10)</sup>로 표현하면 9.2%의 세금 감면 혜택을 보고 있다고 하겠다. 소득수준이 낮을수록 소득공제로 인한 세금감면 절대금액은 낮아지나 그 비율은 증가하는 것으로 볼 수 있다. 즉, 고소득층에서 상대적으로 높은 한계세율에 의한 공제혜택을 받고 있으나, 절대적인 납세액이 많아 세제혜택 전체를 역진적으로 만들지는 않는 것으로 이해된다. 다만, 1, 2분위는 빈도수가 낮아 의미를 부여하기는 어렵다. 이에 대해서는 앞의 <표 9>에서의 설명과 동일하다.

그러나, 개인연금 납부액 자체로 볼 때 4분위 9%의 한계세율 보다 5분위에서는 17.1%의 한계세율이 적용되므로 동일 공제금액일 지라도 2배이상의 세액감면 효과가 나타나나 공제금액도 2배 이상이므로 개인연금 납부액 소득공제에 따른 세제혜택은 최고소득층에서 상당히 큰 것으로 판단된다.

<표 11> 소득계층별 적격개인연금의 소득보장 효과(소득공제적용)

(단위: 연 만원)

소득계층	소득공제세율 <sup>1)</sup> (한계세율)	공제 전 추정 결정세액(A) <sup>2)</sup>	소득공제 세제혜택(B) <sup>3)</sup>	
1분위	6.0%	56.0	18.0	(32.1%)
2분위	6.0%	14.4	6.1	(42.3%)
3분위	6.0%	24.7	11.2	(45.4%)
4분위	9.0%	78.2	21.0	(26.9%)
5분위	17.1%	549.7	50.6	(9.2%)
합계	14.4%	407.2	40.9	(10.0%)

주: 1) 세율은 2012년을 기준으로 각 분위별 한계세율의 평균으로 산출함.

2) 적격 개인연금 미가입시 결정세액으로, 조사자료 상 '결정세액'과 '소득공제 세제혜택분'(B)의 합산임.

3) 적격 개인연금 가입으로 인한 결정세액 감소분으로, 산출된 소득공제세율(한계세율)에서 개인연금 납부액을 곱하여 산출함.

4) ( )안은  $B/A \times 100$ 으로 산출됨.

10) 공제적용 후 결정세액 변화분/공제적용 전 결정세액

## 나. 세액공제 적용과 소득보장 효과

<표 12>는 앞의 소득공제와 동일한 대상자에 대해 12%의 정율 세액공제가 적용된다고 가정할 경우, 개인연금 납부액에 대한 세액공제 효과는 연간 32.2만원이며, 세액감면율은 8.1%로 추정됨을 보여주고 있다. 이는 앞의 소득공제 적용 시 개인연금 납부액에 한계세율 14.4%이 적용되었지만, 세액공제 시에는 12%로 적용되기 때문에 소득공제에 비해 연간 8만 7천원의 세금을 추가적으로 납부하는 결과로 나타나고 있다. 세금감면 비율로 보면, 약 1.9%p(32.2%~40.9%) 만큼 세금감면이 줄어든 것으로 이해할 수 있다.

이를 소득계층별로 살펴보면, 소득공제와 마찬가지로 소득수준이 증가할수록 세액공제로 인한 세제혜택은 납부금액 효과로 인해 증가하는 것으로 나타난다. 즉, 세액공제세율은 모든 계층에서 12%로 동일하나 고소득층에서 개인연금 납부액이 많기 때문에 세액공제혜택도 큰 것으로 볼 수 있다. 다만, 1, 2분위는 빈도수가 낮아 의미를 부여하기는 어렵다는 것은 소득공제 설명에서와 동일하다. 전반적으로 추이는 소득공제 효과와 동일하나 12%의 세율을 초과하여 적용되는지의 여부에 따라 소득계층별 효과가 달라진다는 점이 차이가 있다. 이에 대해서는 다음 <표 13>에서 설명한다.

<표 12> 소득계층별 적격개인연금의 소득보장 효과(세액공제적용)

(단위: 연 만원)

소득계층	세액공제세율 <sup>1)</sup>	공제 전 추정 결정세액(A) <sup>2)</sup>	세액공제 세제혜택(B) <sup>3)</sup>	
1분위	12.0%	74.0	36.0	(48.6%)
2분위	12.0%	20.4	12.1	(59.4%)
3분위	12.0%	35.9	22.4	(62.4%)
4분위	12.0%	84.6	27.3	(32.3%)
5분위	12.0%	534.1	35.1	(6.6%)
합계	12.0%	398.5	32.2	(8.1%)

주: 1) 세율은 2013년 연금과세 체계 개편에 따라 12% 공제율을 적용

2) 적격 개인연금 미가입시 결정세액으로, 조사자료 상 '결정세액'과 '세액공제 세제혜택분'(B)의 합산임.

3) 적격 개인연금 가입으로 인한 결정세액 감소분으로, 산출된 세액공제세율(12%)에서 개인연금 납부액을 곱하여 산출함.

4) ( )안은  $B/A \times 100$ 으로 산출됨.

## 다. 소득공제에서 세액공제로의 전환 효과

<표 13>에서는 소득공제에서 세액공제로 전환 시 개인연금 납부액에 대한 세제 혜택 변화 수준을 보여주고 있다. 소득공제이든 세액공제이든 공제가 적용되는 경우 세금감면 효과는 존재하나 공제 방법에 따라 세금감면 효과가 다르다는 것을 보여준다고 하겠다.

이에 의하면, 소득공제에서 세액공제로 전환됨에 따라 보험료 납부액에 대한 공제세율은 2.4%p 감소하는 것으로 나타나며, 이는 소득계층이 증가할수록 그 격차율이 줄어들고 5분위에서는 소득공제 보다 세액공제에 따른 적용세율이 적어 (17.1%>12%) 세율 격차가 음(-)으로 나타났다. 이는 5분위의 경우 소득공제에서 세액공제로 전환됨에 따라 세제혜택이 감소한 것으로 이해할 수 있다. 그러나, 다른 소득 분위의 경우 기존의 소득공제에 따른 적용세율이 평균적으로 12% 이하여서 연금과세 체계 개편으로 인해 세제혜택이 오히려 증가한 것으로 분석되었다.

전반적으로는 5분위의 가입대상자가 많아 연금과세 체계개편에 따라 세제혜택은 줄어드는 것으로 나타났다. 그러나, 이는 대부분 5분위 소득계층에 의한 감소이므로 재분배 측면에서는 크게 문제되지 않는 것으로 이해된다. 또한 4분위까지는 소득보장효과도 존재하는 것으로 이해할 수 있다.

<표 13> 소득계층별 적격개인연금의 소득보장 효과

(단위: 연 만원)

소득계층	세율격차	세제혜택변화효과	
1분위	6.0%p	18.0	(16.5%)
2분위	6.0%p	6.1	(17.2%)
3분위	6.0%p	11.2	(17.1%)
4분위	3.0%p	6.3	(5.5%)
5분위	-5.1%p	-15.5	-(2.6%)
합계	-2.4%p	-8.7	-(2.0%)

## 2. 연금과세 체계 방식에 따른 소득재분배 효과

연금과세 적용 및 과세체계 방식의 변화가 전체 가구주(15~65세) 소득에 대한 재분배에 어떠한 영향을 미치게 되는 지에 대해 지니계수를 활용하여 추정한 결과는 다음 <표 14>와 같다.

이에 의하면, 소득이 존재하는 15~65세 가구주의 세전 노동소득을 기준으로 추정한 지니계수는 0.22826으로 나타났으며, 이를 다른 조건은 동일하게 한 상태에서 세제적격 개인연금에 대해 소득공제 및 세액공제 모두 없다고 가정하여 산출한 ‘가처분소득1’에 의한 지니계수는 0.21140로 나타났다.

여기에 소득공제가 적용되는 경우(가처분소득2)와 세액공제가 적용되는 경우(가처분소득3)에 대해 지니계수를 추정한 결과, 각각 0.21184, 0.21084로 나타났다. 이는 개인연금 보험료에 대한 공제가 전혀 허용되지 않을 때의 지니계수(‘가처분소득1’에 의해 산출된 값)과 차이가 난다는 것을 보여준다. 특히, 소득공제 적용시(가처분소득 2) 지니계수가 증가하여, 과거 소득공제 방식은 재분배 측면에서 역진적 구조인 것으로 분석되었다. 이를 세액공제 방식을 적용할 경우(가처분소득3)의 지니계수는 세액공제를 허용하지 않을 경우와 비교하여 0.26% 줄어드는 것으로 추정되었다.

이를 볼 때 개인연금 보험료에 대한 소득공제는 역진적인 구조를 보이나, 세액공제는 재분배면에서 효과적일 것으로 분석되었다. 또한, 과거에는 소득공제 방식이었으나, 세액공제로 전환하게 되면 지니계수는 0.47% 감소하여 재분배 면에서 효과적일 것으로 추정되었다.

<표 14> 적격개인연금의 소득보장 효과

(단위: 연 만원)

구분	노동소득	가처분소득1(A)	가처분소득2(B)	가처분소득3(C)
지니계수	0.22826	0.21140	0.21184	0.21084
변화율			A->B: 0.21%	A->C: -0.26% B->C: -0.47%

- 주: 1) 소득이 존재하는 15~65세 가구주 기준으로 분석  
 2) 노동소득은 근로소득+사업소득 기준임  
 3) ‘가처분소득 1’ = ‘노동소득’ - ‘납부보험료에 대한 공제가 없다고 가정할 경우의 결정세액’  
 (다른 공제는 현행과 동일 가정)  
 4) ‘가처분소득 2’ = ‘노동소득’ - ‘납부보험료에 대한 소득공제 적용 시 결정세액’  
 5) ‘가처분소득 3’ = ‘노동소득’ - ‘납부보험료에 대한 세액공제 적용 시 결정세액’

## V. 요약 및 시사점

분석결과에 의하면, 연금보험료에 대한 소득공제 혹은 세액공제는 모든 가입자에 대한 가처분소득을 증가시키는 소득보장효과가 있지만, 기존 소득공제는 현행 세액공제에 비해 소득보장효과는 크지만 소득재분배 측면에서는 역진적일 수 있는 것으로 나타났다. 한편, 소득공제에서 세액공제로 전환되는 것을 가정하여 분석한 결과, 모든 소득계층에 12% 동률로 적용되는 세액공제는 분배면에서는 형평성을 제고시키지만, 한계세율이 12%이상인 소득계층의 경우는 가처분소득 감소에 따라 체감보험료는 증가하여 세제적격 개인연금의 가입유인이 줄어들 우려가 있는 것으로 추정되었다. 물론 12%이하 세율을 적용받는 소득계층의 체감보험료는 감소하는 것으로 이해할 수 있다. 그러나, 개인연금 가입자 중 12%이상의 세율을 적용받는 경우가 훨씬 많기 때문에 평균적인 체감보험료는 증가하는 것으로 분석되었다.

정리하면, 소득공제이든 세액공제이든 세제적격 개인연금 가입자에게는 가처분소득을 증가시키는 효과가 존재하나, 소득공제에서 세액공제로 전환과정에서 상대적으로 긍정적 효과감소로 인해 현재보다 연금저축(세제적격 개인연금) 가입 및 유지 유인은 감소할 우려가 있는 것으로 추측된다. 다만, 2013년 연금과세체계 개편은 형평성 측면에서의 개선이 발생하고 있다는 점에서 과거 소득공제 방식에서 제기 되어 오던 역진적 세제 구조라는 문제는 다소 해소한 것으로 이해된다.

이를 바탕으로 우리나라 연금세제 개편 방향에 대해 간단히 살펴보면, 연금세제 개편으로 사회적 형평성은 개선될 것으로 보이나 연금시장의 위축도 예견되는 바, 적격 개인연금제도의 도입 취지<sup>11)</sup>를 고려하여 향후 개선을 추진할 필요가 있고, 입구 및 출구세제의 일관성을 염두에 둔 추가적인 연금세제 개편이 필요할 것으로 판단된다. 한편, 해외 사례에서 보듯이 대부분의 OECD 국가에서 공적이든 사

---

11) 1994년 개인연금 도입 당시, 우리나라에서는 공적연금제도를 보완할 수 있는 사적연금제도의 확립이 절실한 상황이었으나, 일시금 형태의 퇴직금제도만 보편화되어 있었음. 이에 국민연금과 퇴직금의 혜택을 받지 못하는 국민들과 자신의 노후생활 설계에 맞는 추가적 소득보장을 위해 개인연금제도 도입의 필요성이 대두되었고, 이러한 과정에서 세제 혜택을 통해 개인연금을 지원하는 형태로 추진됨(박상현·조준행(2000), 『국민연금과 개인연금의 비교연구』, 국민연금연구센터, p. 39-40 참조).

적이든 보험료에 대해 세액공제 방식보다 소득공제 방식을 적용하고 있다는 점에서 연금세제 개편은 연금제도의 도입 이유와 성격을 고려할 필요도 있음을 시사한다. 세제 개편에 따라 일괄적으로 추진되고 있는 세액공제 방식을 사적연금제도에도 그대로 적용할 필요가 있는지에 대한 검토도 필요해 보인다. 끝으로, 2013년 세법 개편 내용에 따르면, 입구세제(보험료 납부 시 세제)와 출구세제(연금수령 시 세제)는 각각 세액공제와 소득공제의 이분화 된 형식을 취하게 되는데 제도의 일관성 측면에서 법적 정비가 필요할 것으로 보인다.

## 참고문헌

- 강성호·권혁진·조영은, 연금과세에 따른 실질 연금소득보장과 소득재분배 효과 분석, 국민연금연구원, 2012.
- 강성호·정원석, 우리나라 연금과세 체계와 연금세제 개편 방향, KiRi Weekly 제 250호, 보험연구원, 2013.
- 구성권, 연금세제의 과세형평성에 관한 연구, 경영컨설팅연구 Vol.8 No.3, 한국경영컨설팅학회, 2008.9, pp.215~235.
- 국세정보도자료(2012. 12. 11), 2012년 귀속 근로소득 연말정산 종합안내
- 김수성, 퇴직연금제도의 활성화를 위한 연금소득 과세 개선방안, 조세연구 제10-1집, 2010.
- 김용주·안중범·양성문·신상환·이충심, 퇴직연금제도의 활성화를 위한 세제 개선방안, 보험개발원, 2008.
- 김인식·류건식·김대환, 퇴직연금 세제체계 및 개선과제에 관한 연구, 세무회계연구, 제30권, pp.19~39, 2011.
- 정요섭·이정화, 국민연금에 대한 세제의 소득재분배 완화효과 분석, 리스크 관리연구, 제19권, 제1호, pp.139~162, 2008.
- 정원석·강성호·이상우, 소득수준을 고려한 개인연금 세제 효율화방안-보험료 납입단계의 세제방식 중심으로-, 보험연구원, 2013.
- 황규영, “국민연금의 과세체계 개선에 관한 연구”, 제26권 제4호, 『세무학연구』, 한국세무학회, 2009.12, pp. 177~206.

## 부록 1. 연말정산 세액계산 절차 요약('12년 귀속)

<p><b>1단계</b> 총급여액</p>	<p>연간급여액 (-)비과세소득 = <b>총급여액</b></p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>○ 비과세소득             <ul style="list-style-type: none"> <li>- 자기차량운전보조금(월 20만원)</li> <li>- 업무관련 학자금</li> <li>- 국외근로소득[월 100(200, 300)만원]</li> <li>- 6세 이하 자녀 보육수당(월 10만원) 등</li> </ul> </li> </ul>																						
<p><b>2단계</b> 근로소득금액</p>	<p>총급여액 (-)근로소득공제 = <b>근로소득금액</b></p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>○ 근로소득공제금액             <table border="1" data-bbox="695 607 1289 846"> <thead> <tr> <th>총급여액</th> <th>근로소득공제금액</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>500만원 이하</td> <td>총급여액 × 80%</td> </tr> <tr> <td>500만원 초과 1,500만원 이하</td> <td>400만원 + (500만원 초과금액 × 50%)</td> </tr> <tr> <td>1,500만원 초과 3,000만원 이하</td> <td>900만원 + (1,500만원 초과금액 × 15%)</td> </tr> <tr> <td>3,000만원 초과 4,500만원 이하</td> <td>1,125만원 + (3,000만원 초과금액 × 10%)</td> </tr> <tr> <td>4,500만원 초과</td> <td>1,275만원 + (4,500만원 초과금액 × 5%)</td> </tr> </tbody> </table> </li> </ul>	총급여액	근로소득공제금액	500만원 이하	총급여액 × 80%	500만원 초과 1,500만원 이하	400만원 + (500만원 초과금액 × 50%)	1,500만원 초과 3,000만원 이하	900만원 + (1,500만원 초과금액 × 15%)	3,000만원 초과 4,500만원 이하	1,125만원 + (3,000만원 초과금액 × 10%)	4,500만원 초과	1,275만원 + (4,500만원 초과금액 × 5%)										
총급여액	근로소득공제금액																							
500만원 이하	총급여액 × 80%																							
500만원 초과 1,500만원 이하	400만원 + (500만원 초과금액 × 50%)																							
1,500만원 초과 3,000만원 이하	900만원 + (1,500만원 초과금액 × 15%)																							
3,000만원 초과 4,500만원 이하	1,125만원 + (3,000만원 초과금액 × 10%)																							
4,500만원 초과	1,275만원 + (4,500만원 초과금액 × 5%)																							
<p><b>3단계</b> 과세표준</p>	<p>근로소득금액 (-)각종 소득공제 ·인적공제 ·연금보험료공제 ·특별공제 ·그밖의소득공제 = <b>과세표준</b></p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>○ 인적공제             <ul style="list-style-type: none"> <li>- 기본공제·추가공제·다자녀추가공제</li> </ul> </li> <li>○ 연금보험료 공제             <ul style="list-style-type: none"> <li>- 국민연금, 공무원연금 등 본인부담금</li> </ul> </li> <li>○ 특별공제 및 그 밖의 소득공제             <table border="1" data-bbox="695 1003 1289 1323"> <thead> <tr> <th>특별공제</th> <th>그 밖의 소득공제</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>① 보 험 료</td> <td>① 개인연금저축</td> </tr> <tr> <td>② 의 료 비</td> <td>② 연금저축</td> </tr> <tr> <td>③ 교 육 비</td> <td>③ 소기업·소상공인공제</td> </tr> <tr> <td>④ 주 택 자 금</td> <td>④ 주택마련저축</td> </tr> <tr> <td>⑤ 기 부 금</td> <td>⑤ 중소기업창업투자조합 등 출자</td> </tr> <tr> <td>⑥ 표 준 공 제(100만원)</td> <td>⑥ 신용카드 등 사용금액</td> </tr> <tr> <td></td> <td>⑦ 우리사주조합소득공제</td> </tr> <tr> <td></td> <td>⑧ 장기주식형저축</td> </tr> <tr> <td></td> <td>⑨ 고용유지중소기업 임금삭감액</td> </tr> <tr> <td>큰 값(①+...+⑤),⑥]</td> <td>(①+...+⑨)</td> </tr> </tbody> </table> </li> </ul>	특별공제	그 밖의 소득공제	① 보 험 료	① 개인연금저축	② 의 료 비	② 연금저축	③ 교 육 비	③ 소기업·소상공인공제	④ 주 택 자 금	④ 주택마련저축	⑤ 기 부 금	⑤ 중소기업창업투자조합 등 출자	⑥ 표 준 공 제(100만원)	⑥ 신용카드 등 사용금액		⑦ 우리사주조합소득공제		⑧ 장기주식형저축		⑨ 고용유지중소기업 임금삭감액	큰 값(①+...+⑤),⑥]	(①+...+⑨)
특별공제	그 밖의 소득공제																							
① 보 험 료	① 개인연금저축																							
② 의 료 비	② 연금저축																							
③ 교 육 비	③ 소기업·소상공인공제																							
④ 주 택 자 금	④ 주택마련저축																							
⑤ 기 부 금	⑤ 중소기업창업투자조합 등 출자																							
⑥ 표 준 공 제(100만원)	⑥ 신용카드 등 사용금액																							
	⑦ 우리사주조합소득공제																							
	⑧ 장기주식형저축																							
	⑨ 고용유지중소기업 임금삭감액																							
큰 값(①+...+⑤),⑥]	(①+...+⑨)																							
<p><b>4단계</b> 산출세액</p>	<p>과세표준 (×) 세 율 = <b>산출세액</b></p>	<table border="1" data-bbox="695 1339 1302 1594"> <thead> <tr> <th>과세표준 구간</th> <th>세율</th> <th>산출세액</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>1,200만원 이하</td> <td>6%</td> <td>과세표준 × 6%</td> </tr> <tr> <td>1,200만원 초과 4,600만원 이하</td> <td>15%</td> <td>72만원 + (1,200만원 초과금액 × 15%)</td> </tr> <tr> <td>4,600만원 초과 8,800만원 이하</td> <td>24%</td> <td>582만원 + (4,600만원 초과금액 × 24%)</td> </tr> <tr> <td>8,800만원 초과 3억원 이하</td> <td>35%</td> <td>1,590만원 + (8,800만원 초과금액 × 35%)</td> </tr> <tr> <td>3억원 초과</td> <td>38%</td> <td>9,010만원 + (3억원 초과금액 × 38%)</td> </tr> </tbody> </table>	과세표준 구간	세율	산출세액	1,200만원 이하	6%	과세표준 × 6%	1,200만원 초과 4,600만원 이하	15%	72만원 + (1,200만원 초과금액 × 15%)	4,600만원 초과 8,800만원 이하	24%	582만원 + (4,600만원 초과금액 × 24%)	8,800만원 초과 3억원 이하	35%	1,590만원 + (8,800만원 초과금액 × 35%)	3억원 초과	38%	9,010만원 + (3억원 초과금액 × 38%)				
과세표준 구간	세율	산출세액																						
1,200만원 이하	6%	과세표준 × 6%																						
1,200만원 초과 4,600만원 이하	15%	72만원 + (1,200만원 초과금액 × 15%)																						
4,600만원 초과 8,800만원 이하	24%	582만원 + (4,600만원 초과금액 × 24%)																						
8,800만원 초과 3억원 이하	35%	1,590만원 + (8,800만원 초과금액 × 35%)																						
3억원 초과	38%	9,010만원 + (3억원 초과금액 × 38%)																						
<p><b>5단계</b> 결정세액</p>	<p>산출세액 (-)세액감면·공제 = <b>결정세액</b></p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>○ 세액감면             <ul style="list-style-type: none"> <li>- 중소기업 취업청년 소득세 감면 등</li> </ul> </li> <li>○ 세액공제             <ul style="list-style-type: none"> <li>- 근로소득·납세조합·기부정치자금 세액공제 등</li> </ul> </li> </ul>																						
<p><b>6단계</b> 납부(환급)할 세액</p>	<p>결정세액 (-)기납부세액 = <b>납부(환급)할세액</b></p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>○ 기납부세액             <ul style="list-style-type: none"> <li>- 매월 근로소득 간이세액표에 의해 원천징수된 세액</li> </ul> </li> </ul>																						

자료: 국세청정보자료(2012. 12. 11), 2012년 귀속 근로소득 연말정산 종합안내



2014년 재정패널 학술대회

## 제5세션

**V-1. 주거급여제도 변경 전후의 재분배효과 비교**

발표자 : 김승래(한림대 경제학과)  
임병인(충북대 경제학과)

**V-2. 담배상품의 특수성을 감안한 소비모형 검토**

발표자 : 조남운(분배적 정의와 사회통합 SSK사업단)





# 주거급여제도 변경 전후의 재분배효과 비교



■ 김 승 래\*·임 병 인\*\*

---

\* 한림대학교

\*\* 충북대학교



# 차 례

I. 연구의 필요성과 목적 .....	201
II. 기존 연구 .....	202
III. 주거급여 관련 제도의 연혁 .....	204
1. 현행 주거급여제도 .....	204
2. 주거급여법의 주거급여제도 .....	207
IV. 사용자료와 분석결과 .....	210
1. 사용자료 .....	210
2. 분석결과 .....	212
V. 요약 및 정책적 시사점 .....	218
참고문헌 .....	219



# 주거급여제도 변경 전후의 재분배효과 비교

김승래·임병인

## I. 연구의 필요성과 목적

현 정부의 대선공약 중의 하나인 ‘국민기초생활보장제도’ 개편을 위해 2014년 3월 국민기초생활법 개정안이 제출되었다. 현행 제도는 생계, 교육, 의료급여 등을 통합한 통합급여방식(의료·교육비는 현물지급)인데, 개편 뒤에는 생계·의료·주거·교육 급여별로 지급대상 선정 기준과 급여보장 수준이 각각 달라지고 운영주체도 분산되는 것으로 알려져 있다. 즉, 주거급여는 국토교통부, 교육급여는 교육부, 생계·의료급여는 복지부가 담당할 예정이다.

이와 관련하여 가장 중요한 변화는 수급대상 선정 기준이자 급여지급 기준이었던 ‘최저생계비’ 개념이 폐지된다는 것이다. 즉, 국민기초생활보장제도가 개정될 경우 현행의 최저생계비 대신 중위소득(전체 가구를 소득 순으로 늘어놓았을 때 한가운데에 있는 가구의 소득) 기준으로 개별급여 기준이 정해지게 된다. 현재로서는 생계급여는 중위소득 30%(2013년 4인 가족 기준 115만원), 의료급여는 중위소득 40% (155만원), 주거급여는 중위소득 43%(165만원), 교육급여는 중위소득 50%(192만원) 수준을 고려해 수급자 범위를 결정될 것이라고 알려져 있다.

한편, 통합급여에서 주거비를 따로 분리하여 지급하는 것을 주요 내용으로 하는 주거급여는 2013년 국회를 통과한 「주거급여법」에 따라 2014년 10월부터 본격 시행될 예정이었다. 이미 2014년 7~9월 3개월 동안 시범사업을 시행했음에도 지금까지 국민기초생활보장법 개정안이 아직까지 통과되지 못해서 주거급여법의 본격 시행이 지연되고 있다. 참고로 현행 국민기초생활보장법의 주거비 지원과 새로운 주거급여법에 근거한 주거급여의 가장 큰 차이는 지원기준이다. 기존 주거비 지원은 가구를 이루는 가족 수에 따라 급여액을 달리했으나, 주거급여제는 가족 수와

거주지, 실제 임차료 등을 각각 따져 급여액을 차등화할 예정이다.

본 연구에서는 통합급여방식의 지급방식이었던 주거급여제도가 주거급여법이라는 개별급여로 전환된 것으로 인해 재분배 차원에서 어떤 변화가 있는지를 살펴보는 것에 목적이 있다. 이를 위해서 2012년 소득기준의 6차 재정패널자료를 사용한다.<sup>1)</sup>

본 연구는 서론에 이어 2장에서 기존 연구에 대하여 개괄한다. 3장에서는 국민기초생활보장제도의 변경 내역을 정리하고 논의한다. 4장에서는 추정결과를 기초통계량을 중심으로 논의하고, 후생변화, 저소득층의 탈빈곤 정도 등을 살펴본다. 마지막으로 결론에서는 분석결과를 요약하고 결론맺는다.

## II. 기존 연구

주거급여법은 2013년 말 도입되어 2014년 10월부터 시행될 예정이었으나, 국민기초생활보장법 개정안이 아직까지 통과되지 못해 언제 시행될지 모르는 상황이다. 이로 인해 주거급여제도의 개편으로 인한 효과분석 연구는 거의 없는 편이다. 대부분이 과거에 주거급여제도의 변경방안 등을 제안하는 연구이다.

윤주현·김혜승·박천규(2006)은 주거양극화의 정의 및 측정방법, 주거수준 양극화와 주택자산 양극화의 현황을 파악하여 주거양극화를 진단하였고, 주거부문과 사회양극화의 관계 분석을 통하여 주거양극화의 원인을 파악하고 그 파급효과를 분석한 뒤, 원인에 따른 정책방안을 다양하게 제시하였다.

이태진 외 4인(2010)은 국민기초생활보장제도 하에서의 주거급여 시행 10년을 맞이하여 주거복지정책을 평가하고 개편방안을 연구하였다. 그들의 연구결과를 요약하면, 첫째 주거급여는 제도 시행 이후 대상자 선정기준의 적절성, 급여수준의 적정성, 급여방식의 실효성, 재정의 충분성 측면에서 문제점이 지속적으로 지적되어왔다. 둘째, 주거급여는 주거욕구가 아닌 국민기초생활보장제도의 대상자 선정

---

1) 본 연구는 초안이기 때문에 아직까지 주거급여 대상 가구의 주거급여제 변경으로 인한 후생변화를 살펴보지 못했다. 향후 주거수요 특성별 수요방정식체계로써 소요예산 변화, 빈곤층의 탈빈곤 정도와 후생변화를 분석할 예정이다.

기준인 소득 및 자산, 그리고 부양의무자 기준에 따라 선정되기 때문에 주거불안에 처한 계층을 적절히 보호할 수 없으며, 최저주거비가 중소도시 전세기준으로 계측되고 이에 주거욕구와 거리가 먼 가구균등화 지수를 적용하여 가구별 최저주거비를 산출하기 때문에 지역과 점유형태, 그리고 가구규모에 따라 급여의 과잉·과소 문제가 발생하고 있다. 셋째, 주거급여는 생계급여와 함께 보충급여원칙에 의해 가구의 일정소득을 차감하고 지급되기 때문에 실제로 최저주거비를 보장받고 있지 못하는 실정이다. 넷째, 더욱이 급여는 생계급여와 같은 날짜에 같은 통장으로 입금되기 때문에 주거급여를 인식하지 못하는 수급자들이 많으며, 인식하더라도 현금성 급여이기 때문에 부족한 생계비로 사용하거나 다른 곳에 쓰는 경우가 많아 주거안정 및 개선용으로 사용되지 못하여 그 실효성이 역시 크게 낮은 것으로 평가되었다. 이런 분석결과에 근거하여 이들은 주거급여가 저소득층의 주거안정 및 주거수준 향상을 유도할 수 있기 위해서는 가구의 주택점유형태와 지역, 그리고 가구규모를 적절히 반영한 기준선을 통해 대상자를 선정하고 급여수준을 결정하여 대상자 선정의 적절성 및 급여의 충분성과 형평성을 담보하고, 용처에 대한 제한을 통해 실효성을 제고할 수 있는 방향으로 개편이 이루어져야 한다. 개편방향에 근거하여 첫 번째 정책과제로 패키지 지원을 통한 다층적 탈빈곤 체계 구축, 주거지원이 주거안정에 머물지 않고 탈빈곤을 위한 기반으로 기능할 수 있도록 다른 사회복지서비스와 연계, 두 번째 정책과제는 열심히 일할수록 주거상승의 희망적인 미래 설계가 가능하도록 소득, 자산, 고용 등의 주요 세 가지 서민정책을 적극적으로 연계해야 한다는 것, 세 번째 정책과제로는 서민 맞춤형 적정주택 확충을 위해 도시 내 국공유지 등을 이용한 저렴한 임대주택 공급방안을 마련하여 주거복지정책의 효과성을 증진시켜야 한다는 것, 네 번째 정책과제로는 기성시가지 내 소규모·적정가격의 사회취약계층 주택건설 활성화하고, 단독주택·다세대·다가구 등의 멸실 최소화를 위한 도시 내 사회취약계층 주거 관리·지원서비스 강화, 특히 노인형, 1~2인 가구형 등 거주자 특성을 고려한 맞춤형 주거 제공 방안이 시급하다고 주장, 다섯 번째 정책과제로는 주택종합계획 내실화 등을 들었다.

### Ⅲ. 주거급여 관련 제도의 연혁

주거급여제도는 국민기초생활보장법 도입과 함께 시행되었고, 동 제도가 2013년에 주거급여법이 제정되면서 현재 시행 준비 중인 새로운 주거급여제도가 도입되었다. 이하에서는 주거급여제도를 국민기초생활보장제도 하에서의 내용과 주거급여법 하에서의 내용을 살펴본다.

#### 1. 현행 주거급여제도

현행 국민기초생활보장제도에서는 생계급여와 주거급여가 동시에 지급되고 있다. 첫째, 생계급여는 수급자에게 의복, 음식물 및 연료비, 기타 일상생활에 기본적으로 필요한 금품을 지급하는 것으로 아래 식에서와 같이 현금급여 기준에서 가구의 소득인정액을 차감하여 산정한 금액 중 주거급여액을 제외한 금액(보장시설수급자는 별도의 급여기준에 의해 지급)을 말한다.

$$\text{가구별 생계급여액} = \text{현금급여기준액} - \text{가구의 소득인정액} - \text{주거급여액}$$

현금급여기준은 최저생계비에서 현물로 지급되는 의료비·교육비 및 타법지원액(주민세, TV수신료 등)을 차감한 금액으로 소득이 없는 수급자가 받을 수 있는 최고액의 현금급여수준을 2014년 기준으로 제시하면 <표 1>과 같다.

<표 1> 2014년 기준 가구원수별 현금급여수준 한도액

(단위: 원)

구분	1인 가구	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 가구	7인 가구
최저생계비	603,403	1,027,417	1,329,118	1,630,820	1,932,522	2,234,223	2,535,925
현금급여기준	488,063	831,026	1,075,058	1,319,089	1,563,120	1,807,152	2,051,183

주: 1. 8인 이상 가구의 최저생계비는 1인 증가시마다 301,702원씩 증가 (8인 가구: 2,837,627원)

2. 8인 이상 가구의 현금급여기준은 1인 증가시마다 244,031원 증가 (8인 가구: 2,295,214원)

주거급여액은 수급자의 주거 안정에 필요한 임차료, 유지·수선비 등의 명목으로 지급된다(국민기초생활 보장법 제11조 제1항). 이 중 임차료는 월임차료를 지급하거나 전세금(임차보증금 포함)을 대여하는 것으로 지급된다(국민기초생활 보장법 시행규칙 제8조). 유지·수선비는 주택을 소유하고 그 주택에 거주하는 수급자와 타인 소유의 주택에 무료로 거주하는 수급자에게 현금으로 지급된다(국민기초생활 보장법 시행규칙 제11조 제1항). 또한 유지·수선비는 수급자가 거주하는 주택의 유지에 필요한 점검 또는 수선을 실시하는 것으로 지급될 수 있다(국민기초생활 보장법 시행규칙 제11조 제2항 본문). 다만, 점검 또는 수선을 실시할 수 없거나 실시하는 것이 적당하지 않다고 인정되는 경우에는 점검 또는 수선에 필요한 금품이 지급될 수 있습니다(국민기초생활 보장법 시행규칙 제11조 제2항 단서).

한편, 현행 주거급여 제도에 대하여 개관하면 다음과 같다.

- (대상가구) 현금급여 기준선(중위소득 33%, 4인 가구 127만원) 이하
- (지급방법) 소득·가구원수별로 정액 지급

총 현금급여 한도액에서 가구별 소득인정액을 차감한 금액을 지급하되, 이를 생계(80%) 및 주거급여(20%)로 구분 지급한다. 2013년 기준의 최저생계비 현금급여 한도와 생계 및 주거급여한도를 제시한 것이 <표 2>이다.

<표 2> 2013년 최저생계비 기준

(단위: 원/월)

구분	1인 가구	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 가구
총 현금급여 한도 (100%)	468,453	797,636	1,031,86	1,266,089	1,500,315	1,734,541
생계급여 한도 (80.652%)	377,817	643,309	832,217	1,021,126	1,210,034	1,398,942
주거급여 한도 (19.348%)	90,636	154,327	199,645	244,963	290,281	335,599

전술한 바와 같이 현행 국민기초생활보장제도의 주거급여는 주거 안정이 필요한 기초생활보장수급자에게 지급되는데, 수급자의 주거 안정에 필요한 임차료, 유지·

수선비 등이 주거급여액으로 지급된다 (국민기초생활 보장법 제11조제1항). 먼저 수급자에게 지급되는 유지·수선비는 ① [가구별 생계급여액(80.652%) + 주거급여액(19.348%) = 현금급여기준액 - 가구의 소득인정액] 으로 주거급여액을 구한 후, ② [유지·수선비의 현금지급액(주거 현금급여) = 주거급여액·현물급여 기준액] 을 통해 금액을 계산한다.<sup>2)</sup> 유지·수선비의 현금지급은 주택을 소유하고 그 주택에 거주하는 수급자와 타인 소유의 주택에 무료로 거주하는 수급자에게 지급된다(국민기초생활 보장법 시행규칙 제11조제1항).<sup>3)</sup> 반면에 유지·수선비의 현물지급은 수급자가 거주하는 주택의 유지에 필요한 점검 또는 수선을 실시하는 것으로 지급될 수 있다(국민기초생활 보장법 시행규칙 제11조제2항 본문). 다만, 점검 또는 수선을 실시할 수 없거나 실시하는 것이 적당하지 않다고 인정되는 경우에는 점검 또는 수선에 필요한 금품이 지급될 수 있다(「국민기초생활 보장법 시행규칙」 제11조제2항 단서). 주택의 유지에 필요한 점검은 3개월마다 실시하되, 주택의 상태 등 따라 점검주기를 달리할 수 있다(「국민기초생활 보장법 시행규칙」 제11조제3항).

둘째, 임차료는 월임차료를 지급하거나 전세금(임차보증금 포함)을 대여하는 것으로 지급된다(국민기초생활 보장법 시행규칙 제8조).

한편, 주거급여예산은 국민기초생활보장급여 예산 중 생계급여에 이어 두 번째로 비중있는 급여로서 예산현황을 보면, 2000년 414억원, 2001년 1,741억원, 2009년에는 6,739억원, 2010년에는 5,628억원이다. 2001년부터 2010년까지의 주거급여 평균예산 증가율은 19.26%였다(이태진 외 5인, 2010, 요약 p. 9). 또한 주거급여 예산은 제도 도입 당시 전체 국민기초생활보장제도 예산 중 3.4%를 차지했으며, 2008년 주거급여 개편을 통하여 생계비에 포함되어 있던 주거비가 주거급여로 통합되면서 주거급여는 국민기초생활보장 예산의 20%를 차지하게 되었고, 2010년에는 약간 줄어 17.9%를 차지하고 있다(이태진 외 5인, 2010, 요약 p. 16).

- 
- 2) 2014년 기준으로는 가구별 생계급여액 비중은 77.968%, 주거급여액은 22.032%로써 주거급여 비율이 다소 높아졌다.
- 3) 이외에도 미등기주택을 소유해 거주하는 경우, 무허가주택을 소유해 거주하는 경우(기존 무허가 관리 대장에 등재된 경우), 그 밖에 시장·군수·구청장이 자가 거주자로 인정하는 경우(농촌의 경우 토지 소유자와 주택 소유자가 서로 다른 경우가 많으나, 관례적으로 집에 대한 소유권을 보장 받을 경우 자가로 인정) 등이 있다.

## 2. 주거급여법의 주거급여제도

새로운 주거급여란 기초생활보장제도 내 주거급여를 개편, 소득·주거형태·주거비 부담수준 등을 종합적으로 고려하여 저소득층의 주거비를 지원하는 제도로써 「주거급여법」과 「국민기초생활보장법」에 근거한다. 이는 그동안 기초생활보장제도의 일환으로 주거급여가 시행되어 왔으나, 대상자 수가 적고 대상가구의 주거비 부담과 무관하게 지급되는 문제점을 일부 해결하기 위함이다.

먼저 현행 주거급여제도와 달라지는 점을 정리해보면(이하 내용은 국토교통부 보도자료, 2013. 9.10에서 발췌, 인용), 첫째 지원대상이 크게 확대된다. 현재는 중위소득의 약 33% 이하 가구가 대상이나, 주거급여법 하에서는 중위소득의 43% 이하로 기준소득이 확대되어 4인 가구 기준(2014년 기준)으로 월 131만원에서 173만원 수준으로 인상된다.<sup>4)</sup> 즉, 지원 대상은 소득인정액이 중위소득의 43% 이하이면서 부양의무자 기준을 충족하는 가구로 확대된다는 것이다.<sup>5)</sup>

둘째, 주거비 부담수준에 따라 지급액이 현실화된다. 지역별 기준임대료 및 대상가구가 실제 지불하는 임대료 등을 고려하여 지급함으로써 가구당 평균 지급액은 약 3만원(8→11만원) 증가할 것으로 예상된다. 구체적인 지급금액 산정방식은 다음과 같다.

- 
- 4) 2013년 기준으로는 소득인정액이 현금급여 기준선(중위소득 33%, 4인 가구 127만원) 이하인 가구에서 중위소득 43%(4인 가구 165만원) 이하이다. 2013년 기준으로는 수급자 수가 약 24만 가구(73만→97만) 증가할 전망이라고 정부가 발표하였다.
- 5) 이와 관련하여 몇 가지 용어를 살펴볼 필요가 있다. 먼저 소득인정액은 소득과 재산의 소득환산액((재산 - 기본재산 - 부채) × 소득환산율)의 합이다. 기본재산액의 경우, 대도시는 5,400만원, 중소도시는 3,400만원, 농어촌은 2,900만원이다. 환산율은 수급(권)자의 경우, (주거) 월 1.04%, (일반) 월 4.17%, (금융) 월 6.26%, (자동차) 월 100%, 부양의무자는 (주거) 월 1.04%, (일반, 금융, 자동차) 월 4.17%이다. 최저생계비는 기초생활수급자 선정기준인데, 대략 중위소득의 40% 수준으로 알려져 있다. 또한 현금급여기준은 기초생활수급자 중 현금급여 대상자 선정기준(중위소득의 33% 수준)이고, 생계급여기준은 기초생활수급 중 생계급여 지급금액 기준(중위소득의 27% 수준)을 말한다.

※ 임차료 보조금 산정방식

- ▶ (소득인정액 ≤ 생계급여기준금액) “기준(또는 실질)임대료” 전액 지원
- ▶ (소득인정액 > 생계급여기준금액) “기준(또는 실질)임대료 - 자기부담분\*” 지원
  - \* 자기부담분 = K(자기부담율 0.5) × Y(소득인정액 - 생계급여기준금액)
  - \* 기준임대료를 상한으로 지급하되, 수급자가 실제 지불하는 임대료가 기준임대료보다 적은 경우 실제 지불임대료인 실질임대료를 기준으로 지급

상기 표에서 보인대로 설명해본다. 기준임대료 및 실제 지불임대료 중 적은 금액을 기준으로 지급금액 산정-수급자의 소득인정액이 생계급여기준금액보다 적거나 같은 경우에는 기준임대료(또는 실질임대료) 전액 지급(생계급여기준금액: 4인 가구 102만원(‘13년 최저생계비 기준))-소득인정액이 생계급여기준금액보다 높은 경우에는 기준임대료(또는 실제임대료)에서 자기부담분을 공제하여 지급(이 경우 자기부담분은 소득인정액에서 생계급여기준금액을 뺀 금액의 50%) 순으로 이루어진다.6)

<표 3> 급지별 기준임대료 상한

(단위: 만원/월)

구분	1급지 (서울)	2급지 (경기·인천)	3급지 (광역시)	4급지 (그 외)
1인 가구	17	15	12	10
2인 가구	20	17	14	11
3인 가구	24	21	17	13
4인 가구	28	24	19	15
5인 가구	29	25	20	16
6인 가구	34	29	24	19

주: 가구원수가 7인 이상인 경우 가구원 2인 증가할 때마다 기준임대료 10% 증가(천원 이하 절사)7)

- 6) 보도자료에 제시된 사례를 들어본다. 서울에서 매월 임차료 20만원을 내는 A씨(1인가구)의 경우, 소득인정액이 20만원이라면 기준임대료(17만원) 전액을 지급받고, 소득인정액이 50만원이라면 기준임대료에서 자기부담분을 공제하고 지급받는데, 자기부담분은 소득인정액(50만원)에서 생계급여기준금액(37.8만원)을 뺀 금액의 50%(6.1만원)로서 10.9만원을 지급받는다 (기준임대료는 <표 3> 참조). 한편, 실제임차료는 임대차계약서의 보증금과 월차임을 합하여 산정하며, 보증금은 연4%를 적용하여 월차임으로 환산한다. 따라서 보증금 1,000만원, 월차임 10만원인 경우 실제임차료는 133,333원이 된다.
- 7) 이 상한액은 시범사업 과정에서 제시된 것으로 본 사업이 실시될 경우, 바뀔 수 있다. 참고로 상한액은 전월세 실거래가격의 25분위값(최저주거기준 충족 임대료)에 가구균등화 지수 적용한 값

한편, 기준임대료 및 실제 지불임대료 중 적은 금액을 기준으로 급여를 지급하므로 실제로 매우 낮은 임대료를 지불하는 수급자의 경우 기준임대료 수준까지 주거수준을 상향 이동할 유인을 갖게 될 것이다.

셋째, 주거유형별로 지원방법이 차별화된다. 임차가구에는 임차료를, 자가가구에는 유지수선비를 보조한다. 특히, 자가가구에 대한 보조는 주택개량 및 현금지원을 병행하되, 주택개량은 강화하고 현금지원은 가급적 현재수준을 유지할 것으로 알려져 있다.

참고로 제도 개편으로 급여가 감소하는 가구가 발생할 가능성이 높아, 그 감소액만큼 보전하는 이행기 대책을 시행할 계획이다. 이행기대책은 임대료 수준이 낮은 공공임대주택 거주가구, 농어촌 지역 거주자 등이 그 주요 대상이 될 것으로 예상된다.<sup>8)</sup>

이상과 같이 살펴본 현행 주거급여제도와 주거급여법에 의한 주거급여제도를 비교한 것이 <표 4>이다.

<표 4> 현행 제도와 개편안의 비교

구분	현행 주거급여	주거급여 개편안
근거법	국민기초생활보장법	주택법 + 국민기초생활보장법
소관부처	보건복지부	국토교통부
지급대상	소득인정액이 현금급여기준선 (중위소득 33%) 이하 73만 가구	소득인정액이 중위소득 43% 이하 97만 가구 (중 24만 가구)
지원기준	(현금급여기준액-소득인정액)의 19.35% * 현금급여기준액-소득인정액= 생계급여액(80.65%)+주거급여액(19.35%)	지역별 기준임대료 및 유지수선비를 토대로 소득, 가구원수, 주거유형, 주거비 부담수준 등을 고려하여 지급
임차	주거급여액 전액 현금 지급	좌 동
자가	주거급여액 중 일부만 현금, 일부는 공제하여 주택개량 지원	좌 동 (주택개량 비중 확대계획)
가구당 월평균지급액	약8만원	약11만원
전달 체계	지자체	좌 동 (주택조사는 지자체가 전담기관에 의뢰)

자료: 국토교통부 보도자료(2013.9.10.), p. 7, <참고 4> 인용

이다. 다만, 1급지의 기준임대료는 지역별 형평성을 고려하여 산정값의 80%로 조정된 것이다.

8) 한편, 임차가구에 대한 임차료 보조는 '14.10월부터, 자가가구에 대한 유지수선비 보조는 '15.1월부터 시행될 예정이었다. 그러나 현재 국민기초생활보장제도 개정안이 국회에서 통과되지 않아 당분간 시행 자체가 어려운 상황이다.

한편, 주거급여법에 의산 시범사업이 2014년 7~9월까지 3개월 간 전국 23개 시·군·구 지역의 주거급여 수급자 중 임차가구를 대상으로 실시되었다. 시범사업 지역으로는 서울(성북구·서대문구·노원구), 인천(남구·남동구·부평구), 경기(부천시·양평군·의왕시·시흥시·과천시·구리시), 광주(서구·광산구), 울산(중구·동구), 세종시, 부산(금정구), 강원(춘천시), 충북(괴산군), 전북(정읍시), 전남(순천시·담양군) 등이다.

지원대상은 첫째, 기존 주거급여를 받는 임차가구 중 개편제도 시행 시 급여액이 증가하는 가구로서 7~9월 각 월에 사회복지통합관리망에서 공공임차(영구·국민·매입·전세임대주택), 민간임차(전세·월세·보증부월세·쪽방)로 분류되어 있고, 둘째, 실제로 임대차계약을 체결하여 이에 따라 임차료를 지불하며, 셋째, 개편제도에서 급여액이 증가하는 가구 등 조건이 모두 충족되는 가구를 대상으로 시행되었다.

## IV. 사용자료와 분석결과

### 1. 사용자료

본 연구에서는 제6차 재정패널자료(발표기준 2013년)를 사용한다. 재정패널자료는 조세 및 재정정책을 연구하고 분석하는데 활용할 수 있는 실증자료를 수집하고자 2008년부터 한국조세재정연구원에서 매년 실시하는 조사이다. 재정패널조사는 조세정책과 복지정책이 개별 경제주체인 가계에 미치는 영향을 분석하고, 소득·지출·조세·복지수혜를 포괄하는 자료를 통합함으로써 국민들의 조세부담과 복지수혜의 연계성을 분석하는데 유용한 자료이다.

재정패널조사의 가구자료에서는 가구의 총소득을 찾을 수 없는 관계로 가구원자료를 이용하여 가구소득을 집계할 수밖에 없다. 가구원 자료에서 조사된 소득 유형으로는 근로소득금액, 사업소득금액, 부동산임대소득, 이자 및 배당소득금액, 연금 등의 소득(연금신탁·연금펀드·연금저축소득, 연금보험소득, 보장보험(질병·상

해·사망)소득, 저축보험소득 등), 사적이전소득(가구 외부에서 받은 용돈, 생활비, 학비 등), 그 외 기타소득, 퇴직연금소득총액, 공적 이전소득(정부지원현금소득, 사회보조금 등)이 있다.

유의할 것은 측정시점이 발표년도 전년 기준이므로, 6차 재정패널자료의 경우 2012년 기준 소득과 자산 등에 대하여 조사가 이루어진다는 것이다. 조사항목 중 유량(flow)을 측정하는 질문은 2012년 1월~12월간의 1년을, 저장(stock)은 2013년 12월 31일을 기준으로 조사한다는 것이다. 다만, 가구원 조사표의 경제활동 상태는 조사 시작 시점을 기준으로 한다.

문제는 6차 재정패널자료의 소득기준이 2012년이기 때문에 주거급여의 변경 전후의 효과 비교를 위해서는 2012년 중위소득이 필요하다. 그러나 현재까지 접근가능한 중위소득은 국토교통부에서 발표한 2013~4년 기준치이다. <표 5>는 2013년 기준 가구원수별 중위소득과 그에 근거한 현금급여와 생계급여 기준액이다.

<표 5> 2013년 소득기준선: 중위소득, 현금급여 기준, 생계급여 기준선

(단위: 만원/월)

구분	1인 가구	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 가구
중위소득	142	242	313	384	455	527
중위소득 43%	61.1	104.1	134.6	165.1	195.7	226.6
중위소득 30%	42.6	72.6	93.9	115.2	136.5	158.1
현금급여 기준	46.8	79.8	103.2	126.6	150.0	173.5
생계급여 기준	37.8	64.3	83.2	102.1	121.0	139.9

자료: 국토교통부 보도자료(2013.9.10.), p. 6, <참고 2> 인용

주: 가구원수가 7인 이상인 경우 가구원 2인 증가할 때마다 기준임대료 10% 증가(천원 이하 절사)

따라서 본 연구에서는 부득이 2012년 기준 소득을 인상하여 <표 6>에 제시된 가구원수별 중위소득에 맞추었다. 이를 위해서 2012년 소득을 2012년 대비 2013년 가구원수별 최저생계비 평균인상률인 3.4%만큼 상향조정하였다.9)

9) 보건복지부 참고자료(2013.5.14.)에 따르면, ‘중위소득’은 통계청 가계금융조사 자료(‘11년)에 현행 최저생계비에 활용하는 가구 균등화지수를 적용하고, 직전 2개년 중위소득 인상률을 반영하여 산출한 것이라고 기술하고 있다. 또한 제시된 중위소득 수준은 향후 근거자료, 연도별 인상률 및 가구 균등화지수 적용 방식 등에 따라 변경될 수 있음을 지적하고 있다.

<표 6> 2013년 환산 소득기준선: 중위소득·현금급여·생계급여

(단위: 만원/월)

구분	1인 가구	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 가구
중위소득	142	241	313	384	454	526
중위소득 43%	61	104	134	165	195	226
현금급여 기준	48	79	102	125	149	172
생계급여 기준	38	61	79	97	115	134

## 2. 분석결과

본 연구는 주거급여대상 가구의 비교에 초점을 맞춘다. 따라서 국민기초생활보장제도에서 규정한 최저생계비 이하에 해당하는 빈곤가구와 <표 4>에 제시된 현행 주거급여 적용대상인 가구를 추출하여 기초통계량을 비교해본다.

먼저 국민기초생활보장제도에서 규정한 최저생계비 이하의 가구가 총 분석대상 가구인 4,756가구 중에서 1,083가구라서 가구 기준 빈곤율이 22.7%에 이르는 것으로 나타났다. 이는 시장소득 기준으로 계산한 것이므로 같은 기준의 한국보건사회연구원의 빈곤통계연보에 따르면, 2012년 기준 절대빈곤율 중 가구기준 빈곤율이 16.7%보다 높은 것이다. 빈곤가구와 비빈곤가구의 시장 및 경상소득을 보면 비빈곤가구가 빈곤가구의 7.8배에 이를 정도이다. 빈곤가구의 가구주 성별은 비빈곤가구에 비하여 여성비율이 더 높고(비빈곤가구의 여성가구주 비율 15.2%, 빈곤가구의 여성가구주 비율 36.9%)이 가구주 연령 역시 65세보다 많아 여성노인의 빈곤율이 상대적으로 높게 나타났다. 또한 가구주의 교육수준이 8년 정도에 불과(중졸 수준의 학력)하고, 비빈곤가구는 약 13년 정도로 대졸수준으로 일반적인 예상과 부합하고 있다. 평균가구원수와 배우자 유무 (결혼 여부 포함) 등을 종합해볼 때 노인부부가 빈곤가구에 많이 분포되어 있음을 알 수 있다. 거주유형 중에서 특징적인 발견은 빈곤가구의 거주유형이 자가 58.7%에 이르러 비빈곤가구의 60.6%

에 비하여 낮지 않다는 것, 월세와 무상거주 비중이 높다는 것이다. 빈곤가구의 전세 비중이 13.0%로 비빈곤가구(21.2%)보다는 다소 낮고, 전세금액은 비빈곤가구가 2.7배 정도 높은 것으로 나타났다. 보증부 월세 및 월세금액은 비빈곤가구와 별 차이가 없어 월 30만원수준이었다.

다음은 전술하였듯이 <표 4>에 제시되어 있는 주거급여 대상자(중위소득의 33% 이하를 기준으로 함)를 별도로 추출하여 그 결과를 논의해본다(<표 7> 참조). 전체 빈곤가구와 주거급여 대상 가구(이하 적용가구)를 비교하면 주거급여 대상가구가 전체 빈곤가구의 80.6%에 이르는 것으로 나타났다. 적용가구와 빈곤가구를 비교해보면, 시장소득과 경상소득이 빈곤가구 전체에 비하여 다소 높았다. 적용가구의 가구주 연령이 65.8세로 빈곤가구 전체의 66.4세보다 다소 낮았고, 가구주의 여성비율은 적용가구가 48.9%로 더 높았다. 가구원수는 적용가구가 더 작았고 가구주의 교육수준이 7.4년으로 빈곤가구 전체보다 낮았다. 거주유형의 경우, 주거급여 대상의 자가 보유비중이 전체 빈곤가구의 58.7%에 비해 현저하게 낮아 34.1%에 불과하였다. 전세비중은 다소 높았지만, 보증부월세 및 무보증월세 거주 비중은 전체 빈곤가구의 17.7%에 비하여 훨씬 높은 31.4%에 이르렀다. 무상거주 비중도 5.3%p 더 높아져 주거급여 수혜대상 가구들의 거주유형이 더 열악함을 잘 보여주고 있다. 특징적인 것은 대상가구의 전세금액이 전체 빈곤가구보다 높았다는 것이다. 보증부 월세 및 월세금액도 전체 빈곤가구에 비하여 낮은 25만원 수준이었다. 또한 현행 국민기초생활보장제도에서는 없는 거주지 급수를 미리 살펴본 결과에 따르면, 전체 빈곤가구는 급지가 높을수록, 즉 서울, 경기, 인천, 광역시가 아닌 지역에 거주하는 비중이 훨씬 높아 43.4%에 이르렀음에 반해 주거급여대상가구만을 보면 급지가 높을수록 비중이 커지는 추세는 동일한데, 4급지 거주 비중은 전체 빈곤가구에 비하여 다소 낮은 것으로 나타났다. 다시 말하면, 1-3급지 거주비율이 주거급여 적용대상가구들이 더 많은 것으로 나타났다는 것이다.

<표 7> 현행 빈곤가구와 주거급여 적용 대상가구의 기초통계량 비교

구분	국민기초생활보장법		주거급여 적용 여부		전체가구	
	빈곤가구	비빈곤가구	대상가구	미대상가구		
대상가구수	1,083	3,673	738	4,018	4,756	
시장소득 (만원)	57.3	434.2	72.0	400.7	357.1	
경상소득 (만원)	60.4	434.8	74.1	401.1	353.4	
가구주성별 (%)	63.1	84.8	51.1	85.2	79.9	
가구주 연령 (%)	66.4	50.6	65.8	52.0	54.2	
가구원수 (명)	2.28	3.15	2.09	3.11	2.95	
가구주 교육수준 (년)	8.23	12.64	7.44	12.41	11.64	
배우자 유무 (%)	97.0	93.5	95.9	94.0	94.3	
결혼 여부 (%)	60.1	81.3	45.7	82.1	76.5	
거주유형 (%)	자가	58.7	60.6	34.1	64.9	60.2
	전세	13.0	21.2	18.4	19.5	19.3
	보증부 월세	14.6	11.6	26.0	9.8	12.3
	무보증 월세	3.1	1.0	5.4	0.8	1.5
	무상거주	10.1	5.5	15.4	4.9	6.5
	기타	0.5	0.1	0.5	0.1	0.2
전세금액 (만원)	3,196	8,502	2,648	8,784	7,450	
보증부 월세 및 월세금액 (만원)	31.5	33.4	25.1	37.1	32.9	
거주지 (%)	1급지	14.4	20.8	17.3	19.7	19.4
	2급지	18.3	23.6	18.6	23.1	22.4
	3급지	23.9	24.9	25.1	24.6	24.7
	4급지	43.4	30.6	39.0	32.5	33.5

이제 현행 국민기초생활보장제도에서의 주거급여 적용대상가구와 주거급여법의 적용대상가구의 기초통계량을 비교해본다 (<표 8> 참조). 우선 대상가구수가 135 개 가구가 늘어나정부의 정책의도대로 더 많은 가구에 혜택을 주는 것으로 나타났다. 시장소득과 경상소득은 주거급여법 대상가구들이 더 높았는데, 이는 기준소득이 중위소득의 33%와 43%로 인한 차이 때문이라고 보인다. 가구주성별은 주거급여법 적용대상가구들의 여성가구주 비율이 3%p 높았고, 가구주 연령은 현행 주거급여 적용대상 가구들이 약간 높았다. 가구원수와 교육수준, 그리고 결혼 여부는 주거급여법의 적용대상가구가 약간 많았고, 배우자 유무비율은 차이가 거의 없

다. 거주유형별로 구분해보면, 예상대로 주거급여법의 적용대상가구의 자가거주 비율이 2.6%p 더 높았음에 반해 전세, 보증부월세비중, 무상거주 비중이 거의 차이가 없을 정도이다. 그러나 보증부 월세비중은 26%로 동일하였다. 한편, 새로운 주거급여법에 주거급여지급의 기준 중의 하나인 급지 기준으로 분포를 보면, 1급지(서울)은 같은 비율인 17.3%, 2급지(경기, 인천)는 주거급여법 적용 대상가구는 18.4%로 현행 주거급여대상가구의 18.6%에 비해 낮았고, 3급지(광역시)도 각각 25.1%와 25.0%, 4급지(1-3급지 이외 지역)는 39.0%, 39.3%로 나타났다. 이상에서 보면 주거급여법의 적용대상가구의 거주지 분포는 현행 주거급여제도와 거의 같다고 볼 수 있다.

<표 8> 현행 주거급여 및 주거급여법 적용대상가구의 기초통계량

구분		현행 주거급여 적용대상가구	주거급여법 적용대상가구	전체가구
대상가구수		738	873	4,756
시장소득 (만원)		72.0	82.1	340.8
경상소득 (만원)		74.1	83.3	347.3
가구구성별 (%)		51.1	54.1	79.9
가구주 연령 (%)		65.8	64.9	54.2
가구원수 (명)		2.09	2.18	2.95
가구주 교육수준 (년)		7.44	7.76	11.64
배우자 유무 (%)		95.9	95.4	94.3
결혼 여부 (%)		45.7	48.2	76.5
거주유형 (%)	자가	34.1	36.7	60.2
	전세	18.4	17.3	19.3
	보증부 월세	26.0	26.0	12.3
	무보증 월세	5.4	5.3	1.5
	무상거주	15.4	14.3	6.5
	기타	0.5	0.5	0.2
전세금액 (만원)		2,648	2,649	2,372
보증부 월세 및 월세금액 (만원)		25.1	27.1	4.5
거주지 (%)	1급지	17.3	17.3	19.4
	2급지	18.6	18.4	22.4
	3급지	25.1	25.0	24.7
	4급지	39.0	39.3	33.5

이제 현행 주거급여와 주거급여법의 기초통계량을 논의해본다(<표 9> 참조). 시장소득은 기준소득의 차이로 인해 주거급여법 적용대상가구들의 소득이 10.1만원 더 높았다. 주거지 급지별로 보면, 예상대로 도시지역일수록 더 높은 소득을 보여 준다. 주거급여는 국민기초생활보장제도의 빈곤가구들은 11만원이고, 현행 주거급여 적용가구들은 그보다 낮은 10.2만원, 주거급여법 적용대상가구들은 12.5만원으로 평균 2.3만원이 현행 주거급여 대상가구에 비하여 더 높았다. 이는 정부발표대로 주거급여가 평균 3만원 정도 높아질 것이라는 것과 거의 일치한다. 또한 전술하였듯이 현행 주거급여보다 작게 받는 가구들에게 지급하는 이행급여는 급지가 낮을수록 많아지고, 평균 4만원이다. 그리고 시장소득 외에 정부의 이전소득을 합산할 경우의 소득을 보면, 평균금액이지만 현재보다 다소 높다. 이는 생계급여가 반영되었기 때문이다. 참고로 경상소득은 표에서 보인 소득1보다는 낮았다.

<표 9> 분석대상가구의 기초통계량

구분	국민기초 생활보장법 빈곤가구 (가)	현행 주거급여 (나)	주거급여법					차이 (다) - (나)	
			1급지	2급지	3급지	4급지	소계 (다)		
대상가구수	1,083	738	151	161	218	343	873	135	
시장소득(A)(만원)	57.3	72.0	105.5	98.0	79.2	66.9	82.1	10.1	
기초 생계비 (만원)	생계급여(B)	45.8	42.7	46.2	44.6	41.6	41.7	43.0	0.3
		11.0	10.2	17.5	13.8	11.7	10.2	12.5	2.3
		-	-	1.9	1.2	2.6	6.2	4.0	-
소득1(=A+B+C) (만원)	80.8	114.7	143.1	128.5	110.1	101.0	115.6	0.9	
경상소득 (만원)	60.4	74.1	101.3	98.0	81.5	69.8	83.3	9.1	
가구구성별 (%)	63.1	51.1	57.6	52.8	57.3	51.0	54.1	3.0	
가구주 연령 (%)	66.4	65.8	59.4	64.3	62.7	69.1	64.9	-0.9	
가구원수 (명)	2.28	2.09	2.46	2.19	2.22	2.04	2.18	0.1	
가구주 교육수준 (년)	8.2	7.4	9.5	8.2	8.7	6.2	7.8	0.3	
배우자 유무 (%)	97.0	95.9	92.1	94.4	95.0	97.7	95.4	-0.5	
결혼 여부 (%)	60.1	45.7	50.3	53.4	49.1	44.3	48.2	2.6	
거주 유형 (%)	자가	58.7	34.1	13.9	28.0	35.8	51.3	36.7	2.5
	전세	13.0	18.4	35.8	23.0	17.4	6.4	17.3	-1.1
	보증부월세	14.6	26.0	38.4	33.5	29.8	14.6	26.0	0.0
	무보증월세	3.1	5.4	2.6	5.0	4.1	7.3	5.3	-0.2
	무상거주	10.1	15.4	8.6	10.6	11.9	20.1	14.3	-1.1
기타	0.5	0.5	0.7	0.0	0.9	0.3	0.5	-0.1	
전세금액 (만원)	3,196	2,648	4,387	2,734	1,664	1,258	2,649	0.9	
보증부 월세 및 월세금액 (만원)	31.5	25.1	25.4	30.3	21.0	31.8	27.1	2.0	

마지막으로 주거급여의 변경으로 인한 재분배효과를 논의해본다 (<표 10> 참조). 근로소득 기준 지니계수는 0.60959217인데, 근로소득, 사업소득, 금융소득과 부동산임대소득, 사적 이전소득 등을 합한 시장소득 기준 지니계수는 0.48854949로 비교적 높게 추정되었다.<sup>10)</sup> 본 연구의 관심사는 주거급여이기 때문에 현행 주거급여와 주거급여법에 의한 지니계수 차이를 살펴보고자 한다. 이 역시 비교 기준 소득을 시장소득으로 한다. 이는 경상소득에 포함된 정부이전소득에 이미 최저생계비가 반영되어 있기 때문에 경상소득으로 주거급여의 차이를 비교하는 것에 문제가 있다고 판단되었기 때문이다. 현행 주거급여액을 시장소득에 반영하여 추정한 지니계수는 0.48260130이고, 그 차이는 0.00594819 역시 주거급여액이 소득불평등을 개선시키는 것으로 나타났다. 주거급여법에 의한 주거급여와 시장소득을 합산한 경우의 지니계수는 0.48087697로 추정되어 시장소득기준 지니계수에 비하여 0.00767252만큼 작았다. 이 역시 주거급여법에 의한 주거급여가 소득분배상태를 개선시키는 것으로 나타났다. 이제 현행 주거급여와 주거급여법에 의한 주거급여를 반영한 소득기준 지니계수의 차이는 0.00172433였다. 이는 주거급여법에 의한 주거급여가 소득분배상태를 더 개선시키는 것으로 나타났다.

<표 10> 현행 주거급여와 주거급여법의 소득구분별 Gini 계수 비교

구분		Gini 계수(B)	재분배효과	
			A - B	C - D
근로소득		0.60959217	0.12104268	-
시장소득(A)		0.48854949	-	-
경상소득		0.47424641	-0.01430308	-
현행 주거급여 (C)	시장소득 + 생계급여	0.46527151	-0.02327798	-
	시장소득 + 주거급여	0.48260130	-0.00594819	-
	시장소득 + 생계급여 + 주거급여	0.46033274	-0.02821675	-
주거급여법 (D)	시장소득 + 생계급여	0.46487026	-0.02367923	-0.00040125
	시장소득 + 주거급여	0.48087697	-0.00767252	-0.00172433
	시장소득 + 생계급여 + 주거급여	0.45841803	-0.03013146	-0.00191471

10) 근로소득 기준 지니계수 계산과정에서 근로소득이 0인 가구를 제외하고 구한 지니계수는 0.40011227이다.

## V. 요약 및 정책적 시사점

지금까지 현행 주거급여와 주거급여법의 주거급여제도의 변경으로 인한 분석대상가구수와 지급액 변화, 재분배효과의 차이 등을 6차 재정패널자료에 적용하여 살펴보았다.

주요 분석결과를 요약해보면, 첫째 현행 주거급여에 비하여 주거급여법에 의한 주거급여액이 정부 발표 예상액인 3만원보다 작은 평균 2.3만원이 증가하는 것으로 나타났다. 둘째, 급지가 광역시, 경기, 인천, 서울로 올수록 주거급여액이 많아져 현행 주거급여제도의 문제점 중의 하나였던 대상가구의 주거비 부담과 무관한 주거급여라는 문제점을 일부 해결되는 것으로 나타났다. 셋째, 이행급여 역시 급지가 낮을수록 더 많이 지급되는 것으로 나타나서 일부에서 지적한 지방거주자들의 주거급여 하락이 사실일 수 있음을 확인해주고 있다. 넷째, 현행 주거급여와 주거급여법에 의한 주거급여를 시장소득에 합산한 소득기준으로 지니계수를 산출한 결과, 주거급여법에 의한 주거급여액이 현행 주거급여액 보다 소득분배상태를 더 개선시키는 것으로 나타났다. 이로써 통합급여에서의 주거급여보다 개별급여로 지급하는 주거급여법이 재분배효과가 더 개선하는 것임을 확인할 수 있었다.

본 연구는 소득기준의 불일치로 인해 제6차 재정패널자료의 소득기준(2012년)을 중위소득 등을 비롯한 주거급여 기준이 되는 2013년 기준으로 맞추기 위해 최저생계비의 평균인상율인 3.4%를 전 가구에 적용하였다는 한계가 있다는 점, 주거급여의 요건에 대한 정보가 정확하지 않을 수 있다는 등의 한계가 있음에 유의해야 한다.

## 참고문헌

- 윤주현·김혜승·박천규, 『주거양극화의 현황 및 과제』, 국토연 2006-25, 국토연구원
- 이태진·현시웅·김선미·우선희·김정은, 『주거복지정책의 평가 및 개편방안 연구-국민기초생활 보장제도 주거급여 시행 10년-』, 연구보고서 2010-14, 한국보건사회연구원
- 이태진·김태완·최현수·정의철·봉인식·우선희·김문길·강성민, 『기초생활보장제도 개편방안: 주거급여 시행방안을 중심으로』, 정책보고서 2008-29, 한국보건사회연구원.
- 진미윤, “주거급여와 주택바우처- 지원의 효율성과 효과성”, 월간 복지동향 제132호, 2009.10, 12-16
- 진미윤, “주택바우처 시행에 대한 기대와 우려”, 월간 복지동향 (178), 참여연대사회복지위원회, 2013, 18-23
- 진미윤, “주거급여의 성공적 시행을 위한 제언”, 한국주거학회지, 9(1), 2014. 6, 24-30, 한국주거학회
- 이태진, “주거급여와 통합된 주택바우처 제도 추진방안”, 한국보건사회연구원, Issue & Focus 30, 2010, 1-8
- 강신욱, “기초보장으로서 주거지원의 재설계”, 한국보건사회연구원, 보건복지포럼 (197), 2013, 56-63
- 이현석·여경수, “비주택거주민의 주거복지 향상을 위한 법제개선방안”, 공법학연구 12(3), 한국비교공법학회, 2011, 363-388
- 박은철·오근상, “주택 바우처 프로그램(Housing Voucher Program)”, 국토연구원, 국토(구 국토정보),(구 국토정보다이제스트) , 2009, 68-68
- 박은철·오근상, “서울형 주택바우처 운영개선 및 발전방안”, 서울연구원, 서울연구원 정책과제연구보고서 , 2011, 1-151
- 박미선, “미국 주택바우처 프로그램의 저소득층 주거안정성과와 정책적 시사점”, 한국도시행정학회, 도시행정학보 25(2), 2012, 121-154

천현숙, “저출산 추세에 대응한 주택정책 보완방안”, 국토연구원, 국토정책 Brief (423), 2013, 1-8

천현숙·오민준, “노인주거문제와 지원방안”, 국토연구원, 국토정책Brief, 2013, 1-6

설동필·우윤석, “1-2인 가구 증가에 따른 주택공급정책의 효율성”, 경인행정학회, 한국정책연구 12(4), 2012, 217-242

# 담배상품의 특수성을 감안한 소비모형 검토



■ 조 남 운\*

\* 분배적 정의와 사회통합 SSK 사업단 박사후 연구원. <mailto:namun@snu.ac.kr>. 본 연구는 2014년 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2013S1A3A2055391)



## 차 례

I. 서론.....	225
II. 자료.....	227
III. 결과.....	233
IV. 결론.....	235
참고문헌.....	237



# 담배상품의 특수성을 감안한 소비모형 검토

조 남 운

## 요약

본 논문에서는 담배의 중독성과 특수성을 감안하여 지복점의 개념을 도입한 담배 수요를 상정한다. 또한 담배 소비에 관한 가장 풍부한 자료를 제공하고 있는 재정 패널 자료를 통해 흡연량, 선호 담배의 가격과 소득 수준간의 상관관계를 분석한다. 앞서의 담배 수요 모형을 통해 흡연량이 소득수준과 상관관계가 잘 나타나지 않는 현상을 설명하고, 저소득층이 선호하는 담배의 가격이 다른 소득 계층에 비해 낮음을 보임으로써 담뱃세 인상시 저소득층부터 예산의 압박을 받을 것이며, 그 결과 저가의 담배를 선택하거나 흡연량을 줄이는 등의 행태로 이어지게 될 것임을 예상할 수 있다.

키워드: 담배, 지복점, 소득수준

## I. 서론

담배라는 재화는 중독성이 있고 건강에 해로운 기호식품이다. 20세기에 발표된 담배에 관한 학술 문헌만 약 7만 건으로, 장기적으로 소비할 경우 건강에 악영향을 준다는 연구 결과가 대부분이다(Chaloupka and Warner (1999)). 이는 대부분의 국가들이 담배에 고율의 세금을 부과하는 가장 중요한 근거이다. 한국은 2005년 세계 보건 기구 담배 규제 기본 협약 (WHO Framework Convention for Tobacco Control, WHO FCTC)에 비준했으며, 지속적으로 담배 소비를 규제하기 위한 다양한 정책적 노력을 하고 있다(연세대학교산학협력단, 한국건강증진재단 (2012)).

담배 소비 감소를 위한 정책적 수단은 크게 가격 정책과 비가격 정책으로 나눌 수 있다. 가격 정책은 담배에 부과하는 각종 조세를 인상함으로써 자발적 담배 소비 억제를 유도하는 일종의 징벌적 세금 정책이다. 비가격 정책은 담배 소비에 영향을 미치는 비가격적 요인을 통제하는 정책이다. 금연구역을 확대함으로써 담배

소비의 기회비용을 높여 흡연량 감소를 유도하거나 금연 클리닉 지원으로 금연 성공률을 높이는 정책이 비가격 정책의 예가 될 수 있다. 담배 소비 억제에 대한 대부분의 문헌들은 흡연량의 효과적이고 지속적인 감소를 위해 큰 폭의 영구적인 가격 인상이나 적극적인 비가격정책을 제안한다(윤형호, 임병인 (2012), 윤형호, 김성준 (2007), 정우진 외 (2007), 김원년 외 (2006), Gruber and Kőszegi (2002, 2004), 이명현, 성명재 (2002)).

경제학적 관점에서 담배라는 상품은 니코틴 의존도에 기인한 높은 중독성, 그리고 낮은 대체성으로 인해 일반적 상품과는 다른 몇 가지 성질이 관찰된다.

우선, 소득 탄력성이 낮다. 이명현, 성명재 (2002)는 소비재를 14개 부문으로 나누어 각 부문 상품의 소득탄력성을 측정하였다. 그 결과 담배의 소득탄력성은 0.29로 가장 낮았다. 이는 담배의 강한 중독성 때문에 여타 상품들보다 소득의 영향을 적게 받는다는 점과 관련이 있다.

둘째, 담배는 가격 탄력성도 낮다. 정도의 차이는 있지만, 대다수 문헌에서 담배의 가격 탄력성은 -0.4 정도로 보고한다(박상원, 성명재 (2013), Chaloupka and Warner (1999) 외 다수). 특히 담배 가격 인상의 효과는 인상되는 초기에 상대적으로 강한 소비 감소를 보인 후 천천히 일정 수준으로 회복하는 양상을 보인다. 이는 단기적으로 담배 가격 인상에 반응하여 담배소비를 줄이는 효과와 사재기 효과에 의해 소비량이 감소하지만 장기적으로는 담배 끊기에 실패한 소비자가 다시 담배 소비를 시작하는 경향이 있음을 의미한다(김원년 외 (2006)).

셋째, 소득 대비 담배 지출액의 비중은 저소득층일 수록 높다. 소득 분위별 담배 소비지출에 관한 연구 결과들 대부분에서 흡연 가계의 소득 수준별 담배 지출액의 차이는 소득 차이에 비해서 상대적으로 적다. 한편, 흡연을 자체는 저소득층일수록 높은 경향이 있다(박상원, 성명재 (2013), 윤형호, 임병인 (2012), 강은정 (2009)).

위와 같은 특성으로 인해 담뱃세는 역진성이 있다는 추론이 가능하다. 크기의 차이는 있을지언정 담뱃세의 역진성 자체는 대다수의 문헌에서 인정하고 있다. 하지만 일부 연구에서는 큰 폭의 가격 인상, 흡연자의 담배 소비에 대한 시간 불일치성을 감안하거나, 소득분위별 탄력성의 차이를 고려할 경우 오히려 담뱃세가 누진적 특성을 보일 수도 있다는 보고도 있다(윤형호, 임병인 (2012)}, Gruber and Kő

szegi (2002), 최성은 (2014).

본 연구에서는 소득분위별 담배 소비의 특성을 고찰하고 이에 대한 이론적 설명을 시도한다. 그리고 재정패널 자료를 통해 그러한 설명의 타당성을 검토할 것이다.

## II. 자료

본 연구에서는 재정패널 데이터 1-6차를 사용하였다. 1차년도 시점은 2008년이며 6차년도 시점은 2013년이다. 담배 소비와 관련하여 재정패널은 매우 상세한 데이터를 축적하고 있다. 가구당 최대 3명의 흡연자에 대해서 개인당 담배 소비를 위한 지출액뿐만 아니라 담배의 종류와 가격까지 수집하고 있어 담배 소비에 관한 연구에 가장 적합한 자료라 할 수 있다.<sup>1)</sup>

담배, 술, 마약, 도박 등 중독성이 있는 상품의 소비에 관한 이론 중 가장 영향력이 큰 이론은 Becker and Murphy (1988)의 "합리적 중독 (rational addiction)" 이론이라고 할 수 있다. 이들은 중독적 상품의 경우 다른 상품들과 달리 과거의 소비가 현재 효용에 영향을 주는 것으로 보았고, 그러한 과거 상품의 영향에 대한 감가상각률과 미래소비의 시간선호율을 바탕으로 중독적 상품의 경우 정상 상태 (steady state)가 불연속인 구간이 존재할 수 있으며, 그러한 상태에서는 시간에 따른 누적적 소비량이 양극화될 수 있음을 이론적으로 보였다. 특히 합리적 중독 이론은 중독성이 있는 재화의 경우 점진적으로 소비량을 줄이는 것보다 아예 끊는 방식 (cold turkey)이 경제적으로 합리적인 행동이 될 수 있는지를 보였다는 점에서 의미가 크다고 할 수 있다.

[그림 1]은 월 소득에 따른 흡연자의 흡연량 분포이다. 소득과 관계없이 중간값은 30갑이며, 분포 자체도 소득의 크기와 큰 차이가 없다. 한편 흡연률의 경우 소득수준이 낮을 수록 흡연율이 높은 경향이 있다.<sup>2)</sup>

---

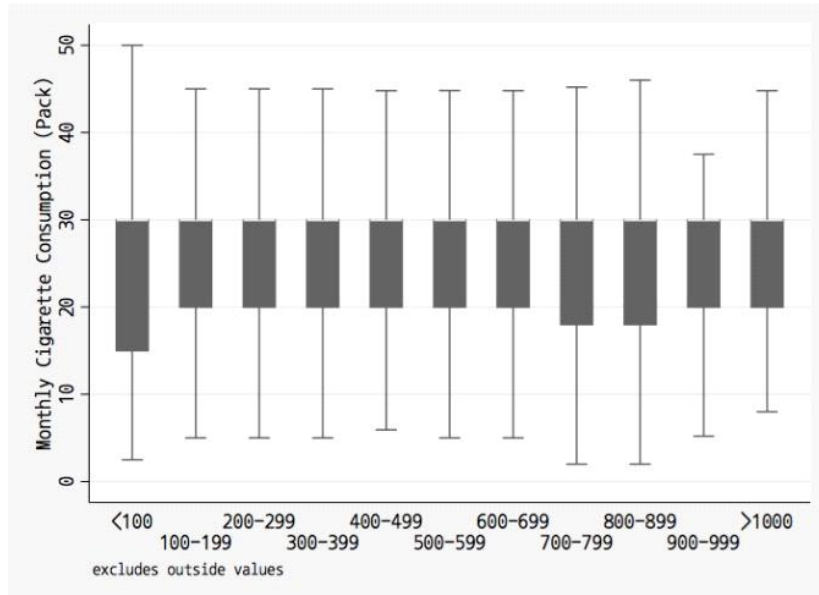
1) 2차년도까지는 최대 4명의 데이터를 수집했으나 가구내에 4번째 응답자가 있는 가구가 한 가구였기 때문에 3차년도부터는 최대 3명까지의 데이터를 수집하는 것으로 수정되었다. 본 연구에서는 모든 연도에 최대 3명까지의 흡연자를 조사하는 것으로 간주하고 연구를 진행했음을 언급해 둔다.

2) 모든 계층의 중위값이 월간 30갑으로 나타날 뿐만 아니라 최빈값이 대체로 30갑, 15갑에 몰려 있

반면, 소득수준과 흡연률은 유의미한 관계를 보인다. 교육수준, 소득수준, 고용상태 등의 사회경제적 지위가 낮은 사람일수록 흡연율이 높다는 연구는 여러 연구에서 나타난다(김혜련 (2007) 등).

담배소비 억제를 위한 여러 정책들이 누적적으로 시행되어 왔다는 점과, 가격변동시 저소득층이 비탄력적으로 대응한다는 사실을 감안하면 현재의 담배 소비량은 소득 계층에 따라 차등적인 행태를 보였어야 할 것이다. 하지만 대부분의 연구에서 담배의 소득수준에 따른 개인적 흡연량에는 큰 차이가 없고, 흡연률은 소득수준이 낮을수록 높은 경향이 나타난다는 사실들을 보고한다.

[그림 1] 2008~2013년 월소득별 흡연자의 월간 흡연량 (갑)



본 논문에서는 이러한 퍼즐을 풀기 위해 가설적 수준의 간단한 장기적 소비 이론을 통해 설명하려 한다. 분석을 위해 담배의 대체재는 쉐련 (cigarette) 외에는 없다고 가정한다. 실제로는 니코틴이 들어있는 금연 보조제나 여타 다른 종류의 담

다는 것은 응답자가 일일 한갑, 혹은 반갑 정도로 인식하고 월간 소비량으로 환산하여 응답하였음을 시사한다. 여기에 실제 흡연량보다 낮은 양으로 보고하는 편이(bias)도 존재하기 때문에 엄밀한 분석을 위해서는 전체 담배 소비량 등 부수적인 자료들을 통해 보정해 주어야 함을 언급해둔다. 이에 관한 자세한 논의는 박상원, 성명재 (2013)을 참고할 것.

배 제품이 있으나 시장에서 차지하는 비중이 매우 작으므로 무시해도 큰 문제가 없을 것이라고 본다.

경제적으로 합리적인 소비자들은 예산 제약  $M$ 과 가격 벡터  $p$  하에서 강오목한 (strongly concave) 효용 함수  $U$ 를 극대화하는 상품 소비량  $x$  만큼을 소비하는 문제를 생각해 본다.

$$\operatorname{argmax}_x \quad s.t. \quad px \geq M \quad (1)$$

다만, 상품 벡터에 속하는 상품들 중 한 상품 0만은 소비 가능 집합 내부에 지복점 (bliss point)  $\tilde{x}_0$ 이 존재하여 이보다 더 소비할 경우 효용이 감소한다.  $u$ 가 강오목하므로 이 특성은 다음과 같이 기술할 수 있다. 이 상품을 제외한 나머지 상품들은 소비 가능 집합 내에서는 단조증가한다고 가정한다. 이는 상품 0의 경우, 제약 없는 최적 소비량이 이미 예산 범위 내에서 쉽게 달성할 수 있는 상황임을 의미한다. 그리고  $\tilde{x}_0$ 은 다른 상품 소비와 독립이다.

$$\frac{\partial U}{\partial x_0} = \begin{cases} > 0, & \text{if } x_0 < \tilde{x}_0 \\ = 0, & \text{if } x_0 = \tilde{x}_0 \\ < 0, & \text{if } x_0 > \tilde{x}_0 \end{cases} \quad (2)$$

$$\frac{\partial U}{\partial x_i} > 0, \quad \forall i \neq 0 \quad (3)$$

$\bar{p} = p/M$ 으로 치환하고 위 극대화 문제의 라그랑지안  $L$ 을 아래와 같이 구성한다.

$$L = U + \lambda(1 - \bar{p}x)$$

강오목 함수이므로 이 극대화 문제는 1계 조건만 풀면 된다. 1계 조건은 아래와 같다.

$$\lambda \geq 0 \quad (4)$$

$$\lambda(1 - \bar{p}x) = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial L}{\partial x_i} = 0 \quad \forall i \quad (6)$$

$$1 - \bar{p}x \geq 0 \quad (7)$$

위 조건을 만족하는  $x^*$ ,  $\lambda^*$ 가 존재한다면, 이는 극대화문제의 유일한 해가 된다. 상품 0에 대해서도 위 1계 조건이 성립해야 하므로 식 6으로부터

$$\frac{\partial L}{\partial x_0} = 0 \quad (8)$$

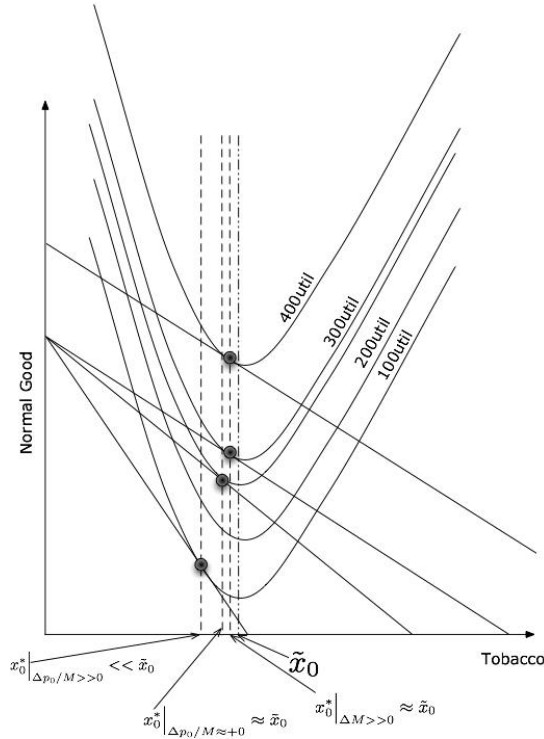
$$\left. \frac{\partial L}{\partial x_0} \right|_{x_0 = x_0^*} = 0 \Rightarrow \left. \frac{\partial U}{\partial x_0} \right|_{x_0 = x_0^*} = \lambda^* \bar{p}_0 > 0 \quad (9)$$

식 2를 감안할 경우  $x_0^* < \tilde{x}_0$ 이 성립한다. 한편  $\bar{p}_0 \rightarrow 0$ 이면 식 9와 식 2로부터  $\partial U / \partial x_0 |_{x_0 = x_0^*} \rightarrow 0+$ 이고, 따라서 상품 0의 최적 소비량  $x_0^*$ 는 지복점에 수렴한다.

$$\bar{p}_0 \rightarrow 0 \Rightarrow x_0^* \rightarrow \tilde{x}_0 \quad (10)$$

만일 위 모형에서 상품 0을 담배라고 한다면 이 극대화 문제의 결과는 다음과 같이 해석할 수 있을 것이다.  $\bar{p}_0$ , 즉 예산 대비 담배가격이 0에 가까울 수록, 다시 말하면 담배 소비로 인해 지출되는 비용이 예산에 비해 부담이 적을 수록 최적 소비량은  $\tilde{x}_0$ 에 가까워진다. 이때 담배의 최적 소비량  $\tilde{x}_0$ 은 니코틴 의존도와 흡연 환경 등 비가격적 요인에 의해 결정되며, 특성상 흡연 욕구를 효과적으로 대체할 수 있는 상품이 없으므로 대체재가 거의 없다고 본다면 상수로 보아도 큰 문제가 되지 않을 것이다.

[그림 2] 담배와 정상재간의 무차별곡선. 효용 수준인 util은 임의로 상정함



$\tilde{x}_0$ 에서 지복점을 가지는 담배와 지복점이 없는 나머지 상품들 사이에 무차별 곡선을 그린다면 [그림 2]와 같은 U자형 무차별 곡선이 될 것이다. 이때 위에서 설명한 바와 같은 이유로 지복점보다 낮은 임의의 소비량에 대해서 담배와 나머지 상품 사이의 한계대체율은 언제나 더 높은 효용을 나타내는 무차별곡선의 대체율이 더 크게 될 수 밖에 없다. 최적 소비 지점은 예산선의 기울기와 한계대체율이 일치하는 점에서 결정되게 될 것이다.

따라서 예산에 비해 담배 소비량이 충분히 작다면 최적 소비량은  $\tilde{x}_0$ 에 가깝게 된다. 이러한 해석을 통해 장 단기 가격탄력성이 다르다 하더라도 계층별로 일인당 흡연량이 유의하지 않음을 설명할 수 있다. 즉, 모든 소득 계층에게서 현재의 생물학적, 비가격적 요인에 의해 형성되는 최적 소비량에 가까운 소비가 발생하고 있고, 이는 현재 담배의 가격이 소득에 비해 충분히 요구되는 최적 소비량을 달성하기에 충분하기 때문에 그러하다는 해석이 가능하다는 것이다. 물론 이는 많은

문헌에서 보고되고 있는 장단기 가격탄력성 및 소득수준별 가격탄력성 차이와 배치되는 측면이 있다. 하지만 가격정책이 장기적으로 소득수준에 따라 차등적인 구조로 수십년 동안 흡연량에 영향을 미친 것이 사실이라면 현재의 소득수준과 유의미한 관계를 보이지 않는 일인당 흡연량의 분포를 설명하는 것은 쉽지 않아 보인다. 하지만 기존 문헌들에서 나타나는 가격효과가 장기적 가격효과조차 영구적인 것은 아니라고 본다면 관찰된 사실들이 모순적인 것은 아닐 수 있다.

이런 의미에서 본 논문에서 제시한 이 모형은 정태적 장기 균형모형으로써, 근시안적 소비 모형이나 합리적 중독 모형과 대립된다기 보다는 보완적인 성격을 띠고 있다고 할 수 있다. 시간 개념을 도입할 경우  $\tilde{x}_0$ 의 크기는 과거의 소비량의 함수라고 할 수 있을 것이며, 비가격정책의 효과와 건강에 대한 관심, 생애주기적 고려는 암묵적 비용으로 해석할 경우 기존 모형을 포괄하는 모형을 고려할 수 있을 것이겠지만 이는 차후 연구할 과제로 남긴다.

특히 이 모형으로부터 담배 소비가 발전국에서는 열등재적 성격을 띠고 있으나 저개발국에서는 정상재적 성격을 띠고 있다는 연구결과 역시 설명할 수 있다 (Chaloupka and Warner (1999)). 저개발국의 경우 소득대비 담배지출의 비중인  $p_0 > M$ 에서  $M$ 이 낮아  $x_0^* \ll \tilde{x}_0$ 인 상태에 해당한다고 볼 수 있는 것이다. 이러한 경우 위 극대화 문제에서 상품 0은 더이상 다른 상품들과 구분되지 않게 된다.

하지만 담배의 가격이 무시할 수 없을 정도로 오르면 담배의 소비량은  $\tilde{x}_0$ 으로부터 유리되게 된다. 하지만 이 유리는 예산의 압박을 우선 느끼게 될 저소득층부터 진행되게 된다. 따라서 담배가격이 인상되면 저소득층부터 가격이 낮은 담배를 찾거나 소비를 줄이게 될 것이라는 추론이 가능하다.

### III. 결과

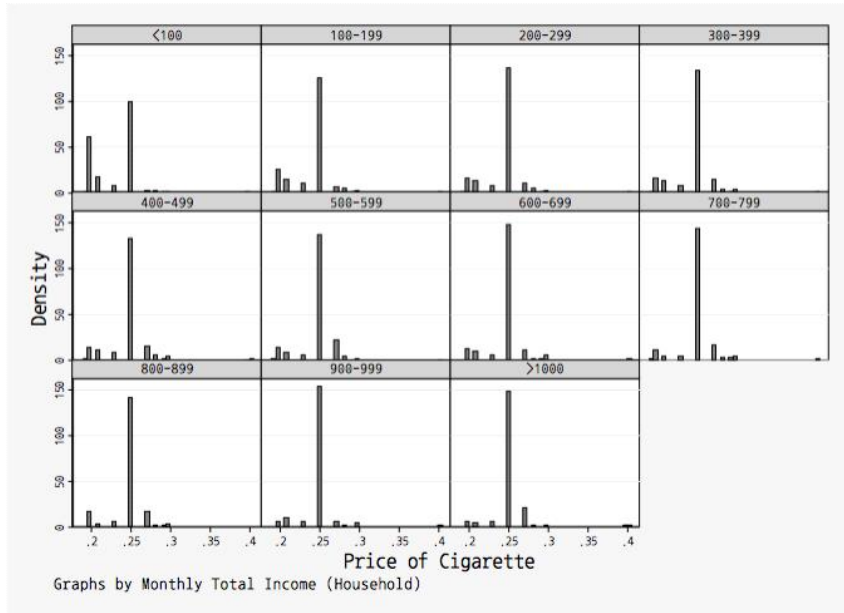
재정패널 자료를 통해 담배의 소비량과 소비하는 담배의 갑당 가격에 미치는 영향을 분석했다. 그 결과는 <표 1>에 정리되어 있다. 담배소비량과 관련하여 나이(age), 성별(gen), 교육 정도(edub), 직업 유무(job), 가구 소득(hh\_income), 개인 소득(pIncome)을 설명 변수로 사용하였다. 또한 동일 설명변수로 개인이 피우는 담배의 갑당 실질가격을 설명 변수로 사용하였다. 나이는 특정 나이를 기준으로 효과가 역전되는 경향이 있음을 감안하여 2차항을 추가하였다. 계량 모형으로는 임의 효과 모형을 사용하였다. 분석의 초점은 종속 변수와 소득 변수들간의 상관관계에 있으므로 이를 중심으로 기술한다.

<표 1> 담배 소비량과 실질 담배 가격에 대한 소득분위간의 상관관계

변수	담배 소비량		실질 담배 가격	
	Coefficient	Std. Err.	Coefficient	Std. Err.
나이	0.0573***	(0.070)	0.000	(0.000)
나이 제곱	-0.006***	(0.001)	0.000***	(0.000)
성별 (여)	-0.012	(0.704)	-0.002	(0.001)
교육정도(무/고졸이하/대졸이상)	-1.788***	(0.334)	-0.001	(0.001)
직업유무 (유)	1.814***	(0.385)	0.002**	(0.001)
가구 소득	-0.060	(0.068)	-0.002***	(0.000)
개인 소득	0.000	(0.001)	0.000***	(0.000)
절편	19.256***	(2.046)	0.267***	(0.004)
N	11,238		11,247	
$\chi^2_{(7)}$	187.17		815.329	

우선, 담배 소비량과 관련하여 소득은 개인별 소득, 가구 소득 모두 유의미한 상관 관계가 관찰되지 않는다. 반면, 선호하는 담배의 갑당 가격은 개인별 소득, 가구 소득 모두에서 유의미한 약한 역의 상관 관계가 관찰된다. 이는 소득 분위별 소비 담배 가격의 히스토그램으로도 확인할 수 있다. [그림 3]을 통해 가구소득 100만원 이하에서 저가 담배의 소비가 명백하게 나타남을 알 수 있다.

[그림 3] 소득분위별 소비 담배의 갑당 가격 분포 (2008-2013, 명목가격)



이 결과는 앞 절에서 제시한 이론 모형을 통해 설명할 수 있다. 우선, 담배의 지복점에 해당하는 소비량은 하루에 한 갑 정도이며, 이는 예산의 제약으로부터 자유로운 고소득 계층이나 저소득 계층이나 큰 차이가 없다는 사실에 대한 설명이 될 수 있다. 또한 현재의 담배 가격은 가계 소득이 가장 낮은 분위에서도 특별한 행태 차이를 야기하지 않을 정도인 상태라 할 수 있다. 하지만 담배의 실질 가격이 상승할 경우 저소득층부터 예산 제약으로 인한 소비량 감소나 저가 담배로의 이행이 나타날 여지가 있다. 이는 현재 가장 가난한 분위에서 저가 담배를 소비하는 것으로 충분히 추론 가능하다. 이는 담배 가격 인상시 가격이 상대적으로 낮은 담배로의 이행이 더 많아지거나 다른 분위에서도 관찰될 것으로 예상되며, 아예 새로운 형태의 저가 담배 소비 패턴이 나타날 여지도 있음을 시사한다.

## IV. 결론

정책적 목표가 담배 소비 감소를 통한 건강의 증진이라면, 정책 당국은 담배라는 상품의 특수성을 감안하여 대응할 필요가 있다. 본 연구에서는 담배 소비에 대한 가장 풍부한 자료를 제공하는 재정 패널 자료를 통해 소득 수준과 담배 소비 사이의 상관 관계를 살펴보았다. 그 결과, 소득수준은 흡연량과는 유의한 상관 관계가 관찰되지 않았으며, 다만 저소득층에서 저가 담배의 소비량이 더 많았다. 즉, 소비하는 담배의 가격은 소득 수준과 유의한 정의 관계가 관찰되었다. 따라서 담배의 가격을 인상할 경우 그 반응은 저소득층부터 순차적으로 나타날 것이며, 이는 담배의 소득 탄력성이 저소득층으로 갈수록 클 것이라는 것을 시사한다. 이는 담뱃세 인상으로 인해 나타날 수 있는 역진성을 어느 정도 약화시킬 수도 있을 것이다(최성은 (2014)).

따라서 가격 정책을 통해 역진성을 최소화하면서 정책적 목표를 실현하기 위해서는 흡연량 유지를 위해 지출하는 금액이 부담스러울 정도로 가격을 인상해야 한다는 주장의 근거가 될 수도 있다. 하지만 이러한 결과는 가격 정책이 엄격히 준수되고 있음을 가정한 결론으로 가격이 지나치게 크게 상승할 경우 불법적 경로에 대한 유인이 증대되어 오히려 사회적 비용이 더 증가할 가능성도 높아진다. 또한 담배의 명시적 암묵적 가격 인상이 니코틴 함량이 높은 담배 소비를 유도하거나, 더 위험한 다른 중독재의 수요를 증가시킬 수도 있다. 본 연구에서는 이러한 부작용에 대한 효과를 고려하지 않았다는 한계가 있다. 급격한 가격 인상안을 추진할 경우 이러한 사회적 비용을 반드시 고려해야 할 것이다.

또한 이미 관찰되고 있는 바와 같이 담배 가격의 인상은 상대적으로 낮은 가격의 담배 소비를 유도할 것이다. 이는 기존의 담배 뿐만 아니라 다른 형태의 저가형 담배의 출현을 유도할 수도 있다. 이러한 현상들은 모두 담배가 가지는 강력한 중독성과 담배만이 줄 수 있는 쾌감에서 기인한다. 저소득층의 흡연율이 높은 이유가 다른 쾌감을 얻을 수 있는 대체 수단을 찾기 힘든 데에 있다면, 담배 가격의 인상으로 담배 소비를 저소득층부터 억제시키는 정책은 근원적인 해결이라고 보기는 힘들 것이다.

이론적으로 고려해볼 수 있는 가장 극단적인 정책은 담배의 소비 및 판매 자체를 금지시키는 것이다. 역사적으로 주류, 담배, 마약 등 중독성이 강한 재화에 대해 금지정책을 실시했던 사례들이 존재하며, 담배의 경우 부탄 등 일부 국가에서는 실제로 전면적인 금지 정책을 시행하고 있기도 하다. 하지만 극단적인 정책인 만큼 성공 사례를 찾아보기는 쉽지 않다. 가장 유명한 실패 사례로는 20세기 초 미국의 금주법을 들 수 있다. 이러한 정책이 유발할 수 있는 부작용 역시 정도의 차이는 있겠으나 극단적인 가격정책이 유발할 수 있는 부작용과 질적인 차이는 없다.

따라서 가격 정책의 측면에서 부작용을 고려할 경우 단기적으로 급격히 가격을 증가시키는 것 보다는 연동제를 도입하는 것이 더 나은 선택일 수 있다. 하지만 이러한 연동제는 일정 수준에 도달하기 전까지는 저소득층에 대한 조세 귀착 문제가 발생하게 될 것이다. 따라서 가격 정책만으로는 담배 소비 감소를 통한 건강 증진이라는 목표를 효과적으로 달성하는 데에 한계가 있다고 할 수 있다.

이러한 이유로 적정 수준의 담배조세 및 부담금 인상과 더불어 저소득층에 대한 금연바우처 제공이나 금연 캠페인, 금연 구역 확대 등 비가격 정책이 함께 추진되어야 할 필요가 있다. 이 중 금연 구역 확대 정책은 암묵적인 흡연 비용을 증가시키는 효과가 있어 가시적인 명목 가격 통제보다 더 나은 효과를 기대할 수 있다. 금연 관련 국가 지원은 저소득층의 흡연률이 더 높은 만큼 저소득층에 초점을 두는 것이 필요하다고 할 수 있다.

또한 수요억제 정책은 중독재적 특성 때문에 한계가 있다는 측면을 고려해야 한다. 이에 대한 대안으로 담배의 시장 공급에 대한 통제를 고려할 필요가 있다. 공급 측면에서 보았을 때 담배는 수요 측면과 달리 다른 상품과 전혀 차별성이 없다. 따라서 담배 판매에 대한 면허세 부과 같은 제도도 검토할 수도 있다.

## 참고문헌

- Becker, Gary S, and Kevin M Murphy. 1988. "A Theory of Rational Addiction." *Journal of Political Economy*, 96(4): 675-700.
- Chaloupka, Frank J, and Kenneth E Warner. 1999. "The economics of smoking." *NBER working paper*, 67.
- Gruber, Jonathan, and Botond Köszegi. 2002. "A theory of government regulation of addictive bads." *NBER Working Paper*.
- Gruber, Jonathan, and Botond Köszegi. 2004. "Tax incidence when individuals are time-inconsistent: the case of cigarette excise taxes." *Journal of Public Economics*, 88(9-10): 1959-1987.
- 강은정. 2009. 「담배가격의 효율성과 형평성 분석」, 보건복지포럼, 통권 제152호 : 22- 37.
- 김원년, 서정하, 김양중. 2006. 「담배가격인상이 흡연수요에 미치는 영향」, 한국인구학, 29(2): 195-213.
- 김혜련. 2007. 「우리나라에서 흡연율의 사회계층별 불평등과 변화추이」, 보건사회연구, 27(2): 25-43.
- 박상원, 성명재. 2013. 「소비세물가연동제의지수선택:담배소비세를중심으로」, 재정학연구, 6(2): 1-40.
- 연세대학교산학협력단, 한국건강증진재단. 2012. 「세계보건기구 담배규제기본협약 (WHO FCTC) 제 5조 3항 이행을 위한 효과적 전략 모색」, 7-2012-0429.
- 윤형호, 김성준. 2007. 「담뱃세 인상정책의 흡연억제 효과」, 규제연구, 16(2): 81-102. 윤형호, 임병인. 2012. 「담배관련 세제 인상의 가계지출 및 소득분배 파급효과 분석」, 한국지방재정논집, 17(3): 35-64.
- 이명현, 성명재. 2002. 「외부불경제 유발 재화의 소비세율 인상 효과분석」, 한국조세연구원.
- 정우진, 임승지, 이선미, 최승주, 신가영, 조경숙. 2007. 「우리나라 성인 남성의 흡연여부와 흡연량에 미치는 담배가격의 효과」, 예방의학회지, 40(5): 371-380.
- 최성은. 2014. 「담배과세의 현황과 소득분위별 세부담에 대한 함의」, 재정포럼, 216: 8-25.



2014년 재정패널 학술대회

## 제6세션

VI-1. 재산보유세의 소득재분배 효과 : 주택을 중심으로

발표자 : 강성훈(한국조세재정연구원)

박명호(한국조세재정연구원)

VI-2. 주택자산의 가구원간 배분 방식에 관한 연구

발표자 : 김준형(명지대 부동산학과)





# 재산보유세의 세부담 : 주택을 중심으로



■ 강성훈\*·박명호\*\*

---

\* 한국조세재정연구원

\*\* 한국조세재정연구원



## 차 례

I. 서론.....	245
II. 이론적 논의 및 실증적 문헌 고찰.....	247
III. 우리나라 재산세와 종합부동산세의 특징.....	250
IV. 재산 보유세제의 소득재분배 효과.....	255
1. 분석모형.....	256
2. 회귀분석결과.....	259
V. 결론.....	264
참고 문헌.....	265



# 재산보유세의 세부담: 주택을 중심으로

강성훈·박명호

## I. 서론

1990년대 후반 부동산 시장의 침체를 극복하기 위해 정부는 부동산 경기부양책을 추진하였고, 이로 인해 2000년도 초반 우리나라 부동산 시장은 급속도로 과열되기 시작하였다. [그림 1]을 살펴보면, 1990년대에는 주택매매가격이 하락하는 추세를 보이다가 2000년도를 기점으로 급증하는 것을 볼 수 있다. 이러한 현상은 세계 대규모 금융위기가 발발하던 2008년까지 지속되었다. 2000년대 초반 우리나라 보유세 부담은 OECD 국가들의 경우와 비교할 때 낮았으며, 상대적으로 거래세 부담은 상당히 높았다(박명호·우석진, 2008). 또한, 주택 토지와 건물이 분리되어 과세되었기 때문에 주택가격에 따라 세부담이 결정되지 않는 문제점을 가지고 있었다(박명호·우석진, 2008). 참여정부는 부동산 시장의 안정과 기존의 제기되었던 재산보유세제의 문제점을 보완하기 위해 주택에 대한 종합토지세를 폐지하고 주택의 건물과 토지를 통합하여 재산세가 과세되었으며, 2005년 종합부동산세를 국세로 새롭게 도입하였다.

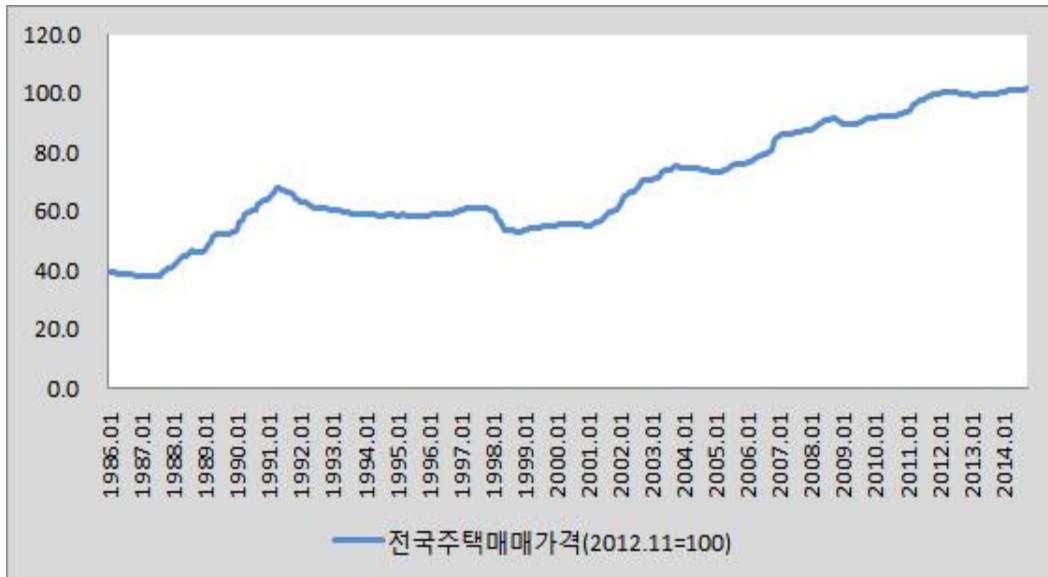
일반적으로 재산세는 시가표준액을 기준으로 토지와 건물 등의 실소유자에게 부과된다. 주택의 경우, 주택공시가격을 기준으로 과세표준이 결정되고 과세표준에 따라 총 4개의 초과 누진세율<sup>1)</sup>이 적용된다. 즉, 재산세 조세체계는 기본적으로 과세표준이 높아질수록 법정 한계세율이 증가하는 누진적 구조를 가지고 있다. 종합부동산세는 이러한 재산세의 누진적 성격을 더욱 강화시킨다. 종합부동산세는 토지와 건물 등의 공시가격이 일정 기준금액<sup>2)</sup>을 초과하는 경우에만 실소유주에게

1) 별장은 별도의 재산세율(4%)가 적용된다.

2) 여기서 일정 기준금액이란 일반 주택의 경우 인별로 전국 합산한 공시가격이 6억 원을 의미하고, 단독 명의에 1세대 1주택인 경우에는 9억 원을 의미한다. 1세대 1주택은 세대원 중 1명만이 주택

부과되기 때문에 일정수준을 넘는 고가주택을 소유한 자는 재산 보유세의 법적 부담이 상당히 커지게 된다. 따라서 이러한 재산 보유세의 특징은 결과적으로 소득계층별 소득분배구조에 영향을 미치게 된다.

[그림 1] 연도별 주택매매가격



자료: 한국 감정원의 「전국주택가격동향조사」 자료를 이용하여 저자가 제작성

이와 더불어, 우리나라에서는 재산 보유세의 급격한 세부담 상승을 막기 위해 세부담 상한제 제도를 시행하고 있으며, 일부 조건을 만족하는 주택 소유자에 대해 종합부동산세 세제혜택을 제공하고 있다. 이는 재산 보유세제가 법적으로 누진적인 구조를 가지고 있다 하더라도, 세부담 상한제 제도나 종합부동산세 세제혜택은 소득재분배에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 따라서 본 연구는 재산 보유세 세부담에 영향을 줄 수 있는 모든 요소들을 통제된 상태에서 우리나라의 현행 재산 보유세제가 소득계층별 소득분배구조에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보고자 한다. 재산 보유세제의 소득재분배 효과를 살펴보기 위해, 본 연구는 (1) 주택시장

본 재산세 과세대상인 1주택을 소유한 경우를 의미한다. 이 때, 혼인 및 노부모(60세 이상)를 모시기 위해 세대를 합가한 경우는 혼인/합가한 날로부터 5년 동안은 각각 1세대로 보아 주택수를 계산하고 있으며 2012년부터 1세대가 2주택 이상 보유하였지만 1주택 외에 주택을 임대주택으로 보유하는 경우 역시 1세대 1주택으로 간주한다(국세청, 2013).

가격 대비 주택 보유세 세부담이 주택시장 가격이 증가함에 따라 어떻게 변화하는지, 그리고 (2) 소득 대비 재산 보유세 세부담이 소득이 증가함에 따라 어떻게 변화하는지 살펴보고자 한다.

다음 장에서는 우리나라 재산 보유세제의 특징을 살펴보고, 3장에서는 재산 보유세 세부담에 대한 이론적 논의를 하고자 한다. 4장에서는 제5차 및 제6차 재정패널자료를 사용하여 주택분 보유세 세부담과 소득재분배 효과를 추정하였으며, 마지막 장에서는 본 연구의 결과를 요약하고 이를 토대로 정책적 시사점을 도출하였다.

## II. 이론적 논의 및 실증적 문헌 고찰

재산 보유세 세수입은 일반적으로 지방정부 재정에 중요한 재원으로 사용된다. 일반적으로 재산 보유세는 도로, 교육 등 지방공공재화서비스를 공급하는데 사용된다. 여기서 중요한 질문은 “지방공공재화서비스가 적정수준으로 공급될 수 있는가?” 하는 것이다. Samuelson(1954)은 지방공공재화서비스가 공공재의 특징인 비경합성과 비배제성을 가지고 있기 때문에 일반적인 조세체계를 가지고 이 재화서비스를 적정수준으로 공급될 수 없음을 이론적으로 보여주었다. 하지만, Tiebout(1956)은 “voting with feet” 이론을 주장하면서, Samuelson(1976)의 주장을 반박하였다. 즉, Tiebout(1956)의 주장은 거주자가 최소한의 세부담으로 자신이 원하는 지방공공재화서비스를 공급받을 수 있는 지역으로 이주한다는 것이다. 이러한 Tiebout의 주장은 Hamillton(1975, 1976), Fischel(1987, 1995), Yinger, et al.(1988), Palmon and Smith(1998)에 의해 지지를 받았다. Tiebout의 관점에서는 재산세가 지방공공재화서비스에 대한 사용자 부담금(user fees)으로서 역할을 하기 때문에 재산세는 왜곡세가 아니다. 반면, Mieszkowski(1972)와 Zodrow and Mieszkowski (1983, 1986)는 재산 보유세가 일종의 자본세로 자본배분의 왜곡을 가져온다고 주장하였다. 재산 보유세가 왜곡세인지에 대한 가설들을 검증하기 위해, Oates(1969)를 시작으로 수많은 실증분석이 수행되었다(그 예로 다음의 연구들을 들 수 있다: Bradbury et al.,

2001; Brueckner, 1982, 1979; Guilfoyle, 1998; Haughwout, et al., 2004; Lang and Jian, 2004; Oates, 1973; Palmon and Smith, 1998; Pollakowski, 1973; Zodrow, 2006; Skidmore, et al, 2013; Kang, et al, 2013). 하지만, 재산 보유세가 왜곡세인지에 대한 실증분석 결과는 다소 혼합된 결과를 보여주고 있다.

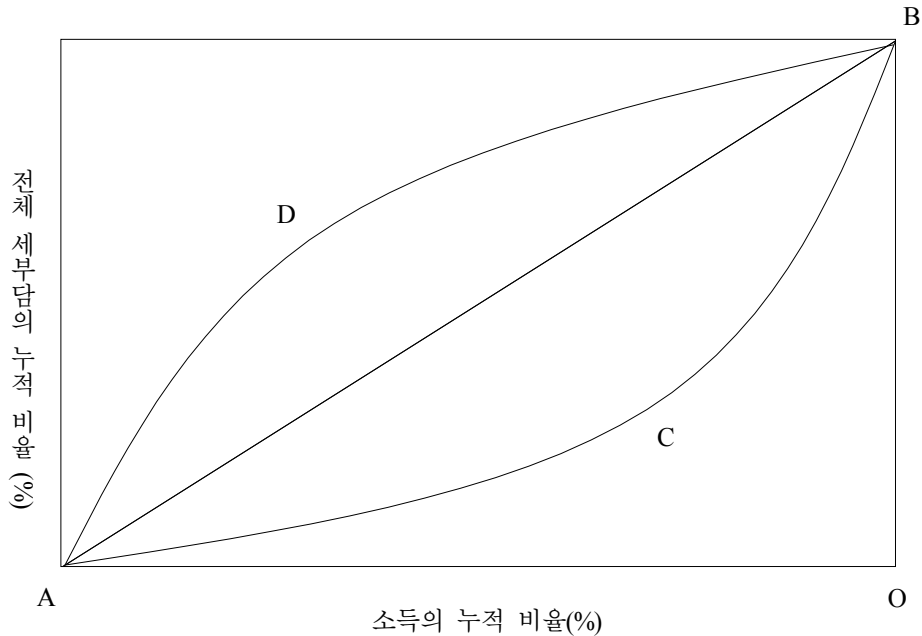
재산 보유세의 세부담에 관한 연구는 Suits(1977)에 의해 소개되었다. Suits(1977)는 소득재분배효과를 추정할 때 주로 사용되는 Lorenz Curve와 Gini 계수를 응용하여 세부담에 대한 Suits Index를 개발하였다. Suits(1977)는, 다음의 [그림 2]에서 제시된 것처럼, 전체 세부담에서 소득분위별 세부담이 차지하는 비중을 계산하고 이를 토대로 세부담이 누진적인지 또는 역진적인지를 살펴보고 있다. [그림 2]에서 보여주고 있는 Suits의 수정된 Lorenz Curve를 토대로 Suits Index를 계산하면 다음과 같다:

$$S=(K-L)/K.$$

여기서 S는 Suits Index를, K는 삼각형 OAB, L은 면적 OACB를 의미한다. 재산 보유세제가 역진적이면 Suits Index는 음(-)의 값을 가지며, 누진적이면 Suits Index는 양(+)의 값을 갖는다.

Suits(1977)는 이러한 분석을 통해 1966년과 1970년 미국 재산세의 Suits Index는 각각 0.23과 0.18로 양의 값을 가지며, 이는 세부담이 다소 누진적인 경향이 있음을 보여주고 있으나 시간이 지남에 따라 그 누진성이 약해지고 있음을 보여주었다. Suits(1977)와 달리, Plummer(2003)는 텍사스에 위치한 Dallas County의 가구 자료를 사용하여 재산 보유세에 대한 Suits Index를 계산하였으며, 그 값은 0.006으로 거의 0에 가깝게 나타나고 있다.

[그림 2] 수정된 Suites의 Lorenz Curve



Mikesell and Mullins(2008)는 Suites Index를 사용하지 않고 실증회귀분석을 통해 소득 대비 재산보유세 세부담이 소득이 증가함에 따라 어떻게 변화하는지 살펴보고 있다. Mikesell and Mullins(2008)는 1999년에서 2006년 동안의 Census와 Annual Community Surveys의 패널 자료를 사용하여 실증분석을 수행하였으며 그 결과 재산 보유세 세부담은 소득이 증가함에 따라 감소하고 있음을 보여주고 있다.

우리나라에서도 종합부동산세가 도입된 이후 재산 보유세의 누진성에 대한 논의가 활발히 진행되었다. 노영훈·김현숙(2005)은 2003년을 기준을 주택자산가격 대비 보유세 부담이 소득이 증가함에 따라 감소하는 것을 보여주고 있으며 이는 소득 측면에서 재산 보유세제가 역진성이 있음을 의미한다. 박명호(2008)는 2006년 발표한 「가계자산조사」를 사용하여 소득 대비 보유세 부담 분포 등을 분석하였다. 박명호(2008)의 연구결과에 따르면, 우리나라의 보유세제가 상당한 누진도를 가졌음에도 불구하고 소득재분배 효과는 매우 미미한 것으로 나타났다. 김경환 외 2명(2012)는 우리나라 부동산 보유세제가 자산 가격에 대해서는 누진적이지만 소득에 대해서는 역진성이 있음을 실증분석을 통해 보여주고 있으며 이는 보유세제가 소

득재분배에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

본 연구는 제5차 및 제6차 재정패널 자료를 사용하여 재산 보유세 세부담이 소득이 증가함에 따라 어떻게 변화하는지 살펴보고자 한다. 기존 연구와 달리, 본 연구는 패널자료를 사용하여 실증회귀분석을 수행하고 있다는 점이다. 패널 회귀 분석모형의 가장 큰 장점은 시간이 지남에 따라 변하지 않는 변수들을 쉽게 통제할 수 있다는 점이다. 다음 절에서 조금 더 자세히 살펴보겠지만, 재산 보유세 세부담에 영향을 미치는 다양한 요소들이 존재하며, 소득 측면에서 재산 보유세제의 누진성 정도를 정확히 추정하기 위해서는 이러한 요소들을 통제하는 것이 중요하다. 또한, 본 연구에서는 세전 및 세후 Gini 계수와 더불어 Suits Index를 추가적으로 산출하여 보다 다양한 지표를 사용하여 재산 보유세제가 소득 재분배에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다.

다음 장에서는 본 회귀분석에 앞서 우리나라 재산 보유세제의 특징을 재산세와 종합부동산세를 중심으로 살펴보고자 한다.

### Ⅲ. 우리나라 재산세와 종합부동산세의 특징

우리나라의 재산 보유세는 크게 재산세와 종합부동산세로 나눌 수 있다.<sup>3)</sup> 재산세는 2005년 이후 종합토지세를 폐지하고 주택에 대한 토지와 건물을 합하여 산정한 개별주택공시가격을 기준으로 과세하고 있다. 이 때, 종합토지세 폐지에 따른 지방재원의 감소를 막기 위해 국세로 신설되는 종합부동산세의 징수세액 전액을 매년 자치단체에 전액 교부하였다.

주택에 대한 재산세는, <표 1>에서 보이는 바와 같이, 각 과세표준 구간별로 여러 개의 세율이 존재하며 2009년 이후 과세표준 구간이 이전 년도들에 비해 더욱 세분화되었다. 여기서 재산세의 과세표준이란 주택공시가격의 일정률(예: 60%)을 곱한 값을 의미한다. 최근 연도의 재산세율은 과세표준에 따라 0.1%에서 0.4%을 적용하며 과세표준이 높을수록 세율이 증가하는 누진적 특성을 가지고 있다. 재산

3) 우리나라 재산보유세 조세체계에는 재산세와 종합부동산세뿐 아니라 부가세(sur-tax)인 지방 교육세(재산세액의 20%)와 농어촌특별세(종합부동산세의 20%)가 주택보유자에게 부과되고 있다.

세의 또 다른 중요한 특성은 지방정부의 재정분권이 온전히 이루어지지 않았기 때문에 지방정부 관할지역에 따라 세율이 달라지지 않는다는 것이다. 따라서 전국적으로 동일한 과세표준 구간에 있는 주택들은 같은 세율을 적용받게 된다. 이것은 미국과 같이 지방재정분권이 잘 되어있는 국가들과 달리, 우리나라는 조세제도를 지방정부의 정책변수로 사용하는데 한계가 있음을 보여준다.

재산세는 소득세나 소비세와 달리, 개별 주택공시가격을 기준으로 과세가 이루어지고 있다. 주택공시가격은 국토교통부에 따르면, 주택공시가격은 용도지역·건물구조 등이 일반적으로 유사하다고 인정되는 표준주택에 대해 매년 1월 1일 현재의 적정가격을 조사·평가하고 중앙부동산평가위원회의 심의를 거쳐 공시된다.<sup>4)</sup> 따라서 주택공시가격은 실제 주택 시장가격을 반영하게 된다.

<표 1> 주택(토지포함)에 대한 재산세 과표 및 세율

기간	과세표준	세율
2005.1.5.~ 2009.2.5.	4천만원 이하	0.15%
	4천만원 초과 1억원 이하 3억원 초과 ※ 단, 별장 4%	6만원+6천만원 초과금액의 0.3% 24만원+1억원 초과금액의 0.5%
2009.2.6.~ 현재	6천만원 이하	0.1%
	6천만원 초과 1.5억원 이하 1.5억원 초과 3억원 이하 3억원 초과 ※ 단, 별장은 4%	6만원+6천만원 초과금액의 0.15% 19만5천원+1.5억원 초과금액의 0.25% 57만원+3억원 초과금액의 0.4%

출처: 국세청(2005~2013)을 이용하여 저자가 재정리

종합부동산세는 재산세와 이중과세를 방지하기 위하여 합산 총액 중 6억 원(단독 명의 1세대 1주택의 경우, 9억 원)을 초과하는 금액에 대해 과세를 한다. 과세표준은 인별 주택공시가격의 과세표준 적용률(또는 공정시장가액비율)을 적용하여 계산한다. 종합부동산세액의 산식은 다음과 같다:

4) 국토교통부의 부동산 공시가격 알리미, <http://www.kreic.org/realtyprice/hpstandard/view.htm>, 2014.02.25.

$$\text{세액} = \text{과세표준액(공시가격의 합산액} - \text{과세기준금액(6억 원 또는 9억 원))} \\ \times \text{세율} \times \text{공정시장가액 비율}$$

<표 2>에서 보이는 것처럼, 2005년 종합부동산세제가 처음 도입될 당시 과세표준 적용률은 50%이었으며 2008년까지 매년 꾸준히 증가하다가 2009년 이후 80%로 유지되고 있다. 또한, <표 3>에서 제시된 바와 같이 종합부동산세도 높은 과세표준에 대해 높은 세율을 적용하는 누진적 특성을 가지고 있으며, 현재 세율은 과세표준별로 0.5%에서 2%를 적용하고 있다.

종합부동산세는 2차례에 걸쳐 2005년과 2008년에 개편되었다.<sup>5)</sup> 2005년 1월 종합부동산세가 처음 도입된 이후에도 부동산 시장의 안정이 이루어지지 않자 정부는 종합부동산세를 1차 개편하게 되었다. 종합부동산세의 주요 개편내용은 주택 및 비사업용토지에 대한 과세기준금액을 하향조정하고 과세표준 적용률을 50%에서 매년 인상하여 2015년에 100%로 조정하고자 하였다. 또한, 과세방법을 인별 합산에서 세대별 합산 방식으로 전환하였고 주택에 대한 세율 체계를 3단계 초과누진율 체계에서 4단계 초과 누진세율 체계로 변경하였다. 하지만, 종합부동산세의 타당성에 대한 논란이 지속되고 2008년 정권이 교체됨에 따라 종합부동산세에 대한 정부 입장이 변화되기 시작하였다. 특히, 2008년 11월 18일, 종합부동산세에 대한 헌법재판소의 위헌 및 불합치 판결이 내려지고, 이에 따라 정부는 종합부동산세 부담이 완화시키는 방향으로 종합부동산세의 2차 개편을 하였다. <표 3>에서 보이는 것처럼 조세의 누진체계는 유지되었지만 세율이 전반적으로 인하되었다. 게다가, 1세대 1주택보유자에 대한 주택분 과세기준금액이 6억 원에서 9억 원으로 상향조정되었으며, 과세표준 적용 인상률 역시 당초 계획과는 달리 80%에서 유지되고 있다. 또한, 과세방법도 세대별 합산에서 인별 합산 방식으로 다시 전환되었다.

5) 자세한 개편내용은 노영훈(2009)을 참조하기 바란다.

<표 2> 연도별 종합부동산세의 과표적용률/공정시장가액 비율

기간	과표적용률/공정시장가액비율(%)
2005	50
2006	70
2007	80
2008	90
2009	80
2010	80
2011	80
2012	80
2013	80

출처: 국세청(2005~2013)을 이용하여 저자가 표를 제작성함.

<표 3> 종합부동산세의 과세표준 및 세율

기간	과세표준	누진 공제액(만원)	세율(%)
2005	5.5억 원 이하	-	1
	5.5억 원 초과 45.5억 원 이하	550	2
	45.5억 원 초과	5,100	3
2006 ~ 2008	3억 원 이하	-	1
	3억 원 초과 14억 원 이하	150	1.5
	14억 원 초과 94억 원 이하	850	2
2009 ~ 현재	94억 원 초과	10,250	3
	6억 원 이하	-	0.5
	6억 원 초과 12억 원 이하	150	0.75
	12억 원 초과 50억 원 이하	450	1
2009 ~ 현재	50억 원 초과 94억 원 이하	2,950	1.5
	94억 원 초과	7,650	2

출처: 국세청(2005~2013)을 이용하여 저자가 표를 제작성함.

재산세와 종합부동산세의 중요한 특징 중의 하나는 세부담의 급증을 막기 위해 세부담 상한제 정책을 사용하고 있다는 것이다. 해당연도의 세부담이 급증하는 경우 세부담 상한제로 인해 해당연도의 재산보유세의 실효세율이 인하되게 되는 것이다. 세부담 상한제 제도를 간략하게 요약하면 다음과 같다:

- 세부담 상한제는 재산세와 종합부동산세 모두 적용된다.
- 재산세의 경우, 주택공시가격이 3억 원 이하, 3억 원에서 6억 원 이하, 6억 원 초과하는 주택에 대해 각각 직전연도의 재산세의 105%, 110%, 130%를 초과하는 해당연도의 재산세액에 대해서는 주택 보유자의 납세의무가 면제된다.
- 종합부동산세의 경우, 직전연도의 재산세액과 종합부동산세액의 총 합계세액의 150%를 초과하는 세액만큼 종합부동산세액을 계산할 때 공제해준다.

세부담 상한제의 세부담 인하효과는 주택가격이 급등하는 지역일수록 더욱 뚜렷하게 나타날 것이다. 주택가격이 빠르게 증가하는 지역일수록 경제활동이 활발하고 높은 질의 지역공공재화서비스가 원활하게 공급될 가능성이 높다. 따라서 저가주택에 비해 고가주택에서 세부담 상한제에 적용될 가능성이 높게 되고 이런 특성 때문에 세부담 상한제는 재산보유세의 형평성을 저해하는 방향으로 적용될 수 있다. 이러한 문제는 강지원(2014)의 실증연구결과에서도 나타나고 있다.

마지막으로 우리나라는 일정기준을 만족하는 주택보유자에게 종합부동산세 세제혜택을 제공하고 있다. 2008년 헌법재판소의 위헌 및 불합치 판결 이후, 종합부동산세 부담은 전반적으로 크게 완화되었다. 특히, 2009년부터 1세대 1주택자로서만 60세 이상 고령자거나 해당 주택을 5년 이상 보유한 자에게 종합부동산세 공제혜택을 추가적으로 받을 수 있게 되었다. <표 4>와 <표 5>에서 나타나는 것처럼, 종합부동산세 부담을 가지는 주택보유자 중, 나이가 고령일수록, 주택보유기간이 늘어날수록, 종합부동산세 공제혜택은 누적적으로 증가하게 된다. 종합부동산세는 일정 기준을 만족하는 고가주택에 대해서만 적용된다. 따라서 종합부동산세 세제혜택은 저가주택의 경우와 비교해서 상대적으로 고가주택의 고령자나 오랜 기간 동안 주택을 보유한 자에게 큰 혜택이 돌아간다. 그러므로 이러한 세제혜택

은 조세체계의 역진성을 강화시킬 수 있다.

지금까지 우리나라 재산세와 종합부동산세의 특징을 살펴보았다. 다음 장에서는 이러한 특징을 고려하여 실증회귀분석을 통해 재산 보유세의 세부담 및 소득재분배 효과를 살펴보려고 한다.

<표 4> 연령별 공제율

(단위 : %)

연령	공제율(%)
만 60세 이상 65세 미만	10
만 65세 이상 70세 미만	20
만 70세 이상	30

<표 5> 주택보유기간별 공제율

(단위 : %)

보유기간	공제율(%)
5년 이상 10년 미만	20
10년 이상	40

#### IV. 재산 보유세제의 소득재분배 효과

재산 보유세의 소득재분배 효과를 추정하기 위해, 본 연구에서는 제5차 및 제6차 재정패널 자료를 사용하고 있다. 제5차 재정패널 자료부터 재산세와 종합부동산세에 대한 자료를 제공하고 있다. 특히, 이 자료는 주택가격, 소득, 주택 소유주 나이, 주택보유기간 등과 함께 제공되고 있어 재산 보유세제의 소득재분배 효과를 추정하는데 있어 다양한 통제변수를 실증분석에 포함시킬 수 있도록 해준다. 뿐만 아니라, 현 시점에서는 주택 소유주 단위의 2개년 패널 자료를 구축할 수 있게 있으며 이는 재산 보유세의 소득 재분배 효과를 추정함에 있어서 생략변수에 의한 편의(Omitted Variable Bias) 문제를 조금 더 완화시켜주는 역할을 한다.

본 연구는 세부담 전가 문제 및 자료부족으로 인한 잠재적 편의를 제거하기 위해 1가구 1 주택 자가 거주 가구를 중심으로 실증분석을 시행하였다.<sup>6)</sup>

## 1. 분석모형

본 연구에서는 선형회귀분석 모형을 이용하여 소득과 소득 대비 보유세 부담 사이의 상관관계를 추정하고자 한다. 이를 위한 선형회귀방정식을 작성하면 다음의 식(1)과 같다:

$$\begin{aligned} \text{Log}(HTB)_{it} = & c + \beta_1 \text{Log}(Hinc)_{it} + \beta_2 \text{Log}(Hprice)_{it} + \beta_3 Hage_{it} & \text{식(1)} \\ & + Length_{it} + m_i + t_t + \epsilon_{it} \end{aligned}$$

여기서 식(1)의 주요 변수 설명은 다음과 같다:

$\text{Log}(HTB)_{it}$  : 재산 보유세 세부담의 로그 값

$\text{Log}(Hinc)_{it}$  : 소득의 로그 값

$Hage_{it}$  : 주택 소유주 나이

$\text{Log}(HPrice)_{it}$  : 주택시장가격의 로그 값

$Length_{it}$  : 주택보유기간

$m_i$  : 주택 고유의 특징(unobservable fixed effects)

$t_t$  : 시간효과

$\epsilon_{it}$  : 관측되지 않는 요소들

본 분석에서 종속변수로 사용하고 있는 재산 보유세 부담은 실제 주택 소유주가 납부한 재산세와 종합부동산세의 합을 의미한다. 본 연구의 핵심 주요 변수는 소득( $Hinc_i$ )이다. 주택에 대한 선호가 소득수준에 따라 다르기 때문에 가계소득은 소득대비 재산보유세 부담에 영향을 끼친다(Mikessell and Mullins, 2008). 본 분석에

6) 재정패널 자료에서는 주택 보유수가 2개 이상인 경우, 각 주택의 시장가격과 재산세/종합부동산세 납부세액에 대한 정보가 정확히 제시되고 있지 않기 때문이다.

서 사용하고 있는 소득은 경상소득뿐만 아니라 사적이전소득과 공적이전소득을 모두 포함한 소득을 의미한다. 각 소득계층별로 자산의 구성형태가 다르기 때문에 소득대비 재산세 부담 역시 크게 차이가 날 것이다. 이러한 차이를 본 실증분석모형에 반영하는 것은 상당히 중요하다.

재산 보유세제의 소득 재분배 효과를 정확히 추정하기 위해서는 재산 보유세 세 부담에 영향을 줄 수 있는 다음의 요소들을 통제하는 것은 중요하다:

- 주택가격
- 주택 소유주 나이
- 주택 보유 기간
- 세부담 상한제 제도
- 기준 금액(예: 6억 원/9억 원)

재산세와 종합부동산세의 납부액은 주택공시가격과 재산세율 및 종합부동산세율에 의해서 결정된다. 주택공시가격은 시장가격을 반영하여 평가된다. 세율은 과세표준에 따라 모든 주택에게 동일하게 적용되기 때문에 비슷한 주택공시가격으로 평가받은 주택들은 모두 동일한 세율을 적용받게 된다. 또한, 우리나라 재산보유세 체계가 누진구조를 가지고 있기 때문에 일반적으로 주택가격이 높으면 높은 재산보유세 부담을 가진다. 하지만, 조세체계가 모든 주택에 대해 항상 일관되게 적용되는 것은 아니다. 예컨대, 주택공시가격이 시장가격을 제대로 반영하지 못하는 경우가 있을 수 있다. 즉, 주택가격이 상승할 때 재산보유세 부담이 누진적으로 증가하지 않을 수 있다는 것이다. 또한, 종합부동산세를 납부하는 주택소유주 중 일정 조건을 만족시키는 자(예: 고령자, 주택장기보유자)에 한해서 세제혜택이 제공되기 때문에 비슷한 주택공시가격을 가진 주택이라 할지라도 주택 소유주가 납부해야 할 최종 세금액이 다를 수 있다. 본 연구는 이러한 요인을 고려하기 위해 주택시장가격( $Hprice_i$ ), 가구주의 나이( $Hage_i$ ), 주택보유기간( $Length_i$ )을 설명변수로 사용하여 회귀분석을 시행하였다.

주택의 형태나 주택 및 토지 크기가 주택공시가격을 평가하는데 영향을 줄 수 있기 때문에 주택의 형태, 주택 및 대지 면적 등을 설명변수에 포함시키는 것은 중요하다. 또한, 기준 금액은 단독 명의 여부에 따라 달라지고 이는 결국 과세표

준에 영향을 주게 된다. 그렇기 때문에 생략변수 편의(omitted variable bias) 문제를 피하기 위해, 주택이 단독명의인지 아니면 공동명의인지 여부를 나타내는 (더미)변수 역시 본 실증분석 모형의 설명변수로 포함시켜야 한다. 이러한 변수들은 시간이 지남에 따라 변하지 않는 특징을 가지고 있다. 따라서 본 연구에서는 이 변수들을 주택 고유의 특징(unobservable fixed effect)으로 가정하고 회귀분석을 시행하였다.

한편, 재산 보유세 부담에 영향을 주는 요소 중 세부담 상한제 제도를 통제하는 것은 쉽지 않다. 그 이유 중 하나는 세부담 상한제 제도의 효과를 측정할 수 있는 대리변수를 찾기가 쉽지 않기 때문이다. 만약, 2012년과 2013년도 모두 세부담 상한제 제도가 재산 보유세 세부담에 영향을 미쳤다면, 이는 관측되지 않는 주택의 속성으로, 고정효과에 의해 통제될 수 있다. 하지만, 2012년 또는 2013년에만 세부담 상한제 제도가 재산 보유세 세부담에 영향을 미칠 가능성이 존재하기 때문에 여전히 본 연구는 생략변수에 의한 편의 문제로부터 자유로울 수 없다. 이러한 연구한계에도 불구하고, 본 연구는 기존 연구들과 달리 패널 회귀분석모형을 사용하여 소득 대비 재산 보유세 세부담과 소득간의 상관관계를 추정하고 있다는 점에서 학술적·정책적 의의를 가지고 있다.

본 연구의 종속변수와 주요 변수들의 기초통계는 <표 5>에서 제공하고 있다.

<표 5> 기초 통계 및 변수설명

변수	관측수	평균	표준편차	변수설명
재산보유세 부담				
HTB	3,314	24.60	50.90	재산세+종합부동산세 (단위: 만 원)
가계 특성				
Hage	3,314	59.67	13.60	주택 가구주 나이
Hage1	3,314	0.06	0.24	30세 이상 40세 미만
Hage2	3,314	0.22	0.41	40세 이상 50세 미만
Hage3	3,314	0.24	0.43	50세 이상 60세 미만
Hage4	3,314	0.10	0.31	60세 이상 65세 미만
Hage5	3,314	0.38	0.49	65세 이상
Hinc	3,314	4,108	3,449	경상소득, 사적이전소득, 그리고 공적이전소득이 포함된 총소득 (단위: 만 원)
주택 특성				
Hprice	3,314	19,362	21,672	주택시장가격, 단위: 만원
Length	3,314	20	51	주택보유기간

## 2. 회귀분석결과

본 연구에서 중점적으로 검증하고자 하는 가설은 다음과 같다:

- 재산 보유세제는 누진적인 구조를 가지고 있기 때문에 주택가격이 증가함에 따라 세부담 역시 누진적으로 증가한다.
- 소득 측면에서 재산 보유세 세부담은 역진성을 가지고 있다.

재산 보유세제가 누진적인 구조를 가지고 있는 것은 사실이지만, 재산 보유세 부담에 영향을 줄 수 있는 다양한 요소들을 통제한 상태에서도 재산 보유세제가 누진적인 구조를 유지하는지 살펴보는 것은 중요하다. 이는 곧 소득 측면에서 재산 보유세 세부담의 누진성/역진성 정도에 영향을 줄 수 있기 때문이다. 즉, 첫 번째 가설의 검증 결과는 두 번째 가설 검증 결과의 원인을 이해하는데 도움을 줄 것으로 기대된다. 마지막으로 본 연구는 이 두 가지 가설 검증 결과를 토대로 이와 관련된 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

본 실증분석의 결과는 <표 6>에 제시되어 있다. <표 6>의 첫 번째 열을 살펴보면, 주택시장가격과 재산 보유세 세부담은 양(+)의 관계가 있음을 보여준다. 주택시장가격의 추정계수는 0.247로 이는 주택시장가격이 10% 증가할 때, 보유세 세부담은 평균적으로 2.47% 증가함을 의미한다. 이러한 결과는 재산 보유세제가 누진적 구조를 가지고 있음에도 불구하고 주택시장가격이 증가 속도보다 재산 보유세 세부담 증가 속도가 더 낮음을 보여주고 있다. 이를 조금 더 면밀히 살펴보기 위해, 추정된 보유세 세부담을 주택시장가격으로 나눠 재산 보유세의 실효세율을 계산하고 이를 주택시장가격이 증가함에 따라 어떻게 변화하는지 분석하였다. 그 결과, [그림 3]에서 제시된 바와 같이, 주택시장가격이 증가함에 따라 재산 보유세 실효세율이 낮아지는 것을 볼 수 있다. 이는 재산보유세제가 누진적 구조를 가지고 있음에도 불구하고, 세부담 상한제 그리고/또는 종합부동산세의 세제혜택 등으로 인해 그 누진성 정도가 약화되고 있는 것으로 추정된다. 소득의 추정계수는 0.06으로 이는 소득이 10% 증가할 경우, 보유세 세부담은 평균적으로 0.6% 만 증가하는 것을 의미한다. 이는 소득의 증가속도보다 보유세 세부담 증가속도가 상당

히 낮음을 의미한다. 추정된 보유세 세부담을 소득으로 나눠 재산 보유세의 실효세율을 계산하고 이를 소득이 증가함에 따라 어떻게 변화하는지 분석한 결과, <그림 4>에서 보이는 바와 같이, 소득이 증가함에 따라 재산 보유세 실효세율이 낮아지고 있음을 보여주고 있다. 이러한 결과들은 재산 보유세제의 재분배 효과가 상당히 미미함을 의미한다.

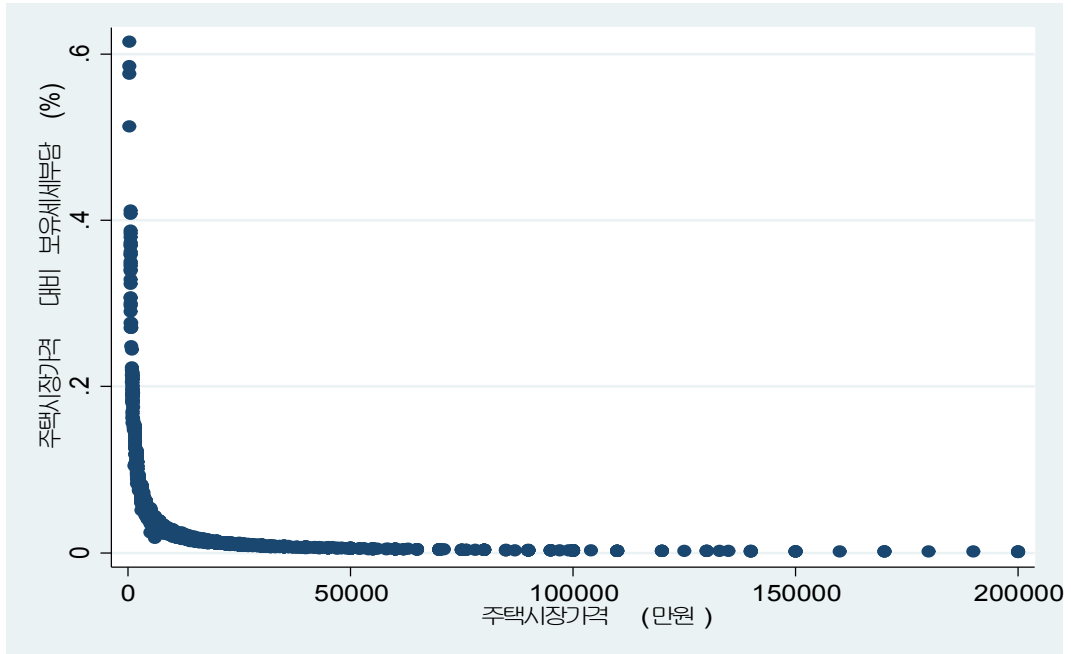
<표 6> 회귀분석 결과

Model VARIABLES	(1) Fxed Effects ln(HTB)	(2) Fxed Effect ln(HTB)
<b>ln(Hprice)</b>	<b>0.247***</b> <b>(0.047)</b>	<b>0.247***</b> <b>(0.047)</b>
<b>ln(Hinc)</b>	<b>0.060**</b> <b>(0.030)</b>	<b>0.059**</b> <b>(0.030)</b>
Hage	0.014 (0.010)	
Hage2		-0.113 (0.271)
Hage3		-0.136 (0.554)
Hage4		0.341 (0.274)
Hage5		0.622** (0.270)
Length	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)
Constant	-1.229 (0.778)	-0.621 (0.579)
Observations	3,314	3,314
R-squared	0.100	0.101
연도 더미	Yes	Yes

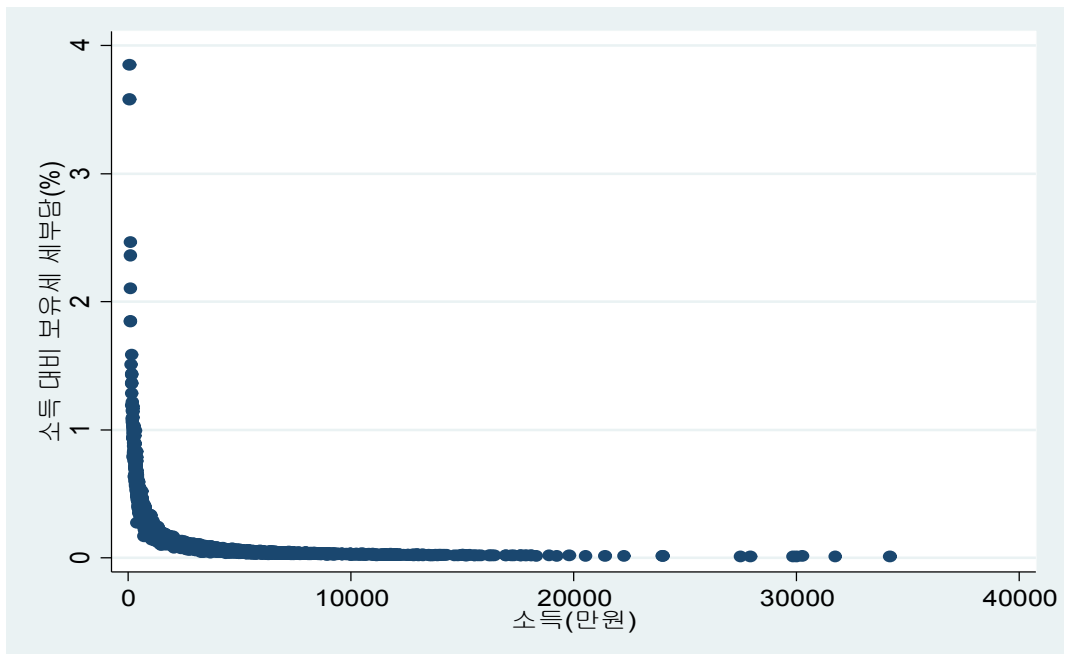
Robust standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

[그림 3] 주택시장가격별 실효세율(보유세 세부담/주택시장가격)



[그림 4] 경상소득별 실효세율(보유세 세부담/소득)



재산 보유세제의 재분배 효과를 조금 더 면밀히 살펴보기 위해, 본 연구에서는 세전 지니계수와 세후 지니계수를 계산하였다. <표 5>에서 보이는 바와 같이, 세후 지니계수는 세전의 경우보다 더 큰 것을 보여주고 있으며, 연도별로 비교해보면, 2012년보다 2013년 지니계수가 더 크게 나타나고 있다. 이러한 결과들은 재산 보유세가 소득 재분배 역할을 제대로 하지 못하고 있음을 보여준다.

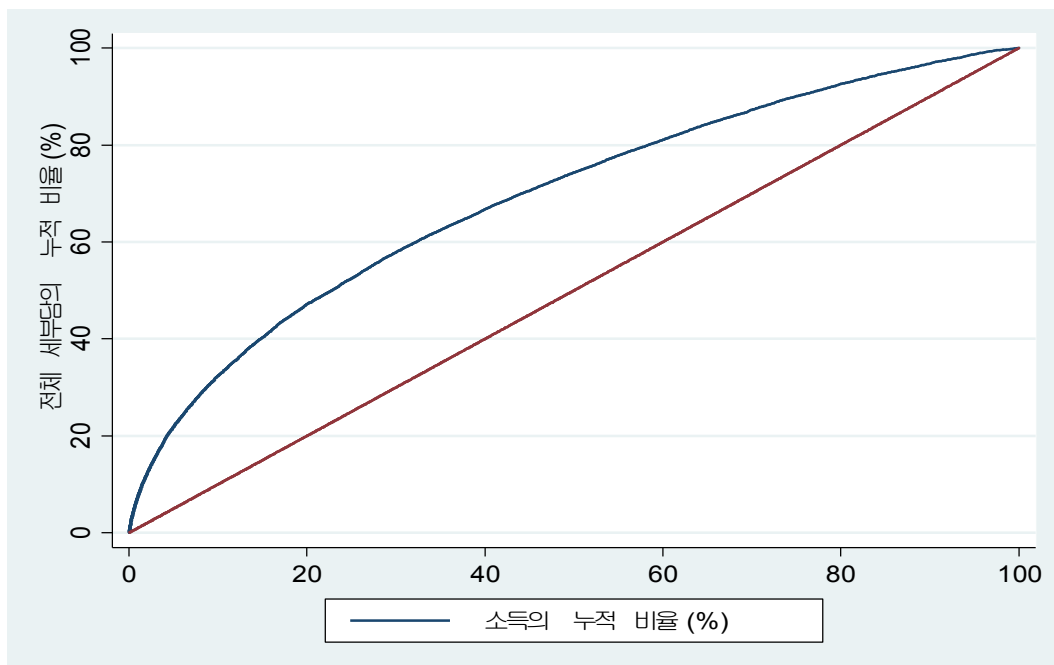
또한, [그림 5]에 제시된 Suites의 수정된 Lorenz Curve를 살펴보면, 2012년도와 2013년의 Suites Index는 각각 -0.382와 -0.386으로 우리나라 재산보유세제가 상당히 소득 재분배를 악화시키고 있음을 시사한다.

<표 7> 세전 및 세후 소득에 대한 Gini 계수

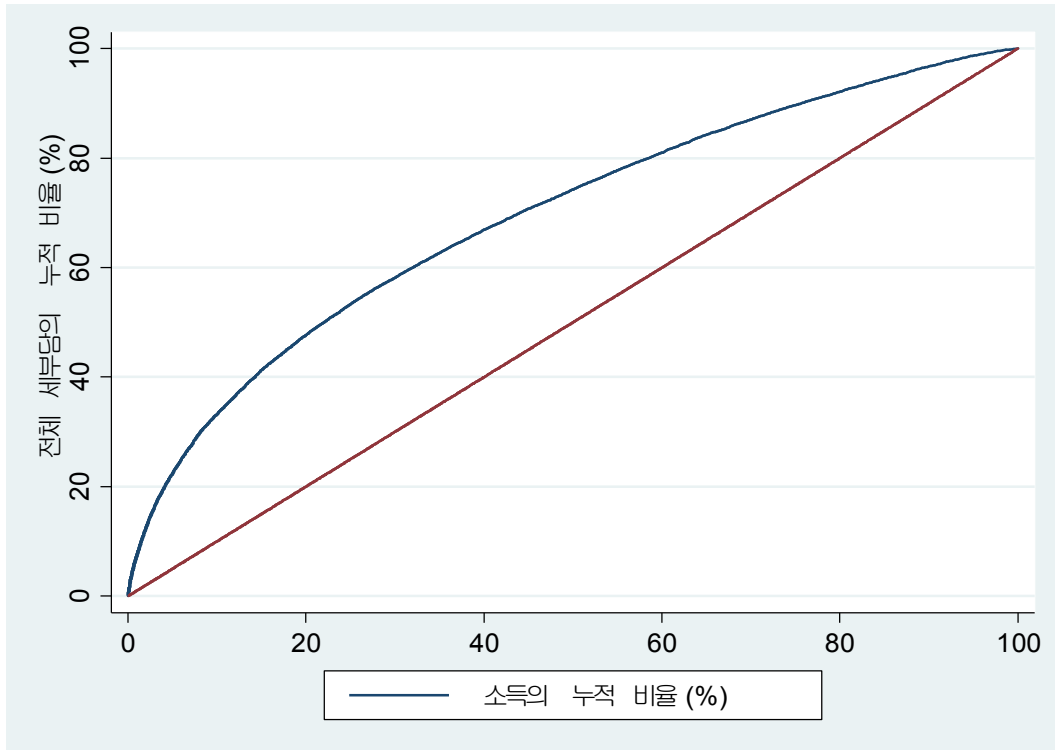
구분	세전 소득		세후 소득	
	2012	2013	2012	2013
Gini 계수	0.423	0.426	0.424	0.427

[그림 5] Suites의 수정된 Lorenz Curve

가. 2012년



나. 2013년



다른 설명변수들의 결과를 살펴보면, 첫 번째 열에서 보이는 것처럼, 모든 조건이 동일한 상태에서 가구주 나이나 주택 보유기간은 재산 보유세 세부담에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 각 연령별로 더미변수를 생성하고 설명변수에 포함시켜 각 연령별로 소득 대비 세부담이 어떻게 나타나는지 살펴보면, 두 번째 행에서 보이는 것처럼, 모든 조건이 동일한 상태에서 나이가 65세 이상인 그룹에서만 보유세 세부담에 대해 통계적으로 유의미하게 영향을 미치는 것으로 나타나고 있으며, 추정계수는 0.27로 양(+)의 값을 가지고 있다. 이 결과는 고령자 주택 보유자가 다른 연령대의 경우와 비교하여 보유세 세부담이 상대적으로 높음을 보여준다.

## V. 결론

본 연구에서는 제5차 및 제6차 재정패널 자료를 사용하여 우리나라의 재산보유세의 소득 재분배 효과를 추정하였다. 우리나라의 재산보유세제는 상당히 누진적인 구조를 가지고 있음에도 불구하고, 본 실증분석 결과에 따르면, 소득 재분배에 부정적인 영향을 미치고 있다. 이러한 결과가 나타나는 이유는 (1) 세부담 상한제 제도로 인해 주택시장가격이 급격히 증가하는 경우 보유세 세부담이 줄어들고, (2) 고가 주택을 소유한 고령자에 한해서만 종합부동산세의 혜택을 제공하고 있기 때문인 것으로 판단된다. 따라서 향후 재산 보유세제를 개편함에 있어서 세부담 상한제 제도와 종합부동산세의 세제지원 정책을 개선할 필요성이 있다.

한편, 본 연구는 여러 가지 한계점을 가지고 있다. 첫째, 설문조사를 토대로 실증분석을 하였기 때문에 응답 오차(response error)가 존재할 가능성이 있다. 이로 인해 재산 보유세의 소득재분배 효과를 추정함에 있어서 측정오차(measurement error)로 인한 편의(bias)가 발생할 가능성이 높다. 둘째, 고령자 주택 보유자일수록 은퇴 후 소득이 없거나 낮기 때문에 이 그룹의 소득 대비 재산 보유세 세부담은 상당히 높게 나타날 것이다. 본 연구의 전체 표본 중 48%가 60세 이상 자가 주택을 보유한 고령자임을 고려할 때, 본 연구 결과처럼, 소득 측면에서 재산 보유세 부담이 역진성을 가지는 것은 오히려 당연한 결과일 수 있다. 뿐만 아니라, 소득이 없거나 낮은 고령자 주택 보유자라도 금융자산 등 다른 재산이 있을 경우 재산 보유세가 큰 부담이 되지 않을 수 있다. 따라서 재산 보유세제의 소득 재분배 효과를 추정함에 있어서, 주택 보유자의 소득을 정확히 측정하는 것은 중요하다. 이를 위해서는, (1) 귀속임대료(imputed rents)를 소득에 포함시키는 방법과 (2) 소득 대신 소비를 사용하여 소비 대비 재산 보유세 부담과 소득의 상관관계를 추정하는 방법을 생각해 볼 수 있다. 이러한 방법들은 주택 보유자의 소득 수준을 정확히 측정하는데 중요한 역할을 담당할 것으로 판단되기 때문에 향후 연구에서는 이러한 부분들을 반영시켜 재산 보유세제에 대한 논의를 발전시키는 것은 중요할 것이다.

## 참고 문헌

- Bradbury, K.L., Mayer, C.J., Case, K.E., 2001. Property tax limits, local fiscal behavior, and property values: evidence from Massachusetts under Proposition. *Journal of Public Economics* 80, 287 - 311.
- Brueckner, J.K., 1979. Property values, local public expenditure and economic efficiency. *Journal of Public Economics* 11, 223 - 245.
- Brueckner, J.K., 1982. A test for allocative efficiency in the local public sector. *Journal of Public Economics* 19, 311 - 331.
- Fischel, W.A., 1987. *The Economics of Zoning Laws : A Property Rights Approach to American Land Use Controls*. Johns Hopkins University Press, Baltimore.
- Fischel, W.A., 1995. *Regulatory Takings : Law, Economics, and Politics*. Harvard University Press, Cambridge, Mass.
- Fullerton, D. and Metcalf, G. E., 2002. Tax incidence. *Handbook of public economics*, 4, 1787-1872.
- Guilfoyle, J.P., 1998. The effect of property taxes and school spending on house prices : evidence from Michigan's Proposal A. Michigan Dept. of Treasury, Office of Revenue and Tax Analysis, Lansing, Mich.
- Hamilton, B., 1975. Zoning and property taxation in a system of local governments. *Urban Studies* 12, 205 - 211.
- Hamilton, B.W., 1976. Capitalization of intrajurisdictional differences in local tax prices. *The American Economic Review* 66, 743 - 753.
- Kang, S. H., Skidmore, M., and Reese, L., forthcoming. The effects of changes in property tax rates and school spending on residential and business property value growth, *Real Estate Economics*.
- Mieszkowski, P., 1972. The property tax: an excise tax or a profits tax. *Journal of Public Economics* 1, 73 - 96.
- Mieszkowski, P., Zodrow, G.R., 1989. Taxation and the Tiebout model: the differential effects of head taxes, taxes on land rents, and property taxes. *Journal of Economic Literature* 27, 1098 - 1146.

- Mikesell, J. L. and Mullins, D. R., 2008. The Effect of Property Tax Systems on Household Property Tax Burdens. *State Tax Notes*, 47(7).
- Oates, W.E., 1969. The effects of property taxes and local public spending on property values: an empirical study of tax capitalization and the Tiebout hypothesis. *Journal of Political Economy* 77, 957 - 971.
- Palmon, O., Smith, B.A., 1998. New evidence on property tax capitalization. *Journal of Political Economy* 106, 1099 - 1111.
- Plummer, E., 2003. Evidence on the incidence of residential property taxes across households. *National Tax Journal*, 739-753.
- Samuelson, P.A., 1954. The pure theory of public expenditure. *The Review of Economics and Statistics* 36, 387 - 389.
- Skidmore, M., Reese, L., and Kang, S. H., 2012. Regional analysis of property taxation, education finance reform, and property value growth. *Regional Science and Urban Economics*, 42(1), 351-363.
- Suits, D. B., 1977. Measurement of tax progressivity. *The American Economic Review*, 747-752.
- Tiebout, C.M., 1956. A pure theory of local expenditures. *Journal of Political Economy* 64, 416 - 424.
- Yinger, J., Bloom, H.S., Börsch-Supan, A., Ladd, H.F., 1988. *Property Taxes and House Values : The Theory and Estimation of Intrajurisdictional Property Tax Capitalization*. Academic Press, Boston.
- Zodrow, G.R., 2000. The property tax as a capital tax : a room with three views. *National Tax Journal* 54, 139 - 156.
- Zodrow, George R., 2006. Who Pays the Property Tax?. *Land Lines* 18(2), 14-19.
- 강지원, 「시스템다이내믹스를 이용한 재산세 세부담 상한제도 분석」, *부동산학보*, 58, 128-141
- 김경환·김준형·조무상, 「우리나라 재산보유세 부담 수준의 분석」, 2012년 한국재정학회 추계학술대회 발표논문, 2012.

국세청, 「부동산과 세금」, 국세청, 2005~2013.

노영훈·김현숙, 「소득과 주택자산 소유분포에 관한 연구」, 한국조세연구원, 2005.

박명호·우석진, 「종합부동산세 개정안의 주요 내용과 평가」, 한국조세연구원, 정책  
토론회 발제논문, 2008.

박명호, 「주택 보유세의 소득재분배 효과분석」, 김재형 외 『부동산정책의 종합적  
검토와 발전방향 모색』, 한국개발연구원, 2008.



# 주택자산의 가구원간 배분 방식에 관한 연구



■ 김 준 형\*

---

\* 명지대학교 부동산학과 조교수  
(Address: 서울 서대문구 거북골로 34 명지대학교, Tel: 02-300-0737,  
E-mail: junhgkim@gmail.com)



# 차 례

I. 연구의 배경 및 목적 .....	274
II. 주택자산의 배분방식 .....	277
III. 분석틀 .....	281
IV. 결과 및 해석 .....	283
1. 거주주택 .....	283
2. 비거주주택 .....	286
3. 거주주택과 비거주주택 .....	289
V. 결론 및 시사점 .....	294
참고문헌 .....	296



# 주택자산의 가구원간 배분 방식에 관한 연구

## The Equity Structure of Housing among Household Members

김 준 형

### 요 약

주택은 가구자산에서 가장 큰 비중을 차지하면서 가구의 경제적 능력의 원천이자 부의 축적 및 증식수단으로 널리 활용되고 있음에도 불구하고, 이 자산이 누구에 의해 소유되고 있는지에 대해서는 그간 거의 연구가 이루어지지 않았다. 특히 많은 부동산 관련 조세가 단독소유, 공동소유 여부에 따라 그 납부액이 달라질 수 있음에도 불구하고, 조세나 재정적 관점에서 의미있는 기초통계가 제공되지 않고 있다. 이에 본 연구는 주택의 소유자 구성에 대한 문항을 포함하고 있는 재정패널조사 자료를 활용하여, 주택의 단독소유·공동소유 비중, 소유자의 구성 등을 살펴보았다.

분석의 주요 결과는 다음과 같다: 첫째, 주택은 대부분 1명의 가구원에 의해 단독으로 소유되고 있다. 둘째, 가구주는 단독소유나 공동소유, 거주주택 소유나 비거주주택 소유에 있어 핵심적 역할을 담당하고 있다. 셋째, 가구주의 배우자는 빈번하게 주택을 단독·공동소유함으로써 가구주의 주택소유 역할을 보조·지원한다. 넷째, 비거주주택의 소유패턴 및 소유자구성은 거주주택과 크게 다르지 않은 것으로 확인된다. 다만 가구주의 배우자가 단독으로 소유하는 비율이 비거주주택에서 상대적으로 높다는 점, 그리고 거주주택은 가구주가, 비거주주택은 배우자가 소유할 확률이 반대의 경우보다 크다는 점은 차이점으로 지적될 수 있다.

핵심단어: 주택자산, 주택소유, 공동명의, 공동소유, 부동산조세

Keywords: Housing Wealth, Homeownership, Joint ownership, Real Estate Taxation

## I. 연구의 배경 및 목적

최근 발표된 가계금융복지조사(통계청 외, 2014)의 결과에 따르면(표 1), 가구의 전체 자산에서 부동산이 차지하는 비중은 약 68%이며, 거주주택이 차지하는 비중은 37%이다. 거주주택 이외 부동산으로도 주택이 가장 빈번히 보유됨을 감안한다면, 주택은 가구자산에서 가장 큰 비중을 차지하고 있다고 볼 수 있다.

<표 1> 가구자산의 항목별 규모 및 비중

구분	금액 (만원)	비중 (%)
(총)자산	33,364	100.0
금융자산	8,931	26.8
저축액	6,596	19.8
적립식	3,652	10.9
예치식	2,441	7.3
전월세보증금	2,335	7.0
실물자산	24,433	73.2
부동산	22,627	67.8
거주주택	12,351	37.0
거주주택 이외 부동산	10,275	30.8
기타 실물자산	1,806	5.4

\* 출처: 통계청 외(2014), 6쪽 (서식 편집).

이처럼 가구자산에서 큰 비중을 차지하는 주택은 그 소유의 방식도 다양하게 나타날 수 있다. 한 명의 가구원에 의해 보유될 수도 있지만, 여러 명의 가구원에 의해 보유될 수도 있다. 가구원이 아니라 비가구원과 함께 소유될 가능성도 존재한다. 거주하고 있는 주택이나, 거주하고 있지 않은 주택이나에 따라 이와 같은 소유의 방식이 달라질 수 있으며, 가구나 주택의 특성에 따라 주택을 단독으로 소유할 것인지 공동으로 소유할 것인지, 공동으로 소유할 경우 그 소유자를 어떻게 구성할 것인지가 결정될 수 있다. 후술하겠지만 가구의 주택소유방식은 세입의 규

모를 결정할 수 있기 때문에 재정적 관점에서든 면밀한 검토가 필요하다.

그러나 가구가 주택을 어떻게 소유하고 있는지에 대해 우리에게 알려진 정보는 주택공시가격자료, 건축물대장, 주민등록부 등을 활용하여 통계청이 제공하고 있는 ‘개인소유 주택종류별 단독·공동소유 현황’이 전부이다(이 정보도 2012년에 대해서만 제공되고 있다)(표 2). 이를 통해서 개인이 보유한 주택 중 한 명에 의해 소유되고 있는 주택은 총 91.3%이며, 이 비율은 유형에 따라 최소 87.7%(비거주용 건물내 주택)에서 최대 93.7%(단독주택)까지 달라진다는 점을 확인할 수 있다. 하지만 이 내용 이상으로 전술한 질문들에 대해 답을 해주는 것은 근본적으로 불가한 자료이다.

<표 2> 개인소유 주택종류별 단독·공동소유 현황 (2012년 기준)

구분	총계		단독주택		아파트		연립·다세대		비거주용 건물내주택	
	(천호)	(%)	(천호)	(%)	(천호)	(%)	(천호)	(%)	(천호)	(%)
합계	12,721		2,977		7,454		2,005		285	
단독소유	11,618	91.3	2,790	93.7	6,733	90.3	1,845	92.0	250	87.7
공동소유	1,103	8.7	189	6.3	720	9.7	160	8.0	35	12.3
2인	1,000	7.9	153	5.1	679	9.1	140	7.0	28	9.8
3인	68	0.5	18	0.6	33	0.4	14	0.7	4	1.4
4~5인	26	0.2	12	0.4	7	0.1	5	0.2	2	0.7
6~9인	8	0.1	5	0.2	1	0.0	1	0.0	1	0.4
10인 이상	1	0.0	1	0.0	0	0.0	0	0.0	0	0.0

\* 자료: 통계청 국가통계포털(건설·주택·토지 > 개인별주택소유통계 > 개인소유주택).

이 점에서 재정패널조사자료는 주목할 만하다. 거주하고 있는 주택을 소유하고 있다고 응답한 가구, 즉 자가가구에 대해서 - 일반적으로 다른 가구 대상의 설문에서는 묻지 않는 - 주택을 소유하고 있는 가구원의 수와 명의, 그리고 주택을 소유하고 있는 비가구원의 수에 대해 상세하게 질문하고 있기 때문이다(그림 1). 재정패널조사는 거주하고 있는 주택뿐만 아니라 거주하고 있지 않지만 가구가 보유하고 있는 주택에 대해서도 동일하게 소유자의 수와 명의에 대한 질문을 포함하고 있다(그림 2).

[그림 1] 거주주택에 대한 소유자의 수 및 명의를 대한 질문

a2-1-1. (문 a2에서 ① 응답자만) 거주하시는 주택의 명의자는 누구입니까?

	1) 가구원인 경우	2) 가구원이 아닌 경우
소유자1	가구원 번호 <input type="text"/> <input type="text"/>	총 <input type="text"/> <input type="text"/> 명
공동 소유자2	가구원 번호 <input type="text"/> <input type="text"/>	
공동 소유자3	가구원 번호 <input type="text"/> <input type="text"/>	

\*출처: 한국조세재정연구원, “2013년도 재정패널조사 설문지 - 가구용”

[그림 2] 거주주택 이외 주택에 대한 소유자의 수 및 명의를 대한 질문

a4-3. (문 a4에서 ① 응답자만) 그 주택은 어느 가구원의 명의로 되어 있으며 작년 말 기준으로 시가는 얼마입니까? 또한 그 주택의 취득년도는 언제입니까? 공동 소유일 경우 소유주를 모두 말씀해주시고, 보유 주택이 두 채 이상일 경우 각각의 주택을 구분하여 말씀해주세요. 가구원이 아닌 사람과 공동 소유하고 있을 경우에는 공동명의자가 몇 명인지를 적어 주시면 됩니다.

	거주주택 외 보유주택				
	(1)주택1	(2)주택2	(3)주택3	(4)주택4	(5)주택5
1) 가구원 번호					
2) 비가구원 수	명	명	명	명	명
3) 금액	총    만원	총    만원	총    만원	총    만원	총    만원
4) 취득년도	년	년	년	년	년

\*출처: 한국조세재정연구원, “2013년도 재정패널조사 설문지 - 가구용”

재정패널조사에서 주택 소유자의 수, 그리고 가구원일 경우 명의 등의 통계를 제공한다는 것은 통계청의 ‘개인소유 단독·공동소유 현황’에 비해 다음과 같은 연구의 시사점을 제공한다: 첫째, 소유자를 가구원과 비가구원으로 나누어 분석할 수 있다. 둘째, 가구원 소유자에 대해 그 특성 분석을 실시할 수 있다. 셋째, 가구의 특성, 주택의 특성 등이 다양하게 조사되었으므로 이상의 소유방식이 가구 및 주택의 특성에 따라 어떻게 결정되는지를 살펴볼 수 있다.

본 연구는 가구가 주택을 소유하는 방식을 파악함에 있어 재정패널조사자료가 갖고 있는 이와 같은 강점을 최대한 활용하기 위한 목적으로 진행되었다. 즉 재정패널조사자료만이 보유하고 있는 주택 소유자의 수, 명의 등에 대한 정보를 활용하여 단독소유와 공동소유, 공동소유의 소유구조, 거주주택과 비거주주택의 소유 방식 등을 구체적으로 살펴봄으로써, 기존에 알려지지 않은 가구의 주택소유 방식

의 특성을 확인하고자 한다. 이는 2장에서 검토되는 주택의 공동소유가 갖는 장 단점을 토대로 주택에 대한 정부의 조세정책에 대해 시사점을 도출할 수 있을 것이다.

## II. 주택자산의 배분방식

우선 가구의 주택소유는 거주주택 하나만을 소유하였을 경우와 거주주택과 비거주주택을 소유하였을 경우로 구분해 살펴볼 수 있다. 물론 선행연구(Kim et al., 2009)에 따르면 임차로 거주하면서 비거주주택을 보유한 주택소유가구도 존재하며, 이들은 임시적으로 생기기보다 가구의 수요나 주택시장의 상황에 따라 구조적으로 존재하고 있기도 하다. 그러나 같은 연구에 따르면 이 ‘불일치(mismatch)’가구의 비중은 전체 가구의 4.3%에 불과하므로 본 연구의 논의에서는 제외하도록 한다.

거주주택을 하나만을 소유하였을 경우, 주택의 소유 방식은 크게 단독소유와 공동소유로 구분할 수 있다. 공동소유는 세부적으로 가구원들의 공동소유와 가구원과 비가구원과의 공동소유로 구분할 수 있다. 거주주택 이외 비거주주택을 소유한 경우, 단독소유와 공동소유의 개념은 달라진다. 모든 주택들이 한 사람에 의해 소유될 수도 있고, 주택에 따라 소유자를 달리 하지만 개별 주택은 단독으로 소유될 수 있다. 마찬가지로 거주주택도 공동으로 소유되고 비거주주택도 공동으로 소유될 수 있으며, 거주주택과 비거주주택 각각에 대한 공동소유의 형태에 따라 다수의 조합이 나타날 수 있다.

결국 본 연구의 주택소유방식 논의의 핵심은 주택을 한 가구원에 의해 소유하게 할 것인가, 아니면 다른 가구원 혹은 다른 비가구원과 함께 주택을 공동으로 소유할 것인지에 대한 논의이다. 이에 대한 판단을 진행함에 있어 가구는 공동소유의 장점 혹은 단점에 대해 다음과 같이 판단할 수 있다.

우선 가구는 주택을 공동소유함으로써 종합부동산세를 절감할 수 있다. 종합부동산세는 ‘일정 금액을 초과하는 부동산 보유자에게 부과하는 세금’(국세청, 2014: 16)으로, 주택의 경우 특정인이 전국에 걸쳐 보유하고 있는 주택의 공시가격을 합산하여 6억원을 넘을 경우, 6억원의 초과금액에 공정시장가액비율(80%)을 곱한 금

액을 과세표준으로 삼고, 이에 <표 3>의 세율을 적용하여 종합부동산세액을 산정한다. 만약 하나의 주택이 2명 이상의 가구원(혹은 가구원과 비가구원)에 의해 공동소유될 경우 종합부동산세 과세대상에서 제외될 확률이 높아진다. 예를 들어 10억원의 주택을 2명의 가구원이 동일지분의 공동명의로 보유할 경우 각 가구원의 보유주택 공시가격의 합계는 각각 5억원이며, 이는 종합부동산세 과세 대상에서 제외된다. 설령 6억원을 초과하여 과세대상이 되더라도 종합부동산세가 누진구조를 지니므로 공동소유는 단독소유에 비해 납세액을 감소시켜준다. 예를 들어 20억원의 주택을 1명에서 보유할 경우 1%의 세율이 적용되지만, 이를 10억원씩 2명에서 보유할 경우 0.75%의 세율이 적용된다. 다만 1가구 1주택의 경우 공제금액이 6억원이 아니라 9억원으로, 9억원 이상 보유한 가구에 대해서만 절세효과를 발휘되는 탓에 공동소유의 종합부동산세 절세 혜택은 매우 제한적인 가구에 의해서만 향유될 수 있다.<sup>1)</sup>

<표 3> 종합부동산세의 과표구간별 세율

과세표준	세율	누진공제액
6억원 이하	0.50%	-
6억원 초과 12억원 이하	0.75%	150만원
12억원 초과 50억원 이하	1.00%	450만원
50억원 초과 94억원 이하	1.50%	2,950만원
94억원 초과	2.00%	7,650만원

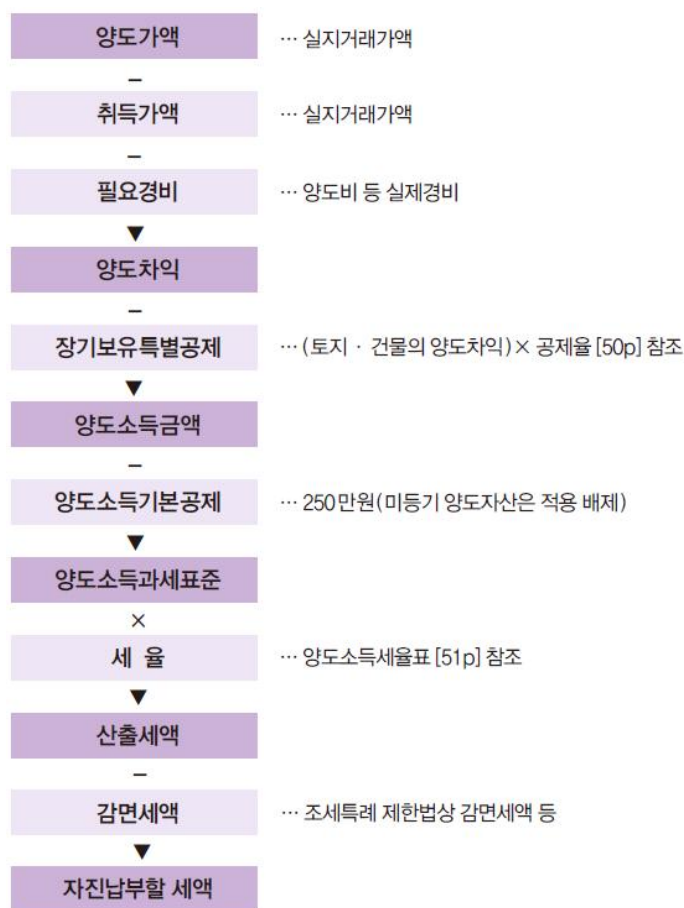
\*출처: 국세청(2014), 22쪽 (서식 편집).

주택의 공동소유는 양도소득세 관점에서도 혜택이 존재한다. 양도소득세는 [그림 3]과 같이 양도가액에서 취득가액과 필요경비, 장기보유특별공제, 양도소득기본공제 등을 제외한 금액을 과세표준으로 삼는다. 적용세율은 보유기간, 다주택보유 여부 등에 따라 차이가 존재하지만 기본적으로는 <표 4>와 같이 누진구조를 갖는다. 양도소득세 계산과정에서 산정되는 주택의 양도차익이 지분율에 따라 나누어

1) 종합부동산세와 함께 주택의 보유세의 주요한 축을 담당하고 있는 재산세의 경우, 종합부동산세와 같이 인별 합산과세가 아니라 1개 물건별 개별과세가 이루어지므로, 공동소유에 따른 혜택이 발생하지 않는다.

지므로, 양도소득세 역시 단독소유보다 공동소유일 때 과세액이 줄어들게 된다. 예를 들어 양도소득과세표준이 1.6억원으로 산정될 경우 단독소유시 적용세율은 38%이지만, 2인으로 지분을 균등분할하여 공동소유할 경우 세율은 24%까지 낮아진다. 다만 종합부동산세와 마찬가지로 양도소득세 역시 양도 당시 실지거래가액이 9억원 이하인 경우 과세되지 않으므로, 공동소유에 따른 양도소득세 절감의 혜택은 9억원 이상의 고가주택으로 한정된다.

[그림 3] 양도소득세의 계산절차



\* 출처: 국세청(2014), 48쪽.

<표 4> 양도소득세의 과표구간별 세율

과세표준	세율	누진공제액
1,200만원 이하	6%	-
4,600만원 이하	15%	108만원
8,800만원 이하	24%	522만원
1.5억원 이하	35%	1,490만원
1.5억원 초과	38%	1,940만원

\*출처: 국세청(2014), 53쪽 (서식 편집).

상속세와 증여세도 같은 맥락에서 검토될 수 있다. 상속세는 ‘사망으로 인하여 사망자의 재산을 무상으로 취득하는 경우 그 취득재산의 가액에 대하여 상속인에게 과세하는 세금’(국세청, 2014: 64)으로, 그 과세대상은 본래의 상속재산뿐만 아니라 추정·간주 상속재산, 사전 증여재산까지도 포함한다. 상속세과세표준은 이 상속재산가액에 비과세, 과세가액불산입, 공과금·채무와 상속공제, 감정평가수수료 등을 제하고 산정되며, 여기에 세율이 적용되어 최종세액이 산출된다. <표 5>에서 보듯 상속세의 세율 역시 누진구조를 갖고 있으므로, 여기에서 공동소유의 혜택이 발생한다. 즉 주택을 공동소유할 경우 지분율만큼 상속재산의 규모가 줄어들게 되므로, 단독소유의 경우보다 낮은 과세표준에 해당되어 최소 10%p 이상의 낮은 세율을 적용받을 수 있게 된다.

<표 5> 상속세·증여세의 과표구간별 세율

과세표준	세율	누진공제액
1억원 이하	10%	-
1억원 초과 ~ 5억원 이하	20%	1천만원
5억원 초과 ~ 10억원 이하	30%	6천만원
10억원 초과 ~ 30억원 이하	40%	1억 6천만원
30억원 초과	50%	4억 6천만원

\* 출처: 국세청(2014), 74쪽.

‘타인으로부터 무상으로 재산을 취득하는 경우, 취득자에게 무상으로 받은 재산 가액을 기준으로 부과하는’ 증여세도 마찬가지이다(국세청, 2014: 80). 증여세의 과세표준은 증여재산의 가액에서 증여재산공제액을 제외해 산정되는데, 이렇게 산정된 과세표준에 적용되는 세율은 <표 5>의 상속세 적용세율과 동일하다. 한 명이 6억원의 주택을 보유하여 증여할 때 부과되는 세금과 두 명이 각각 3억원씩 균등분할 소유하여 증여할 때 부과되는 세금을 비교할 경우, 후자의 경우 적용세율이 훨씬 낮아짐을 확인할 수 있다.

그러나 다른 가구원 혹은 비가구원과 주택을 공동으로 소유함에 따른 단점도 적지 않게 존재한다. 우선 주택을 취득 및 처분하거나 담보대출 등을 하는 경우, 공동소유자 모두의 확인서류를 준비해야 하는 번거로움이 발생한다. 공동소유자의 지분에 대해 압류가 들어올 경우, 다른 명의자는 해당 재산을 행사하는데 제약이 존재할 수 있다. 또한 주택을 공동소유할 경우 담보대출금액도 단독소유에 비해 낮은 것으로 알려져 있다.<sup>2)</sup> 이혼 등과 같이 공동소유자와의 관계에 있어 문제가 발생할 경우 온전한 재산을 주장하기에 어려울 수도 있지만, 이는 오히려 장점으로 논의될 수도 있다.

요약하자면 가구의 주요 자산인 주택은 한 명에 의해 소유될 수도 있지만, 여러 가구원이나 비가구원과 함께 소유될 수도 있다. 이 공동소유의 장점은 대부분 ‘절세’와 관련된 것으로, 주택을 공동소유함으로써 종합부동산세, 양도소득세, 상속세, 증여세 등의 납부액을 줄일 수 있다. 그러나 공동소유는 동시에 재산권 행사나 서류작업, 담보대출의 규모 등에 있어서 단점이 존재한다.

### Ⅲ. 분석틀

전술한 대로 재정패널조사자료의 가구용 설문에는 주택을 보유하고 있는 가구에 대해 소유자의 수, 그리고 가구원에 대하여 그 명의를 알 수 있는 상세한 질문을 포함하고 있다. 이를 토대로 본 연구에서는 크게 다음과 같은 분석을 진행하고자 한다.

---

2) 조선비즈(2014년 5월 11일), “주택, 공동명의로 하면 세금 아낄까?”

우선 거주하고 있는 보유주택과 거주하고 있지 않은 보유주택으로 구분하여 순차적으로 분석을 진행한다. 거주하고 있는 보유주택에 대해서 먼저 단독소유되고 있는 주택과 공동소유되고 있는 주택의 비율을 살펴본다. 앞서 살펴본 통계청 발표수치와의 비교를 통해, 표본의 적합성을 판단할 수 있을 것이다. 단독으로 소유되고 있는 주택에 대해서는 먼저 소유하고 있는 가구원과 가구주와의 관계를 살펴본다. 공동으로 소유되고 있는 주택은 다시 가구원과 공동소유되고 있는 주택과 비가구원과 공동으로 소유되는 주택으로 구분할 수 있다. 공동소유 가구원의 수, 공동소유 비가구원의 수에 이르기까지 상세하게 그 빈도와 비중을 살펴보기로 한다. 가구원 내에서 공동으로 소유되는 경우, 소유가구원의 구성이 어떻게 되는지도 살펴보기로 한다.

비거주 보유주택에 대해서도 동일한 분석을 진행할 수 있다. 다만 거주주택 이외 보유하고 있는 주택의 수가 최소 1채에서 최대 14채에 이르고 있으므로(표 6), 이 모두를 본 연구에서 다루는 것은 적합하지 않은 것으로 판단된다. 이에 거주주택 이외 주택 보유가구의 89%를 설명할 수 있는 첫 번째 비거주주택에 한해 상세하게 분석하기로 한다.<sup>3)</sup> 주요비거주주택에 대해 먼저 단독소유와 공동소유의 비중을 확인하고, 공동소유시 소유자수의 분포도 살펴본다. 다음으로는 비거주주택을 단독소유한 경우, 단독소유자와 가구주와의 관계를 살펴본다. 비거주주택이 공동소유된 경우도 마찬가지로, 공동소유 구성원의 분포를 살펴보기로 한다. 비가구원인 경우 가구주와의 관계에 대한 사항이 포함되어 있지 않으므로, 이 분석은 2인의 가구원에 의해 공동소유되고 있는 경우로 한정된다.

---

3) 이하 분석에서의 비거주주택은 모두 이 첫 번째로 응답된 비거주주택을 의미한다.

<표 6> 거주주택 이외 보유하고 있는 주택의 수

구분	가구수	백분율(%)
거주주택 이외 주택을 보유한 가구	2,401,746	100.00
1채	2,134,454	88.87
2채	212,344	8.84
3채	18,813	0.78
4채	27,247	1.13
5채 이상	8,889	0.37

마지막으로 거주주택과 비거주주택의 보유자 특징을 동시에 관찰하기로 한다. 거주주택과 함께 비거주주택을 보유한 경우 거주주택의 단독소유, 공동소유, 그리고 비거주주택의 단독소유, 공동소유라는 2 × 2 의 행렬에서 가구가 어떻게 분포하고 있는지 살핀다. 그리고 이 행렬의 네 가지 경우에 대해 가구원의 구성은 어떻게 되어 있는지도 살펴보도록 한다.

분석은 가장 최근에 이루어진 제6차 재정패널조사 자료를 활용한다. 모든 수치는 횡단면 표본가중치를 적용하여 표기된다. 무응답이 존재하여 일부 집단간 수치가 일치하지 않을 수 있다.

## IV. 결과 및 해석

### 1. 거주주택

전체 응답자 중 거주주택을 소유한 가구는 약 992만 가구이다. 이들을 단독소유와 공동소유를 기준으로 구분한 결과는 <표 7>과 같다. 거주주택을 소유한 가구 중 가구원 혹은 비가구원과 함께 주택을 공동소유한 가구는 약 87만 가구로 약 8.8%를 차지한다. 나머지 91.2%인 904만 가구는 1명이 거주주택을 소유하고 있다. 거주주택을 공동으로 소유하고 있는 87만 가구 중 82만 가구는 2명의 소유자가 있으며, 3인 이상 소유자에 의해 소유되고 있는 경우는 미미한 것으로 나타난다.

<표 7> 거주주택 소유가구의 단독소유, 공동소유 분포

구분	가구수	백분율(%)
거주주택 소유가구	9,915,479	100.00
단독소유	9,043,212	91.20
공동소유	872,267	8.80
2인	823,466	8.30
3인	15,096	0.15
4인 이상	33,706	0.34

거주주택이 단독으로 소유되고 있는 경우 소유자와 가구주와의 관계를 살펴볼 수 있는데, 그 결과는 <표 8>과 같다. 가구주가 주택을 보유하고 있는 경우가 81%로 가장 많은 비율을 차지하고 있으며, 그 다음이 가구주의 배우자로 약 14%를 차지한다. 이는 가구주나 그 배우자에 의해 거주주택이 단독으로 소유되는 비율이 전체의 약 95%를 차지함을 뜻한다.

기타의 경우 중에서는 가구우주의 부모가 소유하고 있는 경우가 29만 명으로 높게 나타나며, 다음이 가주의 첫째 자녀가 소유하고 있는 경우가 5.8만 명으로 나타난다.

<표 8> 거주주택 단독소유시, 소유자와 가구주와의 관계

구분	가구수	백분율(%)
단독소유 계	9,043,073*	100.00
가구주	7,340,056	81.17
가구주의 배우자	1,295,188	14.32
가구주의 부모	293,022	3.24
배우자의 부모	7,684	0.08
형제자매, 그 배우자	5,330	0.06
가구주의 첫째 자녀	58,455	0.65
가구주의 둘째 자녀	30,392	0.34
가구주의 셋째 자녀	3,189	0.04
가구주의 넷째 자녀	135	0.00
가구주 첫째 자녀의 배우자	1,690	0.02
기타 친인척	7,930	0.09

\*무응답을 제외한 결과, 앞서 수치보다 감소

거주주택이 가구원에 의해 단독으로 소유되지 않고 공동으로 소유된다면, 전술한 대로 크게 가구원과 공동으로 소유되는 경우와 비가구원과 공동으로 소유되는 경우로 구분할 수 있다. 물론 3명 이상의 소유자가 존재할 수 있으므로 가구원과 비가구원과 동시에 공동소유할 수도 있다. 이에 대한 분포는 다음 <표 9>와 같다. 다른 가구원과 공동으로 소유하고 있는 경우가 63%로 더 많으며, 비가구원과 공동으로 소유하고 있는 경우는 약 40% 수준이다. 3.4%는 가구원, 비가구원과 동시에 공동으로 소유하고 있는 경우이다.

가구원과 공동으로 소유하고 있는 55.3만 가구 중 대부분은 1명의 가구원과 함께 소유하고 있으며(54.9만 가구), 공동소유 가구원이 2명인 경우는 4천 가구에 불과하다. 비가구원과 공동소유하고 있는 34.8만 가구 중에서는 공동소유 비가구원 수가 1인 경우가 많지만(30.0만 가구), 비가구원 2인과 공동으로 소유하고 있는 경우도 4만 가구로 적지 않은 편이다.

<표 9> 거주주택 공동소유시 가구원 및 비가구원과의 공동소유 빈도

구분	가구수	백분율(%)
공동소유	872,267	100.00
가구원과 공동소유	553,125	63.41
공동소유 가구원이 1명	549,035	62.94
공동소유 가구원이 2명	4,090	0.47
비가구원과 공동소유	348,439	39.95
공동소유 비가구원이 1명	299,637	34.35
공동소유 비가구원이 2명	40,303	4.62
공동소유 비가구원이 3명	4,409	0.51
공동소유 비가구원이 4명	4,090	0.47
가구원, 비가구원과 공동소유	29,297	3.36

<표 10>은 가구원과 거주주택을 공동소유할 경우에 한해 소유자의 구성 분포를 보여준다.4) 거주주택을 가구원과 공동소유하고 있는 55만 가구 중 가구주를 포함하고 있는 경우가 약 54.7만 가구로 약 99%를 차지하고 있다. 그 중에서도 가구주

와 배우자로 소유자가 구성된 경우가 51.9만 가구로 전체의 약 94%를 차지하고 있다. 기타 경우에는 가구주와 부모로 구성된 경우가 2만 가구이며, 가구주와 부모, 그리고 가구주의 형제자매나 그 배우자로 구성된 경우가 4천 가구 정도로 나타난다.

<표 10> 가구원과 거주주택을 공동소유할 경우 소유자의 구성 분포

구분	가구수	백분율(%)
가구원과 공동소유	553,125	100.00
가구주 포함	547,324	98.95
가구주 + 배우자	519,436	93.91
가구주 + 부모	20,993	3.80
가구주 + 부모 + 형제자매 혹은 그 배우자	4,090	0.74
가구주 + 형제자매 혹은 그 배우자	2,806	0.51
가구주 미포함	5,801	1.05
배우자 + 부모	2,190	0.40
배우자의 부 + 배우자의 모	3,611	0.65

## 2. 비거주주택

거주주택 이외 가구가 보유하고 있는 주택의 단독소유, 공동소유 분포는 <표 11>과 같다. 거주주택 이외 한 채(이상)의 주택을 보유하고 있는 가구는 237만에 이르는데, 이 중 217만 가구(90.5%)는 이 비거주주택을 단독으로 소유하고 있다. 비거주주택을 공동으로 소유하고 있는 가구는 23만 가구인데, 이 중 18만 가구는 그 소유자가 2명으로 구성되어 있다.

4) 비가구원과 공동소유한 경우, 비가구원과 가구주와의 관계에 대한 질문은 설문에 포함되어 있지 않다.

<표 11> 비거주주택의 단독소유, 공동소유 분포

구분	가구수	백분율(%)
거주주택 이외 한 채의 주택을 보유	2,396,200	100.00
단독소유	2,167,387	90.45
공동소유	228,813	9.55
2인	180,996	7.55
3인	23,900	1.00
4인	12,703	0.53
5인	11,213	0.47

\*무응답을 제외한 결과, 앞서 수치보다 감소

비거주주택이 단독으로 소유되고 있는 경우, 그 소유자와 가구주와의 관계는 <표 12>에서 확인할 수 있다. 전체 216만 가구 중에서 가구주가 단독으로 보유하고 있는 가구는 152만으로 70% 수준에 있다. 이는 앞서 거주주택 단독소유시 가구주가 보유하고 있는 가구가 81%에 달하는 것에 비해 다소 낮은 수준이다. 가구주의 배우자에 의해 단독으로 소유되고 있는 가구는 약 56만으로 전체의 25.8%를 차지하는데, 이는 거주주택에서의 14.3% 값보다 높은 수준이다. 가구자의 배우자 이외에는 동일하게 가구주의 부모가 가장 높은 비중을 보인다.

<표 12> 단독소유 비거주주택의 소유자와 가구주와의 관계

구분	가구수	백분율(%)
비거주주택 단독소유 계	2,161,096*	100.00
가구주	1,515,293	70.12
가구주의 배우자	557,719	25.81
가구주의 부모	49,343	2.28
배우자의 부모	9,616	0.44
형제자매, 그 배우자	3,458	0.16
가구주의 첫째 자녀	10,007	0.46
가구주의 둘째 자녀	13,912	0.64
가구주의 셋째 자녀	1,613	0.07
가구주의 넷째 자녀	135	0.01

\*무응답을 제외한 결과, 앞서 수치보다 감소

비거주주택을 공동소유하고 있는 22.9만 가구는 크게 가구원과 공동소유하고 있는 경우, 비가구원과 공동소유하고 있는 경우, 그리고 가구원, 비가구원 모두와 공동소유하고 있는 경우로 구분할 수 있다. <표 13>에 따르면 가구원과 공동소유하고 있는 가구가 15.3만으로 66.7%를 차지한다. 이는 거주주택의 비율인 63.4%와 유사하거나 약간 높은 수준으로 볼 수 있다. 이 15.3만의 주택 내에서는 공동소유 가구원수가 1명인 경우가 14.4만으로 거의 대부분을 차지하고 있다. 비가구원과 공동소유하고 있는 8.7만의 가구들은 공동소유 비가구원수가 2명 이상인 경우도 적지 않게 발견된다.

<표 13> 공동소유 비거주주택의 가구원 공동소유, 비가구원 공동소유 분포

구분	가구수	백분율(%)
공동소유	228,813	100.00
가구원과 공동소유	152,750	66.76
공동소유 가구원이 1명	144,102	62.98
공동소유 가구원이 2명	8,648	3.78
비가구원과 공동소유	87,456	38.22
공동소유 비가구원이 1명	55,590	24.29
공동소유 비가구원이 2명	12,039	5.26
공동소유 비가구원이 3명	8,614	3.76
공동소유 비가구원이 4명	11,213	4.90
가구원, 비가구원과 공동소유	11,393	4.98

이 중 가구원과 공동으로 소유하고 있는 15.3만 가구에 대해 소유자의 구성을 살펴본 결과는 <표 14>와 같다. 역시 가구주를 포함하여 공동소유하고 있는 경우가 14.8만 가구로 전체의 97%를 차지한다. 이 중 약 13.7만 가구는 가구주와 배우자로 소유자가 구성된 경우로, 전체의 90%를 차지한다. 가구주와 자녀들, 그리고 가구주와 부모, 형제자매 등으로 구성된 경우가 미미하나 존재하며, 자녀들과 그 배우자에 의해서만 주택을 소유하고 있는 경우도 역시 존재한다.

<표 14> 가구원과 공동소유하고 있는 비거주주택의 소유자 구성

구분	가구수	백분율(%)
가구원과 공동소유	152,750	100.00
가구주 포함	148,281	97.07
가구주 + 배우자	137,117	89.77
가구주 + 부모 + 형제자매, 그 배우자	4,090	2.68
가구주 + 배우자의 부모	2,516	1.65
가구주 + 첫째 자녀 + 둘째 자녀	4,558	2.98
가구주 미포함	4,469	2.93
첫째 자녀 + 둘째 자녀	3,162	2.07
첫째 자녀 + 첫째 자녀의 배우자	1,307	0.86

### 3. 거주주택과 비거주주택

거주주택과 비거주주택을 동시에 보유하고 있는 가구에 대해 단독소유와 공동소유 여부, 그리고 소유자 구성의 관계를 파악할 수 있다. 먼저 <표 15>는 거주주택과 비거주주택의 단독 및 공동소유 분포를 보여준다. 비거주주택까지 소유하고 있는 가구의 약 85%는 거주주택과 단독주택을 단독 가구원이 보유하고 있을 가능성이 높게 나타난다. 다음으로 거주주택을 공동소유하고 비거주주택을 단독소유하는 경우가 6.5%를 차지하며, 거주주택을 단독소유하고 비거주주택을 공동소유하는 경우가 약 6%를 차지한다. 둘 다 공동으로 소유하는 경우는 2.2%로 그 비중이 미미하다.

<표 15> 거주주택·비거주주택의 단독소유 및 공동소유 여부

구분		비거주주택		
		단독소유	공동소유	합계
거주주택	단독소유	1,089,931 (85.35)	76,066 (5.96)	1,165,997 (91.30)
	공동소유	82,993 (6.50)	28,059 (2.20)	111,052 (8.70)
	합계	1,172,924 (91.85)	104,125 (8.15)	1,277,049 (100.00)

거주주택과 비거주주택의 단독 혹은 공동소유를 결합하여 나타난 각각의 방식별로 소유자의 구성을 살펴보기로 한다. 앞서와 마찬가지로 비가구원은 가구주와의 관계가 조사되어 있지 않기 때문에 공동소유의 경우 2명 이상의 가구원이 존재하는 경우로 한정된다. <표 15>에 비해 표본이 감소하는 까닭이 바로 여기에 있다.

먼저 <표 16>은 거주주택과 비거주주택이 한 명의 가구원에 의해 단독소유된 경우, 두 소유자의 관계를 보여준다. 가구주의 부모, 배우자의 부모가 정확히 동일인인지는 확인할 수는 없지만,<sup>5)</sup> 대체로 동일인일 것으로 판단되는 경우는 회색 음영으로 구분 표기하였다. 가장 높은 비중은 거주주택과 비거주주택 모두 가구주에 의해 소유된 경우로 약 45%의 비중을 보였다. 비거주주택이나 거주주택 중 하나가 가구주에 의해 단독으로 소유되고 있는 경우도 전체의 88%를 차지하고 있어서, 주택 소유에 있어서 가구주의 비중이 재차 확인된다. 가구주 못지 않게 가구주의 배우자의 비중도 높는데, 거주주택과 비거주주택이 배우자에 의해 소유된 경우가 8.2%로 개별 셀 기준으로는 상대적으로 높게 나타난다. 그러나 배우자에 의해 주택이 모두 소유되기보다 가구주와 배우자와 나누어 소유되는 경우가 더 많이 나타난다. 거주주택은 가구주가 소유하고 비거주주택은 가구주의 배우자가 소유하는 경우가 약 24%로, 그리고 반대로 거주주택을 배우자가 소유하며 비거주주택을 가구주가 소유하는 경우가 약 12%로 산정된다. 배우자는 주택 소유의 주체라기보다 가구주의 주택 소유를 보완하는 역할을 맡고 있는 것으로 판단된다. 기타 경우에는 거주주택과 비거주주택 모두 가구주의 부모가 소유하고 있는 경우가 2.5만 가구(2.1%)로 상대적으로 높게 나타나고 있다.

---

5) 한 주택은 ‘부’에 의해, 다른 주택은 ‘모’에 의해 소유될 수 있다.

<표 16> 거주주택과 비거주주택을 모두 단독으로 소유할 경우 소유자의 구성

구 분	비거주주택 (단독)										
	가구주	가구주의 배우자	가구주의 부모	배우자의 부모	형제자매, 그 배우자	가구주의 첫째 자녀	가구주의 둘째 자녀	가구주의 셋째 자녀	가구주의 넷째 자녀	합계	
거주주택 (단독)	가구주	526,444 (44.88)	281,090 (23.96)	15,558 (1.33)	6,314 (0.54)		3,106 (0.26)	13,912 (1.19)	1,613 (0.14)	848,037 (72.30)	
	가구주의 배우자	139,867 (11.92)	95,734 (8.16)	1,255 (0.11)						236,856 (20.19)	
	가구주의 부모	16,675 (1.42)		24,728 (2.11)		3,458 (0.29)				44,861 (3.82)	
	배우자의 부모	3,528 (0.30)								3,528 (0.30)	
	형제자매, 그 배우자			5,330 (0.45)						5,330 (0.45)	
	가구주의 첫째 자녀	22,394 (1.91)	20 (0.00)				6,902 (0.59)			29,315 (2.50)	
	가구주의 둘째 자녀	4,861 (0.41)								4,861 (0.41)	
	가구주의 넷째 자녀								135 (0.01)	135 (0.01)	
	합계	713,769 (60.85)	376,844 (32.13)	46,871 (4.00)	6,314 (0.54)	3,458 (0.29)	10,007 (0.85)	13,912 (1.19)	1,613 (0.14)	135 (0.01)	1,172,924 (100.00)

<표 17>은 거주주택은 단독으로, 그리고 비거주주택은 공동으로 소유하고 있을 경우의 소유자 분포를 보여준다. 이 경우 거주주택을 단독으로 소유하고 있는 가구원은 가구주이거나 그 배우자인 경우로 한정된다. 비거주주택의 소유자들과 연계하여 봤을 때, 거주주택은 가구주가 소유하고 비거주주택은 가구주와 그 배우자가 공동으로 소유하는 경우가 가장 높은 빈도를 보인다(45.2%). 거주주택은 가구주의 배우자가 소유하며 비거주주택이 가구주와 그 배우자에 의해 공동으로 소유되는 경우가 그 다음의 빈도를 보인다. 결국 거주주택 단독 소유 - 비거주주택

공동 소유 집단 내에서도 약 80%의 가구가 가구주와 배우자 내에서 소유권을 분배하고 있다. 가구주가 거주주택을 소유하고 있지만 비거주주택은 가구주와 첫째 자녀가 공동으로 소유하고 있는 경우, 가구주의 배우자가 거주주택을 소유하지만 비거주주택은 첫째 자녀와 둘째 자녀가 소유하고 있는 경우도 각각 10%, 7%의 비율로 나타난다.

<표 17> 거주주택을 단독으로, 비거주주택을 공동으로 소유할 경우 소유자의 구성

구 분		비거주주택 (공동)				합계
		가구주 - 배우자	가구주 - 첫째 자녀	첫째 자녀 - 둘째 자녀	첫째 자녀 - 첫째 자녀의 배우자	
거 주 주 택 (단 독)	가구주	19,953 (45.16)	4,558 (10.32)			24,511 (55.48)
	가구주의 배우자	15,204 (34.41)		3,162 (7.16)	1,307 (2.96)	19,673 (44.52)
	합계	35,202 (79.67)	4,569 (10.34)	3,162 (7.16)	1,307 (2.96)	44,184 (100.00)

거주주택을 공동으로 소유하고 비거주주택을 단독으로 소유할 경우, 거주주택의 공동소유자는 가구주와 그 배우자인 경우밖에 존재하지 않는다(표 18). 거주주택은 부부가 공동으로 소유하고 있지만, 비거주주택은 가구주가 소유하고 있는 경우가 67%로 가장 높게 나타나며, 다음이 비거주주택은 배우자가 소유하고 있는 경우로 약 25%로 나타난다. 부부 내에서 소유권이 분배되는 경우가 전체의 92%를 차지하고 있다.

<표 18> 거주주택을 공동으로, 비거주주택을 단독으로 소유할 경우 소유자의 구성

구 분	비거주주택 (단독)				합계
	가구주	배우자	부모	둘째 자녀	
가구주 - 배우자	44,412 (67.39)	16,351 (24.81)	3,482 (5.28)	1,654 (2.51)	65,899 (100.00)

마지막으로 <표 19>는 거주주택과 비거주주택 모두 2명 이상의 가구원에 의해 소유된 경우 소유자의 구성을 보여준다. 매우 다양한 구성이 존재할 수 있음에도, 재정패널조사자료에서 발견되는 사례는 단 두 가지 경우이다. 가구주와 배우자가 거주주택과 비거주주택을 모두 공동소유하고 있는 경우, 그리고 거주주택과 비거주주택이 모두 가구주와 부모, 그리고 형제자매에 의해 공동소유되고 있는 경우이다. 물론 가구주와 배우자에 의해서만 공동소유되고 있는 경우가 77%로 더 큰 비중을 보인다.

<표 19> 거주주택과 비거주주택 모두를 공동으로 소유할 경우 소유자의 구성

구 분		비거주주택 (공동)		
		가구주 - 배우자	가구주 - 부모 - 형제자매 혹은 그 배우자	합계
거주주택(공용) (여)	가구주 - 배우자	13,724 (77.04)		13,724 (77.04)
	가구주 - 부모 - 형제자매 혹은 그 배우자		4,090 (22.96)	4,090 (22.96)
	합계	13,724 (77.04)	4,090 (22.96)	17,814 (100.00)

## V. 결론 및 시사점

주택은 가구자산에서 가장 큰 비중을 차지하면서 가구의 경제적 능력의 원천이자 부의 축적 및 증식수단으로 널리 활용되고 있음에도 불구하고, 이 자산이 어떻게 소유되고 있는지에 대해서는 그간 거의 연구가 이루어지지 않았다. 특히 많은 부동산 관련 조세가 단독소유, 공동소유 여부에 따라 그 납부액이 달라질 수 있음에도 불구하고, 조세나 재정의 관점에서 의미있는 기초통계가 제공되지 않고 있다. 이에 본 연구는 주택의 소유자 구성에 대한 문항을 포함하고 있는 재정패널조사 자료를 활용하여, 주택의 단독소유·공동소유 비중, 소유자의 구성 등을 살펴보았다.

분석결과 먼저 주택은 대체적으로 1명의 가구원에 의해 단독으로 소유되고 있다. 단독소유의 비율은 거주주택에서 91.2%, 비거주주택에서 90.5%로 나타나, 10가구 중 9가구가 주택을 단독으로 소유하는 경향을 갖고 있다. 설령 주택이 공동으로 소유된다고 하더라도 공동소유자의 수가 2명인 경우가 가장 높은 비율을 차지한다. 거주주택의 경우 공동소유 87만 가구 중 82만 가구가, 비거주주택은 공동소유 23만 가구 중 18만 가구가 2명에 의해 주택을 공동으로 소유하고 있다.

가구주는 주택의 소유에 있어서 핵심적인 역할을 담당하고 있다. 거주주택을 단독소유하고 있는 가구 중 그 소유자가 가구주인 가구는 81%를 차지하고 있으며, 비거주주택 단독소유의 경우에도 이 비율은 70%로 나타난다. 가구원들끼리 공동소유를 하고 있다고 하더라도 이 가구원들 내에 가구주가 포함되어 있는 가구의 비율이 거주주택은 99%, 비거주주택도 97%에 이르고 있기 때문이다. 가구주는 가구를 대표하는 가구원일 뿐만 아니라 주택을 소유하고 있는 가구원으로 접근하여도 많은 경우 문제가 없는 상황이다.

가구주와 함께 주택소유에 있어 주도적 역할을 담당하는 가구원은 가구주의 배우자인 것으로 나타난다. 거주주택을 단독소유하고 있는 가구 내에서 그 소유자가 가구주의 배우자인 경우가 14%로 가구주 다음으로 나타나며, 비거주주택 단독소유에 있어서도 소유자가 배우자인 비율이 26%로 역시 가구주 다음의 순위를 보인다. 주택을 공동소유함에 있어서도 배우자의 역할이 두드러지는데, 거주주택에 대해 가장 빈번한 공동소유의 패턴은 가구주와 배우자에 의한 공동소유로 이 비율이 전체 거주주택 공동소유의 94%를 차지하고 있다. 비거주주택 역시 가구주와

배우자가 함께 소유하는 비율이 전체 공동소유의 90%를 차지한다. 거주주택과 비거주주택을 동시에 단독으로 보유하고 있는 경우에도 거주주택은 가구주, 비거주주택은 배우자에 의해 소유되거나, 거주주택은 배우자, 비거주주택은 가구주에 의해 소유되는 경우가 상대적으로 높은 비율을 차지한다. 거주주택과 비거주주택을 동시에 보유하고 있으면서 공동으로 소유하고 있는 경우에도 가구주와 배우자 사이에서 소유되고 있는 경우가 최소 70% 이상의 비중을 보인다. 상속, 증여의 측면에서 부모 혹은 자녀와의 공동소유도 충분히 고려할만한 대안임에도 불구하고, 주택자산의 소유권은 부부를 중심으로 형성되고 있다.

비거주주택의 소유는 예상만큼 거주주택의 소유와 그 패턴이 다르지 않은 것으로 보인다. 비거주주택의 단독소유 비율은 90.4%로 거주주택의 비율(91.2%)과 유사하며, 공동소유시 가구원과 공동소유하고 있는 비율도 66.8%로 거주주택의 비율(63.4%)과 크게 다르지 않다. 가구원과 공동소유할 경우 가구주를 포함하고 있는 비율도 97.1%로 거주주택(99.0%)과 유사하며, 가구주와 배우자가 공동소유하고 있는 비율 역시 89.8%로 93.9%의 거주주택과 큰 차이를 갖는다고 보기 어렵다. 다만 전술한대로 비거주주택은 가구주보다 배우자에 의해 소유되는 비율이 훨씬 높다는 점(25.8% > 14.3%), 그리고 거주주택은 가구주, 비거주주택은 배우자에 의해 소유될 확률이 반대의 경우보다 크다는 점(24.0% > 11.9%) 등이 차이점으로 지적될 수 있다.

단독소유가 보편적으로 나타남에도 불구하고 약 9~10%의 가구는 거주주택이나 비거주주택을 공동소유하고 있다는 사실은, 주택은 왜 공동으로 소유되는지에 대한 연구가 필요함을 시사한다. 공동소유는 가구의 특성 때문에 나타날 수도 있으며, 주택의 특성 때문에 나타날 수도 있다. 특히 주택가격의 영향은 심도있게 살펴볼 필요가 있다. 만약 과표산정의 근거가 되는 주택가격 이상에서 공동소유가 급격히 일어난다면, 이는 절세의 유인이 주택의 소유권 분할에서 큰 역할을 하고 있음을 시사한다. 만약 다른 가구의 특성이나 주택의 특성이 공동소유보다 단독소유를 선호하게 작동한다면, 절세를 위한 공동소유는 이와 대치되는 요인으로 작동하게 된다. 이는 누진세율에 기초한 현재의 부동산조세체계의 개선에 대한 시사점으로 이어질 수 있다. 종합부동산세의 관점에서는 단독소유라 하더라도 거주주택과 비거주주택의 소유자를 달리하는 것 역시 동일하게 분석할 수 있을 것이다.

## 참고문헌

국세청 (2014), 「부동산과 세금」.

통계청·금융감독원·한국은행 (2014), “2014년 가계금융·복지조사 결과”, 보도자료 (11월 14일).

Kim, J., Choi, M. and Ko, J. (2009), “Mismatch between homeownership and residence in Korea”, *Housing Finance International*, 24(1): 27-33.

2014년 재정패널 학술대회

## 대학원생 논문 발표

**발표 1. 사회경제적 흡연 불균형에 관한 실증분석**

발표자 : 강영준 (고려대학교 경제학과)

**발표 2. 조세관련 재정패널 데이터의 대표성에 대한 연구 :  
국세통계연보와의 비교를 중심으로**

발표자 : 박현 (한양대학교 경제금융대학원)





# 사회경제적 흡연 불균형에 관한 실증분석



■ 강 영 준\*

---

\* 강영준(Kang Young-jun). 박사과정생(서울특별시 성북구 안암동 5가 1번지 고려대학교 경제학과,  
TEL: 02-3290-2200, MP: 010-4132-1553, E-mail: kangmetrics@gmail.com)



# 차 례

I. 서론.....	303
II. 변수 설명과 자료 요약.....	306
1. 변수 설명.....	306
2. 자료 요약.....	309
III. 추정모형과 계량방법론.....	311
1. 추정모형.....	311
2. 계량방법론.....	314
IV. 추정 결과.....	317
부 록 (Appendix).....	324
참고문헌.....	325



# 사회경제적 흡연 불균형에 관한 실증분석

## (Empirical Analysis for Socioeconomic Inequality in Smoking)

강 영 준

### 요약

본 논문은 2007년부터 2012년까지 6개년도 재정패널 자료를 이용하여 사회경제적 위치에 따른 흡연의 차이를 실증 분석하였다. 분석을 위해 사용된 사회경제적 위치 변수는 나이, 학력, 소득, 성별, 결혼, 직종, 가구정보이고, 흡연의 차이 변수는 흡연율과 흡연량이다. 분석방법은 확률효과(Random Effect) 모형과 표본선택(Sample Selection) 모형을 사용하였다. 실증분석 결과, 흡연율은 나이에 따라, 가장인 경우, 직업이 있는 경우, 기초생활수급자의 경우 증가하였고, 학력 / 소득 / 가구 내 성인 수 / 시간에 따라, 여성인 경우 감소하였다. 흡연량은 나이에 따라 증가하지만 40대 초반을 기점으로 감소하고, 소득에 따라 증가하지만 월 소득 450만원을 기점으로 감소한다. 이외에 전문/사무직을 제외한 직종에서 흡연량이 증가하였고, 학력 / 시간에 따라, 미취학 아동이 있는 경우 흡연량이 감소하였다. 만 60세까지의 하위표본 분석결과에서는 담배가격에 따라 흡연량이 감소하고, 수입담배를 피는 경우 흡연량이 증가하는 것으로 나타났다.

주제어: 흡연(Smoking), 사회경제적 위치(Socioeconomic Stats),  
표본선택모형(Sample Selection Model)

## I. 서론

사회경제적 위치(Socioeconomic Status, SES)란 학력, 소득, 직종 등에 기초한 개인 또는 가구의 경제적, 사회적 위치를 뜻한다. 사회경제적 위치에 따른 흡연율 또는 흡연량의 차이에 대한 연구는 경제학, 보건학, 사회학 등의 분야에서 널리 연구되고 있다. 본 논문에서는 한국재정패널 자료의 사회경제적 위치 정보를 이용하여 한국에서 사회경제적 상태에 따른 흡연의 차이를 실증분석 하고자 한다. 한국재정패널 자료는 국내에서 유일하게, 담배소비 관련 정보 외에 흡연자가 선호하

는 대표담배의 제품명과 가격정보를 포함하고 있는 공개 패널 자료이므로, 이와 같은 연구에 가장 적합하다고 할 수 있다.

선행연구에 따르면, 주로 사회경제적 위치가 낮을수록 흡연을 또는 흡연량이 증가하는 것으로 나타난다. Hanson과 Chen(2007)은 문헌분석(Meta-analysis)을 통해, 낮은 사회경제적 위치에 있는 가구의 10대 청소년들이, 상대적으로 높은 사회경제적 위치에 있는 가구의 10대 청소년들보다, 더 많이 흡연하고 있음을 정리하였다. Farrelly 외(2001)는 성인에 대해 성별, 소득, 나이, 인종에 따라 담배가격 인상에 따른 담배소비의 가격탄력성이 다르게 나타나는 것을 밝혔다. 그들에 따르면 여성, 성년 초반, 아프리카계 미국인, 스페인계 미국인, 중위값 소득(Median Income) 이하의 성년들이 담배가격 인상에 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 특히 중위값 이하의 소득자들은 그 이상의 소득자들에 비해 담배가격 인상에 4배 이상 민감하였다. Chandola 외(2003)는 학력, 직업, 경제활동상태, 결혼여부, 사회보조여부, 가구 내 흡연자 비율에 따라 금연 또는 금연결정을 선택할 확률이 다르다는 결론을 얻었다. 이 연구의 중요한 발견은 개인의 흡연행태(Smoking Behaviour)가 가구 단위에서 타 가구원과 상호작용하고 있다는 점을 밝힌 것이다. Gilman 외(2003)는 생애주기(Lifespan)에 따라 교육, 직종, 성별, 인종 등의 사회경제적 변수에 따라 흡연율이 다름을 보였다. 그들 역시 사회경제적 위치에 있는 사람들의 흡연량이 상대적으로 많고, 금연을 쉽게 하지 못하고 있음을 설명하고 있다. Graham과 Der(1999)는 사회경제적 위치에 따른 여성의 흡연패턴에 대한 연구 결과, 노년층 여성의 흡연을 감소가 남성과 달리 저항력(persistency)이 있음을 발견하였다. Thomas 외(2008)는 사회경제적 위치가 낮은 집단에서 담배소비세 인상에 따른 흡연을 감소가 상대적으로 작음을 밝혔다.

이와 같은 사회경제적 위치에 따른 흡연 불균형 연구들은 주로 흡연의 척도(Measurement)로 흡연율을 사용한다. 그 이유는 흡연율 정보를 대부분의 국가에서 국민 건강과 관련하여 국가통계로 수집하기 때문에 자료를 구하기가 쉽고, 흡연인구의 상대비율만을 계산하므로 분석이 용이하기 때문이다. 이들 연구의 주요 분석 방법은 사회경제적 위치 변수를 청년, 중년, 노년 또는 고졸이하, 대졸 또는 사무직, 일용직, 서비스직 등의 범위로 구분하여 하위표본(Sub-sample)을 만들고, 각 하위표본에서 흡연율 평균이 감소 또는 증가하는 일정한 패턴을 확인한다. 그런데

흡연결정과 흡연자의 담배소비는 서로 다른 요인에 영향을 받기 때문에 흡연율과 흡연량에 대한 두 가지 모형을 분석할 필요가 있다. 그리고 보다 엄밀한 통계적 분석을 위해서는 계량분석모형을 도입할 필요가 있다. Atkinson 외(1984)는 Cragg(1971)의 이분모형(Double Hurdle Model)을 사용하여 흡연율에 대한 선택모형과 흡연량에 대한 회귀모형을 각각 추정하였다. 국내 연구에서는 정우진 외(2007)가 이분모형을 사용하였는데, 흡연율에 대한 로짓모형(Logistic Regression)과 흡연량에 대한 토빗모형(Tobit Model)을 각각 추정하였다. 그들의 결과에 따르면, 월평균 150만원 이상 250만원 미만인 경우, 자신에 대한 주관적인 건강상태가 나쁘다고 생각하는 경우, 주변사람들이 흡연하는 경우 흡연율이 증가하였고, 대학에 진학중이거나 종교가 있는 경우, 흡연시 폐암에 대한 인지도가 있는 경우 흡연율이 감소하였다. 흡연량에 대해서는 전남에 거주할 경우, 무직에 비해 사무직과 노동직에 종사할 경우, 주변사람이 흡연하는 경우 흡연량이 증가하였고, 광주와 경북에 거주할 경우, 금연 시도 횟수가 많을수록 흡연량이 감소하였다.

이러한 이분모형은, 흡연율과 흡연량에 대해 통계학적 분석 결과를 제시한다는 점에서 일반적인 사회경제적 위치에 따른 흡연율 불균형 연구보다 엄밀하다고 할 수 있다. 그러나 두 개의 모형을 각각 추정한다는 것은 흡연율과 흡연량이 서로 관련이 없다는 독립성(Independency)을 가정한다. ‘흡연을 할 것인가?’의 선택과 ‘하루에 얼마나 담배를 피울 것인가?’의 결정은 관측된(Observed) 사회경제적 위치와 관측되지 않은(Unobserved) 사회경제적 위치 또는 개인 특성(Characteristic Component) 등에 공통적으로 영향을 받을 것이다. 따라서 이분모형의 독립성 가정은 성립되지 않을 가능성이 크다. 이에 대해 Jones(1989)는 두 모형 간 오차항의 독립가정을 완화한 추정을 시도하였다. 이분모형의 또 다른 문제점은 흡연량 모형에서 비흡연자의 흡연량은 0이라는 점이다. 이는 두 가지 문제점을 준다. 하나는 표본의 절반 이상이 0 이므로, 흡연량에 대한 선형회귀모형 추정 계수 값이 과소 추정될 수 있다는 것이고, 나머지 하나는 표본선택편의(Sample Selection Bias)가 발생할 수 있다는 것이다. 표본선택편의는 흡연자와 비흡연자의 관측되지 않는 개인 특성이 다르고, 이러한 개인 특성이 체계적으로(Systematically) 상관계수의 추정에 편의를 유발할 수 있음을 뜻한다. 이는 앞서 언급한 이분모형의 독립성과 같은 문제이기도 하다. 이러한 문제에 대한 해결책으로 Madden(2008)은 Heckman(1979)의 표본선택모

형(Sample Selection Model)을 도입하여 흡연율과 흡연량에 대한 이분 모형을 하나의 모형에서 추정하였다.

본 논문에서는 2007년부터 2012년까지 6개년도 재정패널 자료를 사용하여 흡연에 대한 표본선택모형을 추정하고자 한다. 비교분석을 위해 흡연자만의 하위표본에서 흡연량에 대한 패널 확률효과모형(Random Effect Model)도 함께 추정한다. 이와 같은 시도는 횡단면자료(Corss-section Data)에서 이분모형을 사용한 정우진 외(2007)에 대한 보완 연구(Robust Research)가 될 것이다. 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 변수에 대한 설명과 기초 통계량을 통한 자료 요약, 3장에서는 추정모형의 설계와 계량방법론에 대한 설명, 4장에서는 추정결과를 확인하고 5장에서는 실증분석 결과를 종합하여 사회경제적 위치와 흡연행태의 관계에 대한 함의(Inference)를 살펴본다.

## II. 변수 설명과 자료 요약

### 1. 변수 설명

3장의 추정을 위해 사용한 변수의 설명은 <표 2-1>과 같다. 흡연에 대한 변수는 흡연여부와 흡연량이다. 흡연여부는 흡연율에 대한 변수이다. 분석에 사용된 자료는 시계열이 6개인 패널자료이므로, 연도별 흡연율을 분석하는 것은 큰 의미가 없다. 이에 대한 대안으로 흡연여부를 더미변수(Dummy Variable)로 정의하고, 사회경제적 위치 변수를 포함한, 설명변수(Explanatory Variables)의 변화에 따른 흡연율 확률의 변화를 추정하는 방법을 사용하였다. 흡연율 확률의 변화는 흡연인구의 비율 변화를 야기하므로 전자는 후자의 대리변수(Proxy)가 될 수 있기 때문이다. 따라서 앞으로 본 논문에서 논의하는 흡연율은 전체 표본에서 흡연인구가 차지하는 비율이 아님을 주의하여야 한다. 흡연량은 흡연자에게만 있는 정보로 갑 단위로 표현된 월평균 흡연량을 개피 단위의 일평균 흡연량으로 바꾸어 변수로 사용하였다. 흡연여부와 일평균 흡연량은 3장에서 다루게 될 추정모형의 종속변수이다.

<표 2-1> 변수 설명

구분	변수명	단위	변수 설명
종속 변수	흡연여부 더미	1=흡연	비흡연(0), 흡연(1)
	일평균 흡연량	개 피	일평균 흡연량 = 월 평균 흡연량(갑)×20÷30
개인 정보	나이	년	만 나이 = 조사대상년도 - 출생년도
	학력	년	초졸(6), 중졸(9), 고졸(12), 전문대졸(14), 일반대졸(16), 석사수료/졸업(18), 박사수료/졸업(20) ※ 중퇴/재학/휴학인 경우 최종교육기간의 0.5를 반영 (예) 중학교 중퇴 = 초졸(6) + 중학교(3)×0.5 = 7.5
	월평균 경상소득	백만원	월평균 경상소득 = 월 가구 경상소득 ÷ (가구원수) <sup>1/2</sup> ※ 월평균 경상소득은 균등화 가구소득에 기초
	성별 더미	1=여성	남성(0), 여성(1)
	결혼 더미	1=기혼	미혼(0), 기혼/이혼/사별(1)
	가장 더미	1=해당	가구원(0), 가장(1)
직업 정보	전문/사무직 더미	1=해당	행정관료, 전문직, 사무직 종사자 여부
	기능/노무직 더미	1=해당	기능직, 노무직 종사자 여부
	서비스직 더미	1=해당	판매직, 서비스직 종사자 여부
	1차 산업직 더미	1=해당	농어업 종사자 여부
	군인/기타직 더미	1=해당	군인, 기타직 종사자 여부
가구 정보	가구내 성인수	명	가구 내 만 20세 이상 성인의 수
	가구내 미취학 아동수	명	가구 내 만 8세 미만 아동의 수
	가구내 취학 아동수	명	가구 내 만 8세부터 만19세까지 아동의 수
	기초생활수급 더미	1=해당	기초생활수급 대상 가구 여부
	시/군 더미	1=시지역	군지역 거주(0), 시지역 거주(1)
흡연 정보	담배실질가격	천 원	담배실질가격 = 담배명목가격 ÷ 2010년 기준 CPI ※ 담배명목가격은 개인별 선호 담배의 가격을 반영
	수입담배소비 더미	1=해당	국산담배소비 선호(0), 수입담배소비 선호(1)
시간 효과	2008년 더미	1=해당	조사대상년도 2008년 여부
	2009년 더미	1=해당	조사대상년도 2009년 여부
	2010년 더미	1=해당	조사대상년도 2010년 여부
	2011년 더미	1=해당	조사대상년도 2011년 여부
	2012년 더미	1=해당	조사대상년도 2012년 여부

설명변수는 사회경제적 위치 변수와 흡연정보 변수, 시간효과 변수를 사용하였다. 사회경제적 위치에 대한 변수는 크게 개인정보, 직업정보, 가구정보의 세 가지로 나뉜다. 개인정보는 나이, 학력, 월평균 경상소득, 성별더미, 결혼더미, 가장더미의 여섯 가지 변수로 구성되어 있다. 나이는 현재년도에 탄생년도를 뺀 만 나이

를 사용하였고, 학력은 각 교과 과정의 교육년수와 졸업 여부를 기준으로 년 수로 재계산 하였다. 월평균 경상소득은 가구균등화지수  $W_h = C/N^\theta$  ( $C$ : 가구 단위액,  $N$ : 가구원 수,  $\theta=1/2$ )를 사용하여 월 가구 경상소득을 각 가구원에 대해 동일하게 평준화 하였다. 이는 공동생활에 따른 비용절약 등, 가구원수의 증가에 따라 소득과 지출에 규모의 경제가 있음을 가정하는 것으로 가구소득을 개인소득으로 전환하는 하나의 방법이다. 성별더미는 여성에 대한 변수이고, 결혼더미는 미혼 또는 이혼을 제외한 모든 기혼자에 대한 변수이고, 가장더미는 가장에 대한 변수이다. 나이, 학력, 소득은 다음에 나오는 직업과 함께 대표적인 사회경제적 위치변수이다. 여기에 흡연행태에 영향을 줄 수 있는 성별, 결혼여부, 가장여부라는 추가적인 사회 경제적 위치변수를 분석에 추가하였다.

직업정보는 전문/사무직 더미, 기능/노무직 더미, 서비스직 더미, 1차 산업직 더미, 군인/기타직 더미의 다섯 가지로 나뉜다. 이들 더미변수들은 경제활동 인구를 다섯 가지의 직업군으로 분류한 것으로 각 더미변수의 기저(Baseline)는 무직자와 실업, 은퇴, 가정주부, 학생 등의 비경제활동 인구이다. 4장의 분석 결과에서 직업정보를 통해 무직자, 비경제활동 인구와 직업이 있는 사람 간의 흡연율과 흡연량의 차이를, 직업이 있는 사람 내에서 직업군 간에 흡연율과 흡연량의 차이를 확인 할 수 있다.

가구 정보는 가구 내 성인 수, 가구 내 미취학 아동 수, 가구 내 취학 아동 수, 기초생활수급 더미, 시/군 더미의 다섯 가지이다. 가구 내 성인 수는 한 개인이 속한 가구 내에 만 20세 이상의 성인의 숫자이다. 마찬가지로 가구 내 미취학 아동 수는 한 개인이 속한 가구 내에 만 8세 미만의 아동 숫자이고, 가구 내 취학 아동 수는 만 8세 이상 20세 미만의 아동의 숫자이다. 이 세 가지 구성원 숫자 변수는 가구 구성에 따른 흡연율과 흡연량의 차이를 분석하기 위한 변수이다. 기초생활 수급더미는 최저소득 계층에 대한 변수로 월평균 경상소득 외에 최저소득 계층만의 흡연행태를 분석하기 위한 변수이다. 시/군 더미는 거주 지역에 따른 흡연행태를 분석하기 위한 변수이다.

흡연정보는 담배실질가격과 수입담배소비 더미변수로 나뉜다. 담배실질가격이란 흡연자가 선호하는 대표담배의 명목가격을 2010년 기준 소비자물가지수(Consumer Price Index, CPI)로 나눈 값이다. 국산 담배의 경우, 국가에서 가격을 통제하고 있

으며 2005년 1월 기준가격 2,500원으로 가격 인상 2014년 현재까지 동결되었다. 국내에서 시판되는 외국산 담배의 경우, 2011년 4월에서 2012년 2월 사이에 기준 가격 2,500원에서 200원씩 소폭의 가격상승이 있었다. 따라서 담배가격은 물가상승률을 고려하였을 때, 2005년 이후 실질적으로 가격이 하락하는 추세이므로, 이를 반영하기 위해 명목변수가 아닌 실질변수를 사용하였다. 수입담배소비 더미변수는 수입담배를 선호하는 사람의 흡연행태를 분석하기 위한 변수이다.

마지막으로 시간효과 변수는 흡연결정 또는 흡연량에 시간에 따른 추세(Time Trend)가 있을 경우, 이를 통제(Control) 하기 위한 변수이다. 4장의 추정결과에서 시간효과 변수의 계수값을 통해, 분석기간인 2007년부터 2012년까지 시간에 따른, 최근의 흡연행태 변화를 확인할 수 있다.

## 2. 자료 요약

결측치(Missing Value)를 제외한 원 자료의 크기는 전체 표본 수가 87,989개, 흡연자 표본 수가 11,254개이다. 이 중 법적 흡연가능 나이인 만 20세 이상에 대해서만 분석을 범위를 한정하였다. 그 결과 분석에 사용된 자료는 전체 표본의 크기가 63,945개, 흡연자 하위 표본의 크기가 11,161개이다. 원 자료와 분석 자료에서 흡연자 하위표본의 숫자에 차이가 없는 것은 청소년 흡연에 대한 측정오차(Measurement Error)가 존재함을 의미할 수 있다. 따라서 전체 연령에 대한 분석보다는 만 20세 성인인구에 대한 분석이 좀 더 바람직하다고 할 수 있다.

분석에 사용된 전체 표본은 시계열이 6개년, 개인(Individual Cluster)이 13,838명인 불균형 패널자료(Unbalanced Panel Data)이고, 흡연자 하위 표본은 크기가 시계열이 6개년, 개인이 3,341명인 불균형 패널자료이다. 불균형 패널자료를 통한 분석에서 표본이탈(Attrition)에 따른 표본선택편의의 문제가 발생할 수 있다. 표본이탈은 설문 응답자가 설문 전체 또는 특정 항목에서 설문에 응하지 않아 결측치가 발생하는 경우를 말한다. 이러한 이탈이 특정 계층에서 체계적으로 발생할 경우 표본선택편의의 문제가 발생한다. 예를 들어 저소득층에서 소득에 대한 항목에 응답하지 않을 때 결측치를 제외한 표본의 소득평균이 과대 추정된다. 만약, 연구자가 의도적으로 특정 연도에 결측치가 있는 표본의 나머지 시계열 자료를 함께 제

거하고, 균형패널자료(Balanced Panel Data)를 구성하면, 표본이탈에 따른 표본선택 편의가 발생할 확률은 더욱 높아질 것이다. 따라서 본 연구에서는 표본이탈이 임의적으로(Randomly) 일어남을 가정하고, 불균형 패널자료를 인위적인 가공 없이 그대로 활용하였다. 1 절에서 설명한 변수들의 기초통계량 요약은 <표 2-2>와 같다.

<표 2-2> 변수 요약

변 수 명	단 위	만 20세 이상 흡연자 (표본수 : 11,161)				전 체 (표본수 : 63,945)			
		평균	표준 편차	최소	최대	평균	표준 편차	최소	최대
흡연여부 더미	1=흡연	-	-	-	-	0.17	0.38	0	1
일 평균 흡연량	개 피	18.13	7.30	1.07	60	-	-	-	-
나 이	년	45.72	13.04	20	93	47.25	16.13	20	100
학 력	년	12.52	3.47	0	20	11.81	4.33	0	20
월평균 경상소득	백만원	1.95	1.33	0.18	13.38	1.98	1.41	0.18	13.38
성별 더미	1=여성	0.04	0.20	0	1	0.52	0.50	0	1
결혼 더미	1=기혼	0.85	0.35	0	1	0.83	0.38	0	1
가장 더미	1=해당	0.85	0.36	0	1	0.45	0.50	0	1
전문/사무직 더미	1=해당	0.26	0.44	0	1	0.19	0.39	0	1
기능/노무직 더미	1=해당	0.31	0.46	0	1	0.15	0.36	0	1
서비스직 더미	1=해당	0.20	0.40	0	1	0.15	0.36	0	1
1차산업직 더미	1=해당	0.06	0.23	0	1	0.05	0.21	0	1
군인/기타직 더미	1=해당	0.02	0.13	0	1	0.01	0.11	0	1
가구내 성인수	명	2.40	0.89	1	7	2.54	0.97	1	8
가구내 미취학 아동수	명	0.27	0.59	0	4	0.22	0.54	0	4
가구내 취학 아동수	명	0.60	0.85	0	5	0.52	0.82	0	5
기초생활보장 더미	1=해당	0.03	0.18	0	1	0.03	0.18	0	1
시/군 더미	1=시지역	0.92	0.27	0	1	0.92	0.27	0	1
담배실질가격	천 원	2.48	0.25	1.76	4.43	-	-	-	-
수입담배소비 더미	1=해당	0.25	0.43	0	1	-	-	-	-
2008년 더미	1=해당	0.19	0.39	0	1	0.17	0.38	0	1
2009년 더미	1=해당	0.17	0.38	0	1	0.17	0.37	0	1
2010년 더미	1=해당	0.15	0.36	0	1	0.16	0.37	0	1
2011년 더미	1=해당	0.15	0.35	0	1	0.16	0.37	0	1
2012년 더미	1=해당	0.14	0.35	0	1	0.16	0.37	0	1

전체표본과 흡연자의 하위 표본에서 평균의 차이가 가장 큰 변수는 성별 더미, 가장 더미이다. 여성은 전체 표본에서 34,066명으로 52.4%를 차지한다. 반면, 여성 흡연자는 462명으로 표본 전체의 1.36%, 흡연자의 4.13% 라는 매우 작은 비율을 차지한다. 남성의 경우, 흡연자는 10,718명으로 표본 전체의 34.64%, 흡연자의 95.87% 라는 대부분의 비율을 차지한다. 가장은 전체 표본에서 29,107명으로 전체 표본의 44.77% 의 비율을 차지한다. 가장 중 흡연자의 비율은 9,494명으로 가장 내에서 32.62%를 차지하지만, 11,161명의 흡연자 중에서 가장의 비율로 계산하면 84.92% 라는 높은 비율을 차지한다. 성별에 따른 가장의 분포를 보면, 여성 가장 이 5,503명으로 가장 내에서 18.91%를 차지한다. 즉, 가장 중 80% 이상이 남성이 고, 흡연 인구 중 95% 이상이 남성이므로 가장이 주는 정보는 성별이 주는 정보를 어느 정도 반영한다고 할 수 있다. 그러나 가장이 아닌 남성이 7,341명으로 전체 남성의 20.45%를 차지하고, 이들 중 79.59% 가 비 흡연자이므로, 가장 더미변수와 성별 더미변수 간에는 다중공선성(Multi-collinearity)이 강하지 않다고 할 수 있다. 두 변수간의 상관계수(Correlation) 값 역시 약 -0.6으로 완전 선형관계가 아니다.

### Ⅲ. 추정모형과 계량방법론

#### 1. 추정모형

이 절에서는 흡연량에 대한 패널 확률효과모형과 흡연율과 흡연량에 대한 표본 선택모형을 구체적으로 설계할 것이다. 두 모형의 계량방법론적 접근과 차이점에 대해서는 다음절에서 다루도록 한다. 실증분석에 사용된 패널 확률효과모형은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
dq = & \beta_0 + \beta_1 age + \beta_2 age^2 + \beta_3 edu + \beta_4 inc + \beta_5 inc^2 + \beta_6 gen + \beta_7 mar + \beta_8 head \\
& + \beta_9 job1 + \beta_{10} job2 + \beta_{11} job3 + \beta_{12} job4 + \beta_{13} job5 \\
& + \beta_{14} adt + \beta_{15} kid1 + \beta_{16} kid2 + \beta_{17} sub + \beta_{18} city \\
& + \beta_{19} rtprc + \beta_{20} imp + error
\end{aligned} \tag{1}$$

*dq*: 일평균 흡연량, *age*: 나이, *age*<sup>2</sup>: 나이의 제곱, *edu*: 학력, *inc*: 월 평균 경상소득, *inc*<sup>2</sup>: 월 평균 경상소득의 제곱, *gen*: 성별더미, *mar*: 결혼더미, *head*: 가장더미, *job1*: 전문/사무직 더미, *job2*: 일용/노동직 더미, *job3*: 서비스직 더미, *job4*: 1차산업직 더미, *job5*: 군인/기타직 더미, *adt*: 가구내 성인수, *kid1*: 가구내 미취학 아동수, *kid2*: 가구내 취학 아동수, *sub*: 기초생활수급 더미, *rtprc*: 담배실질가격, *imp*: 수입담배소비 더미, *error*: 오차항

확률효과 모형의 특징으로는 2장에서 요약한 설명변수를 외에 나이와 월 평균 경상소득의 제곱항을 추가적으로 설명변수로 사용하였다. 이와 같은 설계는 다음에 제시할 표본선택 모형에서도 동일하게 적용하였다. 두 변수에 대한 제곱항을 설명변수로 추가한 이유는 두 변수와 흡연량 또는 흡연량의 관계가 선형이 아님을 가정하였기 때문이다. 흡연을 시작하는 단계인 성년 초년기의 흡연량과 흡연인구의 비율은 중년기에 비해 상대적으로 그 양과 비중이 낮고, 중년기에 흡연량과 흡연율이 모두 증가 하였다가, 노년기에는 건강상의 문제로 인해 흡연량을 줄이거나 금연을 하기 때문에 나이와 흡연은 2차 함수의 관계가 있다고 할 수 있다. Lopez 외(1994) 등 나이를 사회경제적 변수로 사용한 대부분의 연구에서도 흡연율은 나이에 따라 증가하다가 감소하는 2차 함수의 형태를 갖는 것으로 나타났다.

소득의 경우, 담배는 재화이므로 소득효과에 의해 소비량이 증가하지만, 지복점(Bliss Point)을 갖는 특징으로 인해 소비량이 일정 수준에 도달하면 더 이상 소득 효과에 의해 소비량이 증가하지 않는다. 담배의 재화적 특징 외에도 소득 자체가 충분한 여가를 즐길 수 있는 수준이 되면, 건강과 삶의 질에 대한 관심이 높아져 흡연량이 줄어들거나 금연을 시도하게 될 것이다. 만약, 흡연이 스트레스를 해소하는 효과가 있다면 상대적으로 고소득층의 개인들은 흡연 외에도 여가생활을 통한 대체재를 선택할 수 있기 때문에 저소득층에 비해 흡연량과 흡연율이 낮을 것이다. 따라서 흡연과 소득의 관계도 선형이 아닌 2차함수의 관계를 갖는다는 가정을 추정모형에 반영하였다.

다음으로 표본선택모형을 살펴보자.

$$\begin{aligned} \Pr(do = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 age + \beta_2 age^2 + \beta_3 edu + \beta_4 inc + \beta_5 inc^2 + \beta_6 gen + \beta_7 mar \\ + \beta_8 head + \beta_9 job1 + \beta_{10} job2 + \beta_{11} job3 + \beta_{12} job4 + \beta_{13} job5 \\ + \beta_{14} adt + \beta_{15} kid1 + \beta_{16} kid2 + \beta_{17} sub + \beta_{18} city + error) \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} dq = \beta_0 + \beta_1 age + \beta_2 age^2 + \beta_3 edu + \beta_4 inc + \beta_5 inc^2 + \beta_7 mar + \beta_8 head \\ + \beta_9 job1 + \beta_{10} job2 + \beta_{11} job3 + \beta_{12} job4 + \beta_{13} job5 \\ + \beta_{14} adt + \beta_{15} kid1 + \beta_{16} kid2 + \beta_{17} sub + \beta_{18} city + \lambda adj + error \end{aligned} \quad (3)$$

*do*: 흡연여부, *dq*: 일평균 흡연량, *age*: 나이, *age*<sup>2</sup>: 나이의 제곱, *edu*: 학력, *inc*: 월 평균 경상소득, *inc*<sup>2</sup>: 월 평균 경상소득의 제곱, *gen*: 성별더미, *mar*: 결혼더미, *head*: 가장 더미, *job1*: 전문/사무직 더미, *job2*: 일용/노동직 더미, *job3*: 서비스직 더미, *job4*: 1차산업직 더미, *job5*: 군인/기타직 더미, *adt*: 가구내 성인수, *kid1*: 가구내 미취학 아동수, *kid2*: 가구내 취학 아동수, *sub*: 기초생활수급 더미, *error*: 오차항,  $\Phi$ : 표준정규분포의 누적확률함수, *adj*: 표본선택편의 오차수정항

표본선택모형은 전체 표본에서 흡연여부에 대한 이항선택모형(Binary Choice Model)을 추정하고, 이로부터 구해진 오차수정항(Error Correction Term)을 흡연자만의 흡연에 대한 확률효과모형에 추가하는 2단계 추정식(Two Stage Estimation Equation)이다. 이항선택모형은 확률함수를 표준정규분포를 이용하는 프라빗모형(Probit Model)을 사용하였다. (3)식과 (1)식은 흡연자에 대한 확률효과 모형이지만, (3)식에서는 여성더미, 담배실질가격, 수입담배소비 더미 변수를 설명변수로 사용하지 않았다는 차이점이 있다. 표본선택모형이 통계학적으로 올바르게 추정되기 위해서는 (2)식에는 (3)식에 포함되지 않은 외생변수(Exogenous Variable)가 최소 한 개 이상 필요하다. 2장의 자료요약에서 살펴본 바와 같이 여성흡연자는 전체 인구의 2% 미만이고, 흡연자 중 5% 미만이다. 즉, 성별더미 변수가 주는 정보는 여성이 남성에 비해 상대적으로 흡연량이 적다는 것보다는 여성 자체가 흡연을 거의 하지 않는다는 정보로 해석되는 것이 바람직하다. 따라서 본 연구의 자료에서 성별더미는 흡연량의 결정과는 관계가 없는 외생적인 변수로 가정할 수 있다. 담배실질가격과 수입담배소비 더미 변수가 사용되지 않은 이유는 비흡연자의 경우, 이들 정보가 존재하지 않기 때문이다.

## 2. 계량방법론

이 절에서는 앞 절에서 설계한 두 추정모형에 대해 계량방법론적으로 접근하고, 두 모형의 차이점을 살펴보고자한다. 흡연량에 대한 패널 확률효과모형은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$y_{it} = x_{it}'\beta + \tau_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\text{가정: } E(\varepsilon_{it} | x_i, u_i) = 0, E(u_i | x_i) = 0, E(u_i + \varepsilon_{it} | x_i) = 0 \quad (5)$$

$$v_i = u_i + \varepsilon_{it}, E(v_i v_i' | x_{i1}, \dots, x_{iT}, \tau_1, \dots, \tau_T) = \Omega \quad (6)$$

$$\Omega_N = N^{-1} \sum_i \hat{v}_i \hat{v}_i' \quad (7)$$

$y_{it}$ : 일평균 흡연량,  $x_{it}$ : 설명변수 (개인특성, 직업특성, 가구특성, 흡연특성),  $\tau_t$ : 시간효과,

$u_i$ : 시간불변 개인특성,  $\varepsilon_{it}$ : 오차항

패널 확률효과모형의 특징은 오차항  $v_{it}$ 를 시간불변(Time In-variant)의 개인특성  $u_i$ , 시간효과  $\tau_t$ , 백색잡음(White Noise)  $\varepsilon_{it}$ 로 나누고,  $u_i$ 의 기댓값이 0이 됨을 가정한다. (4)식을 보면, 확률효과모형은 기본적으로 선형회귀(Least Square Estimation) 모형임을 알 수 있다. 패널자료의 특징은 동일한 개인에 대해 시간에 따라 지속적으로 자료를 구축해 나간다는 점이므로, 하나의 관측시점 만을 가지고 있는 횡단면자료(Cross-section Data)에서 추정할 수 없는 개인의 특성  $u_i$ 와 시간에 따른 효과  $\tau_t$ 를 고려할 수 있다. 이 두 가지는 변수로 관측되지 않으므로 오차항에 포함된다. (5)식에서 개인의 특성  $u_i$ 가 개인에 따라 다르지만, 임의적으로 발생하는 개인적 차이로 가정하면 그 기댓값이 0이 된다. 이와 같은 개인의 임의적 차이를 확률효과(Random Effect)라고 한다. 확률효과가 있을 때 (4)식에서 추정된 상관계수  $\hat{\beta}$ 은 일치추정량(Consistent Estimator)가 된다.

패널 확률효과 모형이 선형회귀모형과 다른 점은 모형의 오차항  $v_{it}$ 가 개인특성  $u_i$ 로 인해 동분산성(Homoskedasticity)을 만족하지 않는다는 점이다. (6)과 (7)식은 오차항  $v_{it}$ 가 각 개인  $i$  ( $i = 1, 2, \dots, N$ ) 간에는 독립적이지만, 한 개인  $i$  안에서 시

간  $t$ 에 따라 서로 상관되어 있음(Auto-Correlated)을 보여준다. 한 개인에 대한 오차항  $v_i$ 에 대한 분산-공분산(Variance-Covariance) 행렬  $\Omega$ 는 대각(Diagonal) 원소가  $\sigma_e^2 + \sigma_u^2$ 이고, 비대각(Off-diagonal) 원소가  $\sigma_u^2$ 인  $(t \times t)$  행렬이 된다(단,  $\sigma_e^2$ 은  $\varepsilon_{it}$ 의 분산,  $\sigma_u^2$ 은  $u_i$ 의 분산). 이러한 분산-공분산 행렬을 갖는 오차항을 군집오차항(Cluster Error)라고 한다. 군집오차항과 같이 오차항이 동분산성이 아닌 경우, 선형 회귀분석을 통한 추정량은 최소분산을 갖는 효율성(Efficiency)을 만족하지 않는다. 이를 위한 해결하는 방법은 오차항의 분산을 추정하고, 원래의 회귀모형을 동분산성을 갖는 회귀모형으로 전환시켜 추정량을 구하는 것이다. 이를 일반선형회귀추정(General Least Square Estimation, GLS)이라고 한다. 즉, 패널 확률효과 모형은 개인특성을 확률효과로 가정한 일반선형회귀 모형이다.

다음으로 표본선택 모형의 계량방법론적 모형을 살펴보자.

$$[참여식] \quad d_{it} = 1 [w_{it}'\alpha + e_{it} > 0] \quad (8)$$

$$P[d_{it} = 1 | w] = \Phi(w'\alpha) = \int_{-\infty}^{w'\alpha} \phi(z)dz \quad (9)$$

$$\text{Foc: } \sum_{i=1}^{NT} \mu_{it} (y_{it} - \Phi(w_{it}'\alpha))w_{it} = 0 \quad (10)$$

$$[반응식] \quad y_{it} = x_{it}'\beta + v_{it} \quad (11)$$

$$E[y_{it} | x, d=1] = x_{it}'\beta + \frac{\sigma_{ev}}{\sigma_e} \lambda_{it} \quad (12)$$

$$\text{Asymptotic 분산: } E^{-1}(x_i x_i') E(x_i x_j' v_i v_j) E^{-1}(x_j x_i), \forall i, j \quad (13)$$

$d_{it}$ : 흡연여부 (0=비흡연, 1=흡연),  $w$ : 설명변수 (개인특성, 직업특성, 가구특성, 시간효과),  $\phi(z) = (1/\sqrt{2\pi}) \exp(-z^2/2)$ ,  $\mu_i = \phi(w_{it}'\alpha)/[\Phi(w_{it}'\alpha)(1 - \Phi(w_{it}'\alpha))]$

$y_{it}$ : 일평균 흡연량,  $x_{it}$ : 설명변수 (성별더미를 제외한  $w$ ),

$$\lambda_{it} = \phi(w_{it}'\alpha/\sigma_e)/\Phi(w_{it}'\alpha/\sigma_e)$$

1절의 추정모형에서 설명한바와 같이 표본선택 모형은 이항선택모형을 통해 추정하고, 여기서 추정된 오차수정항  $\lambda$ 를 포함한 반응식을 선형회귀 분석하는 방법이다. (8)식에서 이항선택인 종속변수를 선택 1, 비선택 0의 더미변수로 정

의하면, (9)식에서 선택할 확률을 구할 수 있다. 선형회귀분석을 통해 추정된 상관 계수값(Coefficient)은 설명변수가 한 단위 증가할 때 종속변수의 변화량에 대한 한 계효과(Marginal Effect)라는 의미를 갖는다. 그러나 이항선택모형처럼 종속변수가 연속변수(Continuous Variable)이 아닌 경우, 실현될 수 있는 종속변수의 값은 0과 1 뿐이므로, 일반적인 한계효과에 대한 분석은 의미가 없어진다. 따라서 종속변수를 ‘선택을 할 확률’로 정의하면, 종속변수로 실현 가능한 값은 0과 1사이의 연속된 값 중의 하나가 된다. 추정식이 주는 의미는 ‘어떤 선택에 참여할 확률이 어떻게 변하는가?’가 되므로, 이와 같은 식을 참여식이라고 한다. 흡연여부의 확률을 이와 같이 정의하면 사회경제적 위치에 따른 흡연 확률의 변화에 대한 한계효과를 추정할 수 있다.

(11)식의 반응식은 참여식에서 선택을 한 개인들에게서만 관측할 수 있는 종속 변수에 대한 회귀모형이다. 단, 반응식에서 사용되는 설명변수는 참여여부에 상관 없이 모두에게서 관측 가능하여야 한다. (12)식에서 참여식에서 추정된 결과를 바탕으로 오차수정항을 추가하고, (13)식에서 패널 확률효과 모형에 맞게 군집오차항의 분산-공분산행렬을 사용한다. 흡연에서 표본선택모형의 의미는 흡연 여부의 결정에 관계된 참여식을 통해 전체표본에서 흡연할 확률과 사회경제적 변수들의 관계를 추정하고, 참여식에서 추정된 오차수정항을 포함한 흡연자의 흡연량과 사회경제적 변수들의 관계인 반응식을 재 추정한 것이다. 만약 패널 확률효과 모형의 추정결과와 표본선택 모형 반응식의 추정결과가 차이가 없다면, 흡연자와 비흡연자의 흡연 특성에 차이가 없다고 할 수 있다.

## IV. 추정 결과

3장의 추정모형에서 흡연자에 대한 확률효과 모형과 표본 전체에 대한 표본선택 모형을 설계하였다. <표 4-1>은 흡연자에 대한 확률효과 모형의 추정결과이다. (a) 열은 만 20세 이상 흡연자에 대한 추정결과이고, (b) 열은 만 20세부터 만 60세까지 흡연자에 대한 추정결과이다. (b) 열은 은퇴연령을 만 61세로 기준한, 노동 가능연령의 흡연자들(이하 노동흡연자)에 대한 추정결과로 흡연자 전체인 (a) 열과 비교하기 위해 제시하였다. <표 4-1>의 분석결과를 살펴보자. 나이에 따라 흡연량이 증가하다가 감소한다. 감소하는 시점은 흡연자 전체의 경우 43.1세이고, 노동흡연자 45.9세이다. 학력과 흡연량은 반비례 관계로 학력이 1년 증가할 경우, 일평균 흡연량은 약 0.12개피 줄어든다. 학력의 차이가 10년일 경우, 흡연량은 일평균 약 1.2개피 월 평균 약 1.8갑의 차이가 발생한다. 월평균 경상소득의 증가는 흡연량을 증가시키다가, 흡연자 전체의 경우 450만원, 노동흡연자의 경우 420만원에서 흡연량을 감소시키기 시작한다. 여성인 경우, 흡연자 전체에서는 일평균 흡연량이 약 0.9개피 감소하고, 노동흡연자 약 1.3개피 감소하는 것으로 나타났다. 결혼여부와 가장여부는 흡연자의 흡연량에 통계학적으로 유의미한 영향력이 없는 것으로 추정되었다.

직업정보 변수와 흡연량의 관계는 흡연자 전체와 노동흡연자에서 다소 상이한 결과를 얻었다. 흡연자 전체의 경우, 전문/사무직 종사는 흡연량과 관계가 없고, 나머지 직종에 종사하는 경우 무직자와 주부, 학생, 은퇴자, 등 비경제활동 인구보다 최소 일평균 약 1개피에서 최대 일평균 약 2개피까지 흡연량에 차이가 났다. 노동흡연자의 경우, 90% 유의수준에서 전문/사무직 종사 역시 흡연량을 증가시키는 것으로 나타났으나 일 평균 약 0.6개피로 직업종사자 중에 가장 낮았다. 1차 산업직 더미변수의 추정 계수값을 보면, 흡연자 전체에서 일평균 약 1개피지만, 노동흡연자 전체에서 일평균 약 1.6개피이다. 이는 농수산업인 1차 산업 종사자 중에 만 61세 이상과 만 60세 이하의 흡연행태가 다르다는 것을 보여준다. (a)와 (b) 두 결과에서 공통적으로 군인/기타직 종사자의 경우 약 2개피로 흡연량이 가장 많이 증가하는 것으로 나타났고, 흡연자 전체의 경우, 일용직/노무직, 서비스직, 1

차 산업직의 순서를, 노동흡연자의 경우, 일용직/노무직, 1차 산업직, 서비스직의 순서로 흡연량이 증가하는 것으로 나타났다. 가구정보와 흡연량의 관계는 가구 내 미취학 아동이 있는 경우 흡연량이 줄어드는 것으로 나타났다. 가구 내 미취학 아동이 1명 증가할 때 일평균 흡연량은 약 0.4개피 정도 줄어들고 있으므로, 영유아가 2명 있는 가구는 가구 내 흡연자의 흡연량이 월 평균 약 1.2갑 정도 감소한다고 할 수 있다.

<표 4-1> 흡연자에 대한 확률효과모형 추정결과

구분			(a) 만 20세 이상 흡연자 (표본수 : 11,161)		(b) 만 20 ~ 60세 흡연자 (표본수 : 9,537)	
변수구분	변수명	단위	상관계수	t 값	상관계수	t 값
종속변수	일 평균 흡연량	개 피	-	-	-	-
기본정보	나이	년	0.431***	8.05	0.367***	3.62
	나이제곱	-	-0.005***	-8.59	-0.004***	-3.07
	학력	년	-0.124***	-3.11	-0.127***	-2.63
	월평균 경상소득	백만원	0.467***	2.99	0.346**	2.08
	월평균 경상소득 제곱	-	-0.052**	-2.48	-0.041*	-1.88
	성별 더미	1=여성	-0.902*	-1.85	-1.324**	-2.35
	결혼 더미	1=기혼	-0.308	-0.89	-0.310	-0.87
가장 더미	1=해당	-0.073	-0.21	-0.063	-0.17	
직업정보	전문/사무직 더미	1=해당	0.421	1.39	0.599*	1.79
	기능/노무직 더미	1=해당	1.521***	5.36	1.744***	5.46
	서비스직 더미	1=해당	1.224***	4.02	1.461***	4.34
	1차산업직 더미	1=해당	0.961**	2.25	1.576***	2.69
	군인/기타직 더미	1=해당	1.931***	3.59	1.901***	3.15
가구정보	가구내 성인수	명	-0.002	-0.02	-0.074	-0.62
	가구내 미취학 아동수	명	-0.356**	-2.25	-0.393**	-2.40
	가구내 취학 아동수	명	0.052	0.44	0.040	0.31
	기초생활보장 더미	1=해당	0.155	0.29	0.060	0.09
	시/군 더미	1=시지역	-0.170	-0.46	-0.456	-1.08
흡연정보	담배 실질가격	천 원	-0.513	-1.34	-0.935**	-2.26
	수입담배소비 더미	1=해당	0.274	1.48	0.395**	2.09
시간효과	2008년 더미	1=해당	-0.245	-1.35	-0.363*	-1.83
	2009년 더미	1=해당	-0.414**	-2.06	-0.490**	-2.24
	2010년 더미	1=해당	-0.833***	-3.73	-1.041***	-4.21
	2011년 더미	1=해당	-0.876***	-3.72	-1.129***	-4.35
	2012년 더미	1=해당	-1.084***	-4.39	-1.519***	-5.67
-	상수항	개 피	10.813***	6.69	13.605***	5.67

\*\*\* p값 ≤ 0.01, \*\* 0.01 < p값 ≤ 0.05, \* 0.05 < p값 ≤ 0.1

흡연정보와 흡연량의 관계는 전체 흡연자 표본에서는 통계학적으로 유의미한 상관관계가 없는 것으로 나타났지만, 노동흡연자의 표본에서는 담배가격과 흡연량은 음의 상관관계가 수입담배 소비와 흡연량은 양의 상관관계가 있는 것으로 추정되었다. 노동흡연자의 경우, 담배실질가격이 천원 오를 때 일평균 흡연량은 약 1개 피, 월평균 기준 흡연량이 약 3갑이 감소하는 것으로 나타났다. 노동흡연자 전체의 평균 흡연량을 월 30갑이라고 근사(Approximation)할 때, 실질담배가격이 2천원 증가하였을 때, 흡연량은 월 평균 6갑이 감소하므로, 감소비율이 20%가 된다. 그러나 이와 같은 결과를 근거로 2천원의 담배가격 인상이 노동흡연자 전체의 흡연량을 20% 정도 감소시키는 효과가 있다고 해석하여서는 안 된다. 패널 확률효과 모형에서 추정한 계수값은 시계열 정보가 아닌 개인 간 정보의 비교를 바탕으로 하고 있기 때문이다. 쉽게 말해 이러한 추정 결과는 가장 비싼 4,000원의 담배를 소비하는 흡연자가 가장 싼 1,900원의 담배를 소비하는 흡연자보다 6갑 정도 월 평균 흡연량이 적다는 것을 의미하는 것이지, 현재 2,500원의 담배를 소비하는 흡연자의 담배가격이 4,500원으로 인상될 때 6갑 정도 월 평균 흡연량이 감소한다는 의미하는 것이 아니기 때문이다. 분석에 사용한 패널 자료로는 담배가격 인상에 대한 흡연을 또는 흡연량의 감소에 대한 계수값을 추정할 수 없는 한계를 지닌다. 수입담배 소비변수에 대한 추정값에서 수입담배를 소비하는 노동흡연자가 동일한 가격의 국산담배를 소비하는 노동흡연자보다 일평균 약 0.4개피 정도 흡연량이 더 많은 것으로 나타났다.

마지막으로 시간효과에 대한 추정결과에서는 시간의 지남에 따라 흡연량이 대체적으로 감소하고 있는 추세가 나타났다. 흡연자 전체의 경우 2008년도를 제외하고, 2007년을 비교년도로 2012년까지 지속적으로 흡연량이 감소하고 있고, 노동흡연자는 2008년도를 포함하여 2012년까지 지속적으로 흡연량이 감소하고 있다. 흡연량의 변화가 가장 컸던 시기는 흡연자 전체와 노동흡연자에서 동일하게 2009년에서 2010년 사이인 것으로 나타났다. 이러한 현상은 입법을 통한 담배가격의 인상이 없던 기간임을 고려하였을 때, 2006년부터 국민건강증진법의 개정을 통해 공공구역 내 금연구역이 확대된 효과, 특히 2010년부터 서울을 시작으로 지방자치단체의 조례 개정을 통해 길거리 금연을 확대된 효과 등 금연과 관련된 정책이 강화된 효과를 반영하였다고 할 수 있다. 이러한 효과는 다음의 표본선택모형 참여식의 추정결과에서 시간에 따라 흡연율이 감소하는 결과에서도 나타난다.

<표 4-2> 흡연에 대한 표본선택모형 추정결과 (만 20세 이상 전체)

구분			(c) 반응식 (표본수 : 11,180)		(d) 참여식 (표본수 : 65,011)	
변수구분	변수명	단위	상관계수	t 값	상관계수	t 값
종속변수	(우측 표시)		일 평균 흡연량 (개피)		흡연여부 (1=흡연)	
기본정보	나이	년	0.439***	7.42	0.029***	4.12
	나이제곱	-	-0.005***	-7.61	-0.0004***	-5.96
	학력	년	-0.104**	-2.29	-0.037***	-7.37
	월평균 경상소득	백만원	0.578***	3.12	-0.059***	-2.60
	월평균 경상소득 제공	-	-0.064***	-2.68	0.004	1.33
	성별 더미	1=여성	-	-	-1.615***	-35.35
	결혼 더미	1=기혼	-0.177	-0.46	-0.007	-0.13
	가장 더미	1=해당	-0.449	-1.12	0.431***	9.94
직업정보	전문/사무직 더미	1=해당	0.023	0.06	0.177***	4.39
	기능/노무직 더미	1=해당	1.486***	4.06	0.364***	9.66
	서비스직 더미	1=해당	1.210***	3.14	0.370***	9.52
	1차산업직 더미	1=해당	0.902*	1.69	0.199***	3.12
	군인/기타직 더미	1=해당	1.987***	3.05	0.310***	3.91
가구정보	가구내 성인수	명	0.093	0.72	-0.064***	-4.17
	가구내 미취학 아동수	명	-0.401**	-2.16	0.036	1.41
	가구내 취학 아동수	명	0.040	0.29	0.017	0.98
	기초생활보장 더미	1=해당	-0.525	-0.77	0.234***	3.12
	시/군 더미	1=시지역	-0.455	-1.04	0.011	0.22
시간효과	2008년 더미	1=해당	-0.085	-0.45	-0.085***	-5.69
	2009년 더미	1=해당	-0.201	-0.98	-0.094***	-5.46
	2010년 더미	1=해당	-0.581***	-2.65	-0.167***	-8.98
	2011년 더미	1=해당	-0.495**	-2.21	-0.193***	-10.07
	2012년 더미	1=해당	-0.753***	-3.40	-0.218***	-10.97
-	상수항	-	10.250***	6.91	-0.474***	-2.88
	오차수정항	-	-1.017***	(p값: 0.001)	-	-

\*\*\*  $p\text{값} \leq 0.01$ , \*\*  $0.01 < p\text{값} \leq 0.05$ , \*  $0.05 < p\text{값} \leq 0.1$

표본선택 모형의 추정결과는 <표 4-2>와 같다. (c)열은 흡연량에 대한 반응식을 (d)열은 흡연여부에 대한 참여식을 추정한 결과이다. (c)의 반응식 추정결과는 <표 4-1>의 (a)의 흡연자 전체에 대한 확률효과모형을 추정한 결과와 크게 다르지 않다. 차이점은 추정 2009년 더미의 추정 계수값이 통계학적으로 유의미하지 않다는 것 외에 두 모형의 추정계수 값이 대동소이한 차이를 보일 뿐, 부호(Sign)의 방향성이나 통계학적 유의미성은 모두 동일하다. 추정 계수값의 차이가 가장 큰 월평균 경상소득의 경우, (a)의 추정값은 0.467이고, (c)의 추정값은 0.578이다. 그러나 월평균 경상소득 변수와 흡연량의 관계는 선형이 아니라 2차함수의 관계이다. 월평균 경상소득의 제곱항의 추정값을 이용하여 구한 결과는 (a), (c) 두 모형에서 모두 월평균 경상소득에 따라 흡연량이 증가하다가 약 450만원일 때 흡연량이 감소하는 것으로 나타났다. 비록, (c)의 추정결과가 (a)의 결과와 크게 다르지 않음을 확인하였지만, (c)는 비흡연자의 정보를 반영한 모형의 추정결과이므로 (a)보다 통계학적으로 견고(Robust)하다고 할 수 있다.

흡연에 대한 표본선택모형 추정결과는 표본선택편의를 수정하는 것 외에도 참여식과 반응식을 비교함으로써 흡연율과 흡연량의 결정에 영향을 주는 설명변수가 다름을 비교분석하는 것에서 중요한 함의를 제공한다. 단, (d) 참여식의 추정 계수값은 한계효과를 나타내는 것이 아니므로, 부호에만 의미를 두고 (c) 반응식의 결과와 비교분석 하도록 해야 한다. (d) 참여식의 한계효과는 <표 A-1>에 정리하였다(부록 참고). (c)와 (d)의 차이점은 다음과 같다. 첫째, (d)에서 월평균 경상소득에 따라 흡연율이 선형으로 감소하는 것으로 나타났다. 즉, 저소득일수록 흡연율이 높다. 둘째, 가장인 경우, 흡연율이 증가하는 것으로 나타났다. 흡연자 내에서 가장여부는 흡연량과 통계학적으로 유의미한 상관관계가 없는 변수였지만, 흡연여부의 결정에 있어서는 중요한 요인(Causality)으로 작용한다. 셋째, (c)에서 전문/사무직 종사여부는 흡연량과 관계가 없지만 (d)에서 흡연율을 증가시키는 것으로 추정되었다. 이와 같은 결과는 일을 하는 사람이 그렇지 않은 사람보다 흡연율이 높다는 것을 의미한다. 넷째, (d)에서 가구 내 성인의 숫자가 많을수록 흡연을 자제시키는 효과가 있고, (c)에서 미취학 아동이 있거나 그 숫자가 많을수록 흡연량을 감소시키는 효과가 있다. 다섯째, (c)에서 기초생활수급 여부는 흡연량과 상관관계가 없었지만, (d)에서 흡연율과 양의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 즉, 기초생활

수급 여부는 흡연량이 아니라 흡연율과 관계가 있는 변수이다. (c)와 (d)의 차이점을 정리하면, 흡연량과 흡연율에 영향을 주는 사회경제적 위치변수가 서로 다르다는 결론을 얻을 수 있다.

## V. 결론

본 논문에서는 사회경제적 위치에 따른 흡연의 불균형에 대한 실증분석을 시도하였다. 본문에서 논의된 흡연의 불균형이란 나이, 교육, 소득, 직업 등 사회경제적 위치에 따라 흡연량과 흡연율이 다르다는 것을 뜻한다. 이를 추정하기 위해 흡연자로 구성된 하위표본에서 흡연량에 대한 패널 확률효과모형을 추정하였고, 전체 표본에서 표본선택모형을 사용하여 흡연량과 흡연율에 대한 모형을 함께 추정하였다.

실증분석 결과, 흡연량은 나이와 소득에 따라 증가하다가 일정 수준에서 감소하였고, 학력에 따라 감소하였다. 전문/사무직을 제외한 직업이 있는 경우, 흡연량이 상대적으로 많은 것으로 나타났고, 직업군 안에서는 군인/기타직, 일용/노동직이 타 직종에 비해 흡연량이 상대적으로 많은 것으로 추정되었다. 가구특성과 관련하여 가구 내 미취학 아동이 있고, 그 수가 많을수록 흡연량이 감소하였다. 흡연자를 만 60세 이하 노동가능 인구로 한정하였을 때, 담배실질가격에 따라 흡연량이 감소하고, 수입담배를 소비하는 흡연자의 흡연량이 상대적으로 많은 것으로 나타났다.

흡연율은 전체 표본에서 흡연인구의 비율 대신 흡연에 참여할 확률로 정의하였고, 실증분석 결과 흡연량의 추정결과와 차이가 있었다. 그 차이는 다음의 다섯 가지이다. 첫째 소득에 따라 흡연율이 선형으로 감소하였다. 둘째, 가장인 경우 흡연율이 높았다. 셋째, 전문/사무직을 포함한 직업을 갖은 경우 전체가 직업이 없는 경우보다 흡연율이 높았다. 넷째, 가구 내 미취학 아동의 수는 흡연율과 상관관계가 없고, 가구 내 성인의 수가 많을수록 흡연율이 감소하는 것으로 나타났다. 다섯째, 기초생활수급을 받는 경우 흡연율이 증가하였다.

본 연구는 흡연의 사회경제적 불평등에 대해, 국내에서는 시도되지 않은 표본선

택모형을 추정하고, 흡연율과 흡연량에 대한 계량분석 결과를 제시하였다는 점에서 의미가 있다.

연구의 한계로는 추정에 사용된 자료에 두 가지의 측정오차(Measurement Error)가 존재한다는 점이다. 첫째는 월평균 개인소득을 가구 균등화 소득으로 계산한 값을 사용한 것이고, 둘째는 흡연량이다. 흡연량은 일평균 1갑인 사람이 흡연자 전체의 50%이고, 1/4갑, 1/2갑, 1갑, 2갑 등에 주로 분포한다. 첫 번째 문제점을 해결하기 위해서는 재정패널의 가구원 자료의 소득 자료를 통해 보완이 이루어져야 하고, 두 번째 문제점은 측정오차를 해결하기 위해 Ordered Probit 모형 등의 추가적인 계량방법론을 설계할 필요가 있다.

## 부 록 (Appendix)

### A.1. 한계효과 분석

<표 4-2>의 (d)의 참여식은 이항선택모형으로 프라빗 모형을 통해 추정된 결과이다. 프라빗 모형은 식(2)와 같이 정의되고, 한계효과는 다음과 같이 계산된다.

$$\text{연속변수} : \partial P(do=1) / \partial x = \phi(x_{it}'\beta) x, \quad x: \text{연속변수}, \phi: \text{normal p.d.f.} \quad (14)$$

$$\text{더미변수} : \partial P(do=1) / \partial d = E(do | d=1) - E(do | d=0), \quad d: \text{더미변수} \quad (15)$$

<표 A-1> 평균에서 흡연결정에 대한 한계효과

변수구분	변 수 명	단 위	한계효과	t 값	p 값	평균값
종속변수	흡연여부 더미	1=흡연	-	-	-	-
기본정보	나 이	년	0.0042	4.18	0.000	47.25
	나이제곱	-	-0.0001	-6.09	0.000	2492.42
	학 력	년	-0.0053	-7.32	0.000	11.81
	월 경상소득	백만원	-0.0086	-2.61	0.009	1.98
	월 경상소득 제곱	-	0.0006	1.33	0.185	5.89
	성별 더미*	1=여성	-0.2668	-35.34	0.000	0.52
	결혼 더미*	1=기혼	-0.0011	-0.14	0.886	0.83
	가장 더미*	1=해당	0.0645	9.10	0.000	0.46
직업정보	전문/사무직 더미*	1=해당	0.0276	4.07	0.000	0.19
	기능/노무직 더미*	1=해당	0.0627	8.22	0.000	0.15
	서비스직 더미*	1=해당	0.0637	8.17	0.000	0.15
	1차산업직 더미*	1=해당	0.0327	2.79	0.005	0.05
	군인/기타직 더미*	1=해당	0.0550	3.25	0.001	0.01
가구정보	가구내 성인수	명	-0.0092	-4.18	0.000	2.54
	가구내 미취학 아동수	명	0.0052	1.41	0.158	0.22
	가구내 취학 아동수	명	0.0025	0.98	0.326	0.52
	기초생활보장 더미*	1=해당	0.0389	2.69	0.007	0.03
	시/군 더미*	1=시지역	0.0015	0.21	0.832	0.92
시간효과	2008년 더미*	1=해당	-0.0117	-5.91	0.000	0.17
	2009년 더미*	1=해당	-0.0129	-5.78	0.000	0.17
	2010년 더미*	1=해당	-0.0222	-9.80	0.000	0.16
	2011년 더미*	1=해당	-0.0253	-10.90	0.000	0.16
	2012년 더미*	1=해당	-0.0282	-11.97	0.000	0.16

\* 더미변수. 더미변수의 한계효과는 더미변수가 0에서 1로 바뀔 때 흡연결정 확률의 변화

## 참고문헌

- Atkinson, A. B., J. Gomulka, and N. H. Stern, "Household expenditure on tobacco 1970-1980: Evidence from the Family Expenditure Survey", LSE ESRC Programme on taxation, incentives and the distribution of income, Discussion Paper 57, 1986.
- Chandola, T., J. Head, and M. Bartley, "Socio-demographic predictors of quitting smoking: how important are household factors?", Department of Epidemiology and Public Health University College London, Research Report, 2004
- Cragg, J. G., "Some statistical models for limited dependent variables with applications to the demand for durable goods", *Econometrica*, Vol. 5, 1971, pp.829-844.
- Farrelly, M. C. et al, "Response by adults to increases in cigarette prices by sociodemographic characteristics", *Southern Economic Journal*, Vol. 68, No. 1, 2001, pp.156-165
- Gilman, S. E., D. B. Abrams, and S. L. Buka, "Socioeconomic status over the life course and stages of cigarette use: initiation, regular use, and cessation", *J Epidemiol Community Health* Vol. 57, 2003, pp.802-808
- Graham, H., and G. Der, "Patterns and predictors of tobacco consumption among women", *Health Education Research*, Vol. 14, No. 5, 1999, pp.611-618
- Hanson, M. D. and E. Chen, "Socioeconomic status and health behaviors in adolescence: A Review of the Literature", *Journal of Behavioral Medicine*, Vol. 30, 2007, pp.263-285
- Heckman, J., "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica* Vol. 47, 1979, pp.53-161.
- Jones A. M., "A double-hurdle model of cigarette consumption", *Journal of Applied Econometrics*, VOL. 4, 1989, pp. 23-39
- Lopez, A. D., N. Collishaw, and T. Piha, "A descriptive model of the cigarette epidemic in developed countries", *Tobacco Control*, Vol. 3, 1994, pp.242-247

- Madden, D. “Sample selection versus two-part models revisited: The case of female smoking and drinking”, *Journal of Health Economics*, Vol. 27, 2008, pp.300-307
- Thomas, H. et al., “Population tobacco control interventions and their effects on social inequalities in smoking: systematic review”, *Tob Control*, Vol. 17, 2008, pp.230-237
- 정우진 외, “우리나라 성인 남성의 흡연여부와 흡연량에 미치는 담배가격의 효과”, *예방의학회지*, Vol 40. No. 5, 2007, pp.371-380.

# 조세관련 재정패널 데이터의 대표성에 대한 연구 : 국세통계연보와의 비교를 중심으로



■ 박 현\*

---

\* 한양대학교 경제금융대학원 석사과정, 연락처 : 010-8972-5791, e-mail : pparkku@naver.com



# 차 례

I. 서론.....	331
1. 현상 및 연구의 목적.....	331
2. 선행연구.....	333
II. 현상 분석.....	334
1. 인구 구성의 비교.....	334
2. 경제활동의 비교.....	337
III. 공제조정 및 개정세법 적용시 조세 항목 변화에 대한 연구.....	345
IV. 결론.....	354
부 록.....	356
참고 문헌.....	374



# 조세관련 재정패널 데이터의 대표성에 대한 연구: 국세통계연보와의 비교를 중심으로

박 현

## 요약

본 논문에서는 샘플 추출을 통해 구축된 재정패널 데이터가 전수조사에 해당되는 국세통계연보를 얼마나 잘 설명하고 있는지 그 대표성을 살펴보았다. 비교대상이 되는 항목으로 유효세율, 과세표준/소득 비율, 그리고 소득대비 각종 공제항목의 비율을 채택하였다. 그 결과 유효세율 및 소득대비 각종 공제항목의 비율에서는 유사한 흐름을 보이고 있고, 과세표준/소득 비율 항목에서는 수치적 측면에서 다소 불일치함을 확인할 수 있었다.

추가적으로 재정패널 데이터로 각종 공제 조정 시뮬레이션을 수행하였다. 가구에 가장 큰 공제혜택을 줄 수 있는 최적의 공제활동을 한 경우(최고 소득자에게 공제이전)와 공제활동을 전혀 하지 않은 경우, 그리고 가구 내 최고소득자에게 공제를 이전하지 않고 본인 공제에 적용한 경우의 유효세율을 계산하여 비교하였다. 그리고 2015년 소득공제 개정안을 최근 재정패널 데이터에 적용했을 때의 전후 결과를 비교하였는데, 적용 후의 경우가 유효세율 측면에서 최고 과세표준구간을 넘지 않는 소득계층에게는 더 유리한 것으로 판명이 되었다. 그러나 저소득층이 고소득층보다 더 많은 공제를 받을지에 대해서는 명확한 근거가 제시되지 않았다.

핵심주제어 : 유효세율, 과세표준, 소득공제, 세액공제

## I. 서론

### 1. 현상 및 연구의 목적

조세제도는 경제활동 및 국민의 근로의욕에 영향을 미치는 가장 중요한 제도 중 하나이다. 조세제도 관련 연구는 언제나 국민의 이목을 집중시키는 중대한 이슈이다. 특히 한국은 인구감소세가 나타날 2020년대 이후 조세 pool의 감소도 동시에 겪을 것이고, 통일에 필요한 재원 역시 조세에 의존을 해야 할 실정이다. 이

렇듯 조세에 대한 부담이 필연적으로 늘어날 것으로 예상되는 상황에서 조세제도와 그 프로세스에 관한 연구는 항상 중요한 과제 중 하나로 평가된다. 본 연구에서는 조세관련 연구를 수행하는데 있어 가장 널리 사용되는 재정패널 데이터가 전수조사로 구성된 국세통계연보를 얼마나 잘 설명하고 있는지 대표성을 살펴보고자 한다. 대표성, 근접성이 확인이 된다면, 향후 재정패널 데이터를 이용하여 세제개편이나 신설항목 개설 등의 이슈 발생 시에 예상되는 결과를 시뮬레이션 할 수 있을 것으로 예상된다. 그 결과에 정당성을 부여하기 위해서 두 데이터 간의 비교분석은 반드시 필요하다.

국세통계연보의 종합소득세 계산 흐름도와 연말정산 세액계산 흐름도를 따라 조세 관련 대표 항목이라고 할 수 있는 유효세율과 과세표준-소득의 비율, 그리고 각종 소득공제액(특별공제 기준)-소득의 비율 현황을 분석한다. 동일한 과정을 재정패널에 대해서도 분석해 보고, 이를 통해 대상자의 전체 평균과 연령별 평균, 소득계층별 평균과 그 분포를 살펴본다. 재정패널의 결과물이 국세통계연보의 결과와 같은 방향성을 나타내고 있는지, 차이가 있다면 그 차이의 근원이 무엇인지도 생각해 본다.

조세와 관련된 재정패널 자료를 비교분석하는 데에는 국세통계연보 데이터가 가장 효과적 비교대상이 될 것이다. 특정연도의 국세통계연보와 재정패널의 횡단면 자료를 통해 재정패널이 국세통계연보의 흐름을 얼마나 잘 설명하는지는 검토할 수 있다. 여기서 나아가 매년 패널자료를 이용한 결과와 국세통계연보와의 근접성의 연도별 추세도 확인할 수 있다. 대표성, 근접성이 확보될 시에 수행할 수 있는 정책적 시뮬레이션의 결과에 타당성을 부여할 수 있다는 점을 생각해 본다면, 샘플조사인 재정패널과 전수조사인 국세통계연보의 시계열 방향이 일치성을 보이는지 지속적으로 확인해 보는 것은 의미가 있는 연구가 될 것이다.

6차년도(2013년에 보고) 재정패널 조사항목은 2012년 1년간의 경제활동에 대한 내용을 포함하고 있으며, 이는 국세통계연보 2013년 판 (2012년의 경제활동에 대한 내용 포함)의 결과와 비교가 될 것이다. 그리고 매 차년도의 데이터 비교에는 지면 할애가 많아질 것이므로, 최근 6차년도에 대한 비교만을 우선 제시하고, 나머지 부분은 표 목차로 분리해서 보고한다.

## 2. 선행연구

송헌재(2011)는 현안분석을 통해서 재정패널 데이터의 신뢰성 확보를 강조하였다. 신뢰성 확보를 위해서는 표본의 낮은 이탈률을 전제하였으며, 불가피한 이탈과 그 대안으로 투입되는 대체표본에 대해서도 원 패널의 과대, 과소추정을 막아야 한다고 보았다. 선진국에서 운용하는 패널 데이터와의 유지율, 국내에서 운용하는 다른 패널 데이터와의 유지율을 비교했을 시에, 유지율은 시간이 지남에 따라 70% 후반에서 안정적으로 유지되고 있음을 보였다. 특히 재정패널에서는 다른 패널 데이터와는 달리 소득증빙자료를 제출할 것을 요구하고 있어 측정오차가 없는 과제소득 자료를 제공하고 있고, 재정패널을 기반으로 한 연구의 정확성을 높이고 있다는 평가를 하고 있다.

김대일 외(2000)는 노동패널에 대한 연구에서 표본 이탈자의 특성에 대한 연구 및 노동패널 표본의 대표성에 대한 연구를 진행하였다. 현재 15차년도 까지 데이터화 된 노동패널은 국내에서 수집된 패널 중 가장 오랜 기간 동안 자료를 축적해 온 패널 중에 하나이다. 노동패널의 대표성을 연구한 방법론은 재정패널에도 동일하게 벤치마크 할 수 있을 것으로 보고 있다.

노동패널의 대표성 연구 방법은 경제활동 분석을 위해서 통계청에서 발표하는 경제활동인구조사, 임금에 대한 자료로서 현 고용노동부에서 발표하는 임금구조기본통계조사 데이터를 사용하였다. 패널에서 보고한 가구 및 가구원 자료의 비교, 패널과 경제활동인구조사의 인구구성 비교, 경제활동(취업자의 취업형태, 임금근로자의 근로특성, 임금근로자의 임금구조, 실업자의 구성 비교, 실업기간의 비교) 비교를 통해 그 결과를 도출하였고, 차이가 있다면 그 원인이 무엇인지를 분석하였다. 결과적으로, 인구구성은 패널이나 전수조사나 그 분포는 유사하게 보고됨을 확인하였고, 경제활동의 분포의 차이가 중요하게 지목된다는 점을 보고하였다. 이는 본 연구에 시사하는 바가 있다. 본 연구에서도, 재정패널 상에서 확인되는 인구구성은 국세통계연보를 유사하게 따라갈 것으로 예상되지만 소비 및 지출, 공제관련 항목에서도 타당한 근거 하에 재정패널-국세통계연보간 차이가 보일 것으로 예상된다. 이를 직접 확인해 보고 이후에 수행할 시뮬레이션 결과에 타당성을 부여하는 것이 본 연구의 목적이다.

## II. 현상 분석

### 1. 인구 구성의 비교

김대일 외(2000)는 자료의 대표성을 논하는데 있어서 가장 중요시해야 하는 부분 중 하나가 바로 인구 구성의 특성이라고 보았다. 인구구성의 지표로 성별, 평균연령별, 학력분포별로 나누어 보고하였으며, 대체로 일치하지만 유의한 차이가 있음을 보였다.

마찬가지로 재정패널의 대표성을 논하기에 앞서 재정패널에서 보고하는 인구 구성과 국세통계연보에서 보고하는 인구 구성 분포를 살펴보고자 한다. 6차년도 재정패널의 가구원 수 총 14,116명 중 소득관련 정보를 제공하는 7,228명의 분포와 국세통계연보에서 보고된 19,953,346명의 분포를 비교해 본다. 과세 미달자를 제외한 결과와 포함한 결과 모두 보고하도록 한다(괄호 안의 수치가 과세 미달자를 포함한 경우). 그리고 5차 이하 연도의 결과물은 표 부록에 실도록 한다.

재정패널에서는 원천세 또는 종합소득세 둘 중에 하나라도 신고한 자를 대상으로 하였다. 국세통계연보의 경우 인원수를 종합소득세 과세소득금액을 신고한 자와 급여를 받은 원천세 신고자의 합으로 계산하였다. 국세통계연보에는 2개 이상의 근무지가 있는 근로자의 주 사업장에서 합산하여 신고하지 않은 경우 중복으로 집계될 수 있다고 보고되어 있다.<sup>1)</sup> 하지만 아래 표에서는 이러한 중복집계 현상에 대한 논의는 제외하고 결과를 보고한다.

소득이 없는 사람을 제외한 이유는 국세통계연보에서 분포의 대상이 되는 인구는 경제활동을 통한 원천세 및 종합소득세 신고를 한 구성원만을 대상으로 모집이 되었으므로, 재정패널에서도 동일한 조건 하에 분포를 보고자 한다. 소득이 없는 사람을 포함할 경우, 아래 연령별 분포에서 30세 미만이나 60세 이상 부분에서 분포의 과대평가가 일어날 것으로 예상된다.

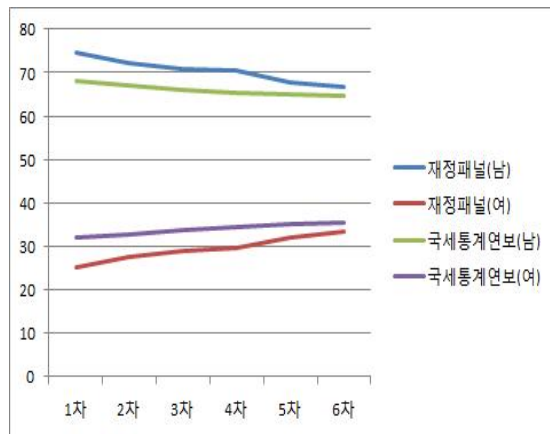
관심 있게 지켜볼 만한 사항은 6차년 데이터 모집기간 동안에도 여성의 경제(조세)활동 참가는 지속적으로 늘어나고 있음을 재정패널과 국세통계연보 모두 보여

---

1) 국세통계연보 4-2-1 연말정산 신고 현황1 (총괄) 62page

주고 있다는 점이다. 하지만 이것이 고용평등에 의한 긍정적 효과로 인한 것인지, 아니면 가구 내 소득의 급격한 변화 (예 : 가구주의 조기은퇴로 인한 소득단절, 고령 여성의 단순, 저임금 노동시장으로의 강제적 내몰림) 때문인지는 소득구조의 분석을 통해 논의를 해 볼 필요가 있을 것이다.

[그림 1] 성별 인구구성 분포



<표 1> 재정패널(6차년도)과 국세통계연보(2012년) 성별, 연령별 인구구성 비교  
(단위: %)

구분	재정패널			국세통계연보		
	남성	여성	합계	남성	여성	
성별 비중	66.7	33.3	100.0	64.5 (60.9)	35.5 (39.1)	
연령별 분포	30세 미만	5.8	15.3	8.9	11.6 (15.2)	21.0 (23.5)
	30세 이상	25.8	26.9	26.1	29.0 (28.3)	26.9 (25.9)
	40세 이상	35.0	33.2	34.4	28.9 (27.2)	26.2 (25.7)
	50세 이상	25.7	19.8	23.8	21.5 (19.9)	19.0 (17.7)
	60세 이상	7.8	4.8	6.8	9.1 (9.4)	6.9 (7.3)

주: 1. 재정패널은 공제 신고 대상자 중에 소득이 0원보다 큰 구성원만을 비교대상으로 함  
2. 괄호 안의 수치는 과세미달자를 포함한 경우의 통계치임

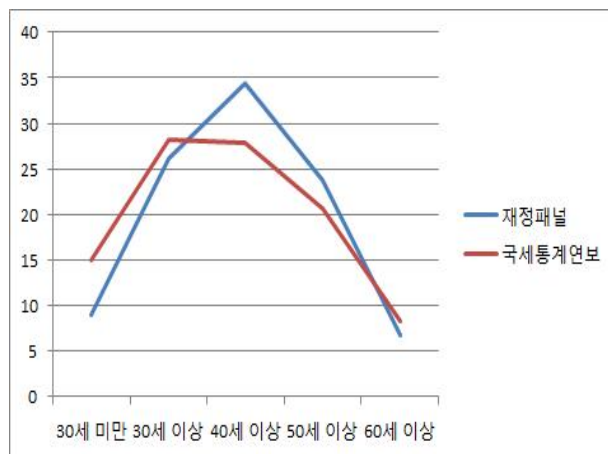
<표 2> 재정패널(6차년도)과 국세통계연보(2012년) 소득구간별 인구구성 비교

(단위: %)

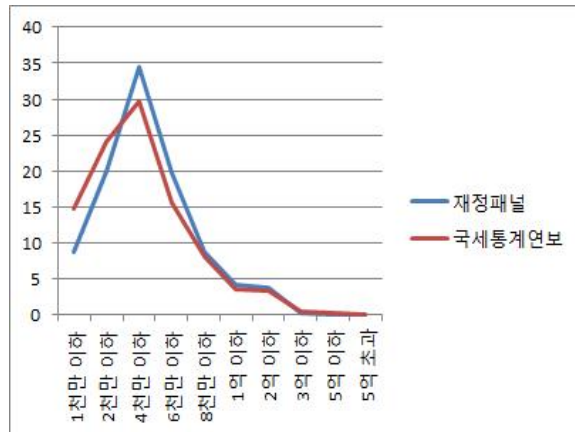
구분	재정패널			국세통계연보
	남성	여성	합계	
1천만 이하	5.2	15.9	8.8	14.7 (28.4)
2천만 이하	11.5	36.7	19.9	24.0 (24.1)
4천만 이하	35.5	32.6	34.5	29.8 (24.1)
6천만 이하	24.7	10.1	19.8	15.7 (11.8)
8천만 이하	11.6	3.3	8.8	8.1 (6.0)
1억 이하	6.0	0.7	4.2	3.5 (2.6)
2억 이하	5.2	0.7	3.7	3.4 (2.5)
3억 이하	0.2	0.1	0.2	0.4 (0.3)
5억 이하	0.0	0.1	0.0	0.2 (0.2)
5억 초과	0.2	0.0	0.1	0.1 (0.1)

6차년도 인구구성 연령별 분포 및 소득구간별 분포를 그래프로 나타내 보면 다음과 같다.

[그림 2] 재정패널(6차년도)과 국세통계연보(2012년) 연령별 인구구성 분포



[그림 3] 재정패널(6차년도)과 국세통계연보(2012년) 소득구간별 인구구성 분포



연령대별 분포를 확인해 보면, 재정패널과 국세통계연보 모두 역U 형태를 보이고 있다. 그리고 재정패널의 경우는 차수를 거듭하면 거듭할수록 평균을 중심으로 더 대칭적인 모습을 보이고 있고, 그 형태는 오히려 역U보다는 역 V의 형태에 가깝다. 국세통계연보의 경우는 완만한 증가, 감소하는 형태를 꾸준히 유지하고 있는 추세를 보이고 있다.

그리고 소득규모별 분포에서도 재정패널과 국세통계연보는 모두 유사한 흐름을 보이고 있다. 4천만원 이하 구간에서 정점을 이루고, 점차 감소하는 형태를 보이고 있는데, 연령대별 분포와 마찬가지로 재정패널 데이터의 첨도가 국세통계연보보다 더 높은 형태를 띠고 있다.

## 2. 경제활동의 비교

### 가. 재정패널과 국세통계연보의 유효세율과 과세표준/소득 비율 비교

재정패널의 대표성에 대해 확인해 보기 위한 지표로 유효세율과 과세표준/소득 비율을 활용해 본다. 위 두 지표는 최근 활발하게 개정되고 있는 소득공제제도에 가장 민감하게 반응할 수 있는 요소로서 대표성 논의에서 뿐만 아니라 공제 개정

의 시나리오 대상으로서의 의미가 있는 지표이다.

표에서 보고하는 국세통계연보 a 는 유효세율, 과세표준/소득의 비율을 구할 때 분모를 과세소득 (taxable income)으로 입력한 항목이고, 국세통계연보 b 는 분모를 급여총계(gross wage and salary) 및 총수입금액(total revenue)으로 입력한 항목이다.

<표 3> 원천징수 기준 재정패널, 국세통계연보 유효세율 및 과세표준/소득비율 평균

(단위: %)

근로소득 원천징수 기준		재정패널	국세통계연보
유효세율평균	6차년도	3.316 (2.934)	4.728 (4.279)
	5차년도	3.314 (2.866)	4.584 (4.109)
	4차년도	3.192 (2.712)	4.423 (3.933)
	3차년도	3.373 (2.806)	4.070 (3.555)
	2차년도	3.439 (2.901)	4.648
	1차년도	3.539 (3.305)	4.946
과세표준/ 소득비율 평균	6차년도	71.799 (71.613)	42.431 (38.402)
	5차년도	72.285 (71.996)	41.676 (37.352)
	4차년도	70.142 (69.922)	41.050 (36.501)
	3차년도	69.809 (69.599)	38.423 (33.562)
	2차년도	69.950 (69.689)	38.692
	1차년도	76.510 (76.452)	39.259

주: 1. 재정패널 괄호 안의 수치는 과세표준이 0인 구성원을 포함한 것임

2. 국세통계연보 괄호 안의 수치는 과세미달자를 포함한 것임

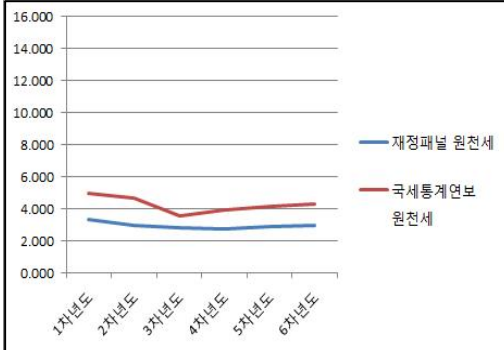
<표 4> 종합소득 기준 재정패널, 국세통계연보 유효세율 및 과세표준/소득비율 평균

(단위: %)

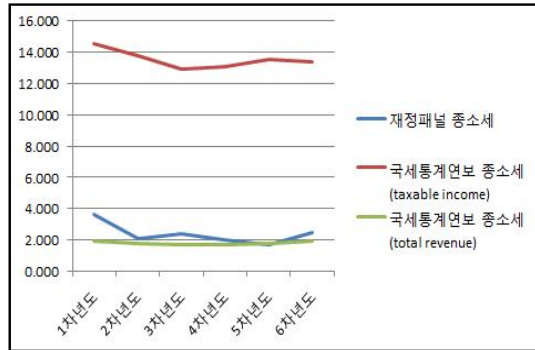
종합소득 기준		재정패널	국세통계연보 a	국세통계연보 b
유효세율평균	6차년도	3.995 (2.442)	13.36834	1.971231
	5차년도	3.064 (1.674)	13.57343	1.816893
	4차년도	3.544 (1.994)	13.1049	1.73486
	3차년도	4.072 (2.426)	12.92833	1.731335
	2차년도	3.045 (2.069)	13.74648	1.79065
	1차년도	3.869 (3.669)	14.5859	1.93577
과표/소득비율 평균	6차년도	85.720 (84.705)	74.11065	10.928
	5차년도	85.382 (84.146)	75.25764	10.07373
	4차년도	86.043 (85.060)	74.85545	9.909534
	3차년도	85.522 (84.392)	73.69641	9.869235
	2차년도	85.517 (84.724)	75.83112	9.877938
	1차년도	88.879 (88.793)	77.55533	10.29277

재정패널과 국세통계연보 연도별 원천세, 종합소득세 기준 유효세율과 과세표준/소득의 총 평균을 그래프로 비교해 본 결과는 아래와 같다. 표에서 괄호 안의 수치를 사용하였다.

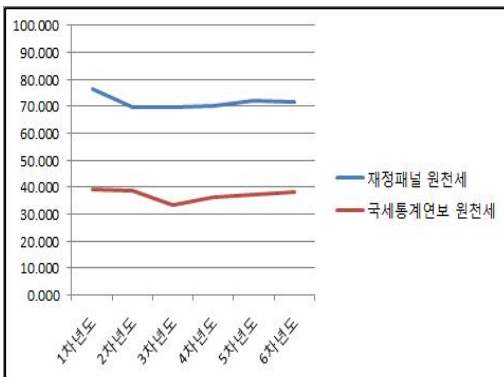
[그림 4] 연도별 원천세 기준 유효세율



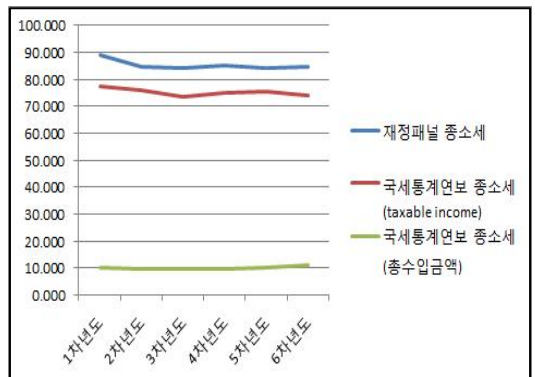
[그림 5] 연도별 종합소득세 기준 유효세율



[그림 6] 연도별 원천세 기준 과세표준/소득비율



[그림 7] 연도별 종합소득세 기준 과세표준/소득비율



재정패널의 데이터와 국세통계연보의 데이터를 기반으로 원천세 기준 유효세율과 과세표준/소득의 비율, 종합소득세 기준 유효세율과 과세표준/소득의 비율을 연도별로 비교한 결과 수치 자체의 유사성을 확인하기는 어렵다. 특히 과세표준/소득의 비율을 나타낸 [그림 6], [그림 7]에서는 그 차이가 더 명확히 드러난다. 원인으로서는 재정패널에서의 과세표준을 구한 과정에서 설정한 가정이 실제 국세통계연보에 반영된 실제와 잘 맞지 않거나, 분모가 되는 소득에 대한 정의가 일치하지 않았을 것으로 예상된다. 재정패널에서 과세표준을 구하는 과정에서의 중요한 가정은 아래와 같다.

1. 원천세 징수 신고와 종합소득세 신고를 동시에 한 구성원은 계산에서 제외한다.

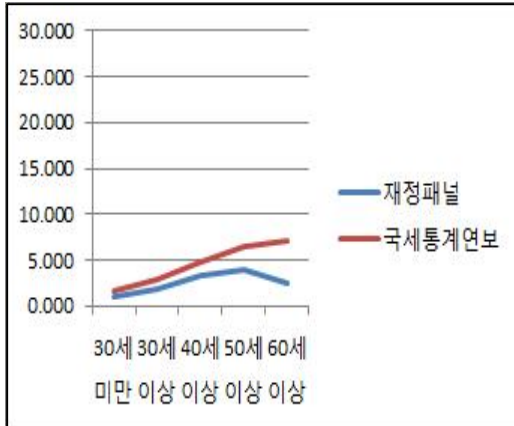
2. 가구 내 소득이 있는 자가 2인 이상일 때 각종 공제는 최고소득자에게 위임한다.
3. 설문 문항에서 결과를 모른다(-9로 코딩)고 응답한 구성원에게는 금액을 0으로 강제 지정한다.
4. 단순 계산상 과세표준이 음수가 나오게 되는 경우에는 값을 0으로 강제 지정한다.
5. 가구 구성원이 아닌데도 추가공제 대상에 해당되는 경우에 대해서는 (예를 들어 40세 가구주와 세대를 달리하는 70세 노모의 경우) 실제로는 공제대상에 포함되고, 반영을 시켜야 하지만, 패널 답변결과에서는 확인할 수 없으므로 누락한다.

실제로 매년 원천세 신고와 종합소득세 신고를 동시에 한 구성원이 발생하고 있다. 그 비율은 매년 증가하는 추세이고, 대상자들이 신고하는 평균 소득 역시 증가하는 추세에 있다. (1차년도 대상자 : 4명, 평균소득 : 4,255만원, 4차년도 대상자 : 7명, 평균소득 : 3,811만원, 6차년도 대상자 : 18명, 평균소득 : 9,702만원)

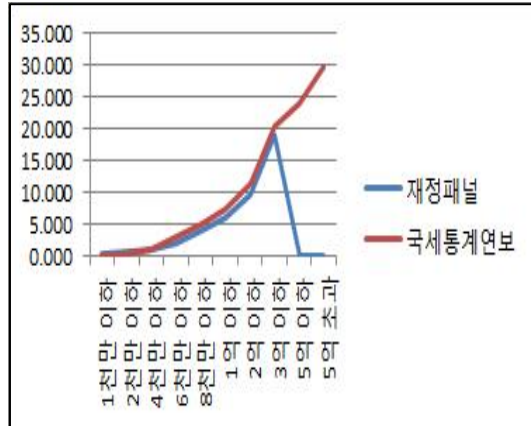
그리고 재정패널에서 종합소득세 기준 과세표준/소득을 계산할 때 소득부분은 사회보험보조금+퇴직연금+연금신탁, 펀드, 저축+연금보험+보장보험+저축보험+자동차보험+주택연금+농지연금+정부지원현금+근로소득+사업소득+임대소득+이자 및 배당소득+기타소득의 연간 합계액 중 각 연도에 해당되는 소득액으로 계산을 하였는데, 이 부분이 국세통계연보의 과세소득(taxable income) 이나, 총소득금액(total revenue)과 정의와 일치하지 않는 부분이 있을 것으로 사료된다.

아래 그래프는 6차년도만을 기준으로 한 근로소득(원천세), 종합소득의 성별, 연령별, 소득규모별 유효세율과 과세표준/소득 비율을 보고한 것이다. 대상이 되는 표는 표 부록에 신도록 한다. 그 결과는 아래와 같다.

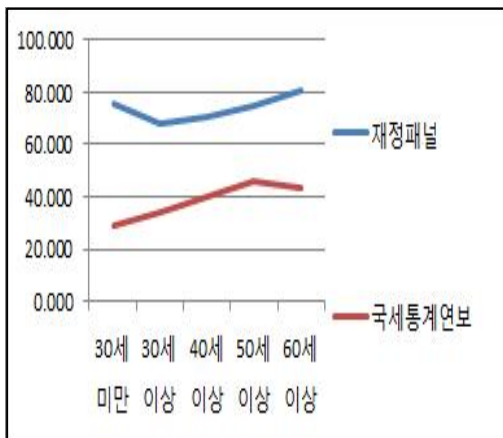
[그림 8] 원천세 기준 연령별 유효세율



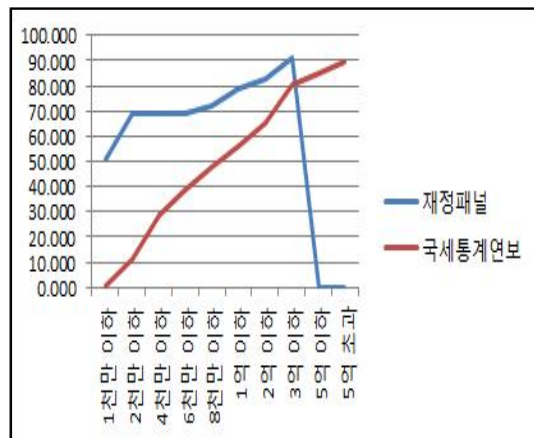
[그림 9] 원천세 기준 소득규모별 유효세율



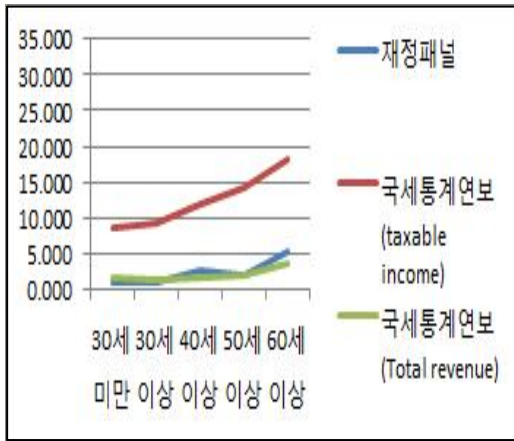
[그림 10] 원천세 기준 연령별 과세표준/소득비율



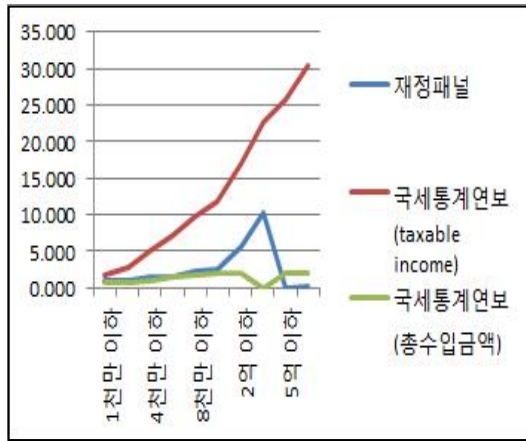
[그림 11] 원천세 기준 소득규모별 과세표준/소득비율



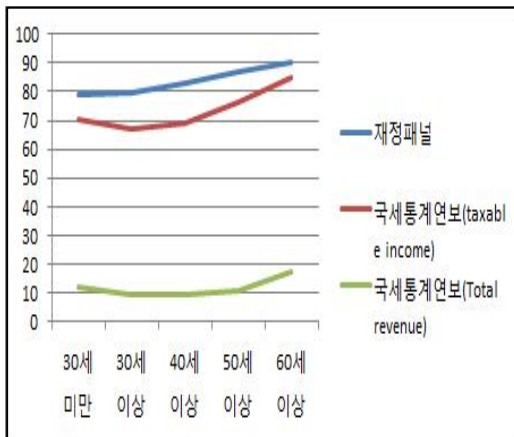
[그림 12] 종합소득세 기준 연령별 유효세율



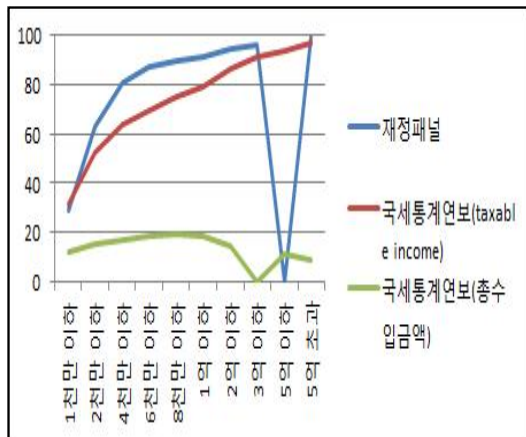
[그림 13] 종합소득세 기준 소득규모별 유효세율



[그림 14] 종합소득세 기준 연령별 과세표준/소득비율



[그림 15] 종합소득세 기준 소득규모별 과세표준/소득비율



재정패널과 국세통계연보를 통해 확인한 유효세율에서는 연령이 증가할수록, 그리고 소득이 높아질수록 유효세율이 증가하는 추세에 있음을 확인할 수 있다. 특정구간에서 jump하는 값들을 제외하면 그 추세는 더 명확해 보일 것으로 예상된다. 하지만, 과세표준/소득의 비율은 그래프 상에서는 유사함을 발견하기 어렵다. 재정패널의 샘플사이즈가 국세통계연보를 대표하기에는 너무 작거나, 아니면 재정패널에서 기준으로 책정한 소득, 과세표준 등이 과대/과소평가 된 것으로 예상된다.

## 나. 총소득 및 급여 대비 각종 소득공제 비율

재정패널에서 보고된 소득공제 항목만을 따로 추출하여 소득대비 비율을 산출해 본다. 이 부분에서는 전체 구성원의 소득 대비 그 비율이 얼마나 되는지를 계산하였다. 즉 예를 들어 보험료의 공제액을 0원으로 보고한 가구원의 소득도 소득총합의 대상에 포함시킨 전체 효과를 보고자 한 것이다. 원천세 기준 및 종합소득세 신고 기준 보고된 결과는 표 부록에서 확인이 가능하며, 아래는 각 년도의 총 비율만을 본다.

<표 5> 총소득 및 급여 대비 소득공제액의 비율

(단위: %)

구분	재정패널	국세통계연보 a	국세통계연보 b	
근로소득 공제비율 총합	6차년도	14.94999	14.89085	
	5차년도	13.88805	15.00006	
	4차년도	14.75685	14.86091	
	3차년도	15.30568	16.31184	
	2차년도	14.50639	16.03672	
	1차년도	11.6925	14.09857	
종합소득 공제비율 총합	6차년도	4.258827	8.451693	1.254655
	5차년도	3.498177	9.55715	0.967056
	4차년도	3.359173	7.970759	0.906421
	3차년도	3.385328	7.557614	0.94653
	2차년도	3.158011	7.449146	0.854912
	1차년도	3.386468	5.284139	0.705508

위의 표에서는 근로소득 대비 공제액 비율은 재정패널과 국세통계연보 모두 15%대를 유지하고 있음이 확인된다. 특별한 공제 개편안이 적용되지 않은 상태에서 일정 수준을 유지하고 있고, 이는 재정패널 근로소득 부문이 국세통계연보를 대표하고 있음을 보여주는 하나의 항목이 되겠다. 하지만 종합소득과 공제비율을 비교해 보면, 일정 수준을 유지하고 있음을 확인할 수 있는 것 외에 유사성을 확인하기는 어렵다. 과세소득을 분모로 하는 국세통계연보 a나, 총수입금액을 분모로 하는 국세통계연보 b 모두 재정패널과의 근접성을 확인하기는 어렵다.

위에서 살펴본 바와 같이 재정패널은 국세통계연보를 일부 항목에 대해서 잘 설명하고 있음을 알 수 있다. 특히 근로소득 기준 원천징수나 종합소득세 신고 과정에서 유효세율을 구하는 프로세스에서는 그 추세뿐만 아니라 그 규모 면에서도 국세통계연보를 대표한다고 볼 수 있겠다. 하지만, 과세표준을 도출하는 데에 있어 적용한 가정들은 실제 국세통계연보에서 보고된 값을 대표한다고 하기에는 한계가 있다. 위의 가정들을 실제와 맞게 적용해 나간다면 두 데이터 간의 유사성은 더욱 강화될 수 있을 것으로 예상된다.

### III. 공제조정 및 개정세법 적용시 조세 항목 변화에 대한 연구

이어서 가구 내 공제조정을 통해 세 부담을 얼마나 줄이고 있는지를 확인해 본다. 현재 재정패널에서 보고된 소득, 각종 공제액, 과세표준, 결정세액 등은 가구 구성원의 가장 최적화된 의사결정에 의한 것이라고 가정한다. 그리고 극단적인 예로 기본공제+특별공제 외에 아무런 공제 노력을 하지 않았을 경우의 세 부담을 비교하여 공제 조정의 효과를 알아본다. 6차년도 데이터만을 대상으로 했으며, 결과는 아래와 같다. 이 작업을 수행할 시에 사용한 가정은 아래와 같다.

1. 공제 조정을 최적으로 활용한 경우와 극단적으로 아무런 공제활동을 하지 않은 경우의 가구의 세액공제와 세액감면액은 같다. (결정세액 = 산출세액 - (세액공제+세액감면))
2. 결과가 음수 또는 잘 모름으로 보고된 가구의 경우는 값을 제외한다. 0으로 보고한 가구는 논의에 포함한다.(<표 3>에서 보고된 유효세율의 값과 차이가 나게 되는 원인이 된다.)
3. 양측 모두 같은 구성원(근로소득신고 : 총2,236명, 종합소득신고 : 총648명)을 대상으로 작업한다. 동일 구성원의 소득 대비 결정세액의 규모가 얼마나 변하는지를 보기 위해 구성원을 통제하는 작업이다.

그 결과로 보고된 유효세율은 아래와 같다.

<표 6> 최적 공제 조정과 극단적 근로소득공제의 경우(시나리오)의 유효세율 비교

(단위 : %)

구분	최적 공제 조정시	극단적 공제 조정시
남성	3.23736	4.484009
여성	1.60069	2.186655
30세 미만	1.01850	1.474303
30세 이상	1.91554	3.26661
40세 이상	3.21957	4.614323
50세 이상	3.92575	4.512452
60세 이상	2.48255	3.002816
총 평균	2.88781	3.993353

<표 7> 최적 공제 조정과 극단적 근로소득공제의 경우(시나리오)의 유효세율 비교

(단위 : %)

구분	최적 공제 조정시	극단적 공제 조정시
1천만 이하	0.04087	0.964672
2천만 이하	0.44417	1.106469
4천만 이하	0.86898	2.088262
6천만 이하	1.99053	3.175915
8천만 이하	3.96670	5.094089
1억 이하	6.05956	7.183544
2억 이하	9.32738	10.25118
3억 이하	18.87740	19.32798
5억 이하	-	-
5억 초과	-	-
총 평균	2.88781	3.993353

<표 8> 최적 공제 조정 적용 전후 근로소득 과세표준 인원 비교

(단위 : 명)

구분	최적 공제조정 전	최적 공제조정 후
1,200만 이하	420	530
1,200만 ~ 4,600만 이하	1450	1418
4,600만 ~ 8,800만 이하	328	255
8,800만 ~ 30,000만 이하	38	33
30,000만 초과	0	0

<표 9> 최적 공제 조정과 극단적 종합소득공제의 경우(시나리오)의 유효세율 비교

(단위 : %)

구분	최적 공제 조정시	극단적 공제 조정시
남성	2.127178	3.353123
여성	2.539383	3.525068
30세 미만	0.921562	1.268097
30세 이상	0.911164	2.812615
40세 이상	2.029433	3.625536
50세 이상	1.634158	2.415418
60세 이상	5.125781	5.630696
총 평균	2.22027	3.391954

<표 10> 최적 공제 조정과 극단적 종합소득공제의 경우(시나리오)의 유효세율 비교

(단위 : %)

구분	최적 공제 조정시	극단적 공제 조정시
1천만 이하	0.568647	1.895079
2천만 이하	0.706821	2.102642
4천만 이하	1.334102	2.650569
6천만 이하	1.415234	2.689315
8천만 이하	2.015595	3.027633
1억 이하	2.555417	4.087508
2억 이하	4.650843	5.530509
3억 이하	10.24124	10.62061
5억 이하	-	-
5억 초과	0.15	0.245
총 평균	2.22027	3.391954

<표 11> 최적 공제 조정 적용 전후 종합소득 과세표준 인원 비교

(단위 : 명)

구분	최적 공제조정 전	최적 공제조정 후
1,200만 이하	233	255
1,200만 ~ 4,600만 이하	293	285
4,600만 ~ 8,800만 이하	87	78
8,800만 ~ 30,000만 이하	34	29
30,000만 초과	1	1

결과를 비교해 보면, 소득계층별, 연령별 모두 유효세율의 평균이 최적 공제조정을 했을 때가 전 구간에서 높은 것으로 확인이 된다. 그리고 최적 공제조정을 했을 경우, 과세표준의 이동도 나타나는 것으로 보이고, 이동량은 저소득의 경우 좀 더 활발하게 일어나는 것으로 확인된다. 즉 활발한 공제활동을 통해 결정세액을 줄일 유인은 충분하고, 실제로도 이러한 활동으로 혜택을 보고 있음을 알 수 있다.

이어서 위의 가정을 조금 더 완화하여 특별공제 항목에 대한 시뮬레이션을 적용해 본다. 가구 내 구성원 각자가 지출한 특별공제 항목에 대한 공제를 최고 소득자에게 이전하지 않고, 본인의 공제로 신고하였을 경우의 유효세율을 살펴본다. 여기서는 6차년도의 근로소득 연말정산 데이터만을 대상으로 분석을 실행하였다. 본 과정에서 전제하고 있는 가정은

1. 특별공제 항목 중 지출항목으로 확인되지 않는 교육비, 의료비, 기부금에 대해서는 공제액 전액을 지출액으로 가정하고 최고소득자에게 이전한다.
2. 공제받는 보험료는 건강보험료와 고용보험료의 합으로 계산했고, 본인공제이므로 공제한도는 없다.
3. 직불카드와 현금영수증 공제는 국세청 연말정산간소화서비스에서 제공하는 산출방법에 따라 산정한다.
4. 공제 조정을 최적으로 활용한 경우와 극단적으로 아무런 공제활동을 하지 않은 경우의 가구의 세액공제와 세액감면액은 같다.(결정세액 = 산출세액 -

(세액공제+세액감면) 세액공제+세액감면 항목을 시뮬레이션 하에 산출된 산출세액에 그대로 차감한다.

그 결과는 아래 내용과 같다.

<표 12> 최적 공제조정과 특별공제항목 공제 조정의 경우(시나리오)의 유효세율 비교  
(단위 : %)

구분	최적 공제 조정	특별공제 항목 공제 조정
남성	3.23736	4.19262
여성	1.60069	2.34161
30세 미만	1.01850	1.52888
30세 이상	1.91554	2.77772
40세 이상	3.21957	4.12832
50세 이상	3.92575	5.03004
60세 이상	2.48255	2.96263
총 평균	2.88781	3.79729

<표 13> 최적 공제 조정과 특별공제항목 공제 조정의 경우(시나리오)의 유효세율 비교  
(단위 : %)

구분	최적 공제 조정	특별공제 항목 공제 조정
1천만 이하	0.04087	0.14266
2천만 이하	0.44417	0.71686
4천만 이하	0.86898	1.48802
6천만 이하	1.99053	2.80557
8천만 이하	3.96670	5.25765
1억 이하	6.05956	7.37714
2억 이하	9.32738	10.97676
3억 이하	18.87740	20.78338
5억 이하	-	-
5억 초과	-	-
총 평균	2.88781	3.79729

<표 14> 최적 공제 조정 적용 전후 근로소득 과세표준 비중 비교

(단위 : %)

구분	특별공제항목 공제 조정	최적 공제 조정
1,200만 이하	478	530
1,200만 ~ 4,600만 이하	1405	1418
4,600만 ~ 8,800만 이하	308	255
8,800만 ~ 30,000만 이하	45	33
30,000만 초과	0	0

유효세율항목을 살펴본 결과, 첫 번째 시뮬레이션과 마찬가지로 소득계층별, 연령별 모두 유효세율의 평균이 최적 공제조정을 했을 때 전 구간에서 낮은 것으로 확인된다. 이 결과 역시 가족 내에서 좀 더 많은 공제 혜택을 받기 위해 특별공제항목의 공제를 가구내 고소득자에게 이전할 유인이 있을 것이라는 증거가 될 것이다. 그리고 최적 공제조정을 했을 경우, 과세표준의 이동도 나타나는 것으로 보이고, 이동량 역시 저소득의 경우 좀 더 활발하게 일어나는 것으로 확인된다.

마지막으로 2014년에 개정될 세제 개편안을 최근 6차년도의 패널 데이터에 적용하여 각 소득계층별 구성원들이 부담할 결정세액에 대한 분석을 수행해 본다. 2014년 연말정산 세법 개편안에 포함된 모든 개정내용을 포함하지 적용하지 않고, 재정패널에서 조정 가능한 항목에 대해서만 적용을 한다. 본 시뮬레이션에서는 자녀 수에 따른 세액공제개편, 의료비, 교육비, 기부금, 보험료, 연금에 대한 세액공제 개편, 부녀자 공제에 대한 추가제한항목(총급여 4,000만원 수준의 경우는 수급불가)을 적용하였으며, 최고세율 과세표준구간의 조정도 적용을 하였다.

재정패널에서는 교육비지출과 의료비지출, 기부금지출에 대한 항목은 없고, 공제액에 대한 항목만 보고가 되어 있어서 어떤 가족 구성원이 얼마나 의료비, 교육비, 기부금을 지출했는지를 확인할 수가 없다. 그래서 교육비의 경우에는 자녀가 있는 경우에는 전액 자녀에게 들어가고, 자녀가 없는 가구원의 교육비는 본인(연령과 무관)에게 들어간 것으로 하고, 전액 한도 내 (초중고 1인당 : 45만원, 대학생 1인당 : 135만원) 공제를 받았다고 가정을 하였다. 즉 교육비 공제액 = 교육비 지출액으로 본다. 의료비의 경우도 전액 공제가 가능한 순수 본인이 지출한 것으로 가정

하고 전액 공제를 받았다고 가정하였다. 기부금의 경우에도 전액 법정기부금으로 가정하여 전액 공제 한도 내 공제를 받았다고 가정하였다.

그리고 재정패널에서는 산출세액에서 결정세액을 계산하기 위한 “세액감면 및 공제”항목은 보고되지 않기 때문에 여기서는 2012년 재정패널 데이터의 각각의 구성원의 산출세액과 결정세액을 비교하여 결정세액이 산출세액의 몇 %인지를 추출한다. 그 비율을 시뮬레이션 하의 산출세액에 곱해서 결정세액을 계산하였다. 단 순히 산출세액과 결정세액의 차이를 추출한 후에 시뮬레이션 하의 산출세액에서 그대로 차감하게 되면 결정세액이 음수가 나와 계산상에 누락을 시켜야 할 부분이 많이 발생하기 때문에 위와 같은 방식을 채택하였다.

위 가정을 포함한 개정안에 대한 시뮬레이션의 결과는 아래와 같다.

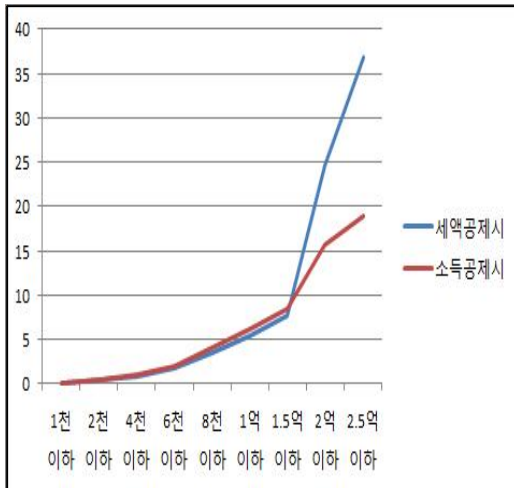
<표 15> 기존 소득공제와 2014 개정 기준 세액공제의 유효세율 비교

(단위: %, 명, 원)

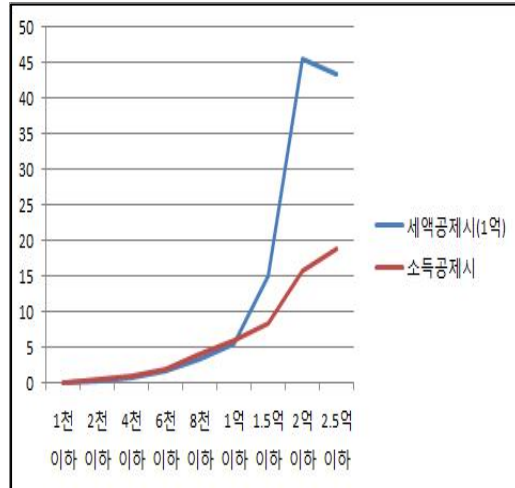
구분	기존공제시	세액공제시 (최고과세표준 1.5억원)	세액공제시 (최고과세표준 1억원)
1천 이하	0.39823 (0.040918)	0.275293 (0.028286)	0.275293 (0.02829)
2천 이하	0.821848 (0.482946)	0.711322 (0.417881)	0.711322 (0.41788)
4천 이하	1.098848 (0.918400)	0.976061 (0.815776)	0.976061 (0.81578)
6천 이하	2.129203 (1.995077)	1.82953 (1.714281)	1.829530 (1.71428)
8천 이하	4.146208 (3.99755)	3.55777 (3.430217)	3.557770 (3.43022)
1억 이하	6.145752 (6.059564)	5.537292 (5.459638)	5.537292 (5.45964)
1.5억 이하	8.383742 (8.383742)	7.651461 (7.651461)	15.134342 (15.13434)
2억 이하	15.74366 (15.74366)	24.6674 (24.6674)	45.561568 (45.56156)
2.5억 이하	18.8774 (18.8774)	36.82639 (36.82639)	43.48991 (43.48991)
총 평균	3.304835 (2.925727)	3.104409 (2.748281)	3.977933 (3.52160)
표본 수	1707 (2189)	1707 (2189)	1707 (2189)
결정세액	245793.7	230887.2	295854.7

주: 1. 최고과세표준구간의 임계값은 3억원에서 1.5억원으로 변경됨  
 2. 3열의 최고과세표준 1억원 적용은 임의의 시뮬레이션임

[그림 16] 세액공제와 소득공제시  
소득구간별 유효세율(세액공제1.5억)



[그림 17] 세액공제와 소득공제시  
소득구간별 유효세율(세액공제1억)



국세청이나 기획재정부 측에서는 소득공제보다 세액공제가 세부담이 적을 것이고, 저소득층의 경우가 고소득층보다 세액공제의 혜택을 많이 받을 것이라고 보고하고 있다. 특히 고소득층으로 갈수록 더 많은 세금이 부과된다고 하는데, 실제로도 유효세율 측면에서 봤을 때 저소득 구간에서 소득공제보다 세액 공제시에 유효세율이 더 낮은 것으로 확인이 된다. 그런데, 고소득층으로 갈수록 더 많은 세액을 부담한다고는 보기 어려울 정도의 차이만 확인이 된다. 그 이유는 소득이 높은 층일수록 소비의 기회집합이 늘어날 것이고, 다양한 공제혜택을 저소득층보다 더 누릴 수 있을 환경이 조성되어 있을 가능성이 많기 때문이다. 실제로 근로소득 2천만원 이하의 구성원들은 13개의 특별공제항목 중에 1인당 평균2.38개 항목의 공제를 받고 있고, 4천만원 이하의 구성원은 3.73개, 6천만원 이하는 4.95개, 8천만원 이하는 5.53개 항목의 공제를 받고 있다. 하지만 확실한 점은 세액 공제가 소득공제보다는 유효세율의 측면에서 봤을 때 더 유리하다는 점이다.

그리고 최고 과세표준의 구간을 어떻게 정하는가에 따라서 세액공제가 소득공제를 역전하는 구간을 조정할 수 있다는 것을 확인할 수 있다. 2014년에는 최고 과세표준을 3억 원에서 1.5억 원으로 변경 적용하게 되는데, 이럴 경우에 유효세율은 근로소득 1.5억 원 초과 구간에서 세액공제가 소득공제를 추월하게 된다. 추가

로 임의로 최고 과세표준의 구간을 1억 원으로 변경 적용해 보았을 시에도 마찬가지로 근로소득 1억 원 초과 구간에서 세액공제가 소득공제를 추월하게 되었다. 이는 세액공제로 인한 조정보다는 과세표준으로 인한 조정효과가 더 크다는 것을 의미한다.

추가적으로 결정세액의 규모를 비교해 보았을 때, 2014년 개편안은 개편 전과 비교하여 더 적은 규모의 세액을 거두게 될 것으로 확인되고 있다. 세수 중립적 개편을 위해서는 세액공제의 규모를 줄이거나, 최고 과세표준구간의 금액을 더 낮추는 쪽으로 개정한다면 세수 목표를 달성할 수 있을 것으로 예상된다. 실제로 최고 과세표준 구간을 1억으로 변경했을 때, 고소득층의 세부담은 급격하게 늘어나게 된다. 뿐만 아니라 2014년 개편될 실제 공제방식보다 더 많은 세수를 확보할 수 있는 것으로 확인이 된다. 세수 중립적 개편의 측면에서 봤을 때, 최고 과세표준 구간을 1억~1.5억 수준으로 책정한다면 목표를 달성할 수 있을 것이다.

#### IV. 결론

본 연구는 재정패널 데이터와 국세통계연보 데이터를 이용하여 샘플로 구성된 재정패널 데이터가 모수에 해당되는 국세통계연보 데이터를 얼마나 잘 설명하고 있는지, 그 대표성에 대한 검증을 하고자 하였다. 재정패널 데이터와 국세통계연보 간에는 인구학적 특성은 연령대별이나 소득구간별로 비교해 보았을 때 유사한 흐름을 보이고 있는 것을 확인할 수 있다. 차이가 보이는 부분은 경제활동을 통한 조세흐름이다. 조세분야의 연구에서 중요시되는 유효세율과 과세표준/소득 비율에 대한 결과를 보면 전반적으로 유사한 증감세를 보이고 있다고 할 수 있겠지만, 근로소득의 유효세율 측면에서는 재정패널 데이터가 국세통계연보에 비해 과소평가되고 있고, 과세표준/소득 비율 측면에서는 과대평가가 이루어지고 있다는 것을 알 수 있다. 특히 문제가 되는 부분은 종합소득세 기준으로 산출한 유효세율과 과세표준/소득 비율 항목이다. 종합소득세 기준 유효세율의 경우 재정패널의 결과와 소득의 기준을 total revenue로 하는 국세통계연보의 결과가 유사한 흐름을 보이는 것으로 확인이 된다. 반면 종합소득세 기준 과세표준/소득비율의 경우 재정패널의

결과와 소득의 기준을 taxable income 으로 하는 국세통계연보의 결과가 유사한 흐름을 보이고 있다.

그리고 6차년도만을 대상으로 한 경우 종합소득세 기준 유효세율은 총수입금액(total revenue)과 유사한 흐름을 보이고, 과세표준/소득비율의 경우는 과세소득(taxable income)과 유사한 흐름을 보이고 있다. 차이가 나는 원인으로서는 패널에서 정립한 소득에 대한 기준이 국세통계연보 상에서의 소득의 정의와 일치하지 않거나, 소득 공제시에 설정하였던 가정이 실제와 맞지 않았을 수 있다. 그리고 재정패널에서는 보고되지 않은 조세 프로세스가 유효세율이나 과세표준에 영향을 끼쳤을 가능성도 있다. 양 자료 모두 소득에 대한 명확한 정의가 필요하고, 상호간에 공통항목을 운용한다면, 더 일관적인 데이터를 구축할 수 있을 것이다.

3장에서는 재정패널 데이터를 통해 구축이 된 원천세, 종합소득세 프로세스를 사용하여 시뮬레이션을 설정하고, 그 결과를 보이고 있다. 6차년도의 자료를 이용하여 최적의 공제를 선택했을 경우(가구 내 공제 조정도 수행)와 극단적으로 어떠한 적극적 공제활동을 하지 않았을 경우, 가구 내 특별공제항목의 공제조정을 하지 않았을 경우를 비교하여 유효세율을 산출하였다. 그 결과 최적 공제 선택의 경우가 모든 시뮬레이션 대비 1%p 이상 격차를 보이고 있음을 확인하였다. 이러한 적극적 공제활동은 단순히 세액 감액효과만 있는 것이 아니라, 일부 가구 구성원에게 있어 과세표준의 이동으로 이어져 산출세액의 규모를 급격히 줄일 수 있는 효과를 가져올 수 있다.

추가적으로 2014년 발의된 개정안을 2012년 재정패널 데이터의 근로소득 연말정산에 적용을 해 그 결과를 도출하였다. 세액공제를 적용했을 경우가 소득공제에 비해 유효세율이 낮게 보고가 되고 있고, 이 현상은 저소득층이나 고소득층 모두에게 동일하게 적용이 된다. 최고 과세표준구간을 1.5억 원으로 변경하는 개정안도 세액공제 시뮬레이션에 동시에 적용하였을 때, 소득 1.5억 원이 초과되는 구간에서는 세액공제가 소득공제를 급격하게 역전하는 현상을 확인할 수 있다. 세수 중립적 개편 및 누진적 세율부과를 위해서는 세액공제항목의 조정보다는 과세표준구간의 조정이 더 가시적인 효과를 보기 좋을 것으로 예상된다.

## 부 록

<부표 1-1> 재정패널과(6차년도) 국세통계연보(2012년) 성별, 연령별 인구구성의 비교  
(단위: %)

구분		재정패널			국세통계연보	
		남성	여성	합계	남성	여성
성별 비중		66.7	33.3	100.0	64.5 (60.9)	35.5 (39.1)
연령별 분포	30세 미만	5.8	15.3	8.9	11.6 (15.2)	21.0 (23.5)
	30세 이상	25.8	26.9	26.1	29.0 (28.3)	26.9 (25.9)
	40세 이상	35.0	33.2	34.4	28.9 (27.2)	26.2 (25.7)
	50세 이상	25.7	19.8	23.8	21.5 (19.9)	19.0 (17.7)
	60세 이상	7.8	4.8	6.8	9.1 (9.4)	6.9 (7.3)

주: 1. 재정패널은 공제 신고 대상자 중에 소득이 0보다 큰 구성원만을 비교대상으로 함  
2. 국세통계연보 괄호 안의 수치는 과세미달자를 포함한 것임

<부표 1-2> 재정패널과(6차년도) 국세통계연보(2012년) 소득구간별 인구구성의 비교  
(단위: %)

구분	재정패널			국세통계연보
	남성	여성	합계	
1천만 이하	5.2	15.9	8.8	14.7 (28.4)
2천만 이하	11.5	36.7	19.9	24.0 (24.1)
4천만 이하	35.5	32.6	34.5	29.8 (24.1)
6천만 이하	24.7	10.1	19.8	15.7 (11.8)
8천만 이하	11.6	3.3	8.8	8.1 (6.0)
1억 이하	6.0	0.7	4.2	3.5 (2.6)
2억 이하	5.2	0.7	3.7	3.4 (2.5)
3억 이하	0.2	0.1	0.2	0.4 (0.3)
5억 이하	0.0	0.1	0.0	0.2 (0.2)
5억 초과	0.2	0.0	0.1	0.1 (0.1)

<부표 1-3> 재정패널과(5차년도) 국세통계연보(2011년) 성별, 연령별 인구구성의 비교  
(단위: %)

구분		재정패널			국세통계연보	
		남성	여성	합계	남성	여성
성별 비중		67.9	32.1	100.0	64.9 (61.4)	35.1 (38.6)
연령별 분포	30세 미만	5.7	16.6	9.2	12.2 (16.0)	22.5 (25.3)
	30세 이상	27.9	29.2	28.3	29.6 (29.1)	27.3 (26.4)
	40세 이상	34.6	31.6	33.7	28.9 (27.0)	25.8 (25.6)
	50세 이상	25.0	17.7	22.7	20.8 (19.1)	18.0 (16.8)
	60세 이상	6.8	4.9	6.2	8.5 (8.7)	6.3 (5.9)

<부표 1-4> 재정패널과(5차년도) 국세통계연보(2011년) 소득구간별 인구구성의 비교  
(단위: %)

구분	재정패널			국세통계연보
	남성	여성	합계	
1천만 이하	5.1	14.3	8.1	15.3 (32.1)
2천만 이하	11.5	36.9	19.7	24.8 (23.1)
4천만 이하	38.2	34.1	36.9	29.6 (23.0)
6천만 이하	22.8	10.1	18.7	15.4 (11.1)
8천만 이하	11.3	3.1	8.7	7.7 (5.5)
1억 이하	6.3	1.3	4.7	3.4 (2.4)
2억 이하	4.1	0.2	2.9	3.2 (2.3)
3억 이하	0.3	0.1	0.3	0.4 (0.3)
5억 이하	0.3	0.0	0.2	0.2 (0.1)
5억 초과	0.0	0.0	0.0	0.2 (0.1)

<부표 1-5> 재정패널과(4차년도) 국세통계연보(2010년) 성별, 연령별 인구구성의 비교  
(단위: %)

구분		재정패널			국세통계연보	
		남성	여성	합계	남성	여성
성별 비중		70.4	29.6	100.0	65.5 (61.8)	34.5 (38.2)
연령별 분포	30세 미만	5.8	17.0	9.1	16.8 (20.9) <sup>2)</sup>	
	30세 이상	29.0	31.2	29.6	29.8 (28.8)	
	40세 이상	35.6	31.1	34.2	28.1 (26.3)	
	50세 이상	23.6	16.7	21.6	18.2 (16.8)	
	60세 이상	6.1	4.0	5.5	7.1 (7.2)	

<부표 1-6> 재정패널과(4차년도) 국세통계연보(2010년) 소득구간별 인구구성의 비교  
(단위: %)

구분	재정패널			국세통계연보
	남성	여성	합계	
1천만 이하	4.8	14.7	7.7	16.5 (35.0)
2천만 이하	12.6	37.7	20.0	25.1 (22.8)
4천만 이하	37.2	31.9	35.6	29.9 (22.7)
6천만 이하	25.2	11.1	21.0	15.8 (10.8)
8천만 이하	11.1	2.9	8.7	7.2 (4.9)
1억 이하	5.1	0.7	3.8	2.7 (1.9)
2억 이하	3.7	0.8	2.9	2.2 (1.5)
3억 이하	0.2	0.2	0.2	0.3 (0.2)
5억 이하	0.2	0.0	0.1	0.2 (0.1)
5억 초과	0.0	0.0	0.0	0.1 (0.1)

2) 2010년 이하 국세통계연보는 연령별 남녀 구분이 따로 되어 있지 않음

<부표 1-7> 재정패널과(3차년도) 국세통계연보(2009년) 성별, 연령별 인구구성의 비교  
(단위: %)

구분		재정패널			국세통계연보	
		남성	여성	합계	남성	여성
성별 비중		70.9	29.1	100.0	66.1 (62.7)	33.9 (37.3)
연령별 분포	30세 미만	5.8	18.9	9.6	17.5 (21.5)	
	30세 이상	30.4	30.7	30.5	30.2 (29.4)	
	40세 이상	36.7	31.9	35.3	28.2 (26.4)	
	50세 이상	21.3	15.1	19.5	17.2 (15.7)	
	60세 이상	5.8	3.4	5.1	6.9 (7.0)	

<부표 1-8> 재정패널과(3차년도) 국세통계연보(2009년) 소득구간별 인구구성의 비교  
(단위: %)

구분	재정패널			국세통계연보
	남성	여성	합계	
1천만 이하	5.6	17.8	9.1	16.0 (34.8)
2천만 이하	14.6	38.8	21.6	25.0 (22.6)
4천만 이하	38.3	31.8	36.4	29.5 (22.2)
6천만 이하	23.1	8.8	18.9	15.7 (10.9)
8천만 이하	11.4	2.0	8.7	7.3 (5.0)
1억 이하	3.5	0.5	2.6	3.2 (2.2)
2억 이하	3.0	0.3	2.2	2.7 (1.9)
3억 이하	0.2	0.0	0.2	0.3 (0.2)
5억 이하	0.1	0.0	0.1	0.2 (0.1)
5억 초과	0.1	0.0	0.1	0.1 (0.1)

<부표 1-9> 재정패널과(2차년도) 국세통계연보(2008년) 성별, 연령별 인구구성의 비교  
(단위: %)

구분		재정패널			국세통계연보	
		남성	여성	합계	남성	여성
성별 비중		72.3	27.7	100.0	67.2	32.8
연령별 분포	30세 미만	6.3	23.3	11.0	18.1 <sup>3)</sup>	
	30세 이상	32.4	29.0	31.5	30.9	
	40세 이상	36.2	31.0	34.8	28.4	
	50세 이상	19.8	14.2	18.2	16.3	
	60세 이상	5.2	2.6	4.5	6.2	

<부표 1-10> 재정패널과(2차년도) 국세통계연보(2008년) 소득구간별 인구구성의 비교  
(단위: %)

구분	재정패널			국세통계연보
	남성	여성	합계	
1천만 이하	5.1	15.9	8.1	16.5
2천만 이하	13.9	38.7	20.8	23.9
4천만 이하	39.0	32.8	37.3	30.7
6천만 이하	24.0	9.7	20.0	16.1
8천만 이하	9.6	1.8	7.5	7.2
1억 이하	5.2	0.8	4.0	2.7
2억 이하	2.6	0.3	2.0	2.3
3억 이하	0.3	0.0	0.2	0.3
5억 이하	0.1	0.0	0.1	0.2
5억 초과	0.1	0.0	0.1	0.1

3) 2008년 이하 연도는 과세미달자에 대한 집계는 실시하지 않음

<부표 1-11> 재정패널과(1차년도) 국세통계연보(2007년) 성별, 연령별 인구구성의 비교  
(단위:%)

구분		재정패널			국세통계연보	
		남성	여성	합계	남성	여성
성별 비중		74.7	25.3	100.0	68.0	32.0
연령별 분포	30세 미만	7.2	26.0	12.0	21.7	
	30세 이상	33.2	31.4	32.7	31.7	
	40세 이상	35.6	26.4	33.3	27.3	
	50세 이상	18.5	13.3	17.1	14.2	
	60세 이상	5.5	3.0	4.8	5.1	

<부표 1-12> 재정패널과(1차년도) 국세통계연보(2007년) 소득구간별 인구구성의 비교  
(단위:%)

구분	재정패널			국세통계연보
	남성	여성	합계	
1천만 이하	2.7	9.5	4.5	34.1
2천만 이하	12.3	40.3	19.4	23.8
4천만 이하	43.8	36.2	41.9	24.3
6천만 이하	24.8	10.8	21.3	10.7
8천만 이하	8.4	2.1	6.8	3.6
1억 이하	4.6	1.0	3.7	1.5
2억 이하	2.9	0.1	2.2	1.5
3억 이하	0.3	0.0	0.2	0.3
5억 이하	0.1	0.0	0.1	0.1
5억 초과	0.0	0.0	0.0	0.1

<부표 2-1> 재정패널 원천세 기준 성, 연령별 유효세율(=결정세액/근로소득)

(단위: %, 명)

구분	1차년도	2차년도	3차년도	4차년도	5차년도	6차년도
남성	3.763 (3.580)	3.667 (3.157)	3.677 (3.127)	3.488 (3.025)	3.641 (3.226)	3.624 (3.291)
여성	2.406 (2.064)	2.280 (1.746)	1.823 (1.365)	1.726 (1.334)	1.830 (1.429)	2.028 (1.620)
30세 미만	1.873 (1.623)	1.363 (1.031)	1.449 (1.050)	1.540 (1.198)	1.344 (1.015)	1.344 (1.074)
30세 이상	2.927 (2.711)	2.875 (2.369)	2.220 (1.706)	2.389 (1.955)	2.292 (1.914)	2.216 (1.926)
40세 이상	4.091 (3.896)	3.683 (3.154)	3.780 (3.290)	3.294 (2.848)	3.503 (3.123)	3.687 (3.323)
50세 이상	4.246 (4.059)	4.530 (4.074)	4.566 (4.087)	4.370 (3.919)	4.699 (4.165)	4.349 (3.926)
60세 이상	4.886 (4.322)	3.975 (3.036)	4.271 (3.337)	2.955 (2.178)	2.090 (1.814)	2.999 (2.483)
총 평균	3.539 (3.305)	3.439 (2.901)	3.373 (2.806)	3.192 (2.712)	3.314 (2.866)	3.316 (2.934)
표본 수	1,441 (1,688)	1,507 (2,055)	1,391 (1,970)	1,578 (2,113)	1,617 (2,144)	1,745 (2,253)

주 : 괄호 안의 수치는 결정세액을 0 으로 보고한 구성원을 포함한 값임

<부표 2-2> 재정패널 원천세 기준 성, 연령별 유효세율(=결정세액/근로소득)

(단위: %, 명)

구분	1차년도	2차년도	3차년도	4차년도	5차년도	6차년도
1천만 이하	2.233 (0.443)	3.234 (0.615)	1.847 (0.275)	1.173 (0.220)	0.322 (0.048)	1.494 (0.199)
2천만 이하	1.743 (1.107)	1.198 (0.645)	1.037 (0.526)	0.800 (0.457)	0.678 (0.364)	0.813 (0.480)
4천만 이하	2.011 (1.930)	1.579 (1.268)	1.216 (0.898)	1.038 (0.813)	1.113 (0.888)	1.084 (0.908)
6천만 이하	3.290 (3.247)	2.741 (2.510)	2.075 (1.936)	2.154 (1.969)	2.056 (1.934)	2.145 (2.011)
8천만 이하	5.313 (5.255)	4.813 (4.599)	4.527 (4.445)	4.112 (4.022)	3.884 (3.846)	4.151 (4.004)
1억 이하	8.132 (8.132)	7.227 (7.050)	6.560 (6.407)	7.090 (6.725)	6.706 (6.622)	6.146 (6.060)
2억 이하	9.526 (9.526)	10.710 (10.710)	12.825 (12.078)	9.479 (8.928)	9.193 (9.193)	9.510 (9.510)
3억 이하	-	21.802 (21.802)	19.224 (19.224)	21.904 (21.904)	16.709 (13.899)	18.877 (18.877)
5억 이하	-	-	27.634 (27.634)	-	-	-
5억 초과	-	-	-	-	-	-
총 평균	3.539 (3.305)	3.439 (2.901)	3.373 (2.806)	3.192 (2.712)	3.314 (2.866)	3.316 (2.934)
표본 수	1,441 (1,688)	1,507 (2,055)	1,391 (1,970)	1,578 (2,113)	1,617 (2,144)	1,745 (2,253)

<부표 2-3> 재정패널 원천세 기준 성, 연령별 과세표준-소득비율(근로소득)

(단위: %, 명)

구분	1차년도	2차년도	3차년도	4차년도	5차년도	6차년도
남성	76.409 (76.350)	69.876 (69.676)	69.802 (69.654)	69.953 (69.810)	72.469 (72.307)	71.768 (71.688)
여성	76.998 (76.944)	70.295 (69.747)	69.838 (69.348)	70.962 (70.409)	71.528 (70.726)	71.915 (71.335)
30세 미만	78.353 (78.331)	72.561 (72.231)	72.163 (71.772)	74.050 (73.754)	75.886 (75.702)	75.403 (75.351)
30세 이상	73.679 (73.630)	65.745 (65.529)	66.224 (65.980)	66.255 (65.987)	70.022 (69.749)	68.641 (68.341)
40세 이상	76.653 (76.635)	69.518 (69.210)	69.901 (69.675)	69.312 (69.112)	70.073 (69.698)	70.371 (70.206)
50세 이상	79.892 (79.782)	75.107 (74.864)	73.147 (73.068)	74.447 (74.267)	76.432 (76.236)	75.329 (75.240)
60세 이상	83.391 (82.686)	82.204 (82.134)	79.852 (79.852)	79.285 (79.285)	81.375 (81.061)	81.184 (80.762)
총 평균	76.510 (76.452)	69.950 (69.689)	69.809 (69.599)	70.142 (69.922)	72.285 (71.996)	71.799 (71.613)
표본 수	2,355 (2,366)	2,531 (2,568)	2,513 (2,552)	2,507 (2,538)	2,591 (2,632)	2,733 (2,768)

<부표 2-4> 재정패널 원천세 기준 소득구간별 과세표준-소득비율(근로소득)

(단위: %, 명)

구분	1차년도	2차년도	3차년도	4차년도	5차년도	6차년도
1천만 이하	59.797 (57.036)	51.619 (44.814)	56.592 (49.600)	58.112 (49.888)	57.446 (48.893)	57.167 (51.077)
2천만 이하	72.397 (72.274)	64.858 (63.566)	65.824 (64.918)	65.584 (64.787)	67.244 (65.863)	69.794 (69.059)
4천만 이하	73.513 (73.465)	65.654 (65.589)	64.792 (64.741)	65.704 (65.545)	68.762 (68.541)	69.080 (68.943)
6천만 이하	75.660 (75.667)	68.825 (68.825)	67.767 (67.767)	69.091 (69.091)	69.232 (69.232)	69.120 (69.120)
8천만 이하	80.374 (80.374)	75.074 (75.074)	74.121 (74.121)	73.071 (73.071)	73.501 (73.501)	72.054 (72.054)
1억 이하	85.697 (85.697)	80.853 (80.853)	80.736 (80.736)	78.629 (78.629)	79.163 (79.163)	78.893 (78.893)
2억 이하	89.987 (89.987)	85.884 (85.884)	83.445 (83.445)	83.278 (83.278)	83.095 (83.095)	82.780 (82.780)
3억 이하	97.496 (97.496)	91.974 (91.974)	85.486 (85.486)	93.343 (93.343)	91.631 (91.631)	91.109 (91.109)
5억 이하	-	-	95.197 (95.197)	-	95.638 (95.638)	-
5억 초과	-	-	99.343 (99.343)	-	99.700 (99.700)	-
총 평균	76.510 (76.452)	69.950 (69.689)	69.809 (69.599)	70.142 (69.922)	72.285 (71.996)	71.799 (71.613)
표본 수	2,355 (2,366)	2,531 (2,568)	2,513 (2,552)	2,507 (2,538)	2,591 (2,633)	2,733 (2,768)

<부표 2-5> 재정패널 종합소득세 기준 성별, 연령별 유효세율

(단위: %, 명)

구분	1차년도	2차년도	3차년도	4차년도	5차년도	6차년도
남성	3.839 (3.707)	3.141 (2.158)	4.326 (2.664)	3.723 (2.043)	3.299 (1.785)	3.971 (2.379)
여성	4.045 (3.471)	2.610 (1.689)	2.979 (1.556)	2.987 (1.825)	2.393 (1.345)	4.072 (2.662)
30세 미만	3.632 (2.89)	2.843 (2.045)	2.515 (2.029)	0.770 (0.542)	3.226 (1.462)	3.021 (1.058)
30세 이상	4.092 (3.898)	2.769 (1.529)	7.448 (4.247)	2.264 (1.366)	2.303 (1.101)	1.884 (1.005)
40세 이상	4.415 (4.256)	3.315 (2.360)	3.064 (1.750)	3.744 (1.824)	3.104 (1.651)	3.954 (2.417)
50세 이상	2.676 (2.534)	2.595 (1.897)	3.890 (2.350)	3.367 (1.970)	2.770 (1.597)	2.874 (1.822)
60세 이상	3.909 (3.485)	3.840 (2.151)	3.394 (2.287)	5.360 (3.745)	4.276 (2.505)	8.193 (5.125)
총 평균	3.869 (3.669)	3.045 (2.069)	4.072 (2.426)	3.544 (1.994)	3.064 (1.674)	3.995 (2.442)
표본 수	407 (472)	332 (615)	290 (596)	322 (661)	309 (662)	347 (679)

주: 괄호 안의 수치는 결정세액을 0으로 보고한 구성원을 포함한 것임

<부표 2-6> 재정패널 종합소득세 기준 소득구간별 유효세율

(단위: %, 명)

구분	1차년도	2차년도	3차년도	4차년도	5차년도	6차년도
1천만 이하	8.478 (6.077)	3.022 (1.248)	2.295 (0.795)	6.698 (2.467)	2.115 (0.832)	2.132 (1.029)
2천만 이하	4.214 (2.667)	3.149 (1.517)	3.147 (1.697)	2.162 (1.276)	1.847 (0.895)	2.056 (1.028)
4천만 이하	3.097 (3.001)	3.243 (1.961)	3.919 (2.038)	2.556 (1.174)	2.302 (1.175)	2.709 (1.431)
6천만 이하	3.658 (3.569)	3.085 (1.904)	5.131 (2.855)	2.620 (1.552)	2.495 (1.260)	2.600 (1.569)
8천만 이하	5.206 (5.206)	2.620 (2.149)	4.425 (2.969)	2.742 (1.465)	2.323 (1.383)	3.621 (2.323)
1억 이하	4.583 (4.583)	5.222 (4.295)	4.324 (3.090)	7.082 (4.761)	5.242 (3.795)	3.932 (2.555)
2억 이하	4.432 (4.432)	2.943 (2.503)	4.130 (3.376)	4.417 (4.126)	6.112 (4.060)	7.498 (5.613)
3억 이하	2.689 (2.689)	0.889 (0.889)	0.392 (0.392)	-	2.481 (2.481)	13.803 (10.241)
5억 이하	0.201 (0.201)	0.121 (0.121)	-	-	-	-
5억 초과	-	0.483 (0.483)	-	-	-	0.15 (0.15)
총 평균	3.869 (3.669)	3.045 (2.069)	4.072 (2.426)	3.544 (1.994)	3.064 (1.674)	3.995 (2.442)
표본 수	407 (472)	332 (615)	290 (596)	322 (661)	309 (662)	347 (679)

<부표 2-7> 재정패널 종합소득세 기준 성별, 연령별 과세표준/소득 비율

(단위: %, 명)

구분	1차년도	2차년도	3차년도	4차년도	5차년도	6차년도
남성	89.500 (89.461)	86.371 (85.830)	86.673 (85.809)	86.841 (86.030)	86.386 (85.413)	86.652 (85.877)
여성	85.272 (84.920)	80.996 (78.982)	80.258 (78.031)	83.015 (81.415)	81.688 (79.564)	82.201 (80.253)
30세 미만	86.658 (86.658)	73.981 (68.482)	84.782 (83.372)	86.343 (84.978)	82.300 (82.143)	80.235 (78.755)
30세 이상	87.528 (87.384)	81.428 (80.228)	81.836 (79.413)	83.067 (81.495)	81.205 (77.845)	82.038 (79.511)
40세 이상	88.087 (87.990)	83.886 (83.028)	84.486 (83.433)	83.881 (82.653)	83.005 (81.606)	83.933 (82.684)
50세 이상	90.475 (90.450)	89.030 (88.531)	87.952 (87.372)	89.342 (88.770)	88.383 (87.728)	87.549 (86.968)
60세 이상	91.771 (91.704)	90.379 (90.174)	89.409 (88.561)	88.260 (87.984)	89.096 (88.810)	90.05 (89.944)
총 평균	88.879 (88.793)	85.517 (84.724)	85.522 (84.392)	86.043 (85.060)	85.382 (84.146)	85.720 (84.705)
표본 수	688 (717)	715 (803)	750 (877)	771 (854)	735 (840)	789 (886)

- 주: 1. 대상자는 순수 종합소득세 신고를 한 가구원, 그리고 과세표준이 양수(+)로 보고된 가구원만을 대상으로 하였으며, 소득이 가장 높은 가구원에게 인적공제를 이전함  
 2. 가구 내 최고 소득자가 아닌 가구원 중에 종합소득세 신고를 한 가구원이 있는 경우에는 본인공제 및 특별공제만 적용함  
 3. 괄호 안의 수치는 과세표준이 0 이하인 구성원을 포함한 수치임

<부표 2-8> 재정패널 종합소득세 기준 소득구간별 과세표준/소득 비율

(단위: %, 명)

구분	1차년도	2차년도	3차년도	4차년도	5차년도	6차년도
1천만 이하	54.931 (50.779)	40.732 (27.524)	45.114 (27.876)	39.979 (25.221)	40.883 (26.565)	42.813 (28.932)
2천만 이하	75.987 (75.987)	64.747 (64.453)	67.720 (67.091)	65.622 (64.963)	67.077 (65.103)	64.744 (62.840)
4천만 이하	85.097 (85.097)	80.766 (80.766)	80.828 (80.828)	80.334 (80.334)	81.315 (81.315)	80.604 (80.604)
6천만 이하	89.676 (89.676)	87.777 (87.777)	87.397 (87.397)	88.184 (88.184)	88.297 (88.297)	87.208 (87.208)
8천만 이하	92.162 (92.162)	89.974 (89.974)	90.577 (90.577)	90.797 (90.797)	89.104 (89.104)	89.709 (89.709)
1억 이하	92.297 (92.297)	91.253 (91.253)	92.984 (92.984)	91.349 (91.349)	93.707 (93.707)	91.485 (91.485)
2억 이하	96.017 (96.017)	94.944 (94.944)	95.017 (95.017)	94.918 (94.918)	93.682 (93.682)	94.395 (94.395)
3억 이하	94.526 (94.526)	96.498 (96.498)	97.306 (97.306)	97.690 (97.690)	93.939 (93.939)	96.490 (96.490)
5억 이하	99.228 (99.228)	99.107 (99.107)	98.215 (98.215)	96.996 (96.996)	98.539 (98.539)	-
5억 초과	-	99.208 (99.208)	-	-	-	99.370 (99.370)
총 평균	88.879 (88.793)	85.517 (84.724)	85.522 (84.392)	86.043 (85.060)	85.382 (84.146)	85.720 (84.705)
표본 수	688 (717)	715 (803)	750 (877)	771 (854)	735 (840)	789 (886)

<부표 3-1> 국세통계연보 과세대상 근로소득 기준 성별, 연령별 유효세율

(단위: %)

구분	2007	2008	2009	2010	2011	2012
남성	5.487	5.166	4.566 (4.095)	4.968 (4.536)	5.161 (4.748)	5.328 (4.949)
여성	2.982	2.797	2.416 (1.943)	2.638 (2.160)	2.750 (2.279)	2.892 (2.427)
30세 미만	1.907	1.673	1.396 (1.134)	1.742 (1.447)	1.743 (1.469)	1.852 (1.579)
30세 이상	3.847	3.286	2.769 (2.382)	3.123 (2.753)	3.129 (2.785)	3.232 (2.912)
40세 이상	6.021	5.341	4.596 (4.108)	4.979 (4.509)	5.137 (4.667)	5.238 (4.793)
50세 이상	7.932	7.308	6.379 (5.848)	6.572 (6.607)	6.802 (6.309)	6.855 (6.402)
60세 이상	9.642	8.936	8.147 (6.853)	8.085 (6.914)	8.153 (7.039)	8.159 (7.110)
총 평균	4.946	4.648	4.070 (3.555)	4.423 (3.933)	4.584 (4.109)	4.728 (4.279)

주: 괄호 안의 수치는 과세미달자를 포함한 것임

<부표 3-2> 국세통계연보 과세대상 근로소득 기준 소득구간별 유효세율

(단위: %)

구분	2007	2008	2009	2010	2011	2012
1천만 이하	0.484	0.077	0.100 (0.014)	0.100 (0.013)	0.099 (0.013)	0.098 (0.015)
2천만 이하	1.177	0.469	0.415 (0.288)	0.432 (0.308)	0.438 (0.315)	0.436 (0.303)
4천만 이하	2.834	1.359	1.065 (0.938)	1.119 (1.011)	1.165 (1.057)	1.177 (1.075)
6천만 이하	5.581	3.275	2.674 (2.627)	2.747 (2.712)	2.739 (2.702)	2.860 (2.827)
8천만 이하	8.399	5.866	5.033 (5.027)	5.046 (5.041)	4.912 (4.907)	4.951 (4.946)
1억 이하	11.193	8.270	7.343 (7.341)	7.337 (7.336)	7.181 (7.180)	7.206 (7.204)
2억 이하	16.232	13.021	12.140 (12.135)	11.923 (11.917)	11.478 (11.474)	11.425 (11.422)
3억 이하	23.607	21.548	20.853 (20.853)	20.505 (20.505)	20.356 (20.356)	20.451 (20.451)
5억 이하	26.795	25.056	24.195 (24.195)	24.109 (24.109)	23.853 (23.853)	23.960 (23.960)
5억 초과	30.785	28.951	28.552 (28.552)	28.559 (28.559)	28.309 (28.309)	29.852 (29.852)
총 평균	4.946	4.648	4.070 (3.555)	4.423 (3.933)	4.584 (4.109)	4.728 (4.279)

주: 2007, 2008년은 소득금액규모별, 2009년 이후는 과세대상근로소득규모별로 계산한 값임

<부표 3-3> 국세통계연보 과세대상 근로소득 기준 성, 연령별 과세표준/소득비율  
(단위: %)

구분	2007	2008	2009	2010	2011	2012
남성	41.219	40.650	40.279 (36.119)	43.111 (39.363)	43.810 (40.301)	44.628 (41.457)
여성	32.154	31.693	32.232 (25.914)	34.307 (28.101)	34.897 (28.915)	35.709 (29.962)
30세 미만	28.727	27.686	29.167 (23.687)	32.359 (26.880)	32.937 (27.744)	34.016 (28.992)
30세 이상	35.829	34.182	34.140 (29.360)	37.033 (32.654)	37.388 (33.275)	38.263 (34.469)
40세 이상	43.077	41.410	40.169 (35.906)	42.764 (38.726)	43.223 (39.271)	43.754 (40.041)
50세 이상	49.237	48.113	46.879 (42.974)	48.458 (44.735)	49.001 (45.446)	49.198 (45.949)
60세 이상	51.139	50.157	49.026 (41.242)	49.832 (42.612)	49.833 (43.027)	49.595 (43.220)
총 평균	39.259	38.692	38.423 (33.562)	41.050 (36.501)	41.676 (37.352)	42.431 (38.402)

<부표 3-4> 국세통계연보 과세대상 근로소득 기준 성, 연령별 과세표준/소득비율  
(단위: %)

구분	2007	2008	2009	2010	2011	2012
1천만 이하	14.108	1.906	3.654 (0.501)	3.635 (0.483)	3.626 (0.487)	3.616 (0.552)
2천만 이하	27.231	13.068	15.395 (10.689)	16.027 (11.417)	16.252 (11.673)	16.366 (11.388)
4천만 이하	35.510	27.593	28.754 (25.319)	30.200 (27.283)	30.997 (28.125)	31.409 (28.692)
6천만 이하	47.489	36.861	36.269 (35.636)	38.059 (37.571)	38.007 (37.487)	39.043 (38.598)
8천만 이하	56.404	48.028	46.851 (46.799)	48.831 (48.791)	47.919 (47.872)	48.138 (48.091)
1억 이하	63.008	55.994	54.866 (54.853)	56.728 (56.717)	55.822 (55.810)	55.965 (55.953)
2억 이하	71.694	66.225	65.483 (65.456)	67.034 (67.001)	65.440 (65.417)	65.230 (65.215)
3억 이하	81.425	78.685	78.833 (78.833)	81.126 (81.126)	80.471 (80.471)	80.254 (80.254)
5억 이하	85.647	84.958	85.209 (85.209)	85.636 (85.636)	85.261 (85.261)	85.088 (85.088)
5억 초과	91.001	91.770	90.824 (90.824)	90.408 (90.408)	89.868 (89.868)	89.679 (89.679)
총 평균	39.259	38.641	38.392 (33.538)	41.053 (41.053)	41.679 (37.354)	42.434 (38.405)

주: 2007, 2008년은 소득금액규모별, 2009년 이후는 과세대상근로소득규모별로 계산한 값임

<부표 3-5> 국세통계연보 종합소득세 기준 성, 연령별 유효세율

(단위: %)

구분	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
남성	15.153	15.627	14.828	14.024	14.243	14.747	14.487
여성	10.773	11.185	10.304	9.557	9.554	9.937	9.878
30세 미만	10.067	9.722	8.476	7.825	7.896	8.358	8.645
30세 이상	11.265	11.419	10.358	9.349	9.495	9.676	9.329
40세 이상	13.477	13.827	12.893	11.873	12.140	12.325	11.757
50세 이상	15.816	16.187	15.390	14.334	14.268	14.405	14.295
60세 이상	18.010	18.622	18.035	17.814	17.712	17.771	18.233
총 평균	14.168	14.586	13.746	12.928	13.105	13.573	13.368

주: 1. 유효세율은 결정세액/taxable income으로 계산함  
 2. 종합소득세 부분은 과세미달자 정보를 제공하지 않음

<부표 3-6> 국세통계연보 종합소득세 기준 소득구간별 유효세율

(단위: %)

구분	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
1천만 이하	2.668	2.694	2.496	1.602	1.631	1.633	1.670
2천만 이하	4.698	4.592	4.184	2.881	2.892	2.874	2.880
4천만 이하	7.775	7.619	6.846	5.422	5.379	5.362	5.113
6천만 이하	10.517	10.434	9.437	8.154	7.724	7.855	7.262
8천만 이하	13.455	13.213	11.985	10.648	10.118	9.899	9.644
1억 이하	15.781	15.382	14.342	13.058	12.449	12.117	11.919
2억 이하	20.364	20.005	19.096	18.092	17.481	17.135	16.999
3억 이하	24.523	24.452	23.974	23.455	22.961	22.634	22.672
5억 이하	26.185	26.274	25.914	25.701	25.339	25.239	25.709
5억 초과	27.274	27.900	27.660	28.482	28.174	28.262	30.371
총 평균	14.203	14.623	13.786	12.967	13.143	13.613	13.411

<부표 3-7> 국세통계연보 종합소득세 기준 성, 연령별 과세표준/소득비율

(단위: %)

구분	2007	2008	2009	2010	2011	2012
남성	78.887	77.396	75.251	76.570	77.023	75.632
여성	73.207	70.849	68.910	69.509	69.787	69.366
30세 미만	73.455	69.519	68.302	69.196	70.068	70.252
30세 이상	70.657	68.241	65.654	67.180	67.787	66.774
40세 이상	74.916	72.937	69.947	71.303	70.871	69.239
50세 이상	80.941	79.515	77.080	77.613	77.131	76.096
60세 이상	87.261	86.391	86.039	86.259	85.670	85.271
총 평균	77.555	75.831	73.696	74.855	75.258	74.111

주: 과표/소득비율에서 소득에 해당하는 분모는 taxable income으로 계산함

<부표 3-8> 국세통계연보 종합소득세 기준 소득구간별 과세표준/소득비율

(단위: %)

구분	2007	2008	2009	2010	2011	2012
1천만 이하	36.184	35.364	30.584	31.052	31.152	31.581
2천만 이하	59.559	58.244	52.779	53.143	52.341	52.704
4천만 이하	70.481	68.688	65.018	66.258	65.715	63.993
6천만 이하	77.559	75.088	72.359	72.483	73.180	69.331
8천만 이하	82.500	80.179	77.885	77.857	76.760	75.299
1억 이하	85.905	84.164	82.367	82.226	80.565	79.364
2억 이하	90.200	89.364	88.138	87.905	86.763	86.173
3억 이하	93.848	93.391	92.710	92.694	91.965	91.638
5억 이하	95.561	95.260	94.895	94.824	94.310	94.057
5억 초과	97.578	97.326	97.252	97.289	96.803	96.786
총 평균	77.716	76.002	73.889	75.059	75.470	74.326

<부표 4-5> 국세통계연보 종합소득세 기준 성, 연령별 유효세율

(단위: %)

구분	2007	2008	2009	2010	2011	2012
남성	2.108	1.974	1.927	1.943	2.043	2.229
여성	1.411	1.256	1.186	1.158	1.204	1.289
30세 미만	1.452	1.256	1.167	1.163	1.322	1.489
30세 이상	1.328	1.212	1.136	1.134	1.177	1.317
40세 이상	1.546	1.440	1.388	1.413	1.462	1.571
50세 이상	2.371	2.136	1.966	1.914	1.883	2.027
60세 이상	4.162	3.724	3.735	3.619	3.459	3.662
총 평균	1.936	1.791	1.731	1.735	1.817	1.971

주: 분모에 해당하는 소득은 총수입금액(total revenue)으로 계산함

<부표 4-6> 국세통계연보 종합소득세 기준 소득구간별 유효세율

(단위: %)

구분	2007	2008	2009	2010	2011	2012
1천만 이하	-	1.041	0.669	0.602	0.798	0.661
2천만 이하	-	1.145	0.830	0.797	0.814	0.798
4천만 이하	-	1.205	0.920	0.901	0.918	0.938
6천만 이하	-	1.480	1.297	1.242	1.171	1.399
8천만 이하	-	1.736	1.564	1.565	1.504	1.864
1억 이하	-	1.819	1.635	1.655	1.731	2.033
2억 이하	-	1.844	1.640	1.684	1.786	1.986
3억 이하	-	-	-	-	-	-
5억 이하	-	1.907	1.788	1.788	1.842	1.950
5억 초과	-	1.837	1.863	1.854	1.955	2.121
총 평균	-	1.806	1.747	1.752	1.836	1.991

<부표 4-7> 국세통계연보 종합소득세 기준 성, 연령별 과세표준/소득비율

(단위: %)

구분	2007	2008	2009	2010	2011	2012
남성	10.640	10.304	10.343	10.446	10.670	11.639
여성	9.232	8.636	8.552	8.424	8.457	9.049
30세 미만	10.968	10.299	10.185	10.193	11.079	12.097
30세 이상	8.216	7.984	7.981	8.022	8.246	9.428
40세 이상	8.379	8.144	8.179	8.296	8.409	9.253
50세 이상	11.858	11.038	10.575	10.410	10.085	10.789
60세 이상	19.504	17.840	18.039	17.627	16.675	17.124
총 평균	10.293	9.878	9.869	9.910	10.074	10.928

주: 분모에 해당하는 소득은 총수입금액(total revenue)으로 계산함

<부표 4-8> 국세통계연보 종합소득세 기준 소득구간별 과세표준/소득비율

(단위: %)

구분	2007	2008	2009	2010	2011	2012
1천만 이하	-	14.160	12.004	11.510	11.097	12.109
2천만 이하	-	15.871	15.469	15.164	15.549	15.433
4천만 이하	-	16.370	16.007	16.035	16.242	16.811
6천만 이하	-	15.668	16.110	15.903	15.105	18.449
8천만 이하	-	15.655	15.925	16.557	15.935	19.502
1억 이하	-	14.650	14.559	15.213	15.775	18.141
2억 이하	-	12.516	12.105	12.703	13.278	14.523
3억 이하	-	-	-	-	-	-
5억 이하	-	10.425	10.258	10.475	10.659	11.152
5억 초과	-	7.881	8.016	8.062	8.356	8.647
총 평균	-	9.958	9.956	10.004	10.177	11.034

주: 분모에 해당하는 소득은 총수입금액(taxable income)으로 계산함

<부표 5-1> 재정패널 기준 소득대비 소득공제액의 비율(원천세 기준)

(단위: %)

구분	1차년도	2차년도	3차년도	4차년도	5차년도	6차년도
연금보험료	2.844	2.916	2.942	2.917	2.423	2.833
보험료	2.805	3.192	3.404	3.488	3.395	3.952
의료비	0.691	1.054	1.141	1.115	1.133	1.259
교육비	1.595	2.278	2.507	2.510	2.300	2.010
주택자금	0.505	0.612	0.696	0.657	0.630	0.536
기부금	0.709	0.845	0.912	0.881	0.824	0.942
개인연금저축	0.085	0.053	0.041	0.035	0.029	0.022
연금저축	0.453	0.480	0.622	0.740	0.864	0.900
투자조합출자	0.000	0.009	0.014	0.002	0.001	0.003
신용카드	1.966	3.022	2.924	2.346	2.222	2.463
우리사주	0.035	0.023	0.075	0.036	0.050	0.026
장기주식저축		0.002	0.020	0.014	0.008	0.001
기타	0.003	0.021	0.007	0.018	0.007	0.002
총계	11.693	14.506	15.306	14.757	13.888	14.950

<부표 5-2> 재정패널 기준 소득대비 소득공제액의 비율(종합소득세 기준)

(단위: %)

구분	1차년도	2차년도	3차년도	4차년도	5차년도	6차년도
연금보험료	1.003	1.235	1.221	1.111	1.286	1.862
기부금	0.638	0.375	0.442	0.339	0.309	0.381
개인연금저축	0.073	0.022	0.029	0.015	0.007	0.006
연금저축	0.190	0.160	0.299	0.297	0.435	0.421
투자조합출자	0.007	-	0.001	-	-	-
장기주식저축	-	-	-	-	0.002	0.005
표준공제	-	1.110	1.327	1.541	1.349	1.223
기타	1.475	0.256	0.066	0.056	0.111	0.176
의료비	-	-	-	-	-	0.050
교육비	-	-	-	-	-	0.134
총계	3.386	3.158	3.385	3.359	3.498	4.259

주: 의료비, 교육비는 성실사업자 대상 공제항목임

<부표 5-3> 국세통계연보 기준 소득대비 소득공제액의 비율(원천세 기준)

(단위: %)

구분	2007	2008	2009	2010	2011	2012
보험료	4.121	4.297	4.392	4.322	4.547	4.645
의료비	1.101	1.352	1.403	1.369	1.388	1.387
교육비	2.093	2.378	2.605	2.500	2.278	2.012
주택임차차입	0.992	0.011	0.017	0.049	0.061	0.076
월세액	-	-	-	0.003	0.003	0.023
장기주택차입	-	0.627	0.565	0.521	0.527	0.422
기부금	1.427	1.359	1.423	1.344	1.304	1.284
혼인이사장례	0.041	0.032	-	-	-	-
개인연금저축	0.103	0.090	0.074	0.060	0.048	0.041
연금저축	0.952	1.030	1.121	1.154	1.360	1.409
소기업상공	-	0.001	0.002	0.004	0.006	0.010
주택마련	-	0.487	0.472	0.332	0.237	0.190
투자조합출자	0.004	0.002	0.001	0.001	0.001	0.001
신용카드	3.177	4.308	4.129	3.115	3.145	3.356
우리사주	0.088	0.061	0.070	0.056	0.083	0.031
장기주식저축	0.000	0.003	0.036	0.032	0.013	0.003
고용유지	-	-	-	0.000	0.000	0.000
총계	14.099	16.037	16.312	14.861	15.000	14.891

주: 소득은 taxable income으로 계산하며, 과세대상자만을 대상으로 함

<부표 5-4> 국세통계연보 기준 소득대비 소득공제액의 비율(종합소득세 기준)

(단위: %)

구분	2007	2008	2009	2010	2011	2012
보험료	1.061	1.282	1.244	1.263	1.314	1.715
의료비	0.334	0.452	0.473	0.452	0.442	0.612
교육비	0.639	0.800	0.897	0.870	0.780	0.935
주택자금	0.172	0.152	0.144	0.131	0.136	0.152
기부금	1.441	1.481	1.504	1.513	1.566	1.607
혼인이사장례	0.007	0.008	-	-	-	-
개인연금저축	0.064	0.066	0.063	0.048	0.035	0.032
신용카드	0.805	1.197	1.315	1.008	0.982	1.251
정치자금	0.003	0.007	0.004	0.014	0.008	0.016
연금저축	0.721	0.928	1.147	1.247	1.503	1.682
기타	0.037	0.150	0.233	0.255	0.404	0.450
총계	5.284	7.449	7.558	7.971	9.557	8.452

주: 소득은 taxable income으로 계산하며, 과세대상자만을 대상으로 함

<부표 5-4-1> 국세통계연보 기준 소득대비 소득공제액의 비율(종합소득세 기준)  
(단위: %)

구분	2007	2008	2009	2010	2011	2012
보험료	0.142	0.168	0.168	0.168	0.177	0.255
의료비	0.045	0.059	0.064	0.060	0.060	0.091
교육비	0.085	0.105	0.121	0.116	0.105	0.139
주택자금	0.023	0.020	0.019	0.017	0.018	0.023
기부금	0.192	0.194	0.203	0.202	0.211	0.239
혼인이사장폐	0.001	0.001	-	-	-	-
개인연금저축	0.009	0.009	0.008	0.006	0.005	0.005
신용카드	0.108	0.157	0.177	0.134	0.132	0.186
정치자금	0.000	0.001	0.001	0.002	0.001	0.002
연금저축	0.096	0.122	0.155	0.166	0.203	0.250
기타	0.005	0.020	0.031	0.034	0.055	0.067
총계	0.706	0.855	0.947	0.906	0.967	1.255

주: 소득은 total revenue로 계산하며, 과세대상자만을 대상으로 함

## 참고 문헌

- 국가법령정보센터 홈페이지 <http://www.law.go.kr/>  
 국세청, 국세통계연보 각 연도.  
 기획재정부 홈페이지 <http://mosf.go.kr>  
 김대일, 남재량, 류근관, 「한국노동패널 표본의 대표성과 패널조사 표본 이탈자의 특성 연구」, 『노동경제논집』 제23권, 2000, pp. 1~33  
 성명재, 「1990년대 이후 정부별 소득세 개편이 세부담 및 소득재분배에 미친 효과 분석」, 『재정학연구』, 제4권 1호, 2011 pp. 111~152  
 송헌재, 「조세재정정책의 선진화를 위한 정책연구의 과학화 필요성」, 『재정포럼』, 제 178호, 2011, pp. 23~55  
 전영준, 「소득세 공제체계 개편의 형평, 과세표준양성화 효과 분석: 인적공제 개편을 중심으로」, 한국조세연구원, 2009.  
 한국조세재정연구원, 재정패널 통합설문지 및 유저가이드, 2014.  
 한국조세재정연구원, 5차년도 재정패널조사 기초분석보고서, 2014.