



- 일 시 : 2013. 11. 28(목) 14:30~18:00
- 장 소 : 대한상공회의소 소회의실 2, 3, 4호

## 제5회 재정패널 학술대회



## 개 요

- 주 제 : 제5회 재정패널 학술대회
- 일 시 : 2013. 11. 28(목) 14:30~18:00
- 장 소 : 대한상공회의소 소회의실 2, 3, 4호
- 주 최 : 한국조세재정연구원
- 프로그램

14:30~15:00 등록

15:00~16:10

제1세션(4홀) 사회자 : 현진권(한국경제연구원 사회통합센터 소장)

**I -1. 재정패널의 소득증빙자료를 활용한 근로소득자들의 기부금 가격탄력성 추정**

발표자 : 송헌재(서울시립대 경제학과)

토론자 : 이철인(서울대 경제학부), 홍성훈(한국조세재정연구원)

**I -2. 가구재정 지표와 기부의 관계에 관한 연구 - 기부영역에 따른 비교**

발표자 : 강철희(연세대 사회복지대학원), 박태근(연세대 사회복지대학원)

토론자 : 고 선(중앙대 경제학과), 손원익(한국조세재정연구원)

제2세션(3홀) 사회자 : 박종규(한국금융연구원 선임연구위원)

**II-1. 베이비붐세대의 은퇴준비와 노후소득**

발표자 : 이은영(국민연금연구원)

토론자 : 박능후(경기대 사회복지학과), 이은경(한국조세재정연구원)

**II-2. Effect of Public Transfers on Private Transfers**

발표자 : 성명재(홍익대 경제학부), 박기백(서울시립대 세무전문대학원)

토론자 : 조명환(서울시립대 경제학과), 박윤수(한국개발연구원)

제3세션(2홀) 사회자 : 정재호(한국조세재정연구원 세법연구센터장)

대학원생 논문경진대회 수상작 발표 I

16:30~17:40

제4세션(4홀) 사회자 : 김재진(한국조세재정연구원 조세연구본부장)

IV-1. 개인연금 소득공제 제도의 세액공제로의 변화 시 소득계층별 정책효과분석

발표자 : 정원석(보험연구원), 강성호(보험연구원)

토론자 : 이용하(국민연금연구원), 윤성주(한국조세재정연구원)

IV-2. 재정패널자료를 이용한 특별공제와 세액공제의 형평성 효과 비교 분석

발표자 : 김성태(청주대 경제학과), 임병인(충북대 경제학과)

토론자 : 김우철(서울시립대 세무학과), 김학수(한국조세재정연구원)

제5세션(3홀) 사회자 : 권문일(덕성여자대학교 사회복지학과 교수)

V-1. 근로장려세제(EITC)가 노동공급에 미치는 영향

발표자 : 염경운(서울시립대 세무전문대학원),

전병욱(서울시립대 세무전문대학원)

토론자 : 남재량(노동연구원), 이영욱(한국개발연구원)

V-2. 우리나라 빈곤에 대한 다차원적 분석 - 재정패널 자료를 중심으로

발표자 : 남상호(한국보건사회연구원)

토론자 : 이 영(한양대 경제금융학부), 최준욱(한국조세재정연구원)

제6세션(2홀) 사회자 : 안종석(한국조세재정연구원 선임연구위원)

대학원생 논문경진대회 수상작 발표 II

# 총 목 차

## ■ 일반연구자 발표 세션

### ▷ 제1세션

- I -1. 재정패널의 소득증빙자료를 활용한 근로소득자들의 기부금  
가격탄력성 추정 ..... 5  
발표자 : 송헌재(서울시립대 경제학과 부교수)
- I -2. 가구재정 지표와 기부의 관계에 관한 연구:  
기부영역에 따른 비교 ..... 37  
발표자 : 강철희(연세대 사회복지대학원 교수)  
박태근(연세대 사회복지대학원 박사과정)

### ▷ 제2세션

- II -1. 베이비붐세대의 은퇴준비와 노후소득 ..... 79  
발표자 : 이은영(국민연금연구원 주임연구원)
- II -2. Effect of Public Transfers on Private Transfers ..... 99  
발표자 : 성명재(홍익대 경제학부 교수)  
박기백(서울시립대 세무전문대학원 교수)

### ▷ 제4세션

- IV-1. 개인연금 소득공제 제도의 세액공제로의 변화 시 소득계층별  
정책효과분석 ..... 129  
발표자 : 정원석(보험연구원 연구위원)  
강성호(보험연구원 연구위원)

IV-2. 재정패널자료를 이용한 특별공제와 세액공제의 형평성 효과 비교 분석 .....	163
발표자 : 김성태(청주대 경제학과 교수) 임병인(충북대 경제학과 교수)	

▷ 제5세션

V-1. 근로장려세제(EITC)가 노동공급에 미치는 영향 .....	197
발표자 : 염경윤(서울시립대 세무전문대학원 박사과정) 전병욱(서울시립대 세무전문대학원 교수)	
V-2. 우리나라 빈곤에 대한 다차원적 분석 - 재정패널 자료를 중심으로 .....	235
발표자 : 남상호(한국보건사회연구원 연구위원)	

■ 대학원생 논문경진대회 수상작 세션

▷ 제3세션

III-1. 유형별 국가장학금 지급이 가구주 및 비가구주 노동공급에 미치는 효과 .....	273
발표자 : 정희진(중앙대학교 경제학과 석사과정)	
III-2. 소득세 환급액에 대한 가계의 소비반응 .....	311
발표자 : 박종선(전남대학교 생활환경복지학과 박사과정)	
III-3. 가계부채유형이 가구별 소비패턴에 미치는 영향: 하우스푸어를 중심으로 .....	345
발표자 : 황정운(연세대학교 행정학과 박사과정, 제1저자) 김정숙, 엄영호(연세대학교 행정학과 석사과정, 공동저자)	

▷ 제6세션

- VI-1. 문화바우처가 저소득층 문화소비에 미치는 영향 ..... 381  
발표자 : 김인유(명지대학교 경제학과 석사과정)
- VI-2. 다자녀 가구 정책의 효과 분석: 전기 요금,  
자동차 취·등록세 중심으로 ..... 409  
발표자 : 안새롬(중앙대학교 경제학과 석사과정)
- VI-3. 지역별 주거비 지불능력의 변동 현황 분석 ..... 435  
발표자 : 한수진(서울대학교 환경계획학과 박사수료)



제5회 재정패널 학술대회

## 일반연구자 발표 세션

제1세션

제2세션

제4세션

제5세션





## 제1세션

**I -1. 재정패널의 소득증빙자료를 활용한 근로소득자들의 기부금  
가격탄력성 추정**

발표자 : 송헌재(서울시립대 경제학과 부교수)

**I -2. 가구재정 지표와 기부의 관계에 관한 연구: 기부영역에 따른 비교**

발표자 : 강철희(연세대 사회복지대학원 교수)

박태근(연세대 사회복지대학원 박사과정)







## 재정패널의 소득증빙자료를 활용한 근로소득자들의 기부금 가격탄력성 추정

■ 송 헌 재\*

---

\* 서울시립대학교 경제학부 조교수

주소: 서울특별시 동대문구 시립대길 13 (우: 130-743)

전화: 02) 6490-2068, FAX: 02) 6490-2054, E-mail: heonjaes@gmail.com



# 차 례

I. 서론 .....	9
II. 선행연구 검토 .....	12
1. 기부금 가격 탄력성에 대한 이론적 논의 .....	12
2. 기부금 가격탄력성 추정 선행연구 .....	15
III. 분석 자료 .....	18
1. 재정패널 개요 .....	18
2. 재정패널 기부금 및 기부금소득공제 조사현황 .....	19
IV. 실증 분석 .....	21
1. 추정 모형 .....	21
2. 변수의 구성 및 기초통계량 .....	22
3. 추정 결과 .....	25
V. 결론 .....	31
VI. 참고문헌 .....	32



# 재정패널의 소득증빙자료를 활용한 근로소득자들의 기부금 가격탄력성 추정

송헌재

## 요약

2014년부터 기존의 소득공제가 적용되던 특별공제항목이 세액공제로 전환될 예정이다. 기부금공제의 경우 세액공제를 15%가 적용된다. 본 연구는 한국조세재정연구원의 재정패널 자료를 활용하여 근로소득자들의 기부금에 대한 가격탄력성을 추정함으로써 기부금공제의 세액공제로의 변화가 전체 기부금 규모와 세수에 미치는 영향을 종합적으로 평가하였다. 추정에 사용된 표본은 원천징수영수증을 제출한 근로소득자들로 한정하여 추정의 정확성을 높이고자 노력하였으며, 추정에 있어서 해당 서류 제출에 대한 선택편의를 고려하였다. 추정 결과 기부금의 가격탄력성이 7.5~9.9 정도로 매우 높게 나타나 기부금공제 개편으로 인한 세수증가효과보다 민간 기부 축소효과의 크기가 더 클 것이 예상된다. 2011년 근로소득자들의 기부금공제 신고현황 자료를 이용하여 전체 기부금과 세수에 미치는 영향을 추계한 결과 약 12.5%의 기부금 규모 감소가 예상되는 반면 이로 인한 세수증가효과는 상대적으로 미미한 것으로 나타나 복지재원에 활용할 수 있는 전체 규모는 상당한 감소를 겪게 될 것이 예측된다. 본 연구의 분석결과는 기부금공제 개편의 효율성에 대한 검토가 필요할 수 있음을 시사한다.

핵심 주제어: 기부금 가격탄력성, 재정패널 기부금소득공제, 기부금세액공제,  
JEL 주제분류: H21, D12

## I. 서론

2013년 초에 정부와 정치권의 합의에 따라 소득세 특별공제 종합한도가 신설되었다. 이에 따라 종합소득에 대한 8개 공제 항목은 합계액 2,500만원까지만 소득공제를 받을 수 있다. 상한제 적용을 받는 8개 소득공제 항목은 보험료, 의료비, 교육비, 주택자금, 지정기부금, 청약저축, 우리사주조합 및 창투조합 등 출자금, 신용카드를 포함한다. 정부는 이어 2013년 8월에 2014년도 세제개편안을 발표하였는

데, 이중 가장 큰 특징으로 기존의 소득공제 항목을 세액공제로 전환한 것을 들 수 있다. 정부는 2014년 1월 1일부터 발생하는 소득에 대하여 인적공제항목 중 자녀관련 공제와 특별공제 항목 중 의료비, 교육비, 기부금, 보장성 보험료를 세액공제로 전환할 것이라고 발표했다. 개편안에 따르면 의료비, 교육비, 기부금 공제는 세액공제율을 15%로 하고, 보장성 보험료는 12%의 세액공제율이 적용된다. 소득공제의 세액공제로의 전환과 상관없이 기존의 공제한도는 그대로 유지된다.

이에 따라 2013년 연말정산 때부터 기부금의 소득공제 상한선이 적용된다. 만일 기부금을 제외한 나머지 7개 공제 항목의 합계액이 2,500만원을 넘으면 기부금에 대해서는 전혀 공제를 받지 못하게 된다. 기부금과 다른 공제금액이 함께 있는 경우에는 공제금액의 합계액을 계산할 때 다른 공제금액을 지정기부금보다 먼저 합계액에 산입한다는 조항이 포함됨으로써 나머지 7개의 공제항목의 소득공제 합계가 2,500만원을 넘지 않을 경우에도 지정기부금에 대한 소득공제는 2,500만원과 다른 공제금액 합계액의 차액만큼만 적용된다. 이어서 2014년부터는 기부금이 소득공제에서 세액공제로 전환된다.

이러한 일련의 세제개편으로 기부금에 대한 조세감면 혜택이 크게 줄어들게 된다. 기부금에 대한 소득공제가 적용되었을 때는 기부금 지출에 대하여 납세자의 한계세율에 해당하는 만큼 세금을 경감 받을 수 있기 때문에 1원을 기부하는 데 들어가는 실질적인 비용이 (1-한계세율)원이 되지만 2,500만원의 소득공제 상한에 해당하여 기부금에 대한 소득공제 혜택을 전혀 받지 못하게 되면 1원을 기부하기 위해 1원을 지출해야 한다. 이에 더하여 기부금 공제가 세액공제로 전환됨에 따라 소득공제 한도 이내의 기부금에 대해서도 소득수준에 상관없이 동일한 공제율이 적용되기 때문에 한계세율이 높았던 기존의 고소득 기부자들이 받던 세금경감혜택 또한 사라지게 된다. 정부는 소득공제액에 상한액을 설정하는 취지는 고소득자의 과도한 세금감면을 막고 이를 통해 세수를 추가하여 복지재원을 확보하겠다는 데 있으며, 소득공제를 세액공제로 전환하는 취지는 소득수준과 관계없이 동일한 세제혜택을 부여함으로써 조세지원의 형평성을 제고하는 데 있다고 설명하였다.

소득공제의 세액공제로의 전환효과를 포함하여 2013년 전체 세제개편안에 따라 정부는 향후 5년간 연평균 2.49조원의 세수증가효과가 예상된다고 발표하였다. 그러나 이는 세제의 개편으로 인한 납세자의 행태변화는 고려하지 않은 세수에 대

한 단순 추계결과이다. 세제의 변화는 세금납부를 최소화함으로써 효용극대화를 추구하는 납세자의 행태에 영향을 미치게 된다. 특히 기부금공제혜택의 축소는 납세자의 기부가격을 인상시켜 민간기부의 전체규모가 줄어들 것이 예상된다. 만일 개인 기부 감소의 효과가 소득세수 증가의 효과를 크게 상회할 정도로 발생한다면 기존에 민간의 자발적인 기부에 의해 사회에 제공되던 공공재를 정부에서 훨씬 더 큰 비용을 들여 감당하게 되는 결과를 초래할 수 있다. 이렇게 될 경우 오히려 민간이 담당하던 분야까지 정부에서 책임지게 됨으로써 오히려 복지재원이 부족해지는 사태가 발생할 수도 있으므로 기부금 관련 세제 개편이 세수에 미치는 영향뿐만 아니라 민간 기부에 미치는 영향도 함께 고려되어야 한다.

본 연구는 기부금에 대한 가격탄력성을 추정함으로써 기부금공제의 변화가 기부금 규모와 세수에 미치는 영향을 종합적으로 평가하였다. 기부금 지출이 개인의 효용함수에 포함되어 있다고 가정하면 개인의 기부금에 대한 수요는 기부가격에 영향을 받는다. 기부금 소득공제 한도 적용과 세액공제로의 전환으로 기부금 가격이 인상되더라도 가격탄력성이 1보다 작다면 민간 기부의 축소규모보다 정부의 세수증가효과가 더 크기 때문에 복지재원에 활용할 수 있는 전체 규모는 늘어나게 된다. 따라서 기부금에 대한 세금혜택을 축소하는 것이 보다 효율적이라고 판단할 수 있는 근거를 제공한다. 반면 가격탄력성이 1보다 크면 기부금공제 개편으로 인한 세수증가효과보다 민간 기부 축소효과의 크기가 더 클 것이 예상된다. 따라서 이 경우에는 기부금공제 개편의 효율성에 대한 재검토가 필요할 수 있다.

이와 같이 기부금 세금혜택에 대한 개인 기부자들의 반응을 추정하는 것은 조세정책의 효율성 제고측면에서 매우 중요한 연구이다. 이에 대하여 해외에서는 Taussig(1967)이후 오랜 기간 동안 활발한 연구가 진행되어온 반면 우리나라의 경우 관련연구가 거의 없는 실정이다. 우리나라 국민의 개인 기부에 대한 연구가 활발하지 못했던 이유는 연구자들의 관심이 부족했다기보다 연구에 활용할 수 있는 자료가 충분하지 않은 현실적인 한계가 있었기 때문이다. 이러한 상황에서 2008년부터 연구자들이 활용할 수 있는 새로운 자료가 구축되었다. 박기백(2010)은 한국 조세재정연구원의 재정패널의 1차년도 자료를 활용하여 개인기부의 조세탄력성을 추정하였다. 재정패널 자료에는 기존의 패널 데이터에는 포함되어 있지 않은 소득공제 내역, 결정세액 등의 항목을 조사하고 있으며 소득공제 내역을 증빙할 수 있

는 소득공제 증빙서류를 함께 수집하고 있기 때문에 본 연구의 수행에 매우 적합한 자료이다.

본 연구는 현재까지 구축된 재정패널 1~5차년도 자료를 모두 활용하여 동일한 분석을 시도함으로써 박기백(2010)의 연구를 확장하였다. 박기백(2010)과의 중요한 차이점은 추정의 정확성을 높이고자 소득증빙서류를 제출한 사람들의 자료만을 이용하였으며 패널 데이터의 장점을 활용할 수 있는 추정방법을 도입하였다는 데 있다. 본 연구에 포함된 대상은 박기백(2010)과 같이 근로소득자들로 한정하였다. 종합소득 신고대상자의 경우 소득증빙서류를 제출한 경우가 많지 않으며, 기부금이 필요경비로 인정되는 자영업자의 경우 기부금 지출에 대한 결정이 근로소득자와 다를 수 있는 점을 고려하였다. 본 연구의 추정결과 박기백(2010)과 달리 기부가격의 탄력성이 매우 높게 추정됨으로써 기부금의 세액공제 전환에 대한 재고의 필요성을 제시하였다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 기부금의 세금혜택이 기부금 지출에 미치는 영향을 설명하는 이론적 모형과 이를 실증 분석한 선행연구 결과들을 소개한다. 제Ⅲ절에서는 본 연구의 분석에 사용된 자료에 대하여 간략히 설명한다. 이어지는 제Ⅳ절에서는 근로자들의 기부가격 탄력성 추정을 위한 추정모형을 설명하고, 기부가격 탄력성 추정결과를 토론한다. 마지막으로 제Ⅴ절에서는 본 연구의 한계점과 향후 연구과제에 대하여 논의하면서 결론을 맺는다.

## Ⅱ. 선행연구 검토

### 1. 기부금 가격 탄력성에 대한 이론적 논의

개인의 기부동기 모형으로는 공공재 모형, 민간소비 모형, 비순수 이타 모형이 가장 많이 알려져 있다<sup>1)</sup>. 먼저 공공재 모형에서는 기부금이 사회복지, 문화, 예술, 교육, 종교 등에 사용되므로 기부금을 민간이 제공하는 공공재(private provided

---

1) 각각의 모형에 대하여 자세한 이론적 논의는 손원익·박태규(2008) 참조.

public goods)라고 이해한다. 이 경우 공공재의 성격으로 인한 구축효과가 발생하게 된다. 즉, 기부금의 공공성으로 인하여 정부가 직접 지원을 하면 기부자의 기부금액이 낮아지는 효과가 있을 수 있다. 민간소비모형에서는 기부라는 행위가 기부자의 효용을 증대시키는 소비(warm-glow giving)와 같은 역할을 한다고 해석한다. 이 경우 구축효과는 발생하지 않는다. 마지막으로 비순수 이타 모형(impure altruism model)은 앞의 두 가지 모형을 혼합한 것으로 기부금이 공공재와 소비재의 역할을 모두 하는 것으로 이해한다. 비순수 이타 모형에서 구축효과는 제한적으로 나타난다.

기부금에 대한 이론 모형은 기부금을 조세법적 관점에서 어떻게 해석할 것인지 여부와 밀접한 관련이 있다. 민태욱(2008)은 기부 여부의 결정, 대상단체의 선택 및 기부금액이 전적으로 기부를 하는 납세자의 자발적인 의사에 따라 이루어진다는 의미에서 원칙적으로 기부금을 납세자의 소비라고 이해하고 있다. 이렇게 되면 기부금은 민간소비 모형에서 제시하는 것처럼 개인적 소비에 해당하기 때문에 납세자에게 기부행위에 대한 보조를 해줄 필요가 없게 된다. 그러나 기부금을 개인의 소비로 인정하는 경우에도 민태욱(2008)은 국가가 개인의 기부를 장려하여 공익단체를 간접적으로 보조하기 위한 정책적 목적에서 기부금을 소득에서 공제한다고 보았다. 즉, 정부가 공공재 공급에 대한 보조를 함으로써 공공재의 특징 중의 하나인 무임승차효과를 완화하는 것이 기부금 소득공제의 정당성을 부여한다고 해석하였다.

정책적인 목적으로 기부금에 대한 세금혜택을 부여한다고 한다면 현행의 소득공제 방식과 2014년 이후의 세액공제 방식의 차이와 장단점에 대한 논의가 필요하다. 소득공제 방식은 세법상 기부금을 필요경비로 인정하여 기부행위가 소득을 획득하기 위한 기부자의 필수적 비용이라는 의미를 갖는다. 박기백(2010)은 유사한 경제적, 사회적 특성을 갖고 있는 집단에서도 고액의 기부를 하는 사람, 일정 금액을 기부하는 사람, 전혀 기부를 하지 않는 사람 등 편차가 심하므로 기부 행위를 필수적 활동으로 보기가 어렵다는 입장을 보이고, 만약 기부 행위가 필수적 활동이 아닌 바람직한 활동이라면 소득공제보다 기부금을 일정 비율로 세액공제 하는 것이 논리적으로 합당하다고 주장하였다. 박기백(2010)은 또한 형평성의 문제를 제기하였는데 소득공제방식은 세액공제방식에 비해 고소득층에 더 많은 혜택을

부여하는 역진성을 보유하고 있음을 지적하였다. 다만 고소득자의 기부 규모가 저소득자의 기부 규모보다 높은 것이 일반적이므로 만일 기부금에 대한 가격탄력성이 매우 크다면 소득공제방식을 적용하여 고소득자의 기부가격을 낮추어줌으로써 전체적인 기부 규모가 커질 수 있다. 그러므로 박기백(2010)은 결국 소득공제와 세액공제 방식의 적절성 여부는 기부금의 가격탄력성 크기에 달려있다고 판단하였다. 이를 수식으로 설명하면 다음과 같다.

정부가 개인의 기부금에 소득공제형식의 세금혜택을 주는 경우를 생각해보자. 개인의 기부를  $g$ 라고 하고, 해당 기부자의 한계세율이  $t$ 라면 기부자들이 기부 한 단위를 추가하는데 지불하는 가격( $p$ )은  $(1-t)$ 가 되고, 정부의 세수손실은  $tg$ 가 된다. 개인의 기부를  $g$ 만큼 늘리기 위하여 정부의 수입이  $tg$ 만큼 감소하기 때문에 개인의 기부와 정부의 손실을 합한 순기부액은 식 (1)과 같다.

$$g - tg = (1 - t)g = pg \quad (1)$$

정부의 조세정책이 기부가격을 변화시켜 순기부액에 미치는 영향을 알아보기 위하여 기부가격인  $p$ 로 식 (1)을 미분하면 아래 식을 얻는다.

$$\frac{\partial(pg)}{\partial p} = g + p \frac{\partial g}{\partial p} \quad (2)$$

만일 식 (2)의 값이 0보다 작다면 기부가격의 인상으로 순기부액이 감소함을 의미한다. 이를 기부가격의 탄력성으로 설명할 수 있다. 즉, 식 (3)에서와 같이 기부가격의 탄력성이 1보다 크면 기부가격의 인상으로 순기부액은 줄어들게 된다. 이를 다시 해석하면, 기부금이 가격 탄력적이라면 기부가격을 하락시켰을 때 순기부액이 늘어나게 됨을 의미한다. 따라서 기부금의 탄력성이 1보다 크면 정부가 기부금에 세금혜택을 부여하는 것이 정당화된다.

$$g + p \frac{\partial g}{\partial p} < 0 \Leftrightarrow \epsilon = - \frac{\partial g}{\partial p} \times \frac{p}{g} > 1 \quad (3)$$

이제 기부금 세금혜택에 있어서 소득공제방식과 세액공제방식의 차이를 비교하기 위하여 고소득자의 탄력성과 저소득자의 탄력성을 분리하여 생각해보자. 고소득자의 탄력성은  $\epsilon_H = -\frac{\partial g_H}{\partial p_H} \times \frac{p_H}{g_H}$  이고, 저소득자의 탄력성은  $\epsilon_L = -\frac{\partial g_L}{\partial p_L} \times \frac{p_L}{g_L}$  이 된다. 세액공제방식에서는  $p_H = p_L$ 인 반면 소득공제방식에서는  $p_H < p_L$ 이 성립한다. 따라서 소득공제방식에서는  $\frac{\partial g_H}{\partial p_H}$ 가 매우 높을 경우에만 탄력성이 1보다 클 수 있다. 즉, 기부가격의 탄력성이 매우 높은 수준이라면 고소득자들이 기부가격의 하락에 비례하여 기부를 더 많이 하고 있는 것으로 짐작할 수 있다. 그러므로 탄력성의 크기에 따라 소득공제와 세액공제의 적절성을 판단할 수 있다. 만일 현재의 탄력성의 크기가 매우 높다고 하면 세액공제로 전환할 경우 순기부액은 줄어들 것이 예상된다.

이상의 논의를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 만일 기부금의 가격탄력성이 1보다 작으면 기부금에 대한 세금혜택을 주는 것은 효율적이지 못하다. 둘째, 만일 기부금의 가격탄력성이 매우 크다면 소득공제방식의 혜택이 세액공제방식의 혜택보다 효율적이다.

## 2. 기부금 가격탄력성 추정 선행연구

기부금 가격탄력성의 크기가 가져오는 함의가 크기 때문에 해외에서는 이와 관련된 많은 선행연구가 이루어졌다. Taussig(1967)은 미국인들의 납세자료(tax-return)를 이용하여 기부금에 대한 수요함수를 추정하였는데 기부금의 가격 탄력성이 소득 그룹별로 0.04에서 0.1정도로 추정되어 기부금에 대한 조세혜택이 개인의 기부를 유인하는 데 별 도움이 되지 않은 것으로 보았다<sup>2)</sup>. Schwartz(1970)는 1926~1966년 기간 동안 미국의 시계열 자료를 이용하여 기부금 가격탄력성을 추정하였는데 Taussig(1967)의 결과보다 훨씬 큰 추정치(소득 그룹별로 0.38에서 0.85)를 보고하

2) Taussig(1967)는 log-linear 수요함수를 추정하였는데 본문에 제시된 탄력성추정치는 Schwartz(1970)에서 이를 탄력성으로 재구성하여 보고한 결과이다. 탄력성의 원래 부호는 (-)이지만 여기에서는 모두 절대값으로 논의하기로 한다.

였다. Schwartz(1970)는 추정자료의 차이뿐만 아니라 추정방법의 차이가 추정과정에서 편의를 가져올 수 있음을 자세하게 논의함으로써 Taussig(1967)의 결과와의 차이를 설명하였다.

Feldstein and Taylor(1976)는 Taussig(1967)이 매우 작은 크기의 탄력성을 추정 한 이유가 기부금 가격변수와 소득 변수 사이의 상관관계를 무시한 결과임을 지적하였다. Taussig(1967)은 기부금을 공제한 소득과 이 소득에 해당하는 한계세율을 회귀식에 포함하였는데 기부금을 많이 납부한 납세자의 경우 그만큼 한계세율이 낮아지고 기부가격이 높아지므로 기부가격과 기부금 사이에 양의 상관관계가 발생하게 된다. 결국 이러한 현상이 기부금의 가격탄력성에 대한 하향편의를 가져오게 된다. Feldstein and Taylor(1976)는 이 문제를 해결하기 위하여 개인의 납세 자료를 이용하여 기부금공제가 없었다면 납부했어야 할 세금을 소득에 더하여 새롭게 소득변수를 정의하고, 기부금 가격 변수도 기부금공제 이전에 적용되었을 한계세율을 적용하여 추정하였는데 추정 결과 가격탄력성이 1.09에서 1.42 정도로 높게 나타남을 보였다.

Abrams와 Schmitz(1978)는 1948~1972년 기간의 전체 납세자를 소득그룹으로 나누고 그룹평균값을 이용하여 Feldstein and Taylor(1976)와 같은 방법으로 추정하여 1.0의 가격탄력성을 보고하였다. Clotefelter(1980)는 패널 자료를 사용하여 분석한 결과 가격탄력성이 0.33으로 추정되어 이전의 횡단면 자료만을 이용하여 추정한 결과보다 훨씬 낮게 나타남을 보였다. Clotefelter(1980)는 이를 누락변수 편의를 제거한 결과이거나 또는 추정모델의 오류의 결과일 수 있다고 논의하였다. 두 번째 가능성에 주목하여 지난 기의 기부액수를 변수에 포함시켜 추정한 결과 장기가격탄력성이 1보다 크게 나타나 장기탄력성이 단기탄력성보다 높고, 개인이 세율이 변화할 때 시차를 두며 천천히 반응하는 것이라고 해석하였다.

Reece(1979)는 납세자료를 이용하여 추정하는 경우 기부금 공제를 신청한 사람들만을 이용하게 되는 문제점을 지적하고 해당 공제를 신청하지 않은 저소득가구를 추정에 포함하기 위하여 Tobit 모형을 사용하였다. Reece(1979)는 또한 기존의 연구들이 기부금을 항목별로 구분하지 않았음에 주목하였는데 납세자료 대신에 미국의 1972~1973년 Consumer Expenditure Survey (CEX) 자료를 이용하여 기부금을 8개의 항목으로 구분하고 항목별로 추정한 결과를 제시하였다. 선행연구결과

와 비교하기 위하여 납세자료에서 기부금으로 평가된 항목들만을 합하여 추정한 결과 1.19의 가격탄력성을 얻었고, 항목별로 나누어 추정한 결과에 따르면 종교와 정치기부금이 더욱 탄력적인 것으로 나타났다. Reece and Zieschang(1985)은 앞서 Feldstein and Taylor(1976)가 지적한 세율과 기부금 간의 내생성을 제거하기 위하여 기부가격과 가상소득이 기부금 수준에 의존하도록 굴절예산선(piecewise linear budget constraint)을 구성하고 최우추정법(maximum likelihood estimation)을 적용하여 가격탄력성을 추정하였다. Reece(1979)와 동일한 자료를 가지고 추정한 결과 가격탄력성이 0.85로 나타나 Reece(1979)보다 작은 크기의 가격탄력성을 보고하였다.

비교적 최근의 연구인 Randolph(1995)는 납세자들의 기부행위가 소득과 세율변화의 항상성 여부에 따라 다르게 반응함을 보였다. 기부에 대한 항상소득의 소득탄력성이 일시소득의 소득탄력성보다 높아서 기부에 대한 평활화(smoothing)현상이 나타나는 반면 소득세율은 일시적인 세율의 변화에 더욱 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. Randolph(1995)는 세율변화의 효과에 대하여 기부자들이 현재의 기부와 미래의 기부를 서로 대체재로 인식하고 세금혜택에 있어 보다 유리한 방향으로 기부행위를 결정하는 것으로 해석하였다. Barret, Mcguirk and Steinberg(1997)는 중산층 납세자에 대한 패널자료를 사용하여 기부 행위에 대한 동태분석을 수행하였는데 소득세가 전반적인 기부의 수준과 기부의 시기에 영향을 미침을 보임으로써 Randolph(1995)와 유사한 연구결과를 제시하였다. Randolph(1995)와 Barret, Mcguirk and Steinberg(1997)의 연구 결과는 기부금의 세제상 유인 설계에 있어서 납세자들의 시점간(inter-temporal) 의사결정을 이해하는 것이 중요할 수 있음을 시사한다.

이밖에도 상당히 많은 해외의 선행연구를 찾아볼 수 있는 반면 국내연구로는 서론에서 언급한 것처럼 박기백(2010)의 연구가 유일하다. 박기백(2010)은 다수의 기부금 자료가 0으로 나타나는 점으로 고려하여 Tobit 모형을 사용하였으며<sup>3)</sup>, 기부금에 대한 비순수 이타 모형에서 개인의 기부금과 모든 기부금의 합계 사이에서

---

3) 박기백(2010)은 선행연구에서와 같이 탄력성 추정을 위하여 기부금과 기부가격에 로그를 취하였다. 다만 기부금이 0인 경우 로그를 취할 수 없기 때문에 10(만원)을 더한 값을 사용하였다. 본 연구에서도 이와 같은 방식을 취하였으나 10(만원)대신에 1(만원)을 더한 값을 사용하였다.

발생하는 내생성을 고려하기 위하여 Feldstein and Taylor(1976)처럼 기부금 납부 이전의 세율을 사용하였다. 추정결과 기부금의 가격탄력성이 1보다 작고 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나 현행의 기부금에 대한 소득공제 방식이 납세자들의 형평성을 훼손하는 반면 기부금의 증가에는 기여하지 못하는 것으로 해석하였다.

### III. 분석 자료

#### 1. 재정패널 개요<sup>4)</sup>

현행 국세청 자료는 연구목적으로 활용하는 것이 불가능하며 가구 단위의 조세·지출·복지에 관한 포괄적 데이터도 부족한 상황이다. 이에 한국조세재정연구원은 조세정책과 복지정책이 국가와 가계에 미치는 영향 및 조세에 대한 부담과 복지 수혜자의 연계성을 분석하고 조세 모의실험 운용을 위한 데이터베이스를 만들기 위해 2008년부터 재정패널 데이터를 구축하였다<sup>5)</sup>.

조세 모의실험을 실행하기 위해서는 납세정보와 함께 납세자들의 자산·소득·소비지출 등 종합적이고 포괄적인 정보수집이 필수적이다. 재정패널은 가구주를 대상으로 하는 가구조사과 가구원으로 인정된 개인<sup>6)</sup>을 대상으로 하는 가구원조사로 구성되어 있는데, 가구조사에서 가구원의 인적현황·주택 및 자동차 보유 현황·가계지출현황·이전지출 및 이전소득·복지현황·자산 및 부채현황을 조사하고, 가구원조사에서 소득이 있는 개인의 경제활동상태·연금 및 보험 지출현

4) 제Ⅲ절의 제1항은 한국조세재정연구원 재정패널사업팀의 『1~5차 재정패널 조사 사용자안내서』를 발췌·요약한 것임을 밝힌다.

5) 재정패널의 조사대상 가구는 제주도·도서지역을 제외한 전국의 일반가구로 2008년 구축된 가구인 5,014가구와 2009년에 구축된 가구인 추가표본 620가구, 2009년 이후 분가하여 1차년도 이후부터 신규로 발생한 분가가구이다.

6) 재정패널에서 가구원은 조사대상년도에 6개월 이상 함께 동거한 혈연관계의 친족으로 정의한다. 다만, 2차 조사부터 학업만을 목적으로 분가한 초중고 및 미혼의 대학생(대학원생인 미포함), 원양어선 및 기숙사에서 거주하는 가족인 경우 6개월 이상 동거하지 않았더라도 가구원으로 인정하고 있다.

황·연간 소득·신용카드 및 현금영수증·소득세 납부유형과 소득공제현황을 조사한다.

재정패널 데이터만의 독특한 점을 지적하면 기존의 패널 데이터에는 포함되어 있지 않은 소득공제 내역, 결정세액 등의 항목을 조사하고 있다는 점을 들 수 있다. 그러나 이러한 내역을 모든 응답자가 정확히 기억하고 있을 것으로 기대하기는 어렵다. 특히 소득공제 내역은 각 항목별로 복잡한 기준과 계산법이 적용되는 경우가 많아 정확한 금액을 회상해내기 어렵기 때문에 소득공제 내역을 증빙할 수 있는 서류를 함께 수집하고 있다. 근로자는 연말정산 후에 회사에서 받은 근로소득원천징수영수증에 연간 소득내역과 공제내역 및 결정세액 등의 정보가 고스란히 담겨 있기 때문에 근로소득원천징수영수증을 수집한다. 종합소득 신고자는 소득세를 자진 신고하는데 근로소득자에 비해 상대적으로 많은 종류의 서류를 제출하고 있다. 모든 서류를 다 수집하는 것이 불가능하므로 [과세표준확정신고 및 자진납부계산서]와 [소득공제명세서] 2가지 서류를 수집한다.

재정패널은 2008년 처음 조사가 시작된 이후 2012년까지 5개 연도의 조사가 완료된 상태이며 5차년도 자료의 경우 2008년 원표본 유지율이 79.9%에 이를 정도로 매우 안정적인 관리가 이루어진 패널 데이터이다.

## 2. 재정패널 기부금 및 기부금소득공제 조사현황

재정패널은 1차년도 조사부터 가구설문에서 전년도 1년간 가구원의 기부금 지출에 관하여 조사하고 있다. 먼저 조사대상 가구에서 전년도에 기부금을 지출한 경험이 있는지 묻고, 있다면 가구원 중 누가 어느 분야에 얼마나 납부하였는지 질문한다.

기부금에 대한 지출은 소득공제 여부와 관계없이 종교단체에 정기적으로 내는 현금이나 불우이웃돕기를 위해 내는 성금 등 기부의 성격이 있는 금액은 모두 조사된다. 재정패널에서는 기부금을 ①정당, ②교육기관, ③사회복지기관, ④문화예술, ⑤종교, ⑥기타의 분야로 분류하여 조사한다. 한 가구원이 같은 분야에 해당하

7) 모든 조사는 기본적으로 설문조사가 이루어지는 해의 전년도 정보에 대하여 설문한다. 단, 가구원조사에서 경제활동상태는 설문조사가 이루어지는 시점에 대한 정보를 조사한다.

는 두 개 이상의 기관에 기부를 하는 경우에는 금액을 합쳐서 조사하고, 여러 분야에 기부를 하였다면 각각의 경우를 구분하여 기록하도록 하였다.

재정패널의 기부금 조사는 2001년부터 아름다운재단의 기부문화연구소에서 구축하고 있는 Giving Korea<sup>8)</sup> 자료와 비교하여 크게 두 가지 다른 점이 관찰된다. 첫째, 조사되는 기부금 지출은 개인이 아닌 기관에 기부한 경우에만 해당된다. 따라서 가까운 이웃·친지·친구에게 직접 기부한 경우는 조사되지 않는다. 둘째, 종교분야로 기부한 경우 순수 종교운영 목적의 헌금 및 보시와 종교기관을 통한 자선적 기부금을 구분하지 않는다. 즉, 종교분야의 기부금 지출의 경우 두 가지 목적의 기부금이 혼합되어 있다.

재정패널은 또한 가구원조사에서 전년도 소득에 대하여 연말정산을 했는지 여부와 종합소득세 신고여부를 조사한다. 근로소득 연말정산자와 종합소득신고자에게는 항목별로 소득공제현황을 조사하였는데 해당 항목으로 지출된 비용이 아니라 실제 공제된 금액을 기준으로 응답하도록 하고 있다. 즉, 기부금소득공제를 받은 경우 총공제금액을 적도록 하고 있어서 기부금유형(법정기부금·지정기부금)별로 얼마를 지출하였으며 공제한도를 초과하여 기부하였는지 여부는 알 수 없고 기부금공제를 받은 금액만 알 수 있다. 근로소득원천징수영수증 또는 종합소득신고서를 제출한 응답자들은 해당서류에 있는 금액을 옮겨 적도록 하였기 때문에 정확한 소득공제 현황을 알 수 있지만, 이를 제출하지 않은 응답자의 경우 응답자가 기록한 금액의 정확성을 담보할 수 없는 한계가 있다.

본 연구의 분석대상은 근로소득원천징수영수증을 제출한 근로소득자들로서 총 5년간 총 2,122명의 근로자로부터 수집한 5,985개의 원천징수영수증자료(pooling data)를 분석에 활용하였다. 따라서 기부금공제금액에 대한 정확한 자료를 이용한 추정이 가능하다는 장점이 있다. 그러나 근로소득원천징수영수증의 제출이 무작위로 이루어지지 않았을 가능성이 있기 때문에 이를 추정과정에 고려하였으며 이어지는 제IV절에서 이에 대한 자세한 설명을 추가하였다.

---

8) Giving Korea에 대한 자세한 정보는 <http://www.beautifulfund.org> 를 참조할 것.

## IV. 실증 분석

### 1. 추정 모형

경제학적 관점에서 개인의 기부금 지출에 대한 결정은 효용극대화의 결과이다. 본 연구에서는 공공재 모형 또는 비순수 이타 모형에서처럼 기부금의 공공재적 특성을 고려하지 않고 민간 소비 모형에 근거한 효용함수를 극대화한다고 가정한다. 따라서 예산제약에 직면한 개인  $i$ 의 효용극대화 문제는 아래의 식 (4)와 같다.

$$\text{Max } U(c_i, g_i) \quad \text{s.t. } c_i + p_i g_i = m_i, \quad g_i \geq 0. \quad (4)$$

위의 식 (4)에서  $c_i$ 와  $g_i$ 는 각각  $i$ 의 소비(Hicksian composite commodity)와 기부금을 의미하고,  $p_i$ 는  $i$ 의 기부가격인  $1 - t_i$ 를 의미한다. 즉,  $i$ 의 소득수준에 따른 한계세율이  $i$ 의 기부가격을 결정한다. 예산제약식에 포함된  $m_i$ 는 소득을 의미한다.

효용극대화를 이루기 위해서는 한계효용균등의 법칙이 성립해야 한다. 한계효용균등의 법칙이 성립하는 경우에는  $c_i$ 와  $g_i$  모두 내부해(interior solution)를 갖는다. 데이터에서 소비와 기부금 모두 양의 값이 관찰되는 개인들은 이 경우에 해당한다. 그러나 만일 개인의 소비에 대한 한계효용이 기부로부터 얻는 한계효용보다 클 경우에는 기부금에 대하여 모서리해(corner solution)가 발생한다<sup>9)</sup>. 이러한 경우 데이터에 0의 기부금이 관찰된다. 본 연구에서는 기부금공제를 활용하여 효용극대화를 추구하는 합리적인 납세자를 가정하고 기부금을 지출하지 않은 개인의 경우 모서리해가 발생한 것으로 간주하여 Tobit 모형을 설정하였다. 단, 본 연구에서 패널 자료를 활용할 수 있는 장점을 살리고자 아래와 같은 Random Effects Tobit 모형을 추정식으로 사용하였다<sup>10)</sup>. 아래 식에서 추정된  $\hat{\beta}_1$ 이 기부금의 가격 탄력성을 의미한다.

9) 효용극대화수준에서 개인의 소비는 언제나 0보다 크기 때문에  $c_i$ 에 대한 추가적인 제약은 없는 것으로 가정하였다.

10) Random Effects Tobit 모형에 대한 자세한 설명은 Wooldridge(2002)를 참조할 것.

$$\ln g_{it} = \max(0, \psi + \beta_0 \ln m_{it} + \beta_1 \ln p_{it} + z_{it} \gamma + \mu_i + u_{it}), \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (5)$$

식 (5)의 우변에 포함된  $z_{it}$ 는 개인  $i$ 의 선호(preference)에 영향을 줄 것으로 예상되는 인구통계학적 변수와 가구 순자산 변수를 포함한다. 또한  $\mu_i$ 는  $i$ 에 대하여 데이터에서 관측되지 않는 효과(unobserved heterogeneity)를 의미하며 정규분포를 따르고 추정식에 포함된 다른 설명 변수들과 상관관계가 없다고 가정한다.

## 2. 변수의 구성 및 기초통계량

앞서 설명한 것처럼 재정패널은 가구설문에서 가구원의 기부금지출금액을 직접 질문하였으며 연말정산대상자이거나 종합소득신고자의 경우 기부금공제금액을 별도로 조사하였다. 본 연구의 분석대상인 원천징수영수증을 제출한 근로소득자들만으로 한정하여 이들의 기부금지출금액과 기부금공제금액을 비교하여보면 48%는 일치하는 결과를 보인 반면 20%는 기부금지출이 기부금공제금액을 초과하였으며, 32%는 오히려 기부금공제금액이 기부금지출금액을 초과하는 것으로 나타났다. 다만 그 차이가 10만원 미만인 경우 가구설문 응답과정에서 응답자의 기억의 오류라고 간주하면, 이를 제외할 경우 기부금지출금액이 기부금공제금액을 초과한 비율은 14%, 그 반대의 경우는 18% 정도로 줄어든다. 기부금지출금액이 기부금공제금액을 초과하는 경우는 기부금공제한도를 초과하였거나, 혹은 기부금공제가 적용되지 않는 부문에 기부를 하였을 수 있다. 반대로 기부금공제금액이 기부금지출금액을 초과한 경우는 가구설문을 응답한 가구원이 다른 가구원의 기부금지출에 대하여 정확하게 알지 못하였거나, 실질적으로는 다른 가구원이 지출한 기부금이지만 원천징수영수증을 제출한 가구원이 기부금소득공제를 신청한 경우, 또는 기부금공제를 받기위하여 허위로 과다 보고한 경우를 생각해 볼 수 있다. 기부금지출의 정확한 금액은 이 모든 경우의 중간영역에 있을 가능성이 높다. 따라서 본 연구에서는 *i*)기부금공제금액, *ii*)기부금지출금액, *iii*)Max[기부금공제금액, 기부금지출금액]을 각각 종속변수로 활용하여 추정함으로써 분석결과의 강건성을 검증하였다.

기부금의 가격탄력성을 추정하기 위해서 핵심이 되는 변수인 기부가격변수는 기부금공제를 적용하지 않았을 경우 근로소득자가 직면하게 되었을 한계세율을 적용하여 (1-한계세율)로 구성하였다. 이렇게 함으로써 Feldstein and Taylor(1976)이 지적한 기부금과 기부가격 사이의 내생성 문제를 고려하였다<sup>11)</sup>. 한 가지 설명을 추가하면 본 연구는 박기백(2010)과는 달리 원천징수영수증을 확인할 수 있기 때문에 근로소득신고자가 항목별 특별공제대신 표준공제를 적용하였는지 여부를 알 수 있다. 우리나라 소득세법에서는 특별공제 항목의 합계가 100만원을 넘지 않을 경우 납세자가 100만원의 표준공제를 받는 것을 선택할 수 있도록 허용하고 있다. 표준공제를 적용받은 근로소득자의 경우에는 기부금공제를 신청하였을 경우에도 과세표준에 영향을 주지 않는다. 따라서 표준공제를 적용받은 경우에는 기부가격을 1로 설정하였다<sup>12)</sup>.

기부금지출 결정에 중요한 영향을 미치는 소득변수의 경우 가구소득변수를 적용하였다. 우리나라 소득세법은 부부합산과세(married joint filing)를 허용하지 않기 때문에 부부가 모두 근로소득신고대상자인 경우 가구의 근로소득세를 최소화하고자 근로소득이 높은 배우자에게 소득공제를 몰아주는 경향이 있다. 또한 2008년 이후 소득세법에서 기부금공제대상을 지속적으로 확대하여 왔다. 2008년 이전에는 본인이 지출한 기부금만을 공제에 적용할 수 있었으나 그 이후부터는 기본공제대상자인 배우자, 직계비속 또는 동거입양자가 지출한 기부금도 기부금공제를 받을 수 있도록 하였고, 2011년부터는 기본공제대상자인 직계존속 또는 형제자매가 지출한 기부금도 기부금공제를 받을 수 있도록 허용하였다. 따라서 기부금을 납부하고 공제를 신청한 경우 개인의 결정이라기보다 가구의 결정일 가능성이 높기 때문에 기부금공제에 영향을 미치는 소득변수로서 가구소득을 적용하는 것이 타당하다고 판단하였다.

기부가격과 소득이외에 기부에 영향을 미칠 것으로 생각되는 변수들로 박기백(2010)과 같이 연령, 성별, 학력(교육 연수), 혼인여부, 가구원 수, 가구 순자산의

11) 이 방법은 Feldstein and Taylor(1976)이후 대부분의 연구에서 차용하는 방법이다. 박기백(2010)에서도 이 방법을 적용하였다.

12) Reece(1979) 등에서도 이와 같은 방식을 적용하였다.

로그값<sup>13)</sup>, 수도권 거주 더미, 자가 여부 더미 등의 변수를 적용하여 추정식에 포함하였다<sup>14)</sup>.

<표 1>은 추정식에 포함된 변수들의 기초통계량을 보여준다<sup>15)</sup>. 근로소득원천징수영수증을 제출한 근로소득자들의 기부금공제액과 기부금지출금액의 평균차이는 약 3만원 정도로 많지 않은 편이지만 앞서 설명한 것처럼 기부금공제가 기부금보다 많거나 혹은 그 반대의 경우도 50% 이상 관찰되기 때문에 Max [기부금공제, 기부금]변수는 평균 20만원 정도 많았다. 기부가격은 평균 90.81%로 100원의 기부액에 대하여 약 9원의 세금혜택을 본 것으로 나타났다. 이들이 속한 가구의 소득은 5,500만원, 가구 순자산 규모는 22,350만원으로 재정패널에 속한 전체가구의 평균 소득과 평균 가구 순자산보다는 다소 높은 편이다<sup>16)</sup>. 인구통계학적 특징을 살펴보면 평균 연령은 40세이고 전문대졸 이상의 학력을 소유하였으며 여성이 27%, 기혼자가 84%를 차지하였다. 평균 가구원 수는 3.5명이고 이들의 42%는 서울과 인천, 경기도로 대표되는 수도권에 거주하는 것으로 나타났다.

<표 1> 기초통계량

구분	평균	표준편차	최소값	최대값
기부금공제 (만원)	59.81	132.89	0	1,572.12
기부금 (만원)	56.82	161.20	0	3,119.56
Max [기부금공제, 기부금]	79.86	176.54	0	3,119.56
기부가격=(1-한계세율) (%)	90.81	6.63	65	100
가구소득 (만원)	5,497	3,524	108	100,681
연령	40.29	9.28	19	78

13) 가구 순자산 변수의 경우 가구의 부채가 자산을 초과하는 경우 음의 값이 나오게 되므로 최소값이 1이 되도록 조정하여 로그를 취한 변수를 추정식에 포함하였다.

14) 박기백(2010)은 교육연수 대신에 전문대학 이상이면 1, 그렇지 않으면 0을 갖는 더미 변수를 이용하였다.

15) 분석에 포함된 기부금, 기부금공제액, 가구소득, 가구 순자산 등의 금액은 소비자물가지수를 적용하여 모두 2010년의 실질금액으로 전환한 값이다. 실제로 추정과정에서는 이들의 로그 값을 사용하였다.

16) 재정패널 5차년도에 가구소득 평균은 3,996만원, 가구 순자산의 평균은 21,409만원이다.

구분	평균	표준편차	최소값	최대값
교육연수	14.29	2.56	0	22
여성 (%)	28.69	45.23	-	-
기혼 (%)	84.03	36.64	-	-
가구원수 (명)	3.52	1.13	1	8
수도권 거주 (%)	41.89	49.34	-	-
자가 (%)	63.02	48.28	-	-
가구 순자산 (만원)	22,349	30,418	-107,417	926,500
표본수	5,985			

자료: 재정패널 1~5차년도.

### 3. 추정 결과

재정패널 1~5차년도 자료를 모두 결합한 자료(pooling data)에는 근로소득 연말 정산 신고 대상자가 4,239명이 포함되어 있고 이들로부터 5년간 수집한 표본은 모두 12,697개에 달한다. 총 12,697개의 표본 중 50%는 근로소득원천징수영수증을 제출한 경우에 해당한다. 원천징수영수증이 개인의 세금 정보를 고스란히 담고 있기 때문에 제출 거절 비율이 절반을 차지할 정도로 높았다. 본 연구에서는 근로소득원천징수영수증을 제출한 근로자만을 대상으로 추정하였기 때문에 소득증빙서류 제출여부에 어떤 체계적인 패턴이 존재한다면 원천징수영수증을 제출한 사람들만을 이용한 추정에 선택편의가 발생할 가능성이 있다. 예를 들어, 소득이 높을수록 원천징수영수증을 제출할 확률이 낮고 기부금을 납부하는 경향이 증가한다면 기부금의 소득탄력성이 과소 추정될 수 있다. 따라서 정확한 추정을 위해서는 소득 수준이 근로자의 원천징수영수증 제출여부에 영향을 미쳤을 가능성을 고려할 필요가 있다. 본 연구에서는 먼저 원천징수영수증 제출여부에 대한 Random

Effects Probit 모형<sup>17)</sup>을 추정하여 Inverse Mills Ratio( $\lambda$ )를 구하고  $\hat{\lambda}$ 를 식 (5)에 추가하여 아래 식 (6)을 추정함으로써 선택편의 문제를 고려하였다.

$$\ln g_{it} = \max(0, \psi + \beta_0 \ln m_{it} + \beta_1 \ln p_{it} + \mathbf{z}_{it} \boldsymbol{\gamma} + \delta \hat{\lambda}_{it} + \mu_i + u_{it}), \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (6)$$

위 식에서  $\hat{\lambda}$ 의 추정계수( $\hat{\delta}$ )의 통계적 유의성을 살펴봄으로써 표본선택편의가 발생하였는지 사후적으로 검증할 수 있다. 추정식 (6)의 식별을 위해서는 기부금 지출에는 영향을 미치지 않고 원천징수영수증 제출여부에만 영향을 미치는 변수, 즉 배제제약(exclusion restriction)을 만족하는 변수가 필요하다. 그렇지 않을 경우 기부금 추정함수의 비선형 형태를 식별조건으로 사용하게 되므로 추정에 포함된 설명변수들 간에 심각한 수준의 공선성(collinearity) 문제가 발생할 수 있다. 본 연구에서는 송헌재·성명재(2012)에서와 같이 재정패널 개인설문의 본인응답 여부에 대한 더미 변수를 배제제약을 만족시키는 변수로 사용하였다<sup>18)</sup>.

<표 2>는 원천징수영수증 제출여부에 대한 Random Effects Probit 추정결과를 보여준다<sup>19)</sup>. 추정 결과, 본인이 직접 설문에 응답한 경우 대리 응답한 경우보다 39%p 정도 제출확률이 높아지는 반면 가구소득과 가구 순자산이 100만원씩 증가할수록 제출확률이 각각 0.4%p, 0.06%p 줄어드는 것으로 나타났다<sup>20)</sup>. 인구통계학적 변수들의 경우 연말정산신고대상자의 연령과 교육연수는 제출 확률에 유의미한 영향을 미치지 못하였으나 여성과 미혼자는 제출확률을 낮추는 작용을 하였다. 또한 자가 여부는 유의한 영향이 없었으나 수도권에 거주할 경우 원천징수영수증을 제출할 확률이 10%p 낮아지는 것으로 나타났다. 추정 결과로부터 근로소득 연말정산 신고 대상자들이 원천징수영수증을 제출하는 결정에 있어서 체계적인 패턴이 존재함을 알 수 있다. 따라서 <표 2>의 결과는 원천징수영수증을 제출한 근로자들만으로 추정대상을 한정할 경우 선택편의가 발생할 수 있음을 시사한다.

17) Random Effects Probit 모형에 대한 자세한 설명은 Wooldridge(2002)를 참조할 것.

18) 재정패널은 당해 연도 소득이 있는 개인에게 직접 면접·설문하는 것을 원칙으로 하였으나 개인의 사정에 따라 소득을 관리하는 다른 가구원에 의한 대리 응답을 허용하였다. 원천징수영수증과 같은 민감한 서류는 면접원과 응답자의 친밀도와 신뢰도 정도에 따라 제출에 영향을 받을 개연성이 높다. 그러나 본인응답여부와 기부금지출 간에는 관련성을 생각하기가 쉽지 않다.

19) Random Effects Probit 모형 추정에 사용된 변수들의 기초통계량은 <부표 1>을 참조할 것.

20) 한계효과는 Stata에서 margins 명령어(margins, predict(pu0) dydx(\*))를 사용하여 계산한 결과이다.

<표 2> 원천징수영수증 제출여부에 대한 Random Effects Probit 추정결과

설명변수	
개인 설문 본인 응답	1.405*** (0.0570)
가구소득 (백만원)	-0.00157* (0.000830)
연령	-0.00666 (0.00425)
교육 연수	0.0118 (0.0142)
여성	-0.503*** (0.0822)
기혼	0.609*** (0.0866)
가구원수	0.0231 (0.0285)
수도권 거주	-0.363*** (0.0731)
자가	0.0555 (0.0623)
가구 순자산 (백만원)	-0.000202** (8.74e-05)
근로자 수	4,159
표본 수	12,166
Log likelihood	-5866.82

주: 1. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

2. 추정식에는 상수항과 연도 더미 변수를 포함하였으나 보고에는 생략하였음.

<표 3>은 세 가지 종속변수를 각각 사용하였을 때 식 (6)의 추정결과를 보여준다. 먼저  $\hat{\lambda}$ 의 추정계수의 통계적 유의성을 살펴보면, 모든 추정모형에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나 표본선택편의가 없다는 가설을 기각하였다. 또한 추정계수의 부호가 음의 값을 가져서 선택편의를 고려하지 않을 경우 예상과 같이 소득 탄력성이 과소 추정되는 경향이 있었음을 보여주었다.

본 연구의 가장 큰 관심사인 기부금의 가격탄력성 추정결과를 살펴보면 종속변

수로 어느 변수를 사용하든지 가격탄력성( $\hat{\beta}_1$ )이 매우 높은 수준으로 추정되었다. 기부금공제액과 기부금지출금액 중 더 큰 값을 종속변수로 사용한 추정모형 (3)의 경우 가격탄력성이 다소 작은 값을 보였으나 여전히 7.4의 값을 가져 매우 탄력적인 것으로 나타났다. 이를 해석하면 기부금의 가격이 1% 증가함에 따라 순기부액은 7.5~9.9% 감소하게 됨을 의미한다. 따라서 <표 3>의 추정결과는 현재의 기부금에 대한 소득공제방식을 세액공제로 전환하는 것이 비효율적일 수 있음을 시사한다. 기부금 소득공제를 세액공제로 전환하게 되면 전반적으로 기부금 가격이 상승하게 되고, 이로 인하여 민간기부금이 줄어드는 정도가 기부금에 대한 세금혜택의 감소로 늘어나는 세입의 크기보다 클 것이 예상되기 때문이다. 즉, 세액공제 전환으로 순기부액은 감소하고 감소의 폭도 매우 클 것이 예상되므로 기부금공제 개편의 효율성에 대한 검토가 필요할 수 있음을 제시하고 있다.

다음으로 기부금 결정에 중요한 영향을 미치는 변수로서 소득의 영향을 살펴보면 모든 추정모형에서 기부금에 대한 소득탄력성을 나타내는  $\ln(\text{가구소득})$ 의 추정계수( $\hat{\beta}_0$ )가 1보다 큰 값을 가졌으며  $\hat{\beta}_0$ 이 1보다 크다는 가설을 기각하지 못하여 기부금지출이 소득변화에 탄력적으로 반응하는 것으로 나타났다.

추정식에 포함된 다른 설명변수들의 경우 근로소득자의 연령이 높고 교육수준이 높을수록 기부금 지출을 많이 하는 반면, 가구원수가 많고 수도권에 거주하는 경우에는 기부금이 감소하는 것으로 추정되어 선행연구의 결과와 일치하는 결과를 보였다<sup>21)</sup>. 가구 순자산의 영향을 살펴보면  $\ln(\text{가구 순자산})$ 의 추정계수가 통계적으로 유의하지 않고 종속변수에 따라 부호도 다르게 나타나 기부에 미치는 뚜렷한 영향을 발견할 수 없었다. 우리나라는 가구자산의 80%이상이 부동산자산으로 구성되어 있는데 부동산자산은 현금화하기가 쉽지 않기 때문에 대개의 경우 현금으로 지출하는 기부금에는 별다른 영향을 미치지 않은 것으로 생각된다. 마지막으로 성별 변수를 살펴보면 여성들이 기부금공제는 적게 받는 반면 기부금지출은 많이

21) 박기백(2010)은 수도권 거주자가 기부를 적게 하는 경향을 수도권이 다른 지역보다 잘살기 때문에 기부의 필요성을 덜 느끼거나, 수도권의 지방자치단체가 비수도권 자치단체에 비해 복지, 문화, 예술, 교육 등에 대한 지출이 많아서 구축효과가 발생한 결과일 수 있다고 해석하였다. 이밖에도 수도권에서의 주거비용이 높은 편이어서 기부를 할 수 있는 여력이 적었을 가능성도 생각해 볼 수 있다.

하는 것으로 나타나 흥미로운 결과를 얻었다. 여성들이 기부를 많이 하는 경향이 관찰되는 것은 Rooney et al. (2005) 등의 해외선행연구 결과와 일치한다. 그러나 여성들이 기부금공제를 적게 받은 결과와 함께 생각하면 여성들의 경우 부(副)소득자일 확률이 높아서 실제로는 본인이 납부한 기부금을 남편의 명의로 공제신청을 하였거나, 혹은 여성들이 기부금공제 대상이 아닌 기부에 보다 적극적으로 참여한 것으로 해석할 수 있다. 이에 대한 답을 찾기 위해서는 보다 자세한 분석이 필요하지만 본 연구에서는 더 이상 논의하지 않고 차후의 연구과제로 남겨둔다.

<표 3> 기부금의 정의에 따른 기부금 지출에 대한 Random Effect Tobit 추정결과

	(1)	(2)	(3)
설명변수	기부금공제	기부금지출	Max[기부금공제, 기부금지출]
ln(가구소득)	1.780*** (0.128)	1.387*** (0.194)	1.398*** (0.115)
ln(기부금 가격)	-9.871*** (0.822)	-9.617*** (1.334)	-7.428*** (0.774)
연령	0.0342*** (0.00934)	0.0874*** (0.0125)	0.0635*** (0.00879)
교육연수	0.204*** (0.0292)	0.283*** (0.0415)	0.229*** (0.0278)
여성	-0.567*** (0.182)	1.172*** (0.236)	0.180 (0.170)
기혼	0.108 (0.183)	0.368 (0.281)	0.199 (0.170)
가구원수	-0.116** (0.0557)	-0.216** (0.0846)	-0.120** (0.0529)
수도권 거주	-0.698*** (0.159)	-0.835*** (0.218)	-0.386** (0.150)
자가	-0.175 (0.112)	-0.332* (0.178)	-0.172 (0.106)
ln(가구 순자산)	0.0111 (0.307)	-0.128 (0.510)	-0.0905 (0.294)
Inverse Mills Ratio ( $\hat{\lambda}$ )	-0.332*** (0.117)	-1.177*** (0.204)	-0.344*** (0.111)
근로자 수	2,122	2,122	2,122
표본 수	5,985	5,981	5,985
Log-likelihood	-8207.29	-7739.60	-9138.07

주: 1. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

2. 추정식에는 상수항과 연도 더미 변수를 포함하였으나 보고에는 생략하였음.

이번에는 <표 3>의 추정결과와 2012 국세통계연보 자료<sup>22)</sup>를 활용하여 기부금의 세액공제로의 전환이 우리나라 근로소득자 전체의 기부금 규모와 세수에 미치는 영향을 단순한 방법으로 추정하여 보았다. 이를 위해 기부금의 15% 세액공제 전환이 모든 근로소득자들의 기부가격을 0.85로 일정하게 만들고, 근로소득자의 기부금공제신고금액이 바로 근로소득자의 전체기부금 규모와 같다고 가정하였다. 다음으로 기부금의 변화정도를 추정하기 위해서 과세표준 구간별로 소득공제 기부가격 대비 세액공제 기부가격 변화율을 구하고 추정모델 (1), (2), (3)에서 추정한 기부금의 가격탄력성 평균값(9)을 적용하여 기부가격 변화에 따른 기부금의 변화를 추정한 후 이를 모두 합산하였다. 세액공제전환이 전체 세수에 미치는 영향은 과세표준 구간별로 기부금소득공제금액에 소득공제 기부가격과 세액공제 기부가격의 차이를 곱하여 계산하였다.

이러한 방식의 단순 추계결과 기부금의 세액공제 전환으로 우리나라 근로소득자의 기부금이 12,571억 줄어들어 2011년 대비 약 12.5%의 감소가 있을 것으로 예측되었다. 반면에 이로 인한 세수의 증가는 730억에 머물러 결과적으로 11,841억의 순기부액 감소가 있을 것이 예상된다.

<표 4> 기부금 세액공제 전환으로 인한 근로소득자의 기부금과 세수 변화 예측  
(단위: 천명, 억원)

과세표준	인원	금액	한계세율	소득공제 기부가격	세액공제 기부가격	기부증감	세수증감
1.2천만 이하	1,419	10,295	6%	94%	85%	8,871	-927
4.6천만 이하	2,278	27,161	15%	85%	85%	0	0
8.8천만 이하	458	9,121	24%	76%	85%	-9,721	821
3억 이하	88	3,071	35%	65%	85%	-8,504	614
3억 초과	7	963	38%	62%	85%	-3,216	222
합계	4,250	50,611	-	-	-	-12,571	730

자료: 국세청, 「국세통계연보 42-6 근로소득 연말정산신고현황 VI(과세표준 규모, 기부금) (8/14)」, 2012.

22) 2011년 근로소득자의 기부금공제신고현황을 과세표준별로 제공하는 국세통계연보 자료를 사용하였다.

## V. 결론

본 연구는 한국조세재정연구원의 재정패널 자료를 활용하여 근로소득자들의 기부금에 대한 가격탄력성을 추정함으로써 2014년부터 예정되어 있는 기부금공제의 세액공제로의 변화가 전체 기부금 규모와 세수에 미치는 영향을 종합적으로 평가하였다. 추정에 사용된 표본은 원천징수영수증을 제출한 근로소득자들로 한정하여 추정의 정확성을 높이고자 노력하였으며, 추정에 있어서 해당 서류 제출의 선택편의 문제를 고려하였다. 추정 결과 기부금의 가격탄력성이 7.5~9.9 정도로 매우 높게 나타나 기부금공제 개편으로 인한 세수증가효과보다 민간 기부 축소효과의 크기가 더 클 것이 예상된다. 2011년 근로소득자들의 기부금공제 신고현황 자료를 이용하여 전체 기부금과 세수에 미치는 영향을 추계한 결과 약 12.5%의 기부금 규모 감소가 예상되는 반면 이로 인한 세수증가효과는 상대적으로 미미한 것으로 나타나 복지재원에 활용할 수 있는 전체 규모는 상당한 감소를 겪게 될 것이 예상된다. 따라서 본 연구의 분석결과는 기부금공제 개편의 효율성에 대한 검토가 필요할 수 있음을 시사한다.

본 연구는 후속연구의 필요성을 제기하는 연구이다. 첫째, 추정에 사용된 자료와 추정방법이 다른 자료와 추정방법에 비하여 우월하다고 할 수 없기 때문에 이용 가능한 다른 자료와 다양한 추정방법을 적용한 연구 결과들과 비교할 필요성이 있다. 둘째, 박기백(2010)이 지적한 것처럼 자료의 한계로 인하여 개인의 종교와 같은 기부 행위에 영향을 미칠 수 있는 변수들이 생략되었다. 셋째, 기부금의 공공재로서의 특징을 무시함으로써 구축효과를 고려하지 않았다. 따라서 이러한 한계점들을 극복할 수 있는 후속연구들이 지속적으로 이루어질 필요성이 있다.

특별공제항목에 대한 세액공제로의 전환이 발표된 만큼 기존의 기부자들이 세제의 변화에 반응할 것이 예상된다. 본 연구는 기부금의 예를 들어 세제개편으로 인한 세수효과뿐만 아니라 납세자들의 행태변화에 대한 사전적 예측의 필요성을 제시하였다. 앞으로는 정부에서 세제 개편 발표에 앞서 이로 인한 다방면의 효과를 검토하고 종합적인 효율성을 판단하는 과정이 선행되기를 희망하며 글을 맺는다.

## VI. 참고문헌

- Abrams, B. and M. Schmitz, "The Crowding-out Effect of Government Transfers on Private Charitable Contributions," *Public Choice*, Vol. 33, No. 3, 1978, pp. 29-39.
- Andreoni, J. and L. Vesterlund, "Which is the Fair Sex? Gender Differences in Altruism," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 2001, pp. 293-312.
- Barrett, K. S., A. M. Mcguirk and R. Steinberg, "Further Evidence on the Dynamic Impact of Taxes on Charitable Giving," *National Tax Journal*, Vol. 50, No. 2, 1997, pp. 321-334.
- Clotfelter, C., "Tax Incentives and Charitable Giving: Evidence from a Panel of Tax Payers," *Journal of Public Economics*, Vol. 13, No. 3, 1980, pp. 319-340.
- Feldstein, M. and A. Taylor, "The Income Tax and Charitable Contributions," *Econometrica*, Vol. 44, No. 6, 1976, pp. 1201-1222.
- Randolph, William C., "Dynamic Income Progressive Taxes, and the Timing of Charitable Contributions," *Journal of Political Economy*, Vol. 103, No. 4, 1995, pp. 709-38.
- Reece, W., "Charitable Contributions: New Evidence on Household Behavior," *The American Economic Review*, Vol. 69, No. 1, 1979, pp. 142-151.
- Reece, W. and K. Zieschang, "Consistent Estimation of the Impact of Tax Deductibility of the Level of Charitable Contribution," *Econometrica*, Vol. 53, No. 2, 1985, pp. 271-293.
- Roberts, R., "A Positive Model of Private Charity and Public Transfers," *Journal of Political Economy*, Vol., 92, 1984, pp. 136-148.
- Rooney, P. M., D. J. Mesch, W. Chin, and K. S. Steinberg, "The Effect of Race, Gender, and Survey Methodology on Giving in the US," *Economic Letters*, Vol. 86, 2005, pp. 173-180.

- Schwartz, R., "Personal Philanthropic contributions," *Journal of Political Economy*, Vol. 78, No 6, 1970, pp. 1264-1291
- Taussig, M., "Economic Aspects of the Personal Income Tax Treatment of Charitable Contributions," *National Tax Journal*, Vol. 20, No. 10, 1967, pp. 1-19.
- Warr, P., "Pareto Optimal Redistribution and Private Charity," *Journal of Public Economics*, Vol. 19, 1982, pp. 131-138.
- Wooldridge, J. M., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, 2002.
- 국세청, 「국세통계연보」, 2012.
- 민태욱, 2008, 「소득공제의 논리와 평가」, 「조세법 연구」, 제14권 제3호, 2008, pp. 58-95.
- 박기백, 「조세감면이 근로소득자의 기부금에 미치는 영향」, 『세무학연구』, 제27권 제2호, 2010, pp. 143-158.
- 손원익·박태규, 『한국의 민간기부에 관한 연구: 규모, 구조와 특징, 관련 정책방향』, 연구보고서, 한국조세연구원, 2008.
- 송헌재·성명재, 「신용카드 사용액 소득공제 제도의 효과 분석」, 『재정학연구』, 제5권 제2호, 2012, pp. 157-194.
- 한국조세연구원 재정패널사업팀, 『1~5차 재정패널 조사 사용자안내서』, 한국조세연구원, 2013.

<부표 1> Random Effects Probit 추정에 사용된 변수들의 기초 통계

	평균	표준편차	최소값	최대값
원천징수영수증 제출 (%)	50.06	50.00	-	-
개인 설문 본인 응답 (%)	49.07	49.99	-	-
가구소득 (백만원)	57.15	38.49	1.08	1,006.82
연령	39.92	9.76	18	79
교육연수	14.38	2.57	0	22
여성 (%)	28.63	45.20	-	-
기혼 (%)	79.73	40.20	-	-
가구원 수	3.55	1.13	1	9
수도권 거주 (%)	47.85	49.96	-	-
자가 (%)	63.13	48.25	-	-
가구 순자산 (백만원)	268.07	361.69	-3,444.00	9,634.34
근로자수	4,159			
표본수	12,166			

자료: 재정패널 1~5차년도.

<Abstract>

## Price Elasticity Estimation of Charitable Giving for the Wage Earners in Korea using NaSTaB(National Survey of Tax and Benefit) Panel Data

Heonjae Song

The special deduction items in income tax law in Korea will be converted from income deduction into tax credit from 2014. Especially, the deduction for charitable giving will be applied to 15% tax credit. This paper evaluates the effect of this change on the sizes of the private charitable giving and the tax revenue by estimating the price elasticity of charitable giving for the wage workers using NaSTaB (National Survey of Tax and Benefit) panel data. The samples in the estimation are limited to the wage workers who submitted the tax return document in order to increase the accuracy of the estimation. The estimation takes a possible selection bias due to sample limitation into account. The price elasticity of the charitable giving is estimated very high as much as around 7.5 to 9.9. This result implies the conversion into tax credit would have greater impact on the decrease of private charitable giving than the increase of tax revenue. A simple estimation is done about the effect on the wage workers' total charitable giving in Korea by using 2012 National Tax Statistics. It is expected that total charitable giving would be decreased by 12.5%. On the contrary, the effect on the total income tax revenue would be relatively small. The analyses of this paper suggest that we need to consider the efficiency loss resulting from the tax law change.

**Keywords:** Price Elasticity of Charitable Giving, NaSTaB, Income Deduction, Tax Credit

**JEL Code:** H21, D12

---

\* Assistant Professor, Department of Economics, University of Seoul, e-mail: heonjaes@gmail.com





## 가구재정 지표와 기부의 관계에 관한 연구: 기부영역에 따른 비교\*

■ 강철희\*\* · 박태근\*\*\*

\* 본 연구는 공동저자 박태근의 석사졸업논문을 수정·보완하여 완성되었음

\*\* 연세대학교 사회복지대학원 교수. 주저자. E-mail : chulheekang@yonsei.ac.kr

\*\*\* 연세대학교 사회복지대학원 박사과정. 공동저자. E-mail : holypark@yonsei.ac.kr



# 차 례

I. 서론 .....	42
II. 이론적 배경 및 선행연구 .....	45
1. 기부행동에 대한 개념적 논의 .....	45
2. 기부 행동에 영향을 미치는 요인 .....	46
3. 기부영역에 따른 기부의 유형화에 대한 논의 .....	53
III. 연구방법 .....	55
1. 연구모형 및 연구문제 .....	55
2. 변수의 구성 및 측정 .....	56
3. 연구대상 및 자료수집방법 .....	59
4. 분석방법 .....	60
IV. 연구결과 .....	62
1. 조사대상의 일반적 특성 .....	62
2. 각 변수에 대한 기술적 분석결과 .....	63
3. 유형별 기부에 대한 패널 토빗 모형 분석결과 .....	65
V. 결론 및 논의 .....	71
1. 연구 결과에 대한 논의 .....	71
2. 연구의 의의 및 한계점 .....	72
VI. 참고문헌 .....	74



# 가구재정 지표와 기부의 관계에 관한 연구: 기부영역에 따른 비교

강철희 · 박태근

## 요약

본 논문은 기부행동에 대한 연구를 진행함에 있어 기존의 연구에서 주로 사용하였던 분석단위(Unit of Analysis)인 개인 단위를 넘어 가구(Household) 단위의 기부행동을 분석하는데 그 목적이 있다. 특히 기부행동에 영향을 미칠 수 있는 가구단위의 경제지표를 활용하여 기부행동을 측정하였다. 기존의 연구들에서 주로 사용되었던 소득 이외에도 가구 자산, 가구 부채, 가구 지출 등의 지표를 활용하여 기부행동을 보다 다각적이고 세분화하여 측정하고자 하였다. 특히, 자산을 단기간에 현금화하기 쉬운 유동자산(Current Asset)과 상대적으로 어려운 고정자산(Fixed Asset)으로 나누어 기부행동에 있어서 실제로 어떤 유형의 자산이 많은 가구가 기부를 하는지에 대해 연구를 진행하였다.

또한 종속변수를 종교기관에 지출한 기부금을 종교적기부(Religious Giving)라 명명하고, 종교기관을 제외한 다른 분야에 지출한 기부금을 일반적기부(Secular Giving), 이 둘을 합한 기부금을 총 기부(Total Giving)로 명명하여 연구결과를 비교하였다. 이를 통해 기부의 속성별 접근에 의한 기부의 범위 확장 및 총체적 접근을 하기위해 노력하였으며, 각 속성의 기부에 대해서 가구의 재정지표가 어떠한 영향력을 가지고 있는지에 대하여 비교분석하였다.

본 연구는 이론적 측면에 있어서 가구단위의 기부에 있어서 경제적 변수들에 대한 영향력을 검증하였고, 이를 통해 가구 행동(Household Behavior)에 대한 보다 깊은 이해를 도모하였으며, 실천적 측면에 있어서 가구 특성에 대한 접근을 통해 가구를 중심으로 한 모금시장의 세분화된 전략 개발의 기초를 마련하였다. 또한 다양한 속성의 기부에 대한 차별화된 접근을 통해, 기부의 범위를 확장하고 각 유형의 기부를 연구하거나 모금시장을 개발함에 있어서 속성별로 적절한 접근이 필요함을 제시하였다.

주제어: 기부, 가구, 재정지표, 자산, 종교적기부, 자선적기부, 패널토빗모형

# I. 서론

## 1. 연구의 필요성 및 목적

최근 한국 사회의 가장 민감하고 중요한 이슈 중 하나는 복지정책 실행을 위한 재원 마련이다. 특히 최근에는 무상보육, 기초노인연금 등의 복지 정책에 있어 재원을 마련하기 위한 방안을 마련함에 있어 다양한 방안에 대한 논의가 이루어지고 있다.

소득보전 중심에서 사회서비스로 사회 투자적 관점의 복지정책 및 제도가 확대·전환됨에 따라 현 정부는 다양한 민간단체의 활성화와 민간재원모금을 정책적으로 장려하며 일반 시민의 자발적인 관심과 참여를 강구하고 있다.

개인 기부금 규모는 1999년 8,500억원에서 2008년 5조 5,000억원으로 10년 사이 6배 이상 증가했다. 1999년까지는 개인 기부와 기업의 기부 비율이 3대7이었지만 2000년대에 들어 6대4 정도로 개인 기부가 앞서게 됐다.

그러나 기부금의 용도를 살펴보면 우리나라의 개인 기부금 중 80%는 종교적 헌금으로 나타나고 있다. 영국은 교회 등 종교기관에 기부하는 돈이 개인 기부금 중 13%에 불과하고 미국도 30% 정도에 그친다. 절대적인 개인 기부금 액수도 아직 선진국에 크게 못 미친다. 우리나라의 연간 개인 기부금 총액은 국내총생산(GDP)의 0.54% 수준이다(2008년 국세청 기준). 호주(0.69%), 남아공(0.64%)과 비슷하고 기부 선진국인 미국(1.67%)의 3분의 1에 불과하다. 한국인 한 사람이 1년에 기부하는 돈은 평균 19만 9,000원으로 미국인(1,220달러·143만원)의 7분의 1, 영국인(372파운드·67만원)의 3분의 1 수준이다. 개인 기부가 늘어나는 추세이긴 하지만 세계 13위권의 경제력에 비하면 여전히 부족한 실정이다

위에서 살펴본 바와 같이 우리나라의 나눔 문화는 양적으로는 성장이 활발하게 이루어지고 있으나 아직까지는 주요 선진국의 수준에 비하면 미흡하며, 기부처가 종교단체나 자선단체 등 특정 분야에 제한되어 있어 아직 기반이 확립되었다고 보기 어렵다.

이러한 제한점은 기부에 대한 연구 분야에 있어서도 마찬가지이다. 특히 기부행

동에 있어서 국내에서 진행된 다수의 연구들은 기부자의 소득, 교육수준, 연령, 종교, 결혼상태 등의 인구통계학적 특성에 따라 기부행위가 달라질 수 있음을 분석하는 연구가 주류를 이루고 있다. 기부와 관련된 개인적인 경험 등에 의해서도 기부행위의 양상이 다를 수 있다는 사실을 제시하고 있는 정도이며, 그리고 이러한 요인과 더불어 이타심, 동정심, 공감, 사회적 책임감, 죄의식 등의 심리적 요인 같은 내적동기 요인과 기부에 따른 세제혜택, 그리고 주변의 권유나 요청 등의 외적동기에 의해서도 기부행위가 달라질 수 있음이 제시되어 왔다(강철희, 고언정, 정혜영, 2009).

기존의 연구 활동들은 주로 분석단위를 개인으로 맞추어, 직접 기부를 하는 당사자의 인구통계학적 특성을 반영하여 왔다. 그러나, 최근 국·내외에서 진행되고 있는 기부에 대한 연구에서, 일반 가정 내에서 기부에 대한 결정을 할 때에 보다 큰 규모와 일정한 구조를 가진 기부의 결정은 가구 구성원들이 함께 내리고 작은 규모나 즉흥적인 경우에는 개인의 판단에 의해 기부를 하는 경향이 있음을 보고하고 있다. (Pamala Wiepking, René Bekkers, 2003) 또한, 개인의 기부를 분석하는 경우에도, 기부에 참여한 개인의 가구의 유형과, 해당 기부금이 가구소득에서 차지하고 있는 비율을 함께 보고하는 추세를 보이고 있다( John J, Heavens, Mary A. O'Herlihy, Paul G. Schervish, 2006). 이러한 가구 단위의 연구가 국내에서 이루어지지 못한 가장 큰 이유는, 각 가구의 경제지표 및 기부를 측정할 수 있는 데이터가 구축되어있지 못했기 때문이다. 본 연구에서 활용한 한국조세연구원의 재정패널자료는 이러한 가구의 재정지표와 기부금을 확인 할 수 있는, 객관성 높은 국가단위의 데이터이다. 가구단위의 분석이 가능한 데이터를 통해, 기부에 대한 의사결정 주체를 개인뿐만 아니라 가구단위에도 주목하여 연구를 진행하고 있는 최근의 연구추세에 맞추어, 본 연구에서는 분석단위를 개인이 아닌, 국가를 이루는 최소의 집합체인 가구로 분석해보고자 한다. 가구가 수행하는 경제활동은 한 국가의 경제 전반에 걸쳐서 중요한 역할을 담당하게 되며, 소비와 저축, 그리고 자산구성 등 경제의 핵심적 부문에 중요한 영향을 미치게 된다.

또한 기존의 연구들에서 기부와 연관이 있을 것으로 예상되는 경제지표는, 주로 소득을 이용하여 연구가 진행되어져 왔다. 여기에서 흥미로운 사실은, 기부자의 소득수준과 기부행위와의 관계가 일관된 결과를 보이지 않는다는 사실이다. 소득

수준과 관련된 기존 연구에 의하면, 소득수준이 낮은 사람에 비하여 소득수준이 높은 사람이 기부에 대해 더 긍정적인 태도를 보인다는 사실(Bank and Tanner, 1999; Auten et al., 2002)과 반대로 소득수준과 기부행위 간의 상관관계가 존재하지 않는다는 결과들(강철희, 1998), 그리고 오히려 소득이 높은 집단보다는 소득이 낮은 집단이 기부기관의 적극적인 요청과 주변인의 권유로 기부한다는 결과들이 혼재되어 있다(김남숙, 2007).

소득수준과 기부행위 간의 관계를 밝힌 기존 연구들을 잘 살펴보면, 혼재된 결과가 나타나는 이유는 크게 두 가지로 추론해볼 수 있다. 첫째는 소득과 기부행위 간의 관계를 밝힌 연구들이 서로 다른 변수를 설정하고 있다는 사실과, 둘째는 소득수준과 기부행위 간의 관계에 있어 기부동기(심리적 요인) 같은 새로운 조절요인이 존재할 수 있다는 사실이다. 다시 말해 소득수준이 높더라도 기부동기가 낮다면 소득수준과 기부행위 간의 정의 상관관계가 존재하지 않을 수 있다는 사실이다. 결과적으로 인구통계학적 특성보다 기부자가 지니고 있는 자아(self)특성이거나, 기부자가 지니고 있는 도덕성에 대한 지각정도에 따라 기부행위가 달라질 수 있다는 사실이다.

이러한 제한점에 초점을 맞추어, 본 연구에서는 기존에 기부와 연관되어 있을 것으로 예상되고 사용되어져왔던 개인의 소득 대신에, 가계가 가지고 있는 자산에 초점을 맞추어 분석을 진행해보고자 한다. 특히 한국 사회의 경우, 최근 'House Poor' 나 'Rent Poor' 등의 용어가 빈번히 사용되고 있다. 그것은 한국의 가구에 있어서 이러한 자산이나, 부채 등이 가구의 가계상태에 지대한 영향을 미친다는 사실을 암시한다. 그렇다면 이러한 가구의 자산을 나타내는 지표는, 가구가 결정하는 기부행동에도 영향을 미칠 것이라는 것을 전제로 하여, 연구를 진행하고자 한다. 이러한 과정은, 반복적인 경제 지표를 가지고 기부행동을 추정하는 것이 아니라, 현 시대에 맞는 지표들을 적용하는 것에도 의의가 있을 수 있다고 하겠다.

또한 기부에 있어 이러한 가구의 재정지표를 활용한 연구는, 특히 부자 기부자(Wealthy Donor)들의 기부를 연구함에 있어서, 부자 기부자들은 수입과 자산이 둘 다 많은 경우가 많기 때문에, 각각의 재정지표가 함의를 찾을 수 있으며, 순자산과 부채가 모두 큰 가구와, 순자산만 큰 가구와의 기부에서의 행동비교를 통해 순자산과 부채가 가진 기부에 대한 설명력을 비교해 볼 수 있을 것이다.

마지막으로, 한국 사회의 기부영역에 있어서의 비율이나, 절대적인 기부금액수에 있어서, 종교기관이나 종교 base의 모금단체가 차지하는 비중이 지대한 만큼, 그러한 종교적 기부금들을 종교적 기부행동 (Religious Giving Behavior)로 명명하고, 비종교적 기부행동 (Secular Giving Behavior)과 비교함으로써, 위에서 제시한 가구의 재정상태를 나타내는 지표들이 각각 어떻게 작용하는지 알아보려고 한다. 이러한 연구는 현 한국 사회의 기부자, 기부가구들의 지형도를 파악할 수 있을 뿐 아니라, 수 많은 비영리 모금단체들에게 기부자나 기부 가구에 대한 이해와 접근 방식에 대한 방향성을 제시하는 데 큰 도움을 줄 수 있을 것이다.

## II. 이론적 배경 및 선행연구

### 1. 기부행동에 대한 개념적 논의

기부를 원론적으로 말하자면 무엇인가를 어떤 대상에게 준다는 것을 의미하며, 사전적 의미로 해석한다면, '자선사업이나 공공사업을 도울 목적으로 돈이나 물품 따위를 대가없이 제공하는 것'으로 볼 수 있다. 그러나, 실제 현실에서는 이러한 돈이나 물품 이외에도, 자원봉사활동에 소요되는 시간, 현재 많은 주목을 받고 있는 재능 기부 등 다양한 형태를 가지고 있기 때문에, 기부행동을 사전적으로만 해석한다는 것은 기부 전체에 있어서 일부분 만을 보게 되는 오류를 가진다.

이러한 전체를 포괄하기 위한 개념으로 '나눔행동'이라는 용어가 최근 사용되고 있다. 나눔 행동은 물질 뿐만 아니라 시간의 개념을 포괄한다(Giving time and money). 여기에서 물질은 기부의 사전적 의미에 있는 금전이나 현물등을 기부하는 것을 의미하며, 시간은 보통 자원봉사활동을 의미한다.

이러한 나눔 행동의 개념을 활용한 강철희(2007)의 연구에서는 이러한 나눔행동을 크게 둘로 나누어, 물질적인 기부를 '기부'(Donation), 시간적 기부를 '자원봉사'(Volunteering)으로 명명하여 연구를 진행하였다. 그 외에 조선주(2007)의 연구에서도 유사하게 나눔은 크게 기부와 같은 '금전적 기부행동'과, 자원봉사활동, 자선

적·자발적 노동기여행위등과 같은 '시간적 기부행동'으로 구분하여 연구를 진행하였다. 외국의 연구를 살펴보면 Salamon(1992)은 공공의 목적달성을 위해 개인의 시간과 돈 또는 개인의 사적재산(money, security, property)을 제공하는 행위로 파악하였으며, 민간 비영리조직의 측면에 있어서는 일종의 수입형태로 나눔에 대한 개념을 정의하였다. 최근의 연구 중 Payton & Moody(2008)의 연구에서는 나눔이란 공공의 이익을 실현하기 위한 자발적 행동으로써, 타인의 삶의 질을 향상시키기 위해 선한 일을 하는 것이라 정의하였다.

기부와 관련된 다양한 개념 중, 본 연구에서는 나눔 행동 중 물질적인 기부를 의미하는 '기부' 중, 본 연구의 분석단위 (Unit of Analysis)인 가구(Household)가 지출한 현금으로 이루어진 연간 '기부금'으로 이러한 기부행동으로 살펴보고자 한다.

## 2. 기부 행동에 영향을 미치는 요인

### 가. 인구사회학적 요인

#### (1) 연령

연령의 경우 가장 일반적이고, 우선적으로 다루어지는 요인 중 하나이다. 기부와 관련된 연구를 살펴보았을 때, 강철희 (2011)의 연구에 따르면, 기존의 진행된 해외의 연구에서는 연령의 증가가 기부 행동에 있어서 긍정적인 요인으로 작용하고 있음을 시사하고 있다(Clotfelter, 1997; Putnam, 2000; Van Slyke and Brooks, 2005). 반면 기부 행동과 연령에 관한 국내의 연구에서는 가장 활발한 경제활동을 하는 시기인 30대와 40대가 가장 활발히 기부에 참여하고 있음을 보고하고 있다(강철희, 1998; 김근령, 2000; 조소라 1995). 그 외에 경제활동이나 소득 등 다른 주요 요인들의 영향력을 통제했을 경우에는 연령과 기부 행동간에 유의미한 연관성이 없다고 밝히는 연구들도 있다(Rooney, Steinberg & schervish, 2001; 강철희, 2003).

#### (2) 소득

소득 및 소득 수준은 기부와 나눔행동을 연구함에 있어서 대부분의 선행연구에

서 중요한 영향을 줄 수 있는 것으로 예상되는 인구사회학적 변인이다. 하지만 국내외의 선행연구에서는 소득과 나눔 행동간의 관계에 있어 다양한 견해를 보이고 있다.

먼저 Havens (2007)의 연구에서는 소득 수준과 기부 간에 유의미한 정적 인과 관계가 있는 것으로 보고하고 있는 반면, 일부 다른 연구에서는 소득의 증가가 반드시 기부 규모의 증대로 이어지는 뚜렷한 선형적 관련성이 발견되지 않음을 보고하고 있다(Hodgkinson & Weitzman, 1996; McClelland & Brooks, 2004; Schervish & Havens, 1995a).

특이하게 소득 수준이 낮은 경우와 높은 경우에서의 기부행동, 특히 그 중에서도 소득 대비 기부 규모를 의미하는 기부 노력(Philanthropic Efforts)이 중간 소득 층에 비해 높게 나타남을 보고하는 연구 결과, 즉 U-Shape을 보인다고 보고하는 연구 결과도 있으며(James & Sharpe, 2007), 높은 소득 수준을 갖는 경우 오히려 기부의 경향성이 감소하는 형태, 즉 기울기가 부적인 방향으로 하향 직선 형태를 갖는다고 밝힌 연구도 있다(Wiepking, 2004; Wilhelm et al., 2008).

소득과 자원봉사 간의 관계를 고찰한 선행 연구의 결과도 마찬가지로 다양한 관계를 보고한다. 소득과 자원봉사는 정적인 관계가 보고되기도 하고, 부적인 관계로 보고되기도 하며, 유의미한 관계가 없다고 보고되기도 한다. 주영길(1987)과 홍승혜(1995)의 연구에서는 자원봉사자의 80% 정도에 해당하는 사람들이 자신을 중산층으로 지각하고 있다는 결과를 제시하면서 소득과 자원봉사 간의 정적인 관계를 시사한다. 반면, Freeman(1997)은 두 변인 간에 부적인 관계가 존재함을 밝히며, 이는 기회비용이 소득에 따라 더 커질 수 있는 상황에서, 자신의 소득이 높아질수록 자원 봉사를 위해 투여되는 비용이 증가하게 될 가능성이 높아지기 때문이라고 설명한다.

이는 연구에 있어 소득과 나눔행동의 관계를 살펴보려 하였을 때 설정한 종속변수나 분석자료의 구성적 속성 및 분석방법의 차이 등에 의한 차이에 따라 다양한 결과를 나타낼 수 있음을 시사하고 있다.

### (3) 취업상태

고용의 여부에 따라 일을 하고 있는 사람과 하고 있지 않은 사람 간 나눔 행동

에 차이가 있는지에 대해서도 다양한 관계를 제시하는 연구들이 있다. 선행연구를 통해 보지 않더라도 일반적으로 예측할 수 있는 결과, 즉 취업자가 비취업자에 비해서 더 많이 나눔 행동을 한다는 연구가 주류를 이루고 있다(Chang, 2005; Eschholz & Van Slyke, 2002; Feldman, 2007).

특이하게 Schervish와 Havens (1997)의 연구에서는 은퇴한 개인이 현직에 있는 사람보다 더 많은 기부를 한다고 보고를 한다. 즉 기부의 규모 측면에서 은퇴자들의 영향력이 크다는 연구 결과를 제시하였는데, 이는 미취업상태라는 변수를 어떻게 설정할 것인지에 따라서 다른 결과와 나올 수 있음을 보여주는 현상이다. 한편 취업자와 비취업자 간 나눔 행동의 차이가 크지 않다고 보고하는 Feldstein과 Taylor(1976)의 연구 등도 있다.

#### (4) 종교

종교와 기부행동과의 관계를 살펴봄에 있어 진행된 선행연구들은, 일반적으로 종교 유무와 종교적 배경과의 관련성에 초점을 두고 있다. Jackson and Matevews (1995), Wuthnow (1991)의 연구에서, 종교를 갖고 있는지의 여부와 관련해서 종교를 가지고 있는 경우에 기부행동과 정적인 관계를 갖는다고 보고하고 있다. 서구에서 진행된 연구에서 종교 유무와 기부행동의 관계에서 정적인 관계가 나타나는 것은 일반적으로 기부금 산정에서 종교적 헌금을 포괄해서 산정한 결과이기 때문일 수 있다. 이러한 가능성과 관련해서 일부의 연구에서는 종교를 갖는 것과 세속적 기부행동(secular giving)과는 별다른 상관관계를 갖지 않는다고도 보고하고 있다(Anderson et al., 2005; Bekkers, 2006a; 2006b; Eckel and Grossman, 2004). 즉, 기부의 영역을 종교적 기부를 제외한 순수 자선기부, 즉 세속적 기부로 범위를 한정했을 때, 종교를 갖는 것이 기부행동에 통계적으로 유의하지 않을 수 있다는 연구결과를 보고하고 있다.

한편 종교적 배경과 관련해서는 Chaves (2002), Bekkers and Schuyt, (2005)의 연구에서개신교도가 가톨릭 등의 배경에 비해 더 많은 기부를 한다는 연구결과를 나타내고 있다.

국내의 연구를 살펴보면, 기본적으로는 종교를 가지고 있는 경우 기부행동에 있어 보다 큰 적극성을 띄는 것으로 보고된다(박정미, 1995; 박무량, 2002; 조소라,

1995). 그러나 강철희, 주명관(2008)의 기부 정기성 관련연구의 경우, 개신교, 가톨릭, 불교 등의 종교적 배경에 의한 통계적으로 유의한 차이는 없는 것으로 보고한다.

종교 활동과 나눔 행동의 관련성을 논할 때, 최근에는 종교 자체보다도 종교와 관련된 실제적인 활동을 반영하는 개념인 '종교성'에 초점을 두고 나눔 행동과의 관련성을 논의하는 경향이 있다. 강철희(2009)의 연구에 따르면, 실제로 종교 기관들은 직접적으로 사회의 복지와 관련된 활동을 전개해 오고 있을 뿐 아니라, 간접적으로 각 종교 조직에 참여하는 구성원들을 통해 사회복지 활동을 전개하면서 중요한 자원 제공처로 기능해 왔음을 보고하고 있다.

일반적으로 종교 조직은 기부, 자원봉사, 그리고 지역사회 원조 등 여러 가지 친사회적 행동을 장려한다. 또 역사적으로 볼 때, 대부분의 주요 종교는 구성원의 사회 참여 및 공익을 위한 구성원의 나눔의 책임을 강조하고 나눔의 실천을 동기화하면서 다양한 형태로 사회복지 활동을 수행해 왔다(Cnaan et al., 1999; Wuthnow & Hodgkinson, 1990). 따라서 종교 활동은 나눔 행동과 매우 밀접한 관계가 있다고 볼 수 있다.

그러나 Lyons와 Passey(2005)의 연구 결과에 따르면, 종교성과 기부 행동 간에는 유의미한 관계성이 없거나 오히려 부적인 관계성을 가진다고 보고하며, Marx(2000)의 연구에서도 종교 활동에의 참여와 기부 간의 관계에는 아무런 관련성이 없는 것으로 보고하기도 한다. 최근에는 Wiepking(2007)의 연구를 비롯한 많은 연구에서 저소득층의 나눔 행동, 구체적으로는 기부를 설명하기 위해 종교성을 독립변수로 설정하고 검증을 시도하고 있다.

##### (5) 교육정도

교육수준의 경우에도 다른 변수들과 마찬가지로, 기존에 진행된 선행연구에서는 교육수준과 나눔 행동 사이에 다양한 관계가 설정될 수 있음을 보고하고 있다. 일반적으로는 교육수준이 높을수록 보다 적극적인 기부행동을 보일 수 있는 정적인 관계가 있음이 보고되고 있다(Bekkers, 2004; Brown, 2001; 2005; Brown and Ferris, 2004).

그러나 일부의 연구들은 교육수준에 따른 기부행동의 차이가 통계적으로 유의한 수준이 아님을 보고한다(Regnerus, Smith and Sikkink, 1998).

이렇듯 서로 상이한 연구 결과는 국내의 연구에서도 유사하게 보고된다. 정수영(2005)은 교육수준과 기부 정기성과의 관계에서 교육수준이 정적인 방향에서 영향력을 갖는다고 보고하는데 반해, 강철희, 주명관(2008)은 교육수준에 따른 차이가 통계적으로 종속변수의 설정에 따라 다른 결과를 갖는 경향도 있음을 보고하고 있다.

한편 자원봉사와의 관계에 대해서도 교육 수준과 자원봉사참여와가 정적인 관계를 갖는 것으로 보고 하는 연구가 과거부터 많이 진행되어 왔으나(McPherson & Rotolo, 1996; Sundeen & Raskoff, 1994), 자원봉사와 관련된 다른 연구들의 결과들을 보았을 때 마찬가지로 일관된 결과를 보고하고 있지는 않다.

## (6) 결혼상태

결혼 상태와 나눔 행동과의 관계를 기존 연구들의 결과를 살펴 보았을 때, 일반적으로는 기혼 상태에 있는 인원들은 미혼인 상태의 인원들보다 안정적인 생활 및 안정적인 사회상에 대한 기대 및 자녀의 안정적 성장에 대한 기대 등을 가지게 되고, 이로 인해 보다 적극적인 나눔 행동, 특히 기부에의 참여를 제고시키는데 영향을 미친다고 보고한다(Chang, 2005; Jencks, 1987; Randolph, 1995; Rooney, Steinberg and Schervish, 2001; Van Slyke and Brooks, 2005).

그러나 결혼의 상태가 나눔 행동과 통계적으로 유의미한 관계를 갖지 않을 수 있음을 보고하고 있는 연구들도 있는데, Clotfelter(1980), Brooks(2002), Schiff(1990), Hodgkinson와 Weitzman(1996) 등은 다른 변수들을 통제하였을 때, 기혼 여부가 기부행동에 별다른 영향을 미치지 못할 수 있음을 보고한다.

또한, Duncan(1999) 및 Monks(2003)는 결혼 상태와 기부는 부적관계를 가질 수도 있음을 보고하고 있다.

Rooney (2004)의 연구에서는 배우자가 있는 개인이 없는 개인에 비해 더 많이 기부에 참여하기는 하지만, 그 기부 금액의 차이에 있어서는 유의미한 차이를 보이지 않음을 보고하고 있다.

## 나. 자산과 기부 행동의 관계에 대한 논의

### (1) 자산(Property)의 개념

자산(property)의 경제적인 개념은 '개인이나 법인이 소유하고 있는 경제적 가치가 있는 유형·무형의 재산'으로, 크게 유동 자산(current property)과 고정 자산(fixed property)로 구별된다. 이러한 자산의 개념은 개인이나 가구에 보다는 기업에 초점을 맞춘 개념이다.

또한, 일반적으로 자산(property)의 구성은 크게 부채와 자본으로 이루어져 있다. 자본의 경우, 개인이나 가구, 기업과 같은 단위주체가 스스로 소유하고 있는 자원을 의미한다. 반면 부채(liabilities)의 경우 단위주체가 과거 거래나 사건의 결과로서 주체가 부담하고 그 이행에 자원의 유출이 예상되는 의무를 의미하고 있다. 자본(capital)의 경우 자산에서 부채를 차감한 잔여액 또는 순자산(net asset)으로서 자산에 대한 잔여청구권을 나타내고 있다.

본 연구에서 설명변수로 활용하고자 하는 유동자산 및 고정자산은, 위에서 설명한 자산 중 순자산, 즉 유동자산 및 고정자산 중 부채를 제외한 유동자본 및 고정자본으로 나누어 구성하고자 한다.

유동자산의 경우 일반적으로 1년 이내에 현금화 할 수 있는 자산을 의미하며, 유동자산은 다시 현금 및 현금성 자산, 매출채권, 선급비용 등의 당좌자산(quick assets)과, 상품이나 제품 등의 재고 자산(inventory assets)으로 나뉜다.

이와 대별되는 고정 자산의 경우 일반적으로 1년 이내에 현금화 할 수 없는 자산들을 의미하며, 이러한 고정자산은 다시 투자의 목적을 가진 부동산 증권등의 투자 자산(investment assets), 외형으로 식별할 수 있는 물리적 형태를 가진 토지, 설비 등의 유형 자산(tangible assets), 물리적 실체는 없으나 법률적 권리나 내부적으로 창출된 영업권, 산업재산권 등과 같은 무형 자산(intangible assets), 그리고 이에 속하지 않는 기타 비유동자산으로 나뉜다.

이러한 기업에 적용될 수 있는 자산의 개념 중, 한국 가구(household)에 일반적으로 적용되는 것은 주식과 거주 주택이다(김경아, 2010). 주식은 대표적인 유동자산의 일종인 금융 자산이며, 거주 주택의 경우 가정에 있어 고정자산에 속한다.

본 연구에서는 이러한 주식 및 거주 주택이외에도, 가구에 있어 유동자산과 고

정자산을 형성할 수 있는 다양한 요인들을 통해 이러한 자산이 기부에 미치는 영향에 대하여 알아보하고자 한다.

## (2) 자산과 기부행동과의 관계

사회과학의 연구에 있어서 자산은 중요한 의미를 가진다. 특히 자산은 불평등과 관련한 연구에서 많이 사용된다. 2008~2009년 미국발 세계경제위기와 그에 뒤이은 남유럽의 재정위기를 겪으면서, 현대 자본주의 사회에서 '자산', 특히 주택자산을 중심으로 한 부동산이 사회경제적 불평등과 국내적·국제적인 사회경제체제 전반에 막대한 영향을 미친다는 인식이 전 지구적으로 확산됐다. 자산은 더 이상 주거, 금융, 부동산, 도시사회학 등 몇몇 연구 영역에 고립된 특수 주제가 아니라, 모든 사회구성원의 삶의 질과 사회불평등 전반에 커다란 의미를 가지는 거시사회학적 범주라는 것이 분명해지고 있다. 자산은 노동시장, 복지국가 등 20세기 자본주의의 핵심 범주들과 더불어, 또한 그것과 상호 작용하면서 사회불평등의 핵심 축으로 등장했다.

그러나 기부에 있어서 이러한 자산은 크게 부각되고 있지 못한 상황이다. 기부와 관련되어 진행된 수 많은 연구들 가운데 이러한 자산이 설명변수나 통제변수로 사용된 경우는 거의 없는 상황이다. 국내·외의 연구에서도 이러한 자산의 파악은 주로 고액기부자들에 대한 연구 정도에 활용되고 있을 뿐이다. 그 이유는 인구사회학적 변수 중 경제 상태를 말할 수 있는 대표적인 요인으로 주로 소득이 사용되고 있으며, 이러한 소득수준과 기부금액과의 상관관계에 대한 관심이 주를 이루고 있기 때문이다(박종철, 이용운, 2012). 또한 기부와 관련되어 진행된 최근의 연구에서는 이러한 경제 지표의 경우 대부분 통제변수로 사용되고, 설명 변수로는 행복감, 신뢰, 친사회적 태도, 종교성 등의 구성개념(construct)들이 사용되는 추세이다.

본 연구에서는 가구에 있어 이러한 자산을 심도있게 다루기 위해 가구의 재정상태를 나타내는 다양한 지표들을 통해 고정자산과 유동자산으로 분류하고, 이러한 자산이 가구가 지출한 기부금과 어떠한 관계를 가지고 있는지 탐구해 보고자 한다.

### 3. 기부영역에 따른 기부의 유형화에 대한 논의

#### 가. 기부 영역(Giving Target Area)의 개념

기부영역의 선택은 사회적 맥락에 큰 영향을 받는다. 즉 기부자들의 주요 기부 영역은 나라별로 각기 다른 양상을 나타내고 있기 때문에, 이에 관한 연구보고 역시 각 나라의 상황을 반영하여 다양하게 보고되고 있다.

각 나라별 기부자들의 기부영역 선택행동을 간략히 살펴보면, 미국의 경우 기부금 규모를 중심으로 보고하는 경향이 크다. 기부금을 논할 때, 종교적 헌금 역시 기부금으로 간주하기 때문에 2009년 기부현황 보고에 따르면, 미국인들이 가장 많이 기부한 영역은 종교영역으로써 전체기부금의 33%를 차지하는 것으로 보고된다. 그 다음으로 교육(13%), 재단 기금 조성(10%), 사회복지서비스 영역(9%), 그 밖의 환경 분야 등의 공익 및 사회적 이익 영역(8%), 의료영역(7%) 등의 순인 것으로 보고된다(Giving USA, 2010). 영국 역시 기부금 규모를 기준으로 기부 영역을보고하고 있는데, 의료관련 분야(28%)에 가장 큰 규모의 기부금이 집중되는 것으로 보고된다. 그 다음으로는 아동관련 분야(12.5%), 국제구호 분야(12%), 동물 보호관련 분야(14%) 등에 기부금이 집중되는 것으로 보고된다(Giving UK, 2010). 네덜란드 역시 종교영역(38%)이 가장 높은 기부금을 차지하고, 그 다음으로는 국제구호(24%), 의료영역(13%), 환경영역(9%) 등의 순인 것으로 보고된다(Giving Korea, 2008).

한편, 우리나라의 경우 다른 나라와는 달리, 기부대상 영역에 대한 기부금 규모가 아니라 대상 영역에 대한 참여를 중심으로 조사가 수행되어져 왔는데, 기본적으로 사회복지관련 영역에 대한 기부가 전체 기부(종교기관의 기부 제외)의 약 70%를 차지하는 것으로 보고된다(Giving Korea, 2006). 사회복지관련 영역 기부 및 비공식적 기부(친척 및 이웃 등에 제공하는 기부)를 제외한 사회복지와 관련되지 않은 영역에 대한 기부는 상대적으로 매우 미약한 것으로 보고된다. 이렇듯 각 나라별 기부영역에 따른 기부 선호도는 다른 양상을 보이는 경향이 있음을 국가별 데이터를 통해 인식할 수 있다.

이러한 기부영역을 기부자가 어떻게 선택하고 선호하는지와 관련된 연구들은 많

이 다루어지지 않는 경향이 있으나, 제한되나마 이와 관련된 연구의 시초로는 Feldstein과 Clotfelter(1976)의 연구를 들 수 있다. 이들은 기부영역에 따라 기부의 가격 탄력성(price elasticity of giving)이 다를 수 있음을 밝히고자 했다. 즉 기부에 따른 비용(특히 세금 관련)이 변함에 따라 실제의 기부 규모가 어떻게 반응하는지를 분석하였는데, 연구결과, 종교영역에의 기부가 기부가격의 변화에 가장 영향을 덜 받는 반면, 교육영역에의 기부는 기부가격의 변화에 상대적으로 가장 민감함을 보고한다. 즉 종교에 대한 기부는 세금혜택 등의 요소에 따른 변화에 민감하지 않은 경향이 있음을 보고한다.

#### 나. 종교적 기부(Religious Giving)와 자선적 기부(Secular Giving)

영역을 이분화하여 영역간의 차이를 비교하는 연구는 일반적으로 종교영역 기부와 비종교영역 기부(세속영역 기부)의 비교 및 국제개발/구호영역 기부와 자국 내 기부 간의 비교에 집중되는 경향이 있다. 먼저, 종교영역 기부에 초점을 두고 세속적 기부(secular giving)와 비교를 한 연구를 정리해 보면, 종교 활동에 참여하는 정도가 세속적 기부(secular giving)보다는 종교영역 기부(religious giving)에 보다 큰 영향을 미치는 것으로 보고된다. 그러나 개신교의 경우, 타종교적배경에 비해 세속적 기부에도 참여할 가능성이 높은 것으로 보고된다(Bekkers, 2003). Eckel과 Grossman(2004)의 연구에서는 정기적으로 종교의식에 참여하는 기부자의 경우, 종교의식에 비정기적으로 참여하는 기부자에 비해 기부금 총량은 더 많지만 대부분의 기부가 종교단체에 국한되기 때문에 세속적 영역의 자선단체들에서는 종교적 기부자를 모금을 위한 대상으로 삼는 것에 주의할 필요성이 있다고 보고한다.

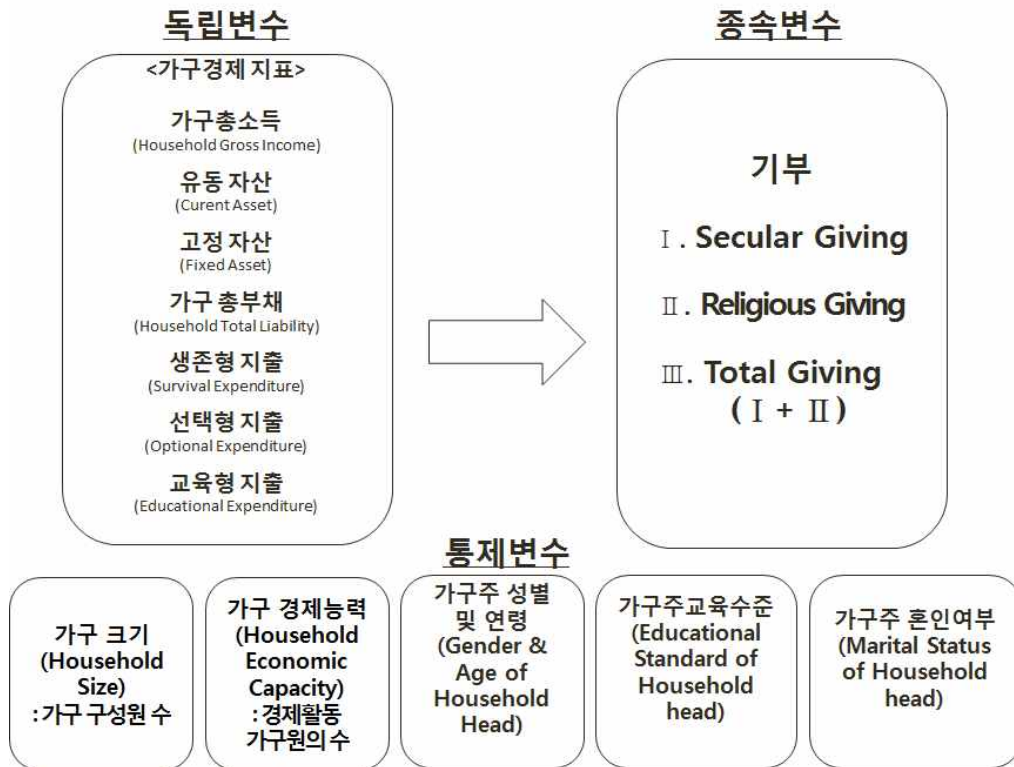
본 연구에서는 종속 변수를 크게 총 기부(Total giving), 종교적 기부 (Religious giving), 비종교적기부(Secular giving)으로 나누어, 가구의 재정지표, 특히 자산이 각각의 기부영역에 어떻게 작용하는지, 다시 말하면 각각의 기부유형에 기부하는 가구는 어떠한 재정적 특성을 나타내는지 알아보하고자 한다.

### Ⅲ. 연구방법

#### 1. 연구모형 및 연구문제

본 연구에서는 기부행동에 영향을 미치는 요인 중 가구(household)의 다양한 경제지표에 주목하여, 일반적으로 기부에 큰 영향을 미치는 것으로 연구되어온 소득(Income), 부채(liabilities), 유동자산(current asset)과 고정자산(fixed asset)이 기부행동에 미치는 영향력을 검증하고, 이러한 영향력이 종교적기부(Religious giving)와 비종교적기부(Secular giving)간에 어떠한 차이를 보이는지 알아보고자 한다. 본 연구의 목적에 기반하여 설정한 연구모형은 다음의 [그림 Ⅲ-1]에서 제시하는 바와 같다.

[그림 Ⅲ-1] 연구모형



본 연구의 독립변수는 가구의 재정 상태를 나타내는 소득, 자산, 부채로 구성된 가구경제지표이며, 종속변수는 가구가 각 분야에 현금으로 지출한 연간 기부금이다. [그림 III-1]에서 제시된 연구모형에 근거하여 설정한 본 연구문제를 연구목적에 따라 구분하여 정리하면 다음과 같다.

1. 가구의 경제상태를 나타내는 다양한 지표가 가구의 기부행동에 어떠한 영향을 미치는가
  - 1-1. 가구총소득이 가구의 기부행동에 어떠한 영향을 미치는가
  - 1-1. 가구총부채가 가구의 기부행동에 어떠한 영향을 미치는가
  - 1-1. 유동자산이 가구의 기부행동에 어떠한 영향을 미치는가
  - 1-2. 고정자산이 가구의 기부행동에 어떠한 영향을 미치는가
  - 1-3. 유동자산과 고정자산이 가구의 기부행동에 가지는 상대적인 영향력은 어떠한가
2. 동일한 조건에서 가구의 기부행동을 종교적 기부행동과 비종교적 기부행동으로 나누어 봤을 때 어떠한 차이를 보이는가
  - 2-1. 종속 변수를 비종교적 기부로 보았을 때, 가구의 자산 지표들은 어떠한 영향력을 가지는가
  - 2-2. 종속 변수를 종교적 기부로 보았을 때, 가구의 자산 지표들은 어떠한 영향력을 가지는가
  - 2-3. 종속 변수를 총 기부로 보았을 때, 가구의 자산 지표들은 어떠한 영향력을 가지는가
  - 2-3. 세 종속 변수를 기준으로 한 각각의 분석결과는 어떠한 차이를 가지는가

## 2. 변수의 구성 및 측정

본 연구에 활용할 주요 변수의 구성 및 측정 방법은 아래 <표 III-1>과 같다.

아래에서 제시한 독립변수들, 즉 고정자산, 유동자산, 가구총소득 및 부채는 가구의 재정상태를 나타내는 지표들로서, 가구의 기부금을 설명하는데 있어서 각 변수간의 다중공선성(Multicollinearity)을 고려해야하는 변수들이다.

본 연구에서 활용한 통계패키지인 Stata에서 다중공선성의 문제를 확인하기 위

해서는 일반적으로 VIF(Variance Inflation Factor)를 측정한다. VIF는 상관관계가 높은 변수로 인해 추정계수의 표준오차가 커지는 정도를 측정한다. 본 연구에서 진행하고자 하는 가구 기부금에 대하여 각 독립변수의 VIF를 측정한 결과는 아래 <표 III-2>와 같다. 일반적으로 VIF가 10보다 크면 다중공선성의 문제를 의심해야 하며, 1/VIF는 VIF의 역수이므로 0.1보다 작으면 역시 다중공선성의 문제를 고려해야 한다. 또한, 모형의 각 변수들의 VIF가 모두 10보다 작더라도 평균(Mean VIF)이 1보다 상당히 크면 역시 다중공선성의 문제를 의심해야 한다. 위 분석결과를 보면, 각 주요 변수의 VIF값들이 모두 10보다 작지만, 평균값이 1과 큰 차이가 없고, 1/VIF값을 보더라도 모두 0.1보다 크기 때문에 통계적으로는 다중공선성의 문제가 없다는 결과를 보이고 있다.

<표 III-1> 주요 변수의 내용과 측정 방법

구분	변수명	측정방법
종속 변수	비종교적 기부행동	기부 규모 = 가구 연간 비종교적 기부금 총액(정당, 교육기관, 사회복지지관, 문화예술, 기타 분야)
	종교적 기부행동	기부 규모 = 가구 연간 종교적 기부금 총액(종교 분야)
	총 기부행동	기부 규모 = 가구 연간 기부금 총액(정당, 교육기관, 사회복지지관, 문화예술, 종교, 기타 분야)
독립 변수	연간 가구 총 소득	지난 1년간 각 가구의 연간소득의 총 합
	연간 가구 총 부채	지난 1년간 정부지원 주택자금대출, 금융기관 주택자금대출, 학자금 대출, 금융기관 대출, 세입자에게 돌려주어야 할 전세금, 임대보증금의 총 합
	유동자산 (유동자본, 유동순자산)	자산 규모 = 지난 1년간 은행 등 금융기관 예적금, 펀드가입금액, 채권보유금액, 주식보유금액, 저축성보험, 연금성보험, 빌려준 돈, 기타 금융자산의 총금액의 합
	고정자산 (고정자본, 고정순자산)	자산 규모 = 지난 1년간 거주주택의 전세 및 월세 보증금, 비거주주택의 전세 및 월세 보증금, 주택 이외 건물의 전세 및 월세 보증금, 거주주택 외 보유주택, 주택이외 보유 부동산, 골프회원권, 농기계, 가축, 선박, 건설중장비의 시가총액의 합
	생존형지출	주거비 = 지난 1년간 월평균 전기료 + 수도료 + 도시가스요금 + 난방용 유류비 + 연탄구입비용 + LPG구입비용 + 기타주거비 지출비용 식료품비 = 지난 1년간 월평균 식료품 구입비용

구분	변수명	측정방법
	선택형지출	지난 1년간 월평균 외식비 + 문화생활비 + 여행스포츠레저비
	교육형지출	지난 1년간 공교육비용 + 사교육 비용
통제 변수	가구 크기 (Family Size)	지난 1년간 가구 구성 가구원의 수
	경제활동 가구원의 수 (Number of Income Maker)	지난 1년간 경제 활동 가구원의 수
	가구주연령 (Age of Household head)	각 가구의 가구주의 연령
	가구교육수준 (Educational Standard of Househod)	각 가구의 가구주의 교육수준

<표 III-2> 주요 변수의 다중공선성 분석결과

변수	VIF	1/VIF
고정자산	1.34	0.737031
유동자산	1.22	0.775645
부채	1.29	0.749543
가구총소득	1.88	0.532227
생존형지출	1.78	0.561864
선택형지출	1.35	0.740918
교육형지출	1.64	0.608364
가족구성원수	2.05	0.488301
경제활동인원수	1.36	0.732717
가구주 연령	1.28	0.779890
가구주 성별	1.34	0.746505
가구주 교육수준	1.67	0.597054
가구주 혼인상태	1.06	0.947294
Mean VIF	1.49	

일반적으로 VIF가 10보다 크면 다중공선성의 문제를 의심해야 하며,  $1/VIF$ 는 VIF의 역수이므로 0.1보다 작으면 역시 다중공선성의 문제를 고려해야한다. 또한, 모형의 각 변수들의 VIF가 모두 10보다 작더라도 평균(Mean VIF)이 1보다 상당히 크면 역시 다중공선성의 문제를 의심해야 한다. 위 분석결과를 보면, 각 주요 변수의 VIF값들이 모두 10보다 작지만, 평균값이 1과 큰차이가 없고,  $1/VIF$ 값을 보더라도 모두 0.1보다 크기 때문에 통계적으로는 다중공선성의 문제가 없다는 결과를 보이고 있다.

### 3. 연구대상 및 자료수집방법

본 연구는 '한국조세연구원'에서 2008년부터 2011년 까지 실시한 1-5차년도 재정패널 데이터를 활용하였다. 조사 주기는 1년이며, 조사방법은 조사원에 의한 면접타계식(face-to-face)조사방법을 활용하였다. 현장 실사 시점은 종합소득 신고자 신고가 끝나는 5월부터 9월말까지를 잡았으며, 그 이후 12월까지는 검증 및 1차 클리닝 작업을 거쳤다. 재정패널 조사의 원표본 가구는 총 5,634가구로 2011년 4차 조사까지의 원표본 유지율은 79.9%이다.

#### (1) 1차년도

2008년에 실시된 1차년도 최초표본의 목표 가구는 5,010가구였으나 실제 실사결과 이보다 약간 많은 5,014가구가 조사되었다. 소득이 있는 가구원에 대한 가구원 조사는 총 7,071명에 대해서 조사되었다.

#### (2) 2차년도

2009년에 실시된 2차년도 조사결과 1차 조사에 성공한 5,014가구 중 618가구가 탈락하고, 신규 분가한 23가구에 대한 조사가 완료되었으며, 추가된 620가구를 포함하여 총 5,039가구가 조사되었다. 이 중 1차년도부터 계속 응답한 가구는 4,396가구이다. 5,039가구 중 소득이 있는 가구원을 대상으로 한 조사는 총 7,134명에 대해 조사되었다.

### (3) 3차년도

2010년에 실시된 3차년도 조사결과 조사대상가구 중 269가구가 조사에 실패하고, 2차년도 7월 이후 분가가구 중 44가구, 3차년도 신규 분가가구 16가구에 대한 조사가 완료되어 총 4,830가구가 조사되었다. 이 중 1차년도부터 계속 응답한 가구는 4,172가구이다. 4,830가구 중 소득이 있는 가구원을 대상으로 한 가구원조사는 총 7,086명에 대해 조사되었다.

### (4) 4차년도

2011년에 실시된 4차년도 조사결과 조사대상가구 중 133가구가 조사에 실패하고, 3차년도 7월 이후 분가가구 중 52가구, 4차년도 신규 분가가구 29가구에 대한 조사가 완료되어 총 4,778가구가 조사되었다. 이 중 1차년도부터 계속 응답한 가구는 4,072가구이다. 4,778가구 중 소득이 있거나 소득활동을 하는 가구원을 대상으로 한 가구원조사는 총 7,876명에 대해 조사되었다.

### (5) 5차년도

2012년에 실시된 5차년도 조사결과 원표본 가구 중 4,500가구에 대한 조사가 성공하였으며, 분가가구 중 212가구, 4차년도 신규 분가가구 30가구에 대한 조사가 완료되어 총 4,742가구가 조사되었다. 이 중 1차년도부터 계속 응답한 가구는 3,838가구이다. 4,742가구 중 소득이 있거나 소득활동을 하는 가구원을 대상으로 한 가구원조사는 총 7,314명에 대해 조사되었다.

## 4. 분석방법

본 연구는 가구의 기부행동에 영향을 미치는 가구의 소득, 부채, 자산, 특히 자산을 세부적으로 유동 자산 및 고정 자산으로 나누어 각각의 영향력과, 기부행동의 유형을 종교적 기부행동과 비종교적 기부행동으로 나누어 분석했을 때의 차이점을 분석하기 위해 패널(Panel)자료를 활용하여 분석하였다.

횡단면데이터(Cross-Sectional Data)와 비교하여 패널 데이터가 가지고 있는 장점은 다음과 같다.

첫째, 횡단면 데이터는 변수들 간의 정적(static)인 관계만을 추정할 수 있는 반면, 패널데이터에서는 개인이 반복하여 관찰되기 때문에 동적(dynamic)한 관계를 파악할 수 있다. 가구의 재정 상태를 나타내는 지표들이 한 시점에서 기부 행동에 어떠한 영향력을 가지고 있는가 뿐만 아니라 그러한 영향력이 시간에 따라 어떻게 변하는지를 측정할 수 있다.

둘째, 개체들의 관찰되지 않는 이질성(unobserved heterogeneity)요인을 모형에서 고려할 수 있다. 기부행동에 대한 가구자산의 영향력을 검증하는 과정에서 가구자체가 가지고 있는 특성이 회귀모형에서 누락된다면 누락된 변수로 인한 편향(omitted variable bias)이 생길 수 있지만, 패널데이터를 이용한 회귀모형에서는 이러한 이질성을 반영시킬 수 있기 때문에 모형설정의 오류를 줄일 수 있다.

셋째, 패널데이터는 횡단면 또는 시계열데이터에 비해 더 많은 정보와 변수의 변동성(variability)을 제공한다. 결과적으로 효율적인 추정량을 얻을 수 있는 장점이 있다.

가구재정지표와 기부와의 연관성을 알아보기 위해 본 연구에서는 패널데이터 분석 모형 중 패널 토빗 모형(Panel Tobit Model)을 사용하였다. 본 연구에서 사용한 통계패키지인 STATA에서 패널 토빗 모형의 경우 확률효과를 반영한 최우추정량을 제공한다. 확률효과에서 제시되는 추정량은 between 모형의 추정량과 고정효과 모형의 추정량의 가중평균치라고 말할 수 있다. 이러한 확률효과 모형에서 얻은 추정량은 Between 모형 추정량보다 효율적이다. 그 이유는 Between 모형에서는 그룹별 평균만을 변수로 사용하여 추정하는데 반해, 확률효과 모형은 그룹간(between) 정보와 그룹내(within)정보를 모두 사용하는 장점이 있다. 또한 고정효과모형(Fixed Effect Model)에서 활용할 수 없는 시간에 따라 변하지 않는 설명변수(time invariant variable)에 대한 추정치도 얻을 수 있다는 장점이 있다.

또한 본 연구에서 활용한 분석단위는 개인이 아닌 가구(Household)라는 점에 비추어 볼 때, 가구가 Randomly한 모집단에서 Sampling 되었다는 점과 분석대상의 N수가 5,000여개의 가구이기 때문에 고정효과모형으로 분석하게 되면 자유도에 있어서 큰 손실을 가져올 수 있기 때문에 확률효과를 반영한 분석이 적절하였다.

토빗 모형의 경우 종속변수의 일부분이 관찰되지 않고 중도절단(Censoring)된 경우에 사용한다. 본 연구에서 사용한 종속변수인 기부금의 경우, 설문 항목에 해

당되는 기부 영역이 없는 경우 0으로 표시되는데, 실제로는 설문이 제시하는 영역 외에 기부를 한 가구의 경우에도 0으로 표시된다. 즉 자료에 있어 좌측 중도절단(Left-Censoring)되어있을 가능성이 높다고 할 수 있다. 토빗모형추정의 경우 최우 추정(maximum likelihood)방법을 사용하여 이러한 절단된 자료를 처리할 수 있다는 장점이 있다.

## IV. 연구결과

### 1. 조사대상의 일반적 특성

본 연구에서 활용한 가구주를 대상으로 하는 조사대상 가구는 제주도, 도서지역을 제외한 전국의 일반가구로 2008년 구축된 가구인 5,014가구와 2009년에 구축된 가구인 추가표본 620가구, 그리고 2009년 이후 분가하여 1차년도 이후부터 신규로 발생한 분가가구이다.

#### (1) 원표본 가구

1차년도 조사 당시 패널로 구축된 가구('최초 표본')와 2차년도 조사 당시 추가표본으로 추가된 가구('추가 표본')를 원표본 가구라 하며, 재정패널조사의 원표본 가구는 5,634가구이다.

지역에 따라 살펴본 원표본 가구는 <표 IV-1>과 같으며, 서울지역에 거주하는 원표본 가구는 22.7%, 경기지역 거주하는 원표본 가구는 17.8%, 나머지 지역은 2% ~ 7%의 수준으로 분포되어 있다.

#### (2) 가구조사 응답자(가구주)

본 연구에서 활용한 가구조사의 응답자는 가구주이다. 재정패널 조사에서 정의하는 가구주란 경제적으로 가계를 책임지는 사람으로, 현재 가구소득의 상당부분을 차지하거나 가구를 경제적으로 대표하는 사람을 뜻한다. 가구주로 볼 수 있는

사람이 여러 명일 경우에는, 그 중 가장 연장자인 가구원을 가구주로 간주하고 부부가 맞벌이인 경우에는 남편을 가구주로 간주한다. 가구주의 실직, 소득감소, 분가 등의 사유로 가구주 변경된 경우 변경된 가구주를 기준으로 다른 가구원들과의 관계를 수정하고 조사하였다.

<표 IV-1> 지역별 원표본 가구 수

지역특성	동부	읍면부	합계
전국	4,738	896	5,634 (100.0%)
서울	419	-	1,280
부산	286	10	429
대구	286	28	314
인천	274	12	286
광주	199	-	199
대전	201	-	201
울산	132	21	153
경기	849	152	1,001
강원	137	48	185
충북	139	61	200
충남	120	101	221
전북	185	88	273
전남	136	126	262
경북	172	142	314
경남	209	107	316

## 2. 각 변수에 대한 기술적 분석결과

### 가. 종속 변수에 대한 기술적 분석결과

본 연구에서 종속변수로 사용한 유형별 기부에 대한 분석결과는 아래 표와 같다.

<표 IV-2 > 종속 변수에 대한 기술적 분석 결과

변수	평균	최소값	최대값	빈도(가구)
총기부 (Total Giving)	54.029 (만원)	0 (만원)	7000 (만원)	8553 / 24621
일반적기부 (Secular Giving)	7.433 (만원)	0 (만원)	5000 (만원)	2810 / 24621
종교적기부 (Religious Giving)	46.595 (만원)	0 (만원)	7000 (만원)	6297 / 24621

#### 나. 독립변수에 대한 기술적 분석결과

본 연구에서 독립변수로 사용한 가구재정지표 및 통제 변수에 대한 기술적 분석 결과는 아래 표와 같다.

<표 IV-3 > 독립 변수에 대한 기술적 분석 결과

변수	평균	최소값	최대값
가구구성원수	3.012 (명)	1 (명)	9 (명)
경제활동인원수	1.21 (명)	0 (명)	5 (명)
가구주연령	53.018 (세)	17 (세)	100 (세)
생존형지출	55.685 (만원)	0 (만원)	417 (만원)
선택형지출	69.878 (만원)	0 (만원)	6,597 (만원)
교육형지출	401.906 (만원)	0 (만원)	10,240 (만원)
유동자산	2881.976 (만원)	0 (만원)	242,812 (만원)
고정자산	8701.838 (만원)	0 (만원)	876,000 (만원)
부채	3725.508 (만원)	0 (만원)	200,000 (만원)
가구총수입	3728.707 (만원)	0 (만원)	100,000 (만원)

### 3. 유형별 기부에 대한 패널 토빗 모형 분석결과

#### 가. 총기부(Total Giving)

<표 IV-4> 총기부와 가구재정지표와의 관계

구 분	총기부 (Total Giving)			
	Coefficient	표준오차	z statistic	p>z
가구주 특성				
가구주 성별	-17.34234	13.37798	-1.30	0.195
가구주 나이	.6745935***	.1580956	4.27	0.000
가구주 교육수준	42.97117***	5.654069	14.37	0.000
가구주 혼인여부	-2.024349	2.990161	-0.36	0.720
가구특성				
가구구성원수	12.37498***	3.670849	3.37	0.001
경제활동인원수	12.68454**	4.452526	2.85	0.004
유형별지출				
생존형지출	.2454061**	.0922808	2.66	0.008
선택형지출	.0855629***	.0127234	6.72	0.000
교육형지출	.011102*	.004544	2.44	0.015
가구재정지표				
유동자산	.0013443***	.0003371	3.99	0.000
고정자산	.0000627	.0000899	0.70	0.486
부채	.000598*	.0002645	2.26	0.024
가구총수입	.011852***	.000843	14.06	0.000
상수항	-522.268			

legend: \* p<0.05; \*\* p<0.01; \*\*\* p<0.001

종속변수를 총기부금으로 분석한 결과, 가구주의 연령이 높을수록 보다 많은 기부를 하는 것으로 나타났다. 또한 가구주의 교육수준이 증가할수록 높은 금액을 기부하는 것으로 나타났으며, 가구구성원의 수가 많을수록, 경제활동을 하는 가구원수가 많을수록 높은 기부금을 지출하는 것으로 나타났다.

지출에 있어서 생존형 지출과 선택형 지출, 교육형 지출 모두 기부금과 정적으로 유의미한 관계에 있는 것으로 나타나 전반적으로 지출이 높을수록 기부역시 높은 것으로 나타났다.

가구의 재정지표 중 가구총수입과 유동자산이 정적으로 강력한 영향력이 있는 것으로 보고되었으며, 특이한 사항은 부채가 증가하더라도 수입과 유동자산이 유의미한 영향력을 가지고 경우 기부금이 오히려 증가하는 현상을 보이고 있다는 것이다.

본 연구에서 사용한 토빗 분석의 경우, 비선형모형이기 때문에 설명변수의 계수가 해당변수의 한계효과, 즉 강도를 의미하지는 않는다. 따라서 각각의 설명변수가 기부를 가정하였을 시 기부금액에 영향을 미치는 한계효과를 계산하여 아래 <표 IV-5>에 정리하였다.

<표 IV-5> 총기부 금액 한계효과 분석

구 분	총기부 (Total Giving) 금액 한계효과(Marginal Effect) 분석			
	Margins	표준오차	z statistic	p> z
가구주 특성				
가구주 성별	-4.567844	3.5584	-1.28	0.199
가구주 나이	.1759092***	.04124	4.27	0.000
가구주 교육수준	11.20531***	.77534	14.45	0.000
가구주 혼인여부	-.5278761	1.47439	-0.36	0.720
가구특성				
가구구성원수	3.226941***	.95736	3.37	0.001
경제활동인원수	3.307663**	1.16097	2.85	0.004
유형별지출				
생존형지출	.0639929**	.02406	2.66	0.008
선택형지출	.0223117***	.00332	6.72	0.000
교육형지출	.002895*	.00118	2.44	0.015
가구재정지표				
유동자산	.0003505***	.00009	3.99	0.000
고정자산	.0000163	.00002	0.70	0.486
부채	.0001559*	.00007	2.26	0.024
가구총수입	.0030906***	.00022	14.03	0.000

legend: \* p<0.05; \*\* p<0.01; \*\*\* p<0.001

## 나. 자선적기부(Secular Giving)

<표 IV-6> 자선적기부와 가구재정지표와의 관계

구 분	자선적기부 (Secular Giving)			
	Coefficient	표준오차	z statistic	p>z
가구주 특성				
가구주 성별	-.0762184	.126832	-0.60	0.548
가구주 나이	.0202533***	.003375	6.00	0.000
가구주 교육수준	.1623146***	.029518	0.38	0.704
가구주 혼인여부	.0230284	.060691	5.50	0.000
가구특성				
가구구성원수	.0139405	.0331647	0.42	0.674
경제활동인원수	.0372901	.0460018	0.81	0.418
유형별지출				
생존형지출	.0000454	.0008287	0.05	0.956
선택형지출	.0002268**	.0000872	2.60	0.009
교육형지출	.0000935*	.0000372	2.51	0.012
가구재정지표				
유동자산	0.000**	0.000	2.87	0.004
고정자산	-0.000	0.000	0.788	0.788
부채	-0.000	0.000	-0.17	0.869
가구총수입	.0000424***	0.000	6.25	0.000
상수항	.7937969			

legend: \* p<0.05; \*\* p<0.01; \*\*\* p<0.001

먼저 총기부를 제외한 자선적기부 및 종교적기부를 분석하는 과정에서, 각 유형의 종속변수, 즉 자선적 기부금과 종교적 기부금의 빈도와 규모가 크지 않아 모형 자체가 수렴이 되지 않는 문제점을 가지고 있다. 이러한 문제점을 해결하기 위해 두 유형의 기부에서는 종속변수에 Log를 취해서 분석하였음을 밝혀둔다.

종속변수를 자선적 기부금으로 분석한 결과, 가구주 특성변수에서는 총기부금과

마찬가지로 가구주의 나이와 교육수준이 정적으로 유의미한 영향력을 가지고 있었다. 그러나 총기부와는 다르게 가구특성, 즉 가구원수 와 경제활동을 하는 인원의 수는 유의미한 영향을 끼치지 못했다.

지출에 있어서는 생존형지출을 제외한 선택형지출과 교육형지출이 높을수록 기부금에도 정적인 영향을 끼치는 것으로 나타났으며, 재정지표에 있어서는 가구총수입과 유동자산만이 정적으로 유의미한 영향을 끼치고 있었다. 즉, 현금 및 현금화할 수 있는 자산이 기부에 영향력을 가지고 있었다.

마찬가지로 각 변수가 가지고 있는 강도를 측정하기 위해 한계효과를 계산하여 아래 <표 IV-7>에 정리하였다.

<표 IV-7> 자선적 기부 금액 한계효과 분석

구 분	자선적기부 (Secular Giving) 금액 한계효과(Marginal Effect) 분석			
	Margins	표준오차	z statistic	p> z
가구주 특성				
가구주 성별	-.0703452	.11747	-0.60	0.549
가구주 나이	.0186252***	.0031	6.00	0.000
가구주 교육수준	.1492667***	.02716	5.50	0.000
가구주 혼인여부	.0211773	.05581	0.38	0.704
가구특성				
가구구성원수	.0128199	.0305	0.42	0.674
경제활동인원수	.0342925	.0423	0.81	0.418
유형별지출				
생존형지출	.0000417	.00076	0.05	0.956
선택형지출	.0002086**	.00008	2.60	0.009
교육형지출	.000086*	.00003	2.51	0.012
가구재정지표				
유동자산	0.000**	.00000	2.87	0.004
고정자산	-0.000	.00000	-0.27	0.788
부채	-0.000	.00000	-0.17	0.869
가구총수입	.000039***	.00001	6.24	0.000

legend: \* p<0.05; \*\* p<0.01; \*\*\* p<0.001

#### 다. 종교적기부(Religious Giving)

<표 IV-8> 종교적기부와 가구재정지표와의 관계

구 분	종교적 기부 (Religious Giving)			
	Coefficient	표준오차	z statistic	p>z
가구주 특성				
가구주 성별	.0072845	.0745905	0.10	0.922
가구주 나이	-.0002474	.0006212	-0.40	0.690
가구주 교육수준	.2130058***	.0159341	13.37	0.000
가구주 혼인여부	.015467	.0374306	0.41	0.679
가구특성				
가구구성원수	.0258144	.0209038	1.23	0.217
경제활동인원수	.0602783*	.0240164	2.51	0.012
유형별지출				
생존형지출	.0014487**	.0005102	2.84	0.005
선택형지출	.0002144**	.00007	3.06	0.002
교육형지출	.0000228	.0000246	0.93	0.354
가구재정지표				
유동자산	0.000	0.000	0.12	0.903
고정자산	-0.000	0.000	-0.99	0.322
부채	0.000	0.000	1.28	0.199
가구총수입	.0000477***	0.000	9.53	0.000
상수항	2.645631			

legend: \* p<0.05; \*\* p<0.01; \*\*\* p<0.001

앞서 밝힌 것처럼 종교적 기부 역시 종속변수인 종교적 기부금에 Log를 취해 계산하였다. 종교적 기부에 있어서는 가구주의 교육수준이 높을수록 높은 기부금을 내는 것으로 나타났으며, 경제활동을 하는 인원이 많을수록 높은 기부를 하는 것으로 나타났다. 지출에 있어서는 생존형지출 및 선택형지출 금액이 높을수록 높은 기부금을 내는 것으로, 가구재정지표에서는 가구총수입만이 정적으로 유의미한 영향력을 가지고 있는 것으로 나타났다.

마찬가지로 각각의 변수가 가지고 있는 한계효과를 아래 <표 IV-9>에 정리하였다.

<표 IV-9> 종교적 기부 금액 한계효과 분석

구 분	종교적기부 (Religious Giving) 금액 한계효과(Marginal Effect) 분석			
	Margins	표준오차	z statistic	p> z
가구주 특성				
가구주 성별	.0072361	.07409	0.10	0.922
가구주 나이	-.0002457	.00062	-0.40	0.690
가구주 교육수준	.2115985***	.01584	13.36	0.000
가구주 혼인여부	.0153648	.03718	0.41	0.679
가구특성				
가구구성원수	.0256439	.02077	1.23	0.217
경제활동인원수	.0598801*	.02386	2.51	0.012
유형별지출				
생존형지출	.0014392**	.00051	2.84	0.005
선택형지출	.000213**	.00007	3.06	0.002
교육형지출	.0000227	.00002	0.93	0.354
가구재정지표				
유동자산	0.000	.00000	0.12	0.903
고정자산	-0.000	.00000	-0.99	0.322
부채	0.000	.00000	1.28	0.199
가구총수입	.0000474***	.00000	9.53	0.000

legend: \* p<0.05; \*\* p<0.01; \*\*\* p<0.001

## V. 결론 및 논의

### 1. 연구 결과에 대한 논의

종속변수를 총기부금으로 분석한 결과, 가구주의 연령과 교육수준이 높을수록, 가구구성원 수가 많을수록, 경제활동을 하는 가구원수가 많을수록 기부금이 높은 것으로 나타났다. 지출 부문에 있어서는 교육형, 생존형, 선택형 지출 모두 높을수록 기부금이 높은 것으로 나타났으며, 재정상태를 나타내는 지표에서는 유동자산 및 가구총수입이 높을수록 기부금이 높은 것으로 나타났다. 주목할 만한 사항은, 부채가 증가하더라도 기부금이 증가하는 현상을 보인 것이다. 이는, 수입이 유의미한 영향력을 가지고 있는 상황에서 부채의 증가가 기부금의 감소로 이어지지 않는다는 것을 의미할 수 있다.

종교적 기부를 일반적 기부 및 총 기부와 비교하여 보았을 때, 경제활동 인원수 및 가구총수입이 유의미한 결과를 보이고 있었는데, 이는 종교, 특히 기독교에서 본인의 수입의 10%센트를 교회에 기부하는 십일조 (Tithes)와 같은 관습의 영향이 있을 수 있음을 예상할 수 있다.

본 연구는 자선의 자원 확보의 중요 수단인 기부에 초점을 맞추어, 기존의 개인 단위의 분석단위가 아닌 가구단위의 분석을 진행함으로써 가구 단위의 기부에 있어서 경제적 변수들에 대한 영향력을 검증하고자 하였다. 기존의 연구에서 경제적 변수는 주로 수입에 초점이 맞추어져 진행되어져 왔다. 본 연구에서는 수입 외에, 가구가 소유하고 있는 다양한 자산들의 영향력을 검증하고자 하였으며, 특히 자산을 유동자산과 고정자산으로 나누어 분석하였다. 그 외의 주요 지표로써 가구의 부채의 영향력을 보고자 하였으며, 특히 지출을 유형화하여 생존형, 선택형, 교육형 지출로 나누어 각각의 영향력을 검증하였다. 연구결과 자산의 유형 중 현금화하기 용이한 유동자산의 영향력이 높음을 검증하였으며, 지출의 경우 생존형과 선택형, 교육형 지출 모두 영향력이 있음을 검증하였다. 특이할 만한 사항으로 가구총수입이 유의미한 의미를 가진 상황에서 부채가 증가하더라도 기부 행동이 이루어지는 현상을 보고하였다.

이를 통해 수입 외에도 다양한 가구의 경제지표가 기부에 영향을 가질 수 있다는 것을 보고하였다.

또한 기부의 영역에 있어서도 그 영역을 크게 총기부, 일반적 기부, 종교적 기부로 나누어 접근함으로써 각각의 특성을 보고하였다. 종교적 기부에 있어서 특이한 사항은 경제활동인원수가 일반적 기부에 비해 유의미한 영향력을 끼친다는 것이다. 이는 개신교의 십일조와 같은 관습들의 영향력을 예상할 수 있게 하며, 특히 한국 가톨릭의 경우 십일조 제도가 가구 단위로도 이루어진다는 것을 미루어 볼 때 그러한 예상을 더욱 강하게 뒷받침하고 있다.

## 2. 연구의 의의 및 한계점

### 가. 학문적 함의에 대한 논의

기부에 있어 기존의 연구에서는 개인에 초점이 맞추어 연구가 진행되어져 왔다. 이는 기부에 대한 의사결정단위가 주로 개인단위로 이루어진다는 관념아래에서 연구가 진행되어져 왔으며, 후속 연구에서도 개인 단위의 연구를 답습함으로써 연구의 범위를 한정하는 결과를 가져왔다. 본 연구에서는 다양한 유형의 기부에 대한 의사결정에 있어서 개인의 선택만이 아닌 가구단위의 의사결정이 이루어진다는 전제 아래에서, 기부에 있어서 가구 행동에 대한 보다 깊은 이해의 기초작업을 이루었다는 것에서 그 함의가 있다 하겠다.

### 나. 실천적 함의에 대한 논의

현대 사회가 고도로 발달하고 사회적 요구가 다양화됨에 따라 모금시장에 있어서도 기부 주체에 대한 차별화된 접근이 필요해지고 있는 시점이다. 본 연구에서는 가구특성에 대한 접근을 통해 가구를 중심으로 한 모금시장의 세분화된 전략 개발의 기초를 마련하였다. 문헌 연구에서 제시하였듯이, 해외의 연구사례를 보면 기부의 규모가 클수록, 구조를 가진 정기적인 기부일수록 개인보다는 가구단위의

의사결정을 하고 있음을 보고하고 있다. 모금조직에 있어서 세분화된 모금 전략을 세우기 위해서는 다양한 기부 단위에 대한 기초자료가 필요한 시점이다. 특히 한국 모금시장의 경우, 기부에 대한 연구가 해외에 비해 상대적으로 부족한 시점이기 때문에, 이러한 전략을 위한 기초자료가 매우 부족한 상황이다.

본 연구는 이러한 상황에 맞추어, 모금 조직에게 기존의 개인단위의 분석이 아닌 가구단위의 실증적 자료를 제공함에 있어 그 함의가 있다 하겠다.

#### **다. 연구의 한계점**

본 연구에 있어서 종속변수로 설정한 기부금에 있어서, 특히 종교적 기부를 측정함에 있어서 설문지의 질문사항이 가구가 종교 조직에 내는 헌금이나 보시와 같은 형태의 금액을 포함하고 있는지 명료하지 않아 종교적 기부의 정확한 규모를 측정하는데 있어 한계점을 지니고 있다. 향후에는 종교적 기부를 구성하는 모든 요소를 측정할 수 있는 세분화된 조사가 필요하다 하겠다.

또한 기부에 영향을 미칠 수 있는 것으로 최근에 주목받고 있는 종교와 종교성과 같은 요인과, 기존에 연구에서도 강조되어온 사회·심리학적 특성을 측정할 수 없는 제한점이 있다. 이는 기부에 영향을 미치는 가구의 경제지표와, 주목할 만한 현상을 발견하더라도 그러한 발견을 뒷받침할 수 있는 다른 요인과의 연결에 있어 그 한계점이 있다고 하겠다.

## VI. 참고문헌

- 강철희(1998). 후원활동에 참여하는 사람들의 일반적 특징과 그들의 후원노력에 영향을 미치는 요인들에 관한 연구. 한국사회복지학, 35, 1-30
- 강철희(2003). 자선적 기부행동 및 자원봉사 참여행동에 대한 탐색적 분석. 한국비영리연구, 2(2), 161-205
- 강철희(2007). 기부 및 자원봉사와 신뢰의 관계에 관한 연구: Simultaneous Equation Model을 이용한 분석. 한국사회복지학, 59(3), 5-32.
- 강철희 · 고언정 · 정혜영(2009). 기부노력에 대한 기부동기와 기부대상 인지매체의 상호작용 효과에 관한 연구. 한국사회복지행정학, Vol 11 No. 2
- 강철희 · 주명관(2008). 한국인의 기부참여 행동에 관한 연구: 정기적 참여, 비정기적 참여 및 미참여에 대한 비교분석. 한국사회복지행정학, 10(1), 1-38.
- 강철희 · 정상원 · 이지혜(2009). 종교인구의 사회봉사 참여수준에 관한 연구: 종교적 요인 및 비종교적 요인의 영향력에 관한 분석. 사회복지정책, 36(1), 5-34.
- 강철희 · 변은지 · 구지윤(2011). 기부영역 선택 영향요인에 대한 탐색: 사회복지영역과 비사회복지영역 및 비기부 집단의 비교. 사회복지정책, 38(1), 247-276.
- 김경아(2010), 최근 국내 가구소비에 대한 자산회과 분석. 국제경제연구, 제 16권 제2호.
- 김근령(2000). 대기업 사무직 근로자들의 후원행동과 관련된 요인에 관한 연구. 석사학위논문. 이화여자대학교
- 아름다운재단(2008). Giving Korea 2008, 제8회 국제기부문화심포지엄. 아름다운재단 기부문화연구소
- 아름다운재단(2006). Giving Korea 2006, 제6회 국제기부문화심포지엄. 아름다운재단 기부문화연구소
- 조선주 · 박태규(2007). 정부보조금의 민간기부에 미치는 영향에 대한 연구: 서울시 사회복지관 패널자료의 실증분석을 중심으로. 한국재정학회, 12(2), 65-88.
- 주영길(1987). 자원봉사자활성화를 위한 실증적연구. 연세대학교행정대학원 석사학위논문.

- 홍승혜(1995). 재가복지자원봉사자의 만족과 지속에 관한 연구. 이화여자대학교 석사학위논문.
- Bekkers, R. (2003). Trust, Accreditation, and Philanthropy in the Netherlands. *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 32, 596-615.
- Bekkers, R. (2004). Giving and volunteering in the Netherlands : Sociological and psychological perspectives. *Utrecht University, The Netherlands*.
- Regnerus, M. D., Smith, C., & Sikkink, D. (1998). Who Gives to the Poor? The Influence of Religious Tradition and Political Location on the Personal Generosity of Americans toward the Poor. *Journal for the Scientific Study of Religion*, 37(3), 481-493.
- Chang, W. C. (2005). Determinants of Donations: Empirical evidence from Taiwan. *Developing Economies*, 43, 217-234.
- Havens, J. J., O'Herlihy, M. A., & Schervish, P. G. (2007). Charitable Giving : How Much, by Whom, to What, and How? The Non-Profit Sector : A *Research Handbook* New Haven : Yale University Press
- Hodgkinson, V. A., & Weitzman, M. S. (1996). Giving and Volunteering in the United States. *Washington, D.C.: Independent Sector*.
- Jencks, C. (1987). Who gives to what? In W. W. Powell (Ed.), *The Non-profit Sector: A Research Handbook* (pp. 321-339). New Haven: Yale University Press.
- Lyons, M., & Passey, A. (2005). Giving Australia: Research on Philanthropy in Australia. *Sydney: University of Technology, Sydney*.
- Marx, J. D. (2000) Women and Human Service Giving. *Social Work*, 45, pp. 27-38.
- Monks, J. (2003) Patterns of giving to Ones Alma Mater among Young Graduates from Selective Institution. *Economics of Education Review*, 22, pp.121-130
- Rooney, P. M., Steinberg, K. S., & Schervish, P. G. (2001). A Methodological Comparison of Giving Surveys: Indiana as a Test Case. *Nonprofit and*

- Voluntary Sector Quarterly*, 30(3), 551-568.
- Van Slyke, D. M., & Brooks, A. C. (2005). Why Do People Give? New Evidence and Strategies for Nonprofit Managers. *American Review of Public Administration*, 35, 199-222.
- Wiepking, P. (2007). The Philanthropic Poor: In Search of Explanations for the Relative Generosity of Lower Income Households. *Voluntas: International Journal of Voluntary and Nonprofit Organizations*, 18(4), 339-358.

## 제2세션

### II-1. 베이비붐세대의 은퇴준비와 노후소득

발표자 : 이은영(국민연금연구원 주임연구원)

### II-2. Effect of Public Transfers on Private Transfers

발표자 : 성명재(홍익대 경제학부 교수)

박기백(서울시립대 세무전문대학원 교수)







## 베이비붐세대의 은퇴준비와 노후소득\*

■ 이 은 영\*\*

---

\* 본 논문은 소속기관의 의견이 아님.

\*\* 국민연금연구원, eylee@nps.or.kr



# 차 례

I. 서론 .....	83
II. 이론적 배경 .....	85
1. 우리나라 인구구성에서 베이비붐 세대의 의미 .....	85
2. 베이비붐세대의 경제 상황 .....	86
3. 베이비붐세대의 다층노후소득보장 실태 .....	87
III. 베이비붐세대의 은퇴 후 노후소득원 .....	91
1. 분석자료 및 분석대상 .....	91
2. 연구 문제와 분석방법 .....	91
3. 주요 변수 .....	91
4. 분석 결과 .....	93
IV. 결론 .....	96
V. 참고문헌 .....	97



# 베이비붐세대의 은퇴준비와 노후소득

이 은 영

## 요 약

급격한 인구구조 변화에 따라, 급증하는 노인인구의 안정된 노후소득보장과 최근 은퇴 대열에 합류하기 시작한 베이비붐 세대의 은퇴 후 생활 안정 문제에 대한 관심이 커지고 있다. 2010년부터 본격적으로 은퇴를 시작한 베이비부머 세대는 우리나라 인구구성의 전체 약 15%를 차지하고 있으며, 늘어나고 있는 평균수명으로 인하여 우리사회에 오랫동안 피부양인구로 남아있기 때문에, 이러한 베이비부머의 은퇴 후 노후소득보장 정도에 대하여 정확한 실태와 그에 대한 정책 대안이 필요하다.

따라서 본 연구에서는 베이비붐 세대가 우리나라 인구구성에서 지니는 의미와 경제상황, 공적연금기대자산에 대해 분석하여 현 실태를 살펴보고, 2010년 이후 은퇴대열에 들어선 베이비붐세대와 아직 은퇴대열에 들어서지 않은 베이비붐세대를 비교하여 은퇴직후 소득, 자산, 부채 등의 가계 경제상황이 어떻게 변화하는 지에 대해 연구하였다. 그 결과, 아직은 베이비붐세대들이 본격적으로 은퇴를 하고 있지는 않으며, 경제활동을 지속하고 있기 때문에 가계경제상황에 큰 영향을 미치지 않고 있으나, 향후 실질적으로 은퇴자가 늘어날 때를 대비하여 노동 정책 등을 통하여 대책을 마련해야 한다.

핵심단어 : 베이비붐세대, 다층노후소득, 기대연금자산, 이종차이회귀분석

## I. 서론

낮은 출산율과 평균 수명의 증가로 인해 인구 고령화 현상이 빠르게 진행되고 있다. 통계청에서 발표한 '2010 한국의 사회지표'에 따르면 1970년 평균수명은 61.9세에서 2010년 78.6세로 거의 17년이 증가하였고, 65세 이상 고령인구 비율이 1980년 3.8%에 불과하였으나 2050년은 38.2%가 될 것으로 보고되고 있다. 또한 1955년에서 1963년 사이에 출생한 약 714만명의 베이비부머들의 은퇴가 시작되면서, 한국사회의 노인인구와 노년부양비는 2010년 현재 11.0%, 15.0%이지만, 베이비부머들이 노인인구의 주축이 되는 2030년경에는 각각 24.3%, 37.7%에 이를 것으로

추정된다. 이러한 급격한 인구구조 변화에 따라, 급증하는 노인인구의 안정된 노후소득보장과 최근 은퇴대열에 합류하기 시작한 베이비붐 세대의 은퇴 후 생활 안정 문제에 대한 관심이 커지고 있다.

통계청의 가구주 연령계층별 자산현황에 따르면, 베이비붐 세대는 평균 약 3억 원 정도의 자산을 보유하고 있지만 부동산비중(74.7%)이 높아 은퇴 후 생활비 조달에 큰 어려움이 예상된다. 또한 국민연금공단 보도자료(2011.11.28 “베이비부머 노후준비의 표준인은?”)에 따르면, 베이비붐 세대는 특히 국민연금 가입률이 낮고 가입기간도 짧아 현재 10년 이상 보험료를 납부해 노령연금을 받을 수 있는 사람은 33.8%에 불과하며, 납부이력이 10년 미만 40.9%, 가입이력자체가 없는 사람도 25.3%에 달하는 것으로 나타났다.

우리나라의 노후소득보장 체계는 1988년 국민연금제도 도입을 시작으로, 1994년 개인연금, 2005년 12월 퇴직연금제도가 도입됨으로써 형식적인 틀이 갖추어졌다고 볼 수 있다. 그러나 국민연금의 경우 2028년에야 40년 가입의 완전 노령연금을 수급할 수 있으며, 베이비부머의 경우 개인연금과 퇴직연금 가입률이 낮아, 노후소득에 관련한 아직 전환기기에 있다고 볼 수 있다. 기업정년이 만 55세라고 할 때 2010년부터 본격적으로 은퇴를 시작한 베이비부머 세대는 우리나라 인구구성의 전체 약 15%를 차지하고 있으며, 늘어나고 있는 평균수명으로 인하여 우리사회에 오랫동안 피부양인구로 남아있기 때문에, 이러한 베이비부머의 은퇴 후 노후소득 보장 정도에 대하여 정확한 실태와 그에 대한 정책 대안이 필요한 시점이나 아직 충분한 연구가 되지 않고 있다. 따라서 본 연구에서는 2장에서 베이비붐 세대가 우리나라 인구구성에서 지니는 의미와 경제상황, 공적연금기대자산에 대해 분석하여 현 실태를 살펴보고, 3장에서는 2010년 이후 은퇴대열에 들어선 베이비붐세대와 아직 은퇴대열에 들어서지 않은 베이비붐세대를 비교하여 은퇴직후 소득, 자산, 부채 등의 가계 경제상황이 어떻게 변화하는 지에 대해 연구하고자 한다.

본 연구를 위하여 재정패널 2차년도(2009년), 5차년도(2011년)자료를 활용하였으며, 추가적인 분석을 위하여 재정패널 자료에 조사되지 않는 항목에 대한 분석은 복지패널 5차년도(2009년)자료와 국민노후보장패널조사와 국민연금공단의 가입 및 수급이력 정보를 연계한 자료를 활용하였다.

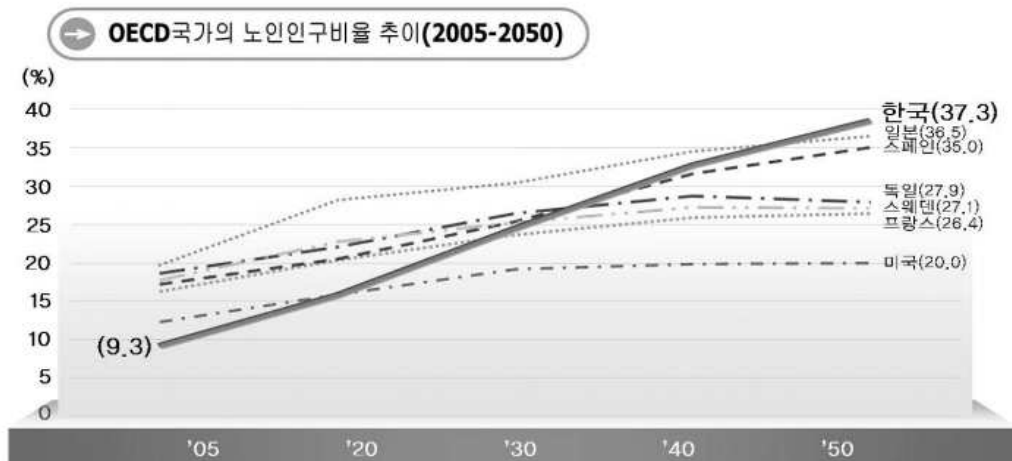
## II. 이론적 배경

### 1. 우리나라 인구구성에서 베이비붐 세대의 의미

베이비붐이란 특정시기에 출산이 집중적으로 일어나 출생아수가 폭증하는 상황으로 정의되며, 한국의 베이비붐 세대는 다수의 학자들에 의해 전쟁 후 출생한 인구집단으로 1955년~1963년 출생자로 정의된다. 이러한 정의에 따라, 한국 베이비붐 세대 인구는 약 714만명으로 전체 인구의 14.5%를 차지하며, 성별로는 남성이 360만명(50.4%), 여성이 354만명(49.6%)으로 남성의 비율이 약간 높다(통계청, 2011). 베이비붐 세대의 인구구성을 살펴보면 <표 1>과 같다.

그렇다면 왜 베이비붐 세대의 은퇴가 우리나라에서 주목해야할 문제인가를 [그림 1]에서 살펴볼 수 있다. 우리나라 노인인구비율 증가 추이를 OECD 국가들과 비교해 보면, [그림 1]과 같이 2005년에 65세 이상 노인인구가 총인구의 9.3%로 다른 OECD 국가들 보다 낮은 수준이었으나, 2020년이 지나면서 고령화의 속도가 급속히 빨라지게 되어 2050년에는 가장 높은 수준에 이를 것으로 전망된다. 이는 2020년에 65세 인구로 진입하게 되는 1955년생부터 지속적으로 베이비붐세대가 고령인구에 진입하게 됨으로써 나타나는 현상이다.

[그림 1] OECD국가와 우리나라의 노인인구비율 추이비교



자료 : 보건복지부(2006년) 제1차 저출산 고령사회 기본계획

이에 따라 한국사회의 노인인구와 노년부양비는 2010년 11.0%, 15.0%이지만, 베이비부머들이 노인인구의 주축이 되는 2030년경에는 각각 24.3%, 37.7%에 이를 것으로 추정된다. 그렇다면 이들이 은퇴 후 별도의 근로소득을 얻지 못하는 상황에서 활용할 수 있는 현재 보유하고 있는 자산 및 부채 특성은 어떠한지, 공·사적 연금 가입률은 어떠한지에 대하여 다음 장에서 살펴보기로 한다.

## 2. 베이비붐세대의 경제 상황

베이비붐 세대는 1955년생이 55세가 되는 2010년부터 은퇴를 시작하고 있으며, 이들이 은퇴 후 노후소득을 어떻게 마련할 수 있을 것 인지에 대한 소득원으로 대표적으로 자산 및 공, 사적 연금이 있다. <표 1>에서 살펴보면 베이비붐 세대가 속한 50~59세 가구주 연령대의 자산은 약 4.2억원이고, 금융자산의 점유율이 25.5%. 실물자산의 점유율이 74.5%로 유동화가 낮은 실물자산이 많은 비중을 차지하고 있음을 알 수 있다.

<표 1> 가구주 특성 및 자산 유형별 가구당 보유액 및 점유율, 구성비

(단위 : 만원, %)

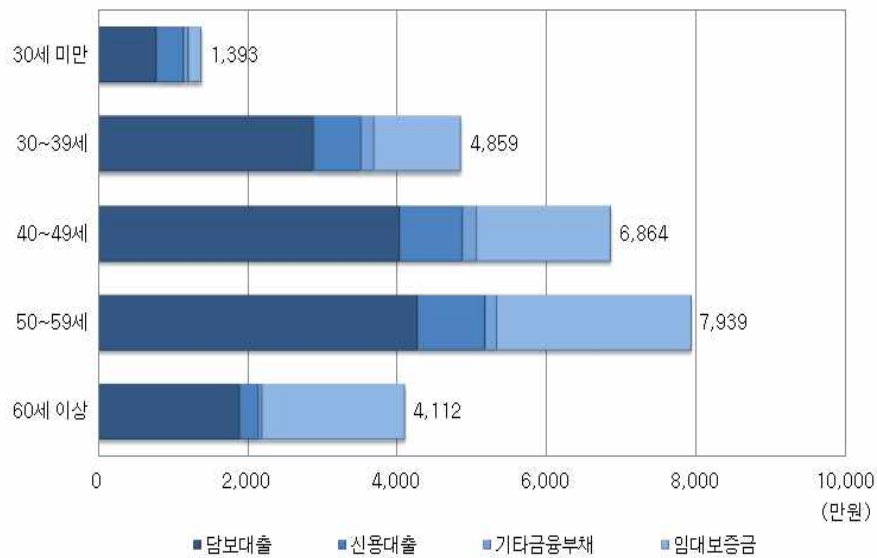
구 분	자 산		금 융 자 산					실 물 자 산					
	점유율		저축액	적립식	예치식	전·월세 보증금	부동산	거주주택	거주주택 이외 <sup>1)</sup>	기타			
전 체	32,557	100.0	8,700 (26.7)	6,343	3,415	2,394	2,357	23,856 (73.3)	22,060	11,826	10,234	1,796	
가 구 주	30세미만	8,479	0.9	5,145 (60.7)	2,082	1,555	460	3,063	3,335 (39.3)	2,756	1,634	1,122	579
	30~39세	23,028	13.1	9,103 (39.5)	4,778	3,091	1,285	4,326	13,925 (60.5)	12,356	7,672	4,685	1,569
연 령 대 별	40~49세	33,115	26.7	10,097 (30.5)	7,233	4,282	2,245	2,864	23,018 (69.5)	20,923	11,594	9,329	2,095
	50~59세	42,479	32.0	10,817 (25.5)	8,928	4,648	3,435	1,888	31,663 (74.5)	29,167	14,430	14,736	2,496
	60세이상	32,587	27.3	5,626 (17.3)	4,760	1,925	2,596	866	26,962 (82.7)	25,774	13,806	11,968	1,188

주 : ( )은 구성비임, 1) '거주주택 이외'에는 '계약금 및 중도금'이 포함됨

출처 : 2012년 가계금융복지조사

또한 [그림 2]에서 부채 보유액을 살펴보면, 베이비붐 세대가 속한 50대가 7,989만원으로 가장 많고, 특히 담보대출 비율이 높은 것으로 나타났다. 자산보유 실태를 살펴보면 전월세 보증금을 제외한 금융자산의 경우 9,000여 만원에 불과하고, 은퇴 후 별도의 근로소득을 얻지 못하는 상황에서 부채 또한 상당하여 베이비붐 세대들의 노후보장 문제가 시급한 사회현안으로 떠오르고 있는 것이다.

[그림 2] 연령대별 부채유형별 가구당 보유액



출처 : 2012년 가계금융복지조사

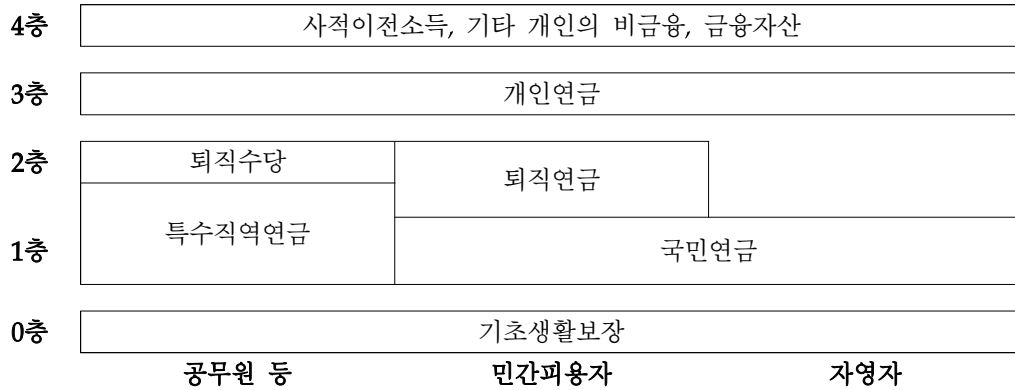
### 3. 베이비붐세대의 다층노후소득보장 실태

우리나라는 1988년 국민연금제도를 도입하여 1998년에 전 국민을 대상으로 확대하였으며, 1994년 개인연금 도입에 이어, 2005년 12월 퇴직연금제도가 도입됨으로써 다층 노후소득보장체계의 틀이 갖추어졌다([그림 3]참고).

석재은, 이기주(2010)의 베이비부머의 경제활동특성별 유형화와 다층노후소득보장 전략에 관한 연구에 의하면 베이비부머의 고용, 소득, 자산 등을 상세히 정리하면서 경제활동 상태별, 소득계층별로 연금가입 수준을 유형화하여 분석하였다. 경제활동상태별 다층연구체계 준비수준은 무연금인 경우가 전체의 56.7%였고, 공

적연금, 퇴직연금 및 개인연금의 3층 보장체계를 갖추고 있는 경우는 전체의 2.4%에 불과하였다. 이러한 결과는 은퇴에 직면하고 있는 베이비부머들에게 기본적인 연금보장체계가 잘 갖추어지지 못하고 있는 것을 시사한다.

[그림 3] 우리나라의 다층소득보장체계



본 연구에서는 우리나라의 3층체계 가입분포를 살펴보기 위해서 한국보건사회연구원에서 제공하는 한국복지패널 5차년도(2009년) 원자료를 분석하였으며, 그 결과는 <표 2>와 같다. 공적연금의 경우 30, 40대 가입률이 50대에 비하여 약간 높았으나, 퇴직금/퇴직연금의 경우 30대가 33.74%, 40대(27.86%), 50대(17.45%)로 나타났다. 또한 개인연금은 30대가 40.1%, 40대(37.02%)이고 50대가 22.64%로 50대가 30, 40대에 비하여 개인연금 가입률이 훨씬 낮은 것을 볼 수 있다.

<표 2> 연령대 별 공적/사적연금 가입률

구분	30~39세	40~49세	50~59세
개인연금	40.1	37.02	22.64
퇴직금/퇴직연금	33.74	27.86	17.45
공적연금	68.2	68.42	64.58

- 주 : 1) 2009년 당시 30~59세  
 2) 비중은 개인회단면 가중치를 적용하여 산출함.  
 3) 개인연금은 은행, 보험회사, 투신사, 증권사 등의 금융기관에서 취급하는 금융상품이며 연금으로 전환 가능한 중신보험 상품도 포함됨.  
 4) 퇴직금은 직장에서 퇴직금제 시행여부가 아닌, 현재의 직장에서 응답자본인이 받을 수 있는지에 대한 여부임.

자료 : 한국보건사회연구원, 한국복지패널, 5차년도 자료 원자료

다음 <표 3>은 각 연금의 가입 여부에 따른 공적, 사적연금 가입 유형 분포를 볼 수 있다. 30대의 경우 모두 가입한 유형 1이 16.66%, 공적연금과 퇴직금/퇴직 연금을 가입한 유형 2가 16.98%, 공적연금과 개인연금을 가입한 유형 3이 13.13%로 나타났다. 그러나 50대의 경우, 모두 가입한 유형 1이 6.95%, 공적연금과 퇴직금/퇴직연금을 가입한 유형 2가 10.25%, 공적연금과 개인연금을 가입한 유형 3이 9.88%로 나타났다. 또한 모두 가입하지 않은 유형8의 경우에도 29.38%가 되는 것으로 나타났다.

<표 3> 연령대 별 공적/사적연금 가입유형 분포

구분	유형1	유형2	유형3	유형4	유형5	유형6	유형7	유형8	합 계	
개인연금	가입	미가입	가입	미가입	가입	미가입	가입	미가입		
퇴직금/퇴직연금	적용	적용	미적용	미적용	적용	적용	미적용	미적용		
공적연금	가입	가입	가입	가입	미가입	미가입	미가입	미가입		
30대	표본수	290	322	47	457	-	3	207	467	1,993
	%	16.66	16.98	13.13	21.43	0.00	0.10	10.31	21.39	100.00
40대	표본수	211	272	283	599	2	6	165	563	2,101
	%	13.17	14.31	15.34	25.60	0.19	0.20	8.32	22.88	100.00
50대	표본수	86	155	158	632	1	4	92	568	1,696
	%	6.95	10.25	9.88	37.50	0.02	0.24	5.79	29.38	100.00

주 : 1) 2009년 당시 30~59세

2) 비중은 개인회단면 가중치를 적용하여 산출함.

3) 개인연금은 은행, 보험회사, 투신사, 증권사 등의 금융기관에서 취급하는 금융상품이며 연금으로 전환 가능한 종신보험 상품도 포함됨.

4) 퇴직금은 직장에서 퇴직금제 시행여부가 아닌, 현재의 직장에서 응답자본인이 받을 수 있는지에 대한 여부임.

자료 : 한국보건사회연구원, 한국복지패널, 5차년도 자료 원자료

<표 2>와 <표 3>에서 볼 수 있듯이, 노후소득보장의 측면에서 아직 공적연금의 의존 비율이 높은 것으로 나타났으며, 특히 은퇴 시기가 얼마 남지 않은 50대의 경우 그 비율이 더 높다는 것을 알 수 있다. 따라서 이러한 베이비붐 세대들의 공적연금 기대연금 자산을 살펴볼 필요가 있다. 특히 전 국민을 대상으로 하는 국민연금기대자산을 분석해 봄으로써 베이비붐 세대의 공적영역에서의 노후소득원에 대해 파악해볼 수 있다. 이를 위하여 국민연금연구원에서 실시하고 있는 국민

노후보장패널조사<sup>1)</sup>와 국민노후보장패널 조사대상자와 국민연금공단의 가입 및 수급이력 정보를 연계한 자료<sup>2)</sup>를 활용하여 기대연금자산을 추정해 볼 수 있다.

현재 국민연금 급여액은 다음 식 (1)와 같이 계산·지급된다.

$$\text{연금액} = \text{기본연금액} \times \text{연금종별 지급율 및 제한율} + \text{부양가족 연금액} \quad \text{식 (1)}$$

가정<sup>3)</sup>과 추정 과정을 통하여, 수급개시 시점에 가입기간이 10년 이상인 경우를 대상으로 <표 4>와 같은 추정 결과를 도출하였다. 급여액의 경우에는 남성이 517,203원, 여성이 348,440원으로 남성의 평균이 약 17만원정도 높았으며, 기대국민연금자산을 현가화한 결과 남성이 1억540만원, 여성이 8,602만원으로 나타났다.

<표 4> 기대국민연금자산 추정 결과  
(추정가입기간 10년 이상인 경우, 관측치 : 367명)

(단위 : 원)

구분		급여액	기대국민연금자산의 현가
남	1950년~1954년생	483,316	101,799,086
	전기 베이비부머 <sup>4)</sup> 1955~1959년생	612,607	115,560,301
	전 체	517,203	105,405,856
여	1950년~1954년생	306,498	81,525,491
	전기 베이비부머 1955~1959년생	379,897	89,400,018
	전 체	348,440	86,025,221
전 체		462,481	99,121,672

- 1) 국민연금연구원은 인구 고령화로 인해 증가하고 있는 노후소득보장의 욕구와 중요도를 파악하고, 이에 걸맞은 연금 및 고령화 정책을 수립하기 위한 기초자료를 수집하고자 2005년부터 격년으로 만 50세 이상 가구원이 있는 전국 5,000여 가구와 그 가구에 속하는 8,600여 가구원을 조사대상자로 하여 국민노후보장패널조사를 실시하고 있다.
- 2) 연계된 조사대상자들의 1988년 1월~2009년 12월 기간 동안의 연금 가입 및 수급 이력을 월별로 파악할 수 있으며 관련 정보를 정확히 측정할 수 있으므로 본 연구에서 국민연금기대자산의 분석 자료로 활용하여 추정의 정확성을 높이고자 한다.
- 3) 기대연금자산을 산출하기 위해서는 몇몇의 가정이 필요한데 기술적인 부분이므로 본 연구에서는 그에 대한 서술은 생략하도록 한다.
- 4) 전기 베이비부머 세대와 베이비부머 이전 세대들과 기대연금자산 추정 결과를 비교해보면 남성의 경우 약 1,400만원 증가할 것으로 예상되는 반면, 여성의 경우 800여만원 정도 증가하는 것으로 나타났다.

### Ⅲ. 베이비붐세대의 은퇴 후 노후소득원

#### 1. 분석자료 및 분석대상

베이비붐 세대의 은퇴에 따른 노후소득원을 알아보기 위해서는 동일한 조사대상자의 은퇴 이전과 이후의 재정 상태에 대한 비교가 가능해야 한다. 이에 본 연구에서는 재정패널조사 2차(2009년) 및 5차(2012년) 자료를 사용하였다. 재정패널은 조세연구원에서 정부의 조세정책과 복지정책이 국가와 개별 경제주체인 가계에 미치는 영향을 연구하고 분석하기 위해 2008년부터 매년 약 5,600여 가구를 대상으로 가계 지출 및 소득, 복지현황, 자산 및 부채 현황 등에 대하여 조사하는 종단면 조사이다.

#### 2. 연구 문제와 분석방법

본 연구의 목적을 규명하기 위해 다음과 같은 연구문제를 설정하였다.

연구문제 1: 베이비붐 세대의 가계경제 상황은 어떠한가?

연구문제 2: 베이비붐 세대의 다층노후소득보장 실태는 어떠한가?

연구문제 3: 베이비붐 세대의 은퇴에 따른 노후소득원은 무엇인가?

연구문제 1,2는 앞서 살펴보았으며, 본 장에서는 연구문제 3에 대한 분석을 위하여 이중차이회귀분석을 실시하였다.

#### 3. 주요 변수

본 연구에서 사용된 종속 변수는 가구의 총소득과 총자산, 총부채이며 정규분포 조건을 충족시키기 위해 로그변환하여 분석에 사용하였다. 또한 2010년을 기점으로 1955년생이 은퇴를 시작하였다고 보고, 1955년생부터 1957년생을 은퇴 후 집단

으로, 1958년 이후 베이비부머 세대는 은퇴 전 집단으로 은퇴 집단 여부에 따라 독립변수를 설정하였으며, 은퇴에 따른 총소득 및 자산, 부채에 미치는 영향을 분석하기 위해 종속변수에 영향을 미치는 다른 요인들을 통제하였다. 본 연구에서 사용된 통제 변수는 시간에 따라 변할 수 있는 결혼 상태나 가구원 수, 취업상태와 같은 시간 가변 변수들과 성, 1차 조사 때의 연령 등 시간에 따라 변하지 않는 시간불변변수들이 있다. 본 연구에서 사용된 변수의 정의 및 측정 방법은 다음 <표 5>와 같다.

<표 5> 변수의 정의와 측정

구분		변수명	측정, 단위
종속변수		총소득	연속변수(로그변환)
		총자산	연속변수(로그변환)
		총부채	연속변수(로그변환)
독립변수		은퇴그룹 여부	은퇴그룹(1955년~1957년생)=1, 비은퇴그룹(1958~1963년생)=0
통제 변수	시간가변변수 (time-variant variable)	혼인상태	유배우자=1, 무배우자=0
		가구원수	연속변수
		취업상태	취업=1, 미취업=0
		조사년도	2008년=0, 2013년=1
	시간불변변수 (time-invariant variable)	성별	남성=1, 여성=0
		연령	연속변수
		교육수준(고졸) 교육수준(대졸)	고졸이상=1, 고졸미만=0 대졸이상=1, 대졸미만=0
		공적연금 가입여부	가입=1, 미가입=0

## 4. 분석 결과

본 연구에서는 베이비붐 세대의 은퇴에 따른 소득원을 분석하기 위하여 종속 변수인 총소득, 자산, 부채에 영향을 줄 수 있는 특성 및 기타 요인을 통제된 상태에서 은퇴에 의한 효과를 측정하고자 이중차이 회귀분석을 실시하였다. 이 때 총소득, 총자산, 총부채가 종속변수가 되고, 독립변수에는 2차년도(2009년)와 5차년도(2011년도)를 구분할 수 있는 시기 더미변수(period), 은퇴 집단인지 여부 더미 변수(treat), 은퇴 전후 집단 간 이중차이 효과를 나타내는 '시기변수와 은퇴집단 변수의 상호작용변수'(period×treat), 그리고 종속변수에 일반적으로 영향을 미친다고 알려진 가구주 성별, 교육수준, 혼인상태, 취업한 가구원 수 등이 통제변수(control)로 구성된다. 그 결과 다음 식에서  $\beta_3$ 값은 은퇴의 순수효과를 나타내며, 시기변수는 여타 변수의 통제 하에도 은퇴 전후 차이가 유의미한가를 보여주고, 은퇴집단 변수는 여타 변수의 통제하에서 은퇴/비은퇴집단 간에 종속변수 값의 차이가 유의미한가를 보여준다 .

[이중차이 회귀분석]

$$Y(i,t) = \alpha + \beta_1 \text{Treat} + \beta_2 \text{Period} + \beta_3 (\text{Treat} \times \text{Period}) + \beta_4 \text{Controls} + \varepsilon$$

<표 6>에서 보여지듯, 다른 변수들을 통제했을 때 은퇴효과는 총소득에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 통제변수로 포함된 변인들을 살펴보면, 유의 수준 1% 하에서 배우자가 있는 사람일수록, 고졸 또는 대졸 이상의 학력인 사람들이 그렇지 않은 사람에 비해 가구 총소득이 높은 것으로 나타났다. 또한 대부분의 다른 변수들이 총소득에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

<표 6> 은퇴집단과 비은퇴집단의 이중차이 회귀분석(종속변수 : 총소득)

구분	Coefficient	std.error	t
상수	-1.171	0.252	-4.65 ***
실험집단	0.098	0.149	0.66
조사년도	0.841	0.122	6.87 ***
은퇴여부 (실험집단*조사년도)	-0.078	0.207	-0.38
혼인상태	0.960	0.200	4.81 ***
가구내 취업자수	0.732	0.065	11.19 ***
학력(고졸)	0.755	0.125	6.06 ***
학력(대졸)	1.149	0.119	9.66 ***
취업여부	0.668	0.190	3.51 ***
성별	0.792	0.159	4.97 ***
공적연금가입여부	1.317	0.120	11 ***
R <sup>2</sup> =.279, Adjusted R <sup>2</sup> =.275, F=67.41, Sig=.000			

비고 : ~p<0.1, \* p<.05, \*\* p<.01, \*\*\* p<.001

종속변수가 자산일 경우, <표 7>에서 보여지듯, 다른 변수들을 통제했을 때 은퇴효과는 총소득에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 통제변수로 포함된 변인들을 살펴보면, 유의 수준 1% 하에서 배우자가 있는 사람일 수록, 고졸 또는 대졸 이상의 학력인 사람들이 그렇지 않은 사람에 비해 가구 총 자산이 높은 것으로 나타났다. 또한 소득과는 달리 가구 내 취업자 수와 취업여부는 은퇴 후 자산에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

<표 7> 은퇴집단과 비은퇴집단의 이중차이 회귀분석(종속변수 : 총자산)

구분	Coefficient	std.error	t
상수	6.969	0.155	45.03 ***
실험집단	0.022	0.089	0.24
조사년도	0.376	0.073	5.15 ***

구분	Coefficient	std.error	t
은퇴여부 (실험집단*조사년도)	0.133	0.124	1.07
혼인상태	0.804	0.122	6.58 ***
가구내 취업자수	0.052	0.039	1.32
학력(고졸)	0.378	0.075	5.03 ***
학력(대졸)	0.517	0.071	7.30 ***
취업여부	-0.143	0.117	-1.22
성별	0.636	0.096	6.61 ***
공적연금가입여부	0.947	0.072	13.15 ***
R <sup>2</sup> =.328, Adjusted R <sup>2</sup> =.324, F=86.60, Sig=.000			

비고 : ~p<0.1, \* p<.05, \*\* p<.01, \*\*\* p<.001

종속변수가 부채일 경우, <표 8>에서 보여지듯, 다른 변수들을 통제했을 때 은퇴효과는 총부채에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 통제변수로 포함된 변인들을 살펴보면, 유의 수준 1% 하에서 고졸 또는 대졸 이상의 학력인 사람들이 그렇지 않은 사람에 비해 가구 총부채 높은 것으로 나타났다. 또한 공적연금 가입한 사람이 그렇지 않은 사람에 비해 부채가 많은 것으로 나타났다.

<표 8> 은퇴집단과 비은퇴집단의 이중차이 회귀분석(종속변수 : 총부채)

구분	Coefficient	std.error	t
상수	7.130	0.223	31.95 ***
실험집단	-0.021	0.112	-0.19
조사년도	0.076	0.092	0.82
은퇴여부 (실험집단*조사년도)	0.150	0.162	0.93

구분	Coefficient	std.error	t
혼인상태	0.317	0.185	1.71
가구내 취업자수	-0.017	0.050	-0.34
학력(고졸)	0.368	0.099	3.70 ***
학력(대졸)	0.491	0.089	5.53 ***
취업여부	-0.183	0.155	-1.18
성별	0.320	0.133	2.39
공적연금가입여부	0.468	0.093	5.02 ***
R <sup>2</sup> =.119, Adjusted R <sup>2</sup> =.110, F=14.29, Sig=.000			

비고 : ~p<0.1, \* p<.05, \*\* p<.01, \*\*\* p<.001

#### IV. 결론

본 연구는 베이비붐 세대가 은퇴를 앞두고, 혹은 은퇴에 진입하여 경제상태가 어떻게 변화하는가에 대해 분석하고자 하였다. 죽도를 비교하여 국민연금 수급이 고령자의 삶의 만족도에 미치는 영향에 대한 효과를 분석하고자 하였다.

우선 베이비부머 세대의 다층노후소득보장을 토대로 분석한 결과, 노후소득보장의 측면에서 아직 공적연금의 의존 비율이 높은 것으로 나타났으며, 특히 은퇴 시기가 얼마 남지 않은 50대의 경우 그 비율이 더 높다는 것을 알 수 있다. 또한 국민연금 기대연금자산도 월 예상수급액이 은퇴 후 소득을 대체하기에는 부족하다는 것을 알 수 있다.

그렇다면 베이비붐 세대 중 이미 은퇴대열에 들어선 세대들의 가계 경제 상황은 어떠한지 살펴본 결과, 이미 2010년부터 은퇴대열에 들어섰다고 알려진 1957년 이전 출생자와 이후 출생자의 소득, 자산, 부채 등의 가계 경제 상황에는 큰 변화가 없었던 것으로 나타났다. 이 결과에 가장 큰 영향을 미치는 원인으로서는 1955년생

의 베이비부머가 2010년부터 은퇴대열에 들어섰다고는 하나, 실제로 근로활동을 하는 비중이 데이터에서 약 88%로, 1958년생 이후 베이비부머들의 근로활동 비중 90%와 비교하였을 때 별반 차이가 나지 않는 것에서 비롯할 수 있다.

이는 이미 늦었다고 생각했던 베이비부머 세대들의 은퇴 준비가 지금부터라도 개인적, 사회적 준비를 통하여 은퇴 준비를 할 수 있는 방안을 마련해야하며, 향후 실질적으로 은퇴자 비중이 증가할 때를 대비한 대책을 수립함에 있어 노동 정책 설계를 고려해야 할 것이다.

## V. 참고문헌

- 국민연금공단 보도자료(2011.11.28 “베이비부머 노후준비의 표준인은?”)  
국민연금 장기재정계산 및 운영개선방향, 2008, 국민연금재정계산위원회  
가계금융복지조사 2012, 통계청  
한국의 사회지표 2010, 통계청  
한국의 사회동향 2011, 통계청  
석재은·이기주(2010), 베이비붐 세대의 경제활동특성별 유형화와 다층노후소득보장 전략, 한국사회보장학회 추계정기학술대회 및 복지재정 DB 학술대회 자료집, pp. 25-74.





# Effect of Public Transfers on Private Transfers

■ 성명재\* · 박기백\*\*

---

\* Corresponding Author, Associate Professor, School of Economics, Hongik University, Seoul, Korea, mjaesung@hongik.ac.kr, +82-10-3855-7016

\*\* Principal Author, Professor, Graduate School of Science in Taxation, University of Seoul, Seoul, Korea, kbpark@uos.ac.kr, +82-2-6490-5040



# 차 례

<b>1. Introduction</b> .....	103
<b>2. Determinants of Transfers</b> .....	105
2.1. Theoretical Discussion .....	105
2.2. Related Literature of Empirical Studies .....	108
<b>3. Data and Distribution of Transfers</b> .....	110
3.1. Data .....	110
3.2. Distribution of Transfers .....	112
<b>4. Estimation Results</b> .....	114
4.1. Estimation Models .....	114
4.2. Results .....	116
<b>5. Conclusions</b> .....	120
<b>6. References</b> .....	121



# Effects of Public Transfers on Private Transfers

Ki-baeg Park and Myung Jae Sung

## Abstract

This paper analyzes the crowding-out effect by examining the effect of public transfers on private transfers rendered to parental households. This paper directly attempts to analyze the transfer-decision rule with respect to donors' point of view unlike previous studies which analyzed the effects with respect to the recipients' point of view. This method tackles donors' transfer-decision rule more directly, and enriches the study on the crowds-out between public and private transfers. The parameters of interest are estimated in two stages. Individual's transfer payout is estimated in the first stage. The donor's decision rule equation is estimated in the second stage with the inverse Mill's ratio arising from Tobit setup using the related data and the first stage estimates. OLS estimation is used in both stages. The analysis uses the raw data of NaSTaB for the third through the fifth years and finds that there exists the crowding-out effect between public and private transfers, although it is not fully offset. Estimation results suggest that there exists crowding-out between private and public transfers as well as between donors, both analyzed from the donors' point of view: in particular, the latter effect is even much (that is, about seven times) larger than the former effect in volume. The crowding-out effect could ease the barrier to increase tax burden since overall burden of taxpayers are partly relieved as much as the substitution effect between public and private transfers. In practice, the government role of income redistribution could often be overvalued without considering the crowds-out. However, in this case, the political pressure or burden can be mitigated by the crowds-out between private and public transfers.

**Key words:** public transfers, private transfers, crowding-out, redistribution

**JEL Codes:**

## 1. Introduction

Private transfers of income within a family or between close relatives and friends are not uncommon phenomena all around the world. One of the most interesting reasons why these draw attention is due to the crowding-out effect because government's intended

increase in public transfers may crowd out private transfers. Becker (1974) and Bernheim et al. (1985) found that government's transfers had disincentive to private transfers within families by crowding out as a whole or, at least, in part. Jenson (2003) pointed out the importance of crowding-out effect, which may suggest following implications on government's welfare policies. Firstly, it may affect the effectiveness of government's transfer policies. The government's effort of supporting income of beneficiaries who are poor may not be effective at all, particularly when the crowding-out is considerably large enough. Secondly, it may undermine the effectiveness of government's welfare policies including redistribution due to the depressed redistribution of private transfers: the net effect must be exclusive of the decreased redistribution of the latter. Thirdly, it may suggest an alternative welfare payout system by taking into account income levels of close relatives when determining eligibility of welfare benefits or subsidy levels. This is because the crowding-out could take place very strongly, as is usual and popular in the countries with long-lasting strong Confucian tradition. In this case, it is recommended that the government consider means-tested income including income of close relatives, that is, parents' or adult children's, when it determines the optimal levels of welfare subsidies for the poor.

Recently, the overall national tax burden has increased sharply and continuously in line with government's welfare expenditure in Korea. There are hot debates on the validity of the speed of increase in welfare expenditure. On one hand, some people insist on the slowdown of rapidly expanding welfare expenditure which is too fast. On the other hand, others insist that the welfare system need to be expanded urgently within a short period of time to supplement deficient social safety net.

If the crowding-out is considerably large, government's policies of subsidizing economically weak individuals or households may relieve the real burden (more precisely, private transfers) of private sectors required to support them: those include unemployment benefits, NBLSS, and Basic Old-Age Pension System, among others. In other words, the increase in tax burden to finance increased government's welfare expenditure reduces overall private transfers, even though there must be some equity problem involved through the redistribution between private sectors. As a result, the disposable income of private sectors exclusive of either taxes or private transfers may not change significantly. This implies that there is only a small change in means of subsidizing the poor between

indirect public subsidies financed by taxes and direct private subsidies of their own. In fact, there is no essential difference, at least in aggregate levels, except redistribution. In this regard, the increase in welfare expenditure to support the rapidly increasing elderly population may not be a serious increase in real net burden of private sectors owing to substitutions between direct subsidies and taxes.

Despite the importance of crowding-out effect, there have been few studies on the substitution between public and private transfers and, thus, on their welfare policy implications. This study aims to analyze the effect of rapidly increasing public welfare expenditure on the real burden of individuals.

The rest of this paper is organized as follows. Section 2 briefly discusses determinants of transfers and introduces well known studies in related fields. Section 3 describes basic characteristics of the survey data set entitled National Survey of Tax and Benefit (NaSTaB) to be used in analysis in this paper. Section 4 suggests a regression model and discusses estimation result. Section 5 concludes the paper by stating policy implications

## **2. Determinants of Transfers**

### **2.1. Theoretical Discussion**

Most well-known studies on transfers within families were Becker (1974) and Barro (1974). Becker (1974) assumed that the utility of parents ( $U_p$ ) did not depend only on their own consumption ( $C_p$ ) but also on children's consumption ( $C_c$ ). The simplest form of his model can be expressed as the following equation:

$$U_p = U(C_p, C_c) \text{ s.t. } C_p = Y_p - Tr, C_c = Tr \quad (1)$$

where  $Y$ ,  $C$ , and  $Tr$  respectively denote income, consumption and transfers. Subscripts  $p$  and  $c$  denote parents and children, respectively.

Equation (1) implies that the optimal level of parental transfers to children is the amount that equates marginal parents' and children's utilities of consumption. Suppose that the government levies income tax ( $T$ ) on parents' income and that the transfers are given from parents to children. The disposable income of parents decreases as much as the income tax levied and that of children increases as much as government's transfer income financed by the income tax. In this case, rational consumers (that is, parents) who intend to maximize utilities of the form of Equation (1) would reduce transfers to children exactly as much as the increased income tax amount. Therefore, the increase in public transfers is crowded out exactly as much as the tax amount financed by the income tax levied on parents' income. The model developed by Barro (1974) is qualitatively equivalent to that of Becker (1974) to the extent that the income of all households within a family income plays a role of a public good. Barro (1974) considers an overlapping generation model (OLG) with altruism between generations and assumes that a household behaves as if it lives forever like a dynasty. In this case, any government's attempt to change resource allocation between generations is of no use through counter-changes in private transfers within family.

However, perfect crowding-out is very unusual unless purely altruistic behavior is assumed in the model. Bernheim et al. (1985) assumes that children transfer wealth to their parents to receive inheritance from them in the future. To the contrary, Cox (1987) presumes that parents enjoy services provided by their children, even though they are concerned about the utility of their children. Rosenzweig (1988) interprets that the functioning of private transfers is just like the insurance between parents and children. Besides, others think that transferring income itself directly yields its own utility, or that transfers take place between parents and children due to social norms.

A perfect crowding-out model is a special case of imperfect crowding-out models and, thus, this paper starts with an imperfect crowding-out model. Private transfers from children to parents are widely and frequently observed, even when the inheritance is not likely. In this sense, this paper assumes either that voluntary giving from adult children to parents is mainly due to social norms or that giving itself produces utility. In this case, children's utility becomes a function of cash transfers to parents as well as their own and parents' consumption. Furthermore, parents' consumption equals the sum of their own income and transfers from their children.

Subscript  $j$  denotes the  $j$ -th child among all children. Then, Equation (1) can be transformed into the following:

$$U_j = U(C_j, C_p, Tr_j) \text{ s.t. } C_j = Y_j - Tr_j, C_p = Y_p + \sum_j Tr_j. \quad (2)$$

Consider the case where government collects taxes ( $T_j$ ) from young generation (children) and pays out cash transfers to parental generation. The cash transfers are equal to the sum of all taxes collected from all children ( $\sum_j T_j$ ). For simplicity of discussion, taxes ( $T_j$ ) are assumed to be lump-sum taxes. In this case, budget constraints of children and parents are respectively  $C_j = Y_j - Tr_j - T_j$  and  $C_p = Y_p + \sum_j Tr_j + \sum_j T_j$ . Furthermore, assume that each child maximizes its own utility under the condition that transfers to parents and taxes borne by other children are assumed to be exogenous to him. Then, Equation (2) can be written in the following form:

$$\max_{Tr_j} U_j = U(Y_j - Tr_j - T_j, Y_p + Tr_j + \sum_{h \neq j} Tr_h + \sum_j T_j, Tr_j) \quad (3)$$

Equation (3) implies that the transfers to parents of the  $j$ -th child ( $Tr_j$ ) depends on his disposable income ( $Y_{d_j} = Y_j - T_j$ ) and parents' disposable income exclusive of his own transfers ( $Y_{d_p} = Y_p + \sum_{h \neq j} Tr_h + \sum_j T_j$ ). Therefore,  $Tr_j$  is of the following form:

$$Tr_j = f(Y_{d_j}, Y_{d_p}) \quad (4)$$

Let  $T = \sum_j T_j$ ,  $Tr_{-j} = \sum_{h \neq j} Tr_h + T$ , and  $Ts = \sum_j Tr_j + T$ .  $T$  is the sum of taxes to be transferred to parents.  $Tr_{-j}$  is the total transfers to parents of all children except the  $j$ -th child.  $Ts$  is the total transfers parents receive from children and government. If tax is imposed only on the  $j$ -th child, the following two equations hold:  $dY_{d_j} = -dT_j$  and  $dY_{d_p} = dTr_{-j} = dTs - dTr_j$ . Based on these, total differentiation of Equation (4) yields the following equation:

$$dT_r_j = -f_{Y_d} dT_j + f_{Y_p} dTr_{-j} = -f_{Y_d} dT_j + f_{Y_p} (dT_s - dTr_j) = \frac{-f_{Y_d} dT_j + f_{Y_p} dT_s}{1 + f_{Y_p}} \quad (5)$$

Total transfer income of parents is the sum of all transfers made by all children. Total sum of Equation (5) for all children yields

$$dT_s = -(1 - \gamma_p)^{-1} \gamma dT_j \quad (6)$$

where  $\gamma_p = \frac{\sum f_{Y_p}}{1 + f_{Y_p}}$  and  $\gamma = \frac{f_{Y_d}}{1 + f_{Y_p}}$ . Equation (6) shows the change in total transfer income of parents induced by the changes in taxes. Note that  $dT_s = dT_j + dTr_{-j}$ . Thus, the crowding-out effect measured in absolute value is  $-dTr_{-j} = dT_j - dT_s = [1 - \frac{\gamma}{1 - \gamma_p}] dT_j$ , that is,  $-\frac{dT_{-j}}{dT_j} = 1 - \frac{\gamma}{1 - \gamma_p}$ .

If there does not exist crowding-out, any transfer from other children does not affect the transfer of the  $j$ -th child. This implies that  $f_{Y_p} = 0$  in Equation (5). Therefore, one unit of increase in tax to be financed for additional welfare public transfer will be  $1 - f_{Y_d}$ . The transfer of the  $j$ -th child to his parents is reduced as much as the marginal propensity to transfer times the reduction of his disposable income caused by the increased tax burden.

On the contrary, however, in the case of perfect crowding-out with perfect altruism, any slight increase in transfers of other children to parents reduces the transfer of the  $j$ -th child exactly as much. In other words,  $f_{Y_p} = -1$  in Equation (5) should hold.

## 2.2. Related Literature of Empirical Studies

Jensen (2002) analyzed the crowding-out effect of the government's cash transfers, particularly of the Old-Age Pension benefits, on the private transfers from children to parents. More specifically, he focused on the income transfers to parents in rural area of the children who are working in urban area in South Africa. To avoid inconsistency of analysis such as the problems of omitted variables or endogeneity, he adopted the DID (difference-in-difference) method and found that the crowding-out effect was between

0.25 and 0.30. Therefore, he concluded that the redistributive effect of the public transfers without considering the crowding-out was surely exaggerated by that much.

Rosenzweig and Wolpin (1994) analyzed the effect of transfers from parents to their female children. A distinct difference of their study was the inclusion of in-kind subsidy into the total transfers such as housing services in addition to cash transfers. They estimated a multiple-Logit model using a cross-sectional data set and found that parents determined the amount of transfers, considering income of children or level of subsidies from government: parental transfers to female children decreased by only 3 percent for every one thousand dollar increase in children's transfer income from government's welfare programs. The crowding-out effect was statistically significant, even though it was not large in economic sense.

Cox and Jakubson (1995) focused on transfers between family members induced by transfer motivation that is not altruistic. They used the raw data of President's Commission on Pension Policy that include plentiful information of private and public transfers. To avoid within-household-transfers, transfers between husbands and wives or those from parents to children of age 18 or younger were excluded from analysis. The data set did not contain information of who pays or receives the benefits (that is, transfers) and, thus, transfer income was imputed using information of residential area.

Kang and Lee (2003) examined whether the crowding-out effect exists between public and private transfers in Korea. They adopted a cross-sectional analysis based on Tobit and Probit models under the potential endogeneity problem arising from public transfers induced, for example, by the omitted variables. They adopted semi-parametric panel fixed-effect model of Honore (1992) to mitigate model specification error or endogeneity problem, and estimated crowding-out effect and personal motivation of transfers for the Korean case, using two differenced panels using cross-sectional information for the years 1996 through 1998 of the Korea Household Panel Study (KHPS): 1996/97 (3,692 households) and 1997/98 (3,674 households). They found that private transfers had altruistic purposes and public transfers effectively crowded out private transfers: the crowding-out was statistically significant.

Kang and Jeon (2005) empirically tested whether public transfers crowded out private transfers to analyze the effects of enlarging social safety net on income distribution and poverty problem in Korea, using the KHPS for the years between 1995

and 1998 and the Korea Labor Income Panel Study (KLIPS, for the years between 1999 and 2003). They presumed that private transfers are of the two types motivated by altruism and exchange. Of these, transfers are realized mostly by altruistic motivation in Korea. Based on the regression analysis of private transfers on public transfers using a Tobit model, they showed that the coefficient estimate is negative and statistically significant.

### **3. Data and Distribution of Transfers**

#### **3.1. Data**

This study uses the raw data of NaSTaB for the third through the fifth years (that is, 2009-2011). The NaSTaB is an annually compiled panel data set and comprises information of income-, expenditure-, and tax-related affairs for general households. The sampling scheme was based on the 2005-Census. Households of high income are oversampled to provide more reliable information for more consistent inference on them: in this regard, more observations are drawn in four districts of Seocho-gu, Kangnam-gu, and Songpa-gu of Seoul and Bundang-gu of Kyunggi-do which are known to be high-income-population concentrated areas. Low income households are also oversampled from the area of residence in 144 enumeration districts where the household shares of the benefit recipients of the National Basic Livelihood Security System (NBLSS) are higher than 15% based on the information provided by the Ministry of Health and Welfare. Sample weights are adjusted for those observations drawn from these areas to ensure the consistency of the stratified random sample. The NaSTaB consists of surveys of households and individuals. The latter is surveyed for income earners of age 15 or older.

The descriptive statistics of NaSTaB for the years 2009 and 2010 are reported in Table 1. The average age of household head was 49.5 with the standard deviation 14.5 in 2010. About 77.8 percent of household heads were male and the average household size (that is, the average number of household members) was 2.9. Average household gross income was 40 million KRW. A household consumed 21.8 million KRW on average.

Many households received and/or paid out transfers: average total transfer income and payout were 1.12 and 1.06 million KRW, respectively. They were quite similar in size. What was most interesting was the maximum value of transfer income in 2010. It was 660 million KRW, which was roughly 16.5 times as large as the average gross income per household. It is not clear whether it was, in fact, transfer income or bequest in a large amount given to a certain household. Public transfer income was more or less about half of private transfer income. The average public transfer income per household was 0.42 million KRW, which was 37.8 percent of the average private transfer income. It was 56.5 percent in 2009 when temporary public transfer of Special Refund for Oil Price Subsidy was distributed for some medium- and low-income wage and salary income earners only in 2009. This was why the average total public transfer was larger in 2009 than in 2010.

**Table 1. Descriptive Statistics (3<sup>rd</sup> and 4<sup>th</sup> Years, 2009-2010, NaSTaB)**

3rd Year (2009)					
Number of Households	4,884	Mean	Std. Dev.	Max.	Min.
Age (Head)		49.10	14.32	93	0
Sex (Head, Male)	in %	77.86	41.52	100	0
Gross Income (Household)	in 10,000 KRW	3,466.0	2,676.9	13,200	0
Consumption (Household)	in 10,000 KRW	2,077.6	1,463.7	27,600	0
Household Size		2.9	1.3	9	0
Total Private Transfer Income	in 10,000 KRW	105.7	375.2	13,100	0
Total Public Transfer Income	in 10,000 KRW	59.7	164.7	4,308	0
Total Transfer Payout	in 10,000 KRW	96.3	331.2	8,000	0
4th Year (2010)					
Number of Households	4,843	Mean	Std. Dev.	Max.	Min.
Age (Head)		49.53	14.46	97	0
Sex (Head, Male)	in %	77.83	41.54	100	0
Gross Income (Household)	in 10,000 KRW	433006.1	2913.1	13,200	0
Consumption (Household)	in 10,000 KRW	2,183.4	1,525.4	20,400	0
Household Size		2.9	1.3	9	0
Total Private Transfer Income	in 10,000 KRW	111.5	793.1	66,000	0
Total Public Transfer Income	in 10,000 KRW	42.1	141.4	1,920	0
Total Transfer Payout	in 10,000 KRW	105.8	393.9	8,500	0

Note: 1. Based on Authors' own calculation.

2. Special refund for oil price was paid only in 2009 among public transfers.

## 3.2. Distribution of Transfers

Distributions of household gross income (GY), private and public transfer incomes (PRTR and PUTR, respectively), and transfer payout are reported for the years 2009 and 2010 in Table 2. Distributional characteristics are quite similar between the two years and, thus, only the distributions for 2010 are discussed here.

GY is highly concentrated in high income deciles. In 2010, its share was very small at 1.5 percent in the bottom decile, increased to 7.5 percent in the fifth decile, and jumped up to 26.1 percent in the top decile.

Unlike GY, transfers are distributed in totally different fashions. PRTR and PUTR were distributed regressively. Their absolute volumes as well as their shares decreased in income and, thus, they were likely to decline significantly over deciles. PRTR was 1.058 million KRW on average per household in 2010 and PUTR was 421 thousand KRW, which was about 37.8 percent as large as the PRTR. PRTR and PUTR were highly concentrated in low income deciles: 18.9 percent of the PRTR and 20.2 percent of the PUTR were concentrated in the first decile, respectively, for instance. The PUTR was concentrated more than the PRTR.

Many households contributed some of their income to other households or organizations such as religious institutions, the NGO, among others. The average household transfer payout was 1.115 million KRW per household in 2010, according to Table 2. This was almost as large as the PRTR: the household private transfer account was almost balanced, if only private transfer inflows and outflows were compared. Unlike the PRTR or PUTR, its distribution was highly concentrated in high income deciles: even more concentrated than GY. As a result, the transfer payout-GY ratio increased over deciles: it began with 1.0 percent in the bottom decile, went through the fifth decile at 1.8 percent and ended up with 2.9 percent in the top decile. This strongly showed that it was highly income elastic. Its distribution extremely contrasted that of the PRTR: this is well illustrated in Figure 1.

**Table 2. Distribution of Income and Transfers by Income Decile**

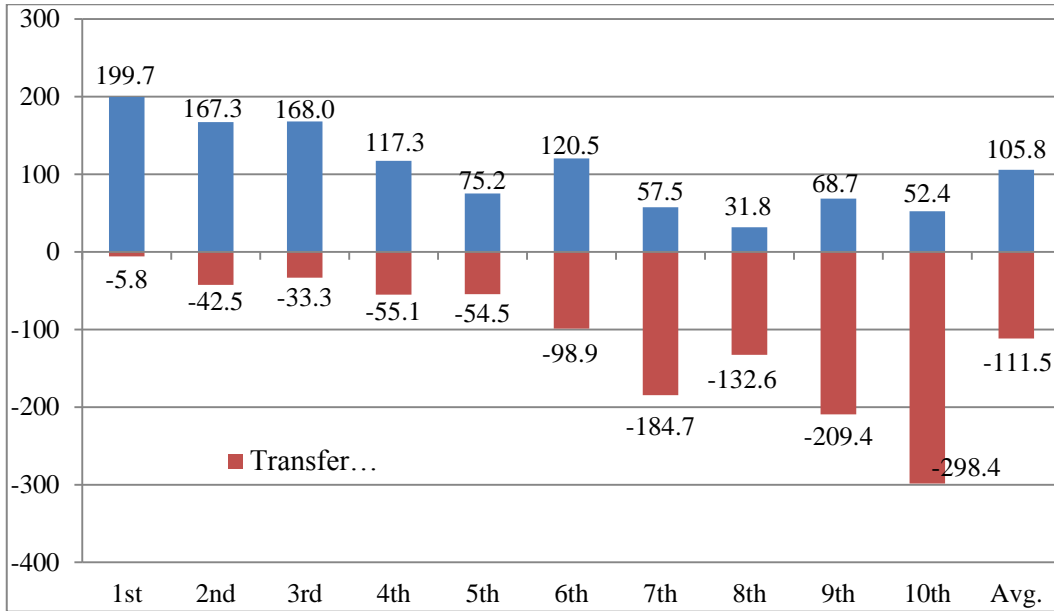
(units: 10,000 KRW, %)

2009	1st	2nd	3rd	4th	5th	6th	7th	8th	9th	10th	Avg./Tot.
Gross Income (A)	600	600	1,757.9	1,800.0	2,813.2	3,000.0	4,023.4	4,687.3	6,005.9	9,369.9	3,466.0
Share (%)	1.7	1.7	5.1	5.2	8.1	8.7	11.6	13.5	17.3	27.0	100.0
Private Transfer Income	1st	2nd	3rd	4th	5th	6th	7th	8th	9th	10th	Avg./Tot.
TR Income (B)	115.7	158.1	118.7	120	88.4	110.8	79.2	65.7	45.1	61.8	96.3
Share (%)	12.0	16.4	12.3	12.5	9.2	11.5	8.2	6.8	4.7	6.4	100.0
B/A (%)	19.3	26.3	6.8	6.7	3.1	3.7	2.0	1.4	0.8	0.7	2.8
Public Transfer Income	1st	2nd	3rd	4th	5th	6th	7th	8th	9th	10th	Avg./Tot.
TR Income (C)	118.1	132.6	71.2	68.4	44.4	42.5	37.6	31.5	25.3	25.4	59.7
Share (%)	19.8	22.2	11.9	11.5	7.4	7.1	6.3	5.3	4.2	4.3	100.0
C/A (%)	19.7	22.1	4.1	3.8	1.6	1.4	0.9	0.7	0.4	0.3	1.7
Transfer Payout	1st	2nd	3rd	4th	5 <sup>th</sup>	6th	7th	8th	9th	10th	Avg./Tot.
TR Payout (D)	19.4	38.2	36.0	49.8	78.5	97.9	112.1	120.2	173.2	331.2	105.7
Share (%)	1.8	3.6	3.4	4.7	7.4	9.3	10.6	11.4	16.4	31.3	100.0
D/A (%)	3.2	6.4	2.0	2.8	2.8	3.3	2.8	2.6	2.9	3.5	3.0
2010	1st	2nd	3rd	4th	5th	6th	7th	8th	9th	10th	Avg./Tot.
Gross Income (E)	600	1,226.7	1,800	2,534.4	3,000.0	3,831.9	4,269.8	5,431.8	6,920.4	10,446.3	4,006.1
Share (%)	1.5	3.1	4.5	6.3	7.5	9.6	10.7	13.6	17.3	26.1	100.0
Private Transfer Income	1st	2nd	3rd	4th	5th	6th	7th	8th	9th	10th	Avg./Tot.
TR Income (F)	199.7	167.3	168	117.3	75.2	120.5	57.5	31.8	68.7	52.4	105.8
Share (%)	18.9	15.8	15.9	11.1	7.1	11.4	5.4	3.0	6.5	5.0	100.0
F/E (%)	33.3	13.6	9.3	4.6	2.5	3.1	1.3	0.6	1.0	0.5	2.6
Public Transfer Income	1st	2nd	3rd	4th	5th	6th	7th	8th	9th	10th	Avg./Tot.
TR Income (G)	85.1	78.0	53.7	57.9	29.7	43.5	27.1	20.1	16.3	9.8	42.1
Share (%)	20.2	18.5	12.7	13.8	7.1	10.3	6.4	4.8	3.9	2.3	100.0
G/E (%)	14.2	6.4	3.0	2.3	1.0	1.1	0.6	0.4	0.2	0.1	1.1
Transfer Payout	1st	2nd	3rd	4th	5th	6th	7th	8th	9th	10th	Avg./Tot.
TR Payout (H)	5.8	42.5	33.3	55.1	54.5	98.9	184.7	132.6	209.4	298.4	111.5
Share (%)	0.5	3.8	3.0	4.9	4.9	8.9	16.6	11.9	18.8	26.8	100.0
H/E (%)	1.0	3.5	1.8	2.2	1.8	2.6	4.3	2.4	3.0	2.9	2.8

Note: Based on authors' own calculation.

**Figure 1. Distribution of Private Transfer Income and Payout**

(unit: 10,000 KRW)



Note: Based on authors' own calculation.

## 4. Estimation Results

### 4.1. Estimation Models

This paper develops a model of estimating crowding-out effect. The discussion begins with the basic model rooted in Section 2. Using the demand function shown in Equation (4), the estimation model can be specified as the following:

$$Tr_j = \beta_0 Y_j + \beta_1 Y_p + \beta_2 Tr_0 + \beta_3 G + \beta X_j + \varepsilon_j \quad (7)$$

Here,  $Y_j$  is disposable income of the  $j$ -th household (or individual). For the households in which parents and adults children live together within the same households, it excludes parents' income.  $Y_p$  is the income of parents.  $Tr_0$ , which was denoted by

$Tr_{-j}$  in Section 2, is private transfers subsidized to the parents exclusive of  $Tr_j$ .  $G$  is public cash transfer provided to the parents including benefits of public pensions, NBLSS, and etc.  $X_j$  denotes demographic characteristics of the  $j$ -th household such as education levels or ages of the heads.  $\varepsilon_j$  is the error term.

The crowding-out implies that there exists negative correlation between his/her own transfer ( $Tr_j$ ) and other transfers to the parents including parents' own income ( $Y_p$ ,  $Tr_0$ ,  $G$ ). In other words,  $\beta_1, \beta_2, \beta_3 < 0$ . In particular, full crowding-out implies that  $\beta_1, \beta_2, \beta_3 = -1$ : his/her transfer is annihilated exactly by other transfers by the same amount. To the contrary, zero coefficients (that is,  $\beta_1, \beta_2, \beta_3 = 0$ ) imply that his/her transfer is not affected at all. In this case, parents' income does not play a role of public goods but can be considered as a private good, and therefore, the phenomenon of crowding-out disappears.

In general, income earners are likely to perceive the anticipated transfers as virtual income, and, thus, choose optimal combination of consumption and labor supply decision from utility optimization process by taking it into account explicitly in their budget constraints. In this case, the parameters specified in Equation (7) may not be consistently estimable due to endogeneity. Fortunately, however, the inconsistency arising from endogeneity may not be serious. This is because private and public transfers in the right hand side of Equation (7) are not those of the  $j$ -th households but the transfers parents receive other than the  $j$ -th household.

Most of the past empirical studies including Kang and Jeon (2005), Jensen (2003), Kang and Lee (2003), Altonji et al. (1997), among others, assumed that transfers of others are exogenously given and do not affect one's own transfer decision process.

Nevertheless, Equation (7) has not been estimated in previous empirical studies because there was not enough information of necessary data sets. According to Equation (7), consistent estimation of crowding-out effect requires income of parents, transfers from others including government as well as its own income. However, no survey data set contains necessary information of transfer recipients or donors who are outside of the households: therefore, Equation (7) postulated from the donor's point of view was not possibly estimable with existing data sets until the NaSTaB becomes available. Now, the NaSTaB is available and we may successfully estimate Equation (7).

In Equation (7),  $Tr_0$  is not orthogonal to  $\varepsilon_j$  since  $Tr_0$  depends on  $Tr_j$ . In this case, direct application of OLS estimation to Equation (7) does not yield a consistent estimate. To avoid inconsistency,  $Tr_0$  needs to be replaced with  $\widehat{Tr}_0$ , which should be estimated with regressors that are orthogonal to  $\varepsilon_j$  under the following regression equation:

$$Tr_0 = \delta_0 + \delta_1 Y_0 + Z\delta_2 + u_0 \quad (8)$$

$\widehat{Tr}_0$  is orthogonal to  $\varepsilon_j$ , even though  $Tr_0$  is not. Then, regression of  $Tr_j$  on the explanatory variables with  $\widehat{Tr}_0$  substituted for  $Tr_0$  may be fruitful for consistent estimation of coefficients in Equation (7). Two-stage least squares estimation is applicable. In the first stage, individual transfer payout  $Tr_0$  in Equation (8) is estimated with explanatory variables such as its own income ( $Y_0$ ) and related variables ( $Z$ ) that are independent (or orthogonal, at least) to  $\varepsilon_j$ . In the second stage, OLS estimation of  $Tr_j$  is conducted using transfer-decision data and the first stage estimates,  $\widehat{Tr}_0$ , instead of  $Tr_0$ .  $Tr_j$  is observed only when it is positive. Thus, a linear model with inverse Mill's ratio is set up. OLS estimation is repeated until its repeatedly estimated coefficient estimates converge, in the second stage.

## 4.2. Results

Transfer decision rule with respect to donors' point of view is estimated in two stages and its results are reported in Tables 3 and 4 for the year 2010. Those for 2009 are reported in Tables A.1 and A.2 in Appendix A. Because the regression results are essentially quite similar between the two years. Only the case for 2010 is discussed here. As discussed in Section 4.1, the donors' decision rule is regressed on donors' and recipients' characteristics and the first stage estimates of transfers of other donors. To avoid inconsistency of regression results caused by endogeneity, other donors' transfers are regressed on donors' own characteristics and location of their residence that is not included in the second stage regression equation.

The first and second stage estimations are discussed in the following two subsections, respectively.

#### 4.2.1 First-Stage Estimation Result

Table 3 reports the OLS regression results for eight cases, among others: the regressions include dummies of gender, years of education and their squares, age and its square, income (dummy), and location of residence two dummies, Seoul, other metropolitan areas or other area) of donors. All of the above explanatory variables are statistically significant even at the 1 percent significance except the age square term. Based on Eq. 7 in Table 3, other donors' transfers are correlated positively with gender (that is, male=1), education level at an increasing rate since the coefficient of its square is significantly positive, age, and income (dummy), but negatively with the location dummy of residence in Seoul (the largest city in South Korea) or in other metropolitan areas.

**Table 3. First Stage OLS Estimation of Donors' Transfer Decision Equation (4<sup>th</sup> Year NaStAB)**

Dep.Var=Trp	Eq. 1	Eq. 2	Eq. 3	Eq. 4	Eq. 5	Eq. 6	Eq. 7	Eq. 8
Gen. (Donor)	68.985*** (0.558)	71.729*** (0.557)	68.016*** (0.559)	70.567*** (0.558)	69.644*** (0.558)	71.550*** (0.557)	68.720*** (0.559)	70.401*** (0.558)
Edu (Donor)	16.113*** (0.091)	17.985*** (0.091)	16.533*** (0.091)	18.271*** (0.092)	4.219*** (0.336)	22.788*** (0.357)	4.133*** (0.336)	22.501*** (0.357)
Edu <sup>2</sup> (Donor)					0.502*** (0.014)	-0.200*** (0.014)	0.524*** (0.014)	-0.177*** (0.014)
Age (Donor)	5.580*** (0.026)	-15.507*** (0.139)	5.628*** (0.026)	-15.290*** (0.139)	5.376*** (0.027)	-16.073*** (0.145)	5.417*** (0.027)	-15.797*** (0.145)
Age <sup>2</sup> (Donor)		0.218*** (0.001)		0.216*** (0.001)		0.225*** (0.001)		0.222*** (0.001)
YD (Donor)	113.159*** (0.711)	115.209*** (0.710)	115.224*** (0.713)	117.313*** (0.711)	111.780*** (0.712)	115.822*** (0.711)	113.789*** (0.714)	117.855*** (0.712)
SELD (Donor)			-5.654*** (0.595)	0.033 (0.595)			-6.410*** (0.596)	0.445 (0.596)
LOCD. (Donor)			-35.715*** (0.639)	-31.278*** (0.638)			-36.499*** (0.639)	-30.891*** (0.639)
Const.	-337.819*** (2.118)	113.094*** (3.598)	337.230*** (2.117)	109.486*** (3.601)	263.883*** (2.920)	97.435*** (3.769)	260.003*** (2.921)	95.802*** (3.770)
N	1,443	1,443	1,443	1,443	1,443	1,443	1,443	1,443
R-squared	0.0297	0.0349	0.0304	0.0355	0.0300	0.0349	0.0307	0.0355

Notes: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Gen.: 0 (female) or 1 (male)

Edu. : years of education

YD: dummy (1 if income is positive, zero otherwise)

SELD: dummy (1 if living in Seoul, zero otherwise)

LOCD: dummy (1 if living in Metropolitan area except Seoul, zero otherwise)

#### 4.2.2. Second-Stage Estimation Result

Table 4 reports the second stage regression results of donors' transfer rule for six cases. The first stage estimates of other donors' transfers are derived either from Eq. 3 or from Eq. 7 in Table 3. The differences in regressions with the first stage estimates between Eq. 3 and Eq. 7 are negligibly small between REG1 and REG2, between REG3 and REG4, and between REG5 and REG6. Other regressors in the second stage regression include donors' gender, years of education, age, income dummies and recipients' public transfer income, level of market income, gender, age and its square, and spouse dummy with inverse Mill's ratio, which is well known in the first stage estimation of Heckman's two stage estimation of a standard Tobit model. REG4 seems to fit best out of all six cases reported in Table 4. In what follows, crowding-out effect is discussed based on REG4.

Donors' transfer payout is greater for male donors than for female donors. This is probably because the average income is much larger for men than for women. The payout increases with education level, age, and income dummy of the donor. However, it is negatively correlated with recipients' public transfer income, market income and sum of other donors' transfers to the recipients (that is, parents, for example). The coefficients are all statistically significant. Thus, the negative signs of the coefficients of recipients' transfer income from public sectors and other donors, and market income strongly suggest that there exist crowding-out effect between them.

The absolute value of the coefficient of other donors' transfers is 0.408. This is about 7 times as large as that of the public transfers. This implies that donors' decision on transfer payout depends more likely on other donors' transfers than on public transfers. This is probably because the public transfers may have, in part, a role and characteristic of a public good and, so, because they discourage every donor's need to support his/her parent(s) at least in part. However, the crowds-out induced by other donors' (brothers' or sisters', for instance) transfer payout is stronger.

Recipients' market income is negatively correlated with donors' transfer payout. However, its scale is negligibly small, even though it is statistically significant. This implies that the crowding-out between recipients' market income and donors' transfer payout is quite weak in economic sense, although it is statistically significant.

The donors' transfer payout is correlated negatively with gender (that is, male) but positively with the recipients' age at an increasing rate (because the coefficient of age square is significantly positive). In general, men are wealthier than women even in old ages. Furthermore, the older, the poorer. The above results are consistent with these. If the recipients are together with spouses who are alive, they need more living expenses. Thus, this may be reflected in positive coefficient of spouse dummy of the recipients.

**Table 4. Second Stage OLS Estimation of Donors Transfer Decision Equation  
(4<sup>th</sup> Year NaSTaB)**

Bases of Tr0 Hat	REG1(Eq.3)	REG2(Eq.7)	REG3(Eq.3)	REG4(Eq.7)	REG5(Eq.3)	REG6(Eq.7)
Gen. (Donor)	88.110*** (0.562)	88.569*** (0.561)	88.239*** (0.562)	88.345*** (0.562)	72.356*** (0.560)	72.324*** (0.560)
Edu (Donor)	24.853*** (0.096)	25.051*** (0.096)	24.696*** (0.097)	24.799*** (0.097)	19.049*** (0.093)	19.115*** (0.093)
Age (Donor)	5.369*** (0.026)	5.378*** (0.026)	5.175*** (0.028)	5.171*** (0.028)	5.243*** (0.026)	5.241*** (0.026)
YD (Donor)	139.744*** (0.743)	140.478*** (0.741)	139.014*** (0.744)	138.933*** (0.744)	123.474*** (0.728)	123.657*** (0.727)
PUTR (Rec.)	-0.060*** (0.001)	-0.059*** (0.001)	-0.059*** (0.001)	-0.059*** (0.001)	-0.080*** (0.001)	-0.080*** (0.001)
MY (Rec.)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000** (0.000)	0.012*** (0.000)	0.012*** (0.000)
SPS (Rec.)	22.374*** (0.473)	21.846*** (0.473)	19.146*** (0.488)	19.125*** (0.487)		
Gender (Rec.)	-36.353*** (0.551)	-36.437*** (0.551)	-34.854*** (0.555)	-35.118*** (0.554)		
AGE (Rec.)	-4.450*** (0.020)	-4.496*** (0.020)	-6.520*** (0.086)	-6.520*** (0.086)		
AGE2 (Rec.)			0.019*** (0.001)	0.019*** (0.001)		
TrO	-0.413*** (0.002)	-0.411*** (0.002)	-0.410*** (0.002)	-0.409*** (0.002)	-0.314*** (0.001)	-0.312*** (0.001)
inverse Mill's ratio	7.424*** (0.197)	16.289*** (0.348)	11.272*** (0.556)	7.565*** (0.449)	1.631*** (0.221)	1.491*** (0.153)
Const.	-135.775*** (2.445)	-136.951*** (2.444)	-72.721*** (3.533)	-73.955*** (3.533)	-320.041*** (2.165)	-321.519*** (2.164)
N	1,443	1,443	1,443	1,443	1,443	1,443
R-squared	0.0647	0.0648	0.0646	0.0645	0.0447	0.0447

Notes: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Rec.: recipient (of transfers)

Gen.: 0 (female) or 1 (male)

Edu. : years of education

YD: dummy (1 if income is positive, zero otherwise)

PUTR: total public transfer income received

MY: market income

SPS: spouse (1 if married, zero otherwise)

## 5. Conclusions

This paper aims to estimate the existence of crowding-out effect between private and public transfers and its degree, if any. The crowding-out effect is analyzed from the donors' point of view, unlike the past studies which have analyzed it from the recipients' point of view. This makes this paper differentiated from the past literature and contribute to more fruitful results by expanding the transfer decision rule from recipients' to donors' perspectives.

In fact, the donors' transfer payout depends on their own income in a positive direction and on public transfers and other donors' transfers in negative directions. In other words, individual transfer payout is crowded out by public transfers as well as by other donors' such as brothers' and sisters' to parents for instance. The marginal crowds-out are 0.059 and 0.409 respectively for public and other donors' private transfers. The crowding-out effect is not full but significantly large in economic sense. Recipients' market income is found to significantly crowd out donors' transfer payout in statistical sense. However, the scale of its coefficient is too small to be significantly meaningful in economic sense.

In sum, this paper finds that there exists crowding-out between public and private transfers and, thus, that the redistributive effect of the marginal increase in public welfare expenditure may be exaggerated or overvalued than the actual by that much as large as the crowding-out effect. However, owing to the crowds-out, the increased overall tax burden to finance increased welfare expenditure may be relieved by the amount of crowding-out. This may ease tax resistance at least in part.

## 6. References

- Abrams, B. and M. Schmitz, "The Crowding-out Effect of Government Transfers on Private Charitable Contributions," *Public Choice*, 33, 1978, pp. 29-39.
- Altonji, Joseph G., Fumio Hayashi, and Laurence J. Kotlikoff, "Parental Altruism and Inter Vivos Transfers: Theory and Evidence," *The Journal of Political Economy*, Vol. 105, No. 6, 1997, pp. 1121-1166.
- Andreoni, J., "Giving with Impure Altruism: Applications to Charity and Ricardian Equivalence," *Journal of Political Economy*, 97, 1989, 1447-1458.
- Barrett, Kevin S., "Panel-Data Estimates for Charitable Giving: A Synthesis of Techniques," *National Tax Journal*, 44, No. 3, September, 1991, pp. 365-81.
- Barro, Robert J., "Are government bonds net wealth?," *Journal of Political Economy*, 81, 1987, pp. 1095-1117.
- Becker, G., "A Theory of Social Interactions," *Journal of Political Economy*, 82, 1974, pp. 1063-1093.
- Bergstrom, T., L. Blume and H. Varian, "On the Private Provision of Public Goods," *Journal of Public Economics* 29, 1986, pp. 25-49.
- Blundell, R. and I. Preston, "Consumption Inequality and Income Uncertainty," *The Quarterly Journal of Economics*, 113(2), 1998, pp. 603-640.
- Cox, Donald and Jimenez, E., "Achieving Social Objectives through Private Transfers: a Review," *World Bank Research Observer* 5, 1990, pp. 205-218.
- Cox, Donald and George Jakubson, "The Connection between Public Transfers and Private Interfamily Transfers," *Journal of Public Finance*, 57, 1995, pp. 129-167.
- Gale, William G. and John Karl Scholz, "IRAs and Household Saving," *The American Economic Review*, Vol. 84, No. 5, 1994(A), pp. 1233-1260.
- \_\_\_\_\_ and \_\_\_\_\_, "Intergenerational Transfers and the Accumulation of Wealth," *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 8, No. 4, 1994, pp. 145-160.
- Jensen, T. Robert, "Do Private Transfers 'Displace' the Benefits of Public Transfers? Evidence from South Africa," *Journal of Public Economics*, 88, 2003, pp. 89-112.
- Johansson, Olof, "Optimal Pigouvian Taxes under Altruism," *Land Economics* 73 (3), 1997, pp. 297-308.

- Kang, Sung-ho, Seung-Hoon Jeon, and Byung-In Lim, "An Analysis on the Effect of the Both the Income Distribution and Labor Supply of the National Pension Act Revision," *Kyong Je Hak Yon Gu*, Vol. 56, No. 3, 2008, pp. 75-107.
- Kang, Sung Jin and Hyung Joon Jeon, "The Study on the Motivation of the Private Transfers and the Crowding out Effect of Public Transfers," *Korean Journal of Public Economics*, Vol. 10, No. 1, 2005, pp. 23-46.
- Kang, Sung Jin and Myoung-jae Lee, "Analysis of Private Transfers with Panel Fixed-Effect Censored Model Estimator," *Economics Letters*, 80, 2003, pp. 233-237.
- Korea Institute of Public Finance, *Report of Basic Statistics for NaSTaB*, 2008.
- Kingma, B., "An Accurate Measurement of the Crowding-out Effect, Income Effect and Price Effect for Charitable Contributions," *Journal of Political Economy*, 97, 1989, pp. 1179-1207.
- Krueger, D. and F. Perri, "Does Income Inequality Lead to Consumption Inequality?: Evidence and Theory," *NBER Working Paper 9202*, 2002.
- Lee, Man Woo, Jin Young Kim, and Dae Chul Kim, "The Calculation of Pension Wealth and Effect on Labor Suppl: Centering around Working Hours of the Male Household Head Workers," *Korean Journal of Public Finance*, Vol. 1, No. 1, 2008, pp. 143-186.
- Park, Ki-baeg, *A Study on Tax Relief and Tax Expenditure*, Research Report, Korea Institute of Public Finance, 1999.
- , "Estimation Model of Tax Relief and Policy Implications," *Fiscal Studies of Korea*, Vol. 11, 1996.
- Ravallion Martin, Dominique van de Walle and Madhur Gautam, "Testing a Social Safety Net," *Journal of Public Economics*, Vol. 57, 1995, pp. 175-199.
- Reece, W. and K. Zieschang, "Consistent Estimation of the Impact of Tax Deductibility of the Level of Charitable Contribution," *Econometrica*, 53, 1985, pp. 271-293.
- Roberts, R. "A Positive Model of Private Charity and Public Transfers," *Journal of Political Economy*, 92, 1984, pp. 136-148.
- , "Financing Public Goods," *Journal of Political Economy* 95, 1987, pp. 420-437.
- Sandmo, A., "Optimal Taxation in the Presence of Externalities," *Swedish Journal of Economics* 77, 1975, pp. 86-98.

- Schiff, J., "Does Government Spending Crowd out Charitable Contributions?" *National Tax Journal*, 38, 1985, pp. 535-546.
- Sung, Myung Jae and Ki-baeg Park, "Redistributive Effects of Taxes and Transfers Including Consumption Taxes and In-kind Benefits," *Korean Journal of Public Finance*, Vol. 1, No. 1, 2008, pp. 63-94.
- \_\_\_\_\_ and \_\_\_\_\_, "Effects of Demographic Changes on Income Inequality in Korea," *Kyong Je Hak Yon Gu*, Vol. 57, No. 4, 2009, pp. 5-37.
- Warr, P., "The Private Provision of A Public Good Is Independent of the Distribution of Income," *Economic Letters* 13, 1983, pp. 207-211.

## Appendix A. Miscellaneous Tables

**Table A.1. First Stage OLS Estimation of Donors' Transfer Decision Equation  
(3<sup>rd</sup> Year NaSTaB)**

Dep.Var=Trp	Eq. 1	Eq. 2	Eq. 3	Eq. 4	Eq. 5	Eq. 6	Eq. 7	Eq. 8
Gen. (Donor)	36.076*** (0.475)	38.324*** (0.472)	35.355*** (0.474)	37.433*** (0.471)	36.788*** (0.474)	38.597*** (0.471)	36.147*** (0.473)	37.774*** (0.470)
Edu (Donor)	16.425*** (0.072)	19.604*** (0.073)	16.640*** (0.073)	19.620*** (0.073)	-18.110*** (0.245)	-3.674*** (0.252)	-16.017*** (0.244)	-2.060*** (0.252)
Edu <sup>2</sup> (Donor)					1.538*** (0.010)	1.024*** (0.011)	1.456*** (0.010)	0.955*** (0.011)
Age (Donor)	7.657*** (0.021)	-18.831*** (0.110)	7.600*** (0.021)	-18.129*** (0.110)	7.178*** (0.021)	-16.784*** (0.112)	7.153*** (0.021)	-16.216*** (0.112)
Age <sup>2</sup> (Donor)		0.278*** (0.001)		0.270*** (0.001)		0.253*** (0.001)		0.247*** (0.001)
YD (Donor)	104.884*** (0.602)	118.303*** (0.601)	102.619*** (0.601)	116.110*** (0.600)	102.254*** (0.601)	115.353*** (0.601)	100.053*** (0.600)	113.269*** (0.601)
SELD (Donor)			-16.232*** (0.507)	-10.530*** (0.505)			-18.146*** (0.506)	-12.275*** (0.504)
LOCD. (Donor)			-84.901*** (0.518)	-78.306*** (0.516)			-81.752*** (0.518)	-76.806*** (0.516)
Const.	-392.269*** (1.630)	144.012*** (2.721)	-364.767*** (1.634)	154.122*** (2.716)	-198.746*** (2.089)	224.963*** (2.845)	-182.636*** (2.086)	229.105*** (2.839)
N	1,524	1,524	1,524	1,524	1,524	1,524	1,524	1,524
R-squared	0.0445	0.0567	0.0501	0.0617	0.0490	0.0586	0.0541	0.0633

Notes: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Gen.: 0 (female) or 1 (male)

Edu. : years of education

YD: dummy (1 if income is positive, zero otherwise)

SELD: dummy (1 if living in Seoul, zero otherwise)

LOCD: dummy (1 if living in Metropolitan area except Seoul, zero otherwise)

**Table. A.2 Second Stage OLS Estimation of Donors Transfer Decision Equation  
(3<sup>rd</sup> Year NaSTaB)**

Bases of Tr0 Hat	REG1 (Eq.3)	REG2 (Eq.4)	REG3 (Eq.8)	REG4 (Eq.3)	REG5 (Eq.4)	REG6 (Eq.8)	REG7 (Eq.3)	REG8 (Eq.4)	REG9 (Eq.8)
Gen. (Donor)	56.862*** (0.481)	57.735*** (0.479)	56.603*** (0.479)	56.966*** (0.481)	57.956*** (0.479)	57.367*** (0.479)	28.501*** (0.475)	29.801*** (0.475)	29.558*** (0.476)
Edu (Donor)	29.697*** (0.081)	29.547*** (0.081)	29.564*** (0.081)	29.660*** (0.081)	29.613*** (0.081)	29.705*** (0.081)	19.984*** (0.074)	19.679*** (0.074)	19.652*** (0.075)
Age (Donor)	9.181*** (0.021)	9.054*** (0.021)	9.047*** (0.021)	9.295*** (0.022)	9.207*** (0.022)	9.249*** (0.022)	8.034*** (0.021)	7.875*** (0.021)	7.862*** (0.021)
YD (Donor)	113.138*** (0.623)	113.166*** (0.618)	114.291*** (0.618)	113.316*** (0.623)	113.362*** (0.618)	114.839*** (0.618)	111.514*** (0.607)	111.793*** (0.607)	111.928*** (0.607)
PUTR (Rec.)	-0.066*** (0.001)	-0.067*** (0.001)	-0.066*** (0.001)	-0.066*** (0.001)	-0.067*** (0.001)	-0.067*** (0.001)	-0.091*** (0.001)	-0.093*** (0.001)	-0.092*** (0.001)
MY (Rec.)	-0.026*** (0.000)	-0.025*** (0.000)	-0.025*** (0.000)	-0.026*** (0.000)	-0.025*** (0.000)	-0.026*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.005*** (0.000)	0.004*** (0.000)
SPS (Rec.)	140.748*** (0.922)	143.007*** (0.920)	142.971*** (0.919)	133.085*** (0.981)	135.558*** (0.979)	132.107*** (0.973)			
Gender (Rec.)	-5.058*** (0.426)	-5.376*** (0.424)	-4.342*** (0.424)	-5.213*** (0.426)	-5.031*** (0.424)	-4.374*** (0.424)			
AGE (Rec.)	-7.729*** (0.018)	-7.748*** (0.018)	-7.736*** (0.018)	-5.902*** (0.082)	-5.627*** (0.082)	-5.278*** (0.081)			
AGE2 (Rec.)				-0.016*** (0.001)	-0.019*** (0.001)	-0.022*** (0.001)			
TrO	-0.293*** (0.001)	-0.264*** (0.001)	-0.250*** (0.001)	-0.290*** (0.001)	-0.262*** (0.001)	-0.245*** (0.001)	-0.262*** (0.001)	-0.227*** (0.001)	-0.212*** (0.001)
inverse Mill's ratio	3.158*** (0.162)	21.971*** (1.012)	4.316*** (0.182)	4.649*** (0.312)	7.611*** (0.235)	30.327*** (0.719)	5.008*** (0.155)	4.296*** (0.180)	3.649*** (0.199)
Const.	241.269*** (1.918)	-239.610*** (1.916)	-242.623*** (1.915)	285.581*** (2.717)	-294.161*** (2.715)	-305.572*** (2.715)	406.997*** (1.663)	402.563*** (1.661)	403.307*** (1.671)
N	1,524	1,524	1,524	1,524	1,524	1,524	1,524	1,524	1,524
R-squared	0.0976	0.0965	0.0959	0.0975	0.0967	0.0963	0.0599	0.0578	0.0570

Notes: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Rec.: recipient (of transfers)

Gen.: 0 (female) or 1 (male)

Edu. : years of education

YD: dummy (1 if income is positive, zero otherwise)

PUTR: total public transfer income received

MY: market income

SPS: spouse (1 if married, zero otherwise)

## **Appendix B. Transfer Decision Rule with respect to Recipients' Point of View**

Consider alternatively a problem of transfer decision rule with respect to parents' point of view. All transfer income received from all children is the sum of  $Tr_j$  in Equation (4) such that  $Tr_p = \sum_j Tr_j$ .

If we add  $dTr_{-j}$  in both sides of Equation (5), the left hand side becomes  $dTs$ . Thus, the effect of parents' income or public transfers on  $dTs$  is  $(1 + f_{Y_p})$ . Since the changes in parents' income or government's public welfare expenditure are included in  $dTs$ , the effect on private transfers is  $f_{Y_p}$ . Therefore, the crowding-out effect can be interpreted as in Equation (7).

The first order partial differentiation with respect to income instead of tax in Equation (6) yields  $\frac{\gamma}{1-\gamma_p}$ . However, children's disposable income is not observed in the survey data set. Furthermore, it does not have information of demographic characteristics of children such as age, education level and etc., even though transfers from children to parents depend on the unobserved children's characteristics.

Any inference based only on information of recipients may be misleading due to the biases from the omitted variable problem. This problem could be mitigated when a couple of conditions are met. Ages or education levels of parents could sometimes be used for instrumental variables for those. The omitted variable problem could be avoidable to the extent that panel analysis is concerned. What remains for omitted variables, despite these modifications, is children's income, which is hardly replaceable or cancelled out.

Let  $Tr_p$  be the total amount of private transfer income received from all children. Also, let  $Y_p$  and  $Y_{-p}$  respectively denote recipient's market income and (gross) income of within-household members other than the recipient. Let  $G_p$  be the public transfers that the recipients (that is, parents) of private transfers receives and  $X_p$  be the characteristics variables of the recipients. Then, the regression equation with respect to the recipients' point of view can be written of the form:

$$Tr_p = b_0Y_p + \beta_1Y_{-p} + b_2G_p + bX_p + \eta_p \quad (A.1)$$

Where  $b$  and  $b_k$  ( $k=0,1,2$ ) are coefficients.  $Y_{-p}$  in the above equation can be interpreted as virtual income. Because private transfers are non-negative, the decision equation of private transfer income is basically of the form of Tobit model. In other words, observed private transfers are zero when Equation (A.1) is negative. Therefore,  $Tr_p$  can be interpreted as the implicit value or potential demand for private transfers received. It is observed only when the right hand side of the equation is positive.



## 개인연금 소득공제 제도의 세액공제로의 변화 시 소득계층별 정책효과분석

■ 정 원 석\* · 강 성 호\*\*

\* 본 연구결과는 저자의 개인적인 견해이며 저자의 소속기관과는 무관함을 밝힙니다.  
\*\* 보험연구원 연구위원  
\*\*\* 보험연구원 연구위원



# 차 례

I. 서론 .....	133
II. 개인연금 가입 현황 및 공제 특성 .....	135
1. 개인연금 특성 및 가입 현황 .....	135
2. 개인연금 소득공제 및 세액공제 특성 .....	139
3. 현행 연금과세 체계의 문제점 .....	143
III. 자료 및 분석방법 .....	145
1. 사용자료 및 기술통계 .....	145
2. 분석방법 .....	147
IV. 분석결과 .....	154
1. 개인연금 가입 결정요인 분석 .....	154
2. 소득계층별 개인연금 가입 결정요인 및 탄력성 추정 .....	156
V. 결론 및 시사점 .....	160
VI. 참고문헌 .....	162



# 개인연금 소득공제 제도의 세액공제로의 변화 시 소득계층별 정책효과분석

정원석 · 강성호

## 요약

기존의 세제적격 개인연금에 대한 세제혜택은 소득공제 방식으로 인해 한계세율이 높은 고소득층에 유리하다는 비판에 따라 최근 정부는 세액공제 방식으로 전환할 예정이다. 본 고에서는 소득공제에서 세액공제로 전환에 따른 제도변화 효과를 2기간 이론모형을 활용하여 분석하고, 또한 실증자료를 활용한 소득탄력성 추정을 통해 소득계층별 관점에서 유의미한 함의를 찾고 있다. 먼저 이론모델분석 결과, 한계세율이 아닌 평균세율로 적용되는 세액공제방식에 의해 저소득층은 현행보다 높은 혜택을, 고소득층은 적은 혜택을 받을 것으로 분석되었다. 한편, 실증적인 측면에서는 제5차 재정패널 데이터를 활용하여 세제적격 개인연금 납입액에 대한 소득의 탄력성을 분위회귀 모형을 활용하여 추정하고 있다. 이에 의하면, 고소득층에 비해 저소득층 및 중위수 소득계층에서 개인연금 납입액이 소득에 민감하게 반응하는 것으로 분석되었다. 따라서, 세액공제제도로의 전환으로 중위소득이하계층에서는 가처분소득의 증가가, 고소득층에서는 감소가 예상되므로 새로이 도입되는 세액공제제도는 중·저소득층의 개인연금 납입액을 증대시키는 효과가 있을 것으로 예상된다. 이를 통해 볼 때, 중저·소득층에 대해서는 적극적인 개인연금 가입·유지를 통해 연금사각지대를 완화할 수 있도록 홍보하고, 고소득층에 대해서는 세제 개편의 올바른 이해와 이에 맞는 효과적인 연금상품 개발의 필요성이 있음을 시사한다고 하겠다.

## I. 서론

급속한 고령화, 부양구조 변화, 장수리스크의 증가는 향후 노후소득의 안전한 보장을 담보하기 어려울 수 있다는 불안감을 증가시키고 있지만, 재정안정화 문제로 인해 국민연금의 노후소득보장 기능도 약화되고 있다는 것이 현실이다. 이러한 상황에서 퇴직연금 및 개인연금 등 사적연금의 역할 강화의 필요성이 증대하고 있지만 이 또한 노후소득원으로서 현실적인 한계에 직면하고 있는 실정이다. 이러한

공·사적 연금제도가 처한 어려움에도 불구하고 노후소득보장에 대한 관심은 지속적으로 증가함에 따라 이에 대한 대책마련의 필요성은 더욱 증가하고 있다고 하겠다.

특히, 현 정부의 국가정책목표 중의 하나인 복지재원마련도 이러한 사회적 환경 변화와 무관하지 않는 것으로 이해된다. 이미 주지하다시피 현 정부에서 세원확대를 통해 복지재정을 충당하는 계획을 설정하고 있으며, 이러한 정책방향에서 볼 때 최근 연금세제 개편도 동일 맥락에 있다고 하겠다. 이러한 관점에서 동 연구에서는 최근 연금과세 개편 방향인 연금보험료 소득공제방식을 세액공제방식으로 전환한다는 점에 초점을 두고 살펴보고자 한다. 개정 연금세제에 의하면 공적연금과 사적연금 보험료에 대한 과세체계를 서로 달리 적용하고 있다. 즉, 공적연금에 대해서는 기존과 동일하게 소득공제방식을 적용하나, 사적연금에 대해서는 세액공제 방식을 적용하도록 하고 있다. 또한 개정 연금과세 체계는 납부시점의 보험료에 대해서만 세액공제 방식으로 변경하도록 하고 있으며, 급부시점의 연금소득에 대해서는 기존과 동일하게 소득공제 방식을 유지한다는 점에 유의할 필요가 있다. 동 연구에서는 이러한 연금과세 체계 변화를 고려하여, 사적연금 보험료에 대한 과세체계가 소득공제 방식에서 세액공제 방식으로의 전환함에 따라 소득계층별 정책효과가 어떻게 나타나는지에 대해 살펴보고 시사점을 도출하는 것을 연구목적으로 하고 있다.

그 동안 연금과세와 관련하여 상당한 연구들이 수행된 것으로 파악된다. 그러나, 대부분의 선행연구들은 퇴직연금 및 개인연금 활성화를 위한 세제개편 방안을 거시적 측면에서 접근하거나 소득공제 제도의 확대 등을 중심으로 분석하는 연구(김인식·류건식·김대환, 2011; 김수성, 2010; 김용주 외, 2008 등)였다. 또한 공적연금과의 관계에서 공·사적연금의 과세체계 비교 연구 혹은 세제에 따른 경제적 효과분석(예, 수익비, 소득재분배 효과) 등을 분석한 연구들(정요섭·이정화, 2008; 구성권, 2008; 황규영, 2010 등)이 대부분인 것으로 판단된다.

다양한 기존연구가 존재함에도 불구하고 본 연구가 차별화되는 몇 가지 이유를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 최근 개편된 연금과세체계인 세액공제 방식에 대해 이론모형과 실증모형을 통해 분석하고 평가한다는 점이다. 그 동안 세제적격 개인연금의 보험료에 대한 소득공제제도는 누진적 세율체계로 인한 세제혜택의 역진

성의 문제가 지속적으로 지적되어 왔다. 이에 정부에서는 조세지출의 역진성 문제를 해소하기 위해 개인연금 보험료에 적용하던 공제방식을 소득공제에서 세액공제로 전환하는 방안을 제시한 바 있다. 둘째, 공제방식의 변화가 소득계층별에 따라 개인연금 가입여부 및 가입규모가 달라질 수 있다는 점을 분석하기 위해 분위회귀(Quantile regression) 모형을 활용하여 분석하고 있다는 점이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제1장 서론에 이어 제2장에서는 우리나라 개인연금의 현황과 공제제도의 특성에 대해 살펴본다. 제3장에서는 본 연구에 활용한 자료와 그 기초통계에 대해 살펴보고, 분석가정, 분석방법 등에 대해 설명한다. 제4장에서는 개인연금 가입결정요인 및 가입규모에 대한 실증분석 결과를 통해 연금과세 체계 개편에 따른 효과를 추정해 본다. 제5장에서는 결론 및 시사점으로 정리하고자 한다.

## II. 개인연금 가입 현황 및 공제 특성

### 1. 개인연금 특성 및 가입 현황

개인연금 가입현황을 살펴보기에 앞서 3층 연금체계의 전체적인 구성 체계 및 현황을 살펴보면 다음과 같다. 우리나라 3층 연금소득보장체계는 국민연금, 특수직역연금(공무원연금, 사학연금, 군인연금, 별정우체국연금)으로 구성되는 공적연금 부분과 퇴직연금, 개인연금으로 구성되는 사적연금 부분으로 대별할 수 있다. 물론 최근 도입된 기초연금제도는 무기에 공적연금 부분에 포함된다고 하겠다.

고령화 사회를 대비한 노후소득보장과 관련하여, 공적연금이 노후의 기본적 소득보장을 목표로 한다면, 사적연금인 개인연금은 노후소득의 적정 및 추가적 보장을 목적으로 1994년에 세제적격(보험료 소득공제) 형태로 도입되었다. 본 연구에서는 세제적격 개인연금에 초점을 두고 있는데, 개인연금 불입금에 대한 소득공제는 가처분소득 제고와 과세 형평 개선이라는 두 가지 목표를 두고 있다고 하겠다. 2013년 현재 연간 개인연금 소득공제 한도는 400만원(퇴직연금 본인부담분 포함)

[그림 1] 우리나라의 노후보장체계

사적 연금	3층	개인연금('12.6월 13,154천건)			
	2층	퇴직연금 ( '12.12월 438만명)		특수직역연금* ( '12.6월, 1,513천명)	
공적 연금	1층	국민연금 ( '12.12월, 2,033만명)			
	0층	기초노령연금(65세 이상 소득하위 70%) ( '12.12월, 지급대상 386만명)			
		국민기초생활보장제도			
	대상	근로자	자영자	기타	공무원 등

주: 1) ( ) 안은 각 연금의 가입자 수(단, 개인연금은 연금저축, 연금보험을 합산한 건수)  
 2) \* 특수직역연금은 공무원, 사학, 군인, 별정우체국연금으로 구성되며, 군인은 '11년기준으로 산출되어 합산됨  
 자료: 보험연구원 내부자료(2013).

이며, 10년 이상 유지 시에는 해지 여부와 관계없이 혜택을 받게 된다. 세제적격 연금저축의 소득공제 주요 요건을 살펴보면, 최소 5년 이상 보험료를 납부해야 하고, 연간 저축한도는 1,800만원(퇴직보험 포함)이며, 만 55세 이후부터 10년 이상 연금으로 지급하여야 한다(소득세법시행령 제40조의2).

이러한 세제적격 개인연금의 유형을 보면, 은행권의 연금저축신탁, 증권사의 연금저축펀드, 보험업계의 연금저축보험 등으로 구분할 수 있다.

<표 1> 금융기관별 연금저축 비교

구분	생명보험사	손해보험사	은행	자산운용사
상품형태	연금저축보험	연금저축보험	연금신탁	연금펀드
납입방식	매월 정해진 금액 의무납입		1만원이상 자유납입	
수수료 (사업비)	매월 납입 보험료에 비례하여 부과		적립액에 비례하여 부과	
연금형태	종신,확정,상속형	확정형(5~25년)	확정형(최소5년이상)	
원금보장여부	보장	보장	보장	보장불가
예금자보호법 적용 여부	적용	적용	적용	적용불가

주: 연금저축 취급기관은 보험사, 은행, 자산운용사, 증권투자회사, 우체국(보험), 농수협 및 중앙회(생명보험), 신용협동조합 중앙회(생명공제)  
 자료: 금융위원회(보도자료, 2012. 4. 4), 연금저축 활성화를 위한 통합공시 및 관리 강화

개인연금 자산규모(적립금)를 살펴보면, 2012년 현재 202조원<sup>1)</sup>을 상회하는 수준이며, 이중 세제적격(연금저축)이 약 79조, 비적격(연금보험<sup>2)</sup>)은 약 123조에 이르고 있다(보험연구원 내부자료, 2013).

<표 2> 개인연금 적립금 규모

(단위: 십억원)

년도	세제적격 연금(A)					세제비 적격연금 (B)	개인 연금전체 (A+B)
	생보	손보	은행	자산운용	기타		
1994	634	250	1,097	568	0	-	2,548
1995	1,786	689	2,143	1,545	0	-	6,173
1996	3,952	1,309	3,376	2,076	0	-	10,713
1997	5,611	1,751	4,549	1,461	0	-	13,373
1998	6,710	2,045	5,024	1,203	0	-	14,981
1999	6,990	2,152	5,458	1,339	0	-	15,938
2000	9,266	2,779	6,528	1,020	0	-	19,593
2001	10,992	3,272	7,540	1,081	0	24,654	47,539
2002	12,763	3,763	8,406	1,094	0	28,629	54,655
2003	14,050	4,239	9,238	1,071	0	34,377	62,974
2004	15,304	4,616	9,965	1,090	0	40,100	71,105
2005	16,943	5,091	10,604	1,182	0	44,347	78,167
2006	17,722	5,480	11,056	1,271	1,957	49,602	87,088
2007	20,158	6,138	11,238	1,697	2,463	53,139	108,045
2008	22,837	7,057	11,014	2,290	3,080	54,242	117,239
2009	25,927	8,360	10,856	2,924	3,851	83,870 <sup>1)</sup>	135,788
2010	29,839	10,274	11,320	3,552	4,629	98,380 <sup>2)</sup>	157,994

주: 1994~2008년도 자료는 금융감독원, 국민연금관리공단 및 노동부자료를 재구성한 이순재·김현수(2009)자료를 재인용, 2009년도 이후는 금융감독원의 개인연금관련통계 공시자료를 합쳐 재구성함. 1)~2) 수치는 개인연금 전체자료에서 세제적격 연금을 차감한 결과임.

자료: 미래에셋퇴직연금연구소 은퇴와 연금, January. 2012 No. 58

세제적격 개인연금의 도입 첫 해인 1994년 적립금 규모는 2.5조원 수준이었으며, 1996년 10조원을 돌파하여, 2001년에는 비과세 개인연금(세제비적격)과 합산하여 48조원까지 증가하였다. 2007년에 100조원의 개인연금 시장을 형성하기에 이르렀으며, 그 후 약 5년만에 200조원을 초과하는 시장규모로 성장하고 있다.

개인연금 가입률을 살펴보면, 2012년 6월 현재 13,154천건으로 총 인구대비 약 26.3%로 추정된다(보험연구원 내부자료, 2013). 유의할 점은 현재 금융기관별로 연금저축 통계를 사별 공개하고 있지 않아, 가입률을 총인구수 대비 가입건수로 산

1) 국민연금('88년 도입)은 약 '12년말 380조, 퇴직연금('05년 도입)은 약 67조에 이른다.  
2) 비적격 연금보험상품은 현재 생명보험에서만 취급되고 있다.

출한 것이므로 1인당 두 건이상 가입할 수 있다는 점에서 다소 과대 추정되었을 수는 있다.<sup>3)</sup>

한편, 개인연금 가구 가입률을 살펴보면, 2012년 21.6%로 2007년 21.2% 이후 정체추세를 보이고 있는 것으로 분석된다. 또한 근로자 소득계층별 연금저축 가입률을 살펴본 결과, 저소득층 일수록 가입율이 낮아 소득계층간 가입률의 양극화가 발생할 우려가 있는 것으로 판단된다.

<표 3> 개인연금 가구가입률 추이

(단위 : %)

구분	'07	'08	'09	'10	'11	'12
가구가입률	21.2	18.7	21.0	20.2	21.2	21.6

주: 보사연 복지패널조사를 활용하였으며, 연금저축과 연금보험(연금전환 가능 종신보험 포함) 포함 개념임

자료: 금감원(2010), 사적연금시장 현황; 금융위(2012), 보도자료(4/4); 보건사회연구원(2013), 한국복지패널 보고서; 보험연구원 내부자료, 2013 재인용.

<표 4> 근로자 소득계층별 연금저축<sup>1)</sup> 가입률('11)

(단위 : %)

전체	2천만원 이하	2~4천만원	4~6천만원	6~8천만원	8천만~1억원	1억원 초과	전체
가입률	2.0	23.6	46.1	59.0	63.6	56.9	12.0

주: 1) 세계적격 연금저축 가입률을 의미, 국제자료를 바탕으로 작성된 것이므로 실태조사 자료와 상이할 수 있음

자료: 보험연구원 내부자료, 2013 재인용.

3) 추정식: 13,154천건(6,315+6,839천건)\*50,004천명\*\*

\* 금융기관별 연금저축 가입비중('12. 6월 기준) : 보험사(생·손보사)가 전체(6,315천건)의 80.4%(생보사 46.7% 2,947천건, 손보사 33.7% 2,125천건)를 차지하였으며, 은행 15.4%(975천건), 자산운용사 4.2%(268천건) (금융감독원 보도자료, 2012. 10. 16)

\* 생보사 연금보험 가입건수 : 6,839천건('12. 6월 기준, 보험개발원, 보험통계연보, 2012.8.)

\*\* '12년 기준 추정인구수: 50,004천명(통계청 보도자료, 2012. 6. 27))

이러한 우리나라의 사적연금 가입율은 주요 선진국에 비해 매우 낮은 것으로 조사되었다. 개인연금 가입률이 가장 높은 국가는 캐나다('08)로 35.1%였으며, 독일('08) 29.9% 순이었으며, 이에 비해 우리나라는 12.2%('09) 수준이었다.

<표 5> 주요국의 사적연금 유형별 가입률

(단위: %)

구분		미국 (‘09)	영국 (‘09)	독일 (‘08)	오스트리아 (‘09)	캐나다 (‘08)	한국 (‘09)
임의 가입	개인연금	24.7	18.1	29.9	25.7	35.1	12.2
	퇴직연금	32.8	49.1	32.2	12.1	33.9	18.8
	소계	41.1	-	-	-	52.6	-

주: 1) 생산활동인구(16~64세) 대비 가입률.

자료: OECD, pension at a glance(2011). p173을 재구성; 보험연구원 내부자료, 2013 재인용.

## 2. 개인연금 소득공제 및 세액공제 특성

현재 우리나라 소득세법에서는 ‘열거주의 방식’의 과세체계에 따라 과세소득을 이자소득·배당소득·부동산임대소득·사업소득·근로소득·연금소득·기타소득·퇴직소득·양도소득의 9가지로 구분하여 과세하고 있다. 특히, 2002년부터 연금소득에 대하여는 유형별 포괄주의<sup>4)</sup> 과세제도를 도입하였으며, 연금소득에 대한 과세방식은 연간 총연금 수령액(공·사적연금 포함)에서 연금소득 공제금액을 차감한 후 다른 소득과 합산하여 종합과세하는 것을 원칙으로 한다.

2000년 세제 개편 전까지 공·사 연금과세 체계는 분리되어 서로 다른 체계로 운영되었으나, 세제 개편을 통해 ‘보험료에 대한 소득공제, 연금급여에 대한 과세’ 체계로 전환(TEE→EET)함으로써 공사연금 동일 과세 체계가 되었다. 일반적으로 연금소득 과세 체계는 보험료 납입 시 소득공제(Exempt), 운용단계 수익 비과세(Exempt), 연금수령 시 과세(Tax)하는 EET 방식이 일반적인 추세이다.<sup>5)</sup> 사적연금

4) 2002년 이후 이자·배당소득에 대해서도 포괄주의 과세제도를 도입하고 있다.

5) 미국, 영국, 프랑스, 캐나다, 독일, 덴마크, 스위스 등은 EET 방식이고, 스웨덴, 일본, 호주 등

은 2001년, 공적연금은 2002년부터 연금수령 시 과세로 전환됨에 따라 공사연금은 원칙적으로 EET 방식으로 전환되었으나 EET 방식은 공적연금에는 온전히 적용되지만 사적연금에는 TEE와 EET 방식이 혼용되고 있다. 즉, 공적연금은 본인부담 보험료 전액에 대해 소득공제 되나 사적연금은 공제한도 400만 원(퇴직연금 및 개인연금 본인부담분의 합산액) 이상의 보험료에 대해서는 비공제된다.<sup>6)</sup> 또한 사적연금 중 EET 방식으로 적용되는 것은 세제적격 개인연금에 한정되며, 비적격 연금형태인 변액연금과 즉시연금은 TEE 방식으로 운영되고 있다.

<표 6> 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		
	특수직역 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: 강성호(2013)

현 정부에서는 과세체계 개편을 통해 효과적인 세수확보를 목표로 하고 있다. 이와 관련하여, 연금세제의 경우도 연금보험료에 대한 소득공제 적용을 세액공제 방식을 적용하는 것으로 개편한 바 있다. 이러한 연금세제 개편은 크게 세 가지로

은 운용단계에서 부분적 과세가 추가되는 ETT 방식의 과세 체계임.

6) 비공제된 부분에 해당하는 금액은 연금수령 시 연금소득에서 비과세됨. 단, 연금저축 중도 해지 시 소득공제 환급(해지금액의 22%), 해지가산세(불입누계액의 2%) 부담함.

정리할 수 있는데, 첫째, 사적연금보험료 공제 방식을 소득공제에서 세액공제로 전환이고, 둘째, 연금계좌에서 사용한 노후의료비 지출에 대해서는 연금수령으로 인정하며, 셋째, 일시금에 대한 세 부담 완화 조치라고 하겠다.

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 적용한다는 것이다. 한편, 연금수령한도를 초과하여 연금계좌에서 인출하는 금액에 대해서는 기타소득(기본 20%, 부득이한 경우 15% 세율)<sup>7)</sup>으로 과세하던 것을 노령자의 의료목적으로 인출할 경우 연금소득으로 인정하여 3~5% 원천징수 한다.<sup>8)</sup> 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 인하한다는 것이다.<sup>9)</sup>

2013년 연금세제 개편 내용은 다음과 같이 평가할 수 있다. 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 있다는 점이다. 따라서 고소득층은 신규가입 유인이 줄어들고 납부금액도 낮추게 될 것이며, 저소득층은 반대의 행태를 보일 수 있다. 연금수령한도를 초과하여 지출한 노후의료비에 대해 세 부담을 완화해 주는 연금세제 개편은 노후의료비 부담 완화 및 가처분소득을 증대시키는 효과가 있다고 하겠다.

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 존재한다는 점이다.

이러한 소득공제 방식에 의하면, 고소득층의 경우 높은 한계세율 적용으로 상대적으로 역진적 세제효과가 나타날 수 있다는 지적이 있어왔다. 이와 관련하여 보

7) 소득세법시행령 제40조의2제3항.

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

9) 2012년까지 퇴직일시금 수령 시 전부(퇴직금, 자기불입금, 운용수익) 퇴직소득 과세였으나, 2013년 세법 개정안에 의하면 이를 구분하고 있음(개정 소득세법안, 제129조제1항).

혐료 소득공제(입구세제방식)에 따른 연금의 한계세제 혜택 효과를 살펴보면 다음 <표 7>과 같다. 이에 의하면 동일 한 400만원의 보험료를 납부할 경우 1천2백만원 이하의 저소득자는 최대 24만원의 세0금을 돌려받게 되지만, 3억원 이상의 고소득자는 최대 152만원의 세금을 돌려받게 되어 약 6.3배의 소득감면 격차가 발생하는 것으로 추정할 수 있다. 물론 이러한 방식은 한계세율 관점에서 접근한 것이므로 현실적으로 나타는 유효세율<sup>10)</sup> 관점에서 접근하면 이보다는 격차가 완화될 것으로 볼 수 있지만, 상당한 격차가 발생할 것이라는 점은 자명하다고 하겠다.

<표 7> 입구관련 연금세제혜택 (400만원 기준)

과세표준	~ 1.2천만원	~ 4.6천만원	~ 8.8천만원	~ 3억원	3억원 ~
소득세율	6%	15%	24%	35%	38%
세제혜택	최대 24만원	최대 60만원	최대 96만원	최대 140만원	최대 152만원

자료: 기재부(2012)

이러한 문제로 인해 현행 연금세제 개편에서는 개인연금, 퇴직연금(본인부담분)에 대해서는 세액공제 방식을 적용하는 것으로 전환하고 있다. 이때 적용되는 세액공제율은 모든 소득계층에 동일하게 12%로 적용하는 것으로 하고 있다. 이러한 방식으로 2013년 연금세제 개편 효과를 분석하면, 저소득층은 소득공제에 비해 유리하고 고소득층은 상대적으로 불리해지는 결과로 나타남을 알 수 있다.

<표 8>에 의하면 모든 연금유형에서 1억 원 초과 소득자는 세제감면 효과가 줄어들며, 6천만 원 초과 1억 원 이하 소득구간에서는 평균적으로 차이가 없고, 6천만 원 이하 소득자의 경우는 상대적으로 세액공제로 인해 소득증대 효과가 발생할 것으로 추정되었다. 세제 개편 효과를 세액공제 시 조세감면액과 소득공제 시 조세감면액의 차액 대비 소득공제 시 조세감면액의 비율(세제혜택 변화 효과)의 비율로 설명하면, 3천만 원 이하는 152.1%, 3천만 원 초과 6천만 원 이하는 63.5%, 6천만 원 초과 1억 원 이하는 0%, 1억 원 초과 3억 원 이하는 -40.2%, 3억 원 초과는 -58.7%로 나타나 전체적으로는 10.5%만큼 세제혜택이 감소하는 것으로 분석되었다(강성호, 2013).

10) 자신의 소득대비 실제로 부담한 세금의 비율

<표 8> 과세표준소득 규모별 1인당 보험료 소득공제 및 세액공제 시  
조세감면 효과

(단위: 천 원, %)

과세표준소득 구간	연금유형	소득공제 시 효과(A)		세액공제 시 효과(B)		차이(B-A)	
		퇴직 연금	개인 연금	퇴직 연금	개인 연금	퇴직연금	개인연금
3천만 원 이하		68	90	171	227	103 (152.1)	137 (152.1)
3천만 원 초과 6천만 원 이하		145	161	237	263	92 (63.5)	102 (63.5)
6천만 원 초과 1억 원 이하		273	291	273	291	0 (0.0)	0 (0.0)
1억 원 초과 3억 원 이하		535	513	320	307	-215 (-40.2)	-206 (-40.2)
3억 원 초과		924	827	382	342	-542 (-58.7)	-486 (-58.7)
합계		272	302	244	271	-29 (-10.5)	-32 (-10.5)

주: 1) 국세통계연보(2012)를 활용하여 저자가 산출함.

2) ( ) 안은  $(B-A)/A \times 100$ 으로 산출함.

자료: 강성호(2013).

이러한 결과를 두고 볼 때, 세제 개편에 따라 사적연금 가입 및 유지 확률이 감소할 우려가 있으나, 중산층 이하에서는 가입 및 유지 유인이 증가할 수 있으므로 중산층 이하 집단에 대해서는 세제변화에 대한 올바른 이해를 제고할 필요가 있고, 고소득층에 대해서는 변화된 세제에 맞는 효과적인 연금상품 개발이 요구됨을 알 수 있다.

### 3. 현행 연금과세 체계의 문제점

최근 개인연금 소득공제 방식이 세액공제 방식으로 전환되었다고 하지만 몇 가지 측면에서 여전히 문제점을 안고 있다. 첫째, 공·사적 연금과세 방식이 서로 다르고, 퇴직 및 개인연금 보험료에 대한 소득공제의 상한이 존재함에 따라 완전한 EET형 과세체계라고 보기 어렵다는 점이다. 즉, 공적연금 보험료는 여전히 소득공제 방식을, 사적연금 보험료에만 세액공제 방식을 적용하고 있어 연금과세 방식이 혼용되고 있다는 점이다. 또한 공적연금 보험료에는 소득공제 한도가 없으며

로 보험료 전액에 대해 공제되어 완전한 EET 과세체계라고 할 수 있으나, 퇴직 및 개인연금의 경우 보험료에 대해 세액공제방식으로 전환되었지만 보험료 세액 공제 상한(연간 400만원)이 존재하여 세액공제 이하의 보험료에 대해서는 EET, 그 이상 보험료에 대해서는 TEE가 적용되는 혼합방식이어서 복잡한 구조를 띠고 있다는 점이다.

둘째, 보험료 납부시점이든 연금수급시점이든 과세 적용을 받지 않는 연금소득이 존재할 수 있다는 점이다. 종합소득과세에 적용하는 연금소득공제 규모가 크고 또한 공·사적 연금간 구분없이 합산과세<sup>11)</sup>하는 현 체계에서 납입·운용·수급의 어느 단계에서도 과세되지 않는 소득<sup>12)</sup>이 발생할 수 있다는 지적도 있다(류건식·김대환, 2012). 즉, 공적연금보험료 전액과 사적연금 보험료 연간 400만원에 대해서는 납부시점에 소득공제 혹은 세액공제 적용을 받게됨에도 불구하고(납부 시 비과세) 연금수령시에도 총 연금액 350만원 이하인 경우에 대해서는 완전 비과세되므로 연금소득 중 일부가 이중적으로 비과세 대상이 될 수 있다.

셋째, 퇴직 및 개인연금 보험료 소득공제에 대한 통합적용이 가입유인을 저하시킬 수 있다는 점이다. 이와 관련하여 우리나라 퇴직연금은 미국 등 선진국과 달리 개인연금 세제와 결합된 형태를 띠고 있어 개인연금 및 퇴직연금 유인에 효과적이지 못하다는 지적을 염두에 둘 필요가 있다(류건식·김대환, 2012). 이와 관련하여 현행 보험료 공제상한이 400만원으로 정해져 있다는 점에서 공제수준을 상향한다거나 상향을 전제로 퇴직, 개인연금 공제 기준을 달리하는 것도 검토할 필요가 있을 것으로 판단된다.

넷째, 퇴직소득세(일시금 지급)와 연금소득세(연금 지급)에 있어 차이가 없거나 오히려 퇴직소득세가 유리할 수 있어 일시금 선호 현상이 초래될 우려가 있다는 점이다. 퇴직일시금 수령 시에는 근속연수에 기초한 연분연승법<sup>13)</sup>을 적용하거나 정률공제 비율이 커서 근속연수에 따른 혜택이 부재한 연금수급에 비해 유리할 수 있다는 점이다(류건식·김대환, 2012).

11) 한편, 분리공제의 경우에는 개인연금에만 가입할 수 있는 자영자를 고려할 경우 형평성 측면에서 문제가 있을 수 있다는 지적이 있음(홍원구, 2011)

12) 납부시점과 급부시점에서 모두 연금소득 공제가 발생하므로 일정연금소득의 경우 전혀 과세하지 않게 되는 현상 발생

13) 세액을 근무연수로 나누어, 근무기간 1년의 세액을 계산하고 다시 근무연수를 곱하여 전체 세액을 계산함. 이 과정에서 한계세율이 낮아짐

### Ⅲ. 자료 및 분석방법

#### 1. 사용자료 및 기술통계

본 연구에서 활용한 자료는 재정패널 5차년도 자료이다. 심층분석에 앞서 동 자료를 가구주 및 가구 중심으로 현황을 살펴보면 다음과 같다.

<표 9> 재정패널 가구주 및 가구현황

(단위: 가구)

구분		가구수	평균
가구주	연령(12년기준)	(4,748)	50.9세
	성터미(남=1)	(4,748)	74.4%
	혼인터미(기혼=1)	(4,748)	69.9%
	교육기간	(4,748)	12.2년
	취업형태터미(임금=1)	(3,952)	67.9%
	적격개인연금가입여부	(4,748)	8.0%
	적격개인연금액	(378)	247만원
	개인소득(근로+사업)	(4,000)	3,286만원
가구	가구원 수	(4,748)	2.7명
	지역터미(시=1)	(4,748)	90.4%

주: 가구가중치 적용한 가중평균 값 기준임.

자료: 재정패널 5차 원시자료 분석

가구주의 연령은 12년 기준으로 50.9세였으며, 남성 가구주 비율이 전체의 74.4%로 분석되었다. 혼인한 가구주 비율은 69.9%, 교육기간은 12.2년으로 나타나 가구주는 평균적으로 고졸이상의 학력을 가진 것으로 분석되었다. 또한 가구주의 취업형태를 임금과 비임금으로 구분하여 살펴본 결과, 임금근로자일 확률은 67.9%로 조사되었으며, 이들의 개인소득(근로+사업)은 연간 3,286만원 수준으로 조사되었다. 한편, 가구원수는 2.7명으로 나타났으며, 이들 가구의 대부분인 90.4%가 도

시에 거주하는 것으로 분석되었다.

다음에서는 본 연구에서 수행하고자 하는 적격개인연금 가입 분석과 관련하여, 적격개인연금 가입여부에 따른 현황을 살펴보면 다음과 같다.

연령은 적격 개인연금 가입가구가 미가입 가구에 비해 8.4세 정도 낮아 상대적으로 젊은 가구로 조사되었으며, 남성 가구주 비율도 가입가구가 미가입 가구에 비해 11.9%p 높은 것으로 조사되었다. 특히, 취업률과 개인소득의 경제적 변수에 있어서 두 집단 간 차이가 큰 것으로 나타나고 있다. 개인소득을 중심으로 살펴보면, 미가입가구가 3,010만원이었으나, 가입가구는 약 두배인 5,936만원으로 분석되어 소득이 높을수록 적격개인연금의 가입 확률도 높음을 보여주고 있다.

<표 10> 적격개인연금 가입여부별 재정패널 가구주 및 가구현황

(단위: 가구)

적격개인연금 가입여부		가구주연령 (12년기준)	가구주 남성비율	가구주 혼인율	교육 연수	취업율	개인소득액 (근로+사업)	가구원 수	도시 거주율
미가입	평균	51.6	73.4%	68.9%	12.0	65.5%	3,010	2.7	90.1%
	빈도	(4,368)	(4,368)	(4,368)	(4,368)	(3,574)	(3,621)	(4,368)	(4,368)
가입	평균	43.2	85.3%	81.7%	14.9	90.7%	5,936	3.2	94.4%
	빈도	(380)	(380)	(380)	(380)	(377)	(378)	(380)	(380)

주: 가구 및 개인조사 자료를 가구주 중심의 가구단위 형태로 변형하여 분석  
 자료: 재정패널 5차 원시자료 분석

본 연구에서는 소득계층별로 적격개인연금 가입에 차이가 있을 것이라는 점에 초점을 두고 있으므로 가입여부 뿐 아니라 소득계층별 특성을 살펴볼 필요가 있다. 아래에서는 이러한 소득계층을 10분위로 구분하여 살펴보고 있다.

<표 11> 적격개인연금 가입여부별 재정패널 가구주 및 가구현황

(단위: 세, %, 년, 만원, 명)

소득분위	가구주 연령 (12년 기준)	가구주 남성비율	가구주 혼인율	교육 연수	취업률	적격 개인 연금 가입율	적격 개인 연금액	개인 소득액 (근로+사업)	가구원 수	도시 거주율
1분위	59.3	56.9	58.8	9.3	36.0	1.4	107	419	2.3	79.4
2분위	53.0	58.6	55.2	11.1	61.4	0.8	160	1,033	2.5	88.8
3분위	48.1	57.5	55.6	12.2	72.9	2.2	123	1,500	2.6	89.7
4분위	46.1	66.7	62.1	12.5	65.9	2.9	232	1,889	2.6	91.1
5분위	44.8	81.8	67.8	13.0	70.5	2.5	160	2,355	2.6	94.9
6분위	43.0	90.9	80.2	13.5	70.3	6.7	172	2,884	3.1	90.5
7분위	41.7	90.2	84.8	13.9	76.1	8.3	237	3,460	3.1	93.8
8분위	42.0	91.9	87.3	14.5	80.2	9.5	194	4,269	3.2	92.5
9분위	44.6	93.9	93.5	14.9	72.3	22.6	241	5,476	3.5	90.7
10분위	47.3	97.4	95.1	15.3	80.2	39.3	299	9,815	3.5	97.5
합계	47.1	78.5	73.9	13.0	68.7	9.5	247	3,287	2.9	90.9

주: 소득분위가 클수록 고소득층임(각 집단은 10%로 구분됨)

자료: 재정패널 5차 원시자료 분석

연령은 7, 8분위를 중심으로 소득분위가 낮을수록(저소득층) 또는 소득분위가 높을수록(고소득층) 연령이 높아지는 것으로 조사되고 있다. 즉, 고령이 될수록 소득의 양극화가 나타날 것이라는 것을 연령 통계를 통해서도 짐작해 볼 수 있는 결과라고 하겠다.

성별은 소득수준이 높아질수록 남성비율이 증가하는 것으로 나타났으며, 혼인비율, 교육기간, 취업률, 개인연금가입여부, 개인소득 수준, 가구원수 모두 소득에 비례하여 증가하는 것으로 분석되었다. 또한 소득이 높을수록 도시지역에 거주할 확률도 높아지는 것으로 조사되었다.

## 2. 분석방법

여기에서는 개인연금 보험료 공제제도 변화에 따른 소득계층별 정책효과를 분석

하기 위해 이론적 그리고 실증분석 방법론에 대해 설명하고자 한다. 이론모형에서는 간단한 2period model을 이용해 제도 변화에 따른 Individual optimization problem에 대한 analytical solution을 찾고 경제주체의 특성을 도출한다.

### 가. 이론모델 : 공제 등 세제혜택이 없는 경우

전체 생애기간을 은퇴전후의 2기간 모형으로 단순화할 수 있고 볼록(Concave)한 형태의 효용함수를 가정할 경우 개인의 생애전체의 효용함수는 다음과 같이 단순화할 수 있다.

$$\begin{aligned} \max U(x,y) &= Ax^{1-\beta}y^\beta & (1) \\ \text{s.t. } (1-t)I &= x + \frac{y}{1-r} \end{aligned}$$

식(1)의 효용함수에서  $x$ 는 1기(근로기)의 소비,  $y$ 는 2기(은퇴기)의 소비를 의미하며  $\beta$  ( $0 < \beta < 1$ )는 자원배분을 결정하는 시점에 느끼는 2기 효용의 가중치를 의미한다. 예를 들어  $\beta$ 가 1/2 보다 큰 경우라면 현재의 소비보다 미래의 소비를 더 중요하게 여긴다고 할 수 있고, 1/2보다 작은 경우라면, 자신이 미래에 까지 생존해 있을 수 있을 것인가 하는 불확실성과 오랫동안 자원을 소비하지 못하게 되는 불리함 등으로 인해 미래소비 보다 현재소비를 더 중요하게 생각한다고 해석할 수 있다.  $r$ 은 소비를 2기로 미룰 경우 해당기간 동안의 이자를 고려한 변수이다.

1기 소비와 2기 소비의 자원배분은 예산제약 하에서 이루어지게 되는데,  $I$ 는 근로기에 얻게 되는 총소득을 의미하고  $t$ 는 소득 세율을 의미한다. 그러므로  $(1-t)I$ 는 소득이  $I$ 인 사람의 가처분소득을 의미하고  $tI$ 는 정부의 조세수입(개인의 조세 부담)이다. 근로기에는 세율에 따른 노동공급의 변화는 없는 것으로 가정하고, 은퇴기에는 특별한 소득 없이 1기에 저축해 놓은 자금으로 소비하는 것으로 가정한다.

앞에서 가정한 바와 같이 해당 효용함수를 한계효용이 체감하는 볼록한 모양의 일반함수로 가정하여 주어진 예산제약 하에서의 최적화 문제를 풀면 다음과 같은 최적화 조건을 얻게 된다.

$$MRS_{x,y} = \frac{MU_x}{MU_y} = 1 + r \quad (2)$$

(단,  $MU_x = \frac{\partial U}{\partial x}$ ,  $MU_y = \frac{\partial U}{\partial y}$  를 의미한다.)

식 (2)는 1기와 2기 사이 소비의 한계효용 비율이 이자율과 같아야 한다는 조건을 보여 주고 있는데, 이는 이자율을 고려한 각 기의 한계효용을 같게 하여 주어진 예산제약 하에서 생애전체 효용을 최대화하는 것을 의미한다. 식 (2)를 주어진 효용함수를 이용하여 1기의 소비  $x$ 와 2기 소비  $y$ 에 관해 정리해 보면 다음과 같은 결과를 얻게 된다.

$$x^* = (1 - \beta)I(1 - t), \quad y^* = \frac{\beta}{1 - \beta}I(1 - t)(1 + r) \quad (3)$$

식 (3)에서 보듯이 미래소비(저축)는 세율( $t$ ), 이자율( $r$ ), 그리고 2기 소비에 대한 가중치의 함수임을 알 수 있다. 소득세율  $t$ 가 작아질수록 가처분소득이 증가하여 1기와 2기의 소비는 함께 증가한다. 그리고  $r$ 과  $\beta$ 값이 작아질수록 2기의 최적소비량  $y^*$ 는 줄어들음을 알 수 있다.

이는 저축에 대한 수익률( $r$ )이 작아질수록, 그리고 미래소비에 대한 중요도( $\beta$ )가 작아질수록 미래소비를 줄이게 된다는 것을 의미 하는 것으로 자원배분에 대한 직관적인 예상과 일치한다.

#### 나. 이론모델 : 세제혜택이 적용되는 경우

경제주체가 미래에 대해 지나치게 낙관적이거나 혹은 근시안적인 자원배분(주관적인  $\beta$ 값이 실제 필요한 수준보다 낮은 수준인 경우)으로 인해 충분한 노후대비가 되지 못할 경우, 정부는 동 집단에 대해 세지 지원을 통해 미래소비(저축)을 보장하는 경우를 생각할 수 있다. 이러한 세제지원 형태로는 다음과 같이 세액공제, 소득공제 방식을 생각할 수 있다.

첫째, 세액공제방식에 따른 세제효과는 미래를 위한 충분한 자산 축적을 장려하기 위해 미래소비( $y$ )에 대해 일정 세액공제율( $a$ )로 세제혜택을 적용하는 경우로 이해할 수 있다. 이 경우 세액공제에 따른 실효세율을 소득과 세액공제율의 함수인  $t^C(I,a)$ <sup>14</sup>라고 가정하면 개인에게 주어지는 최적화는 다음과 같이 설정될 수 있다.

$$\begin{aligned} \max U(x,y) &= Ax^{1-\beta}y^\beta & (4) \\ \text{s.t. } (1-t^C)I &= x + \frac{y}{1-r} \end{aligned}$$

이 경우 최적화 문제를 풀면 1기 소비의 한계효용과 2기 소비의 한계효용이 같아지는 최적자원배분조건인 각 기의 최적소비량을 구하면 다음과 같다.

$$x^{C*} = (1-\beta)I(1-t^C), \quad y^{C*} = \frac{\beta}{1-\beta}I(1-t^C)(1+r) \quad (6)$$

$t^C(I,a)$ 와  $\beta$ 값이 작을수록 2기 소비가 줄어드는 것은 이전과 같고, 추가된 변수인 공제율  $a$ 에 대해서는  $a$ 가 커질수록  $t^C(I,a)$ 가 작아지므로 현재와 미래의 소비가 늘어나게 된다. 그러므로 세액공제를 통한 세제지원이 있는 경우 미래소비  $y$ 는 세제지원이 없는 경우보다 크다( $y^* < y^{C*}$ ).

둘째, 소득공제방식에 따른 세제효과를 살펴보면, 소득공제방식이 적용되는 경우 실효세율  $t^R(I)$ 는 누진적 과세구조를 감안하면 소득과 정의 관계를 가지는 함수가 되고 주어진 효용함수에서 예산제약은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \max U(x,y) &= Ax^{1-\beta}y^\beta & (7) \\ \text{s.t. } (1-t^R)I &= x + \frac{y}{1-r} \end{aligned}$$

주어진 최적화 문제를 풀면 다음과 같다.

---

14)  $t^C(I,a) < t$  이고 누진세율을 적용할 경우 세율은 소득( $I$ )과는 정의 관계 세액공제율( $a$ )과는 음의 관계에 있는 함수라고 할 수 있다.

$$x^{R*} = (1 - \beta)I(1 - t^R), \quad y^{R*} = \frac{\beta}{1 - \beta}I(1 - t^R)(1 + r) \quad (8)$$

소득공제를 제공했을 때의 실효세율이 아무런 세제혜택이 없는 경우보다 낮다면 소득공제로 세제혜택을 제공하는 경우 혜택이 없는 경우 보다 현재소비와 미래소비모두가 늘어나게 된다.

셋째, 소득계층별로 세액공제 및 소득공제의 세제혜택을 비교하면,  $t$ 가 소득에 대한 함수가 되므로 세제개편에 대한 실효세율의 효과는 경제주체의 소득수준에 따라서 상이하게 나타난다. 여기서 한계세율이 아닌 실효세율을 활용한 이유는 한계세율은 과세대상 모든 소득원의 총액에 대해 적용되는 것이므로 어느 소득원 하나가 한계세율을 독점한다고 볼 수 없기 때문이다. 만약 모든 소득원에 대해 한계세율로 효과를 제시한다면 총세제 효과는 과대 혹은 과소 계측되는 문제가 발생할 수 있다. 특히 조세지출 대상이 되는 소득원이 여러 가지 유형으로 존재할 것이라는 점에서 보면, 각 소득원에 대해 한계세율을 적용하여 산출되는 조세지출액의 합산액은 실질적인 조세지출액보다 훨씬 크질 것임을 알 수 있다. 이러한 측면에서 연금보험료 세액공제에 따른 조세지출 규모 산출은 한계세율이 아닌 실효세율(평균세율)이 보다 타당할 것이다.

세제혜택전의 실효세율( $t$ )이 소득공제율( $a$ )보다 높은 고소득층의 경우에는 소득공제를 받았을 때가 세액공제를 받았을 때의 세제혜택보다 크게 나타나게 된다.

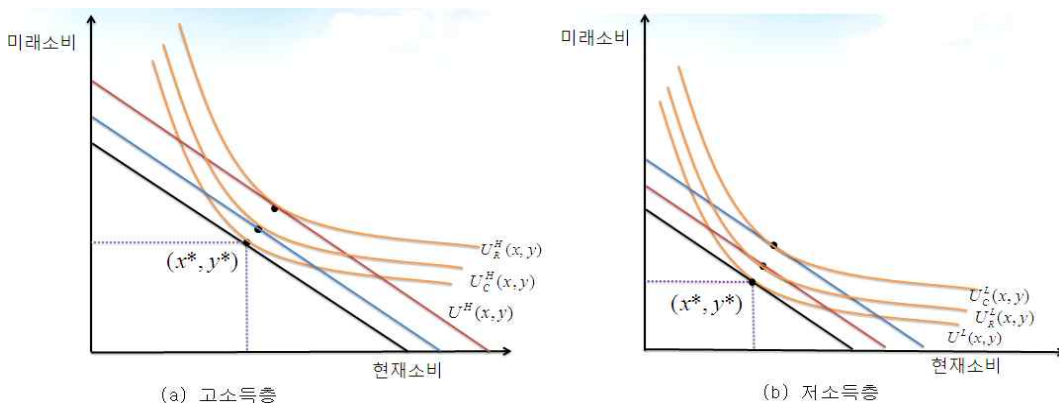
예를 들어 세액공제율이 12%라고 했을 때, 소득이 1억 이상인 사람이 400만 원의 개인연금을 납입한다고 가정하면, 소득이 1억 이상 3억 이하인 사람의 실효세율은 약 20%로 보험료 납입액에 대해 실효세율로 소득공제를 통해 환급받는 금액은 400만 원에 실효세율 20%를 곱한 80만 원이 된다. 반면, 세액공제로 세제혜택이 전환될 경우 환급받는 금액은 400만 원에 세액공제율 12%를 곱한 48만원이 되어 고소득자의 세제혜택은 줄어들게 된다.

반면, 총 소득이 1,200만 원 이하인 사람이 연간 400만원의 개인연금을 납부한다고 할 때 실효세율이 6%(혹은 그 이하) 이므로 소득공제로 돌려받는 세금 환급액은 400만 원에 6%를 곱한 24만 원이 되나 세액공제의 경우에는 400만 원에 세액공제율 12%를 곱한 48만 원의 세금을 환급받게 되어 세제혜택은 커지게 된다.

정리하면 소득공제는 과세대상금액을 줄여 주는 효과가 있으므로 개인이 적용받는 세율에 따라 세제혜택이 달라지나 세액공제는 소득과 상관없이 일정한 비율로 세금을 환급해 주는 제도이므로 세제혜택이 소득과는 상관이 없게 된다. 때문에 소득수준이 높아서 실효세율이 세액공제율 보다 높은 계층은 세액공제보다 소득공제 시 더 많은 혜택을 받게 되고 반대로 소득수준이 낮아서 실효세율이 세액공제율보다 낮은 계층은 소득공제보다 세액공제 시 더 많은 혜택을 받게 된다. 그리고 실효세율이 세액공제율과 같은 계층은 정부가 어느 제도를 택하던지 같은 수준의 세제혜택을 누리게 된다. 제도에 따른 고소득층의 실효세율은  $t^R < t^C < t$  저소득층의 실효세율은  $t^C < t^R < t$  이 된다.

따라서, 소득에 따른 적용세율이 높은 경우 소득공제가 유리하고 적용세율이 낮은 경우 세액공제가 유리하다고 할 수 있고 이를 그림으로 나타내면 다음과 같다.

[그림 1] 소득계층별 연금보험료 공제에 따른 후생변화 효과 비교



[그림 1]의 (a) 와 (b) 는 앞서 대수적으로 풀이한 경제주체의 최적화문제와 연금세제제도에 따른 효용수준을 그림을 이용하여 설명한 것이다. [그림 1] (a)는 고소득층의 경우 세제혜택이 없는 경우의 예산제약선(가장 안쪽의 검은 실선)과 (b)의 저소득층의 예산제약선에 비해 바깥쪽으로 형성되어 있는 것을 볼 수 있는데 이는 고소득층의 가처분소득이 저소득층보다 높음을 나타낸다. [그림 1] (a) 와 가장 바깥쪽 실선과 (b)의 중간 쪽 실선으로 그려진 예산제약선은 고소득층(a)과 저소득층(b) 이 각각의 소득에 해당하는 소득세율로 소득공제 혜택을 받았을 때 예

산제약선이 되는데, 누진세 제도 하에서 한계세율이 높은 고소득층의 예산제약선의 이동(그림 (a))이 한계세율이 낮은 저소득층의 예산제약선의 이동 보다 (그림 (b))크을 알 수 있다. 그리고 예산제약선의 이동에 따른 총효용(1기와 2기 소비에 따른 효용)의 증가폭 역시 고소득층 효용의 증가( $U^H$ 에서  $U_R^H$ 로)가 저소득층의 효용의 증가( $U^L$ 에서  $U_R^L$ 로)에 비해 크다.

반면 그림 1의 (a)의 중간 쪽 실선과 (b)에서 가장 바깥쪽 실선으로 표현된 예산 제약선은 세액공제를 이용한 세제지원 시 예산제약선의 이동을 나타낸 것이다. 세액공제제도 하에서는 소득수준과 관계없이 개인연금저축 기여금에 대해 일정한 비율로 세제혜택을 받게 되므로, 세액공제율이 고소득층의 실효세율과 저소득층의 실효세율 사이에서 정해진다고 가정하면, 상대적으로 세율이 높은 고소득층은 개인연금 기여금에 대해 소득공제제도 보다 적은 세제혜택을 누리게 되고, 상대적으로 세율이 낮은 저소득층은 개인연금 세율보다 높은 비율로 세제혜택을 받게 되어 소득공제보다 더 많은 세제혜택을 받게 된다.

#### 다. 실증분석 모델

여기서는 소득계층별 가처분소득에 대한 개인연금의 가입효과를 두 가지 관점에서 살펴보고 있다. 첫째, Logit model을 이용하여 전반적인 개인연금 가입 결정요인을 분석하고, Quantile regression을 활용하여 소득계층별 가입요인을 요인 분석을 통해 살펴본다는 점이다.

일반적으로 Logit model은 종속변수가 더미 형태로 여기에서는 개인연금 가입 여부로 설정된다. 설명변수로는 개인연금 가입에 영향을 줄 수 있는 다양한 변수로 구성하고 있다. 이러한 설명변수가 종속변수인 개인연금 가입확률에 미치는 영향을 보이는 것이 동 모형의 주요 결과라고 하겠다. 이에 대해서는 매우 많은 연구들에서 모형을 소개하고 있으므로 여기서는 생략하기로 한다.

다음으로 Quantile regression 모형은 상대적으로 많이 다뤄지고 있지 않다는 점에서 동 모형에 대해서 설명하면 다음과 같다.

일반적으로 최소자승법은 평균을 중심으로 오차항의 제곱 값이 최소가 되게 하는 방법인데 이 방법은 문제점은 특이 값(outlier)의 영향을 받을 수 있어 데이터

의 분포 형태에 따라 전체의 정보를 대표하기 어려울 수 있다. 이러한 최소자승법의 문제는 서로 다른 특성을 가진 소득집단에 대해 일반적 회귀분석인 OLS분석 방법으로 추정할 경우 발생할 수 있다. 따라서, 본 연구에서는 이러한 문제점을 보완하기 위해 개인연금 납입액을 분위별로 구분한 분위회귀방법을 이용하고 있다.

분위 회귀방법의 특징은 첫째로 평균을 중심으로 회귀식을 추정하는 것이 아니라 종속변수의 분위기를 중심으로 회귀식을 추정한다는 점이다. 이 경우 순서로 회귀식의 기준점을 정하기 때문에 평균을 중심으로 회귀식을 추정하는 식 보다 특이값(outlier)의 영향을 받지 않는다는 장점이 있다. 둘째로 분위회귀방법은 잔차항의 제곱을 최소화 하는 최소자승법과 달리 잔차항의 절대값의 합을 최소화 한다는 점이 다르다. 셋째로 관심이 있는 분위기를 중심으로 회귀식을 추정하기 때문에 관심 있는 분위에 대한 미시적 분석에 유리하며 또한 이분산 문제로 부터 자유롭다는 장점이 있다. 특히나 경제학 적으로는 계층마다 다른 경제적 행태를 보이는 경우 이를 함께 평균을 내는 것 보다 계층마다 분리하여 분석하는 것이 보다 정확한 분석이 가능하다는 직관적 견해를 실현할 수 있는 방법론이라 하겠다.

본 연구에서는 Quantile regression 모형에서 산출된 탄력성(Coefficient) 값을 이용하여 소득공제에서 세액공제로 전환 시 가처분 소득의 변화정도가 개인연금의 가입액과 가입률에 어떤 영향을 미치는지 분석하고자 한다. 그리고 그 두 결과를 이용해 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

## IV. 분석결과

### 1. 개인연금 가입 결정요인 분석

개인연금 가입 결정요인 분석은 개인연금 가입여부를 종속변수로 설정하는 경우(모형 1,  $\text{납부}=1$ )와 개인연금 납부액을 종속변수로 설정하는 경우로 구분할 수 있는데, 납부액에 자연대수를 취한 경우(모형 2)와 납부액 자체로 분석한 경우(모형 3)로 구분하여 분석하고 있다. 모형 1은 로짓분석으로, 모형 2, 3은 OLS방법으로

분석한다. 독립변수로는 소득과 금융자산의 로그값, 가구원 수, 연령, 연령제곱, 성  
 더미(남자: 1), 결혼여부더미(기혼: 1), 교육연수, 근로형태더미(임금: 1), 지역더미  
 (도시: 1)을 동일하게 적용하는 것으로 설정하였다.

모형1: 개인연금납입여부 =  $a_0 + a_1 \ln(\text{소득}) + a_2 \text{가구원수} + a_3 \text{연령} + a_4 \text{연령제곱}$   
 $+ a_5 \text{성더미} + a_6 \text{결혼더미} + a_7 \text{교육연수} + a_8 \text{고용형태} + a_9 \text{거주지역}$

모형2:  $\ln(\text{개인연금납입액}) = a_0 + a_1 \ln(\text{소득}) + a_2 \text{가구원수} + a_3 \text{연령} + a_4 \text{연령제곱}$   
 $+ a_5 \text{성더미} + a_6 \text{결혼더미} + a_7 \text{교육연수} + a_8 \text{고용형태} + a_9 \text{거주지역}$

모형3: 개인연금납입액 =  $a_0 + a_1 \ln(\text{소득}) + a_2 \text{가구원수} + a_3 \text{연령} + a_4 \text{연령제곱}$   
 $+ a_5 \text{성더미} + a_6 \text{결혼더미} + a_7 \text{교육연수} + a_8 \text{고용형태} + a_9 \text{거주지역}$

<표 12> 연금가입요인분석 (로짓 및 OLS 분석결과)

설명변수	로짓분석 (모형1)	OLS	
		ln(C) : 모형2	C : 모형3
소득의 로그값	1.458***	.303***	24.976***
금융자산의 로그값	.301***	.147***	9.762***
가구원수	.103	-.041	1.960
연령	.047	.136**	-.846
연령제곱	-.001	-.001**	.015
성더미(남자:1)	-.552**	.209	-10.784**
결혼여부더미(기혼:1)	-.396*	-.661***	-9.513*
교육연수	.022	.023	1.715***
근로형태더미(임금:1)	1.421***	.053	23.153***
지역더미(도시:1)	-.190	-.417**	-4.281
상수	-17.710***	-1.172	-258.495***

주: 1) C는 개인연금 납부액(0포함)이며, ln(C)는 개인연금 납부액에 자연대수를 취한 값으로  
 종속변수임

2) 금융자산에는 적격개인연금 납입액은 제외됨

로짓모델(logit model)을 이용한 개인연금 가입에 대한 요인분석결과(모형 1)를  
 살펴보면, 소득이 많을수록, 금융자산보유가 많을수록, 여성이고 미혼일수록, 그리  
 고 임금근로자일수록 세제적격 개인연금에 가입할 확률이 높아지는 것으로 분석  
 되었다. 연령의 경우는 유의성이 떨어지기는 하지만 일정연령까지는 증가하다가

감소하는 것으로 분석되었다. 그리고 가구원수, 교육수준, 지역 변수는 유의하지 않는 것으로 분석되었다.

이는 직관적으로 소득을 안정적으로 버는 사람이 개인연금상품에 가입할 확률이 높으며 금융자산이 많을수록 개인연금 상품에 가입할 확률이 많음을 의미하는 것으로 일반적인 개인연금 가입에 대한 일반적인 예상과 일치하는 결과라 하겠다.

한편, 일반 최소자승법(OLS)을 이용한 분석결과를 보면(모형 2, 3), 로짓분석에서와 마찬가지로 소득과 금융자산에 대해 유의한 양의 효과를 가지는 것으로 분석되었다. 즉, 소득과 금융자산이 많을수록 개인연금 납부액을 증가시킬 유인이 높아지는 것으로 이해할 수 있다. 여기서 유의할 점은 금융자산(개인연금 납부액 제외)과 개인연금 납부액은 대체관계를 보일 것으로 예상할 수도 있으나, 동 모형에 의하면 두 변수의 관계는 보완적인 것으로 나타났다. 부연설명하면, 개인연금 보험료도 금융자산의 한 부분이어서 다른 금융자산을 선택하면 개인연금 납부는 감소할 수 있다고 볼 수 있으나, 금융자산을 가질수록 금융지식에 대한 이해가 클 것이고, 특히 동 집단의 경우 세제혜택이 많은 개인연금에 추가적으로 들 확률이 높아지는 경우로 이해할 수 있겠다. 다른 변수들은 로짓분석 결과와 크게 다르지 않다는 점에서 추가적인 설명은 생략한다.

## 2. 소득계층별 개인연금 가입 결정요인 및 탄력성 추정

앞에서 설명한 바와 같이 본 연구자료에서는 단순히 일반최소자승법(OLS)을 이용할 경우 이질성이 존재하는 소득계층간 특성을 반영하지 못하는 문제점이 있으므로<sup>15)</sup> 다음과 같이 분위회귀(Quantile regression) 모형을 이용하여 집단별로 개인연금 가입요인을 분석하고 있다. 본 연구에서는 개인연금 납입액을 상위 25%, 중위수, 하위 25%를 중심으로 하여 분위회귀 분석을 실시하였다. 하위 25%를 중심으로 실시한 분위회귀 분석 결과에 의하면, 소득변수는 유의수준 10%에서 유의미하고 자산역시 유의수준 5%에서 유의미한 것으로 나타났으며 나머지는 유의미하지 않은 것으로 조사되었다. 중위수 50% 기준 분위회귀 분석 결과에 의할 경우

15) 소득수준별로 개인연금 가입금액 뿐만 아니라 개인연금 가입액의 분산에도 차이가 있음.

에도 소득과 자산이 유의수준 5% 수준에서 유의미한 결과가 도출되었으며, 상위 75% 기준 분위회귀 분석 결과에서는 소득변수만 유의수준 10%에서 유의미한 결과를 얻었다.

세 분위회귀 분석의 결과를 종합하면 개인연금 가입금액이 다른 세 집단에 대해 각 집단의 납부액이 증가할수록 소득에 대한 개인연금의 탄력성(계수의 절대값)과 자산에 대한 개인연금의 탄력성(계수의 절대값) 모두 감소하는 것으로 나타났다.

<표 13> 소득계층별 연금가입 요인분석 (Quantile regression)

설명변수	모형2			모형2-1			모형2-2		
	QR 25	QR 50	QR 75	QR 25	QR 50	QR 75	QR 25	QR 50	QR 75
소득의 로그값	0.15	0.357***	0.120**	0.485**	0.335***	0.126**	0.437**	0.367***	0.171***
금융자산의 로그값	0.299***	0.098***	0.035	0.211**	0.092**	0.037*	0.213***	0.096***	0.038**
가구원수	-0.11	-0.016	-0.002						
연령	0.196*	0.065	0.009	0.004	0.008	0.003			
연령제곱	-0.002	-0.001	0						
성더미 (남자:1)	0.379	0.162	0.088	0.064	0.133	0.084			
결혼여부 더미(기혼:1)	-0.588	-0.455*	-0.01	-0.588	-0.445*	-0.024			
교육연수	0.024	-0.007	-0.002						
근로형태 더미(임금:1)	-0.062	0.081	0.118	-0.035	0.107	0.12			
지역더미 (도시:1)	0.178	-0.178	0.159						
상수	-3.212	0.475	3.972***	-0.616	1.744**	4.145***	-0.541	1.590**	4.077***

주: QR 25 , QR 50 , QR 75는 세제적격 개인연금 납부액을 오름차순으로 정리할 때 납부액 수준이 각각 전체의 25%, 50%, 75%에 존재하는 집단을 중심으로 분위회귀를 실시했을 때 결과를 의미

모형 2~ 모형 2-2를 중심을 각각의 분위별로 소득에 대한 개인연금 납부액 탄력성을 비교해 보면, 납부금액 수준이 하위 25%인 계층에서 가장 높은 납부액 탄력성을 갖는 것으로 분석되었다. 이는 개인연금 납부금액이 적은 집단에서는 소득이

증가하거나 감소할 경우 개인연금 저축을 증가시키거나 감소시킬 확률이 다른 집단보다 높다는 것을 보여주고 있다. 개인연금 납부금액이 중위수 수준인 50%인 계층에서는 납부금액이 적은 집단(하위 25% 계층) 보다 납부액 탄력성이 낮으므로 상대적으로 소득변화에 민감하지 않는 것으로 이해할 수 있다. 마지막으로 개인연금 납부금액이 상위 75%인 계층에서의 소득탄력성은 다른 집단보다 낮은 납부액 탄력성을 보여, 소득 변화에 무관하게 개인연금 저축을 유지할 확률이 높은 것으로 이해할 수 있다.

따라서, 동 분석결과를 고려하여 연금보험료 소득공제 방식에서 세액공제 방식으로의 전환됨에 따라 개인연금 납부액이 적은 저소득계층은 납부액 탄력성이 크므로 소득증가에 따라 개인연금 납부액을 증가시킬 것이고, 개인연금 납부액이 많은 고소득층은 납부액 탄력성이 낮으므로 소득이 감소하더라도 개인연금 저축액을 줄이는 유인이 적을 것으로 이해할 수 있다.

한편, 모형의 강건성 검증을 고려하여 유의미한 한 계수와 최소필요 변수를 중심으로 수행한 분위회귀분석 결과는 모형2-1, 모형2-와 같다. 분석결과는 모형 2와 크게 다르지 않으므로 추가적인 설명은 생략한다.

정리하면, 분위회귀에서 모든 집단에서 소득에 대한 개인연금 납부액은 양의 탄력성을 갖는 것으로 분석되었으며, 개인연금 납부액 규모가 큰 집단일수록 그 탄력성 정도는 약한 것으로 나타났다. 이는 개인연금 납부액 규모와 소득수준의 상관도가 높다는 점에서 보면, 저소득층은 납부액 탄력성이 높고 고소득층은 납부액 탄력성이 상대적으로 낮게 나타날 것이라는 점을 짐작하게 한다. 따라서, 최근의 연금과세 체계 개편에 따라 저소득층의 가처분소득은 증가하고 고소득층은 감소한다는 점을 고려할 때, 저소득층은 보다 큰 가입유인과 납부액 증가 유인이 있을 것으로 이해되고, 고소득층은 상대적으로 가입유인이 위축될 것이지만 탄력성이 낮아 그 위축 유인은 크지 않을 것으로 이해할 수 있다.

[그림 2]는 각 분위별 분위회귀 실행결과를 이용하여 각 분위별로 설명변수의 계수값(탄력성)을 그림으로 나타낸 것이다. 각 그림의 굵은 점선과 그 양측 주위의 얇은 점선은 일반회귀 분석을 실시하였을 때의 계수의 값과 95% 신뢰구간을 의미하는데, 소득(Inincom)과 금융자산(Inasset)의 경우 일반회귀분석을 이용하여 추정된 회귀식의 계수값(탄력성)의 신뢰구간이 0을 포함하지 않으므로 평균을 기준으로

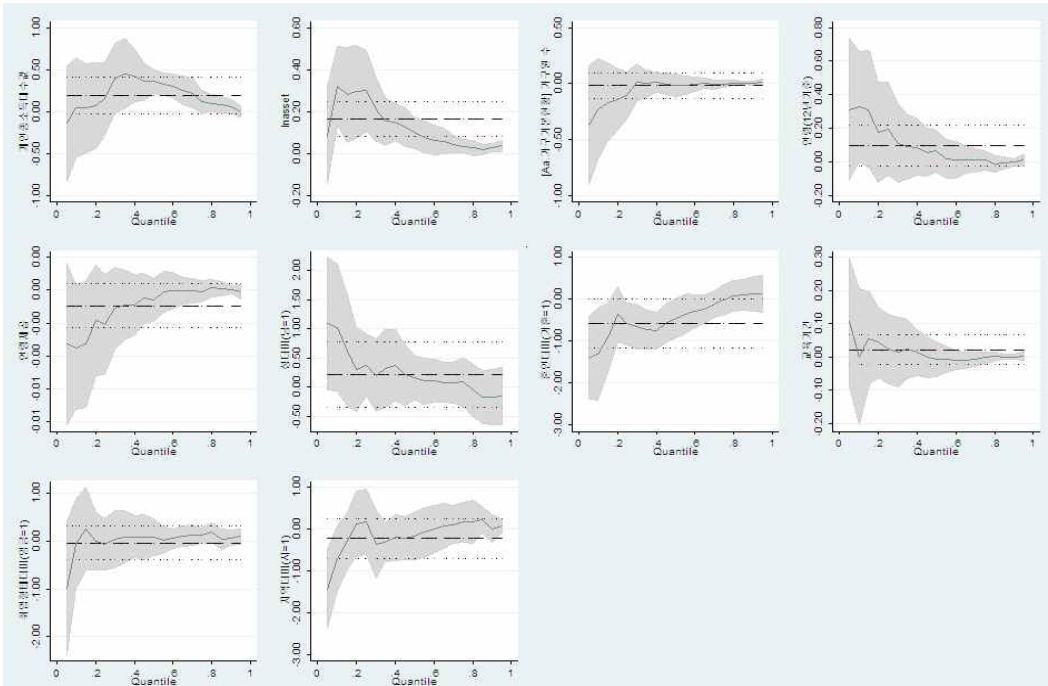
로 최소자승법을 이용해 추정한 계수값들은 통계적으로 유의미한 추정값이라고 할 수 있다. 나머지 변수들의 일반회귀추정결과는 신뢰구간이 0을 포함하고 있으므로 통계적으로는 유의미한 추정값이 아니라고 할 수 있다.

실선으로 나타나 있는 선은 각 분위별로 해당 변수가 가지는 계수값(탄력성)을 나타낸 것이고 음영 처리된 부분은 각 분위별로 추정된 계수값(탄력성)의 95%신뢰구간을 나타낸다. 소득(Inincom)의 경우 개인연금 납입금액이 아주 적은 계층에서는 회귀계수값(탄력성)이 유의미하지 않은 결과를 나타내었으나 납입금액이 많은 계층에서는 납입금액에 대한 소득의 회귀계수값(탄력성)이 크고 납입금액의 수준이 일정 분위 이상이 되면 다시 유의미하지 않은 수준으로 감소하는 모양을 보여주고 있다.

이는 현재의 제도 하에서 세제혜택을 통해서 개인연금가입을 증대시키려는 정책에 대해 가장 민감하게 반응할 계층은 개인연금납입액 수준이 중간이거나 혹은 다소 적은 층이란 것을 뜻한다. 만약 정부의 정책목표가 노후준비가 충분하지 않은 계층에게 세제혜택을 주어 개인연금 가입과 가입액을 증가시키고자 하는 것이라면, 정부의 지원은 개인연금가입액이 많지 않으면서 개인연금가입액에 대한 가처분소득 증가의 탄력성이 높은 그룹에 많은 지원을 제공하는 방향으로 제도를 설계해야 할 것이다. 이 결과를 소득수준과 연관시켜 해석한다면, 앞서 기술통계에서 언급한 대로 개인연금 가입액과 소득과는 양의 상관관계를 가진다. 대상자를 대상으로 소득과 개인연금 가입액 사이의 상관관계수(correlation)을 구해보면 약 0.85정도가 되는데, 이는 개인연금 가입액이 낮은 사람은 소득역시 낮을 가능성이 높다는 것을 의미한다.

종합하면, 개인연금 가입확률이 낮거나 납부금액이 적은 저소득층 혹은 중위소득층 이하 계층은 앞에서의 분위회귀결과에서 본 것처럼 일반적으로 개인연금 가입과 납부액 수준을 결정함에 있어 소득에 민감하게 반응한다고 볼 수 있으므로, 저소득층에게 연금과세 혜택을 두텁게 하고 있는 개정 연금세제안(세액공제로의 개편)은 효과적인 정책안으로 판단된다.

[그림 2] 개인연금 납부액 분위별 설명변수의 계수 값(탄력성) 비교



## V. 결론 및 시사점

본 고에서는 현재 개인연금납입액에 대해 시행하고 있는 소득공제 제도의 문제점을 살펴보고 정부에서 내놓은 새로운 제도가 어떠한 의미를 가지는지를 간단한 이론 모델을 통해 분석하고 제5차 재정패널 데이터를 이용해 실증분석을 수행하였다.

이론적 분석에서는 이미 널리 알려진 대로 소득공제에 비해 세액공제가 저소득층에 유리하고 고소득층에서는 상대적으로 불리한 것으로 분석되었다. 동 기준과 국제통계연보를 활용하여 분석한 결과에 의할 경우에도 중위층을 중심으로 그 이하계층에서는 과세체계 개편 후 면세효과가 증가하고, 중위층 이하에서는 면세효과가 감소하는 것으로 분석되었다.

실증분석에서는 개인연금 가입 확률과 분위회귀 모형을 활용하여 요인별 납부액

탄력성을 추정하고 있다. 개인연금 가입 확률에 영향을 주는 주요요인으로는 소득, 자산, 연령, 성, 근로형태 변수로 나타났다. 주지하다시피 소득과 자산은 금액이 증가할수록 개인연금 가입확률은 높이는 것으로 나타났으며, 연령은 젊을수록 임금근로자 일수록 개인연금 가입확률이 높은 것으로 분석되었다.

한편, 개인연금 납부액과의 관계를 분석하기 위해 분위회귀 모형을 활용하여 납부수준별로 소득에 대한 납부액 탄력성을 분석하였다. 이에 의하면, 개인연금 납부액 수준별로 소득변화에 따른 납부액 변화가 다를 수 있음을 추정하였다. 즉, 납입액 수준이 중간 혹은 그 이하인 집단(저소득층 혹은 중위소득계층 이하)에서는 과세체계 변화에 따라 증가된 가처분소득으로 인해 개인연금 납입액을 증가시킬 것으로 분석된 반면, 이미 개인연금 납부금액이 많은 계층(고소득계층)은 과세체계 개편으로 가처분소득이 감소하더라도 개인연금 납입액을 줄일 유인이 상대적으로 약할 것으로 분석하고 있다.

이러한 결과를 통해 볼 때 연금과세 개편안은 세액공제 전환으로 동일 조세지출(조세감면액) 규모로 개인연금 가입률 및 가입액이 낮은 저소득층의 경우는 가입유인과 납부액 증가를 유도할 수 있을 것으로 보이며, 상대적으로 불리해지는 고소득층의 경우는 회피유인이 민감하지 않을 수 있다는 점에서 단기적으로는 개인연금 가입유인이 왜곡되지는 않을 것으로 판단된다.

그러나, 세액공제 방식에서의 전환이 개인연금 제도의 발전가능성 측면에서 충분한 논의를 거쳐 결정된 것이라기 보다는 정부의 복지재원 마련의 일환으로 추진되었다는 점에서 한계가 존재한다. 우리나라 사적연금 시장을 살펴보면, 세계적 격 개인연금이 도입된지 19년, 퇴직연금은 7년 정도 되고 있는 상황으로 아직 그 발전정도를 논하기는 이른감이 있지만, 민간영역에서 가장 중요한 노후소득보장 역할을 담당하게 될 것이라는 점에서 개인연금 등 사적연금제도의 장기적 발전을 위한 합리적인 세제개편 방안마련을 위해 충분한 논의가 필요할 있을 것으로 판단된다.

## VI. 참고문헌

- 강성호·권혁진·조영은, 『연금과세에 따른 실질 연금소득보장과 소득재분배 효과 분석』, 정책보고서 2012-02, NPS국민연금연구원, 2008.
- 강성호, “우리나라 연금과세 체계와 연금세제 개편방향”, 주간이슈, 보험연구원, 2013.
- 구성권, 연금세제의 과세형평성에 관한 연구, 경영컨설팅연구 Vol.8 No.3, 한국경영컨설팅학회, 2008.9, pp.215~235.
- 금융위원회(보도자료, 2012. 4. 4), 연금저축 활성화를 위한 통합공시 및 관리 강화
- 김수성, 퇴직연금제도의 활성화를 위한 연금소득 과세 개선방안, 조세연구 제10-1집, 2010.
- 김용주·안종범·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.
- 미래에셋퇴직연금연구소 은퇴와 연금, January. 2012 No. 58
- 보험연구원 내부자료, 2013.
- 정요섭·이정화, 국민연금에 대한 세제의 소득재분배 완화효과 분석, 리스크 관리연구, 제19권, 제1호, pp.139~162, 2008.
- 황규영, “국민연금의 과세체계 개선에 관한 연구”, 제26권 제4호, 『세무학연구』, 한국세무학회, 2009.12, pp. 177~206.
- OECD, pension at a glance, 2011, p173.



## 재정패널자료를 이용한 특별공제와 세액공제의 형평성 효과 비교 분석

■ 김 성 태\* · 임 병 인\*\*

---

\* 청주대 경제학과 교수

\*\* 충북대 경제학과 교수



# 차 례

I. 서론: 연구의 필요성과 목적 .....	167
II. 기존 연구 .....	170
III. 2011년 적용 소득세법과 2013년 세법개정안 개요 .....	174
1. 2011년 적용 소득세법 개요 .....	174
2. 2013년 소득세법 개정(안)의 주요 내용(시안) .....	179
IV. 사용자료와 추정결과 .....	180
1. 사용자료 .....	180
2. 추정결과 .....	181
V. 요약 및 정책적인 시사점 .....	188
VI. 참고문헌 .....	190



# 재정패널자료를 이용한 특별공제와 세액공제의 형평성 효과 비교 분석

김성태 · 임병인

## 요약

본 연구는 현재 국회에 제출된 2013년 세법개정안으로 인해 어떤 소득계층의 세금부담액이 경감되고, 또 그로 인한 형평성 효과가 어떻게 나타날 것인지를 제5차 재정패널 자료로써 실증한 것이다. 주요 분석결과를 보면, 첫째, 국세통계연보 상 소득세법의 특별공제금액 비중과 적용금액이 2005년 이후 매년 증가하고 있어 현행 소득세제가 고소득층에게 상대적으로 더 유리해지고 있음을 시사해주고 있다. 둘째, 2013년 개정 소득세법(안)을 적용하여 소득세액을 추계한 결과, 최고소득층인 10분위를 제외한 모든 분위에서 소득세 부담액이 줄어드는 것으로 나타났다. 이로써 정부 발표대로 주로 특별공제항목에 적용되는 세액공제방식 도입으로 대부분의 소득계층 세부담이 경감될 수 있음을 확인할 수 있었다. 이는 세전지니계수와 세후지니계수의 차이로 측정된 소득재분배효과가 3.6%에서 3.8%로 커졌다는 점에서 실증되었다. 셋째, 개별 공제항목별 형평성 효과의 변화를 측정한 결과, 부녀자 공제와 연금저축공제, 그리고 자녀관련 소득공제, 보험료·의료비·교육비·기부금 소득공제 등이 모두 미미하지만 세후소득분포에 누적적으로 작용하고 있음에 반해, 기부정치자금 세액공제는 역진적으로 작용하고 있는 것으로 나타났다. 이상의 결과에 근거할 때, 2013년 개정 소득세법안은 저소득층뿐만 아니라 중상위 소득계층들까지 세부담을 경감시키고, 그 결과 형평성을 개선시킬 것으로 예상된다.

## I. 서론: 연구의 필요성과 목적

최근 기획재정부는 2013년 세법개정안을 국회에 제출하였는데, 큰 개정방향은 특별공제를 세액공제로 바꾸려는 것이다. 정부 발표에 따르면, 소득세법 개정안이 통과되면 소득 하위계층의 세부담은 다소 줄어드는 반면, 중·고소득자의 세부담을 늘어날 것이라고 한다. 주요 개정 내용을 간략하게 정리하면(기획재정부 보도 자료 2013.8.8. 참조), 과세형평을 위해 고소득자에 유리한 소득공제를 세액공제방식으로 전환하되, 전환에 따른 급격한 세부담 변화를 방지하기 위하여 연차적으로

전환하고, 면세자비율 축소 등을 위해 근로소득공제를 일부 조정하며, 현행 소득세법에 규정된 기본공제, 공적연금·건강보험료 공제, 근로소득공제는 소득창출을 위한 필요경비적 측면 등을 고려해 소득공제방식을 유지하기로 하였다.<sup>1)</sup> 여기서 우리나라 소득세법이 오랫동안 소득공제, 특히 특별공제는 소정의 한도까지 과세대상 소득에서 공제해 주고 있어 동일한 금액을 소득공제하는 경우 저소득자보다 고소득자에게 큰 혜택이 주어진다는 지적을 받아왔음을 새삼 확인해준다. 이에 해당되는 대표적인 항목들로 보험료, 의료비, 교육비, 기부금 등을 들 수 있다. 예를 들어, 보장성 보험료 100만원의 특별공제를 받는 경우 과세표준이 1,000만원인 납세자는 6%의 세금을 부담하므로 보장성보험료 특별공제에 의해 6만원의 혜택을 받는 반면, 과세표준이 3억원을 초과하는 납세자는 38%의 세율이 과세되므로 혜택이 38만원이 이른다는 것이다. 이는 2011년 특별공제에 따른 조세 지원 규모가 보험료 1조 8,259억원, 교육비 1조 1,773억원, 의료비 5,989억원 등에 이른다는 사실에서 간접적으로 확인된다.

한편, 주지하다시피 우리나라는 소득세법을 자주 개정해왔다. 1996년 소득세법상의 과세표준구간을 4개 구간으로 변경하는 대폭 개정 이후, 세율을 인하한 2002년, 2005년, 2008년, 2009년, 2010년, 세율구간을 1개 더 추가한 2012년을 제외한 연도에도 거의 매년 각종 공제액을 조정하였다.<sup>2)</sup> 문제는 잦은 세율변화와 공제액 또는 공제제도 변경은 필연적으로 소득세제의 누진성의 안정성을 해친다는 것이다. 이는 잦은 개편이 납세자들이 어떤 계층에 속하느냐에 따라 유·불리가 달라져서 소득세제에 대해 불만을 유발하게 된다. 이런 이유로 자주 바꾸는 각종 공제제도 등이 과연 소득세제의 누진성에 어떤 효과를 줄 것인가가 관련 연구자들의 주된 관심대상이 될 수밖에 없다. 여기에 더해 2013년 소득세법 개정안은 사실상 우리나라 소득세제가 현재와 같은 체계를 갖춘 1996년 이래 가장 큰 변화이기 때문에 그 어느 때부터 소득세제의 형평성 효과를 연구할 필요성이 더 높다. 사실 우리나라 소득세제는 세액공제 체계를 일부 반영해왔지만 2013년 세법개정안처럼 세

1) 정부 발표문을 그대로 인용해보면, 기본 공제는 생활공동체인 가족에 대한 최소한의 공제, 공적연금·건강보험 공제는 세금과 유사한 성격, 근로소득공제는 근로자·사업자간 세부담 형평을 고려한 비용공제적 성격이라는 이유를 들어 현행 그대로 유지한다고 설명하고 있다.  
 2) 또한 2012년에는 1996년부터 4개 구간으로 지속되어온 소득세 과표구간을 5단계로 확대하고 최고세율도 38%로 3%p 인상하였다.

액공제 체계를 일부 소득공제를 제외하고 전면적으로 반영한 사례가 없었기 때문이다.

기존 국내 연구들은 특정 조세의 소득재분배효과를 추정하는 연구들을 수행했지만, 소득공제의 세액공제로의 전환이 주는 형평성 효과를 분석한 연구는 거의 없었다. 이는 전술한 바와 같이 세액공제가 2013년 세법개정안에서처럼 주요 체계로 등장한 적이 없었기 때문이다. 또한 현행 소득세제에서 주요 체계인 인적공제, 특별공제, 세액공제 등의 소득공제항목들이 동시에 누진성을 어떻게 변화시키는지 살펴본 임병인·현진권(2009), 소득세법에 규정된 각종 공제제도를 개별적으로 수행한 임봉욱(1992), 손광락(1999), 전병목·원종학(2003), 박춘래·이은호(2004), 안종범 외 (2004), 이동식(2004), 임병인(2009, 2010), 정운오·전병욱(2010), 강성호 외 2 인(2012), 송헌재·성명재(2012) 외에는 소득공제와 세액공제의 효과를 비교한 연구도 없다. 마침 본 연구는 2013년 세법개정안이 소득공제와 세액공제의 교과서적인 설명, 즉 소득공제가 고소득층에게 상대적으로 더 유리하다는 것을 비교해볼 수 있는 상황을 만들어 관련 주제를 연구할 수 있게 되었다.

이상의 문제의식 하에서 본 연구는 제5차 재정패널자료를 이용하여 2013년 세법개정안이 시행될 경우, 어떤 가구들이 세액 납부에서 유리해질 것이고, 또한 소득공제를 적용하던 공제항목을 세액공제로 전환하였을 때 형평성 측면에서 어떤 변화가 초래되는지를 지니계수로서 실증 분석하는 것에 목적이 있다.

본 연구는 서론에 이어, 2장에서 소득재분배 관련 기존 국내 연구들에 대하여 간략하게 기술해보고, 3장에서는 2011년 적용 소득세법과 2013년 세법개정안에 대하여 개괄한다. 이어서 4장에서는 사용자료인 제5차 재정패널자료를 설명하고, 국세통계연보로 본 소득공제 및 세액공제의 추이를 살펴본다. 이어서 추계소득세의 추이와 형평성 효과를 비교, 분석한다. 마지막으로 5장에서는 분석결과들을 정리, 요약하고 정책적인 시사점을 제시한다.

## II. 기존 연구

소득세의 재분배효과를 분석한 국내 연구로는 현진권·임병인(2000), 김준영·임병인(2001) 등이 있다. 현진권·임병인(2000)은 1996년 『가구소비실태조사』 자료를 사용하여 조세와 사회보장정책에 대한 재분배효과를 동시에 분석하였다. 김준영·임병인(2001) 역시 『도시가계조사』를 이용하여 소득세의 재분배효과를 분석하였다. 이외에도 특정세제에 초점을 맞추어 재분배효과를 분석한 연구로 곽태원(1987), 문형표·박태규(1987), 현진권·나성린(1996a, 1996b, 1996c) 등이 있고, 『가계조사자료』를 이용하여 자동차세의 형평성효과를 분석한 연구로 임병인·안종범(2003)과 임병인(2004)이 있다.

최근 연구 중에서 소득세를 비롯한 세제 관련 소득분배 연구로 임병인(2006)과 성명재·박기백(2008)을 들 수 있다. 임병인(2006)은 Podder and Tran-Nam(1991)과 Podder (1993)의 소득유형별 지니계수 분해방법을 『도시가계조사』 및 『가계조사』 자료에 적용하여 조세와 사회보장부담금, 그리고 정부의 각종 사회보장정책 등 소득불평등을 결정하는 각종 유형의 소득이 전체 소득불평등도에 얼마나 영향을 미쳤는지를 정책 실시 전과 후로 구분하여 살펴보았다. 추정결과, 첫째 근로소득이 전반적으로 가처분소득 기준 소득불평등도를 악화시키는 소득유형임이 밝혀졌다. 둘째, 아직까지 연금보다 사회보장수혜가 소득불평등도 개선에 더 효과적인 것으로 나타났다. 또한 사적이전소득인 생활비보조의 소득불평등개선효과도 작지 않았다. 셋째, 소득세의 재분배효과 측정 결과는 소득세의 소득불평등 개선효과의 유무 또는 증감여부를 예측하는데 한계가 있음을 시사해준다. 넷째, 자동차세는 연도별 세율변경의 효과가 비교적 잘 나타났으며, 2002년 이후의 국민연금과 건강보험료는 가처분소득 기준 불평등도를 악화시켰다. 탄력성 추정결과, 소득세, 생활비보조, 사회보장수혜, 일반기여금 순으로 가처분소득 기준 소득불평등도를 개선시켜 사후적으로 양극화문제 해결에 어떤 정책수단이 효과적인가를 판단하게 해주었다.

성명재·박기백(2008)은 2006년 가계조사자료를 사용하여 조세 및 재정지출의 소득재분배효과를 분석하였다. 분석결과, 2006년 현재 공공부문에 의한 소득재분

배효과는 13.64%, 민간이전소득 효과를 아우른 총효과는 17.69%로 추정하였다. 개별항목별로는 소득세와 교육급여가 3.52%p와 4.08%p로 소득재분배효과가 큰 반면, 소비세는 -0.37%p로 분배구조를 소폭 악화시키는 것으로 분석되었다. 모의실험을 수행한 결과, 소득세 증세를 통해 교육지출을 확대하면 소득분배구조가 개선될 뿐만 아니라 순수혜 계층도 하위 70%에 이르러 정치경제적으로 채택할 가능성이 높은 반면에 저소득층의 수혜집중도가 높은 정책은 비록 단위당 소득재분배효과는 크지만, 순수혜 계층이 좁기 때문에 정치경제학적으로는 채택가능성이 낮아진다고 주장하였다.

또한 분해기법을 이용하여 소득세 재분배효과를 살펴본 연구로 임병인(2003)이 있다. 임병인(2003)은 『한국가구패널조사』에 Kakwani (1980, 1984)가 개발한 세후 지니계수의 분해기법(Decomposition)을 적용하여 1993년부터 1998년까지 6년 동안 한국의 소득세 및 사회복지 지출의 재분배효과를 살펴본 뒤, 미국의 추정결과와 비교하였다. 실증분석결과, 미국의 평균소득세율과 이전소득비중, 그리고 소득세누진성지수는 한국에 비하여 높고, 이전소득의 역진성지수는 한국보다 낮은 것으로 추정되었다. 또한 미국 소득세의 누진성지수와 각 유형의 이전소득 역진성지수는 한국의 그것들에 비해 더 크게 세후지니계수의 %변화율을 개선시키는 것으로 분석하였다.

한편, 본 연구와 같이 구체적으로 소득세법의 각종 공제항목을 살펴본 연구한 것으로 임봉욱(1992), 손광락(1999), 전병목·원종학(2003), 박춘래·이은호(2004), 안종범 외(2004), 이동식(2004), 임병인(2009), 정운오·전병욱(2010), 강성호 외 2인(2012), 임병인(2012), 송헌재·성명재(2012) 등을 들 수 있다.

임봉욱(1992)는 소득세법에 규정된 각종 공제제도를 논의하면서 소득세가 보험 가입규모에 미치는 영향을 이론적 모형으로 분석한 구체적인 연구였다.

손광락(1999)은 근로소득 세액공제와 근로소득공제제도의 경제적 효과를 비교하였다.

전병목·원종학(2003)은 근로소득공제제도와 근로소득 세액공제를 비용대비 편익 측면에서 비교, 분석하여 새로운 관점의 접근을 시도하였다.

박춘래·이은호(2004)는 신용카드 소득공제제도라는 구체적인 공제 항목의 경제적 효과를 분석하였다.

안중범 외(2004)는 납세자들의 조세순응비용 문제 등을 고려하여 각종 소득공제 제도를 단순화할 수 있는 방안, 즉 근로소득공제와 인적공제 등을 연계한 개산공제제도를 제안하고 모의실험을 통하여 그 유용성을 제시하였다.

이동식(2004)은 소득공제제도의 문제점과 개선방안을 제시한 연구이다.

임병인(2009)는 1차 재정패널 자료에 Lambert (1993)와 Pfahler(1990)의 누진성 측정지표 분해방법을 확대, 적용하여 2007년 기준 근로소득세 계산에 영향을 주는 각종 소득공제항목의 누진성 정도와 순조세부담의 누진성지표에 대한 공제항목별 영향을 분석하였다. 주요 분석결과, 과세표준이 총근로소득의 37%에 불과하여 우리나라 소득세제의 공제수준이 높아 면세자수가 많은 이유를 확인할 수 있었고, 근로소득세 순부담액의 누진성 지표가 하락추세이나 누진성 정도는 높으며, 인적공제 중 기본공제와 추가공제는 역진적이고, 다자녀추가공제제도는 누진적으로 작용하여 후자가 고소득층에게 유리하게 작용하고 있음을 보여주었다. 또한 보험료 공제와 교육비 공제는 거의 비례적인 성격, 혼인·장례·이사공제가 역진적인 성격, 신용카드 공제의 누진성 정도가 비교적 낮아 대부분의 근로자들이 신용카드 또는 현금영수증카드를 적극 활용하고 있음을 보여주고 있고, 세액공제는 누진적인 성격인 것으로 나타났다. 순소득세부담액의 누진성 지표에는 세율효과, 기본공제와 추가공제 순으로 영향이 컸다. 특히, 공적연금보험료 공제가 특별공제와 기타 소득공제보다 높았고, 특별공제 중에서는 기부금공제의 효과가 가장 컸고, 기타 소득공제 중에서는 신용카드 공제, 연금저축공제 순으로 효과가 컸다.

임병인(2010)는 2006~2008년까지의 『가계동향조사』로써 보험료 공제제도의 세부담경감액을 소득계층별로 살펴보고, 그 소득재분배효과를 살펴보았다. 분석 결과, 첫째 민간보험과 사회보험 가입으로 인한 조세지출액은 매년 증가하고 있다. 특히, 사회보험으로 인한 조세지출혜택이 민간보험에 비해 훨씬 컸다. 이로써 보험료 공제제도가 상대적으로 고소득층에게 유리하여 세후소득의 불평등을 악화시키는데 기여할 것이라는 이론적인 주장을 확인시켜 주고 있다. 둘째, 소득세가 가구주 근로소득의 세전불평등상태를 2006년 기준 2.91%(2007년, 3.77%, 2008년 3.85%)만큼 개선시키지만, 민간보험료와 사회보험료를 모두 또는 각각 공제하지 않을 때의 재분배효과가 더 커서 보험료공제제도가 역진적으로 기능하는 것으로 나타났다. 특징적인 것은 민간보험료가 사회보험보다 역진성이 더 강하게 작용하고 있다는 것

이다. 따라서 보험료 공제제도가 가지는 긍정적인 측면인 보험가입 유인제고 효과를 확산시키면서 중·하 소득계층들이 상대적으로 더 큰 혜택을 받을 수 있는 적절한 정책수단, 예를 들어 납입보험료의 일정비율에 대해 세액공제 또는 소득수준에 따른 민간보험료 공제한도액 차등제도 등을 허용하는 등의 방안을 도입할 필요가 있다는 시사점을 찾을 수 있었다.

정운오·전병욱(2010)는 다양한 소득공제 중에서 계층간 소득격차를 확대할 것으로 예상한 연금저축공제와 교육비공제의 소득계층별 절세효과를 분석하고, 이들 공제항목이 소득재분배와 조세부담의 수직적 공평성에 미친 영향을 파악하여 관련 문제점과 개선방안을 제시하였다. 주요 분석결과를 요약하면, 첫째, 소득수준이 늘어남에 따라 연금저축공제액과 교육비공제액이 급격하게 증가하고, 이로 인해 고소득층일수록 절세효과가 더 커서 결정세액이 크게 감소하였다. 둘째, 이와 같은 소득계층별 절세효과의 차등화로 인해 세후소득분배의 불균형이 증가하였다. 셋째, 연금저축공제와 교육비공제의 개선방안으로 소득수준에 따른 공제금액한도의 체감, 연금불입액에 따른 공제비율의 한계적 체감, 세액공제의 적용 등 세 가지 방안을 검토했는데 이들 중 소득수준에 따른 공제금액한도의 체감방안을 채택하는 경우 소득재분배와 조세부담의 수직적 공평성에 미치는 긍정적 영향이 가장 컸다.

송헌재·성명재(2012)는 미시적 모의실험과 회귀분석을 통해 신용카드 소득공제 제도가 지니는 직·간접 효과, 즉 세수효과, 소득재분배 효과, 소득세 경감효과를 분석하고, 정책의 도입목적에 비추어 동 제도의 공과를 평가하였다. 또한 일몰 시점 도래에 따른 동 제도의 폐지방침에 대한 조세저항과 민간단체에서 주장한 세 부담의 형평성·불공평 문제도 함께 검토하였다. 모의실험결과, 신용카드 소득공제 제도는 소득공제 확대를 통해 1.4조원의 근로소득세 세수를 감소시켰으나, 과표양성화를 통해 사업소득세 세수가 2.3조원 증대되어, 총체적으로는 9천억원 정도의 세수 순증효과를 나타냈다. 소득재분배의 관점에서 볼 때, 사업소득세의 과표양성화를 통해 0.23%p의 소득재분배 확대 효과를 나타내었으나, 근로소득세의 소득공제 확대를 통해서도 오히려 소득재분배 효과가 0.19%p 만큼 축소되어, 전체적으로는 0.04%p의 순증효과를 보여준 것으로 분석되었다. 소득세 경감효과에 대한 회귀분석 결과에 의하면, 총급여액이 약 1.5억원 수준에 근접하는 고소득층에

이르기까지 평균적으로 근로소득세 경감 효과가 계속 확대됨으로써 세부담의 수직적 형평성 제고라는 취지에 부합하지 않는 것으로 분석되었다. 즉, 회귀분석 결과에서도 소득재분배 효과의 관점에서 동 제도가 바람직하지 않은 것으로 평가되었다. 신용카드 소득공제 제도의 주된 도입목적이 근로소득자들의 세부담 경감이 아니라 사업소득세 과표양성화에 있었던 만큼, 소득재분배효과 측면에서 부정적인 효과가 큰 신용카드 소득공제 제도는 소기의 목적이 달성될 때까지 한시적으로 운용하는 것이 바람직하다.

강성호 외 2인(2012)는 연금보험료 소득공제는 모든 가입자의 가치분소득을 증가시키는 소득보장효과가 있지만, 가입대상과 보험료수준에 비례적으로 가치분소득 증가 효과가 발생하므로 보험료 공제 후 소득재분배 구조는 다소 역진적일 수 있음을 밝혔다. 또한 연금소득 공제 및 과세효과에 의하면, 연금급여에 대한 소득공제도 연금보험료 소득공제에서와 마찬가지로 소득보장효과는 존재하나 적용범위 및 대상자가 고소득층에 보다 집중되므로 소득재분배 측면에서 역진적일 수 있다고 주장하였다. 다만, 보험료 공제에서와 달리 연금급여 공제대상 금액을 초과하는 연금소득에 대해서는 누진세율이 적용되어 소득재분배 효과가 존재함을 보였다.

### Ⅲ. 2011년 적용 소득세법과 2013년 세법개정안 개요

#### 1. 2011년 적용 소득세법 개요

2011년 소득세법 개요를 살펴보기 전에 근로소득세의 연말정산과정을 간략히 살펴본다(<부록> 참조). 급여총액과 상여총액, 그리고 인정상여 등을 합한 총급여액에서 근로소득공제를 차감한 뒤(이것이 근로소득금액), 인적공제, 연금보험료 공제, 특별공제, 기타 소득공제를 차하여 과세표준을 구한다. 과세표준에 기본세율을 적용하여 산출세액을 계산하고, 이 금액에서 세액공제 및 감면액을 반영하여 계산한 금액이 결정세액이다. 참고로 전술하였듯이 근로소득공제는 사업소득자들과의 과

세형평성을 맞추기 위해 도입된 것이다.

본 연구에서는 5차 재정패널자료의 소득조사 연도가 2011년임을 감안하여 2011년 소득세법을 동 자료에 적용하여 소득세액을 계산한다.<sup>3)</sup> 이를 위해 2011년 소득세법의 주요 내용을 <부록>에 제시된 연말정산 계산 순서에 맞추어 설명한다.

<표 1> 근로소득공제 내역

총 급 여 액	공제액
500만원 이하	총급여액의 80%
500만원 초과 1천5백만원 이하	400만원 + 5백만원을 초과하는 금액의 50%
1천5백만원 초과 3천만원 이하	900만원 + 1천 5백만원을 초과하는 금액의 15%
3천만원 초과 4천5백만원 이하	1,125만원 + 3천만원을 초과하는 금액의 10%
4천5백만원 초과	1,275만원 + 4천 5백만원을 초과하는 금액의 5%

다음은 인적공제에 대하여 살펴본다. 기본공제는 1인당 150만원이다. <표 2>에서 보듯이 장애인공제, 경로우대자공제, 출산·입양공제, 부녀자공제, 자녀양육비 추가공제제도와 다자녀 추가공제 제도가 있다. 다자녀 추가공제제도는 자녀가 2인인 경우 100만원, 2인을 초과하는 경우 100만원과 초과하는 1인당 200만원을 합한 금액을 추가로 공제해준다. 예를 들어, 세 자녀일 경우 기본공제 외에 추가로 300만원을 더 공제받는다는 것이다.

3) 이 때문에 2012년에 바뀐 과세구간의 5단계로의 상향조정과 그로 인한 최고세율(38%)가 반영되지 못하였다는 한계를 가진다.

<표 2> 인적 공제와 특별공제 내역

구 분		공 제 요 건	공 제 금 액	
소 득 공 제	인 적 공 제	기본공제	1인당 150만원 • 연간 소득금액합계액이 100만원을 초과하는 배우자와 부양가족은 공제대상에서 제외	
		추가공제	장애인 1인당 200만원 경로우대자: 70세 이상 1인당 100만원 부녀자 1인당 50만원 자녀양육비 1인당 100만원 • 자녀양육비공제(100만원)는 교육비와 중복공제허용	
		다자녀 추가 공제	2인인 경우 100만원, 2인을 초과하는 경우 100만원과 초과하는 1인당 200만원의 합계액	
	연금보험료 공제	• 국민(공무원 등)연금보험료	전액(당해연도 본인부담금)	
	특 별 공 제	보 험 료 공 제	• 국민건강보험료 · 고용보험료 • 보장성 보험료 • 장애인전용보장성 보험료	전액(본인부담금) 100만원 한도 100만원 한도
			• 연 급여액의 3% 초과 의료비 • 본인 · 장애인 · 경로우대자 의료비	700만원 한도 3% 초과분 전액공제
		교 육 비 공 제	• 유치원아, · 영유아 · 취학전 아동, 초 · 중 · 고등학생 • 대학생	1인당 300만원 한도 1인당 900만원 한도(대학생)
			• 장애인특수교육비 • 본인의 교육비(대학원교육비, 직업능력개발 훈련비 포함)	전액
		주 택 자 금 공 제	• 주택마련저축, 주택 취득 · 임차 차입금원리금 상환액의 40% • 장기주택저당차입금 이자상환액	연간 300만원 한도  연간 1,000만원 한도
	기 부 금	• 국가, 무료 · 실비의 사회복지시설 등 • 조특법 §73에 규정된 특정단체 • 우리사주조합 기부금 • 문화 · 예술 · 교육 · 종교 등을 위한 공익성기부금	전액 (근로소득금액-전액공제)×50% (근로소득금액-전액-50%)×30% (근로소득금액-전액-50%-30%)의 10%한도	

자료: 국세청

연금보험료 공제제도는 국민(공무원 등)연금보험료 중 근로자 본인 납입분에 대해서는 전액 공제 대상으로 한다. 특별공제에는 보험료 공제, 의료비 공제, 교육비 공제, 주택자금 공제, 기부금 공제 등이 있다. 보험료 공제는 연금보험료 공제제도와 사실상 같은 것으로 국민건강보험료와 고용보험료는 전액 공제 대상이고, 다른 민영보험 중 보장성보험은 납입보험료 100만원을 한도로 한다. 의료비 공제는 700만원을 한도로 연 급여액의 3% 초과 의료비를 대상으로 하는데, 본인·장애인·경로우대자 의료비의 경우 3% 초과분은 전액공제 대상이다. 교육비의 경우, 유치원아·영유아·취학 전 아동, 초·중·고등학생은 1인당 300만원 한도, 대학생은 1인당 900만원 한도로 공제되고 있는데, 장애인특수교육비와 본인의 교육비(대학원 교육비, 직업능력개발훈련비 포함)는 전액 공제 대상이다. 주택자금 공제는 주택마련저축, 주택 취득·임차 차입금원리금 상환액의 40%를 연간 300만원 한도로 공제해주고 있으며, 장기주택저당차입금 이자상환액은 연간 1,000만원 한도로 공제해주고 있다.

<표 3> 기타 소득공제 및 세액공제 내역

구 분		공 제 요 건	공 제 금 액
기 타 소 득 공 제	개인연금저축공제	• 2000.12.31이전 본인명의 가입분 불입액의 40%	연간 72만원 한도
	연금저축공제	• 2001. 1. 1이후 본인 명의 가입분 불입액	퇴직연금불입액과 합산하여 연간 400만원 한도
	투자조합출자 (투자)공제	• 본인명의로 출자(투자)한 금액의 15% 또는 10%	소득금액의 50% 한도
	신용카드 등 사용금액공제	• 2006.12.1~2007.11.30까지 신용카드 등 사용금액이 2007년 총급여액의 25% 초과하는 경우 - 초과금액의 20% 공제 - 한도: 300만원과 총급여액의 20% 중 적은 금액	• 종류 신용카드, 현금영수증, 직불카드, 기명식신불카드, 학원비 지로납부액
우리사주조합 출연금공제	• 근로자 복지기본법에 의한 우리사주조합에 출연한 금액	공제한도 400만원	
세 액 공 제	근로소득	• 산출세액 - 50만원 이하분 : 55% - 50만원 초과분 : 30%	공제한도 : 50만원
	주택자금이자	• '95.11.1~'97.12.31 중 미분양주택 취득을 위한 차입금의 이자	차입금 이자상환액의 30%
	외국납부	• 국외근로소득에 대하여 외국에서 납부한 소득세	산출세액×국외근로소득금액/ 총근로소득금액
	정치자금 기부금	• 정당(후원회 및 선관위 포함)에 기부한 자금 ※ 정당 : 정치자금법에 의함	• 10만원까지는 세액공제 (기부금액의 100/110) • 10만원 초과액 소득공제

자료: 국세청

기타 소득공제 역시 다양한 제도가 있는데(<표 3> 참조), 개인연금저축공제에는 2000년 12월 31일 이전에 본인명의 가입분 불입액의 40%를 연간 72만원을 한도로 공제해주고 있다. 연금소득세 관련 소득세법 개정 이후 새롭게 출시된 연금저축은 2001. 1. 1이후 본의 명의 가입분 불입액을 퇴직연금불입액과 합산하여 연간 400만원 한도로 공제해주고 있다. 신용카드, 현금영수증, 직불카드, 기명식선불카드, 학원비지로납부액 등은 300만원과 총급여액의 20% 중 적은 금액을 한도로 공제해주고 있다. 기타 우리사주조합 출연금공제, 퇴직연금 소득공제 등이 있다.

이상과 같이 살펴본 근로소득공제와 인적공제, 특별공제, 소득공제를 모두 차감한 이후에 과세표준이 결정되면 아래와 같이 과세표준구간별로 적용세율을 적용하여 소득세액을 결정한다(<표 4> 참조).

<표 4> 소득세 기본세율표

과 세 표 준	세 율	누진공제액
1,200만원 이하	6%	-
1,200만원 초과 4,600만원 이하	15%	720,000원
4,600만원 초과 8,800만원 이하	24%	5,820,000원
8,800만원 초과	35%	15,900,000원

자료: 국세청.

다음은 세액공제에 대하여 살펴본다(<표 3> 참조). 첫째, 근로소득세액공제로서 공제한도를 50만원으로 하되, 산출세액은 50만원 이하 분은 55%, 50만원 초과분은 30%해당분을 공제해준다. 외국납부세액공제는“산출세액×국외근로소득금액/총근로소득금액”의 산식으로 계산하여 공제해주며, 주택자금이자율의 경우, 1995년 11월 1일부터 1997년 12월 31일 중 미분양주택 취득을 위한 차입금에 대한 이자상환액의 30%를 공제해주고 있다. 기부정치자금 세액공제는 정당(후원회 및 선관위 포함)에 기부한 자금으로 10만원까지는 세액공제, 10만원 초과액은 소득공제 대상이다.

## 2. 2013년 소득세법 개정(안)의 주요 내용(시안)

2013년 세법개정안은 현재 시점까지 법안으로 확정되지 못했지만, 정부의 발표 내용에 근거하여 주요 변경내용을 간략하게 제시하면 <표 5>와 같다.

첫째, 소득공제의 세액공제 전환에 맞추어 2014.1.1. 이후 발생하는 소득분부터 근로소득공제에서 소득공제급여 구간과 공제율을 조정하였다. 둘째, 현행 인적공제에서 추가소득공제 중 6세 이하 자녀양육비 소득공제, 출생·입양공제 소득공제와 다자녀 추가공제 항목을 세액공제로 전환하였다. 셋째, 부녀자공제 적용대상을 축소 조정하였다. 넷째, 특별공제 항목과 연금저축, 소기업상상공인공제부담금 역시 세액공제로 전환하였다. 다섯째, 정치자금 기부금 소득공제를 세액공제로 전환하였다.

<표 5> 2013년 소득세법 개정(안)의 주요 내용

구분	현행		개정안	
	총급여	공제율	총급여	공제율
근로 소득 공제	500만원 이하	80%	500만원 이하	70%
	500~1,500만원 이하	50%	500~1,500만원 이하	40%
	1,500~3,000만원 이하	15%	<b>1,500~4,500만원 이하</b>	<b>15%</b>
	3,000~4,500만원 이하	10%	4,500만원~1억원 이하	5%
	4,500만원 초과	5%	<b>1억원 초과</b>	<b>2%</b>
자녀 관련 항목	<input type="checkbox"/> 자녀관련 소득공제 ○ 6세 이하 자녀양육비: 1명당 100만원 ○ 출생·입양공제: 1명당 200만원 ○ 다자녀추가공제 - 자녀 2명: 100만원 - 자녀 2명 초과: 100만원 + 2명 초과 1명당 200만원	<input type="checkbox"/> 자녀세액공제로 통합 ○ 자녀 1~2명: 1명당 15만원 ○ 자녀 2명 초과: 30만원 + 2명 초과 1명당 20만원		
특별 공제 등	<input type="checkbox"/> 특별공제 ○ 의료비 소득공제: 총급여 3% 초과 금액 (한도) 700만원, 본인 등 없음 ○ 교육비 소득공제: (한도) 대학생 900만원, ~고등학생 300만원, 본인 없음 ○ 기부금 소득공제: (한도) 법정: 소득금액 100%, 지정: 소득금액 30%(종교 10%) ○ 보장성보험료 소득공제: (한도) 100만원 ○ 표준공제: 근로자 100만원, 사업자 60만원 <input type="checkbox"/> 연금저축: (한도) 400만원 <input type="checkbox"/> 소기업소상공인공제부담금: (한도) 300만원	<input type="checkbox"/> 세액공제로 전환 ○ 공제율 - 의료비, 교육비, 기부금의 15% - 연금저축, 보장성보험료, 소기업소상공인 공제부담금의 12% ○ 현행 소득공제한도 등은 유지 ○ 표준세액공제: 근로자 12만원, 사업자 7만원		

구분	현행	개정안
부녀자 공제	<input type="checkbox"/> 부녀자공제 ○ 적용대상: 배우자가 없고 부양가족이 있는 여성 세대주 또는 배우자가 있는 여성	<input type="checkbox"/> 적용대상 조정 ○ 배우자가 없고 부양가족이 있는 여성 세대주 또는 배우자가 있는 여성 중 소득금액 1,500만원 이하에 한해 적용(총 급여 2,500만원 수준)
기부 정치 자금	<input type="checkbox"/> 정당 등에 기부정치자금 소득공제 또는 손금산입 ○ 10만원 이하: 기부금의 100/110 세액공제 ○ 10만원 초과분: 소득공제 또는 손금산입	<input type="checkbox"/> 공제율 15%로 세액공제 - 사업자는 손금산입 (한도: 소득금액 100%)

자료: 기획재정부 보도자료 발췌.

## IV. 사용자료와 추정결과

### 1. 사용자료

본 연구에서는 제5차 재정패널자료(발표기준 2012년)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.

유의할 것은 측정시점이 발표년도 전년 기준이므로, 5차 재정패널자료의 경우 2011년 기준 소득과 자산 등에 대하여 조사가 이루어진다는 것이다. 조사항목 중 유량(flow)을 측정하는 질문은 2011년 1월~12월간의 1년을, 저장(stock)은 2011년 12월 31일을 기준으로 조사한다는 것이다. 다만, 가구원 조사표의 경제활동 상태는 조사 시작 시점을 기준으로 한다.

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·

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

본 연구는 분석의 편의를 위해 분석대상을 가구주(근로소득자)로 한정하였다. 이는 첫째, 소득공제를 세액공제로 전환한 것 중 자녀관련 추가 공제 관련 항목이 있고, 특별공제 소득공제 항목 중 상당수가 역시 세액공제로 전환되었기에 이를 가구주에게 적용하여 세액을 산출하는 것이 보다 현실적인 접근이라고 판단했기 때문이다. 둘째, 표준세액공제 중에서 사업소득자에 대한 적용항목도 있지만, 대부분의 소득세법 개정 내용이 주로 근로소득자에 해당되기 때문이다.

이런 전제 하에서 총조사대상 가구인 4,528가구 중 근로소득 가구인 2,477가구를 분석대상으로 하였다. 이 중 실제로 근로소득세를 납부한 가구는 1,434가구에서 근로소득세를 납입하지 않은 1,043가구가 면세점 이하인 가구인 것으로 파악되었다. 이 비율은 42.1%로 국세통계연보에 제시된 2012년 기준 면세자 비율인 35.9%보다 약간 높았다.<sup>4)</sup>

소득세 추계는 제5차 재정패널자료에서 조사된 소득기준이 2011년 연간소득이기 때문에 2011년 소득세법을 적용하였다. 참고로 2011년 과세 관련 정보들이 2014년에도 불변이라는 가정 하에 추정한 것이다. 다만, 재정패널자료에서 접근하는데 한계가 있는 일부 항목은 소득세 추계에 활용하지 못하였다. 예를 들어, 납세조합 공제, 주택차입금세액공제, 기부정치자금세액공제, 외국납부세액공제 등이었고, 특히 세액감면은 모두 적용하지 못하였다. 후술하겠지만 추계한 소득세인 가구당 연 81.6만원을 5차 재정패널자료에서 조사하여 발표한 실제 소득세액인 약 84.4만원과 비교하면 큰 차이가 없는 것으로 나타났다.

## 2. 추정결과

여기서는 본 연구의 목적이 소득공제를 세액공제를 바꾸는 방식의 형평성 효과를 비교하는 것이므로 전수자료라고 볼 수 있는 『국세통계연보』에서 일정 기간

4) 2012년 국세통계연보를 통해 계산한 근로소득세 납부비율은 과세대상근로소득 인원 15,480,508명 대비 과세납부자 9,917,982명으로 64.1%이며, 과세미달자 비율은 35.9% 나타났다.

동안 소득공제가 어떤 추세로 변화해왔는지를 살펴보고, 그리고 그 비중으로 인해 세액공제로의 전환이 어느 정도 영향을 줄 것인지를 예상해본다. 또한 2011년 소득세법과 2013년 개정소득세법을 2011년 재정패널자료에서 추출한 분석대상가구들에 적용하여 추계한 소득세를 분위별로 제시하고 논의해본다.

### 1) 소득공제 및 세액공제의 비중 추이

먼저 2005년부터 2011년까지의 『국세통계연보』 자료에 근거할 때, 첫째, 근로소득공제는 점차 하락하여 총소득공제액 중에서 차지하는 비중이 2005년 58.5%, 2010년 51.5%, 2011년 51.1%인 것으로 나타났다(<표 6> 참조). 둘째, 소득공제 금액을 모두 합한 금액의 비중은 2005년 41.5%에서 2011년 48.9%로 나타나 점차 증가하고 있다. 이는 인적공제와 특별공제 때문인 것으로 보인다. 셋째, 본 연구의 핵심주제인 특별공제에 초점을 맞추어보면, 매년 증가하고 있다. 즉, 2005년 13.0%가 2011년 15.9%로 약 2.9%p 증가하였는데 총소득공제에서 차지하는 비중이 15% 수준이어서 2013년 세법개정안에서 제안된 세액공제로의 변경이 형평성을 크게 변화시킬 것으로 예상되지는 않는다.

<표 6> 소득공제의 비중 추이

(단위 : 백만원, %)

구분	2005년		2010년		2011년	
	금액	비중	금액	비중	금액	비중
과세대상근로소득	267,387,184		396,289,348		433,266,649	
총 소득공제	183,867,388	100.0	251,631,957	100.0	271,426,244	100.0
근로소득공제	107,626,419	58.5	129,680,800	51.5	138,698,549	51.1
소득공제(소계)	76,240,969	41.5	121,951,157	48.5	132,727,695	48.9
인적공제	32,305,862	17.6	48,766,566	19.4	52,096,976	19.2
국민연금보험료			9,605,597	3.8	10,470,842	3.9
연금보험료공제	9,001,508	4.9	3,625,872	1.4	4,019,164	1.5
퇴직연금소득공제	442	0.0	32,550	0.0	50,593	0.0
특별공제	23,923,120	13.0	39,402,695	15.7	43,125,817	15.9
표준공제	1,778,015	1.0	3,029,429	1.2	3,179,496	1.2
조특법상 소득공제	9,232,022	5.0	17,488,448	7.0	19,784,806	7.3

자료 : 국세청, 『국세통계연보』.

참고로 세액공제의 추이를 살펴본다 (<표 7> 참조). 세액공제 금액 자체는 2010년이 2005년에 비하여 35.7%가 증가하였고, 2011년에는 9.5% 증가하였다. 세액공제 중에서는 근로소득 세액공제가 대부분인데, 이번 2013년 세법개정안에는 변경된 것이 없다.

<표 7> 세액공제의 비중 추이

(단위 : 백만원, %)

구분	2005년		2010년		2011년	
	금액	비중	금액	비중	금액	비중
과세대상근로소득	267,387,184		396,289,348		433,266,649	
산출세액	11,756,958		18,293,612		20,756,570	
세액공제	1,964,830	100.0	2,666,699	100.0	2,920,706	100.0
근로소득세액공제	1,906,707	97.0	2,576,482	96.6	2,830,430	96.9
납세조합공제	2,145	0.1	4,456	0.2	3,901	0.1
주택차입금세액공제	2,079	0.1	1,834	0.1	1,359	0.0
기부정치자금세액공제	21,181	1.1	29,088	1.1	21,532	0.7
외국납부세액공제	32,718	1.7	54,839	2.1	63,483	2.2

## 2) 소득세 추계결과 분석

전술한 대로 분석대상 근로자가구들의 과세 관련 정보와 2011년 소득세법을 활용하여 소득세를 추계하였다. 세법개정안의 효과를 극명하게 보기 위해 2011년 소득세법으로 계산한 소득세액과 2013년 개정 소득세법에 재정패널자료에서 조사된 각종 공제항목 관련 금액정보를 적용하여 계산한 소득세액을 비교하였다. 따라서 2013년 개정 소득세법 중에 근로소득공제도 포함되었으나 이를 2011년 기준으로 그대로 두고 소득세액을 추계하여 순수하게 소득공제와 세액공제의 효과를 비교하고자 하였다.<sup>5)</sup>

5) 물론 근로소득공제의 효과 비교를 위하여 2011년 소득세법의 근로소득공제와 2013년 개정 소득세법(안)의 근로소득공제를 그대로 적용하여 소득세액을 추계하였다.

이제 2,477가구의 소득세 추계액을 비롯한 기초통계량을 간략하게 살펴본다(<표 8> 참조). 첫째, 분위별로 근로자 가구들의 취업가구원수는 1.32명에서 1.50명에 이르면서 큰 차이가 없었다. 둘째, 가구원수는 소득이 높을수록 점차 많은 것으로 나타났다. 셋째, 19세 이하 자녀수는 주로 1명 미만이었는데, 5-7분위의 중간 소득 계층들은 1명이 넘었다. 넷째, 근로소득은 평균 소득이 연 3,721만원이었고, 6분위 이하 소득계층들은 평균소득보다 낮았고, 최고소득계층은 1억이 넘었다. 최저소득 계층과 최고소득계층과의 소득배율은 13.8배에 이른다. 다섯째, 소득세액 추계결과를 보면, 재정패널자료에서 조사된 소득세액은 평균 84만원인데, 2011년 소득세법을 적용하여 새롭게 추계한 소득세는 그보다 조금 적은 82만원 정도였다. 분석대상가구의 소득 및 과세 관련 정보들이 2011년 이후 전혀 변하지 않았다는 전제하에서 2013년 개정 소득세법안을 적용하여 계산한 소득세 평균은 가구당 82만원 정도였다.<sup>6)</sup> 조사된 소득세액과 2011년 소득세법을 적용하여 본 연구에서 새롭게 계산한 소득세액을 분위별로 보면, 1-5분위와 10분위는 후자가 작고, 6-9분위는 후자가 크게 추계되었다. 그러나 2013년 개정 소득세법안에 따른 소득세액은 10분위를 제외한 모든 분위에서 2011년 적용 소득세액보다 작게 추계되었다. 이는 정부 발표대로 소득공제보다는 세액공제 적용으로 전반적으로 세금이 줄어드는 것으로 나타났다는 점에서 긍정적인 결과이다.<sup>7)</sup>

6) 그러나 후술하는 정확한 효과비교를 위해 시도한 방식대로 근로소득공제를 2013년 개정안이 아니라 2011년 소득세법을 그대로 적용한 결과, 2013년 개정안 적용에 따른 소득세액보다 작게 추계되었다 (<표 8> 참조).

7) 유의해야 할 것은 EITC와 CTC는 소득세액 계산(계산안 및 개정안)에 반영하지 않았다는 것이다. 5차 재정패널자료에 조사되어 있는 EITC수령가구가 25가구에 불과하고, 2013년 개정안에 따르면, EITC는 상당히 크게 바뀌어 맞벌이와 홀벌이, 그리고 2015년부터 적용될 CTC도 2011년 소득으로 계산하기에는 정보가 상당한 제약이 있을 것으로 판단하여 본 연구의 개정 세액 계산에는 반영하지 않았다.

<표 8> 분석대상 가구들의 기초 통계량

(단위 : 가구, 명, 만원)

소득 분위	관측치 수	취업 가구 원수	가구 원수	19세 이하 자녀수	근로 소득	조사 소득세	2011년 소득세법 적용 소득세	2013년 개정 소득세법안의 소득세	
								개정 소득공제	기존 소득공제
1	296	1.42	2.55	0.25	739	0.27	0.08	0.07	0.02
2	200	1.45	2.69	0.33	1,292	1.28	0.75	0.40	0.14
3	257	1.45	2.79	0.42	1,788	3.06	1.96	0.94	0.53
4	246	1.50	2.86	0.72	2,246	7.54	4.92	3.37	2.13
5	240	1.48	3.31	1.00	2,764	11.06	9.20	6.99	4.41
6	248	1.46	3.31	1.15	3,241	19.64	21.90	19.21	14.57
7	247	1.32	3.48	1.25	3,928	33.66	41.63	36.29	32.06
8	248	1.35	3.73	0.92	4,924	79.92	92.70	80.88	75.45
9	248	1.38	3.79	0.70	6,228	159.92	171.31	160.69	153.93
10	247	1.39	3.74	0.49	10,220	529.55	473.32	513.80	499.63
합계/ 평균	2,477	1.42	3.22	0.72	3,721	84.42	81.63	82.11	78.15

### 3) 2013년 소득세법 개정안의 형평성 효과

이하에서는 2013년 소득세법 개정안의 형평성 효과를 분석한다. 먼저 근로소득만으로 계산한 세전지니계수는 0.404451이었고, 2011년 소득세법을 적용하여 추계한 소득세액을 반영한 세후지니계수는 0.389846으로 약 3.6%의 소득재분배효과가 있는 것으로 나타났다. 이제 2013년 개정세법을 적용하여 계산한 소득세액이 반영된 세후지니계수는 0.389212로 추정되어 재분배효과가 3.8%로 높아져 정부 발표와 세액공제의 특성대로 세액공제로의 세법개정이 더 큰 재분배효과, 즉 형평성 개선 효과를 유발하는 것임을 실증해보았다.

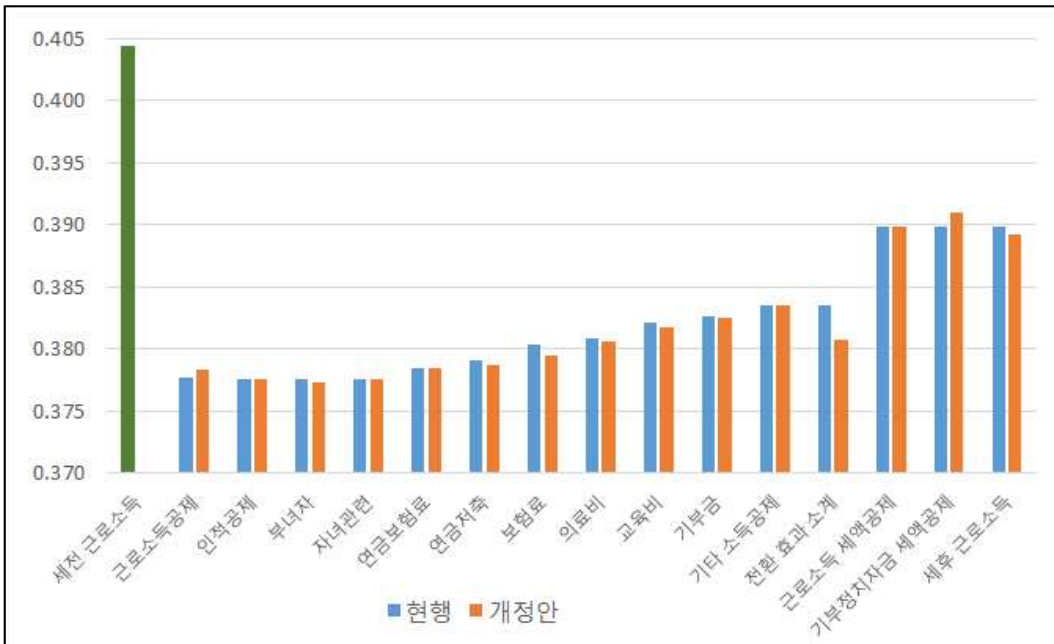
한편, 본 연구는 세액공제로의 전환으로 유발된 형평성 개선효과를 보다 분명하게 확인하기 위해 소득공제를 세액공제로 변경했을 경우의 지니계수를 추정하여 그 변화를 통해 해당 세액공제가 어떤 변화를 주었는지를 살펴보았다. 즉, 해당 공제항목이 누진적 또는 역진적 아니면 비례적으로 작용했는지를 분석해본다는 것이다.

<표 9> 공제형태 변경에 따른 형평성 효과 비교

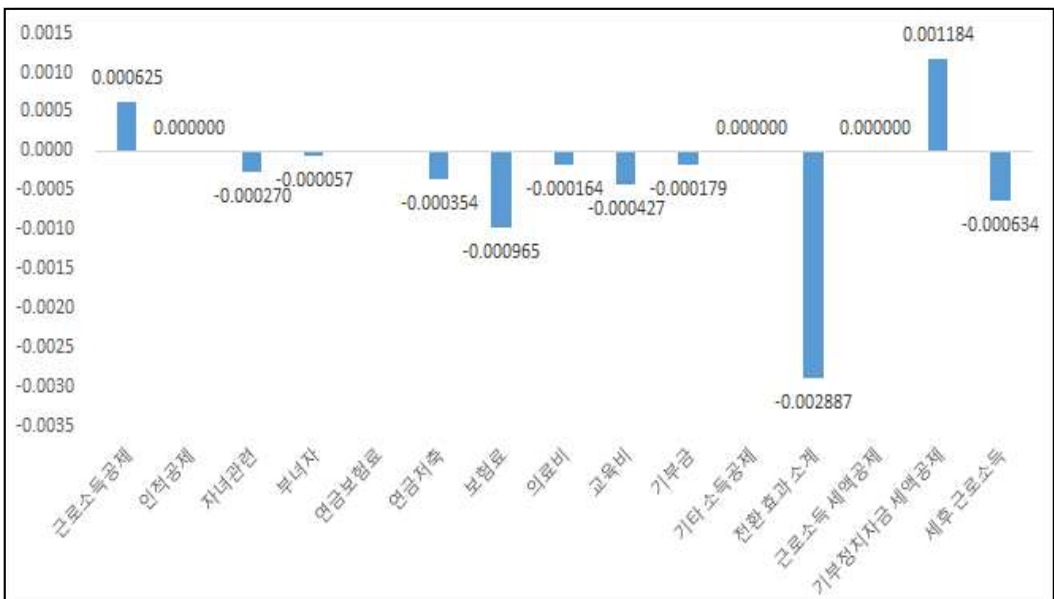
구분	2011년 소득세법	2013년 세법개정안		
근로소득(세전 지니계수)	0.404451			
	세후지니계수(A)	세후지니계수(B)	B-A	비교
<b>I. 근로소득공제 변경효과</b>				
근로소득공제	0.377681	0.378306	0.000625	개정
<b>II. 인적 공제</b>				
기본공제	0.377610			현행유지
부녀자공제	0.377545	0.377275	-0.000270	개정
<b>III. 소득공제와 세액공제 효과 비교</b>				
자녀관련(6세 이하 양육비+출산입양+다자녀공제)	0.377602	0.377545	-0.000057	개정
연금보험료	0.378423			현행유지
연금저축	0.379100	0.378746	-0.000354	개정
보험료	0.380400	0.379435	-0.000965	
의료비	0.380820	0.380656	-0.000164	
교육비	0.382125	0.381698	-0.000427	
기부금	0.382704	0.382525	-0.000179	
기타 소득공제	0.383588			현행유지
소계	0.383588	0.380701	-0.002887	
<b>IV. 세액공제</b>				
근로소득 세액공제	0.389842			현행유지
기부정치자금 세액공제	0.389846	0.391030	0.001184	개정
<b>V. 최종결정세액(모든 개정안 적용)</b>				
세후 근로소득 (2011년 근로소득공제 적용)	0.389846	0.389262	-0.000584	
세후 근로소득(개정세법 적용)		0.389212	-0.000634	

분석결과(<표 9>, [그림 1]과 [그림 2] 참조), 근로소득공제는 2013년 개정안의 근로소득공제를 적용하여 계산한 소득세를 차감한 세후지니계수는 2011년 소득세법을 적용할 때의 지니계수에 비하여 더 커져 세후소득 불평등을 약간 악화시킨 것으로 나타났다. 이는 근로소득공제가 저소득층에게 상대적으로 더 불리하게 작용할 것임을 시사해준다.

[그림 1] 세후 근로소득 기준 지니계수의 비교: 2011년 vs. 개정안



[그림 2] 2013년 세법 개정안의 항목별 형평성 비교



이제 2011년 세법에 규정된 근로소득공제만을 적용하여 소득세액을 추계한 결과에 근거하여 인적공제 등의 개정 내용별로 형평성 효과를 비교해본다. 첫째, 인적공제 유형에 속하는 부녀자 공제의 개정 효과는 거의 변화를 주지 않는 비례적인 성격을 보여주고 있지만 방향은 세후지니계수를 작게 만들어 세후소득분포에 누진적으로 작용하고 있다고 말할 수 있다. 둘째, 연금저축 공제 역시 개정 세법에서 비례적이지만 방향은 세후소득분포에 누진적으로 작용하여 상대적으로 저소득층에게 유리한 추세를 보여주고 있다. 셋째, 자녀관련 소득공제, 보험료·의료비·교육비·기부금 소득공제를 세액공제로 바꾼 효과 역시 비례적인 성격에 가깝다고 볼 수 있지만 방향은 세후소득분포에 누진적으로 작용한다고 말할 수 있다. 넷째, 세액공제 중에서 기부정치자금 세액공제는 현행 방식보다 세후소득 기준 불평등도를 더 크게 만들어 저소득층이 상대적으로 불리하게 만들었다고 볼 수 있다. 다섯째, 전술하였듯이 참고로 2011년 세법을 적용한 근로소득공제를 전제한 뒤 다른 항목들은 2013년 개정 소득세법 개정안에 따라 소득세액을 추계하여 그 효과를 비교하였더니, 근로소득공제를 2013년 개정 소득세법에서 바뀐 규정대로 적용한 경우의 효과보다 더 작았다. 이는 2013년 개정 소득세법의 근로소득공제가 전체 세후 소득불평등도에는 더 누진적으로 작용하고 있음을 시사해준다.

## V. 요약 및 정책적인 시사점

지금까지 제5차 재정패널자료를 이용하여 현재 국회에 제출된 2013년 세법개정안 시행으로 인해 어떤 소득계층의 세금부담액이 경감될 것이고, 또한 형평성 효과가 어떻게 유발될 것인지를 분석해보았다.

주요 분석결과를 요약해보면, 첫째, 국세통계연보에 따르면 소득세법의 특별공제 금액이 2005년 이후 매년 증가하고 있어 현행 소득세제가 점점 더 고소득층에게 상대적으로 유리해지고 있음을 시사해주고 있다. 둘째, 2013년 개정 소득세법(안)을 적용하여 소득세액을 추계한 결과, 최고소득층인 10분위를 제외한 모든 분위에서 소득세 부담액이 경감되는 것으로 나타났다. 이로써 정부 발표대로 특별공제를

중심으로 한 세액공제방식의 도입이 전반적으로 세부담을 경감시킬 수 있음을 확인해주었다고 볼 수 있다. 이는 2011년 기준의 근로소득 기준 세전지니계수(0.404451)와 2011년 적용 세법에 근거한 추계소득세액으로 계산한 세후지니계수(0.389846)로 계산한 소득재분배효과(약 3.6%)보다 2013년 개정세법을 적용하여 계산한 소득세액이 반영된 세후지니계수(0.389212)로 추정된 재분배효과(3.8%)가 더 크다는 사실에서 추가로 실증되었다. 셋째, 공제항목을 소득공제에서 세액공제로 전환했을 경우의 개별적인 형평성 효과를 측정한 결과, 부녀자 공제와 연금저축공제, 그리고 자녀관련 소득공제, 보험료·의료비·교육비·기부금 소득공제 등이 모두 미미하지만 세후소득분포에 누적적으로 작용하여 상대적으로 저소득층에게 유리하게 작용하고 있음을 보여주었다. 그러나 기부정치자금 세액공제는 저소득층이 상대적으로 불리하게 나타났다. 이상의 결과에 근거할 때, 2013년 개정 소득세 법안은 저소득층뿐만 아니라 중상위 소득계층들까지 세부담을 경감시켜 형평성 측면에서 긍정적으로 작용하고 있다고 결론내릴 수 있다.

본 연구는 근로장려세제 및 자녀세액공제를 반영하지 못하였고, 또한 소득세 추계에 사용한 자료가 2011년 자료여서 최근의 소득변화 등의 경제상황을 잘 반영하지 못하고 있으며, 근로소득자만으로 분석하여 사업소득자와 종합소득세 납부자들을 반영하지 못하고 있는 등 한계가 있어 본 연구의 결론을 일반화시키기에 일부 제약이 있을 수 있음에 유의해야 한다.

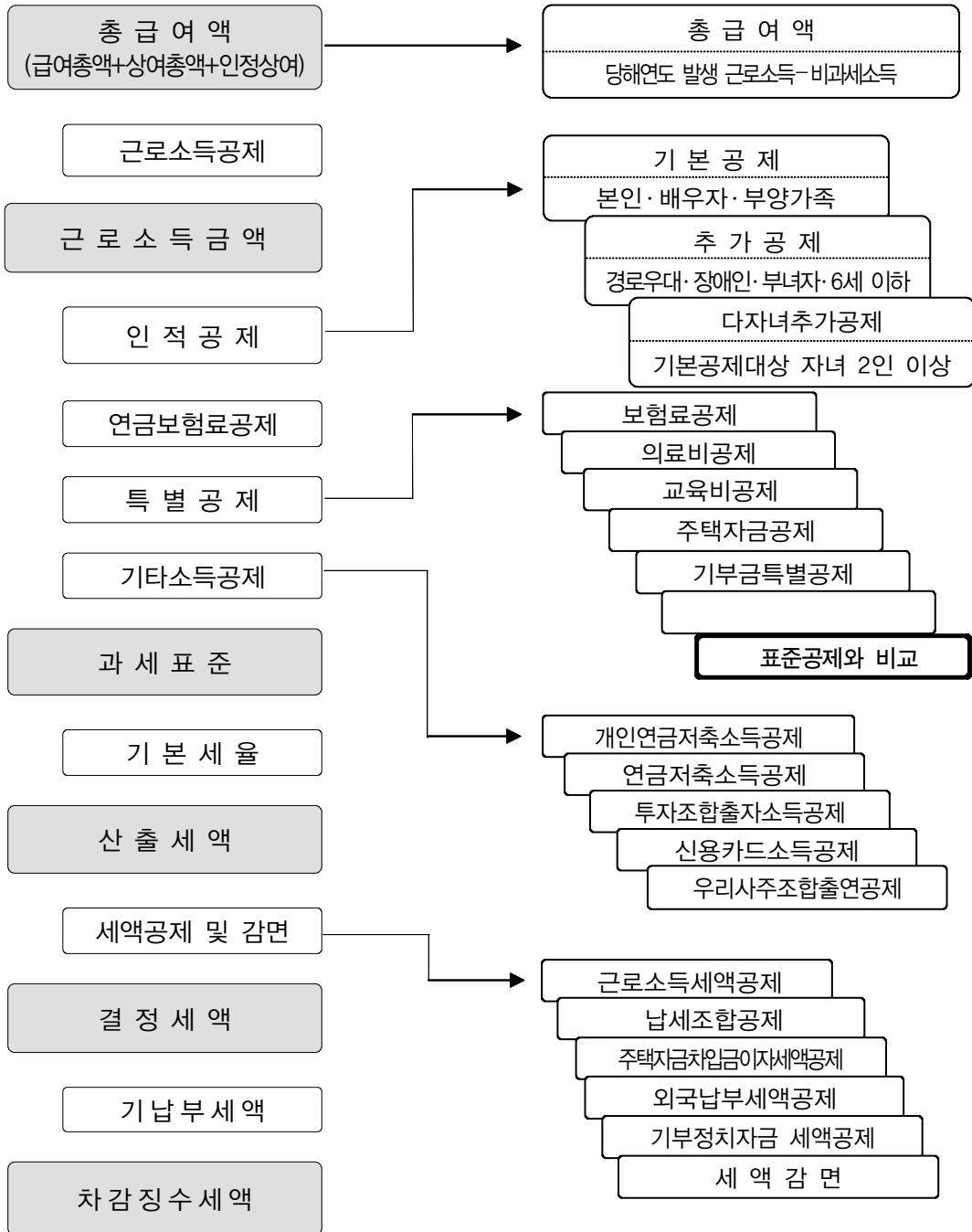
## VI. 참고문헌

- 강성호·권혁진·조영은, 『연금과세에 따른 실질 연금소득보장과 소득재분배 효과 분석』, 국민연금연구원, 2012.
- 곽태원, 「우리나라 특별소비세제의 소득재분배효과」, 『한국개발연구』, 제9권 제3호, 1987 가을, pp. 27-43.
- 김준영·임병인, 「IMF 충격의 불평등과급효과」, 『공공경제』, 제6권 제2호, 한국공공경제학회, 2001, pp 3-31.
- 문형표·박태규, 「수치지수와 조세부담의 누진도측정에 대한 연구」, 『재정논집』, 제1권, 한국재정학회, 1987, pp. 147-60.
- 박춘래·이은호, 「신용카드소득공제제도의 활용실태와 개선방안」, 『전산회계연구』, 한국전산회계학회, 2004.
- 성명재·박기백, 「조세·재정지출의 소득재분배효과: 소비세 및 현물급여 포함」, 재정학연구 제1권 제1호(통권 제56호), 2008년 2월 한국재정학회, pp. 63-94.
- 손광락, 「근로소득세액공제와 근로소득공제제도의 경제적 효과」, 『재정논집』제14권 제1호, 한국재정·공공경제학회, 1999.
- 송헌재·성명재, “신용카드 사용액 소득공제 제도의 효과 분석”, 재정학연구 제5권 제2호 통권 제73호 (2012년 5월), pp.157-194, 한국재정학회
- 안종범 외, 『근로소득 공제제도 간편화 방안』, 한국재정·공공경제학회, 2004.8.
- 이동식, 『소득공제제도의 문제점과 개선방안』, 한국법제연구원, 2004.11.
- 임병인, “보험료 공제제도의 소득재분배 효과 연구”, 재정학연구 제3권 제2호(통권 제65호), 2010년 5월 pp. 125-156, 한국재정학회
- \_\_\_\_\_, “소득세법상 주요 소득공제항목의 소득재분배 기여효과 분석”, 제1회 재정패널 학술대회 발표자료집, 2009. 11
- \_\_\_\_\_, 「지니계수 분해기법을 이용한 소득불평등효과 분석」, 제11권 2호, 『공공경제』, 2006. 11, 한국공공경제학회, pp. 37-64.
- \_\_\_\_\_, 「자동차 관련세제의 형평성 효과: 차등과세제도와 주행세의 상치효과」, 『공공경제』, 제9권 제2호, 2004. 11. 한국공공경제학회, p. 129-151.

- \_\_\_\_\_, 안중범, 「자동차세제 누진성 분석과 차등과세제도의 평가」, 『공공경제』, 제8권 제1호, 2003. 5. 한국공공경제학회, pp. 147-168.
- \_\_\_\_\_, “소득세 및 사회복지정책의 소득재분배효과: 한국과 미국의 비교”, 『공공경제』, 제8권 제2호, 2003. 11. pp. 99-126
- 임봉욱, 「소득세가 보험가입규모에 미치는 영향」, 『재정논집』제6권, 한국재정·공공경제학회, 1992.
- 전병목·원종학, 『근로소득세 공제체계 정비방안』, 한국조세연구원, 2003.12.
- 정운오·전병욱, “소득공제의 소득재분배 및 조세부담의 수직적 공평성 측면에서의 문제점과 개선방안: 연금저축 등에 대한 공제와 교육비공제를 중심으로”, 통계연구. 제15권 제2호 (2010. 10), pp. 24-49, 통계청
- 현진권·나성린, 「도시 및 농촌가계의 합산자료를 사용한 소득세제의 세부담분석」, 현진권(편), 『조세정책과 소득재분배』, 한국조세연구원, 연구논문집 96-01, 1996a.
- 현진권·나성린, 「소득세와 부가가치세의 형평성 측정: 근로자가구와 자영업가구의 세부담 차이를 중심으로」, 현진권(편), 『조세정책과 소득재분배』, 한국조세연구원, 연구논문집 96-01, 1996b.
- 현진권·나성린, 「도시 및 농촌가계의 합산자료를 사용한 간접세제의 세부담분석」, 현진권(편), 『조세정책과 소득재분배』, 한국조세연구원, 연구논문집 96-01, 1996c.
- 현진권·임병인, 「소득종류에 따른 소득불균형 유발효과의 국제비교」, 『공공경제』, 2000년 제5권 제2호, 한국공공경제학회, pp. 95-114, 2000.
- Byung-In Lim and Jin Kwon Hyun, “What makes the income tax system so progressive?-the case of Korea,” *Applied Economics Letters*, vol. 16, 2009. 5. pp. 683-687.
- Kakwani, N., *Income Inequality and Poverty Methods of Estimation and Policy Applications*, New York: Oxford University Press, 1980.
- Kakwani, Nanak, “On the measurement of tax progressivity and redistributive effect of taxes with application to horizontal and vertical equity,” *Advances in Econometrics*, vol. 3, 1984, pp. 149~168.

- Lambert, P. J., *The Distribution and Redistribution of Income*, Oxford, U.K.: Basil Blackwell. 1993.
- \_\_\_\_\_, *The Distribution and Redistribution of Income*, Oxford, U.K.: Basil Blackwell. 2001.
- Phähler, W. (1990), "Redistributive Effect of the Income Taxation: Decomposing Tax Base and Tax Rate Effects," *Bulletin of Economics Research*, 42,121-129.
- Podder, N., "The disaggregation of the Gini Coefficient by Factor Components and Its Application to Australia," *Review of Income and Wealth*, Vol. 39, No. 1, March 1993.
- Podder, N. and Tran-Nam, B., *Uses and Abuses of the Decomposition of Gini Index by Factor Components*, The University of New South Wales, mimeo., 1991.
- Wagstaff, A. and van Doorslaer, E. (2001), "What Makes the Personal Income Tax Progressive? A Comparative Analysis for Fifteen OECD Countries," *International Tax and Public Finance*, 8(3),299-316.

## [부록] 연말정산 세액계산 개요



자료: 국세청

## 제 5 세 셴

**V-1. 근로장려세제(EITC)가 노동공급에 미치는 영향**

발표자 : 염경운(서울시립대 세무전문대학원 박사과정)  
전병욱(서울시립대 세무전문대학원 교수)

**V-2. 우리나라 빈곤에 대한 다차원적 분석**

- 재정패널 자료를 중심으로

발표자 : 남상호(한국보건사회연구원 연구위원)







# 근로장려세제(EITC)가 노동공급에 미치는 영향

■ **염경윤\*** · **전병욱\*\***

---

\* 서울시립대학교 세무전문대학원 박사과정 (kyyeom@gmail.com, 010-9221-0772, 제1저자)

\*\* 서울시립대학교 세무전문대학원 교수 (bwjun@uos.ac.kr, 02-6490-5041, 공동저자)



# 차 례

I. 연구의 배경 .....	202
II. 우리나라의 근로장려세제 개관 .....	202
1. 근로장려세제 제도 연혁 .....	202
2. 근로장려금 현황 .....	208
III. 근로장려세제 관련 이론 및 기존 연구 검토 .....	213
1. 근로장려세제 관련 이론 검토 .....	213
2. 선행 연구 검토 .....	215
IV. 연구설계와 방법 .....	217
1. 근로장려금 관련 재정패널자료 .....	217
2. 연구방법 .....	221
V. 실증분석 결과 .....	224
1. 기술통계와 상관관계 .....	224
2. 단일변량분석 .....	226
3. 회귀분석 .....	227
VI. 결 론 .....	232
VII. 참고문헌 .....	233



# 근로장려세제(EITC)가 노동공급에 미치는 영향

염경윤 · 전병욱

## 요약

저소득층의 근로의욕을 제고하고 소득을 지원하기 위한 근로장려세제(EITC, Earned Income Tax Credit)가 2008년 도입되고 2011년에는 동 제도가 확대 개편되는 등 제도 정착과 확대를 위한 정부의 노력이 지속되고 있다. 제도가 도입된 지 어느 정도 경과한 현 시점에 제도의 효과를 평가하고 개선과제를 발굴해 내기 위해 실증 분석이 요구된다고 하겠다. 본 연구는 한국조세재정연구원의 재정패널자료를 이용하여 실증분석을 실시하였으며 그 주요 결과는 다음과 같다.

우선, 근로장려금 수령 후 근로시간의 변화에 대한 설문조사에서 별 차이가 없거나 오히려 줄어들었다는 의견이 더 많은 것으로 나타났다. 또한, 상관관계 분석에 있어서도 근로장려금이 노동공급을 나타내는 변수인 근로월수 또는 근로시간과 별다른 관계가 없는 것으로 나타났다. 여러 변수를 포함한 회귀분석결과에 있어서도 근로장려금 지급금액은 근로월수 또는 근로시간에 대해 양의 계수를 가지는 것으로 분석되었으나, 계수 값의 유의성이 뚜렷이 나타나지는 않은 한계점을 보였다. 또한, 근로장려금 지급금액 외에 근로장려금 지급액의 만족도, 근로장려금의 긴급한 사용용도 또는 근로장려금으로 인한 근로의욕의 증가 여부 등은 근로월수 또는 근로시간과 음의 계수를 보이거나 유의적인 관계를 나타내지 않아 근로장려금과 관계된 가구의 개별적 특성이 노동공급에 특별한 영향을 주는 것은 아닌 것으로 보인다.

결론적으로 우리나라에 도입된 EITC 제도가 노동공급에 통계적으로 유의한 영향을 보이고 있지는 못한 것으로 나타났으며, 이는 점증구간 확대, 최대급여액 상향조정을 통해 대체효과가 소득효과를 압도할 수 있도록 하는 방향의 제도개선 노력이 필요함을 시사한다. 이러한 측면에서 2011년 제도 개편을 통해 최대급여액을 상향조정하는 노력은 의미가 있다고 보이며, 추후 동 제도 개편 효과 등에 대해 실증분석을 통해 검증해 볼 필요성이 크다고 하겠다. 한편, 유의한 영향이 나타나지 아니한 요인 중의 하나가 보충급여 원칙으로 운용되고 있는 기초생활보장제도일 수도 있다고 판단된다. 즉, 근로가 가능함에도 불구하고 기초생활보장 제도의 요건을 만족하는 수준으로만 근로를 하거나 근로를 하지 않을 수도 있어, 근로장려세제 효과가 반감될 수도 있으므로 기초생활보장 제도와 근로장려세제를 복합적으로 한 분석도 필요하다. 마지막으로 근로장려금 지급가구수 자료가 적어 점증구간, 평탄구간, 점감구간으로 나누어 분석하지 못했으나, 구간별로 더 정직한 분석도 추후 요구된다고 하겠다.

**핵심주제어** : 근로장려세제(Earned Income Tax Credit), 노동공급(labor supply), 재정패널조사(National Survey of Tax and Benefit)

## I. 연구의 배경

우리나라에 근로장려세제(EITC, Earned Income Tax Credit)가 2008년 도입된 이후 2011년 12월 세법 개정으로 2011년도 소득분부터 근로장려세제 적용이 확대되었다. 또한 2013년 8월에 발표된 세제개편안에 의하면 근로장려세제를 확대하고 자녀장려세제를 신설하는 방안도 추진되고 있다. 즉, 저소득층의 근로의욕을 제고하고 소득을 지원하는 근로장려세제의 확대를 위해 정부에서 적극 노력하고 있는 모습이다.

근로장려세제가 도입된지도 어느 정도 경과하여 제도가 정착되어가는 상황이므로 이러한 시점에 실증자료를 이용하여 저소득층의 근로동기 제고라는 근로장려세제의 당초 정책적 목적이 달성되고 있는 지를 확인하고 추가적 제도 개선방안을 모색할 필요가 있다. 본 연구는 실증분석을 위해 한국조세재정연구원이 2008년부터 조사하여 구축하고 있는 재정패널자료를 이용하였다. 재정패널자료상 근로장려금 관련 자료가 2010년(3차 년도)부터 2012년(5차 년도)까지 구축되어 있어 실증분석에 적합하다고 판단되어 동 자료를 이용하였다.

본 연구는 근로장려세제 제도 변화 내용과 국세통계연보상 근로장려금 지급 현황을 우선 살펴본 후 재정패널조사자료를 이용하여 근로장려세제 도입이 노동공급 증가에 어떠한 영향을 주고 있는지를 실증 분석하고자 한다.

## II. 우리나라의 근로장려세제 개관

### 1. 근로장려세제 제도 연혁

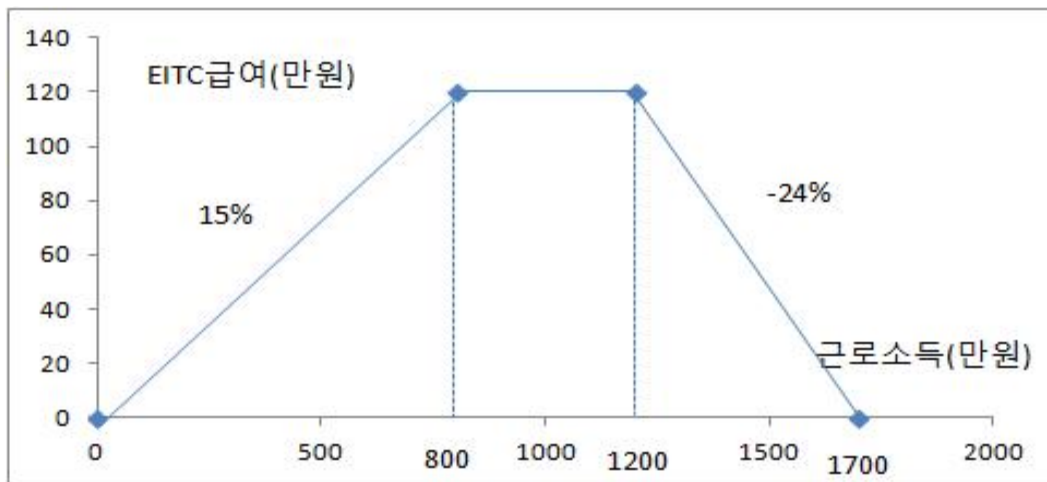
#### 가. 최초 시행당시 제도내용

2006년12월 조세특례제한법 개정에 따라 근로장려세제가 2008년부터 시행(2009년부터 근로장려금 지급) 되었다. 최초 입법당시에는 최대 급여가 80만원이었고,

점증구간(800만원까지)은 근로소득에 대해 10%의 비율로 근로장려금을 지급하였고, 800만원에서 1,200만원 사이는 평탄구간으로 80만원을 지급하고, 점감구간(1,200만원~1,700만원)에서는 16%의 비율로 근로장려금을 축소시키는 구조였다.

그러나, 2008년 말 법 개정으로 최대 급여를 120만원까지 상향조정하면서, 점증구간의 증가비율을 15%로 조정하고, 평탄구간은 120만원으로, 점감구간의 감소비율을 24%로 조정하였다. 2009년부터 최초로 근로장려금이 지급되었기 때문에 2008년 말 법 개정사항이 반영된 [그림 2-1]의 내용대로 처음부터 시행된 것으로 이해하면 된다.

[그림 2-1] 최초 시행당시의 EITC 급여구조



2008년 말 법 개정사항을 토대로 한 최초 시행시점에서의 근로장려금 신청자격은 아래 <표 2-1>과 같다. 근로소득이 있는 가구별로 지급되고, 연간 총소득은 1700만원 미만이어야 하며 18세 미만 자녀를 1인 이상 부양하고, 주택가액이 5천만원, 재산 합계액이 1억원 미만인 가구만 신청자격이 있었다.

<표 2-1> 근로장려금 신청자격

요건	내용
근로소득	근로장려금 신청일 직전 연도에 근로소득이 있는 가구
총소득	근로장려금 신청일 직전 연도 부부합산 총소득이 1,700만원 미만
가족	근로장려금 신청일 직전 연도 12.31일 현재 18세 미만의 자녀를 1인 이상 부양하는 가구
주택보유	근로장려금 신청일 직전 연도 6.1일 현재 가구 구성원 모두 무주택이상이거나, 기준시가 5천만원 이하인 1주택을 소유하는 가구
재산	근로장려금 신청일 직전 연도 6.1일 현재 가구 구성원 모두의 재산 합계액이 1억원 미만인 가구

#### 나. 2011년 제도개편 내용

2011년 말에 근로장려세제가 개편되면서 무자녀가구에 대한 근로장려금을 지급하기로 하고, 아울러, 부양자녀수에 따른 차등지급구조로 전환되었다. 아울러, 기존에 120만원이 최대급액이었으나, 제도개편으로 3인 이상 자녀를 부양하는 경우 최대 200만원까지 수령가능하도록 확대되었다. [그림 2-2]와 <표 2-2>는 개편에 따른 EITC 급여구조를 보여준다.

[그림 2-2] 2011년 개편에 따른 EITC 급여구조



자료: 국세청 근로장려세제 홈페이지, [www.eitc.go.kr](http://www.eitc.go.kr)

<표 2-2> 2011년 개편에 따른 EITC 급여구조

(구간단위 : 만원)

부양 자녀수	점증구간	점증률	평탄구간	최대 지급액	점감구간	점감률
무자녀	0 ~ 600	70/600	600 ~ 900	70만원	900 ~ 1,300	70/400
1인	0 ~ 800	140/800	800 ~ 1,200	140만원	1,200 ~ 1,700	140/500
2인	0 ~ 900	170/900	900 ~ 1,200	170만원	1,200 ~ 2,100	170/900
3인 이상	0 ~ 900	200/900	900 ~ 1,200	200만원	1,200 ~ 2,500	200/1,300

개편의 다른 주요한 내용은 요건을 완화한 부분이다. 근로소득이 있는 가구만 신청대상이었으나, 사업소득이더라도 보험모집인, 방문판매원인 경우는 포함을 시켰다. 또한, 부양자녀수에 따른 급여구조 개편에 따라 기준 총소득금액도 기존의 단일 1,700만원 미만에서 부양자녀수에 따른 기준금액 미만으로 변경했다. 부양자녀수가 없더라도 배우자가 있으면 신청할 수 있는 제도로 전환되었다. 주택요건도 기존의 5천만원에서 6천만원 이하로 완화되었다. 이러한 제도개편으로 더 많은 가구가 혜택을 받을 것으로 추정된다. 2011년 말 세제개편 내용은 2011년 귀속사업연도부터 적용되므로 2012년에 지급되는 분부터 적용되기 시작했다. 본 연구에서 사용하는 재정패널데이터가 2012년(5차년도)까지 구축되어 있으나 2011년도 지급분에 대한 조사까지만 이루어져 2011년 말 세제개편 내용은 반영되지 않은 상태이다. 이는 6차년도 결과부터 반영될 예정이다.

<표 2-3> 2011년 개편으로 인한 근로장려금 신청자격 변경내용

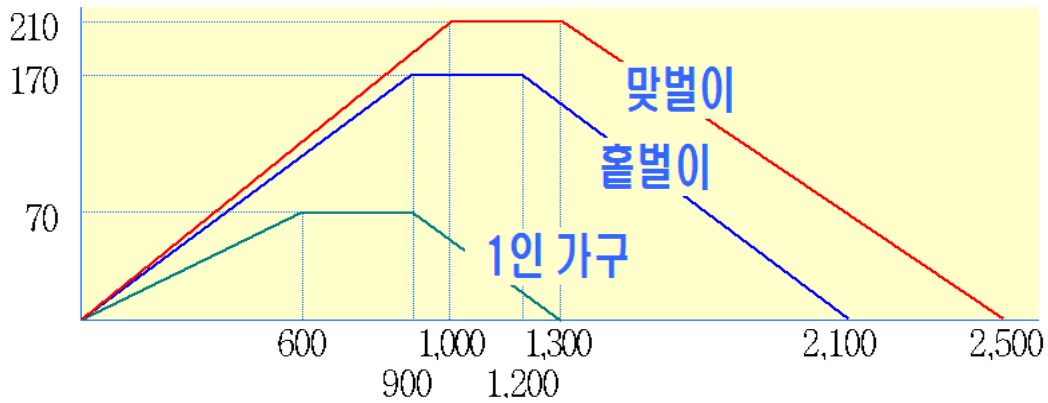
요건	기존	변경
근로소득	근로장려금 신청일 직전 연도에 근로소득이 있는 가구	근로장려금 신청일 직전 연도에 근로소득이 있거나, <u>사업소득 중 보험모집인, 방문판매원으로 인한 소득이 있는 경우</u>
총소득	근로장려금 신청일 직전 연도 부부합산 총소득이 1,700만원 미만	근로장려금 신청일 직전 연도 부부합산 <u>총소득이 부양자녀 수에 따라 정한 총소득기준금액* 미만</u> * 부양자녀수 0명 : 1,300만원 부양자녀수 1명 : 1,700만원 부양자녀수 2명 : 2,100만원 부양자녀수 3명 : 2,500만원
가족	근로장려금 신청일 직전 연도 12.31일 현재 18세 미만의 자녀를 1인 이상 부양하는 가구	18세 미만의 자녀를 부양하거나, <u>18세 미만 자녀가 없어도 배우자가 있는 경우</u>
주택보유	근로장려금 신청일 직전 연도 6.1일 현재 가구 구성원 모두 무주택이거나, 기준시가 5천만원 이하인 1주택을 소유하는 가구	근로장려금 신청일 직전 연도 6.1일 현재 가구 구성원 모두 무주택이거나, 기준시가 <u>6천만원 이하인 1주택을</u> 소유하는 가구
재산	근로장려금 신청일 직전 연도 6.1일 현재 가구 구성원 모두 재산의 합계액이 1억원 미만인 가구	좌동

#### 다. 2013년 제도개편 내용

기획재정부는 2013년 8월에 세제개편안을 발표하면서 근로장려세제에 대한 개편을 다시 추진한다고 밝혔다. 2011년 개편안이 근로장려금을 자녀수에 따라 차등 적용하는 것이 주요 내용이었다고 하면 2013년 개편안은 결혼 여부 및 맞벌이 여부에 따라 근로장려금을 차등적용하고, 자녀장려세제를 도입하는 것이 주된 내용이다. 1인 가구보다 결혼한 가구를 더욱 지원하고, 홑벌이 가정보다는 맞벌이 가정을 더욱 지원함으로써 결혼 및 여성의 경제활동을 지원하기 위한 취지인 것으로 보인다.

[그림 2-3] 2013년 개편안에 따른 EITC 급여구조

(단위 : 만원)



자료: 기획재정부 2013년 세법개정안 보도자료, 2013.8

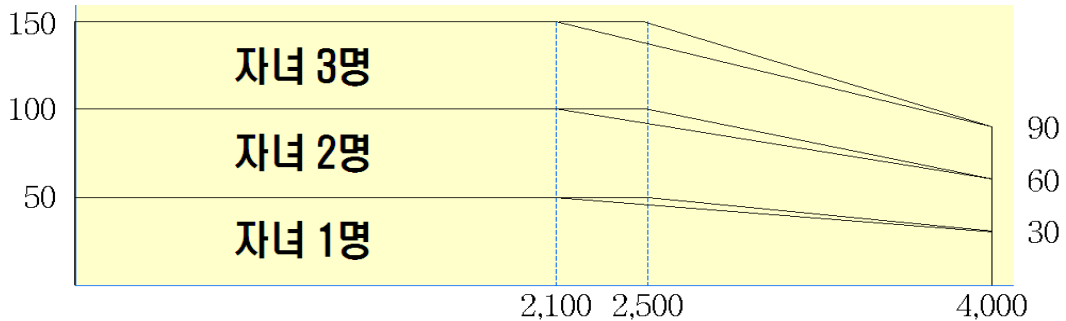
<표 2-4> 2013년 개편안에 따른 EITC 급여구조

(구간단위 : 만원)

가구원 구성	점증구간	점증률	평탄구간	최대 지급액	점감구간	점감률
단독가구	0 ~ 600	70/600	600 ~ 900	70만원	900 ~ 1,300	70/400
홀별이	0 ~ 900	170/900	900 ~ 1,200	170만원	1,200 ~ 2,100	170/900
맞벌이	0 ~ 1,000	210/1,000	1,000 ~ 1,300	210만원	1,300 ~ 2,500	210/1,200

그리고, 기존의 자녀수에 따른 급여 차등화부분에 대해서는 총소득 4천만원 이하로서 부양자녀가 있으면 자녀장려금을 자녀수에 따라 별도로 신설하여 지급키로 했다. 자녀장려세제의 경우에는 점증구간이 없고, 평탄구간과 점감구간만 있는 방안이다.

[그림 2-4] 2013년 개편안에 따른 자녀장려세제 급여구조



자료: 기획재정부 2013년 세법개정안 보도자료, 2013.8

<표 2-5> 2013년 개편안에 따른 자녀장려세제 급여구조

(구간단위 : 만원)

가구원 구성	평탄구간	최대지급액	점감구간	점감률
홀벌이	0 ~ 2,100	자녀 1인당 50만원	2,100 ~ 4,000	자녀1인당 20/1,900
맞벌이	0 ~ 2,500	자녀 1인당 50만원	2,500 ~ 4,000	자녀 1인당 20/1,500

## 라. 근로장려금 신청 지급절차

전년도 소득세 과세기간분에 대한 근로장려금을 종합소득세과세표준 확정신고 기간인 5월말까지 신청요건을 갖춘 경우에 납세지 관할 세무서장에게 신청하고, 납세지 관할 세무서장은 종합소득세과세표준 확정신고기간 경과 후 3개월 이내에 결정하고 결정일로부터 30일내에 환급한다. 즉, 근로장려금은 선납해 주는 것이 아니고 직전 과세연도분이 다음 년도 9월에 한 번 환급되는 방식으로 운영되고 있다.

## 2. 근로장려금 현황

국세청 국세통계연보에 있는 근로장려금 지급현황을 보면 2008~2010년분 소득

에 대해서는 대체로 큰 변동이 없었으나, 2011년 소득에 대해 2012년에 지급한 근로장려금은 전술한 제도개편에 따라 큰 폭으로 증가한 것을 알 수 있다.

<표 2-6> 연도별 근로장려금 신청 및 지급현황

(금액단위 : 억원)

구분		2008년분 (2009년 신청·지급)	2009년분 (2010년 신청·지급)	2010년분 (2011년 신청·지급)	2011년분 (2012년 신청·지급)
신청	가구수	723,937	676,634	666,816	930,232
	금액	5,582	5,224	5,094	7,475
지급	가구수	590,720	566,080	522,098	752,049
	금액	4,537	4,369	4,020	6,140

자료 : 2012년 국세통계연보, 국세청, 2012.12

2011년 소득에 대해 2012년에 지급된 근로장려금의 경우 제도개편으로 근로소득이외에도 보험모집인, 방문판매원의 경우는 사업소득이더라도 지급할 수 있게 되었는데 사업소득으로 인한 비중은 가구수 기준으로 6.0%로 나타났다. 성별로는 남성에 대한 지급이 가구수 기준으로 56.9%로 여성보다 높았다. 세대별로는 부부가구가 가구수 기준으로 86.5%의 비중을 나타냈다.

<표 2-7> 2011년분 근로장려금 지급현황(소득별, 성별, 세대유형별)

(금액단위 : 억원)

구분	소득별		성별		세대별	
	근로소득	사업소득	남성	여성	부부가구	단독가구
가구수	706,596 (94.0%)	45,453 (6.0%)	427,746 (56.9%)	324,303 (43.1%)	650,342 (86.5%)	101,707 (13.5%)
금액	5,768 (93.9%)	372 (6.1%)	3,505 (57.1%)	2,635 (42.9%)	5,109 (83.2%)	1,031 (16.8%)

( )안은 비중

자료 : 2012년 국세통계연보, 국세청, 2012.12

연령별로는 40대에 대한 지급이 가구수 기준으로 36.1%로 가장 많았으며, 30대가 26.9%, 50대가 20.1%의 순으로 나타났다.

<표 2-8> 2011년분 근로장려금 지급현황(연령별)

(금액단위 : 억원)

	20세 미만	20세 이상	30세 이상	40세 이상	50세 이상	60세 이상	70세 이상
가구수	130 (0.0%)	33,067 (4.4%)	202,053 (26.9%)	271,520 (36.1%)	151,161 (20.1%)	69,170 (9.2%)	24,948 (3.3%)
금액	1 (0.0%)	286 (4.7%)	1,983 (32.3%)	2,560 (41.7%)	900 (14.7%)	317 (5.2%)	93 (1.5%)

( )안은 비중

자료 : 2012년 국세통계연보, 국세청, 2012.12

부양자녀 인원별로는 2명인 경우가 가구수 기준으로 31.9%로 가장 많았고, 다음이 부양자녀가 없는 경우가 31.7%를 차지했다. 2011년 세제개편으로 근로장려금 지급요건을 완화하면서 2011년분 근로장려금 지급이 큰 폭으로 증가했는데 그 주요 원인이 부양자녀요건을 완화한 데 있다는 것을 알 수 있다.

<표 2-9> 2011년분 근로장려금 지급현황(부양자녀 인원별)

(금액단위 : 억원)

구분	0명	1명	2명	3명	4명	5명 이상
가구수	238,396 (31.7%)	215,750 (28.7%)	239,831 (31.9%)	53,273 (7.1%)	4,259 (0.6%)	540 (0.1%)
금액	1,010 (16.4%)	1,952 (31.8%)	2,484 (40.5%)	638 (10.4%)	50 (0.8%)	6 (0.1%)

( )안은 비중

자료 : 2012년 국세통계연보, 국세청, 2012.12

종사업종별로는 건설업이 가구수 기준으로 18.9%로 가장 많았고, 제조 18.0%, 도소매 12.3%로 나타났다.

<표 2-10> 2011년분 근로장려금 지급현황(근무업종별)

(금액단위 : 억원)

구분	제조	건설	도소매	음식 숙박	운수 창고통신	부동산	임대/ 사업 서비스	보험모집/ 방문 판매
가구수	135,593 (18.0%)	141,952 (18.9%)	92,864 (12.3%)	48,288 (6.4%)	43,883 (5.8%)	44,103 (5.9%)	84,213 (11.2%)	45,453 (6.0%)
금액	1,145 (18.6%)	1,139 (18.5%)	833 (13.6%)	363 (5.9%)	382 (6.2%)	295 (4.8%)	634 (10.3%)	372 (6.1%)

( )안은 비중

자료 : 2012년 국세통계연보, 국세청, 2012.12

근로유형별로는 가구수 기준으로 볼 때 일용근로소득이 41.4%로 가장 큰 비중을 차지하고 있어 근로장려금을 지급받는 가구의 근로소득이 안정적이지 않다는 것을 알 수 있다.

<표 2-11> 2011년분 근로장려금 지급현황(근로유형별)

(금액단위 : 억원)

구분	상용근로소득	일용근로소득	중복 (상용근로소득, 일용근로소득)	사업소득 (보험모집인 및 방문판매원)
가구수	291,513 (38.8%)	311,450 (41.4%)	85,434 (11.4%)	45,453 (6.0%)
금액	2,687 (43.8%)	2,098 (34.2%)	810 (13.2%)	372 (6.1%)

( )안은 비중

자료 : 2012년 국세통계연보, 국세청, 2012.12

주택을 보유하지 않은 가구비중이 75.1%로 나타났고, 재산규모별로는 1천만원 이상 3천만원 미만 가구비중이 30.2%로 가장 높게 나타났다.

<표 2-12> 2011년분 근로장려금 지급현황(주택보유별, 재산규모별)

(금액단위 : 억원)

구분	주택보유별		재산규모별				
	무	유	1천만원 미만	3천만원 미만	5천만원 미만	7천만원 미만	1억원 미만
가구수	564,674 (75.1%)	187,375 (24.9%)	38,899 (5.2%)	227,434 (30.2%)	216,710 (28.8%)	145,173 (19.3%)	123,833 (16.5%)
금액	4,764 (77.6%)	1,376 (22.4%)	325 (5.3%)	1,950 (31.8%)	1,780 (29.0%)	1,147 (18.7%)	938 (15.3%)

( )안은 비중

자료 : 2012년 국세통계연보, 국세청, 2012.12

근로소득장려금의 기준이 되는 소득구간별로는 점증구간이 가장 큰 비중(45.3%)을 차지하고 다음이 점감구간(31.8%), 평탄구간(22.8%) 순인 것으로 나타났다.

<표 2-13> 2011년분 근로장려금 지급현황(소득구간별)

(금액단위 : 억원)

구분	점증구간	평탄구간	점감구간
가구수	340,963 (45.3%)	171,628 (22.8%)	239,458 (31.8%)
금액	2,087 (34.0%)	2,222 (36.2%)	1,831 (29.8%)

( )안은 비중

자료 : 2012년 국세통계연보, 국세청, 2012.12

마지막으로 총소득별 근로장려금 수급자 분포[그림 2-5]를 보면 무자녀의 경우 점증구간의 상한선인 600만원까지 수급금액은 상대적으로 작지만 수급 가구수가 많은 것을 알 수 있다. 이는 2011년 세제개편의 영향으로 무자녀이면서 상대적으로 소득수준이 낮은 가구가 수급금액은 작아도 많이 신청한 것으로 보인다. 1인 이상 자녀의 점감구간이 시작되는 1,200만원 수준에서 가구수 및 금액이 모두 가장 크게 나타났다. 금액이 가장 큰 것은 점감구간이 시작되기 직전에 가장 큰 수급금액이 지급되기 때문인 것으로 보인다.

[그림 2-5] 2011년분 총소득수준별 근로장려금 수급자 분포



자료 : 2012년 국세통계연보, 국세청, 2012.12

### Ⅲ. 근로장려세제 관련 이론 및 기존 연구 검토

#### 1. 근로장려세제 관련 이론 검토

노동의 공급은 노동자의 미시적인 의사결정의 결과로 나타난다. 즉, 노동자는 소득과 여가라는 두 정상재의 선택 과정에서 노동공급량을 결정하게 된다. 근로장려세제 시행으로 인해 노동자가 직면하게 되는 예산제약식이 변경(실질임금 변

경)되고, 이로 인해 노동의 공급이라는 종속변수가 영향을 받는 것이다.

근로장려세제 시행은 신청자격을 갖춘 가구의 실질임금을 증가시키는 효과가 있기 때문에 대체효과와 소득효과를 통해 노동공급에 영향을 미치게 된다. 즉, 대체효과는 시간당 임금( $r$ )  $\uparrow$   $\rightarrow$  여가의 상대가격  $\uparrow$   $\rightarrow$  여가의 수요  $\downarrow$   $\rightarrow$  노동의 공급  $\uparrow$  이고, 소득효과는 실질소득( $I$ )  $\uparrow$   $\rightarrow$  여가(정상재)의 수요  $\uparrow$   $\rightarrow$  노동의 공급  $\downarrow$  이다. 여기서 해당 가구가 점증구간, 평탄구간 및 점감구간 중 어디에 해당하는지에 따라 대체효과와 소득효과의 상대적 크기는 달라지고, 그 결과 노동의 공급에 미치는 영향도 달라질 것으로 예상할 수 있다.

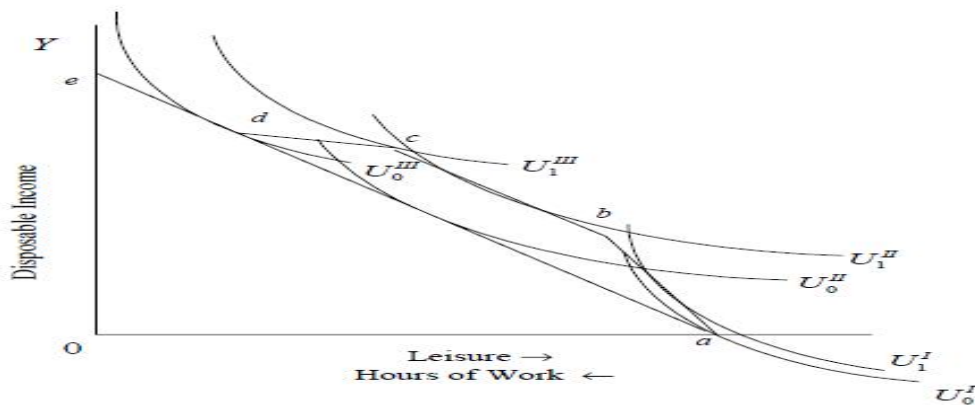
먼저, EITC가 시행되기 전에 점증구간에 속하는 가구는 EITC의 시행으로 인해  $r$ 과  $I$ 가 모두 증가해서 상반된 대체효과와 소득효과가 발생하기 때문에 노동의 공급에 미치는 영향은 명확하지 않게 된다. 단, 이 경우에도 EITC가 시행되기 전의 미취업 가구는  $I \uparrow \rightarrow$  여가의 수요  $\uparrow$  이므로 대체효과만 발생해서 노동의 공급은 증가하게 된다. 이에 반해 EITC가 시행되기 전에 평탄구간이나 점감구간에 속하는 가구는  $I$ 는 증가하는 반면  $r$ 은 불변이거나 감소해서 노동의 공급은 감소하게 된다. 다음으로, EITC로 이미 근로장려금을 지급받는 가구의 경우에는 기본적으로 여가와 소득 간의 선호체계가 변하지 않으면 노동의 공급이 변하지 않게 되지만, 근로장려금의 산정체계가 변경된 경우에는 역시  $r$ 과  $I$ 의 변동으로 인해 추가적인 노동공급의 증감이 발생하게 된다. 2011년 세제개편과 2013년 세제개편안의 변동에 따라 가구들이 직면하게 되는 예산제약선의 변동이 생기게 되므로 여가와 노동의 선택이라는 미시적 의사결정에 변화가 생기게 된다.

이와 같은 사실은 아래 [그림 3-1]에서 확인할 수 있다.<sup>1)</sup> 노동시장에 참여하지 않던 사람의 경우에 대한 그림이  $U_0^I$ 에서  $U_1^I$ 로 이동하는 경우이고, 이 경우 노동시장 참여율과 근로시간 모두 증가효과를 가져오는 것을 알 수 있다. 점증구간에서 이미 노동시장에 참여하는 사람은 그림에는 나타나 있지는 않으나 대체효과와 소득효과가 모두 나타나면서 근로시간을 줄 일 수도 있고, 근로시간을 늘릴 수도 있으나 적어도 노동시장 참여의사결정은 지속할 것이라는 점에서 노동시장 참여율에 부정적인 영향은 없고 노동시간에 미치는 영향은 정확히 알 수는 없다는 결론을 낼 수 있다. 평탄구간에 속하는 경우에는 아래 그림에서  $U^{II}$ 의 경우인

1) 이 문단의 설명은 NBER Working Paper 8078의 p21~p25를 참조하여 정리한 것이다

데 이 경우에는 소득효과만 나타나면서 근로시간을 줄이는 것으로 그림에서 표현되고 있으나 이 경우에도 노동시장 참여는 지속할 것으로 이해된다. 점감구간에 속하는 경우( $U^{III}$ )에는 소득효과와 대체효과 모두 근로시간을 줄이는 방향으로 나타나고 있고 이 경우에도 노동시장 참여에는 영향이 없을 것으로 보인다.

[그림 3-1] EITC 도입에 따른 여가와 근로의 선택



자료: NBER Working Paper 8078, The earned income tax credit

결론적으로는 EITC로 인해 노동시장 참여에는 전반적으로는 긍정적인 영향이 있는 것으로 예측되나 노동시간에 미치는 영향은 소득구간에 따른 다른 영향으로 인해 명확한 방향이 예측되지 않는다는 것이다.

## 2. 선행 연구 검토

본 연구의 대상이 되는 근로장려세제로 인한 노동공급 영향에 대한 주요한 선행연구는 아래와 같다.

우선, 미국논문(James J. Heckman(1993), Bruce D. Meyer(2002))의 경우 임금 변화에 따른 노동공급에 미치는 연구를 수행함에 있어서 노동시장참여(labor supply responses on the extensive margin)와 노동시간 변화(labor supply responses on the intensive margin)를 구분한다는 것이다. Jean Kimmel and

Thomas J. Kniesner(1998)도 임금변화에 따른 노동공급변화의 탄력성을 노동시장참여와 노동시간의 경우를 구분하여 제시하고 있다.

이러한 맥락에서 미국의 근로장려세제에 대한 연구도 근로장려세제 도입으로 인한 효과를 노동시장참여와 노동시간 변화에 대한 영향으로 구분하고 있다. 미국연구 결과는 송헌재·전영준(2011.12) 논문(40p)에서 잘 정리하고 있고 결론적으로는 노동참여에는 EITC가 대체로 긍정적인 영향을 미쳤으나, 노동시간에는 긍정적이라는 연구와 부정적이라는 연구로 갈리고 있고 이는 전술한 바와 이론적 결론에 부합한다.

우리나라의 근로장려세제 관련 연구를 살펴보면, 실증분석이 아닌 일반균형모형을 통한 분석 연구, 효용극대화를 통해 유도된 노동공급함수 추정치를 이용하여 임금탄력성, 소득탄력성을 분석하는 연구(강병구, 2007) 등도 있으나 여기서는 본 연구와 같이 패널자료를 활용한 실증분석의 결과들만을 검토한다.

우선, 송헌재와 전영준(2011) 연구가 있는데 2-3차년도 재정패널자료를 이용해서 EITC의 도입이 저소득가구의 노동공급 및 후생에 미친 영향을 일차차분 추정기법(first differencing)으로 분석했는데, 그 결과 전체 근로장려금 수급가구에 대해서는 노동공급의 유의적인 영향이 없는 것으로 나타났다. 그러나, 소득구간별로 구분하면 점증구간에 속하는 가구에 대해서는 노동시장의 참여율을 높이는 것으로 나타나서, 상반되는 대체효과와 소득효과 중에서 대체효과 영향이 더욱 큰 것으로 나타났다. 반대로 평탄구간이나 점감구간에 속하는 가구에 대해서는 이론적 분석과 같이 노동공급 시간을 감소시키고, 이를 통해 감소한 근로소득이 근로장려금 수령액보다 큰 것으로 나타나서 전체적으로 이들 가구의 소득을 감소시키는 효과가 발생한 것으로 나타났다.

조선주·김영숙(2011)은 가구단위로 진행되는 EITC가 가구내 개인에 미치는 영향분석을 시도하였다. 2-3차년도 재정패널자료를 이용하였고, 변수간 내생성 문제를 통제하기 위해 통제함수추정법을 이용하여 분석하였으며, 분석결과 근로장려금은 노동시장참가와 무관한 것으로 나타났다. 다만, 맞벌이가구인 경우 여성은 근로장려금으로 노동시장참가가 증가한다고 하면서 정책설계시 가구내 주소득자와 부소득자의 행태를 모두 고려하는 근로장려세제 개선이 이루어 질 필요가 있다고 주장한다.

박능후(2011)는 한국복지패널자료를 이용하여 근로장려세제 첫 시행을 전후한 2008년과 2009년의 잠재적 수급대상자의 행태변화를 분석하는 사전사후검사설계 (pretest-posttest design)의 방법을 사용하였다. 즉, 다른 변수 영향을 통제하고 근로장려세제 실시 전후의 임금소득과 근로일수를 비교하여 근로장려세제 시행으로 인한 임금소득 증대 및 근로동기 증대효과를 측정하고자 했다. 분석결과 근로장려세제는 잠재적 수급가구의 근로소득 및 근로시간을 증가시킨 것으로 나타났다.

패널자료를 활용한 우리나라 연구들이 비교적 EITC의 시행초기에 이루어져서 분석대상인 저소득층 가구의 행태가 충분히 변화되었다고 보기 어려운 측면도 있다. 이에 따라, 추가적인 기간의 경과로 행태상 변화가 나타난 것으로 볼 수 있는 가장 최근 자료를 활용하여 EITC의 운용성과를 재차 평가할 필요성이 있다.

## IV. 연구설계와 방법

### 1. 근로장려금 관련 재정패널자료

#### 가. 근로장려금 관련 재정패널자료 개황

본 연구는 한국조세재정연구원의 재정패널조사 자료를 기초로 수행되었다. 재정패널자료는 2008년(1차 년도)도 부터 조사가 실시되어 구축되고 있고 가구와 가구원에 대한 조사가 병행되어 이루어지고 있다. 본 연구는 현 시점에서 최대한 이용 가능한 2012년(5차 년도)까지의 가구에 대한 조사자료를 기초로 수행되었다. 근로장려금 지급이 2009년부터 지급되었고, 2009년도 지급분에 대한 재정패널조사는 2010년(3차 년도)부터 이루어져 결국 근로장려금과 관련된 조사는 2010년(3차 년도)부터 이루어진 것으로 이해하면 된다. 결국 근로장려금과 관련된 재정패널조사자료로는 2010년(3차 년도)분부터 2012년(5차 년도)분까지 있다.

## 나. 근로장려금 관련 재정패널자료 주요내용

3차 년도부터 5차 년도까지 이루어진 근로장려금 조사의 주요결과는 다음과 같다.

우선 수급가구수는 전체 조사 가구수 대비 점차 감소한 것으로 나타났다. 이는 국세통계연보상의 자료인 <표 2-6>에서 제시된 바와 같이 2011년 지급분까지는 지급된 가구수가 점차 감소한 추세에 부합하는 결과로 보인다. 그러나, 송헌재와 전영준(2011) 연구에서 지적된 바와 같이 재정패널 자료상의 근로장려금 수급가구 비율이 1%에도 미치지 못하고 있어 이는 지나치게 낮은 문제점이 있으므로 동 자료를 기초로 한 결과 해석에 주의할 필요가 있다. 즉, 2010년 인구주택총조사(통계청) 결과에 의하면 우리나라 일반가구<sup>2)</sup>수는 2010년 11월 1일 기준으로 17,339,422가구로 이 중 국세통계연보자료에 의해 2011년에 지급된 가구수가 522,098가구인 점을 감안하면 근로장려금 수급가구 비율이 3.0%로 추산되는 데 비해 비하면 재정패널자료상의 0.7%는 지나치게 낮은 수준으로 판단된다.

한편, 앞에서 기술했지만 제도 확대시행으로 2011년분에 대한 지급가구수가 크게 증가하였지만, 재정패널 자료에는 이 부분이 반영되지 않았고, 금년에 조사된 6차 년도분 조사자료에는 반영되어 나타날 것으로 보인다.

<표 4-1> 재정패널 자료상 근로장려금 수급가구수

구분	2010년 조사 (2009년 지급분)	2011년 조사 (2010년 지급분)	2012년 조사 (2011년 지급분)
조사 가구수	4,830	4,778	4,742
근로장려금 수급가구수	57	54	34
근로장려금 수급가구비율(%)	1.2	1.1	0.7

자료 : 재정패널자료, 한국조세재정연구원

2) 일반가구는 우리나라 전체 가구 중 집단가구(남남끼리 함께 사는 6인 이상의 가구와 기숙사나 요양시설 등 사회시설에 집단으로 살고 있는 가구)와 외국인가구를 제외한 가구

가구당 평균 수급금액은 추세적으로 점차 증가하는 모습을 보이고 있다. 즉, 2009년 가구당 평균 지급액이 83만원이었으나, 2011년 가구당 평균 지급액은 90만원으로 증가해 오고 있다. 한편, 가구당 평균 수급금액의 표준편차는 31~37만원 사이에서 등락하는 모습을 보였다.

<표 4-2> 재정패널 자료상 근로장려금 가구당 수급금액

구분	2010년 조사 (2009년 지급분)	2011년 조사 (2010년 지급분)	2012년 조사 (2011년 지급분)
평균(만원)	83	86	90
표준편차(만원)	37	31	35

자료 : 재정패널자료, 한국조세재정연구원

근로장려금의 사용용도는 소비지출 비중이 가장 큰 추세가 지속되고 있다.

<표 4-3> 재정패널 자료상 근로장려금 사용용도

(비중 : %)

구분	2010년 조사 (2009년 지급분)	2011년 조사 (2010년 지급분)	2012년 조사 (2011년 지급분)
소비지출	84.2	79.6	85.3
저축	7.0	11.1	5.9
가계부채 상환(카드 빚 등)	3.5	9.3	5.9
기타	5.3	0.0	2.9

자료 : 재정패널자료, 한국조세재정연구원

근로장려금 규모에 대한 만족도 조사결과는 대체로 만족하는 수준인 것으로 나타났다. 2012년도 기준으로 70.6%가 매우 만족하거나 만족하는 것으로 나타나 근로장려금 제도자체에 대한 만족도는 높은 것으로 보인다.

<표 4-4> 재정패널 자료상 근로장려금 금액 만족도

(비중 : %)

구분	2010년 조사 (2009년 지급분)	2011년 조사 (2010년 지급분)	2012년 조사 (2011년 지급분)
매우 만족	24.6	18.5	20.6
만족	40.4	53.7	50.0
보통	31.6	14.8	17.6
불만족	1.8	7.4	11.8
매우 불만족	1.8	5.6	0.0

자료 : 재정패널자료, 한국조세재정연구원

근로장려금 지급절차에 대한 조사에서도 대체로 간편하다고 응답한 가구수가 많아, 신청 및 지급 절차 어려움으로 인한 비용은 크지 않은 것으로 보인다.

<표 4-5> 재정패널 자료상 근로장려금 지급절차 평가

(비중 : %)

구분	2010년 조사 (2009년 지급분)	2011년 조사 (2010년 지급분)	2012년 조사 (2011년 지급분)
매우 간편	21.1	20.4	26.5
대체로 간편	50.9	64.8	52.9
보통	24.6	9.3	14.7
다소 불편	3.5	1.9	5.9
매우 불편	0.0	3.7	0.0

자료 : 재정패널자료, 한국조세재정연구원

근로장려금 수령 후 근로시간 변화에 대해서 별 차이가 없거나, 오히려 약간 줄어들었다는 응답을 보이고 있어, 제도도입 취지의 효과를 살리기 위해 제도개선이 필요하다는 것을 시사한다. 다만, 보다 종합적인 분석을 위해 사후뿐만 아니라 근로장려금 수급을 위해 사전적으로 노동시장에 신규로 참여했는지 여부, 근로시간을 늘렸는지를 조사하는 것도 필요하다. 즉, 근로장려금 수급이라는 제도가 유

인으로 작용하는 지 여부를 보다 엄밀히 파악하기 위해 노동시장 참여 및 근로라는 사전 의사결정과정에서 근로장려금 제도가 어떻게 영향을 미치고 있는지에 대한 조사도 보완되어 이루어질 필요가 있다.

<표 4-6> 재정패널 자료상 근로장려금 수령 후 근로시간 변화<sup>3)</sup>

(비중 : %)

구분	2011년 조사 (2010년 지급분)	2012년 조사 (2011년 지급분)
대폭 줄어듦	3.7	0.0
약간 줄어듦	11.1	11.8
별 차이 없음	83.3	88.2
약간 늘어남	1.9	0.0
대폭 늘어남	0.0	0.0

자료 : 재정패널자료, 한국조세재정연구원

## 2. 연구방법

### 가. 연구모형

근로장려제도가 노동공급에 미치는 영향을 실증분석하기 위해 본 연구는 재정패널조사 실시 이후의 원표본 유지가구를 대상으로 회귀분석모형을 적용하기로 한다. 개별 가구의 시계열적 특성으로 인한 자기상관성(autocorrelation)의 문제점을 감안해서 OLS 대신 Clustered Regression을 시행하여 분석하는 것으로 한다.

본 연구의 실증분석에 사용될 모형은 아래 식과 같다. 본 연구는 가구를 단위로 한 분석으로 종속변수는 가구원들의 근로월수 합계, 근로시간 합계 및 각각의 변화분으로 설정하였다. 설명변수들은 크게 3분류로 나눌 수 있다. 근로장려금 지급금액, 지급받는 가구의 개별적 특성을 나타내는 변수(근로장려금을 지급받고 만족했는지 여부, 근로장려금 금액만족도, 근로장려금으로 부채상환에 사용했는지 여부, 근로장려금을 지급받고 근로의욕이 증가했는지 여부), 통제변수이다. 통제변

3) 2010년 조사에서는 수령 후 근로의욕 변화로 조사했으며, 더 근로한다는 답변이 43.9%, 관계 없다는 답변이 52.6%, 더 근로 안한다는 답변이 3.5%를 차지

수로는 취업 중인 가구원수, 가구원수, 연도더미로 설정하였다. 본 연구에서는 다른 연구들에서 설명변수로 사용한 나이, 학력수준 등을 이용하지 않았는데 이는 지급받는 가구의 개별적 특성을 나타내는 변수와 통제변수로 설명할 수 있다고 보았기 때문이다.

$$\text{DEPENDENT} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{EITCAM} + \beta_2 \cdot \text{EITCSAT} + \beta_3 \cdot \text{EITCURGENT} + \beta_4 \cdot \text{EITCWSPRIT} + \beta_5 \cdot \text{JFMN} + \beta_6 \cdot \text{FMN} + \sum_j \beta_j \cdot \text{YEAR}_j$$

여기서,

DEPENDENT : 종속변수인 FMWM, FMWH, FMWMCHANGE 및 FMWHCHANGE

FMWM: 가구원들의 직전연도 근로월수의 합계

FMWH: 가구원들의 작년 기준 통상적 일주일 총 근로시간(잔업시간 포함)의 합계

FMWMCHANGE: 가구원들의 직전연도 근로월수의 증가분

FMWHCHANGE: 가구원들의 작년 기준 통상적 일주일 총 근로시간의 합계의 증가분

EITCAM: 작년 한해 근로장려금으로 지급받은 금액

EITCSAT: 작년 한해 근로장려금을 지급받았고, 해당 지급액에 만족했으면 1, 아니면 0(구체적으로  $\text{EITCSAT} = \text{EITCAMD} \cdot \text{EITCSD}$ )

EITCAMD:  $\text{EITCAM} > 0$  이면 1, 아니면 0

EITCSD: 근로장려금 금액만족도가 “매우 만족” 또는 “만족”이면 1, 아니면 0)

EITCURGENT: 작년 한해 근로장려금을 지급받았고, 해당 지급액을 시급한 부채 상황에 사용한 경우이면 1, 아니면 0

(구체적으로  $\text{EITCURGENT} = \text{EITCAMD} \cdot \text{EITCUD}$ )

EITCUD: 근로장려금 사용용도가 “가계부채 상환(카드빚 등)”이면 1, 아니면 0)

EITCWSPRIT: 작년 한해 근로장려금을 지급받았고, 해당 지급액으로 인해 근로 의욕이나 근로시간이 증가했으면 1, 아니면 0

(구체적으로  $\text{EITCWSPRIT} = \text{EITCAMD} \cdot \text{EITCWSD}$ )

EITCWSD: 근로장려금 수령 후 근로의욕 변화가 “더 근로함”이거나(3차년도 조사) 근로시간 변화가 “약간 늘어남” 또는 “대폭 늘어남”이면(4차년도 및 5차년도

조사) 1, 아니면 0)

JFMN: 작년 말 기준 취업 중인 가구원 수

FMN: 가구원 수

## 나. 모형의 분석대상자료

재정패널의 원표본 가구<sup>4)</sup> 중 2차부터 5차 년도까지 계속 응답한 4,357가구를 대상으로 하였다. 이 자료 중 실증분석에 필요한 자료 누락 등의 문제가 있는 자료를 제외하고 근로장려금 지급액 자료가 있는 3차년도(2010년)부터 5차년도(2012년)까지의 11,089개 가구연(family-year) 자료(<표 4-7>)를 구축하여 기본적인 회귀분석을 하였다.

또한, 전체 가구연 자료를 이용할 경우 노동공급에 미치는 근로장려세제의 영향이 희석될 가능성을 고려해서 근로장려금을 지급받았거나 지급받을 가능성이 있었던 616개의 가구연 자료로 한정해서 추가적인 회귀분석을 실시하였다.

구체적으로는 616개의 가구연 자료는 실제 근로장려금을 지급받은 137개의 가구연 자료와 함께 실제 지급받지는 않았지만 지급받을 가능성이 있었던 479개의 가구연 자료이다. 후자의 479개 가구연 자료는 <표 2-1>의 “근로장려금 신청자격”에서 가족요건, 주택보유요건 및 재산요건은 만족하되, 총소득요건인 “근로장려금 신청일 직전 연도 부부합산 총소득이 1,700만원 미만”을 해당 연도의 월평균 총소득이 199만원 이하인 경우(즉, 연간소득이 2,400만원 미만인 경우)로 완화하여 추출된 것이다. 즉, 616개의 가구연 자료는 실제 근로장려세제의 영향을 받았거나 가구소득이 예년에 비해 다소 감소했을 경우에는 근로장려세제를 적용받을 수 있었던 가구의 의미를 가지고 있다.

---

4) 1차년도(2008년)에 패널로 구축된 가구와 2차년도(2009년)에 추가표본으로 추가된 가구

<표 4-7> 표본의 구성

구분	3차년도	4차년도	5차년도	계
근로장려금 지급 가구	52	51	34	137
근로장려금 지급가능성 가구*	0	331	148	479
그 밖의 가구	3,683	3,325	3,465	10,473
계	3,735	3,707	3,647	11,089

\* 근로장려금을 지급받지 않았지만 전술한 “지급받을 가능성이 있었던” 가구

## V. 실증분석 결과

### 1. 기술통계와 상관관계

3년간의 가구별로 조사된 주요 변수들의 기술통계는 <표 5-1>에서 제시된 바와 같다. 가구원들의 직전연도 근로월수 합계 평균은 16.5개월이며, 통상적 일주일 총 근로시간(잔업시간 포함)은 45.3시간으로 나타났다. 가구원들의 직전연도 근로월수 증가분은 평균 0.5개월로 나타났으며, 통상적 주당 근로시간 증가분은 20.5시간으로 나타났다. 취업 중인 가구원수는 1.46명이었으며, 평균 가구원수는 3.29명으로 나타났다.

<표 5-1> 변수의 기술통계(n=11,089)

변수	평균	표준편차	최소값	1사 분위수	중위수	3사 분위수	최대값
FMWM	16.5455	7.4303	-15	12	12	24	60
FMWH	45.3053	43.0520	-18	0	40	73	264
FMWMCHANGE	0.5147	6.1377	-36	0	0	0	42
FMWHCHANGE	20.5838	44.5307	-264	0	0	45	264
EITCAM	1.0631	10.2291	0	0	0	0	120
EITCAMD	0.0124	0.1105	0	0	0	0	1

변수	평균	표준편차	최소값	1사 분위수	중위수	3사 분위수	최댓값
EITCSAT	0.0086	0.0922	0	0	0	0	1
EITCUD	0.0007	0.0269	0	0	0	0	1
EITCURGENT	0.0007	0.0269	0	0	0	0	1
EITCWSD	0.0022	0.0465	0	0	0	0	1
EITCWSPRIT	0.0021	0.0455	0	0	0	0	1
JFMN	1.4557	0.6261	1	1	1	2	5
FMN	3.2855	1.2298	1	2	3	4	9

변수들 간의 Pearson 상관계수는 <표 5-2>에서 제시된 바와 같다. 가구원들의 근로월수는 근로시간, 근로월수변화, 근로시간변화, 취업 중인 가구원수, 전체 가구원수와 유의한 양의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 그러나, 가구원들의 근로월수는 근로장려금 지급규모, 근로장려금에 대한 만족도, 근로장려금의 부채 상환여부, 근로장려금으로 인한 근로의욕 제고여부와는 상관관계 부호가 음수이거나, 유의적인 관계가 없는 것으로 나타났다. 이러한 관계는 가구원들의 근로시간을 기준으로 볼 때도 대동소이하다. 근로월수 증가분, 근로시간 증가분의 경우도 근로장려금 지급과 음의 상관관계이거나 유의성이 없는 것으로 나타났다. 결국, 근로장려금 지급이 상관관계로만 볼 때는 노동공급 증가와 큰 관계가 없는 것으로 보인다. 그러나, 이는 두 변수들 간의 선형관계만을 본 한계점이 있어 추가적인 회귀분석이 필요하다.

<표 5-2> 변수들 간의 상관관계(n=11,089, 이탤릭체로 표시한 값은 p값(two-tailed))

변수	FMWH	FMWMCHANGE	FMWHCHANGE	EITCAM	EITCAMD
FMWM	0.4676 <i>&lt;.0001</i>	0.3678 <i>&lt;.0001</i>	0.2644 <i>&lt;.0001</i>	-0.0206 <i>0.0299</i>	-0.0184 <i>0.0523</i>
FMWH		0.1163 <i>&lt;.0001</i>	0.6041 <i>&lt;.0001</i>	-0.0070 <i>0.4620</i>	-0.0081 <i>0.3930</i>
FMWMCHANGE			0.2236 <i>&lt;.0001</i>	-0.0096 <i>0.3120</i>	-0.0095 <i>0.3166</i>
FMWHCHANGE				0.0012 <i>0.8980</i>	0.0003 <i>0.9738</i>
EITCAM					0.9293 <i>&lt;.0001</i>

변수	EITCSAT	EITCURGENT	EITCWSPIRIT	JFMN	FMN
FMWM	-0.0159 <i>0.0938</i>	-0.0110 <i>0.2462</i>	-0.0102 <i>0.2824</i>	0.9342 <.0001	0.2754 <.0001
FMWH	-0.0007 <i>0.9389</i>	0.0090 <i>0.3425</i>	-0.0472 <.0001	0.4716 <.0001	0.1428 <.0001
FMWMCHANGE	-0.0096 <i>0.3147</i>	-0.0061 <i>0.5218</i>	-0.0128 <i>0.1791</i>	0.3223 <.0001	0.0318 <i>0.0008</i>
FMWHCHANGE	0.0032 <i>0.7381</i>	0.0159 <i>0.0933</i>	-0.0350 <i>0.0002</i>	0.2752 <.0001	0.0694 <.0001
EITCAM	0.8217 <.0001	0.2730 <.0001	0.3778 <.0001	-0.0161 <i>0.0910</i>	0.0464 <.0001
EITCAMD	0.8311 <.0001	0.2402 <.0001	0.4164 <.0001	-0.0123 <i>0.1955</i>	0.0491 <.0001
EITCSAT		0.1797 <.0001	0.4589 <.0001	-0.0083 <i>0.3841</i>	0.0405 <.0001
EITCURGENT			0.0710 <.0001	-0.0035 <i>0.7154</i>	0.0156 <i>0.1002</i>
EITCWSPIRIT				-0.0029 <i>0.7599</i>	0.0271 <i>0.0044</i>
JFMN					0.2578 <.0001

## 2. 단일변량분석

<표 5-3>은 가구원들의 근로월수 합계 및 증가분, 가구원들의 통상적인 주당 근로시간 및 증가분이 근로장려금 지급가구와 그렇지 않은 가구 간에 차이가 있는지를 분석한 것이다. 근로장려금 지급 가구의 근로월수가 그 밖의 가구보다 작고 5% 수준에서 유의한 것으로 나타났으나, 가구별 근로월수의 차이에 영향을 미치는 요인이 근로장려금 지급 여부 이외에도 여러 변수가 있으므로 이의 해석에 한계를 요하고 상관관계와 마찬가지로 회귀분석을 통한 보다 엄밀한 분석이 필요하다 하겠다. 이 밖에 가구원들의 근로월수 합계의 증가분, 가구원들의 통상적인 주당 근로시간 및 그 증가분의 경우는 근로장려금 지급여부에 따라 유의적인 차이를 나타내지는 않았다.

<표 5-3> 근로장려금 수급여부에 따른 차이 분석

구분	n	FMWM		FMWH		FMWMCHANG		FMWHCHANG	
		평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
근로장려금 지급 가구	137	15.321	5.984	42.183	41.188	-0.007	5.183	20.708	13.106
그 밖의 가구	10,952	16.561	7.446	45.344	43.075	0.521	6.149	20.582	44.527
Z값		-2.402		-0.892		-1.183		0.105	
p값(two-tailed)		0.052		0.393		0.317		0.974	

### 3. 회귀분석

본 연구의 모형식을 활용한 회귀분석 결과는 전체가구를 대상으로 한 <표 5-4>~<표 5-7>과 근로장려세제 이용가능성이 있는 가구를 대상으로 한 <표 5-8>~<표 5-11>에 제시되어 있다. 회귀분석 결과, 분석대상 가구의 범위를 전체가구로 하거나 근로장려세제 이용가능성이 있는 가구로 한정하는지의 여부 및 종속변수의 종류에 관계없이 근로장려금 지급액(EITCAM)은 노동공급에 양(+ )의 영향을 미치는 것으로 분석된다.

그러나, 종속변수의 종류에 따라 구분할 경우 대부분의 모형에서 유의성이 충분히 크지 못한 것으로 나타났는데, 이것은 [그림 2-1]과 같은 최초 시행당시의 EITC 급여구조가 충분하지 못하기 때문에 노동공급을 증가시킬 수 있는 대체효과가 충분히 발생되지 못한 것으로 해석할 수 있다. 2011년 말에 개편된 [그림 2-2]의 EITC 급여구조에 의하면 대체효과가 보다 크게 나타날 것으로 기대되지만, 5차년도까지의 재정패널자료에서는 이러한 세법개정 내용이 반영되지 못하였고 추후 6차년도까지 실증분석하면 보다 유의한 결과가 나올 수 있다.

한편으로 보충급여 원칙으로 운용되고 있는 기초생활보장제도로 인해 점증구간의 대체효과가 제대로 발휘되지 못할 수도 있다. 즉, 최저생계비 이하 가구의 경우 근로가 가능함에도 불구하고 기초생활보장 수급요건을 충족하는 선에서만 근로를 제공하고 기초생활보장의 혜택을 누리는 것이 근로장려금 지급의 혜택보다 더 클 수 있다. 이러한 가구의 경우에는 근로장려세제의 실시에도 불구하고 기초

생활 보장혜택을 받으려는 유인이 더 크므로 점증구간에서의 근로장려세제 효과가 나타나지 않을 수도 있다. 즉, 근로장려세제 효과는 주로 노동을 하지 않던 계층의 노동시장 참여부분과 점증구간에 속하는 소득이 가장 낮은 계층의 노동시장 참여증가로 인해 주로 발생될 것으로 예상되는 데 우리나라의 경우 기초생활보장 제도로 인해 효과가 반감될 수도 있을 것으로 보인다.

아울러, 본 연구자료상 근로장려금 지급가구수가 적어 점증구간, 평탄구간, 점감구간으로 나누어 분석하지는 아니하였으나, 점증구간의 대체효과가 평탄구간, 점감구간의 소득효과로 상쇄되어 유의한 결과가 나오지 못할 가능성도 있다.

근로장려금 지급액의 만족도, 근로장려금의 긴급한 사용용도 또는 근로장려금으로 인한 근로의욕의 증가 여부 등 지급받는 가구의 개별적 특성변수는 대부분의 모형에서 노동공급에 유의적인 추가적 영향을 미치지 못한 것으로 분석된다. 이 밖에 통제변수들 중에서는 취업중인 가구원수가 모든 모형에서 노동공급을 유의적으로 증가시키는 것으로 나타났다.

<표 5-4> 종속변수가 FMWM(근로월수)인 경우(전체가구 대상)

설명변수	회귀계수	표준오차	t값	p값(one-tailed)
EITCAM	0.0034	0.0043	0.8044	0.2106
EITCSAT	-0.8208	0.5217	-1.5735	0.0579
EITCURGENT	-2.1137	1.7864	-1.1832	0.1184
EITCWSPRIT	-0.7318	0.9177	-0.7975	0.2126
JFMN	10.9683	0.0689	159.2646	<.0001
FMN	0.2268	0.0251	9.0525	<.0001
adjusted R <sup>2</sup>	0.8741			
<i>n</i>	11,089			

<표 5-5> 종속변수가 FMWH(근로시간)인 경우(전체가구 대상)

설명변수	회귀계수	표준오차	t값	p값
EITCAM	0.0193	0.0296	0.6517	0.2573
EITCSAT	0.6373	3.4907	0.1826	0.4276
EITCURGENT	0.0215	5.5850	0.0039	0.4985
EITCWSPiRIT	-3.4808	4.0187	-0.8662	0.1933
JFMN	30.6947	0.4653	65.9607	<.0001
FMN	0.9338	0.1613	5.7911	<.0001
adjusted R <sup>2</sup>	0.7683			
<i>n</i>	11,089			

<표 5-6> 종속변수가 FMWMCHANGE(근로월수 증가)인 경우(전체가구 대상)

설명변수	회귀계수	표준오차	t값	p값
EITCAM	0.0048	0.0064	0.7477	0.2274
EITCSAT	-0.3574	0.8706	-0.4105	0.3408
EITCURGENT	-1.0281	1.6317	-0.6301	0.2644
EITCWSPiRIT	-1.4869	1.3016	-1.1424	0.1267
JFMN	3.3034	0.1144	28.8654	<.0001
FMN	-0.2734	0.0424	-6.4438	<.0001
adjusted R <sup>2</sup>	0.1065			
<i>n</i>	11,089			

<표 5-7> 종속변수가 FMWHCHANGE(근로시간 증가)인 경우(전체가구 대상)

설명변수	회귀계수	표준오차	t값	p값
EITCAM	0.0437	0.0294	1.4873	0.0685
EITCSAT	-4.0788	3.7062	-1.1005	0.1356
EITCURGENT	5.8212	5.7613	1.0104	0.1562
EITCWSPiRIT	-8.3714	7.5985	-1.1017	0.1354
JFMN	19.6249	0.3747	52.3809	<.0001
FMN	-0.0165	0.1540	-0.1070	0.4574
adjusted R <sup>2</sup>	0.6495			
<i>n</i>	11,089			

<표 5-8> 종속변수가 FMWM(근로월수)인 경우  
(근로장려세제 이용가능성이 있는 가구 대상)

설명변수	회귀계수	표준오차	t값	p값
EITCAM	0.0077	0.0053	1.4588	0.0726
EITCSAT	-0.7976	0.5459	-1.4610	0.0723
EITCURGENT	-2.2396	1.7637	-1.2698	0.1024
EITCWSPIRIT	-0.4016	0.9208	-0.4362	0.3315
JFMN	10.5705	0.2481	42.6012	<.0001
FMN	0.0069	0.1262	0.0548	0.4782
adjusted R <sup>2</sup>	0.8616			
<i>n</i>	616			

<표 5-9> 종속변수가 FMWH(근로시간)인 경우  
(근로장려세제 이용가능성이 있는 가구 대상)

설명변수	회귀계수	표준오차	t값	p값
EITCAM	0.0565	0.0373	1.5150	0.0652
EITCSAT	-1.8609	3.6906	-0.5042	0.3072
EITCURGENT	-1.7485	5.3669	-0.3258	0.3724
EITCWSPIRIT	0.5541	6.0182	0.0921	0.4634
JFMN	44.1600	1.6029	27.5504	<.0001
FMN	0.1751	0.8701	0.2013	0.4203
adjusted R <sup>2</sup>	0.7519			
<i>n</i>	616			

<표 5-10> 종속변수가 FMWMCHANGE(근로월수 증가)인 경우  
(근로장려세제 이용가능성이 있는 가구 대상)

설명변수	회귀계수	표준오차	t값	p값
EITCAM	0.0057	0.0090	0.6374	0.2621
EITCSAT	-0.8350	0.9290	-0.8989	0.1846
EITCURGENT	-1.1940	1.5777	-0.7568	0.2248
EITCWSPIRIT	-0.0969	1.4320	-0.0677	0.4731
JFMN	4.4235	0.5201	8.5057	<.0001
FMN	-0.4253	0.2682	-1.5856	0.0567
adjusted R <sup>2</sup>	0.1938			
<i>n</i>	616			

<표 5-11> 종속변수가 FMWHCHANGE(근로시간 증가)인 경우  
(근로장려세제 이용가능성이 있는 가구 대상)

설명변수	회귀계수	표준오차	t값	p값
EITCAM	0.0468	0.0401	1.1694	0.1214
EITCSAT	-7.7832	4.2507	-1.8310	0.0339
EITCURGENT	4.9787	4.2931	1.1597	0.1234
EITCWSPIRIT	-5.4612	9.2765	-0.5887	0.2782
JFMN	39.9602	1.8940	21.0978	<.0001
FMN	-0.5189	1.0302	-0.5037	0.3074
adjusted R <sup>2</sup>	0.7520			
<i>n</i>	616			

## VI. 결 론

2009년부터 근로장려금이 지급되기 시작한 만큼 우리나라는 아직 제도 정착단계에 있다고 할 수 있다. 정부는 근로장려세제의 정착 및 발전을 위해 2011년에 근로장려세제를 개편하였고 2013년에도 다시 개편안을 마련하는 등 노력하고 있다. 이러한 시점에 조세재정연구원의 재정패널자료를 활용하여 동 제도의 효과를 실증분석하는 것은 의미가 있다고 하겠다. 본 연구의 주요 결과는 다음과 같다.

우선, 재정패널 자료상 근로시간 변화에 대한 설문조사를 보면 근로장려금 지급 이후 별 차이가 없거나 오히려 줄어들었다는 의견이 더 많은 것으로 나타나 아직까지는 근로장려금 시행의 효과가 크지는 않은 것으로 보인다. 상관관계 분석에 있어서도 근로장려금이 근로월수 또는 근로시간과 별다른 관계가 없는 것으로 나타났다. 또한, 통제변수를 포함한 회귀분석결과도 근로장려금이 근로월수 또는 근로시간과 양의 관계를 보였으나 유의성은 뚜렷이 나타나지 않았다. 또한, 근로장려금 지급액의 만족도, 근로장려금의 긴급한 사용용도 또는 근로장려금으로 인한 근로의욕의 증가 여부 등 근로장려금 관련 지급받는 가구의 개별적 특성변수도 근로월수 또는 근로시간과 음의 계수를 보이거나 유의적인 관계를 나타내지 않았다.

결국은 아직까지는 EITC 제도가 근로시간에 통계적으로 유의한 영향을 보이고 있지는 못한 것으로 나타났으며, 이는 점증구간 확대, 최대급여액 상향조정을 하는 방향의 제도개선 노력이 필요함을 나타낸다고 볼 수 있다. 실제 정부는 2011년 제도 개편을 통해 최대급여액을 상향조정하는 등의 노력을 지속하고 있어 추후 이에 대한 실증분석을 통해 그 효과를 검증해 볼 필요가 크다고 하겠다.

한편, 유의한 영향이 나타나지 아니한 것이 보충급여 원칙으로 운용되고 있는 기초생활보장제도에도 기인된다고 판단된다. 즉, 근로가 가능함에도 불구하고 기초생활보장 제도 요건을 만족하는 수준으로만 근로를 하거나 근로를 하지 않을 수도 있어, 이 경우 근로장려세제의 근로제고 효과가 반감되므로 이에 대한 보완 연구도 필요하다.

아울러, 본 연구는 근로장려금 가구표본수가 적어 점증구간, 평탄구간, 점감구간

별로는 영향분석을 수행하지 않았으나, 구간에 따라 다르게 나타나는 대체효과와 소득 효과로 인해 전체적으로는 유의한 영향을 주지 못한 것으로 해석될 수도 있다. 추후 근로장려금을 지급받는 보다 많은 수의 표본가구수가 확보될 경우 구간별 근로유인 효과에 대한 추가 실증분석을 실시할 필요가 있다.

## VII. 참고문헌

- 강병구(2007). 「근로장려세제의 노동공급효과 분석」, 『노동정책연구』 제7권 제4호, 한국 노동연구원
- 국세청, 2012.12, 「2012 국세통계연보」
- 국세청, 근로장려세제 홈페이지(www.eitc.go.kr)
- 기획재정부, 2013.8, 「2013년 세법개정안, 경쟁력을 갖춘 공평하고 원칙이 있는 세제」, 보도자료(2013.8.8)
- 기획재정부, 2013.9, 「금년도 근로장려금 지급과 관련하여 내년 이후 달라지는 근로장려세제 설명」, 보도자료(2013.9.9)
- 기획재정부, 2011.9, 「‘공생 발전’을 지원하기 위한 2011년 세법개정(안)」, 보도자료(2011.9.7)
- 박능후, 2011.6, 「근로장려세제 시행초기 효과 실증분석」, 『Social Welfare Policy』 Vol. 38, No. 2, 2011.6
- 송헌재·전영준, 2011.12, 「근로장려세제 도입이 저소득가구의 노동공급 및 후생에 미치는 영향 분석」, 한국조세연구원
- 조선주·김영숙, 2011.11, 「근로장려세제가 여성의 경제활동참가에 미치는 영향 분석」, 『제3회 재정패널 학술대회 발표자료집』, 2011.11, 한국조세연구원
- Bruce D. Meyer, 2002.5, “Labor Supply at the Extensive and Intensive Margins : The EITC, Welfare, and Hours Worked”, *The American Economic Review*, Vol. 92
- James J. Heckman, 1993.5, “What has been learned about labor supply in

the past twenty years?", *The American Economic Review*, Vol. 83

Jean Kimmel and Thomas J. Kniesner, 1998, "New evidence on labor supply : Employment versus hours elasticities by sex and marital status", *Journal of Monetary Economics* 42(1998) 289-301

National Bureau of Economic Research, 2001.1, "The Earned Income Tax Credit", Working Paper 8078



# 우리나라 빈곤에 대한 다차원적 분석: - 재정패널자료를 중심으로 -

■ 남 상 호\*

---

\* 한국보건사회연구원 연구위원 (johnnam@kihasa.re.kr)



# 차 례

I. 서론	239
1. 연구의 배경	239
2. 연구의 구성	241
II. 선행연구의 소개	242
1. 국외 연구의 소개	242
2. 국내 연구의 소개	244
III. 분석방법	247
1. 확장된 Watts 지수	247
2. Alkire-Foster 다차원적 빈곤지수	249
IV. 실증분석	252
1. 분석 자료	252
2. 기초적 분석	254
3. 가중치에 대한 논의	257
4. 그룹별 분해	260
V. 요약 및 시사점	261
1. 연구결과의 요약	261
2. 향후의 연구방향	262
VI. 참고문헌	263



# 우리나라 빈곤에 대한 다차원적 분석: - 재정패널자료를 중심으로 -

남 상 호

## 요 약

본 연구에서는 2011~2012년에 수행된 재정패널 자료를 이용하여 확장된 Watts 빈곤 지수 및 Alkire-Foster 방식에 의한 다차원적 빈곤지수를 작성하고 시사점을 논의한다. 분석에 사용된 지표로는 1인당 경상소득, 균등화된 소비지출, 1인당 순자산, 그리고 균등화된 주거면적의 4가지이다. 모든 차원변수에 대하여 동일한 가중치를 주는 방식은 바람직하지 않은 것으로 나타났으며, 다차원적 빈곤지수를 작성하는 데 필요한 개별지표의 가중치는 주성분분석법을 이용하여 도출하였다.

분석결과에 의하면 확장된 Watts 빈곤지수는 합집합 빈곤율과 유사하게 나타났고, Alkire-Foster 다차원적 빈곤지수는 소득만을 기준으로 하여 구한 빈곤율 보다 약간 낮은 수준이었으며, 구성요소별 빈곤지수에 대한 영향력을 살펴보면 순자산의 영향력이 가장 현저한 것으로 나타났다.

**핵심주제어** : 다차원적 빈곤지수, Alkire-Foster poverty index, 주성분분석

## I. 서 론

### 1. 연구의 배경

오랜 기간 동안 소득수준을 불문하고 대부분의 국가에서 빈곤퇴치는 중요한 정책목표로 인식되어 왔다. 소득수준이 낮은 개발도상국에서는 절대빈곤의 퇴치를, 그리고 소득수준이 높은 선진 국가에서는 상대빈곤의 축소를 지향하기 위한 노력을 경주하고 있다. 그런데 이처럼 오랜 기간 동안 많은 연구가 진행되어 왔음에도 불구하고 '빈곤의 정도를 측정하는 것은 간단한 문제가 아니다'라는 데에 모두

가 공감하고 있다.

대부분의 경우 빈곤분석의 주요 대상은 가구(또는 개인)이다. 개별 가구(또는 개인)은 자신이 보유한 소득을 이용하여 필요한 재화나 서비스를 구매하고, 소비하면서 효용을 얻는다. 이러한 연유에서 빈곤이란 소득의 부족을 의미하는 것으로 받아들여져 왔다. 이처럼 소득개념에 바탕을 둔 빈곤연구에서 주로 사용하는 기준은 절대적 빈곤과 상대적 빈곤이다. 절대적 빈곤이란 가구 (또는 개인)의 경제력이 생활에 필요한 기본적인 물질적 욕구를 충족시켜 주지 못하는 경우를 말한다. 우리나라의 경우 가구원수를 감안한 최저생계비를 절대빈곤의 기준선으로 삼고 있는데, 가구소득이 이 기준선에 미치지 못하면 절대빈곤으로 보고 일정 요건을 만족하면 공적부조를 공급하게 된다.

이와는 달리 상대빈곤은 소득의 중위값 (또는 산술평균)의 일정비율로부터 빈곤선을 정의하고, 그 기준에 미치지 못하면 상대빈곤에 속하는 것으로 판단한다. 통상적으로 우리나라의 경우 균등화된 중위소득의 50%에 미달하는 가구는 상대빈곤에 머무르고 있다고 본다.

그런데 이러한 소득에 기초한 빈곤 개념에 대해 다양한 문제점이 제기되었다. 먼저 사람마다 선호가 다르기 때문에 각자가 느끼는 효용수준(만족도)은 다를 수 있다는 점이 지적되었으며, 또 인간의 복지욕구는 매우 다양하기 때문에 소득만을 기준으로 빈곤을 논의하기 보다는 다양한 각도에서 빈곤을 분석해야 한다는 주장도 대두되었다. 1980년대에 들어와서 Amartya Sen을 필두로 빈곤을 다차원적으로 분석하려는 노력이 시작되었다. 많은 실증분석 결과에 의하면 다양한 측면에서 빈곤을 분석하는 경우가 소득만을 빈곤척도로 사용하는 경우에 비하여 빈곤율이 더 높은 것으로 나타나고 있다.

Sen (1976)은 빈곤의 측정문제를 다음과 같이 두 단계로 구분하고 있다. 첫 번째 단계는 빈곤을 식별 (identification of poverty)하는 것이고, 두 번째 단계는 빈자들의 공통적인 특징을 종합하여 빈곤의 정도를 나타내는 양적인 지표로 만드는 것 (aggregation)이다. 이 중에서 첫 번째의 빈곤 식별 단계는 측정된 소득을 이용하여 이루어지게 되는데, 주로 이용되는 방법은 최저생활에 필요한 정도의 소득을 갖지 못한 가구는 빈곤에 처한 것으로 간주하는 것이다.

두 번째의 집계 (aggregation) 문제와 관련하여 Sen은 빈곤율 (headcount

ratio, HCR)이나 소득갭비율 (income gap ratio, IGR)은 너무나 조악한 측면이 있음을 지적하였다. 여기서 빈곤율이란 소득이 빈곤선에 미치지 못하는 가구의 비중을, 그리고 소득갭비율이란 빈곤선과 빈자들의 평균소득의 격차를 말하는데, 소득갭비율은 주로 빈자들의 평균소득을 빈곤기준선에 대한 퍼센트로 나타내는 것이 일반적이다 (Bourguignon and Chakravarty 2003, pp. 25-26).

후생수준의 결여를 의미하는 빈곤은 다차원적인 측면 (multidimensional phenomenon)을 가지고 있기 때문에 통상적으로 적용하는 소득기준은 그 중의 한 가지만을 살펴보는 것에 불과하여 빈곤의 다차원성을 제대로 다루지 못한다는 지적에 대해 많은 연구자들이 공감하는 것으로 보인다. 예를 들면, 사람은 주택, 건강, 교육, 공공서비스 등으로부터도 만족을 얻을 수 있음에도 불구하고, 소득만을 이용하여 빈곤을 분석하는 경우에는 이들 측면이 전혀 반영되지 않게 된다는 것이다. 특히 위에 예시한 것들 중 공공서비스의 경우에는 그에 맞는 시장조차도 존재하지 않는 경우가 있어서 소득을 기준으로 빈곤을 분석하는 방법은 적용이 불가능하게 된다. 1980년대에 들어와서 Amartya Sen을 필두로 빈곤을 다차원적으로 분석하려는 노력이 시작되었다. 해외 및 국내의 많은 실증분석 결과에 의하면 다양한 측면에서 빈곤을 분석하는 경우가 소득만을 빈곤척도로 사용하는 경우에 비하여 빈곤율이 더 높게 나타남이 알려져 있다.

## 2. 연구의 구성

이하에서는 몇 가지 대표적인 다차원적 빈곤분석법을 이용하여 우리나라의 빈곤추이를 분석하고자 한다. 주로 사용하는 다차원 빈곤 지표는 확장된 Watts 지수와 Alkire-Foster 다차원적 빈곤지수이며, 집계(aggregation)단계에서 구성지표의 상대적 중요도를 살펴보기 위하여 주성분분석을 통하여 가중치를 도출한다. 이 가중치를 적용하여 다차원적 빈곤지수를 시산하고, 요인별 분해를 시도한다. 본 연구의 분석대상 자료는 한국조세재정연구원에서 조사·관리하고 있는 한국재정패널 4~5차 자료이다.<sup>1)</sup>

---

1) 2011년의 4차 조사부터 경상소득이 연속형으로 조사되고 있기 때문이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 다음 절에서는 해외 및 국내의 다차원 빈곤 관련 선행연구를 살펴보고, 3절에서는 확장된 Watts 및 Alkire-Foster의 다차원 빈곤지수를 살펴본다. 4절에서는 분석대상 자료에 대한 소개와 실증분석 결과를 제시한다. 마지막 절에서는 본 연구 내용에 대한 요약과 시사점을 논의한다.

## II. 선행연구의 소개

그동안 빈곤과 관련된 국내의 연구는 대부분이 소득빈곤의 관점에서 진행된 것이라고 볼 수 있다. 소득빈곤에 대한 대표적인 연구로는 빈곤층의 특성과 원인을 분석한 김교성 외(2009), 탈빈곤과 빈곤지속기간을 분석한 여유진 외(2007), 근로빈곤 문제를 연구한 노대명(2008), 그리고 좀 더 최근의 연구인 남상호 외(2012) 등이 이 범주에 속한다.

### 1. 국외 연구의 소개

다차원적 빈곤을 살펴보고자 하는 시도는 1997년 UNDP에서 처음으로 시작되었다. UNDP에서 발간한 Human Development Report (1997)에서는 빈곤의 핵심적 요소에 대해 논의하는 과정에서 소득의 결핍은 개인의 복지수준에 영향을 주는 많은 요인 중에서 단지 부분적인 모습을 살펴보는 것에 불과하다고 지적하였다.<sup>2)</sup>

또 이 보고서에서는 다양한 측면의 복지수준을 나타내는 빈곤지표로 인간빈곤지수 (human poverty index)를 제시하였다. 이 인간빈곤지수는 인간다운 생활수준을 측정하고자 하는 다차원 복합지수의 하나이며, Sen의 실현능력접근법에 이론적인 근거를 두고 있다. 이 지수는 보유 자산의 규모보다는 사회구성원의 능력이나 인적자본의 중요성을 강조하였으며, 삶의 질과 행복의 추구에 초점을 둔 지

---

2) 복지수준에 영향을 주는 다른 요인들로는 수명 (longevity), 건강, 영양, 교육, 사회와 잘 융화되는 것 등을 들고 있다.

수라고 볼 수 있다. UNDP는 아래와 같이 생활에 필수적인 세 가지 차원으로부터 결핍지수를 분석한 다음, 이를 종합하여 인간빈곤지수를 작성·발표하고 있다.

1. 출생시 기대수명을 나타내는 척도 ( $HPI_1$ ). 수명이 40년 이하인 인구의 비율을 사용한다.
2. 교육수준을 나타내는 척도( $HPI_2$ ). 성인의 문맹률을 이용한다.
3. 물질적 복지수준을 나타내는 척도( $HPI_3$ ). 이 지수는 (1) 건강관리 서비스를 받을 수 있는 인구 비율, (2) 식수의 이용 가능성, (3) 5세 이하 아동 중 영양부족인 아동의 비율, 이 세 가지의 산술평균으로부터 구한다.

Arnand and Sen (1997)의 빈곤종합지수(composite poverty index)는 다음과 같이 정의된다.

$$HPI = (w_1 HPI_1^\theta + w_2 HPI_2^\theta + w_3 HPI_3^\theta)^{\frac{1}{\theta}} \quad (1)$$

여기서  $\theta_1 + \theta_2 + \theta_3 = 1$  이고  $\theta \geq 1$ 이다.  $\theta = 1$ 이면 우변의 세 구성요소는 완전한 대체관계에 있음을 의미한다. 반면  $\theta$ 의 값이 무한대로 접근하면  $HPI$ 지수는 우변의 세 구성요소 중에서 가장 큰 값과 같아지게 된다. 즉,

$$HPI = \max(HPI_1, HPI_2, HPI_3).$$

이 경우  $HPI$ 지수는 세 요소 중 가장 큰 지수가 줄어드는 경우에만 감소하는 특징이 있다. 이 두 가지의 극단적인 경우는 현실에 적용하게 어려움이 있으므로 실제 연구에서는 중간적인 경우를 많이 사용하고 있다.<sup>3)</sup>

실제의 빈곤 분석에서는 가중치  $w_i$ 와 scale 파라미터인  $\theta$  크기가 연구결과에 지대한 영향을 미치게 된다. Ram (1982)의 연구에서는 이들 값을 어떻게 결정하는 것이 바람직한가에 대하여 논의하고 있는데, 분석대상 자료에 바탕을 두고 있

3) 좀 더 자세한 논의는 Bibi (2003) 및 Durbin (1999)을 참조할 수 있을 것이다.

는 주성분분석 (Principal Component Analysis, PCA)법이 가장 적합하다고 하였다. 주성분분석법은 변수들간의 선형결합을 이용하여 일련의 관찰된 변수들의 공분산 구조를 이용하여 모형화하는 계량적 분석 방법의 하나이다. 변수들간의 선형결합을 성분 (components), 그리고 해당 계수를 가중치(loadings)라고 부르는데 실제 적용 시에는 가급적 적은 개수의 성분으로 분산변동을 설명할 수 있도록 선형결합을 선정하게 된다.<sup>4)</sup>

Chakravarty and Silber (2008)은 Watts (1968)의 빈곤지수를 다차원으로 확장한 연구의 하나이다. 다차원으로 확장된 Watts 빈곤지수 (multidimensional extension of Watts poverty index)는 다음과 같은 빈곤결정요인으로부터 계산되는데, Watts의 소득갭비율, Bourguignon (1979)-Theil (1967)의 빈자들간의 소득 불평등 정도, 전체적인 빈곤율, 각 차원별 중요성 (가중치), 그리고 이들 차원간의 상관계수가 그들이다 (Chakravarty, Deutsch and Silber, 2008). 이 지수는 빈곤과 그 결정요인 간의 관계를 살펴볼 수 있으며, 좀 더 나아가서는 빈곤의 원인을 규명할 수 있는 장점이 있다.<sup>5)</sup>

## 2. 국내 연구의 소개

2000년대 후반에 들어와서 우리나라에서도 다차원적 빈곤을 분석하려는 노력이 시작되었으며, 서병수(2007)를 시초로 하여, 최균 외 (2011), 김경혜 (2011) 등이 이 분야의 대표적인 초기연구라고 볼 수 있다. 최초의 연구에 속하는 서병수 (2007)에서는 Sen의 실현능력접근법에 이론적 기반을 두고 다차원적 빈곤의 동태 분석을 수행하였는데 1999~2003년 기간의 노동패널자료를 통하여 분석한 결과, 화폐적 빈곤위험과 비화폐적 결핍이 동시에 나타나는 현저한 빈곤(manifest poverty, M)의 정도는 분석기간 중 평균 26.3%로 나타났음을 발견하였다. 또 화폐적 빈곤위험이나 화폐적 결핍성향 중 적어도 하나에 속하는 잠재적 빈곤(latent poverty, L)은 결핍정도가 그다지 심하지 않은 편이며, 분석기간 중 평균은

---

4) 본 연구에서도 이러한 접근법을 따르고자 한다.

5) 이 외에도 OECD의 사회지표나 World Bank의 World Development Report에서도 소득 이외의 좀 더 넓은 범위에서 빈곤 현황을 파악하려는 노력이 계속되고 있다.

51.2%에 이르는 것으로 나타났다. 현저한 빈곤수준을 잠재적 빈곤수준으로 나눈 비율(M/L)은 두 지표간의 중복 정도를 나타내는데, 그 정도는 51.4%로 나타나, 우리나라 다차원적 빈곤의 절반 이상이 화폐적 요인에 기인함을 시사하고 있다. 또 다차원적 빈곤의 탈피와 재진입 과정에 대한 동태분석 결과로 부터 빈곤경험자들의 절반 정도가 단기적으로는 빈곤에서 벗어나지 못하였으며, 대부분의 경우 비화폐적 결핍으로 인하여 장기빈곤에 머무르는 경향이 있음을 발견하였다.

최균 외(2011)에서는 1-3차 한국복지패널자료를 이용하여 Alkire-Foster의 다차원적 빈곤특성을 분석하였다. 이들이 사용한 대분류지표는 화폐적 지표와 비화폐적 지표로 구분할 수 있는데, 전자에는 '자원의 확보'가 포함되고, 후자에는 '개인의 실현능력', '사회적 관계 실현능력', 그리고 '사회구조적 실현능력'이 포함된다. 분석에 포함된 차원지표로는 소득, 자산, 건강상태, 근로능력, 가족·사회적 관계, 그리고 사회 및 경제적 권리보장 등이다. 우리나라의 다차원적 빈곤율은 20% 정도로 높은 것으로 보고되고 있는데, 그 이유는 자산·소득·사회보장·건강 등 여러 차원에서 결핍의 폭이 넓기 때문임을 지적하고 있다. 이들은 또 현행의 기초생활보장제도의 정책목표인 '탈빈곤'과 '기초생활 보장'을 효과적으로 달성하기 위해서는 근로능력 유무에 따라 수급자 선정과 지원체계를 이원화하고 Alkire-Foster의 차원계수 방식에 기초한 다차원적 빈곤분석법을 적용할 것을 제안하였다.

김경혜(2011)에서는 2008년도 복지패널조사에서 추출한 서울시 거주 1,100가구를 대상으로 Alkire and Foster 다차원 빈곤지수를 이용하여 다차원적 빈곤현황을 분석하였다. 분석에 포함된 지표로는 소득 및 자산, 고용 및 노동, 주거, 건강, 교육 등 총 6개 차원의 14개 지표를 이용하였다. 각 차원별로는 자산결핍률이 36.6%로 가장 높았고, 교육 32.2%, 건강 31.1%, 주거 27.4%, 노동 27.1%, 소득 18.4%의 순서로 나타났다. 자산차원의 결핍률이 가장 높은 것으로 나타난 이유는 자산보유의 불평등과 양극화가 더 심하다는 점에 기인하는 것으로 보았다. 또 한 부모가구의 다차원적 빈곤율은 58.8%로 나타나서 다른 가구유형의 빈곤율보다 두 배 이상 높았으며, 건강(50.5%), 자산(42.9%), 주거(41.2%)의 순으로 결핍률이 높았다. 또 전체 표본의 21.4%에 해당하는 조손가구는 3개 이상의 차원에서 결핍을 보이며 다차원적 빈곤율은 87.4%에 달함을 발견하였다. 조손가구는 건강(100%),

교육(100%), 소득차원(87.5%)에서 결핍률이 매우 높게 나타나서 별도의 종합적 지원이 필요함을 지적하였다.

남상호(2012)에서도 2005~2009기간의 복지패널 자료를 이용하여 다차원적 빈곤 분석을 수행하였다. 분석에 사용된 지표는 1인당 경상소득, 균등화된 가계지출, 1인당 순자산, 균등화된 주거면적, 그리고 주관적 건강상태이며, 가구구성별 최소주거면적을 기준으로 주거빈곤 여부를 살펴보면 전체 가구 중 5~7%가 최소주거면적 이하에서 살고 있는 것으로 나타났다. Alkire-Foster 다차원적 빈곤지수는 소득기준 빈곤율보다 약간 더 높았으며, 개별 구성요소 중에서는 순자산의 영향력이 가장 지배적임을 발견하였다. 주성분분석법을 이용하여 최종지수의 작성을 위한 가중치를 검토하였는데, 동일가중치 방식은 적절하지 않음을 지적하였다.

서병수·권중희(2013)에서는 소득, 자산, 교육, 건강, 주거, 근로능력, 사회보장 등 7개 차원을 대상으로 차원계수방식에 의해 한국의 다차원 빈곤율을 분석하였다. 이들은 2005~2011년까지의 복지패널 자료를 이용하여 분석한 결과에 의하면 2011년도의 다차원적 빈곤율은 22.1%로 높은 수준이고, 5년 이상 만성적인 다차원 빈곤경험가구 비율은 15%에 달하지만 장기적으로는 다차원적 빈곤율은 2005년 33.0%에서 2011년 22.1%로 하락추세를 보이고 있어서 다차원 빈곤은 전반적으로 완화되는 모습을 보임을 발견하였다. 다차원적 빈곤율이 높은 이유는 순자산, 사회보장, 근로능력 등에서의 결핍에서 기인하는 것이며, 소득과 주거차원의 다차원적 빈곤에 대한 기여도는 낮은 편이라고 한다. 정책제안으로는 수급자 선정제도는 개별급여로의 전환이 필요함을 지적하였으며, 실질적 빈곤감축을 위해서 사회복지지출의 확대와 더불어 개인의 역량을 강화하는 정책으로의 전환을 강조하고 있다.

신정부의 출범과 더불어 활발하게 연구가 진행되고 있는 행복지수 (또는 복지종합지수) 관련 연구들도 폭넓게 보면 이들 연구와 동일한 범주에 속한다(남상호, 2012b).

### Ⅲ. 분석방법

#### 1. 확장된 Watts 지수

먼저 통상의 Watts 빈곤지수는 다음과 같이 정의된다:

$$P_{WU} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n_p} \log \left( \frac{\gamma}{s_i} \right) \quad (2)$$

여기서  $n$ 은 총 가구(또는 개인)의 수,  $n_p$ 는 빈곤가구(또는 빈자)의 수,  $\gamma$ 는 빈곤선 (poverty line), 그리고  $s_i$ 는 가구(또는 개인)의 소득을 각각 나타낸다. 논의의 단순화를 위하여 소득은 가장 작은 값에서부터 가장 큰 값까지 오름차순으로 정렬되어 있다고 가정한다. 따라서  $s_1$ 이 가장 작은 값이고  $s_n$ 이 가장 큰 값을 나타낸다. 또  $s_1, \dots, s_{n_p}$ 는 빈자들의 소득을 나타낸다.

위의 식은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$P_{WU} = \left( \frac{n_p}{n} \right) \left[ \sum_{i=1}^{n_p} \left( \frac{1}{n_p} \right) \log \left( \frac{\gamma}{s_p} \right) + \sum_{i=1}^{n_p} \left( \frac{1}{n_p} \right) \log \left( \frac{s_p}{s_i} \right) \right] \quad (3)$$

여기서  $s_p$ 는 빈자들의 평균소득이고,  $n_p$ 는 빈자들의 수를 나타낸다. 그리고 오른쪽 첫 번째 항( $n_p/n$ )은 빈곤율(headcount ratio,  $H$ )를 나타낸다.

Bourguignon(1979) 및 Theil(1967)에 의해 제시된 빈자들간의 소득불평등 정도를 나타내는 척도는 다음과 같다.

$$L = \log s_a - \left( \frac{1}{n} \right) \sum_{i=1}^n \log s_i \quad (4)$$

여기서  $s_a$ 는 소득의 산술평균이다. 따라서 빈자들간의 소득불평등 척도는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$L_p = \log s_p - \left( \frac{1}{n_p} \right) \sum_{i=1}^{n_p} \log s_i \quad (5)$$

Watts 빈곤갭 비율은 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{aligned} P_{W, PGR} &= \sum_{i=1}^{n_p} \left( \frac{1}{n_p} \right) \log \left( \frac{\gamma}{s_p} \right) \\ &= \log \left( \frac{\gamma}{s_p} \right) \end{aligned} \quad (6)$$

이 값은 빈곤선( $\gamma$ )와 빈자들의 평균소득( $s_p$ )간의 퍼센트 갭의 근사치로 나타난다. 이상의 지수들을 종합하면 다음을 얻는다.

$$P_{WU} = H(P_{W, PGR} + L_p) \quad (7)$$

여기서  $H$ 는 앞에서 정의된 바와 같이 빈곤율( $n_p/n$ )을 나타낸다.

Chakravarty and Silber (2008)는 식 (7)을 확장하여 구한 다차원적 빈곤지수를 다음과 같이 정의하였다.

$$P_{WM}(X; \gamma) = \left( \frac{1}{n} \right) \sum_{i=1}^{n_{wi}} \sum_{j=1}^m \log \left( \frac{\gamma_j}{s_{ij}} \right) \quad (8)$$

또는 위의 식을 확장하면 좀 더 직관적인 다음과 같은 형태로 나타낼 수 있다.

$$P_{WM} = H \left[ \sum_{j=1}^m (P_{W, PGR_j} + L_{pj}) \right] \quad (9)$$

여기서

$$P_{W,PGR_j} = \left( \frac{1}{n_{pj}} \right) \log \left( \frac{\gamma}{s_{pj}} \right), \quad L_{pj} = \sum_{i=1}^{n_{pj}} \left( \frac{1}{n_{pj}} \right) \log \left( \frac{s_{pj}}{s_{ij}} \right) \quad (10)$$

이다.

$P_{W,PGR_j}$ 와  $L_{pj}$ 는  $j$ 번째 지표에 대한 빈곤갭비율과 Bourguignon-Theil의 불평등 지수이다.

Chakravarty and Silber (2008)에서는 1인당 소득수준, 기대수명, 그리고 문맹률을 이용하여 확장된 Watts지수를 작성하고, 국가별로 빈곤지수를 비교·분석하고 있다. 이들이 사용한 빈곤기준선을 각 차원별로 살펴보면, 소득차원에서는 1인당 GDP가 하루 5달러 미만(연간기준으로는 1,825달러)이면 소득차원에서 빈곤을 경험하는 것으로, 또 기대수명은 60세 미만인 경우 기대수명 차원에서 빈곤에 처한 것으로 보았으며, 문맹률은 60%에 미달하는 국가는 문맹률 차원에서 빈곤에 처한 것으로 보았다. 1993~2002기간을 대상으로 분석한 결과에 의하면 대부분의 국가들은 빈곤율이 낮아진 것으로 나타났다. 중국과 인도를 제외한 분석결과에 의하면 확장된 Watts 빈곤지수 감소분의 67%는 차원간의 상관계수가 높아진 것에 기인하는 것이었고, 나머지 33%는 Watts 빈곤갭 비율 (income gap ratio)의 변화에서 비롯된 것임을 발견하였다.

## 2. Alkire-Foster 다차원적 빈곤지수

지금까지 다차원 빈곤분석에서 주로 이용하고 있었던 방법은 교집합(intersection) 방식이나 합집합(union) 방식이었다. 전자는 대상지표 중 한 가지라도 결핍되어 있다면 빈곤하다고 보는 것인 반면, 후자는 모든 차원에서 동시에 결핍된 경우에만 빈곤하다고 판단하는 것이다. 그런데 합집합 방식은 항상 빈곤 정도를 과도하게 측정하는 경향이 있는 반면, 교집합 방식은 반대로 빈곤현황을 과도하게 낮게 나타낸다는 문제가 있었다.

Atkinson의 차원계수 방식은 교집합과 합집합 방식의 중간 정도에 해당하는

것인데, 이 방식은 여러 차원 중에서 일정 개수 이상에서 결핍이 나타난다면 이를 다차원적 빈곤으로 간주한다. 그런데 이 방식은 비교적 간단하고 실제 적용이 쉽다는 장점은 있으나 빈곤의 다른 측면 (가령, 빈곤심도 등)은 잘 포착하지 못한다는 문제가 남아 있었다. 이러한 문제점을 극복하기 위하여 Alkire and Foster (2007)는 Foster-Grier-Thorbecke (FGT) 빈곤지수와 차원계수 방식을 결합시켜 복합지수를 만들었는데, 이것이 현재 가장 널리 쓰이고 있는 빈곤척도인 ‘차원조정 빈곤지수’이다.

차원조정 빈곤지수를 이해하기 위해서는 먼저 Foster-Grier-Thorbecke (FGT) 빈곤지수를 살펴볼 필요가 있다. FGT지수는 한 경제 내의 빈곤을 측정하는 가장 일반적 척도인데, 이를 이용하면 빈곤의 규모, 빈곤의 심도, 그리고 불평등 정도에 대한 모든 정보를 포괄할 수 있다. 수식으로는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$FGT(\alpha) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^H \left(1 - \frac{y_i}{z}\right)^\alpha \quad (11)$$

여기서  $z$ 는 주어진 빈곤선,  $N$ 은 표본의 크기,  $H$ 는 소득이  $z$  보다 아래인 사람들의 수, 그리고  $y_i$ 는 개개인의 소득을 각각 나타낸다.  $\alpha$ 는 민감도 파라미터인데, 이 값이 작을수록 빈곤선 이하의 사람들과 위의 사람들의 빈곤이 동일하게 반영되고, 이 값이 클수록 빈곤선 아래의 사람들에 대해 더 큰 의미를 부여하게 된다.<sup>6)</sup>

국내에 가장 많이 소개된 다차원 빈곤지수는 Alkire-Foster에 의한 다차원 빈곤지수이다. 이들은 다양한 측면에서 결핍(deprivation)을 고려하여 빈자가 누구인지(who is poor)를 구분하고, 사회의 다양한 빈곤 관련 정보를 종합하여 분해가 능한(decomposable) 동시에 강건성(robust)을 갖는 다차원 빈곤지수를 개발하였다. 이 방법은 차원이나 지표 또는 결핍과 관련된 임계값을 설정하는데 유연성이 높다는 장점이 있다. 특히 모집단에서 빈자가 점하는 비율을 빈곤율(headcount,  $H$ )이라고 부르는데, Alkire-Foster 지수는 다양하고 유용한 빈곤율지수를 제공한다는 특징이 있다. 우선 조정된 빈곤율(adjusted headcount)이라고 부르는  $M_0$ 는

6) 주로 0~2의 값이 많이 쓰인다.

빈곤한 사람들의 비율(headcount)과 빈곤의 심도(intensity of poverty) - 즉, 각 가구가 경험하는 결핍의 수( $A$ ) - 를 반영하고 있다. 구체적으로 조정된 빈곤율 ( $M_0$ )은 빈자의 비율에 결핍된 차원의 비율을 곱하여 구한다.<sup>7)</sup>

$$M_0 = H \times A \quad (12)$$

여기서  $H =$  (다차원 빈곤가구수)/총가구수, 그리고  $A =$  (모든 다차원 빈곤가구의 결핍차원 총수)/(다차원 빈곤가구의 최대 결핍차원 수)이다. 다음으로  $M_1$  지수는 빈곤의 빈도(incidence), 심도(intensity), 그리고 빈곤갭(the gap between poverty and the poverty line)을 결합한 것이다.

$$M_1 = H \times A \times G \quad (13)$$

또  $M_2$ 는  $M_0$ 에 가난한 사람들의 소득불평등도(squared gap,  $S$ )를 곱한 것이다.

$$M_2 = H \times A \times S \quad (14)$$

이 지수는 지역, 국가 및 국제비교에도 유용하며, 다차원적 기준을 만족하는 정책대상그룹을 구분할 수 있으며, 시간의 경과와 더불어 프로그램의 효과성을 모니터링하는 데에도 유용하게 쓰일 수 있다.<sup>8)</sup>

---

7)

8) 좀 더 자세한 내용은 Oxford University의 OHPI 홈페이지에서 확인가능하다.

## IV. 실증분석

### 1. 분석 자료

실증분석에 사용된 자료는 한국조세재정연구원에서 조사·관리하고 있는 재정패널 자료이다. 이 조사는 2008년부터 조사가 시작되었으며, 2013년 10월 현재 기준으로 2012년에 조사완료된 자료까지 이용가능하다. 그렇지만 경상소득이 연속형 변수로 조사된 것은 2011년 이후이어서 여기서도 분석기간을 2011년 이후로 한정한다.

본 연구에서는 빈곤의 다차원적 분석을 위하여 재정패널조사에서 빈곤선의 설정이 비교적 용이한 자료를 중심으로 지표를 선정하였으며, 소득, 소비, 자산, 주거 등이 최종적으로 선정된 지표들이다. 순자산은 가구원 1인당 기준으로 환산한 값을 이용하였으며, 경상소득, 소비지출, 그리고 주거면적은 가구원수의 제곱근으로 나누어 균등화시킨 변수를 이용하여 분석하였다. 어떤 균등화 척도가 적합한가에 대해서는 연구자들 사이에서 이견이 있을 수 있지만 소득, 소비, 그리고 주거면적 변수들은 대체로 규모의 경제가 적용되는 것으로 받아들여지고 있다. 반면 순자산은 자산배분에 있어서 규모의 경제가 적용되는 근거가 희박하다고 판단되어 1인당 변수로 변환하여 분석하였다.

여기서는 경상소득, 소비지출, 순자산, 주거면적을 분석대상으로 하였다. 소득, 소비지출, 그리고 주거면적은 규모의 경제(economies of scale)를 반영하기 위하여 균등화지수를 적용하였다. 여기에서 사용된 균등화지수는 가구원수에 대하여 제곱근을 취한 것이며, 빈곤이나 불평등의 국제비교 연구에서 가장 많이 사용되는 것이다. 그리고 순자산은 가구원수로 나누어 1인당으로 변환하였다.

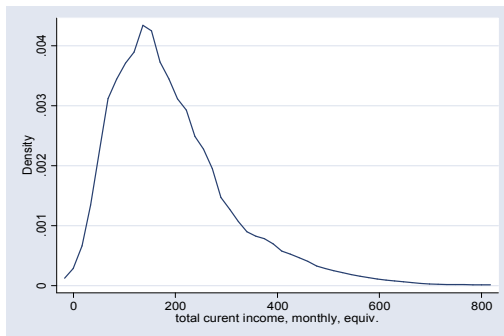
일반적으로 미시자료는 분석에 앞서 사전처리과정이 필요하다. 여기서 사전처리란 균등화지수의 적용, 명목변수의 실질화, 그리고 특이항의 조정 등을 의미한다. 연속형 변수의 경우 상·하방으로 극단치가 있는 경우 이를 조정하는 작업을 bottom-/top-coding이라고 한다.<sup>9)</sup> 또 균등화 지수나 1인당 변수로 변환한 경우

9) 빈곤분석에서 top-coding은 분석결과에 별다른 영향을 미치지 않는데, 그 이유는 통상적으로

에는 분석단계에서 그에 합당하게 가중치를 조정해 주어야 한다. 여기서는 양 끝 단의 값을 레버리지로 보아 특별하게 극단치를 조정하지는 않았으며, 분석단계에서 가중치만 조정하였다.

[그림 1] 구성요소별 분포

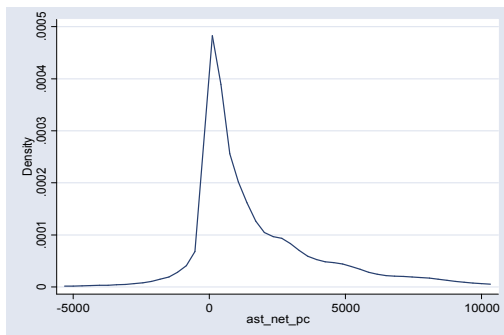
(a) 균등화된 경상소득



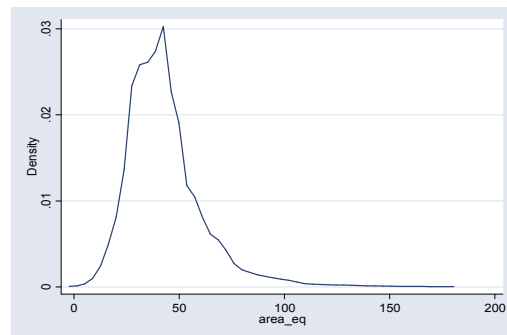
(b) 균등화된 소비지출



(c) 1인당 순자산



(d) 균등화된 주거면적



주: 좌측 또는 우측의 일부 관찰치를 제한하여 나타낸 것임.

결핍기준선으로는 1인당 또는 균등화된 변수 중위값의 50%를 이용하였으며, 이 기준에 미달하면 해당 차원에서 결핍상태에 있는 것으로 보았다. 절대빈곤을 살펴보는 것 또한 나름대로의 장점이 있을 수 있으나, 순자산의 경우 수용가능한 결핍기준선을 찾기가 어려웠다.

---

빈곤분석이 해당 분포의 왼쪽에 초점을 두고 있기 때문이다.

<표 1> 기초통계량 (2011년 자료, wave 4)

(단위: 만원, 제곱미터)

구분	중위값	평균	표준편차	최소	최대
경상소득(EQ)	156.5	191.3	115.1	0	4,474.5
소비지출(EQ)	2,085.4	113.1	65.20	0	1,202.1
순자산(PC)	3,522.0	3,712.1	9,529.1	-31,666.7	246,000
주거면적(EQ)	41.3	43.7	19.6	0	326.7

주: bottom-coding, top-coding을 적용하기 전에 계산한 결과임. 경상소득, 소비지출, 순자산의 단위는 만원, 주거면적은 평방미터임. (N=4,778)

## 2. 기초적 분석

균등화 된 경상소득의 경우 중위값의 50% 미만이면 소득빈곤으로 판단하였다. 우리의 경우 경상소득을 기준으로 할 때 약 16%가 소득빈곤 상태에 있는 것으로 나타났다.<sup>10)</sup> 소비지출은 항상소득 (permanent income)의 대리변수로 간주할 수 있다. 우리의 경우 소득변수를 포함하고 있음에도 지출변수를 분석에 포함시키는 이유는 두 변수간의 상관관계가 높지 않은 경우, 빈곤의 복합적인 측면을 분석하기 위해서는 여러 변수의 결합분포(joint density)를 활용할 수 있기 때문이다. 균등화된 소비지출의 빈곤율은 12~13%수준이며, 경상소득에 비하여 약 3%p 정도 낮은 것으로 나타났다. 1인당 순자산의 빈곤율은 39~42%로 구성지표 중에서 가장 높은 수준이며, 균등화된 주거면적의 빈곤율은 연도에 따라 조금씩 변화가 있기는 하지만 5.4~12%에 이르고 있다.

10) 남상호 외(2012a)에서는 복지패널자료의 경상소득 및 가처분소득 빈곤율을 비교하였는데, 가처분소득 빈곤율이 경상소득 빈곤율 보다 1%p 낮았다.

<표 2> 차원별 빈곤율(HCR) 현황

구분	wave 2 (2009)	wave 3 (2010)	wave 4 (2011)	wave 5 (2012)
경상소득(EQ)	-	-	16.37	15.51
소비지출(EQ)	11.92	12.58	11.66	13.02
순자산(PC)	42.15	39.57	38.74	39.42
주거면적(EQ)	7.43	8.01	5.37	11.93
관찰치수	5,039	4,830	4,778	4,742

주: 2009~2010년 조사에서는 총소득이 범주형(categorical data)으로 수집되었음.

다음 표는 2011년 조사자료로부터 FGT 빈곤지수와 Watts 빈곤지수를 계산한 결과를 정리한 것이다. FGT(0)는 통상의 빈곤율 (Headcount Ratio)인데, 빈곤선 아래에 있는 인구의 비율을 나타낸다. FGT(1)은 평균 빈곤갭을 나타내는데, 빈곤 인구를 퇴치하기 위하여 빈곤하지 않은 개인이 지불해야 하는 평균적인 부담 크기를 나타낸다. FGT(2)는 빈곤 정도와 빈곤계층의 불평등도에 관한 정보를 함께 가지고 있다는 특징이 있다.

<표 3> 차원별 빈곤현황(2011년)

(단위: %, 원, m<sup>2</sup>)

구분	FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)	Watts	PovLine
경상소득(균등화)	16.4	5.7	2.8	8.0	86.6
소비지출(균등화)	11.7	3.1	1.3	4.2	50.0
순자산(1인당)	38.7	59.6	438.3	22.2	533.3
주거면적(균등화)	5.4	1.1	0.4	1.2	20.6

균등화된 경상소득, 균등화된 소비지출, 1인당 순자산, 그리고 균등화된 주거면적에 동일한 가중치를 부여하여 계산한 합집합 빈곤율(Union Headcount)은 0.4921, 교집합 빈곤율(Intersection Headcount)은 0.0087이었다. 확장형 Watts 및 Alkire-Foster 다차원 빈곤지수를 계산한 결과는 다음과 같다.

<표 4> 다차원 빈곤지수(동일가중치)

(단위: %)

	2011	2012
Intersection Headcount	0.0087	0.0090
Union Headcount	0.4921	0.5470
Extended Watts	0.3812	0.4140
Alkire-Foster MPI	0.1832	0.2022

주: Alkire-Foster MPI의 cut-off 값은 0.3으로 설정함.

다차원적 빈곤을 초래하는 차원들의 기여율을 살펴보면 조정된 빈곤율( $M_0$ )의 경우 1인당 순자산이 52.88%로 가장 높고, 균등화된 경상소득이 23.87%, 균등화된 소비지출 15.91%의 순서로 나타났다.  $M_1$  지수에서는 1인당 순자산이 훨씬 더 높은 85.67%이었고, 그 다음이 균등화된 경상소득이었다(8.18%). 그리고  $M_2$  지수의 경우 1인당 순자산의 기여율이 거의 99%에 달하는 것으로 나타났는데, 이는 다른 지수들에 비하여 우리나라 순자산이 상위그룹에 집중되어 있으며, 순자산 보유의 불평등도가 다른 변수에 비하여 높은 것에 기인하는 것으로 보인다.

<표 5> 다차원 빈곤지수의 분해

(단위: p, %)

	가중치	$M_0$	$M_1$	$M_2$
Alkire-Foster MPI (표준오차)		0.1832 (0.0038)	0.1738 (0.0085)	1.1072 (0.3146)
상대적 기여율(%)	1.00	100.0	100.0	100.0
- 균등화된 경상소득	0.25	23.87	8.18	0.64
- 균등화된 소비지출	0.25	15.91	4.53	0.29
- 1인당 순자산	0.25	52.88	85.67	98.97
- 균등화된 주거면적	0.25	7.33	1.62	0.09

주: Alkire-Foster MPI의 cut-off 값은 0.3으로 설정함.

### 3. 가중치에 대한 논의

다음으로 이 지수들을 종합하는데 필요한 가중치의 결정방법을 살펴보기로 한다. 여기서는 모든 정량적인(quantitative) 변수에 대하여 적용가능한 주성분분석법(Principal Component Analysis, PCA)을 이용하여 분석하기로 한다(Ram, 1982).

먼저 경상소득, 소비지출, 순자산, 주거면적을 대상으로 상관계수행렬을 계산한 결과는 다음과 같다.

<표 6> 상관계수 행렬

구분	경상소득(EQ)	소비지출(EQ)	순자산(PC)	주거면적(EQ)
경상소득(EQ)	1.0000			
소비지출(EQ)	0.6366	1.0000		
순자산(PC)	0.3091	0.2093	1.0000	
주거면적(EQ)	0.1742	0.1953	0.1887	1.0000

이 결과로부터 몇 가지 특이한 사항을 발견할 수 있다. 먼저 통상의 소득기준 빈곤분석에서 주로 사용되는 척도인 경상소득과 소비지출의 상관계수가 0.64로 에 불과한 것으로 나타났다. 그 이유는 소비지출은 소득이 증가할수록 한계적으로 체감하는 비선형적 관계가 성립함에도 불구하고, 상관계수는 두 변수간의 선형관계만을 포착하는 척도이기 때문인 것으로 보인다. 순자산과 경상소득간의 상관계수는 0.3091이고, 순자산과 소비지출의 상관계수는 0.2093에 불과하였다. 다음으로 순자산과 주거면적의 상관계수가 0.1887로 상대적으로 낮게 나타나고 있는데, 한국복지패널의 경우에 0.4 정도로 나타났던 점에 비하면 상대적으로 낮은 수준이다. 주거면적은 경상소득이나 소비지출에 대해서도 상관계수가 0.2보다 작은 값을 나타내고 있다.

다음의 결과는 위의 네 변수를 이용하여 구한 상관계수 행렬의 고유값 (eigen values)을 크기에 따라 내림차순으로 정리한 것이다. 가장 큰 값은 1.9139, 그리

고 가장 작은 값은 0.3527인데, 제1성분의 상대적 설명력은 47.9%, 두 번째 성분은 23.2%, 세 번째 성분은 20.1%, 그리고 네 번째 성분은 8.8%임을 알 수 있다. 누적비율로부터 첫 세 성분만으로도 전체 분산변동의 90% 이상이 설명되고 있음을 확인할 수 있다.

<표 7> 성분별 고유값의 크기

구분	고유값	차이	구성비율	누적점유율
제1성분	1.9139	0.9855	0.4785	0.4785
제2성분	0.9284	0.1233	0.2321	0.7106
제3성분	0.8051	0.4524	0.2013	0.9118
제4성분	0.3527		0.0882	1.0000

주: 가중치를 적용한 결과임.

다음의 표는 각 고유값에 따른 고유벡터 (eigen vector)를 정리한 것이다. 여기서 각 성분은 서로 직교(orthogonal)하며, 각 주성분의 크기는 1이다.<sup>11)</sup>

<표 8> 주성분 (고유벡터)의 크기

구분	제1성분	제2성분	제3성분	제4성분
경상소득(EQ)	0.6127	-0.3247	-0.0363	-0.7196
소비지출(EQ)	0.5908	-0.3610	-0.2463	0.6782
순자산(PC)	0.4101	0.3733	0.8204	0.1394
주거면적(EQ)	0.3277	0.7905	-0.5148	-0.0517

주: 가중치를 적용한 결과임.

여기서 제 1성분을 기준으로 한 각 변수별 가중치(loading)는 그 범위가 0.328~0.613으로 나타남에 주목할 필요가 있다. 이들 값이 통계적으로 유의한 차이가 있는지 여부가 다차원적 빈곤지수의 작성에 있어서 중요한 의미를 가지는데, 그 이유는 만일 이 값들에 통계적으로 유의적인 차이가 없다면 다차원빈곤지수를 작성할 때 동일 가중치를 부여할 수 있는 근거가 되기 때문이다.

11) 즉, 칼럼별 가중치(loadings)의 제곱합은 1이 된다.  $(0.6127)^2 + (0.5908)^2 + (0.4101)^2 + (0.3277)^2 = 1$ .

가중치의 동일성 여부를 통계적으로 검증하기 위하여 ‘요인별 가중치(loadings)가 동일하다’는 귀무가설을 검정해 본 결과, 유의수준 1%에서도 이 귀무가설을 기각할 수 있는 것으로 나타났다(p-값 = 0.000). 이 결과의 함의는 다차원적 빈곤 지수를 작성할 때 각 차원변수에 대하여 동일한 가중치를 적용하는 것은 실증적으로 바람직하지 않음을 시사하고 있다.

우리의 연구목적에 적합한 가중치는 ‘고유벡터의 제1성분으로부터 도출할 수 있다. 표 10의 제1성분으로부터  $(0.6127)^2+(0.5908)^2+(0.4101)^2+(0.3277)^2 = 1$ 이 성립하므로 균등화된 경상소득은 0.3754, 균등화된 소비지출은 0.3490, 1인당 순자산은 0.1682, 그리고 균등화된 주거면적은 0.1074를 가중치로 사용하면 된다.

다음의 표는 우리가 앞에서 구한 가중치를 이용하여 빈곤지수를 재계산한 결과이다.

<표 9> 다차원 빈곤지수의 분해

(단위: p, %)

구분	가중치	$M_0$	$M_1$	$M_2$
Alkire-Foster MPI (표준오차)		0.1287 (0.0043)	0.0602 (0.0031)	0.1346 (0.0316)
상대적 기여율(%)	1.0000	100.0	100.0	100.0
- 균등화된 경상소득	0.3754	51.01	35.47	7.92
- 균등화된 소비지출	0.3490	31.62	18.27	3.37
- 1인당 순자산	0.1682	15.25	45.37	88.58
- 균등화된 주거면적	0.1074	2.12	0.90	0.13

주: Alkire-Foster MPI의 cut-off 값은 0.3으로 설정함.

이 결과에 의하면 우리나라의 차원조정 빈곤율( $M_0$ )은 12.9%로 나타나, 우리나라 인구의 약 13%가 빈곤가구에 속하고 있음을 알 수 있다. 경상소득만을 기준으로 하여 구한 빈곤율이 16.4%임에 비추어 볼 때, 소득만을 기준으로 한 경우의 빈곤율은 MPI의 headcount ratio 보다는 낮고 차원조정 빈곤율( $M_0$ )보다는 높게 나타났다.

#### 4. 그룹별 분해

<표 10>~<표 12>는 소그룹별로 Alkire-Foster MPI지수를 분해한결과를 정리한 것이다. <표 10>의 경우 군지역에서의 차원조정 빈곤율이 시지역의 빈곤율 보다 8%p 정도 높은 것으로 나타났으며, 빈곤그룹내의 불평등도 또한 군지역에서 더 높은 것을 알 수 있다.

<표 10> 지역구분에 따른 Alkire-Foster MPI 지수 (2011)

지역구분	share	$H$	$M_0$	$M_1$	$M_2$
시지역	0.9156	0.1935	0.1219	0.0570	0.1212
군지역	0.0844	0.3171	0.2029	0.0947	0.2795
전체	1.0000	0.2039	0.1287	0.0602	0.1346

<표 11>은 혼인상태별로 빈곤지수를 분해한 결과인데, 기혼자 중에서 사별이나 이혼을 경험한 사람들의 차원조정 빈곤율( $M_0$ )이 0.3453으로 다른 그룹에 비하여 현저하게 높은 것으로 나타났다.  $M_1$ 이나  $M_2$ 의 경우에도 사별 또는 이혼한 사람들의 경우가 월등히 더 높은 것을 알 수 있다.

<표 11> 혼인상태에 따른 Alkire-Foster MPI 지수 (2011)

혼인상태	share	$H$	$M_0$	$M_1$	$M_2$
유배우자	0.8413	0.1640	0.0993	0.0449	0.0920
사별·이혼	0.1019	0.4951	0.3453	0.1690	0.3444
미혼	0.0452	0.2028	0.1265	0.0535	0.0376
전체	1.0000	0.2039	0.1287	0.0602	0.1346

다음의 표는 가구원수별로 차원조정 빈곤지수를 분해한 것이다.  $M_0$ 의 경우 1인 가구에서 가장 높고(0.3125), 2인 가구에서 그 다음으로 높았다(0.2487).  $M_1$ 의 경우에도 1인 가구와 2인 가구에서 가장 높은 것으로 나타났다.  $M_2$ 의 경우에는 1인 가구(0.4072)가 가장 높고, 3인 가구(0.2003)가 그다음으로 높게 나타났다.

<표 12> 가구원수에 따른 Alkire-Foster MPI 지수 (2011)

가구원수	share	$H$	$M_0$	$M_1$	$M_2$
1인	0.0604	0.4489	0.3125	0.1595	0.4072
2인	0.1539	0.3877	0.2487	0.1084	0.1327
3인	0.2593	0.2094	0.1310	0.0614	0.2003
4인	0.3666	0.0933	0.0557	0.0230	0.0279
5인+	0.1597	0.1794	0.1074	0.0596	0.1713
전체	1.0000	0.2039	0.1287	0.0602	0.1346

## V. 요약 및 시사점

### 1. 연구결과의 요약

과거에는 비화폐적 측면에서의 빈곤을 분석할 수 있는 통계자료가 미비하였기 때문에 대부분의 빈곤연구가 화폐적 측면을 중심으로 이루어질 수밖에 없었다. 그리하여 초창기의 빈곤연구는 소득이나 지출을 중심으로 하는 분석에 머물러 있었으나, 1990년대 이후부터는 세계은행 (World Bank)을 중심으로 관련 자료가 정비되면서부터 본격적인 다차원 빈곤 연구가 진행되기 시작하였다.

화폐적인 측면뿐만 아니라 비화폐적 측면에서의 결핍도 감안하여 다차원적으로 빈곤을 분석하여야 한다는 점에서는 많은 연구자들이 공감하는 것으로 보인다. 그런데 다차원적 빈곤연구가 본격적으로 시작되면서 연구자들은 새로운 문제에 직면하게 되었는데, 그 중에서도 다양한 빈곤관련 지표들을 어떻게 통합할 것인가 하는 문제가 그 핵심을 이루고 있었다. 다양한 빈곤관련 지표들을 하나로 통합하는 일은 불가능하지는 않지만 상당한 어려움이 수반된다. 연구자에 따라 구성요소에 의견이 일치하지 않고, 각 지표들에 대한 중요도에서도 의견의 일치를 보기 어렵다. 이처럼 의견의 일치를 보기 어려운 이유는 빈곤이란 주제가 상당한 주관적 판단에 바탕을 두고 있기 때문일 것이다.

본 연구에서는 다차원 빈곤에 관한 실증분석을 위하여 균등화된 경상소득 (또는 지출)만을 살펴보는 대신, 균등화된 소비지출, 1인당 순자산, 그리고 균등화된 주거면적 변수를 이용하여 빈곤의 다차원적 특징을 살펴보았다. 본 연구를 통하여 얻어진 몇 가지 성과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 다차원적 빈곤지수는 소득기준 빈곤지수보다 높게 나타남을 확인하였다. 그러나 그 격차는 연구에 사용된 구성지표와 다차원빈곤지수를 합성할 때 사용되는 상대적 가중치에 따라 상당히 영향을 받음을 확인할 수 있었다.

둘째, Alkire-Foster 지수의 분해결과에 의하면 개별 구성요소 중 순자산이 다차원 빈곤에 미치는 영향이 가장 현저하게 나타나서, 빈곤층의 자산형성에 역점을 두는 정책의 중요성을 다시 확인할 수 있었다.

셋째, 빈곤분석을 위해 소득 외에도 소비지출이나 순자산을 함께 사용하는 것도 의미가 있었다. 왜냐하면 두 변수간의 상관관계가 크지 않으므로 이들의 결합분포로부터 추가적인 정보를 활용하는 것이 빈곤의 다양한 측면을 분석하기에 유용할 것이기 때문이다.

넷째, 현재 주로 사용되는 동일가중치 방식을 주성분분석법을 이용하여 검토해본 결과, 우리의 자료에서는 통계적으로 바람직하지 못한 것으로 나타났다. 지표들 간의 상대적 중요성을 결정하기 위해서는 가급적 좀 더 객관적인 방법을 통하여 가중치를 결정하고, 그를 바탕으로 다차원적 빈곤지수를 도출하고자 하였다.

다섯째, 빈곤분석의 실무적 차원에서 정량적 변수들을 분석에 포함시켜야 할 경우가 많은데, 앞으로 양적 (quantitative)인 변수 및 질적 (qualitative)인 변수가 혼재된 경우에 적용 가능한 가중치 결정방법을 모색할 필요가 있다. 조만간 이 방법이 도입된다면 다차원 빈곤지표의 작성 및 결과의 정책적 활용 가능성이 현저하게 높아질 것으로 기대된다.

## 2. 향후의 연구방향

향후의 과제는 빈곤을 다차원적으로 접근하려는 또 다른 시도에도 관심을 가질 필요가 있다. 예를 들어 Duclos, et al. (2006) 및 Labar and Bresson (2011)는 확률적 지배(stochastic dominance) 기준에 의한 multidimensional poverty

index에 관해 논의하고 있다. 이들은 다변수 확률적 지배 기법 (multi-variate stochastic dominance technique)을 이용하여 다중박탈 (multiple deprivations)에 대한 결합분포를 이용하여 빈곤을 분석하고 있는데, 이 방법의 장점은 지표들 간에 상관관계가 존재하는 경우에도 적용이 가능하다는 점이다. 이들이 Cameroon과 Madagascar를 대상으로 이 방법을 적용하여 건강에 관한 두 차원 (영양과 생존확률)을 분석한 결과에 따르면 주변분포로는 Cameroon이 Madagascar를 지배 (dominance)하지만 결합분포 (joint distribution)상으로는 지배현상이 전혀 나타나지 않음을 발견하였다. 이처럼 지표간의 상관관계를 반영하는 경우 빈곤분석 결과에 현저한 차이가 나타날 수 있다는 사실은 다차원적 빈곤분석을 연구하는 학자들에게 분석기법의 중요성과 결과의 해석에 있어서 신중을 기하여야 함을 시사하고 있다.

본 연구와 관련하여 향후의 과제 중 하나는 절대기준을 이용한 빈곤의 다차원적 분석을 수행하고, 그 결과와 국민기초생활보장제도 개별급여와의 연계가능성을 살펴보는 것이다. 이들은 2014년 7월 새로운 제도의 실시를 앞둔 상황에서 연구성과의 정책적 활용도를 높일 수 있는 주제가 될 것으로 본다.

## VI. 참고문헌

- 강신욱 외, 2010, 『2010년 복지패널기초분석보고서』, 한국보건사회연구원.  
 강신욱 외, 2011, 『2010년 복지패널심층분석보고서』, 한국보건사회연구원.  
 김경혜 외, 2010, 「다차원적 빈곤 관점에서의 서울시 빈곤실태와 정책과제」, 2010-SR-05. 서울연구원.  
 김교성, 2008, “사회적 배제의 실태와 영향요인에 관한 연구: 퍼지집합이론을 이용한 측정과 일반화 선형모델분석”, 『사회복지정책』34.  
 김교성, 노혜진, 2009, “빈곤탈피와 지속기간에 관한 실증적 연구: 생존표 분석과 위계적 일반화선형분석,” 『사회복지정책』36(3), pp. 185-212.  
 남상호, 2012, “다차원적 빈곤지수에 의한 우리나라의 빈곤 분석,” mimeo.

- 남상호 외, 2012a, 「2012년 한국복지패널 자료를 통해 본 한국의 사회지표」, 한국보건사회연구원.
- 남상호 외, 2012b, 「복지종합지수에 관한 연구」, 한국보건사회연구원.
- 노대명, 2008, 「서구 근로빈곤문제의 현황과 쟁점」, 한국보건사회연구원 연구보고서.
- 서병수·권중희, 2013, “한국 다차원 빈곤의 중단분석 : 차원계수방식에 의한 실현능력접근.”
- 서병수, 2007, “한국의 다차원적 빈곤 분석: 실현능력 접근,” 『사회복지정책』 18, pp. 199-232.
- 이상일, 2008, “상대적 박탈의 논리와 소득의 차원을 비교적으로 적용한 빈곤선의 연구,” 『민주사회와 정책연구』 13, pp. 185-225.
- 이승기, 2006, “소득기준에 의한 빈곤가구와 박탈기준에 의한 빈곤가구의 가구구성에 있어서의 차이에 관한 연구,” 『사회복지정책』 26, pp. 37-54.
- 이현주 외, 2006, 「우리나라 빈곤실태와 정책적 함의: 구조분석을 중심으로」, 보건사회연구원 연구보고서 2006-10.
- 최균, 서병수, 2006, "빈곤연구의 대안 패러다임으로서 Sen의 가능성접근에 대한 탐색적 연구: 개념 측면과 측정 측면을 중심으로," 『사회복지정책』 25, pp. 333-362.
- 최균, 서병수, 권중희, 2011, “차원계수방식에 의한 다차원적 빈곤 측정,” 『한국사회복지학』 63(1), pp. 85-111.
- Adams, R.H., and J. Page, 2001, "Holding the Line: Poverty Reduction in the Middle East and North Africa, 1970-2000," Poverty Reduction Group, World Bank, Washington, D.C.
- Alkire, S., and M.A. Santos, 2011, "Training Material for Producing National Human Development Reports," OPHI-RP-31a.
- Alkire, Sabina, and James Foster, 2011a, "Counting and Multidimensional Poverty," IFPRI oc63ch03. Also in *Journal of Public Economics* 95(7), pp. 476-487.
- Alkire, Sabina, and James Foster, 2011b, "Understanding and Misunderstandings

- of Multidimensional Poverty Measurement," *Journal of Economic Inequality* 9(2), pp. 289-314.
- Alkire, Sabina, and Emma Foster, 2010, "Acute Multidimensional Poverty: A New Index for Developing Countries," OHPI WP series No. 38, Oxford University.
- Alkire, Sabina, and James Foster, 2007, "Counting and Multidimensional Poverty Measurement," OPHI Working Paper Series No 7, Oxford University.
- Arnand, S., and A. Sen, 1997, "Concepts of Human Development and Poverty: A Multidimensional Perspective," Human Development Papers, UNDP, New York.
- Atkinson Anthony B., 2003, "Multidimensional deprivation: Contrasting social welfare and counting approaches," *Journal of Economic Inequality* 1(1), pp. 51-65.
- Atkinson Anthony B., and Francois Bourguignon, 1982, "The Comparison of Multidimensional Distributions of Economic Status," *Review of Economic Studies* 49, pp. 183-201.
- Battiston, D., et al., "Income and Beyond: MDP in Six Latin American Countries," doc\_cedlas90.
- Belhadj, Bisma, and Mohamed Limam, 2012, "Unidimensional and multidimensional fuzzy poverty measures: New approach," *Economic Modeling* 29(4), pp. 995-1002.
- Bibi, Sami, 2003, "Measuring Poverty in a Multidimensional Perspective: A Review of Literature," CIRPEE, University of Laval.
- Bourguignon, Francois, 1979, "Decomposable Inequality Measures," *Econometrica* 47(4), pp. 901-920.
- Bourguignon, Francois, and Satya Chakravarty, 2003, "The Measurement of Multidimensional Poverty," *Journal of Economic Inequality* 1(1), pp. 25-49, April.

- Chakravarty, Satya R., Joseph Deutsch, and Jacques Silber, 2008, "On the Watts Multidimensional Poverty Index and its Decomposition," *World Development* 36(6), pp. 1067-1077.
- Chakravarty, Satya R., and Jacques Silber, 2008, "Measuring Multidimensional Poverty: The Axiomatic Approach," in N. Kakwani and J. Silber (Eds.), *Quantitative Approaches to Multidimensional Poverty Measurement*, London: Palgrave MacMillan.
- Deutsch, Joseph, and Jacques Silber, 2005, "Measuring Multidimensional Poverty: An Empirical Comparison of Various Approaches," *Review of Income and Wealth* 51(1), pp. 145-174.
- Duclos, J. Y., D. E. Sahn and S. D. Younger, 2006, "Robust Multidimensional Poverty Comparisons," *Economic Journal* 116(514), pp. 943-968.
- Durbin, E., 1999, "Towards a Gendered Human Poverty Measure," *Feminist Economics* 5(2), pp. 105-108.
- Esposito, Lucio, 2010, "Multidimensional Poverty Measurement--Restricted and Unrestricted Hierarchy among Poverty Dimensions," OPHI-wp22.
- Ferreira, Francisco, and Maria Ana Lugo, 2012, "Multidimensional poverty analysis: Looking for a middle ground," ECINEQ 2012-251, March.
- Foster, J., J. Grier, and E. Thorbecke, 1984, "A Class of Decomposable Poverty Measures," *Econometrica* 52, pp. 761-765.
- Kakwani, Nanak, and Jacques Silber, 2008, "Introduction--Multidimensional Poverty Analysis--Conceptual Issues, Empirical Illustrations and Policy Implications," *World Development* 36(6), pp. 987-99.
- Labar, Kelly, and Florent Bresson, 2011, "A Multidimensional Analysis of Poverty in China from 1991 to 2006," *China Economic Review* 22(4), pp. 646-668.
- Ram, Rati, 1982, "Composite Indices of Physical Quality of Life, Basic Needs Fulfillment, and Income: A Principal Component Representation,"

- Journal of Development Economics* 11(2), pp. 227-248.
- Ravallion, Martin, 2011, "On Multidimensional Indices of Poverty," DRG , World Bank WPS No. 5580, Feb. Also in *Journal of Economic Inequality*, 9(2), pp. 235-248.
- Sen, Amartya, 1976, "Poverty: An Ordinal Approach to Measurement," *Econometrica* 44(2), pp. 219-231.
- Theil, Henri, 1967, *Economics and Information Theory*, Amsterdam: North-Holland.
- Tsui, Kai-yuen, 2002, "Multidimensional Poverty Indices," *Social Choice and Welfare* 19(1), pp. 69-94.
- UNDP, 1997, *Human Development Report*, Oxford University Press.
- Wagle, Udaya R., 2008, "Multidimensional Poverty: An Alternative Measurement Approach for the United States," *Social Science Research*, 37(2), pp. 559-580.
- Watts, Harold W., 1968, "An Economic Definition of Poverty," in D.P. Moynihan (ed.), *On Understanding Poverty*, New York: Basic Books.



제5회 재정패널 학술대회

# 대학원생 논문경진대회 수상작

제3세션

제6세션





## 제 3 세 셴

Ⅲ-1. 유형별 국가장학금 지급이 가구주 및 비가구주 노동공급에 미치는 효과

발표자 : 정희진(중앙대학교 경제학과 석사과정)

Ⅲ-2. 소득세 환급액에 대한 가계의 소비반응

발표자 : 박종선(전남대학교 생활환경복지학과 박사과정)

Ⅲ-3. 가계부채유형이 가구별 소비패턴에 미치는 영향: 하우스푸어를 중심으로

발표자 : 황정운(연세대학교 행정학과 박사과정, 제1저자)  
김정숙, 엄영호(연세대학교 행정학과 석사과정, 공동저자)







# 유형별 국가장학금 지급이 가구주 및 비가구주 노동공급에 미치는 효과

■ 정 희 진\*

---

\* 중앙대학교 석사과정



# 차 례

I. 서론	277
II. 제도적 배경	280
1. 국가장학금 제도	280
2. 소득분위의 산정	282
III. 선행연구	283
IV. 이론적 예측	286
V. 분석전략	290
1. 분석자료	290
2. 분석방법	291
VI. 분석결과	296
1. 이중차분 추정치	296
2. 회귀단절 추정 모형	300
VII. 강건성 검토	304
VIII. 결론	305
IX. 참고문헌	306



# 유형별 국가장학금 지급이 가구주 및 비가구주 노동공급에 미치는 효과

정 희 진

## 요약

본 연구는 이중차분 모형 및 회귀단절 모형을 사용하여 국가장학금 지급이 수혜자의 노동 시간에 미치는 영향을 살펴보았다. 국가장학금 유형별 소득 기준 충족 여부를 기준으로 처리 및 통제집단을 나눈 이중차분 결과에 의하면 국가장학금 유형 I 은 가구의 노동공급을 감소시키는 효과를 가져왔지만 국가장학금 유형 II 는 가구의 노동공급 결정에 큰 영향을 미치지 못했다. 회귀 단절 모형을 적용할 경우에도 국가장학금 유형 I 과 유형 II 가 노동 공급에 이질적인 영향을 주고 있다는 점을 확인할 수 있었다.

한편 노동 시간을 감소시키는 국가장학금 유형 I 의 효과는 가구주가 아닌 가구원에 대해서만 국한되어 관측되었다. 특히 가구주의 배우자의 경우 다른 요인들을 통제 한 후에도 국가장학금 수혜로 인해 주당 노동시간이 12시간 가량 감소하는 것으로 나타났다.

**키워드:** 국가장학금(Tuition fee subsidy) 노동공급(Labor supply) 현물지원효과와가구내배분(Reallocation of effect within household members)

## I. 서론

우리나라의 대학 진학률은 상당히 높은 수준이다. 고등학교 졸업자들은 양질의 일자리를 얻기 위해, 상대적 박탈감을 느끼지 않기 위해 대학진학을 선택한다(이윤옥 2004; 김수구 2007). 임금(김안국·신동준 2011; 김성남·최수정 2012) 및 경력개발 가능성(김안국·신동준 2007)이 높은 일자리를 얻기에도 대학에 진학하는 것이 유리하다. 이러한 까닭에 한국의 대학진학률은 상승세를 그려왔다.

그러나 높은 대학진학률은 한편으로 가계의 등록금 부담으로 이어져왔다. 대학교육 및 등록금 관련 조사(엠브레인트렌드모니터 2011)에 따르면 대학생의 등록금 마련은 대체로 부모님 마련(46%), 학자금 대출(24.6%), 부모님 일부 마련 및 아르

바이트 층당(18%), 아르바이트(6.2%) 등 가게 내에서 해결한다는 답변이 주류를 이루었다. 한국교육개발원(2012)의 보고 역시, 한국의 등록금 대비 정부 재정지원율이 OECD 국가 중 하위 수준이라는 점을 들어, 한국의 등록금 마련 부담이 대부분 가게 내에서 이루어지고 있다는 점을 이야기하였다. 아울러 가게 내에서 등록금 조달이 불가능한 저소득층의 대학진학률이 낮았다는 사실 역시(이경상 2011; 이승은·김태종 2012) 대학교육의 비용이 가게에 다수 전가되어 왔다는 사실을 암시한다고 할 수 있다.

이러한 상황 가운데 등록금을 마련하려는 가게의 노력은 주부의 취업, 대학 재학생의 시간제 노동 공급으로 나타났다. 그러나 이러한 대안은 등록금 문제를 해결하는 효과적인 대안으로 평가받지 못한다. 주부 취업의 경우 40대 기혼 여성의 노동공급은 고위 관리직이나 사무직에 종사하며 이루어지는 경우가 드물고 생산이나 단순 노무직(32.8%) 혹은 서비스 판매직(44%) 등을 통해 이루어지며 그마저도 임시근로자(23.4%), 일용근로자(10.3%) 등 불안정한 종사상 지위에서 이루어지는 경우가 많다(통계청, 2005). 대학생의 아르바이트 노동의 경우에도, 좋은 직장에 취업하기 위해 고등 교육기관에서의 성취가 중요 (정태영·이기업 2005)한 데 반해 교외 일자리를 통해 아르바이트를 하는 대학생들의 성적이 낮다는 연구결과(신동준 2013)가 있어, 저소득층 가구의 대학생들이 등록금 마련을 위해 아르바이트를 함으로써 좋은 직장에 취업하지 못하고 높은 소득을 올리지 못하는 악순환이 반복될 수 있다는 비판을 받아왔다. 일부 가구의 경우 저축된 가게 자산을 사용해 등록금 마련에 사용하기도 하였는데 차경욱·정순희(2006)는 이것이 노후 재무 안정성에 부정적인 영향을 끼칠 수 있다는 점을 지적하였다.

이처럼 등록금 조달을 하기 위한 가게의 노력들이 효과적이지 않다는 평가를 받아온 가운데 2011년에는 이와 관련한 논의들이 공론화 되었고 정부는 1조 7,000억 원의 예산을 투입하는 신규 국가장학금 사업을 도입시켰다. 신규 장학금은 소득분위가 3분위 이하인 가구를 대상으로 지급이 이루어진 국가장학금 유형 I 과 7분위 이하인 가구를 대상으로 지급이 이루어지는 국가장학금 II로 나뉘어 운영되었다. 저소득층만을 대상으로 하던 기존의 국가장학금과 달리, 신규 장학금은 그 수혜범위를 대폭 늘렸고 시행 첫 학기 83만 명에게 장학금을 지급하였다.

예산 규모의 상당함이나 관련된 문제의 중요성을 생각할 때 국가에서 도입한 장

학 제도들이 어떤 성과를 내고 있는지 살펴보는 것은 무척 중요한 일이 된다. 특히 등록금을 마련하기 위한 가계의 노력들이 오히려 부정적인 효과들을 야기해왔다는 점을 생각한다면 국가장학금을 통해 가계의 등록금 부담률을 낮추는 것이 기존의 부정적인 행동들(주부취업, 대학생 아르바이트)을 감소시킬 수 있는지 살펴보는 것이 필수적이다. 이에 본 연구에서는 국가장학금의 지급이 수혜 가구의 노동 공급에 미치는 영향을 분석해 보았다. 특히 그 효과를 가구원 단위로 분리함으로써 국가장학금이 등록금 마련을 목적으로 이루어진 주부 취업 및 대학생 아르바이트를 감소시키는지 살펴보았다. 주제의 중요성에도 불구하고 국가장학금이 노동공급에 미치는 효과를 살펴본 연구는 아직까지 없었기 때문에 본 연구의 역할은 중요하고 할 수 있다.

아울러 본 연구는 국가장학금이라는 정책 자체의 중요성 이외에도 현물지원이 노동공급에 미치는 영향과 관련하여 기존의 연구에서 간과되어온 다음의 흥미로운 두 가지 질문을 던져본다는 점에서 의미를 갖는다. 첫째, 국가장학금은 현물 지원의 지속성 측면에서 상이한 기대를 받는 두 가지 유형의 장학금을 동시에 제공한다. 따라서 각 유형 장학금의 효과를 구분하여 살펴봄으로써 현물 지원의 지속성이 노동공급 결정에 영향을 미치는 정도를 분리하여 살펴볼 수 있다. 둘째, 국가장학금이 지원하고 있는 현물인 '대학교육'은 부가적 노동자의 노동 공급을 통해 필요 금액이 조달되어 왔다는 특성을 갖는다. 따라서 국가장학금은 기존의 현물 지원들과 달리 일반 노동이 아닌 대학 등록금 조달이라는 목표로 이뤄져온 '목적성' 노동에 직접적인 효과를 미친다. 본 연구는 일반 노동이 아닌 목적성 노동에 미치는 정책으로 인한 효과가 가구원 간 어떻게 배분될 것인지 살펴볼 것이다.

본고의 서술은 다음의 순서로 이루어진다. 우선 II장에서 국가장학금 제도 및 선정기준을 자세히 소개한다. III장과 IV장에서는 선행연구와 관련된 이론적 모형을 통해 분석결과를 예측하고자 한다. V장은 분석방법을 자세히 설명하고 VI장에서는 이중차분 추정치 및 회귀단절 모형 추정치를 제시하여 국가장학금의 효과가 실제로 어떻게 나타났는지 살펴볼 것이다. VII장은 결론으로, 본고에서 다루어졌던 내용을 다시금 정리하고 추후 연구 과제를 논의할 것이다.

## II. 제도적 배경

### 1. 국가장학금 제도

본고에서 말하는 ‘국가장학금’이란 한국장학재단을 통해 선발 및 지급이 이루어지고 있으며 2012년 1학기 신설된 국가장학금 유형 I 과 II를 통합하여 일컫는다. 기초생활 수급자 및 차상위 계층에게 지급되던 미래드림, 희망드림 장학금 역시 국가가 지급하는 장학금이라는 의미로 국가장학금으로 불려왔으나 본 연구에서 일컫는 국가장학금의 범주에는 포함되지 않는다.

국가장학금은 직전학기 백분위 성적이 80이상인<sup>1)</sup> 대학 및 전문대학 재학생 중 가구 연 환산소득이 7분위 기준 소득<sup>2)</sup> 보다 낮은 학생에게 지급된다. 그 중에서도 국가장학금 I 은 가구 연 환산소득이 3분위 기준 소득보다 낮은 학생에게 지급되는 장학금으로 <표 1>에 나타난 바와 같이 분위별로 정해진 금액을 국가에서 직접 지급한다. 국가장학금 II는 연 환산 소득이 7분위 기준 소득보다 낮은 학생에게 지급되는 것으로, 대학 자율에 따라 선정 및 지원 금액이 결정된다. 가구 연 환산 소득이 3분위 이하에 속하는 학생은 국가장학금 I, II을 중복 수혜할 수 있지만 장학금 총 수혜액이 등록금을 넘을 수 없다. 아래 <표 2>에는 2012년 1학기 학생들에게 실제 지급된 금액이 나타나있다. 이에 따르면 국가장학금 유형 I 의 경우 분위별로 예정했던 지급액과 분위별 실제 수혜액이 유사한 것으로 보인다. 다만, 장학금의 총 수혜액이 등록금을 초과할 수 없다는 제약 조건에 따라 타 장학금의 기수혜 등으로 분위별 배정액보다 적은 금액을 받는 학생이 존재할 수 있다. 따라서 실제 장학금 지급 규모는 지급 예정액보다 약간 적은 수준으로 나타났다. 지원액을 대학 자율에 맡겼던 국가장학금 II의 경우 소득분위에 따른 큰 차이 없이 36만원에서 58만원의 지원이 이루어졌다.

---

1) 직전학기 12학점 이상 이수해야 성적 기준 인정됨. 신입생 및 재입학생의 경우 고등학교 3학년 1학기까지의 이수과목 중 절반 이상이 6등급이내이거나 수학능력시험 중 2개이상 영역이 6등급 이내인 경우 성적 기준 인정.

2) <표 2> 참조

<표 1> 국가장학금 지원 금액

구분	소득분위	1학기 지원금액	2학기 지원금액	총규모
유형 I	기초생활수급자	230만원	220만원	450만원
	1분위	115만원	110만원	225만원
	2분위	70만원	65만원	135만원
	3분위	45만원	45만원	90만원
유형 II	7분위 이상	지급 금액 대학 자체 결정		

출처 : 한국 교육개발원(2012), 국가장학금 사업의 성과 분석

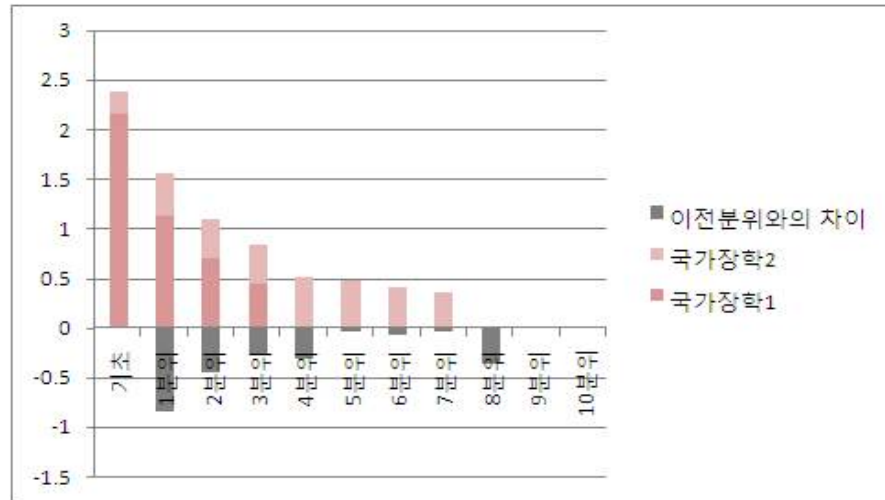
<표 2> 2012년 1학기 실제 지급 규모

구분	유형 I			유형 II			국가장학금 1학기 지원액		
	수혜 인원	지원액	1인당 지원액	수혜 인원	지원액	1인당 지원액	수혜액	지원액	1인당 지원액
기초	48,405	104,733	2.16	24,247	13,953	0.58	49,737	118,686	2.39
1분위	144,694	163,570	1.13	130,540	67,755	0.52	148,976	231,325	1.55
2분위	174,676	120,575	0.69	162,888	77,312	0.47	179,592	197,887	1.10
3분위	150,977	67,100	0.44	140,055	62,183	0.44	155,195	129,283	0.83
4분위	-	-	-	85,698	44,045	0.51	85,698	44,045	0.51
5분위	-	-	-	69,375	32,371	0.47	69,375	32,371	0.47
6분위	-	-	-	63,364	25,294	0.40	63,364	25,294	0.40
7분위	-	-	-	60,294	21,562	0.36	60,294	21,562	0.36
합계	518,752	455,978	0.88	736,425	344,474	0.47	812,231	800,452	0.99

출처 : 한국 교육개발원(2012), 국가장학금 사업의 성과 분석

아래 [그림 1]에서는 이러한 장학금이 분위별로 얼마나 차별적인 효과를 주었는지 시각적으로 나타내기 위해 표의 내용을 그래프로 다시 표현해 보았다. 붉은색으로 진하게 표시된 부분이 국가장학금 I 지급액이고 붉은색으로 연하게 나타난 부분이 국가장학금 II 지급액이다. 3분위 이하 가구는 국가장학금 I 과 II를 중복 수혜할 수 있었다는 사실 역시 관측이 된다. 회색으로 나타난 음의 값들은 국가장학금 I 과 II지급액을 합한 총 수혜액이 직전 분위에 비해 얼마나 감소했는지 보여준다. 가장 먼저 눈에 띄는 것은 4분위와 8분위에서의 수혜액 감소이다. 이것은, 3분위 및 7분위가 각각 국가장학금 I 유형과 II 유형의 선정 분위가 된다는 사실을 생각하면 보다 명확해진다. 그 밖에 1-3분위 내에서도 분위별 수혜액 차이가 관측된다. 이러한 차이는 국가장학금 I 에서 분위별 지급 액수를 명시적으로 달리 두었기 때문에 나타난 것으로 사료된다.

[그림 1] 소득분위별 지원액



## 2. 소득분위의 산정

2012년 1학기 소득분위의 산정은 건강보험 공단에서 보유한 재산, 자동차, 월소득 정보에 따른 보험료 부과 점수 환산액을 토대로 연 환산소득을 계산한 후 이 값을 소득분위별 기준 환산 금액과 비교하여 이루어졌다. 2012년 1학기 소득분위별 기준 환산 금액은 <표 3>에 제시된 것과 같았다.

<표 3> 소득분위별 기준 환산소득 금액

환산소득	소득분위
-	기초생활수급권자
1,523 이하	1분위
1,523 초과 2,364 이하	2분위
2,364 초과 3,054 이하	3분위
3,054 초과 3,656 이하	4분위
3,656 초과 4,243 이하	5분위
4,243 초과 4,859 이하	6분위
4,859 초과 5,559 이하	7분위
5,559 초과	8분위 이상

구체적으로 연 환산소득은 재산, 자동차, 월소득 각각에 대해 상이한 절차를 거쳐 계산된다. 그 내용은 다음과 같다. 우선 재산은 기본 재산가액에 1억 800만 원을 공제한 후 0.12를 곱한 값을 연 환산소득으로 가정하여 사용한다<sup>3)</sup>. 기본 재산가액에는 건물 및 토지의 재산가액과 전월세평가액이 포함된다. 자동차의 경우 지역 보험료 부과 시 건강보험 공단에서 사용되는 자동차 점수를 별도의 구간표에 대입하여 자동차의 연 환산월액을 추정한다.

월소득은 직장가입자의 경우 직장보험료 납부액에 단순히 보험료율을 나누는 방식으로 추정이 되지만 지역가입자의 경우 지역 보험료 산출시 사용되는 소득 점수를 별도의 구간표에 대입하여 지역가입자의 연 환산 월액을 추정한다.

재산과 직장가입자의 월 소득은 알려진 산식을 이용하여 쉽게 연 환산소득으로 전환이 가능하다. 지역 보험료 부과체계를 이용하면 주어진 데이터로부터 자동차 및 소득 점수를 만드는 일도 가능하다. 그러나 이 자동차 및 소득 점수를 환산소득으로 바꾸기 위해서는 점수를 소득으로 바꾸는 구간표가 필요하다. 현재 구간표는 공개되어 있지 않다. 이러한 문제를 해결하기 위해 본 연구는 건강보험료 부과 체계에 활용되는 보험료 부과점수 및 보험료율을 대신 활용해 자동차 및 소득 점수를 연 환산소득으로 변환시켰다. 본고가 이러한 방법을 택한 이유는 이후 분석 방법을 설명하는 V장의 2-나에서 더욱 자세히 다뤄질 것이다.

### III. 선행연구

국가장학금과 관련된 선행연구(한국교육개발원 2012; 안종석 외 2013)는 국가장학금의 지급 현황을 분석하고 나아갈 정책 과제를 제시하는 것을 주로 다루었다. 본 연구의 질문처럼 국가장학금이 노동 공급에 미치는 영향을 살펴본 연구는 아직까지 없는 것으로 판단된다. 그러나 본 연구의 질문은 사실상 현물 지원의 노동

---

3) 한국장학재단의 소득분위를 담당하는 여신관리부에 문의한 결과 재산의 경우에도 공제 후 재산가액 규모에 따른 환산 소득 추정 구간표가 존재한다고 한다. 그렇지만 재산가액 규모에 단순히 0.12를 곱한 값이 구간표에 의한 재산의 연 환산액과 상당히 유사하다는 점 때문에 이러한 단순한 산술식을 재산의 환산액 기준으로 안내한다고 하였다.

공급 효과를 살펴보는 것이기 때문에 이러한 맥락에서 현물 지원이 노동 공급에 미치는 효과를 연구한 선행연구들을 살펴볼 수 있었다.

현물 지원이 노동 공급에 미치는 효과에 대한 이론적 논의는 상당히 오래 전부터 논의가 되어 왔다. 그 이론적 논의는 현금 지원이 노동 공급에 미치는 영향을 다루는데서 출발할 수 있다. 현금 지원의 경우만 하더라도 Danziger et al.(1981)는 반대급부 없이 지급 되는 현금 소득 지원이 명백히 노동 의욕을 감소시킨다는 단순한 이론적 예측과 달리 실제 노동 공급에 미치는 효과를 계산하기 위해 다양한 요소가 고려된다고 하였다. 가령 노동 공급 결정시 대기기간 모형이 공급된다면 실제로 현금지원이 일어나지 않아도 미래 현금지원에 대한 기대만으로 노동공급이 감소할 수 있다. Feldstein(1974) 은퇴 후 현금지원이 예상될 때 개인은 은퇴시기를 앞당김으로써 노동공급을 감소시킬 수 있다고 하였다. 또한 노동 공급의 결정 과정에서 가구원 간의 상호작용(Killingsworth 1976) 역시 현금 지원이 노동 공급에 실제로 미치는 효과를 이론적으로 예측하기 힘들데 만드는 요소가 된다. 더욱이 현물 지원은 정책의 특성이나 지원되는 현물에 따라 다르게 나타날 수 있다. 가령 지원되는 현물의 특성이 노동의 보완재가 된다면 노동공급은 오히려 증가할 수 있다(Leonesio 1988; Gahvari 1994). 또한 가계의 최적 현물 소비 수준보다 많은 정도의 현물 지원이 이루어질 수도 있는데 (Moffit 2002) 지원받은 현물을 모두 소화하기 위해 추가적인 비용이 소요 된다면<sup>4)</sup> 그에 따라 추가적으로 노동 공급이 증가할 수도 있다(Schone 1992; Murray 1980).

이론적으로 현물 지원이 노동 공급에 미치는 효과를 명백히 정의할 수 없기 때문에 현물 지원의 실제 효과는 실증 분석 연구의 주제가 되어 왔다. 이에 Fraker and moffit(1988), Hagstrom(1996), Hoynes and Schanzebach(2012)는 식료품 구매권(Food Stamp)이 노동 공급을 감소시킨다는 것을 실증적으로 분석해 내었고 Yelowitz (2001), Fischer(2000), Jacob and Ludwig(2012)는 주택 바우처가 노동 공급을 감소시킨다는 것을 분석해내었다. 또한 Moffit and Wolfe(1990)은 저소득층 의료보장제도(medicaid)가 노동공급을 감소시킨다는 것을 실증적으로 밝혔다. 이처럼 이미 많은 선행연구에서 현물지원이 노동공급에 미치는 효과를 다뤄왔으며

---

4) Jacob and Ludwig (2012)는 주택 바우처를 사용하기 위해 좋은 주택으로 이사를 하며 가구가 주택에 소비하는 총 비용이 증가하는 것이 그 사례가 될 수 있다고 하였다.

더욱이 연구들이 제시하는 결과도 일관되게 나타나고 있다. 그렇지만 Jacob and Ludwig(2012)에서도 언급되었던 것처럼 준-실험적 방법을 사용하여 현물 지원이 노동 공급에 미치는 인과효과를 엄밀하게 분석한 연구는 부족하다고 할 수 있다. 따라서 준-실험적 방법을 사용하는 본 연구의 중요성은 상당하다. 더욱이 본 연구는 아직 그 효과가 분석된 바 없는 국가장학금의 노동 공급 효과를 다룬다. 현물 지원의 효과를 이론적으로 검토한 문헌에서 제시되었던 것처럼 현물 지원 정책의 효과는 현물의 특성에 따라, 혹은 지원하는 정책의 특성에 따라 다르게 나타난다. 따라서 국가장학금이 노동 공급에 미치는 영향과 관련하여서는 현물 지원에 관한 다른 선행연구 결과로부터 예측이 불가하다. 따라서 이 연구는 국가장학금의 효과가 무엇인지 처음으로 밝혀낸다는 의의를 갖는다. 아울러 현물 지원의 노동 공급 효과를 다룬 국내의 연구는 보다 부족한 실정이기 때문에 본 연구는 한국의 현물 지원이 노동공급에 미치는 영향이 국외 선행연구에서 다루어졌던 것과 다른지 같은지 살펴볼 수 있다는 점에서도 의미를 갖는다.

덧붙여 본 연구는 대학생 가구원에 지급된 현물지원 정책의 노동 공급 효과가 가구원 간에 어떻게 분배되는지 살펴본다는 점에서도 공헌점이 있다. 정책 지원이 노동 공급에 미치는 효과를 기존 연구들은 대부분 가구 단위의 노동공급 변화를 살펴보거나 가구주의 노동 공급을 살펴보는 데 국한되어 왔다. 그러나 정책의 작용은 가구 내 가구원 간의 노동공급 비중을 변화시킬 수 있다. 실제로 선행연구들에서도 그러한 일들이 관측되었다. Eissa and Hoynes(1998)는 EITC의 지급이 남성 가구원의 노동 참가율을 증가시키는 반면 여성 가구원의 노동 참가율을 감소시킨다고 하였고<sup>5)</sup> Hagstrom(1996)는 식료품 구매권 지급에 대해 남성 가구원의 노동공급보다 여성 가구원의 노동 공급이 보다 탄력적으로 반응한다는 사실을 밝혀냈다. 이처럼 가구 내 주 소득자인지 이차 소득자인지에 따라 동일한 정책에 대해서도 차이가 발생한다. 국가장학금이 마련되기 이전, 가계별로 대학 등록금을 조달하기 위한 추가적인 노력이 이루어지고 있었다는 사실을 고려할 때, 국가장학금의 노동 유인 효과가 어느 가구원에 귀속되고 있는지 살펴보는 것은 의미가 있

5) 이 때 나타난 여성 가구원의 노동 공급 양상은 다른 연구(Eissa and Liebman 1996; Meyer and Rosenbaum 2001)에서 다루어진 한 부모 여성의 노동공급과 다르다. 따라서 가구원 간 이러한 차이는 성별에 기인했다기 보다는 가구의 주소득자인지 이차적 소득자인지에 따라 발생한 것이라고 보아야 한다.

다. 국가장학금의 지급이 대학생의 아르바이트 및 대학생 여성 보호자의 부가적 취업 등 등록금 마련을 목적으로 한 노동을 감소시킨다면 국가장학금은 의도한 효과를 거두었다 볼 수 있기 때문이다.

## IV. 이론적 예측

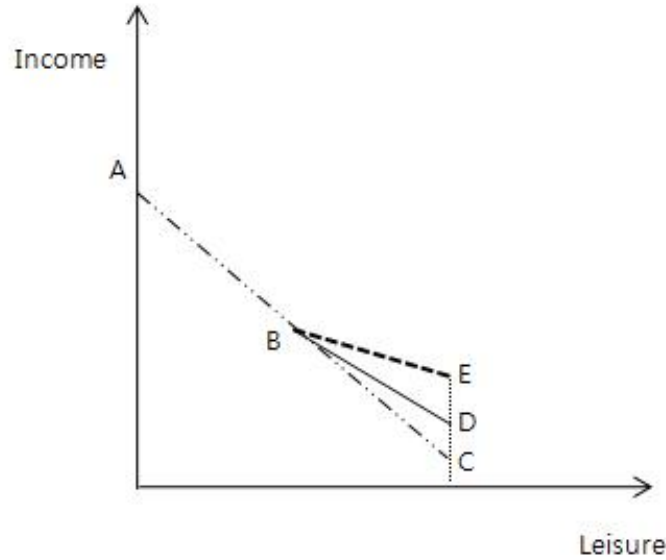
현물지원이 노동공급에 미치는 효과를 알아보기 위해 선행연구들이 채택해온 간단한 형태의 모형은 현물지원이 예산 제약선을 회전시키는 형태의 모형이다. 특히 근로소득이 증가할수록 현물 지원의 기대 금액<sup>6)</sup>이 감소할 것으로 예측 되는 경우 현물 지원에 따른 예산 제약식은 Hoynes and Schanzebach(2012)과 Jacob and Ludwig(2012) 등에서 사용된 것처럼 분기점의 오른 쪽 부분이 반시계 방향으로 회전하게 된다. 본 연구에서 다루지는 국가장학금 역시 근로 소득을 포괄하는 환산소득이 낮을수록 수혜금액이 증가한다는 특성을 가지기 때문에, 그러한 모형을 채택하여 사용할 수 있다<sup>7)</sup>. 따라서 [그림 2]와 같은 모형이 설정되었다. 간단한 설명을 덧붙이자면, 초기 예산 제약선이 ABC라고 할 때, 단순한 가정 하에서 최대 지급 가치가 (E-C)인 현물지원은 예산 제약선을 ABC에서 ABE로 회전시킨다. 만약 현물의 최대 지급가치가 (E-C)보다 낮은 (D-C)이라면 예산제약선은 ABC에서 ABD로 바뀐다. 즉 현물의 최대 지급가치가 적으면 예산제약선의 변화 정도도 적어진다.

본 연구에서는, 실제 예산 제약선의 회전 정도를 알아보기 위해 다음의 두 가지 사항이 추가로 고려되어야 한다고 보았다. 첫째는 현물 정책의 지속성에 대한 기

6) 기대금액은 수혜확률과 수혜 금액의 곱으로 계산된다.

7) 국가장학금의 경우 환산소득과 수혜금액의 관계가 1대1로 매칭되기 보다는 환산소득 구간별로 수혜금액이 분절되어 지급되는 사례로 보아야 한다. 그러나 노동이 증가하여 근로소득이 증가할수록 환산소득이 더 높은 구간에 귀속 되게 될 확률은 증가할 것이다. 따라서 근로소득과 수혜 금액이 서로 부(-)의 상관관계에 있다고 가정하는 것에는 큰 무리가 없다. 물론, 실제 근로소득과 수혜금액의 관계가 선형으로 나타날 지에 대한 것은 알 수 없다. 그러나 확실한 것은 국가장학금의 지급이 시간당 근로에 대한 보상을 깎는 방향으로 예산제약을 변경시킬 것이라는 점이다. 본 모형에서는 편의를 위해 근로소득과 수혜 금액 사이의 선형 관계를 가정했으나, 그 관계가 꼭 선형이 아니라 하더라도 예산 제약선의 변화로 인한 소득효과 및 대체효과와 방향이 동일하게 유지되는 한, 이론적인 예측은 달라지지 않을 것이다.

[그림 2] 현물 지원이 예산 제약선에 미치는 효과

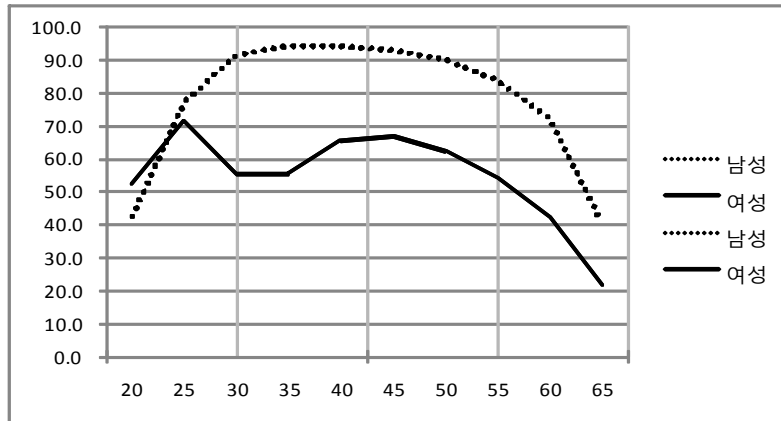


대이다. 현물 지원 정책이 도입되면 수혜자들은 당기 수혜액 뿐 아니라 정책으로 인한 미래 수혜액을 모두 고려한다. 현물 지원이 단발적으로 그치기보다는 장기적으로 이어질 것으로 전망될 때, 노동공급을 줄이는 데 대한 부담이 적어진다. 그러므로 동일한 금액을 지원한다고 하더라도 현물지원의 지속성에 대한 기대가 높은 경우 예산 제약선이 더 많이 이동한다. 현재 국가장학금은 지원의 지속 가능성에 대해 상이한 예측을 낳게 하는 두 유형을 함께 운영하고 있다. 정부에서 수혜 금액을 직접 정하며 미래 지급액을 미리 공지하는 국가장학금 I 과 달리, 대학 자율로 수혜금액을 정하도록 되어있는 국가장학금 II에 대해 수혜자들은 정책의 지속성에 대한 기대를 낮추게 된다. 그렇기 때문에 동일한 금액을 지급한다고 하더라도 그 금액이 국가장학금 I 을 통해 주어지는 경우와 국가장학금 II를 통해 주어지는 경우 예산 제약선에 미치는 영향은 달라진다. 아마도 국가장학금 I 을 수혜 받은 경우의 예산제약선이 보다 큰 폭으로 회전할 것이다. 더욱이 국가장학금 II에 대한 수혜자들의 미래 지원 예상액이 0에 가까우며, 2기 이상의 다 기간 모형을 고려한다면, 국가장학금 II의 지급은 수혜자들의 예산 제약선을 아주 작은 수준에서만 변화시킬 것이다. 이러한 요인은 국가장학금 유형 별로 노동 공급에

미치는 효과(혹은 효과의 크기)가 상이할 수 있다는 점을 암시한다. 따라서 장학금의 유형별 효과를 나누어 보는 것은 의미가 있다.

예산제약선 회전 정도에 영향을 미칠 수 있는 두 번째 요인은 등록금 조달 부담의 가구 내 분배율이다. 국가장학금이 지급되는 경우, 등록금의 많은 부분을 조달해왔던 가구원일수록 직접적인 소득 증가 효과가 발생한다. 가령 미래 수혜액까지 모두 고려할 때, 기대 금액이 최고 (E-C)인 장학금이 가구에 지원된다고 하자. 등록금 전액을 부담하던 가구원에게는 그러한 장학금 혜택이 전액 귀속된다. 반면 원래부터 근로소득으로 등록금 지출을 부담해오지 않았던 가구원의 예산 제약선은 장학금의 지급 유무에 영향을 받지 않는다. 이를 일반화 하자면, 등록금을  $p\%(0 \leq p \leq 100)$  부담하는 가구원은 국가장학금이 지급하는 가치의  $p\%$ 를 누리게 된다. 그러나 국가장학금 혜택의 이러한 귀속 효과는 1차적인 것에 불과하다. 실제 가구원 간에는 추가 소득을 주고받는 일이 빈번할 것이므로, 국가장학금의 혜택을 1차적으로 수혜 받지 않는 가구원이라 하더라도 다른 가구원으로부터의 이전소득이 증가하며 예산 제약선이 변화할 수 있다. 그러한 상호작용의 정도는 이론적으로 예측할 수 없다. 대신 실제 데이터 분석을 통하여 상호작용이 발생한 정도를 파악할 수 있다. 즉 등록금 조달 부담이 낮았던 가구원의 노동공급이 국가장학금 수혜를 영향을 받는다면 가구원간 상호작용이 활발하게 이루어지고 있었다고 볼 수 있다. 본 연구는 가구주에 대한 노동공급 효과가 그러한 상호작용을 보여주는 것일 수 있다고 판단하였다. [그림 3]에서 보이는 것과 같이, 자녀 대학 진학시기를 기점으로 여성의 경제활동 참가율이 증가하고 자녀가 졸업할 때가 될 즈음 다시 감소한다는 사실은 등록금 마련을 위한 여성의 부가적 노동 공급이 증가함을 보여줄 수 있는 증거가 될 수 있고 등록금 마련을 위한 대학생의 시간제 노동 공급 역시 상당수 관측되고 있다는 점을 생각한다면 등록금 조달은 가구주가 아닌 가구원들에 의하여 이루어지고 있다고 볼 수 있기 때문이다.

[그림 3] 성·연령별 경제활동참가율



출처 : 통계청에서 제공한 지표를 토대로 그림을 그린 것

한편 현물 지원의 정책 효과를 예상할 때에는 예산 제약선에 대한 고려사항 뿐 아니라, 노동 공급 결정에 영향을 끼칠 수 있는 다른 요인들도 살펴두어야 한다. 처음으로 고려할 사항은 한계적 노동의 공급가능성이다. 이것은 Killingsworth(1976)에서도 지적된 바 있다. 그에 따르면 어떤 경우 노동자는 예산 제약선 변경에 따라 노동 시간을 유동적으로 조절할 수 있지만 다른 경우 노동공급은 '노동에 참가하거나 안하거나'의 수준으로만 조절이 된다. 후자의 경우는 부분적으로 노동시간을 줄이는 선택사항을 고를 수 없다. 노동공급의 한계적 변화 가능성은 가구주가 아닌 가구원에서 높게 나타나고 가구주에게서 낮게 나타날 것이다. 전일제로 일하는 가구주와 달리, 가구주가 아닌 가구원들의 노동공급은 일시적 노동 공급 혹은 시간제 노동공급으로 이루어지는 경우가 많기 때문이다.

마지막으로 고려할 수 있는 사항은 임금 외의 목적으로 노동공급을 하는 경우이다. 앞서 [그림 3]에서 살펴보았던 것처럼 여성의 경제활동 참가율은 자녀가 대학생인 동안 증가하는 경향이 있다. 이 경제 활동 참가율은 등록금을 마련하기 위한 노동공급이라고도 보일 수 있지만, 자녀 양육 부담이 감소하면서 사회생활에 대한 욕구가 증가하며 나타난 현상이라고도 관측될 수 있다. 만약 여성의 부가적인 노동공급이 등록금 마련을 주된 목적으로 하지 않고 사회생활에 대한 욕구에 기인한 것이라면 국가장학금으로 인한 소득의 증가로 노동 공급이 쉽게 줄지 않을 것이다. 그러나 한 번 증가한 경제활동 참가율이 지속적으로 유지되지 않고, 자녀가

대학생을 졸업하는 나이가 될 무렵 다시 감소한다는 점을 생각해본다면, 여성의 노동 공급은 등록금 마련과 보다 긴밀하게 연결되어 있다고 보아도 무방하다.

이론적 배경 종합하여 분석 결과를 예측한다면 다음과 같다. 첫째 국가장학금 I은 II에 비해 큰 효과를 야기할 것이다. 둘째, 국가장학금의 노동 공급 효과는 가구주가 아닌 가구원에 귀속될 것이다. 그 근거로 대학 등록금의 조달이 가구주가 아닌 가구원들의 노동에 충당되고 있다는 점, 가구주가 아닌 가구원들의 노동은 한계적으로 조절이 가능한 형태로 이루어지고 있다는 점을 살펴보았다. 덧붙여 국가장학금은 가구주의 노동공급에 일차적으로 효과를 미치는 것은 어렵겠으나, 가구 내 상호작용이 활발하고 가구주의 노동 공급이 유동적으로 조절이 가능하다면 가구주의 노동공급에도 유의한 효과가 나타날 수 있다. 반면 가구주의 노동공급에 효과가 나타나지 않는 경우에는 그 원인이 가구 내 상호작용의 부재에 있는 것인지, 한계적 노동 공급 불가에 있는 것인지 밝혀내기 어렵다.

## V. 분석전략

### 1. 분석자료

본 연구를 위해 사용된 데이터는 재정패널 4~5차년 자료이다. 재정패널 자료<sup>8)</sup>는 2008년부터 실시되어온 재정 패널 조사 결과를 기반으로 가공된 자료이다. 조세정책과 복지정책이 개별 경제주체인 가계에 미치는 영향을 분석하기 위해 가계의 가구원 정보, 재산상황, 소득 수준, 소비지출 정도 등을 파악하고 있다. 패널자료의 관측치는 2008년 처음 패널 조사의 대상이 되었던 5,014개의 표본 가구 및 2009년 추가된 620개의 표본 가구 중 표본의 이탈이 이루어지지 않은 표본 가구 및 그 가구에 속한 경제활동을 하는 가구원이다. 조사 주기는 1년이며 재정패널 1차년도 자료는 2007년 말 기준, 근로현황을 제외한 가구의 정보와 2008년 연중 근로 현황을 포함하고 있다.

---

8) <http://panel.kipf.re.kr/>

본 분석에서는 5차년도 자료로부터 2011년 말의 재산 및 소득상황과 2012년 연중 근로 현황 정보를, 4차년도 자료로부터 2011년의 연중 근로 현황 정보를 사용하였다. 그 중에서도 4차년도와 5차년도에 연속적으로 조사에 성공한 4,619개의 가구로 분석 대상을 한정하였다. 덧붙여 국가장학금이 대학생<sup>9)</sup>을 대상으로 주어진다는 점을 고려하여 1차적으로는 5차년도에 대학생을 포함한 표본 가구 559개를 대상으로 분석을 실시하고 이후 4,619개의 가구를 모두 포함한 분석 역시 실시해보았다. 또한 대학생을 전혀 포함하지 않은 가구를 표본으로 삼을 경우, 국가장학금의 경계가 되는 소득수준을 기준으로 노동 공급 효과가 발생하지 않는다는 점을 추가로 들어 실증 분석의 결과 관측되는 추정치가 국가장학금의 효과라는 것을 한 번 더 확인할 수 있도록 하였다.

## 2. 분석방법

### 가. 추정모형 : 이중차분 모형 및 회귀단절 모형

본 연구는 이중차분 추정모형(Differences-in-Differences)을 주로 사용한다. 단, 이중차분 모형에 있어 중요한 가정은 처치 효과가 외생적으로 주어져야 한다는 것이다. 국가장학금은 다음과 같은 이유로 처치 효과의 외생성을 충족시켰다고 할 수 있다. 국가 장학금 시행계획은 2011년 9월에 발표되었고, 소득분위 산정에 계산된 자산 및 소득 기준은 시행계획 발표 직후라 볼 수 있는 2011년 11월을 기준으로 사용하였다. 또한 소득분위를 산정하기 이전 어떤 기준을 사용할 것인지 구체적으로 공개하지 않았기 때문에 어느 정도로 월 소득을 낮추어야 소득 분위 기준을 충족시킬 수 있을 지에 대한 정보가 불충분해 경제주체들이 의도적으로 소득분위를 조절하는 행동이 일어났다고 보기 어렵다. 따라서 수혜자들의 자기 선택에 의해 수혜여부가 조정되지 않았으며 처리 여부는 외생적으로 주어졌다고 볼 수 있다.

한편, 처치효과를 받을 지에 대한 기준으로서 연속변수인 환산소득이 사용되고

9) 전문대생 역시 국가 장학금 지급의 대상이 되나 비교적 동질적인 집단으로 표본을 구성하기 위해 일차적으로는 전문대생이 있는 가구는 포함하지 않은 채로 추정을 시작하였다. 그러나 전문대생을 포함하여 동일한 추정을 실시하여도 결과는 크게 바뀌지 않았다.

있다는 점에 착안하여 회귀 단절 모형(Regression Discontinuity Design) 추정치도 구해보았다. 연속변수의 특성 상 우연한 차이로 환산소득이 5,371만원인 가구는 7분위가 되어 국가장학금을 수혜 받지만 환산소득이 5,372만원이 된 가구는 8분위가 되어 국가장학금을 받을 수 없게 된다는 점에서 경계점 주변에서 운적인 요소가 작용하고 상당한 무작위성이 발생한다고 볼 수 있기 때문이다. 그러나 애초부터 데이터 상의 대학생 포함 가구 수가 많지 않은 데다 국지적인 인과효과를 구하는 회귀 단절 모형의 특성상 관측치가 현저하게 줄어드는 단점이 있어, 회귀 단절 모형은 참고 용도로만 제시하기로 한다.

#### 나. 처리 및 통제집단의 설정

이중차분 모형에서 처리 및 통제집단을 설정하는 일은 중요하다. 그러나 재정패널 자료에는 국가장학금 수혜 여부가 나타나 있지 않기 때문에, 국가장학금 실제 수혜여부를 기준으로 처리 및 통제집단을 나누는 것은 불가능하다. 대신 소득 기준 충족여부를 기준으로 처리 및 통제집단을 나누어 국가 장학금 실제 수혜 효과를 근사적으로 살펴보기로 하였다. 2012년 1학기 기준 국가장학금 신청률이 75%였고(재학생 204만명 중 153만명이 신청) 이 중 소득 분위 기준을 통과한 신청자 중 17.6%가 최저 성적기준 미달 등의 이유로 탈락했다는 사실을 고려한다면 실제로는 데이터 상 소득 분위 기준을 충족한 가구의 61.8%<sup>10)</sup>만이 국가장학금을 수혜했을 것이다. 따라서 본 연구에서 간주된 처리집단 중 61.8%는 실제 장학금을 수혜한 가구일 것이며 나머지 38.2%는 실제로 국가장학금을 수혜 받지 않았음에도 처리집단으로 포함되었을 것이다. 그러므로 실제 효과는 본 연구의 추정치보다 클 것이라고 예상할 수 있다. 처리집단으로 포함된 표본 중 61.8%만이 실제 처리집단일 것이라는 이러한 한계를 감안한다면 본 연구에서 검정되는 추정치는 실제 효과를 보다 엄밀한 수준에서 추려낸 정도라 할 수 있다. 따라서 본 연구의 이중 차분 및 회귀 단절 추정치에서 유의한 효과가 관측이 된다면 국가장학금이 실제로 효과를 미쳤다고 할 수 있다.

데이터에 속한 각 가구의 소득 기준 충족여부를 확인하려면 먼저 각 가구의 연

---

10)  $0.75 * (1-0.176)$

환산소득을 구해야 한다. 그 후 가구의 연 환산소득이 2,943만원(3분위 기준소득) 이하일 경우 국가장학금 I의 처리 집단(처리집단1)에 속하게 되고 그 외의 경우는 통제집단1에 속하게 된다. 또한 가구의 연 환산소득이 5,371(7분위 기준소득) 이하일 경우 국가장학금 II의 처리집단(처리집단2)에 속하게 되고 그 외의 경우는 통제집단 2에 속하게 된다. 처리집단 1에 속하는 모든 가구는 자연스레 처리집단 2에도 속하게 된다.

연 환산소득은 앞서 II장 2절에서 언급하였던 방법을 토대로 환산하였다. 우선 건강보험공단의 지역 보험료 납부체계를 활용하여 각 가구의 자동차, 소득의 부과 점수를 만들었다<sup>11)</sup>. 그리고 이 자동차 및 소득 점수와 데이터 내 포함된 재산의 시가를 활용하여 연소득을 환산하였다. 대신 자동차 소득의 부과점수를 연 환산소득으로 바꾸는 구간표를 가지고 있지 않다는 문제를 해결하기 위해 부과점수를 지역보험료 산출액으로 바꾸는 숫자인 165.4(2011년 말 기준)를 곱하고 이를 다시 보험료율인 2.82%(2011년 말 기준)로 나누어 월 소득 근사액으로 활용하였다. 소득분위의 산정이 건강보험공단에서 전적으로 이루어지고 있다(한국교육개발원 2012)을 생각한다면 실제 소득 분위의 산정 시 사용한 구간표의 내역이 이와 크게 다르기 어려울 것이다. 실제로 한국장학재단에서 2011년 보험료 및 환산소득별 소득 분위를 제공한 적이 있는데, 당시 소득분위별 보험료 기준을 보험료율로 나눌 시 연 환산소득 기준이 도출되었다는 점을 고려한다면 이러한 계산 방법을 사용하는 것은 실제 구간표를 알 수 없는 현재로서 가장 정확한 방법이라 할 수 있다.

한편 직장가입자의 경우 건강 보험료를 보험료율(2012년 기준 2.82%)로 나눈 월 소득액을 계산하여 사용하여야 하는데 본 데이터의 경우 그러한 과정을 시행 시 직장 가입자의 소득이 상당히 과다하게 추정되어 대부분이 7분위 밖으로 벗어나 버려 문제가 생겼다. 직장가입자와 지역가입자의 소득 기준 충족률이 크게 달라져야 할 뚜렷한 이유가 없다는 점을 생각할 때 이러한 기준을 그대로 고수하는 것은 문제가 있다고 판단되었다. 따라서 직장 가입자라 하더라도 지역 가입자의 보험 부과 점수를 구하는 방법과 동일한 방식으로 소득 부과점수를 계산하고 이를 다

---

11) 본고에서는 그 기준을 상세히 설명하지 않는다. 그러나 본고에서 부과점수 계산 시 사용한 기준은 국민건강보험 사이버민원센터([minwon.nhic.or.kr/portal/site/minwon](http://minwon.nhic.or.kr/portal/site/minwon))에 자세히 소개되어 있다.

시 연 환산소득으로 환산시켰다<sup>12)</sup>.

아래에서는 본 연구에서 추정된 연 환산소득을 기반으로 소득 기준 충족 여부를 판단하는 것이 타당한지 살펴보기 위해 소득분위 충족자의 데이터 내 비율과 실제 2012년 국가장학금 수혜 비율을 비교하여 보았다.

한국교육개발원(2012)의 보고서에 따르면 4년제 대학 재학생 중 국가장학금 I 을 수혜 받은 인원의 비율은 24.1%이다. 현재의 데이터에서는 전체 4,619개의 관측치 중 1,196개의 가구가 연 환산소득이 2,943만원 이하로 국가장학금 I 을 수혜하기 위한 소득 조건을 충족하였다. 비율로 본다면 약 24.1%에 해당하는 가구가 소득 조건을 충족하였다. 소득 정도에 따라 신청률 및 신청 시 탈락률이 체계적으로 다르지 않다고 한다면 소득 기준 충족률은 장학금 수혜율을 근사시키고 있다고 볼 수 있다. 즉 데이터에서 구한 장학금 수혜율 근사값과 실제 국가장학금 수혜율인 24.1%이 동일하다는 결론을 내릴 수 있다. 만일 데이터에서 사용한 연환산소득 계산법이 실제 기준과 상이했다라면 두 비율은 유사하지 않았을 것이다.

한편 4년제 대학 재학생의 중 국가장학금 II를 수혜 받은 인원의 비율은 35.4%이다. 단 이 수치는 국가장학금 I 만 수혜 받고 국가장학금 II를 수혜 받지 않은 경우는 숫자에 넣지 않았다. 따라서 국가장학금 I 만으로 등록금이 모두 충족되어 국가장학금 II를 받지 않은 학생은 소득분위 상 국가장학금 II의 수혜기준을 충족하지만 실제 수혜인원으로는 계산되지 않았다. 현재의 데이터에서는 전체 4,619의 관측치 중 2,578개의 관측치가 연환산소득 5,371만원이하로 국가장학금 II를 수혜하기 위한 소득기준을 충족하였다. 비율로 본다면 55.8%에 해당한다. 이 비율은 실제 수혜비율인 35.4%를 훨씬 상회하는 수준이라 할 수 있다. 그러나 앞서 언급했던 것처럼, 35.4%라는 비율은 국가장학금 II의 수혜조건을 충족하나 등록금 한도 내라는 조건 탓에 실제로 국가장학금 II를 수혜 받지 않은 사례를 제외하고 있으므로 두 값을 단순 비교하는 것은 크게 의미가 없을 것이다. 결국 국가장학금

---

12) 보고하지는 않았지만 이 방법 이외에, 직장 가입자에 건강 보험료에 보험료율을 나눈 값을 월소득 추정액으로 사용하게 하여도 실증 분석 결과는 유사하게 나타났다. 둘 중 어느 방법을 사용하는지에 무관하게 일치적인 결과가 나온 것은, 수혜집단이 대다수 지역가입자로 이루어진 경우와 수혜집단이 지역 및 직장가입자로 섞여 이루어진 경우에 행태의 차이가 크지 않았기 때문인 것으로 판단된다. 국가장학금 수혜에 따른 노동 공급 반응 양상에 있어 지역가입자와 직장가입자 간의 체계적 차이가 존재하지 않는다면 이러한 현상이 나타날 수 있다.

II 소득 충족자의 비율이 실제 국가장학금의 수혜확률을 어떻게 근사하고 있는지 비교해 볼수 있는 방법은 없다. 그러나 앞서 살펴보았던 것처럼 국가장학금 I의 소득 충족자 비율과 실제 국가장학금 수혜율이 일치하는 것을 볼 때, 지금까지 언급해온 연 환산소득 환산 기준을 사용하는 것은 무리가 없어 보인다.

마지막으로 회귀 단절 모형을 사용할 때에는 이중차분 모형 추정에서 사용된 3분위, 7분위 기준점 뿐 아니라 다른 분위 기준점들 주변에 위치한 관측치들을 모두 모아 살펴볼 것이다. 이 경우, 각 분위점마다 근소하게 아래쪽에 위치한 관측치는 처리집단이 될 것이며 근소하게 위쪽에 위치한 관측치는 통제집단이 될 것이다. 국가장학금은 아래 분위에 속할 수록 장학금을 조금씩 더 받게 되도록 설계되어 있기 때문이다. 앞서 II장 1절에서 살펴보았던 것처럼, 분위별로 국가장학금의 총 수혜액이 달랐으며, 같은 국가장학금 I의 수혜자라 하더라도 1분위와 2분위, 2분위와 3분위 사이 수혜액이 확연하게 차이가 났기 때문에 회귀 단절 모형을 통해 여러 경계점 주변의 효과를 관측해보는 것은 의미가 있다. 관측치의 부족에도 불구하고, 본 논문에서 회귀단절 모형을 부가적으로 제시하고자 하는 것은 이와 관련된다.

#### 다. 성과 변수의 정의

본 연구의 질문은 국가장학금의 지급이 노동 공급에 미치는 효과이다. 노동 공급은 노동시장 참가율의 변화와 (이미 노동시장에 참가한 이들의) 노동시간 변화로 관측된다. 그러나 재정패널 5차년도까지의 자료에서 현재 이용 가능한 정보는 2012년의 연중 개인별 주당 노동 시간이다. 노동 시장 참가율을 알려주는 구직여부, 취업 여부 등의 지표는 연말을 단위로 관측이 되고 있기 때문에 2012년 말의 정보를 보여주는 6차년도의 자료가 추가되어야 이 지표들에 대한 효과 추정이 가능해진다. 이러한 자료의 한계로 인해 본 연구는 노동 시간 변화로 나타나는 노동 공급 변화만을 관측한다.

이후의 분석은 노동공급을 1) 가계 전체 노동시간 2) 가구주 노동시간 3) 비가구주의 노동시간 4) 가구주의 배우자 노동시간 5) 기타 가구원의 노동시간으로 나누어 살펴본다. 이를 위해 각 범주별로 포함되어야 할 가구원의 노동시간만을 가구

단위로 합쳤다. 가령 2) 번의 경우 ‘가구주’라고 표시된 관측치를 제외한 개인의 노동시간을 ‘결측’으로 바꾼 후 가구단위로 노동시간을 합쳤고, 3)번의 경우 ‘가구주’의 노동시간을 ‘결측’으로 바꾸고 나머지 가구원의 노동시간은 유지시킨 채 가구단위로 노동시간을 합쳤다. 이러한 범주별 분석을 통해 국가장학금이 노동공급에 미치는 효과가 가구원별로 다르게 나타나는지 관측할 수 있다.

## VI. 분석결과

### 1. 이중차분 추정치

이중 차분치의 추정은 대학생이 한 명 이상 있는 가구만을 표본으로 둔 채 (1)의 식을 OLS 추정하여 도출되었다.

$$(1) \Delta y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{treat} + X_i + u_i \quad (\Delta y_i = y_{i5} - y_{i4}, y_{it} \text{는 가구 } i \text{의 } t \text{기 노동시간, } t=4,5)$$

treat는 처치효과를 나타내는 더미변수이며  $\beta_1$ 은 다른 요소가 동일하다고 할 때 처치효과를 받은(treat=1) 집단의  $\Delta y_i$ 가 처치 효과를 받지 않은(treat=0) 집단의  $\Delta y_i$ 와 얼마나 다른지 계산해낸다. 성과변수로서  $y_i$  대신 이미 한번 차분이 이루어진  $\Delta y_i$ 를 사용하였기 때문에 (1)의 식을 OLS 추정한 결과 나타나는  $\hat{\beta}_1$ 은 처치효과와 이중차분 추정치가 된다.  $X_i$ 는 가구의 이질성을 통제시키기 위해 넣은 설명변수로, 가구의 이질성에 기인하지 않은 정책의 순 효과를 추정할 수 있도록 하였다.

<표 4>는 국가장학금 유형 I에 대한 소득 기준 충족여부를 나타내는 더미변수 값에 따른 노동 공급의 영향을 보여준다. (1)-(5)열에 따르면 국가장학금 유형 I은 전체 가계의 노동공급을 전반적으로 감소시키며 특히 그 효과가 가구주가 아닌 가구원들에 국한되어 나타나고 있음을 알 수 있다. 그러나 (6)-(10)에서 나타나는 것처럼 가구 내 대학생 수, 가구원 수, 가구주 성별, 가구주 및 배우자의 연령 및

교육수준을 설명변수로 포함시킬 시, 계수들의 유의성은 전반적으로 떨어지고 가구주 배우주의 노동 공급 감소만이 유의한 것으로 나타난다. 그러나 계수들은 여전히 음의 부호를 유지하고 있다. 유의성이 유지되는 (9)열의 결과에 따르면, 국가장학금을 수혜 받은 가구의 가구주 배우자 주당 노동 시간은 12.68시간 감소한다.

<표 5>에서는 국가장학금 유형 II에 대한 소득기준 충족 여부를 나타내는 더미 변수 값에 따른 노동 공급의 변화를 보여준다. <표 4>에서 유의한 변화가 관측되었던 것과 달리 <표 5>에서의 처치효과는 어떤 가구원에게도 유의한 효과를 가지고 오지 않았다. 이러한 결과는 IV절에서 언급되었던 것처럼 지속성에 대한 기대 정도가 다른 두 현물 정책의 특성에 기인한다고 볼 수 있다. 즉 현물 지원의 지속성에 대한 기대가 높은 국가장학금 I에 비해 지속성에 대한 기대가 낮은 국가장학금 II의 지급은 노동 공급에 영향을 미치지 못하는 것으로 보인다.

<표 4> 국가장학금 I 수혜 여부에 따른 노동 공급- 이중차분 추정치

종속변수	(1) 가계 전체 노동공급	(2) 가구주 노동공급	(3) 비가구주 노동공급	(4) 가구주 배우자 노동 공급	(5) 기타 가구원 노동공급	(6) 가계 전체 노동공급	(7) 가구주 노동공급	(8) 비가구주 노동공급	(9) 가구주 배우자 노동공급	(10) 기타 가구원 노동공급
국가장학금 I 수혜기준 충족여부 더미	-7.222**	-1.101	-18.17**	-12.05***	-42.38**	-5.737	-1.582	-9.783	-12.68***	-31.71
	(3.395)	(2.408)	(8.139)	(3.513)	(16.15)	(5.356)	(3.609)	(5.965)	(4.073)	(20.28)
가구원 수	1.137					-1.085	0.720	-1.725	-1.342*	2.861
	(1.393)					(1.593)	(0.583)	(1.414)	(0.721)	(2.355)
가구 내 대학생 수						-1.183	-1.000	-2.191	-1.592	-0.00583
						(3.149)	(1.203)	(3.501)	(2.394)	(4.217)
가구주 성별						9.716	9.661	13.22*	0.931	0
						(8.936)	(5.960)	(6.826)	(5.272)	(0)
가구주 교육수준						3.219	-1.327	3.791	3.118*	-6.880**
						(3.125)	(1.343)	(3.308)	(1.881)	(3.198)
가구주 배우자 교육수준						-3.548	2.199	-5.458	-6.074**	4.076
						(3.071)	(1.573)	(3.624)	(2.681)	(4.786)
가구주 연령						0.612	0.176	0.844*	0.211	1.901*
						(0.459)	(0.226)	(0.462)	(0.223)	(0.959)
가구주 배우자 연령						-0.684	-0.0100	-1.045**	-0.589**	-1.699
						(0.474)	(0.181)	(0.511)	(0.258)	(1.070)
상수	1.137	-0.319	1.033	-0.273	1.379	7.520	-11.13	17.50	25.43**	-24.28
	(1.393)	(0.533)	(1.442)	(0.907)	(1.968)	(17.52)	(8.532)	(17.03)	(12.84)	(31.38)
관측치 수	532	492	273	224	69	490	458	261	224	57
R <sup>2</sup>	0.005	0.001	0.030	0.036	0.217	0.012	0.036	0.041	0.095	0.187

괄호 안은 이분산성을 조정한 표준오차임. 대학생을 포함한 가구 만을 표본으로 사용하였고 가구 횡단 가중치를 적용하였음.

\*\* p<0.01, \* p<0.05, + p<0.1

<표 5> 국가장학금 II 수혜 여부에 따른 노동 공급- 이중차분 추정치

종속변수	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	가계 전체 노동공급	가구주 노동공급	비가구주 노동공급	가구주 배우자 노동 공급	기타 가구원 노동공급	가계 전체 노동공급	가구주 노동공급	비가구주 노동공급	가구주 배우자 노동공급	기타 가구원 노동공급
국가장학금 II 수혜기준	1.248	-0.702	-2.123	-0.658	-3.965	1.856	-1.020	-1.278	-0.483	1.563
충족여부 더미	(3.083)	(1.161)	(3.275)	(1.966)	(6.182)	(3.370)	(1.400)	(3.365)	(2.210)	(3.539)
가구원 수						-0.927	0.665	-1.904	-1.396*	1.970
						(1.546)	(0.598)	(1.419)	(0.763)	(2.530)
가구 내 대학생 수						-1.126	-0.906	-1.747	-0.952	0.827
						(3.164)	(1.215)	(3.486)	(2.359)	(4.043)
가구주 성별						8.249	9.782*	11.41	-1.458	0
						(9.006)	(5.850)	(8.143)	(5.691)	(0)
가구주 교육수준						3.778	-1.445	3.584	3.071	-6.545*
						(3.060)	(1.361)	(3.400)	(2.101)	(3.437)
가구주 배우자 교육수준						-3.668	2.096	-5.039	-5.458**	4.833
						(3.127)	(1.561)	(3.665)	(2.657)	(3.766)
가구주 연령						0.606	0.181	0.827*	0.231	1.498
						(0.460)	(0.225)	(0.464)	(0.229)	(0.900)
가구주 배우자 연령						-0.694	-0.00835	-1.048**	-0.583**	-1.677
						(0.472)	(0.180)	(0.509)	(0.259)	(1.102)
상수	0.161	-0.159	1.030	-0.520	3.265	6.610	-11.06	18.90	23.21*	-0.702
	(1.350)	(0.604)	(1.551)	(1.055)	(2.626)	(17.75)	(8.530)	(17.26)	(13.16)	(23.88)
관측치 수	532	492	273	224	69	490	458	261	224	57
R <sup>2</sup>	0.001	0.001	0.002	0.001	0.010	0.012	0.037	0.035	0.057	0.144

괄호 안은 이분산성을 조정한 표준오차임. 대학생을 포함한 가구 만을 표본으로 사용하였고 가구 횡단 가중치를 적용하였음.

\*\* p<0.01, \* p<0.05, + p<0.1

회귀 단절 모형으로 넘어가기에 앞서, 아래 <표 6>에서는 대학 재학생인 가구원의 노동공급 변화를 살펴보았다. 아쉽게도 재정패널 조사 대상에서 아르바이트 수준의 일자리는 제외되었기 때문에 대학생 노동공급 표본을 많이 확보할 수 없었다. 따라서 나타난 효과가 유의한 정도인지 검토하는 것이 불가능하다. 그러나 <표 6>에 나타난 계수가 모두 음(-)의 부호를 가진다는 점을 살펴볼 때 국가장학금의 수혜가 대학생의 노동 공급을 감소시키는 효과를 가질 수도 있음을 예측할 수 있다.

<표 6> 대학 재학생 가구원의 노동공급 변화

종속 변수 처치의 유형	(1)	(2)	(3)	(4)
	대학생 노동공급 국가장학금 I	대학생 노동공급 국가장학금 II	전문대 및 대학생 노동공급 국가장학금 I	전문대 및 대학생 노동공급 국가장학금 II
처치여부 더미	-10.6	-1.4	-11.28571**	-3.4
	(5.936)	(6.384)	(4.052)	(6.189)
상수	-4.4	-5	-3.714286	-3+
	(5.936)	(6.384)	(4.052)	(1.440)
관측치 수	6	6	8	8
R <sup>2</sup>	0.1375	0.0024	0.1559	0.0303

각괄호 안의 값은 이분산성을 조정한 표준오차임. \*\* p<0.01, \* p<0.05, + p<0.1

## 2. 회귀단절 추정 모형

회귀 단절 추정치는 대학생을 한 명이상 포함 중인 가구만을 표본으로 둔 채 식 (2)를 OLS 추정하여 도출되었다.

$$(2) \Delta y_i = \beta_0 + \beta_1 b_i + \sum_{n=2}^7 \gamma_n h_{ni} + u_i \text{ if } |\ln(\frac{s_i}{\tau_k})| \leq \epsilon, \forall k(=1,2,\dots,7)$$

이 식은 강창희·유경준(2009, pp.217-224)의 추정식을 본 연구주제에 맞게 수

정한 것이다. 앞서 이중차분 추정과 마찬가지로  $\Delta y_i$ 는 가구  $i$ 의 5차년도 노동시간에서 4차년도 노동시간을 차분한 것이다.  $b_i$ 는 가구가 속한 소득분위에 주어지는 장학금 금액,  $\tau_k$ 는 각 소득분위의 경계값을 의미한다.  $h_{ni}$ 는 가구의 소득이 어느 경계값 주변에 있는지 나타내 주는 변수이며

$$h_{ni} = \begin{cases} 1 & \text{if } \left| \ln\left(\frac{s_i}{\tau_k}\right) \right| \leq \epsilon \quad (n=2, \dots, 7) \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

와 같은 값을 취한다. 이 변수가 설명변수로 들어가 주어야 동일한 경계값을 기준으로 한 가구들의 비교가 이루어진다.  $\epsilon$ 은 경계값 주변의 관측치를 얼마나 포함시킬지, 즉 표본의 크기를 선정하는 역할을 한다. 회귀 단절 모형을 활용할 경우 이 값을 어느 정도 수준으로 둘 것인지는 매우 중요한 문제가 된다. 본 연구에서는 강창희·유경준(2009)에서 사용되었던 마찬가지로 5%, 7%, 10% 세 가지 기준을 토대로 추정치를 보고하고 하였다. 이러한 추정식에서 도출되는  $\tilde{\beta}_1$ 은 장학금이 1만원 증가할 때 노동공급이 변화하는 크기를 보여준다.

추정결과는 <표 7>에 나타나 있다. (1)-(3)열은 국가장학금이 가계 전체 노동공급에 미치는 영향을 보고하고 있으며 (4)-(6)열은 가구주 노동공급에 미치는 영향을, (7)-(9)열은 가구주 배우자 노동공급에 미치는 영향을 보고하고 있다. 각 효과가 3개 열로 나뉘어 나타난 것은 앞서 언급했던 것 과 같이, 경계값의 5% 이내의 관측치, 7%이내의 관측치, 9% 이내의 관측치를 각각 포함할 때의 결과를 구분하여 보고하기 위함이다. 또한 표는 소득분위를 나누는 7개의 경계값 주변에 분포하는 표본을 포함한 결과 뿐 아니라, 1-3분위 경계값 인근에 분포한 표본과 4-7분위 경계값 인근에 분포한 표본으로 분리하여 효과를 살펴보았다.

<표 7>의 전체적인 결과는 앞서 살펴본 이중차분 추정치에 비해 유의성이 다소 상실되었다. 이러한 유의성 상실은 관측치 감소로 계수에 비해 표준오차가 크게 계산되었다는 사실에 기인한다. 그러나 <표 7>의 결과로부터 우리는 앞서 이중차분 추정치의 타당성을 되새겨볼 수 있다. 우선 1-3분위 경계값 주변 표본과 4-7분위 경계값 주변 표본은 장학금 1만원 수혜에 대해 다른 양상으로 반응하고 있다. 같은 장학금 1만원이라 해도 현물지원의 지속성이 예측되는 국가장학금 유형 I

을 통해 1만원을 수혜 받는 경우와 현물지원의 지속성이 예측되지 않는 국가장학금 유형 II를 통해 1만원을 수혜 받는 경우의 반응이 상이하게 나타난다고 볼 수 있는 것이다. 실제로 4~7분위 경계값 인근에 있는 표본들의 노동 시간에 있어 국가장학금 지급이 끼치는 효과는 거의 없는 것으로 보이나, 1~3분위 경계값 인근에 있는 표본들은 국가장학금 지급에 따라 대체로 노동시간을 감소시키는 방향의 행동을 일으킨다는 점을 관측할 수 있다.

또한 1~3분위 경계점 인근 표본에 나타난 결과는 앞서 국가장학금 I이 가구원 내 미치는 효과를 살펴본 것과 유사하게 나타난다. 비록 유의한 계수는 하나밖에 없지만, 계수를 표준오차로 나눈 값인  $t$ 값은 가구주의 배우자의 노동 시간에 대해 비교적 크게 나타나고 가구주 및 가계 전체의 노동시간에 대해 작게 나타난다. 이를 통해, 앞서 <표 4>의 이중차분 추정치로 확인했던 것처럼 국가장학금의 노동시간 감소 효과가 가구원 보다는 가구주의 배우자에 집중되고 있을 것이라는 점을 다시 짚어볼 수 있다.

<표 7> 회귀단절 모형 추정결과

	(1) (2) (3)			(4) (5) (6)			(7) (8) (9)		
	가계 전체 노동시간			가구주 노동시간			가구주의 배우자 노동시간		
	5%	7%	10%	5%	7%	10%	5%	7%	10%
1-7분위 경계점 인근 표본	-0.0305 (0.258)	-0.0700 (0.190)	-0.0334 (0.122)	-0.0241 (0.120)	-0.0670 (0.0829)	-0.0453 (0.0515)	-0.140 (0.210)	-0.0327 (0.177)	0.0845 (0.137)
관측치 수	122	158	187	109	140	166	48	63	76
1-3분위 경계점 인근 표본	-0.436 (0.387)	-0.232 (0.397)	-0.0320 (0.275)	-0.249 (0.396)	-0.225 (0.366)	-0.272 (0.197)	-0.456** (0.127)	-0.589 (0.368)	-0.0632 (0.418)
관측치 수	16	19	29	13	15	23	7	8	11
4-7분위 경계점 인근 표본	0.1634 (0.319)	0.0545 (0.274)	0.0891 (0.193)	0.0453 (0.1267)	-0.00590 (0.108)	-0.00102 (0.0774)	-0.0355 (0.255)	0.00659 (0.174)	0.0406 (0.121)
관측치 수	106	139	159	96	125	144	41	55	66

괄호 안은 이분산성을 조정한 표준오차임. 대학생을 포함한 가구 만을 표본으로 사용하였고 가구 횡단 가중치를 적용하였음.

\*\* p<0.01, \* p<0.05, + p<0.1

## VII. 강건성 검토

앞선 이중차분 추정치 및 회귀단절 추정치에서 관측된 효과들이 순수 국가장학금의 효과라 하려면 동일한 시기에 동일한 처리 집단을 대상으로 하는 다른 정책이 존재하지 않았어야 한다. 현재 대학생을 포함한 가구를 대상으로 하는 소득 분위별 지원책은 국가장학금이 유일하지만, ‘대학생을 포함한 가구’로 대상을 한정하지 않을 시, 소득 분위기를 기준으로 지원되는 많은 저소득층 정책들이 발견된다.

대학생을 포함한 3분위 이하, 7분위 이하 가구들에 나타났던 추정치들에 여타 정책의 효과가 미치지 않았을 것이라 확신하려면 대학생을 포함하지 않은 3분위 및 7분위 이하 가구들에도 동일한 효과가 관측되고 있는지 살펴보아야 한다. 분석 결과들이 국가장학금의 효과에만 기인하고 있다면, 대학생을 포함하지 않은 가구에 대해 유의한 효과가 관측되지 않을 것이다. 대학생을 포함하지 않은 가구가 국

<표 8> 이중차분 추정치- 대학생을 한 명도 포함하지 않은 가구를 표본으로 할 때

종속변수	(1) 가계 전체 노동공급	(2) 가구주 노동공급	(3) 비가구주 노동공급	(4) 가구주 배우자 노동공급	(5) 기타 가구원 노동공급
국가장학금 I 소득기준					
충족여부 더미	-1.417 (1.134)	0.898 (0.823)	-0.756 (2.016)	-2.628 (2.116)	6.016+ (3.380)
상수	-0.603 (0.553)	-1.522 (0.282)	-0.423 (0.688)	-0.869 (0.526)	-0.659 (1.243)
관측치 수	3218	2896	1174	840	416
R <sup>2</sup>	0.000	0.000	0.000	0.003	0.009
국가장학금 II 소득기준					
충족여부 더미	-0.057 (0.981)	-0.017 (0.542)	1.72 (1.287)	-1.428 (1.070)	2.3 (2.312)
상수	-0.88 (0.756)	-1.327 (0.356)	-1.249 (1.287)	-1.691 (0.623)	-0.834 (1.62)
관측치 수	3218	2896	1174	840	416
R <sup>2</sup>	0.000	0.000	0.001	0.003	0.003

괄호 안은 이분산성을 조정한 표준오차임. 가구 횡단치를 적용시켰음. 제시된 더미변수와 상수항 외 추가로 포함시킨 설명변수는 없음. \*\* p<0.01, \* p<0.05, + p<0.1

가장학금을 수혜할 확률은 0이기 때문이다. 반면 학생을 포함하지 않은 가구에 대해서도 3분위, 7분위를 기준으로 유의한 효과가 관측된다면 국가장학금 이외의 정책에 의해 추정치가 오염되고 있음을 의심해 보아야 한다.

<표 8>은 대학생을 포함하지 않은 가구로 표본을 한정된 후 3분위 이하 가구 및 7분위 이하 가구를 각각 처리집단으로 설정한 이중차분 추정치를 제시하고 있다. 표의 계수들은 대부분 유의하지 않다. 그러나 (5)열에 나타난 것처럼 3분위 이하 가구에 속하는지의 여부가 기타 가구원 노동공급을 유의하게 증가시키는 효과가 관측된 것은 다소 의아하다고 볼 수 있다. 그러나 국가장학금 이외의 정책이 본 연구의 추정치를 오염시키는 방향으로 나타났다고 했을 시 기대되는 부호는 오히려 음(-)의 계수이다. 따라서 이러한 양의 효과가 관측되었다고 하여 본 연구의 추정치에 국가장학금 이외의 정책 효과가 미쳤다고 볼 수는 없다.

## VIII. 결론

본 연구는 국가장학금 지급이 노동 시간에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보았다. 국가장학금 유형 I 과 유형 II 각각에 대한 소득 기준 충족여부를 두고 두 차례 이중차분 추정을 실시한 결과 다음의 결론을 얻을 수 있었다.

첫째, 국가장학금 I 은 수혜가구의 노동공급을 유의하게 감소시켰지만 국가장학금 II는 수혜가구의 노동공급에 아무런 영향을 미치지 못하였다. 본 연구는 이러한 차이가 현물 지원의 미래 지속성에 대한 기대 차이에서 비롯된다고 보았다. 정부 직접 지원 방식으로 미래 수혜액이 정해져 있는 국가장학금 I 에 비해 대학 자율로 지원 금액이 결정되는 국가장학금 II의 미래 수혜액은 예측하기 힘들기 때문이다.

둘째, 국가장학금의 노동공급 효과는 가구원 별로 상이하게 나타난다. 국가장학금 I 이 지급되자 가구주가 아닌 가구원들의 노동공급은 감소했지만 가구주의 노동공급은 영향을 받지 않았다. 국가장학금이 노동공급에 미친 효과는 가구주의 배우자에게 가장 큰 것으로 나타났다. 가구주 배우자의 주당 노동시간은 국가장학금 수혜를 기점으로 12시간 가량 감소하였다.

이상의 연구는 수혜자에 끼치는 영향의 측면에서 국가장학금의 성과를 살펴본 첫 연구라는 점에서 의미를 갖는다. 아울러 본 연구에서 도출한 두 가지 결론은 현물 지원의 노동 공급 효과를 다루었던 기존의 연구에서 포착되지 못했던 사실을 다루어 보다 의미가 있다고 할 수 있다.

그러나 본 연구는 실제 장학금 수혜 여부 대신, 장학금 소득 충족여부를 기준으로 삼아 처리 및 통제집단을 설정했다는 점에서 다소 아쉬움을 갖는다. 소득 요건 충족자의 전부가 장학금을 수혜 받게 되는 것은 아니기 때문에, 본 연구의 추정치는 실제 장학금의 효과를 과소 추정할 수 있다. 또한 본 연구는 노동시간의 변화(intensive margin)만을 살펴보았을 뿐, 국가장학금이 경제활동 참가율(extensive margin)에 미치는 영향을 살펴볼 수 없었다.

이러한 한계를 보완하기 위해, 추후 연구 과제로는 실제 장학금 수혜여부를 기준으로 삼을 시 국가장학금의 효과를 추정해보는 것과 국가장학금이 경제활동 참가율(extensive margin)에 미치는 영향을 다뤄볼 수 있을 것이다.

## IX. 참고문헌

- 강창희·유경준, 「고용보험의 사업주 직업능력개발 지원사업이 기업의 훈련투자결정에 미치는 영향」, 『한국 경제의 분석』 15권 3호, 2009, pp.209-253
- 김성남·최수정, 「청년기의 교육 및 노동시장 이행 경로 유형화: 고교계열 차이를 중심으로」, 『직업교육연구』, 31권 3호, 2012, pp.227-249
- 김수구, 「전문계 고등학생의 대학진학의 원인과 입시전략에 관한 인식의 탐구: 공업고등학교 학생들의 면담을 중심으로」, 『인문학 연구』 34권 2호, 2007, pp.27-53
- 김안국·신동준, 「전문계고 졸업 여성청년의 고등교육 진학 선택」, 2011, 산업노동연구 17권 2호, pp.1-27
- , 「고졸 청년의 노동시장 이행과 취업 실태」, 『산업노동연구』, 13권 2호, 2007, pp.125-148
- 엠브레인트렌드모니터, 「2011 대학교육 및 등록금 관련조사」, 『리서치보고서』 통

- 권 5호, 2011, pp. 1-24
- 신동준, 「대학생의 재학 중 일자리 특성과 학업성과」, 『The HRD Review』, 2013, pp.175-191
- 안중석 · 전병목 · 김진영 · 이영, 「정책연구: 정부의 대학교육비 지원현황과 문제점, 개선방향」, 『재정포럼』, 204권, 2013, pp.56-60
- 이경상, 「빈곤이 청소년 대학 진학에 미치는 영향」, 『청소년 복지연구』, 제13권 1호, 2011, pp.261-280
- 이승은 · 김태중, 「저소득층의 대학진학 제약 요인 분석」, 『노동경제논집』, 제35권 3호, 2012, pp.51-pp.81
- 이윤옥, 「고등학생의 진로 준비 및 진로지도 실태」, 『교육발전연구』, 20권 2호, 2004, pp.59-pp.81
- 정태영 · 이기엽, 「대졸자 취업결정요인에 관한 연구- 학점이 취업확률에 미치는 영향을 중심으로」, 『KBR(구 경영교육연구)』 8권 2호, 2005, pp.159-184
- 차경욱·정순희, 「대학교육비 지불원천에 관한 분석 소득, 저축, 학자금 대출의 사용여부와 사용액」, 『한국가정관리학회지』, 24권 5호, 2006, pp.251-270
- 통계청, 「취업 기혼 여성(20~44세)의 경제활동 특성」, 2005
- 한국교육개발원, 「국가장학금사업의 성과분석」, 2012
- Danziger, Sheldon, Robert Haveman and Robert Plotnick, "How Income Transfer Programs Affect Work, Savings, and the Income Distribution: A Critical Review", *Journal of Economic Literature*, Vol.19, No.3, 1981, pp.975-1028
- Eissa, Nady and Hialary W. Hoynes, "The Earned Inome Tax Credit and the Labor Supply of Married Couples", 1998, NBER Working Paper, No. 6856
- Eissa, Nada and Jeffery B. Liebman, "Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit", *Quartely Journal of Economics*, 1996, Vol.111, No. 2, pp.605-637
- Feldstein, Martin S. "Social Security, Induced Retirement and Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy*, Vol.82, No.5, 1974, pp.905-926
- Fischer, Will, "Labor Supply Effects of Federal Rental Subsidies", *Journal of*

- Housing Economics*, Vol.9, Issue.3, 2000, pp.150-174
- Fraker, Thomas and Robert Moffitt, "The Effect of Food Stamps on Labor Supply A Bivariate Selection Model," *Journal of Public Economics*, Vol.35, Issue.1, 1988, pp.25-56
- Gahvari, Firouz, "In-kind Transfers, Cash Grants and Labor Supply," *Journal of Public Economics*, Vol.55, Issue3, 1994, pp.495-504
- Hagstrom, Paul A., "The Food Stamp Participation and Labor Supply of Married Couples- An Empirical Analysis of Joint Decisions," *Journal of Human Resources*, Vol.31, No.2, 1996, pp. 384-403
- Hoynes, Hilary Williamson and Diane Whitmore Schanzenback, "Work INcentives and The food Stamp Program," *Journal of Public Economics*, Vol 96, Issue1-2, 2012, pp.151-162
- Jacob, Brian A. and Jens Ludwig "The Effects of Housing Assistance on Labor Supply: Evidence from a Voucher Lottery," *American Economic Review*, Vol.102, Num.1, 2012, pp.272-304
- Killingsworth, Mark R., "Must a Negative Income Tax Reduce Labor Supply? A Study of the Family's Allocation of Time," *Journal of Human Resources*, Vol.11, No.3, 1976, pp.354-365
- Meyer, Bruce D. and Dan T. Rosenbaum, "Welfare, the Earned Income Tax Credit, and the Labor Supply of Single Mothers," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.116, No.3, 2001, pp.1063-1114
- Moffitt, Robert A., "Welfare Programs and Labor Supply", *Handbook of Public Economics*, Vol.4, 2002, pp.2393-2430
- Moffitt, Robert and Barbara Wolfe, "The Effect of the Medicaid Program on Welfare Participation and Labor Supply," 1990, NBER Working Paper, No.3286
- Murray, Michael P., "A Reinterpretation of the Traditional Income-leisure Model, with Application to In-kind Subsidy, Programs," *Journal of Public Economics*, Vol.14, Issue.1, 1980, pp.69-81

Schone, Barbara Steinberg, "Do Means Tested Transfers Reduce Labor Supply?"

*Economics Letters*, Vol.40, Issue.3, 1992, pp.353-357

Yelowitz, Aaron S., "Public Housing and Labor Supply," 2001, Unpublished





# 소득세 환급액에 대한 가계의 소비반응

■ 박종선\*

---

\* 전남대학교 생활환경복지학과 박사과정, 광주광역시 북구 용봉로 77,  
062-530-1320, js.park.tf@gmail.com



# 차 례

I. 서론 .....	315
II. 이론적 배경 및 선행연구고찰 .....	317
1. 이론적 배경 .....	317
2. 선행연구고찰 .....	318
III. 연구방법 .....	322
1. 연구문제 .....	322
2. 연구모형 .....	322
3. 연구자료 .....	323
4. 변수정의 .....	325
5. 자료분석 .....	326
IV. 분석결과 .....	327
1. 연구대상자의 일반적 특성 .....	327
2. 모형 적합도 검정(model fit) .....	329
3. 분석결과 및 해석 .....	330
V. 요약 및 논의 .....	336
1. 연구결과의 요약 .....	336
2. 논의 .....	337
VII. 참고문헌 .....	338



# 소득세 환급액에 대한 가계의 소비반응

박 종 선

## 요약

윈드폴 머니(windfall money)는 뜻하지 않게 발생하는 비정기 소득으로 정의된다. 본 연구는 소득세 환급액을 윈드폴 머니를 나타내는 대리변수로 하여 윈드폴 머니에 대한 가계의 소비 반응을 분석하고자 한다. 이를 위해, 재정패널조사 3~5차년도 자료를 사용하여 균형패널을 구축한 후 확률효과 패널 프로빗 모형을 이용하여 분석하였다. 연구결과는 다음과 같다. 회귀분석결과 소득세 환급액이 사용용도 및 소비지출용도에서 부정적으로 유의하게 나타났다. 반면, 유동성제약여부, 가계재무관련변수, 인구사회학적변수, 그리고 거시경제 상황변수는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 한계효과 분석결과 소득세 환급액의 규모가 증가할수록 소비지출확률이 체감하는 것으로 밝혀졌다. 본 연구 결과는 윈드폴 머니에 대한 소비반응이 심적 회계 이론의 예측과 일치하며, 한국가계의 소비행동을 설명하는데 행동학적 접근이 유용하다는 것을 시사한다. 또한 정책적 측면에서 경기부양을 위한 일시적 재정정책으로 윈드폴 머니(예, 조세환급)가 가계 소비지출에 영향을 미쳐 효과적인 수단이 될 수 있음을 말해주고 있다.

**주제어** : 윈드폴(windfall) 심적회계(mental accounting) 재정패널조사(NaSTaB)

## I. 서론

윈드폴(windfall)의 사전적 의미(windfall.Dictionary.com)는 “i) 바람에 날려 떨어진 과일, ii) 예측치 못한 이득, 행운, 또는 이와 유사한 것”으로 정의된다. 우리는 살아가면서 종종 윈드폴 머니가 발생한다. 윈드폴 머니가 발생하면 그것을 어디에 사용할까?

윈드폴 머니는 다양한 의미를 가지고 있어서 명확하게 정의내리기 어려우나 ‘정기적으로 발생하는 소득’과 대비되는 비정기적인 일시적 소득이라는 특성이 있다. 대표적 소비이론인 항상소득가설(Friedman, 1957)에 따르면 일시적 소득인 윈드폴 머니는 가계의 소비행동에 영향을 미치지 못할 것으로 예측한다. 따라서 경기부양

을 위한 조세환급과 같은 일시적 재정정책은 가계소비에 영향을 미치지 못하여 정책효과가 없다는 결론에 이른다. 그러나 경험적 증거들은 항상소득가설과 다른 결과를 내놓고 있다(Bodkin,1959, 1963, 1966; Arkes, Joyner, Pezzo, Nash, Siegel-Jacobs, and Stone, 1994; ; Souleles1999; Milkman and Beshears, 2009).

본 연구에서는 윈드폴 머니를 '비정기적인 일시적 소득'으로 조작적으로 정의하고 소득세 환급액(income tax refunds)을 윈드폴 머니의 대리변수(proxy)로 하여 윈드폴 소득에 대한 가계의 소비반응을 알아보기로 한다. 소득세 환급액을 대리변수로 사용한 이유는 다음과 같은 특성에 있다. 먼저, 발생자체는 예측가능하다. 매년 연말정산을 통해 1월(근로소득자)과 6월(종합소득자)에 발생하기 때문이다. 다음으로, 환급액의 규모에 대해서는 예측이 어렵다. 연말정산내역에 따라 많이 받기도 하고 때론 세금을 추가로 부담하기도 하는데 이는 소득규모 보다는 연말정산내역에 따라 결정되기 때문이다. 마지막으로, 환급액은 일 년에 한번 발생한다 (lump sum).

<표 1-1> 소득세 환급액 현황

해당 년도	2009 (1인당국민총소득(월) : 2,175천원)			2010 (1인당국민총소득(월) : 2,378천원)			2011 (1인당국민총소득(월) : 2,488천원)		
	건수 (건)	금액 (백만원)	평균 (원)	건수 (건)	금액 (백만원)	평균 (원)	건수 (건)	금액 (백만원)	평균 (원)
환급액	674,210	532,005	789,079	523,910	430,025	820,799	737,456	462,681	627,401

자료: 국가통계포털

소득세 환급액 분석이 의미가 있는지를 보기위해 소득세 환급액 현황을 보면, <표 1-1>에서 보는바와 같이 환급대상자 평균 63~82만원으로 1인당 국민총소득(GNI, 월)대비 25~36%에 해당하는 금액으로 가계소비에 미치는 영향을 규명할 필요가 있으며, 환급액의 총 규모는 연간 4,626억원~5,320억원에 달해 거시경제측면에서도 의미 있는 분석이 될 것으로 사료된다.

본 연구의 목적은 소득세 환급액을 윈드폴 머니를 나타내는 대리변수로 하여 윈드폴 소득에 대한 가계의 소비 반응을 분석함으로써, 1) 가계의 소비행동을 설명

하는 소비가설을 검증하여 소비반응을 예측하고, 2) 경기부양을 위한 일시적 재정 정책의 효과성을 판단하는데 있다.

본 연구의 이후 구성은 다음과 같다. II장에서 이론적 배경 및 관련 문헌을 검토한다. III장에서 본 연구에 사용된 연구방법을 설명한다. 연구문제를 설정한 후 연구모형과 분석에 사용된 자료를 설명한다. 그리고 변수의 조작적 정의와 자료분석 방법을 기술한다. IV장에서 분석결과를 제시한 후 결과를 해석한다. V장에서 연구결과를 정리한 후 논의를 통해 결론을 맺는다.

## II. 이론적 배경 및 선행연구고찰

### 1. 이론적 배경

가계 소비행동을 설명하는 대표적 이론들이 윈드폴 소득의 소비반응에 대해 상반된 예측을 하고 있다.

생애주기-항상소득가설(Life-Cycle/Permanent Income Hypothesis; Modigliani, Brumberg, 1954; Friedman, 1957; Ando, Modigliani, 1963)에 따르면, 가계는 생애에 걸친 소득과 자산의 연금가치인 항상소득으로 생애에 걸친 소비평탄화(consumption smoothing)를 이루고, 일시적 소득은 소비에 영향을 미치지 않는다. 따라서 일시적으로 발생한 윈드폴 머니는 소비지출에 사용되지 않고 미래소비를 위해 저축할 것으로 예측한다. 다만, 불완전 자본시장의 존재로 유동성 제약에 직면한 가계는 일시적 소득이 발생하면 소비에 사용되어 윈드폴 머니에 대한 소비의 과민반응이 예상되고 이는 생애주기-항상소득가설에 부합한 결과로 본다(임주영, 2007; 차은영, 2000; Hall, 1978; Zeldes, 1989).

반면, 심적회계이론(Mental Accounting Theory; Shefrin, Thaler, 1988; Thaler, 1990)은 이득계정과 손실계정을 다르게 인식하는 프로스펙트이론(Prospect Theory; Kahneman, Tversky, 1979)을 수용하여 생애 소득과 자산을 현재소득계정, 자산계정, 그리고 미래소득계정으로 분리하여 현재소비는 현재소득계정에 의존하고 현재

소득계정이 고갈되면 자산계정에서 인출이 시작되며, 미래소득계정은 현재소비에 사용이 금지된다고 한다. 따라서 윈드폴 머니에 대한 심적 회계양상에 따라 윈드폴 머니가 소비에 미치는 영향이 다르다. 즉, 사소한 규모의 윈드폴 머니(small windfalls)는 현재소득계정에 배분되어 소비지출에 사용되고, 상대적으로 큰 규모의 윈드폴 머니(larger windfalls)는 자산계정에 배분되어 소비지출에 사용되지 않을 것으로 예측한다.

## 2. 선행연구고찰

윈드폴 머니의 소비반응에 대해 상반된 연구결과가 있어 이를 정리하였다. 그리고 윈드폴 머니의 소비반응이 과도민감(excess sensibility)한 것이 유동성 제약(liquidity constraints)의 존재에 기인한 것인지를 규명한 연구를 정리하였다.

### 가. 윈드폴 머니와 소비반응

Bodkin(1959; 1963; 1966)은 전후 참전용사에게 지급된 배당금에 관심을 갖고 배당금의 소비성향을 분석하였다. 당시 배당금 지급 발표 전까지 지급대상자들은 배당금<sup>1)</sup> 지급이 있을 것을 예상하지 못했으며, 배당금이 일시금(lump sum)으로 지급된 점에서 배당금을 윈드폴 소득(항상소득가설에 의하면 일시적 소득)으로 간주하였다. 분석결과 총 소비지출을 기준으로 할 때, 정기적 소득의 한계소비성향은 .75인 반면 배당금의 한계소비성향은 .97로 나타났으며, 내구재 소비지출을 제외한 분석에서도 전자 .56 후자 .70으로 나타나났다. 이 결과는 윈드폴 소득의 한계소비성향이 .3에 가까울 것이라는 항상소득가설의 예측과 달리 현재소비지출에 큰 영향을 미치고 있었다.

Kreinin(1961)은 이스라엘 가계저축조사자를 사용하여 Bodkin과 같은 연구를 수행한 결과 전혀 상반된 결과를 제시하였다. 독일로부터 받은 전후 배상금<sup>2)</sup>을 비정

1) Bodkin의 연구에 사용된 배당금은, 모집단 평균 175달러, 표본 평균 250달러이며, 물가상승율 3%를 적용할 때 2010년 기준으로 각각 1,031달러, 1,472달러의 가치와 같다.

2) Kreinin의 연구에 사용된 전후 배상금은 표본 평균 3,000 이스라엘 파운드이며, 당시 표본 평균 가처분소득은 3,400이스라엘 파운드였다.

기적(nonrecurring)이고 사전에 미리 예측치 못했다는 점에서 윈드폴 소득으로 간주하고 소비성향을 분석한 결과 총 소비지출의 경우 가처분소득의 한계소비성향은 .86, 윈드폴 소득의 한계소비성향은 .17로 약 1/5 수준으로 나타났으며, 내구재 소비지출을 제외한 경우에도 윈드폴 소득의 한계소비성향은 .16으로 나타났다. 윈드폴 소득의 한계소비성향이 .16~.17로 매우 낮게 나타난 것은 항상소득가설과 일치하는 결과이며, 윈드폴 소득을 미래소비를 위해 저축한 것으로 해석하였다.

Landsberger(1966)는 Bodkin(1959, 1963, 1966)과 Kreinin(1961)의 상반된 연구결과가 윈드폴 소득의 규모(Bodkin: 현재소득의 약 7%, Kreinin: 현재소득과 거의 같음)에 기인한 것으로 보고, 현재소득과 가구원수가 비슷한 가계를 윈드폴 소득의 규모에 따라 5개 그룹으로 나누어 분석한 결과, 윈드폴 소득의 규모가 가장 낮은 그룹에서는 윈드폴 소득의 한계소비성향이 1.97로 매우 높게 나타나 윈드폴 소득이 발생할 경우 윈드폴 소득의 약 2배정도의 소비지출 증가를 가져오는 것으로 밝혀졌다. 또한 윈드폴 소득 규모가 증가함에 따라 한계소비성향이 체감하여 윈드폴 소득의 규모가 가장 높은 그룹의 한계소비성향은 .23으로 낮게 나타났다. 결국, Bodkin(1959)과 Kreinin(1961)의 상반된 결과는 현재소득 대비 윈드폴 소득의 규모에 원인이 있으며 가계의 소비반응도 윈드폴 소득의 규모에 따라 다르다는 것을 보였다.

Arkes, Joyner, Pezzo, Nash, Siegel-Jacobs, and Stone(1994)은 윈드폴 소득의 개념적 특성이 소득발생을 예측치 못한 상태(unanticipated status)에 있다고 보고, 윈드폴 소득 발생을 예측한 그룹과 예측치 못한 그룹으로 나누어 소비반응을 실험한 결과, 예측치 못한 그룹이 예측한 그룹보다 2배 이상의 지출을 한 것으로 나타났다. 실험 결과를 토대로 예측된 이득과 예측치 못한 이득이라는 속성이 서로 다른 계정(accounts)에 배분되는 결과를 가져와(violate fungibility) 한계소비성향이 높은 윈드폴 소득은 한계소비성향이 낮은 비윈드폴 소득보다 쉽게 사용되는 것으로 해석하였다.

Milkman and Beshears(2009)는 기존의 연구들이 중간정도 또는 큰 규모의 윈드폴 소득(현재가치로 평균 500달러)에 대한 소비반응에 초점이 맞춰진 점을 지적하며, 이들은 사소한 규모의 윈드폴 소득(small windfalls)에 관심을 두고 소비반응을 연구하였다. 연구결과 온라인 상점의 10달러 할인쿠폰을 지급받은 소비자의 경우

그 온라인 상점에서의 지출이 유의하게 증가하였으며, 특히 할인쿠폰을 지급받지 않았을 경우 지출하지 않았을 품목에 대한 지출이 유의하게 증가한 것으로 나타났다. 이 결과는 사소한 규모의 윈드폴 소득은 소비성향이 높다는 심적회계이론의 예측과 부합한 결과로 해석하였다.

Souleles(1999)는 소득세 환급액(income tax refunds)이 예측가능한 일시적 소득의 특성을 갖는 점에 착안하여, 소비자 지출조사(Consumer Expenditure Survey) 1980~1991년도 자료를 사용하여 가계의 소비반응을 분석하였다. 연구결과 소득세 환급액의 회귀계수가 총소비지출에 대해 정적으로 유의한 반면, 식료품비 지출 및 비내구재 소비지출에 대해서는 유의하지 않는 것으로 나타났다. Soulele는 총소비지출은 내구재지출과 비내구재지출의 합이므로 환급액에 대한 소비반응은 내구재 소비지출로부터 나온 것으로 해석하였다.

#### 나. 유동성제약과 소비반응

임주영(2007)은 미국의 패널((Panel Study of Income Dynamics) 1974-1987년도 자료를 사용하여 유동성제약이 소비의 과민반응의 원인인지를 분석한 연구에서, 유동성제약집단은 현재소득변화가 현재소비변화 및 미래소비변화에 대하여 매우 의미있는 영향을 미치는 것으로 나타나 항상소득가설과 무관한 소비행위를 하는 것으로 나타난 반면, 유동성비제약집단은 이와 반대의 결과를 보이고 있어 항상소득가설과 일치하는 소비행위를 하는 것으로 나타났다. 이 결과를 두고 유동성 제약이 소비의 과민반응의 원인으로 해석하였다.

차은영(2000)은 한국가구패널조사 1993~1996년 자료를 사용하여 항상소득가설을 검증한 연구에서 유동성제약을 다양한 기준을 적용하여 분석한 결과, 고소득층의 경우 소득이 소비변화에 영향을 미치지 못하여 항상소득가설을 따르는 것으로 나타난 반면, 저소득층의 경우 소득성장률이 소비성장률을 설명하는데 있어 통계적으로 유의한 것으로 나타나 유동성 제약이 소비의 과민반응 원인이 될 수 있음을 시사 하였다.

Zeldes(1989)는 패널자료(Panel Study of Income Dynamics)를 사용한 이원고정효과 회귀분석에서 오일러 방정식의 라그랑지승수를 통해 유동성제약이론을 검증

한 결과, 유동성제약그룹의 라그랑지승수가 정적으로 나타나 유동성제약이 오일러 방정식이 성립하지 않는 이유, 즉 생애주기-항상소득가설이 기각되는 원인으로 해석하였다.

설운(2009)은 통계청 가계조사 1994~2007년도 자료를 사용하여 유동자산에 대한 가처분소득의 비율을 유동자산비율로 정의하고 상위 20%그룹, 하위 20%그룹으로 나누어 소비반응을 분석한 결과, 전체그룹, 상위그룹, 그리고 하위그룹 모두 1% 유의수준에서 정적으로 유의하여 소비의 과민반응이 존재하는 것으로 나타났다. 이 결과는 항상소득가설의 기각 이유로 유동성제약이 주요 원인이 아니라고 해석하였다.

Souleles(1999)는 일시적 소득의 소비에 대한 과민반응이 유동성제약에 원인이 있는지 분석한 결과 유동성 제약그룹은 식료품비지출과 비내구재지출에서, 유동성 비제약그룹은 내구재지출에서 각각 과민반응이 나타났다. 이 결과를 두고 유동성이 풍부한 비제약그룹이 내구재 구입을 환급액 수령시까지 기다릴 이유가 없음을 지적하며, 식료품비지출과 비내구재지출은 유동성제약이론에 부합하나, 내구재지출은 유동성제약이론으로 설명이 어려우며 행동학적(behavioral) 해석(심적회계이론)이 필요함을 역설하였다.

이상 살펴본 바와 같이, 윈드폴 머니에 대한 가계의 소비반응에 대해 합의된 결론에 이르지 못하고 있다. 또한 가계의 소비반응이 유의할 경우 그것이 유동성제약에 원인이 있는지에 대해서도 각각 다른 결과를 내놓고 있다. 따라서 한국 가계의 소비행동에서 윈드폴 머니에 대한 소비반응을 규명할 필요가 있다. 본 연구는 윈드폴 머니의 사용용도가 소비지출인지 저축인지, 그리고 소비지출이라면 내구재 소비지출인지 비내구재 소비지출인지를 직접적으로 측정하여 분석하였다는 점에서 연간(또는 분기) 평균 소비지출과 일회적(lump sum) 윈드폴 소득의 관계를 통해 우회적으로 분석한 기존의 선행연구들과 차이가 있다.

### III. 연구방법

#### 1. 연구문제

윈드폴 머니에 대한 가계의 소비반응을 알아보기 위해 다음과 같이 연구문제를 설정한다.

연구문제 1. 소득세 환급액의 사용용도는 어떠한가?

- 1-1. 소득세 환급액의 사용용도는 어떠한가?
- 1-2. 유동성 제약에 따라 소득세 환급액의 사용용도는 어떠한가?
- 1-3. 소득세 환급액 규모의 변화에 따른 사용용도의 변화는 어떠한가?

연구문제 2. 소득세 환급액의 소비지출용도는 어떠한가?

- 2-1. 소득세 환급액의 소비지출용도는 어떠한가?
- 2-2. 유동성 제약에 따라 소득세 환급액의 소비지출용도는 어떠한가?
- 2-3. 소득세 환급액 규모의 변화에 따른 소비지출용도의 변화는 어떠한가?

#### 2. 연구모형

연구문제를 해결하기 위해 다음과 같은 확률효과 패널 프로빗 모형을 설정한다.

$$y_{it} = \begin{cases} 1, & y_{it}^* > 0 \text{인 경우} \\ 0, & y_{it}^* \leq 0 \text{인 경우} \end{cases} \text{----- (2-1)}$$

위 식(2-1)에서  $y_{it}^*$ 는 관찰되지 않는(latent) 실제 종속변수이고  $y_{it}$ 는  $y_{it}^*$ 의 관찰값(observed value)이다.  $y_{it}^*$  대해 다음과 같은 선형회귀모형을 가정한다.

$$y_{it}^* = \alpha + \beta \text{refunds}_{it} + \gamma \text{liquidity}_{it} + \delta Z_{it} + u_i + e_{it} \quad \text{--- (2-2)}$$

( $i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T$ )

위 식(2-2)에서 *refunds*는 설명변수인 소득세 환급액, *liquidity*는 유동성제약여부 변수, *Z*는 통제변수인 가계 재무관련변수, 인구사회학적변수, 그리고 거시경제 상황변수의 벡터,  $u_i$ 는 패널 개체의 특성을 반영하는 오차항, 그리고  $e_{it}$ 는 순수한 확률적 교란항이다. 모형 1에서 소득세 환급액을 투입하여 분석한 후 모형 2에서 유동성제약여부변수를, 모형3에서 가계 재무관련변수를, 모형 4에서 인구사회학적변수를, 그리고 모형 5에서 거시경제 상황변수를 순차적으로 투입하여 분석한다. 여기서  $u_i \sim N(0, \sigma_u^2)$ ,  $e_{it} \sim N(0, \sigma_e^2)$ 을 가정하며, 이때  $y_{it}$ 가 1일 확률은 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$\begin{aligned} \Pr(y_{it} = 1) &= \Pr(y_{it}^* > 0) = \Pr(e_{it} > -\alpha - \beta \text{refunds}_{it} - \gamma \text{liquidity}_{it} - \delta Z_{it} - u_i) \\ &= F(\alpha + \beta \text{refunds}_{it} + \gamma \text{liquidity}_{it} + \delta Z_{it}) \quad (2-3) \end{aligned}$$

위 식(2-3)에서  $F(\cdot)$ 는 0을 중심으로 대칭적인 확률분포의 누적분포함수(cumulative distribution function: CDF)이며 표준정규분포를 가정한다.

### 3. 연구자료

본 연구에 사용된 자료는 한국조세연구원에서 통계청 승인(제 34101호)으로 작성하고 있는 재정패널조사(National Survey of Tax and Benefit; NaSTaB) 자료이며, 자료에 대해 간단히 소개하면 다음과 같다(한국조세연구원, 2013).

한국조세연구원은 조세정책과 행정을 연구하고 분석하는데 활용할 수 있는 실증적인 조사 자료를 수집하기 위해 2008년부터 재정패널조사를 수행하고 있다. 재정패널조사는 가구주를 대상으로 하는 가구조사와 가구원으로 인정된 개인을 대상으로 하는 가구원조사로 나뉜다. 조사대상 가구는 제주도 및 도서지역을 제외한 전국의 일반가구로 2008년 구축된 가구인 5,014가구와 2009년에 구축된 추가표본

620가구, 그리고 2009년 이후 분가하여 1차년도 이후부터 신규로 발생한 분가가구이다.

가구원조사는 조사대상가구의 만 15세 이상의 가구원 중 근로소득, 사업소득, 부동산 임대소득, 이자 및 배당소득(1백만원 이상), 연금 및 보험소득, 기타소득, 정부현금보조금 등의 소득이 있는 가구원을 조사하였다. 조사주기는 1년이며, 현장 실시 시점은 종합소득신고가 끝나는 5월부터 9월말까지이다. 조사방법은 조사원에 의한 면접타계식(face-to-face interview) 조사방법을 사용하며, 응답자가 심야에 귀가해 만나기 어렵거나 관련 서류를 확인해 응답할 필요가 있는 경우에 한하여 유치 조사 방법을 함께 사용하고 있다. 재정패널 가구자료의 경우, 가구 기본현황뿐 아니라 가구복지현황 및 소비 비목 별 가계지출, 소득과 자산, 부채 등 경제 상태에 대한 다양하고 상세한 정보를 제공하고 있어, 가구 유형 및 여건의 차이에 따른 가구의 소득 및 복지 수준 현황과 유형별 격차 등에 대한 다양한 분석을 수행하는데 활용도가 높은 분석자료로 평가된다.

본 연구에서는 3-5차년도 가구용 자료와 가구원용 자료를 사용한다. 재정패널조사 3-5차년도 자료에는 소득세 환급액의 규모와 환급액의 사용 용도 및 소비지출 용도를 명시적으로 묻는 문항이 있어서 본 연구를 위한 최적의 정보를 제공한다. 본 연구에서 사용한 표본은 상용직 임금근로자가계 중 일하는 가계(가구주 연령 24~59세)로 한정한다. 자료는 연구의 목적에 맞게 가공한다. 먼저 소득세 환급액의 사용용도를 알아보기 위해, 사용용도 문항을 소비지출=1, 저축=0, 부채상환=0, 기타는 결측처리한다. 부채상환을 0으로 코딩한 이유는 부채상환을 부(negative)의 저축으로 정의하기 때문이고, 기타를 결측 처리 한 이유는 소비와 저축에 관한 정보가 없기 때문이다.

또한 가구원용 자료에서 가계소득정보를 추출한다. 가계소득변수는 유동성 제약(자산/소득 < k)변수를 만들 때 사용하며, 또한 인구사회학적 변수와 함께 통제변수로 사용한다. 자료 가공 과정에서 평균  $\pm 3$ 표준편차를 이용하여 이상치를 제거한다. 소득세 환급액 및 재무관련변수는 소비자물가지수(2010=1)로 실질변수화 한다.

마지막으로 3차년도부터 5차년도까지 관련정보가 모두 갖춰진 가구만을 대상으로 균형패널(balanced panel)자료를 구축한다. 이렇게 해서 334가구 1,002개의 관측치가 분석에 사용되었다.

## 4. 변수정의

### 가. 종속변수 및 설명변수

종속변수는 환급액의 사용용도와 환급액의 소비지출용도를 사용한다. 환급액의 사용용도는 저축을 참조변수로하고 소비지출을 더미변수로하는 이산형 변수이다. 환급액의 소비지출용도변수는 환급액의 사용용도가 소비지출인 표본을 대상으로 하며, 내구재소비지출을 참조변수로하고 비내구재소비지출을 더미변수로 하는 이산형 변수이다. 내구재 소비는 지출은 일회적으로 발생하지만 소비는 다기간에 걸쳐 이루어 진다는 점에서 저축으로 볼 수 있어(Friedman, 1957) 소비지출변수는 순수한 소비지출과 저축의 이산형 변수로 해석할 수 있다.

설명변수는 소득세 환급액으로서 연속형 변수이다.

### 나. 유동성 제약여부 변수

유동성 제약을 측정하는 기준은 연구자에 따라 다양하나, 본 연구에서는 선행연구(임주영, 2007; 차은영, 2000; Zeldes, 1989)를 참조하여 유동자산이 소득의 2개월분 미만인 가계를 유동성 제약집단으로 정의하고, 2개월분 이상인 가계를 유동성 비제약집단으로 정의한다. 여기서 유동자산은 예적금, 펀드, 채권, 주식 등 저축보험을 제외한 금융자산으로 정의한다. 저축보험을 제외한 이유는 보험은 장기상품으로서 단기간에 해약할 경우 큰 손실이 함께하기 때문이다.

### 다. 통제변수

소득세 환급액의 사용용도 및 소비지출용도에 영향을 미칠 것으로 예상되는 변인들을 통제하기 위해 가계재무관련변수, 사회인구학적변수, 그리고 거시경제 상황변수로서 년도더미변수를 사용하며 내용을 정리하면 <표 2-1>과 같다.

<표 2-1> 통제 변수

변수	내용
가계재무 관련변수	소득 가처분소득(근로,사업,임대,기타소득 - 세금-사회보험료) * 재산세는 5차년도만 자료 있고 정보가 부실하여 제외
	순자산 총자산(금융자산, 실물자산, 주택가치) - 총부채
인구사회 학적변수	연령 가구주 연령으로 연속형 변수
	성별 참조변수=남성 더미변수=여성
	혼인상태 참조변수=기혼 더미변수=미혼
	가구원수 연속형
	교육기간 연속형
	직업 참조변수=사무/전문직 더미변수=기타(판매/서비스직,기능/노무직,기타)
	주택점유형태 참조변수=자가 더미변수=비자가
거시경제 상황변수	년도 참조변수=2009 더미변수1=2010 더미변수2=2012

## 5. 자료분석

자료는 Stata 13을 이용하여 분석한다. 먼저 기초통계량분석을 통해 연구대상가계의 일반적 경향을 살펴본다. 다음으로 모형 적합도를 검증한 후, 확률효과 패널 프로빗 모형을 통해 소득세 환급액의 사용용도와 소비지출 용도의 구조적 영향력을 분석한다. 마지막으로 한계효과분석을 통해 환급액 규모에 따른 소득세 환급액의 사용용도와 소비지출용도의 변화 추이를 분석한다.

## IV. 분석결과

### 1. 연구대상자의 일반적 특성

연구대상가계의 일반적 특성은 다음과 같다(표 3). 먼저 인구사회학적 경향을 살펴보면, 평균 연령은 40~42세, 성별은 남성이 93~95%로 조사되었다. 가구원수는 평균 3.5~3.6명 유동성 제약가계의 가구원수가 비제약 가계의 가구원수 보다 많은 경향을 보였다. 혼인상태는 기혼인 가구가 93~94%이며 유동성 제약 가계의 기혼율이 비제약 가계의 기혼율보다 높은 경향을 나타냈다. 교육수준은 평균 14.5~14.6년인 것으로 조사되었다. 사무/전문직이 62~65%, 비사무전문직이 35~37%이며 유동성 비제약 가계는 사무전문직 비율이 더 높은 반면, 유동성 제약가계는 비사무전문직 비율이 더 높은 것으로 나타났다. 주택점유형태는 자가인 가구가 59~60%, 비자가인 가구가 40~41%를 차지하고 있었다. 다음으로 가계 재무적 경향을 보면, 월평균 소득이 418~458만원이며 유동성 제약여부에 따라 차이가 없는 반면, 가계 순자산은 평균 2억1,100만원~2억4천만원이며 유동성 비제약가계가 제약가계보다 유의하게 많이 보유한 것으로 조사되었다.

설명변수인 소득세 환급액은 2009년 평균 76만원, 2010년 평균 72만원, 2011년 평균 69만원이며, 2009년과 2010년에는 유동성 비제약 가계의 환급액이 제약가계의 환급액보다 유의하게 큰 반면, 2011년도에는 두 집단간에 차이가 없는 것으로 나타났다. 소득세 환급액의 절대적 규모가 <표 1-1>의 환급 대상자 전체 평균과 차이가 있는 것은 표본을 상용직 근로자 및 평균 $\pm$ 3표준편차로 제한한 것에 기인한 것으로 보이며, 환급액의 연도별 변화추이가 <표 1-1>의 환급대상자 전체 평균과 같은 것은 표본이 모집단을 적절히 대표하는 것으로 해석할 수 있다.

소득세 환급액의 사용용도는 저축이 12~14%, 소비지출이 86~88%이며, 2009년도에는 유동성 제약가계의 소비지출비율이 비제약 가계의 소비지출 비율보다 높게 나타나 유동성 제약이론의 설명력이 있었으나 2010년도와 2011년도에는 두 집단간에 차이가 없는 것으로 나타났다.

소비지출의 사용용도는 내구재 소비지출이 8~9%, 비내구재 소비지출이 91~92%이며 유동성 제약여부에 따라 차이를 보이지 않는 것으로 조사되었다.

<표 3-1> 연구대상가계의 일반적 특성

	2009				2010				2011			
	전체	비계약	계약	t/x	전체	비계약	계약	t/x	전체	비계약	계약	t/x
연령(세)	40.2	40.6	39.5	1.26	41.2	41.3	40.9	0.42	42.2	42.4	41.8	0.63
성별(N(%))	334 (1)	119 (1)	135 (1)	0.40	334 (1)	213 (1)	121 (1)	1.16	334 (1)	206 (1)	128 (1)	0.42
남	316 (.95)	187 (.94)	129 (.96)		314 (.94)	198 (.93)	116 (.96)		312 (.93)	191 (.93)	121 (.95)	
녀	18 (.05)	12 (.06)	6 (.04)		20 (.06)	15 (.07)	5 (.04)		22 (.07)	15 (.07)	7 (.05)	
가구원수(N)	3.5	3.5	3.6	-1.25	3.6	3.5	3.8	-2.54*	3.5	3.4	3.7	-2.86**
혼인상태(N,(%))	334 (1)	199 (1)	135 (1)	2.55	334 (1)	213 (1)	121 (1)	7.51**	334 (1)	206 (1)	128 (1)	7.22**
기혼	310 (.93)	181 (.91)	129 (.96)		312 (.93)	193 (.91)	119 (.98)		314 (.94)	188 (.91)	126 (.98)	
미혼	24 (.07)	18 (.09)	6 (.04)		22 (.07)	20 (.09)	2 (.02)		20 (.06)	18 (.09)	2 (.02)	
교육수준(년)	14.5	14.6	14.4	0.96	14.5	14.7	14.2	2.10*	14.6	14.7	14.3	1.72
직업(N,(%))	334 (1)	199 (1)	135 (1)	9.04**	334 (1)	213 (1)	121 (1)	13.19***	334 (1)	203 (1)	128 (1)	10.25**
사무/전문직	208 (.62)	137 (.69)	71 (.53)		216 (.65)	153 (.72)	63 (.52)		218 (.65)	148 (.72)	70 (.55)	
비사무전문직	126 (.37)	62 (.31)	64 (.47)		118 (.35)	60 (.28)	121 (.48)		116 (.35)	58 (.28)	58 (.45)	
주택점유형태(N,(%))	334 (1)	199 (1)	135 (1)	0.13	334 (1)	213 (1)	121 (1)	0.71	334 (1)	206 (1)	128 (1)	1.03
자가	199 (.60)	117 (.59)	82 (.61)		197 (.59)	122 (.57)	75 (.62)		202 (.60)	129 (.63)	73 (.57)	
비자가	135 (.40)	82 (.41)	53 (.40)		137 (.41)	91 (.43)	46 (.38)		132 (.40)	77 (.37)	55 (.43)	
소득(월,만원)	418	427	404	1.13	434	445	416	1.27	458	474	432	1.86
순자산(백만원)	211	243	163	3.55***	240	273	182	3.97***	224	252	178	3.52***
소득세환급액(만원)	76	83	66	2.08*	72	80	58	2.92**	69	69	70	-0.11
환급액사용용도(N,(%))	334 (1)	199 (1)	135 (1)	4.99*	334 (1)	213 (1)	121 (1)	2.03	334 (1)	206 (1)	128 (1)	1.96
저축	41 (.12)	31 (.16)	10 (.07)		49 (.14)	35 (.16)	13 (.11)		45 (.13)	32 (.16)	13 (.10)	
소비	293 (.88)	168 (.84)	125 (.93)		286 (.86)	178 (.84)	108 (.89)		289 (.87)	174 (.84)	115 (.90)	
환급액지출용도(N,(%))	293 (1)	168 (1)	125 (1)	1.46	286 (1)	178 (1)	108 (1)	0.36	289 (1)	174 (1)	115 (1)	0.16
내구재	26 (.09)	12 (.07)	14 (.11)		22 (.08)	15 (.08)	7 (.06)		25 (.09)	16 (.09)	9 (.08)	
비내구재	267 (.91)	156 (.93)	111 (.89)		264 (.92)	163 (.92)	101 (.94)		264 (.91)	158 (.91)	106 (.92)	

주: \*p<.05, \*\*p<.01, \*\*\*p<.001, x2: pearson x2

## 2. 모형 적합도 검정(model fit)

### 가. 소득세 환급액의 사용용도

소득세 환급액의 사용용도에 대한 모형 1~모형 5의 적합도 검정결과는 다음과 같다.

<표 3-2> 모형 적합도 검정량 1

구분	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5
log likelihood	-359.87	-358.11	-356.80	-350.11	-350.00
Wald test $\chi^2$	30.63***	34.23***	36.08***	47.55***	48.25***
LR test $\chi^2$	25.24***	22.78***	21.89***	16.03***	16.16***
관측치	1002	1002	1002	1002	1002

legend: \*\*\* p<0.001

위 <표 3-2>에서 보는바와같이, 우도(log likelihood)는 -360.23~-350.52로 나타나 0에 근접하여 모형이 적합한 것으로 나타났다. Wald 검정량은 모든 회귀계수가 0이라는 귀무가설을 기각하여 모형이 적합한 것으로 나타났다. 확률효과가 존재하는지 알아보기위해 다음과 같이 로그 우도비 검정(LR test)을 실시하였다.

$$LR = -2(\ln L_{pooled} - \ln L_{panel}) \sim \chi^2(1) \quad \text{----- (식 3-1)}$$

위 식 (3-1)은 합동모형과 확률효과모형간에 체계적인 차이가 없다는 것을 귀무가설로 하는 것으로 귀무가설이 맞다면 확률효과를 고려할 것 없이 합동모형으로 추정하지만, 귀무가설이 기각되면 확률효과를 고려하여야 한다. 검정결과 0.1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하여 패널의 개체특성을 고려한 확률효과모형이 합동모형보다 더 적절한 것으로 나타났다.

## 나. 소득세 환급액의 소비지출용도

소득세 환급액의 소비지출용도에 대한 모형 적합도 검정결과는 다음과 같다.

<표 3-3> 모형적합도 검정량 2

구분	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5
log likelihood	-233.39	-233.39	-232.48	-229.58	-229.50
Wald test $\chi^2$	4.87*	5.18	6.70	11.15	11.43
LR test $\chi^2$	29.88***	30.17***	29.73***	29.72***	29.71***
관측치	868	868	868	868	868

legend: \*p<0.05; \*\*\* p<0.001,

위 <표 3-3>에서 보는바와같이, 우도(log likelihood)는 -233.78~-229.87로 나타나 0에 근접하여 모형이 적합한 것으로 나타났다. Wald 검정량은 모형 1에서 적합한 것으로 나타났지만 모형 2~모형5에서는 적합도가 낮은 것으로 나타났다. 따라서, 우도 검정량을 통해 모형이 적합한 것으로 해석하지만, Wald 검정량을 참고하여 결과 해석에 신중해야 할 것으로 사료된다. 다음으로 확률효과가 존재하는지 알아보기 위해 로그 우도비 검정(LR test)을 실시한 결과 0.1% 유의수준에서 귀무가설이 기각되어 패널의 개체특성을 고려한 확률효과모형이 합동모형보다 더 적절한 것으로 나타났다.

## 3. 분석결과 및 해석

### 가. 소득세 환급액의 사용용도

모형 1은 설명변수인 소득세 환급액을 투입하여 소득세 환급액이 소비-저축확률에 미치는 영향을 알아보고, 모형 2는 유동성 제약 더미변수를 투입하여 유동성 제약이 저축-소비지출 의사결정에 영향을 미치는지 분석하였다. 모형 3과 모형 4에서 가계 재무변수와 인구사회학적 변수를 각각 투입하여 이들의 영향력을 통제된 상태에서 환급액의 사용 용도와 유동성 제약의 영향을 분석하였다. 마지막으로

모형 5에서 거시경제환경의 영향을 통제하기 위해 연도 더미변수를 추가하여 분석하였다. 분석 결과는 다음과 같다(표 3-4).

### 1) 소득세 환급액의 사용용도

소득세 환급액만 투입한 모형 1에서 보는바와 같이, 소득세 환급액이 소비지출 확률에 부적 영향을 미치는 것으로 나타났다( $p < .001$ ,  $se = .001$ ). 즉 소득세 환급액의 규모가 증가할수록 소비지출확률은 낮아지고 저축확률은 높아지는 것으로 밝혀졌다.

이는 환급액 규모가 사소할 경우 현재소득계정에 배분되어 소비지출에 사용되지만, 환급액의 규모가 무시할 수 없을 정도이면 자산계정에 배분되어 저축에 사용될 것이라는 심적 회계 이론과 부합하는 결과로 해석할 수 있다.

### 2) 유동성 제약과 소득세 환급액의 사용용도

유동성 제약여부가 소득세 환급액의 사용용도에 영향을 미치는지 알아보기 위해 유동성 제약 더미변수를 추가한 모형 2에서 유동성 제약여부는 환급액의 사용용도에 영향이 없는 것으로 나타났으며, 환급액의 사용용도에 대한 영향은 모형 1과 차이가 없었다( $p < .001$ ,  $se = .001$ ). 이는 소비의 과민반응 원인으로 제시되는 유동성 제약이론이 본 연구 결과에서는 성립하지 않는 것으로 해석할 수 있다.

### 3) 재무적 · 인구사회학적 · 거시경제상황변수를 통제한 상태에서의 사용용도

가계 재무변수와 인구사회학적 변수의 영향을 통제하기 위해 각 변수를 투입한 모형 3과 모형 4에서 이들 변수들을 통제한 상태에서도 소득세 환급액의 사용용도에 대한 영향( $p < .001$ ,  $se = .001$ )과 유동성 제약여부의 환급액 사용용도에 대한 영향에는 변화가 없었다. 이결과는 가계소비지출이 재무적 · 인구사회학적 변인에 영향을 받지만(박종선, 2013), 윈드폴 머니에 대한 소비반응은 윈드폴 머니 '그 자체'에만 의존하는 것으로 해석할 수 있다.

마지막으로 거시경제상황을 통제하기 위해 연도 더미변수를 투입한 모형 5에서 소득세 환급액의 사용용도에 대한 영향( $p < .001$ ,  $se = .001$ )과 유동성 제약여부의 환급액 사용용도에 대한 영향에는 변화가 없었다. 이는 2009년도 금융위기상황을 고

려할 때, 거시경제상황의 변화가 윈드폴 머니의 사용용도에 대한 의사결정에 영향을 미치지 못하는 것으로 해석할 수 있다.

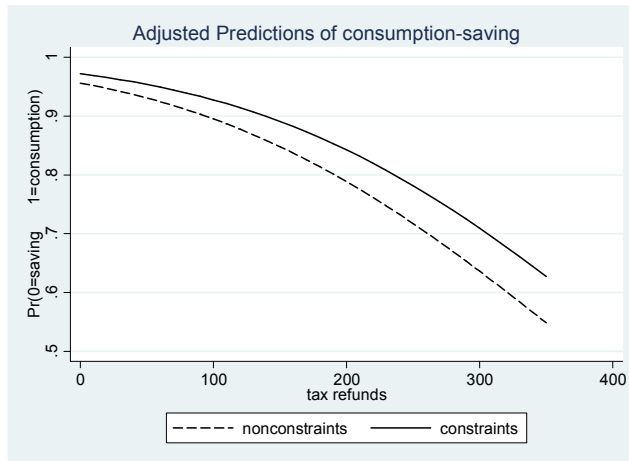
<표 3-4> 소득세 환급액의 사용용도(0=저축, 1=소비지출)

변수	모형1 b (se)	모형2 b (se)	모형3 b (se)	모형4 b(se)	모형5 b(se)
소득세 환급액	-0.005(.001) ***	-0.005(.001) ***	-0.005(.001) ***	-0.005(.001) ***	-0.005(.001) ***
유동성제약여부(참조변수=유동성비제약가계)					
유동성제약가계		.264(.143)	.255(.145)	.203(.144)	.198(.144)
가처분소득			-0.001(.000)	-0.001(.000)	-0.001(.000)
순자산			-0.000(.000)	-0.000(.000)	-0.000(.000)
연령				.012(.011)	.013(.011)
성별(참조변수=남성)					
여성				.111(.346)	.116(.346)
가구원수				.107(.087)	.108(.088)
결혼여부(참조변수=기혼)					
미혼				.056(.359)	.051(.359)
교육수준				-.048(.042)	-.048(.042)
직업(참조변수=사무전문직)					
비사무전문직				.210(.174)	.207(.174)
주택점유형태(참조변수=자가)					
비자가				-.202(.146)	-.197(.147)
연도(참조변수=2009)					
2010					-.140(.145)
2011					-.124(.148)
상수	1.856(.147)***	1.733(.154)***	1.976(.224)***	1.852(.881)*	1.895(.885)*
관측치	1002	1002	1002	1002	1002

legend: \*p<0.05; \*\*\* p<0.001

#### 4) 소득세 환급액의 사용용도에 대한 소득세 환급액의 한계효과분석

프로빗 회귀분석결과 소득세 환급액이 소비지출확률에 부정적 영향(저축에 정적 영향)이 있다는 것을 확인하였다(p<.001). 구체적으로 영향의 크기가 어떠한지를 알아보기 위해 한계효과(marginal effect)를 분석하였다. 한계효과는 다른 변수들이 평균값에 고정되어 있고 시간불변 개체특성효과( $u_i$ )가 0이라는 가정하에 소득세 환급액이 증가함에 따라 소비지출확률의 변화를 계산한 것으로 그 결과는 [그림 3-1]과 같다(한계효과 표는 부록 1 참조).



[그림 3-1] 사용용도에 대한 소득세 환급액의 한계효과

[그림 3-1]에서 보는바와 같이, 환급액 규모가 최저수준에서는 소비지출확률이 .96~.97로 매우 높지만 환급액 규모가 증가함에 따라 소비지출 확률이 낮아져서 환급액 규모가 최대수준에서 소비지출확률이 .55~.63까지 낮아지는 것을 확인할 수 있다. 이는 환급액 규모가 낮은 수준에서는 환급액을 현재소득으로 인식하여 소비지출에 사용하고 환급액 규모가 클 경우 자산계정에 배분하여 소비지출확률이 낮을 것이라는 심적 회계 이론의 예측과 일치한다. 또한 유동성 제약가계의 소비지출 확률이 비제약가계의 그것보다 전체적으로 높지만 소득규모에 따라 소비지출확률이 체감하는 양상은 같은 경향을 보이고 있어서 유동성 제약이 소비의 과민반응 원인이라는 유동성 제약이론은 설명력이 없는 것으로 나타났다.

#### 나. 소득세 환급액의 소비지출 용도

소득세 환급액의 사용용도가 소비지출인 경우 소비지출 용도가 내구재 소비지출인지 비내구재 소비지출인지 알아보는 것이 필요하다. 내구재 소비는 여러 시점에 걸쳐 소비가 이루어 지므로 저축의 성격을 지닌 반면, 비내구재 소비는 순수 소비지출과 서비스 지출의 성격을 가지기 때문이다. 분석 방법은 앞의 사용용도 분석에서와 같은 이유와 순서로 모형을 설정하여 회귀분석을 실시하였으며 분석결과는 다음과 같다<표 3-5>.

<표 3-5> 소득세 환급액의 소비지출용도  
(0=내구재 소비지출, 1=비내구재 소비지출)

변수	모형1 b (se)	모형2 b (se)	모형3 b (se)	모형4 b(se)	모형5 b(se)
소득세 환급액	-.003(.001)*	-.003(.001)*	-.004(.001)*	-.004(.002)*	-.004(.002)*
유동성 제약 여부(참조변수=유동성비제약가계)					
유동성 제약가계		-.119(.188)	-.085(.190)	-.014(.197)	-.010(.197)
가처분소득					
순자산			.000(.001)	-.000(.001)	-.000(.001)
연령					
성별(참조변수=남성)					
여성				-.0402(.501)	-.036(.501)
가구원수					
결혼 여부(참조변수=기혼)					
미혼				.137(.523)	.136(.523)
교육수준					
직업(참조변수=사무전문직)					
비사무전문직				-.448(.233)	-.444(.233)
주택점유형태(참조변수=자가)					
비자가				-.019(.226)	-.022(.226)
연도(참조변수=2009)					
2010					.072(.196)
2011					-.019(.193)
상수	2.228(.252) ***	2.290(.276) ***	2.097(.329) ***	1.675(1.262)	1.630(1.266)
관측치	868	868	868	868	868

legend: \*p<0.05; \*\*\* p<0.001

### 1) 소득세 환급액의 소비지출 용도

소득세 환급액만 투입한 모형 1에서 보는바와 같이, 소득세 환급액이 비내구재 소비지출에 부적 영향이 있는 것으로 나타났다(p<.05, se=.001). 즉, 소득세 환급액이 증가할수록 비내구재 소비지출확률이 낮아지고 내구재 소비지출 확률이 높아지는 것으로 밝혀졌다. 이는 소득세 환급액의 규모가 낮은 수준에서는 소득세 환급액을 현재소득으로 회계하여 순수 소비지출에 사용하지만 환급액의 규모가 클수록 자산으로 인식하여 소비지출을 하더라도 저축의 성격이 있는 내구재 소비지출에 사용한다는 심적 회계 이론의 예측과 일치하는 것으로 해석할 수 있다.

## 2) 유동성 제약과 소득세 환급액의 소비지출 용도

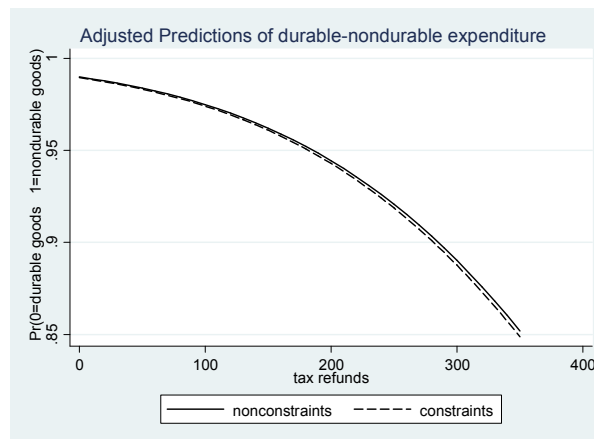
유동성 제약 여부가 소비지출용도에 영향이 있는지 알아보기 위해 유동성 제약 더미변수를 추가한 모형 2에서 유동성 제약여부는 소비지출용도에 영향이 없는 것으로 나타났다( $p < .05$ ,  $se = .001$ ). 이는 소비의 과민반응 원인으로 제시되는 유동성 제약이론이 환급액의 소비지출 용도에서도 설명력이 없는 것으로 해석할 수 있다.

## 3) 재무적·인구사회학적·거시경제상황변수를 통제한 상태에서의 소비지출 용도

가계 재무변수, 인구사회학적 변수, 그리고 년도더미변수를 각각 투입한 모형 3, 모형4, 그리고 모형5에서 이들 변수들이 환급액의 사용용도에 영향을 미치지 못하고 단지 소득세 환급액만이 환급액의 사용용도에 영향을 미치는 것으로 나타났다( $p < .05$ ,  $se = .001$ ;  $p < .05$ ,  $se = .002$ ;  $p < .05$ ,  $se = .002$ ). 이러한 결과는 소득세 환급액의 사용용도와 마찬가지로, 사용용도가 소비지출인 경우 소비지출용도는 단지 소득세 환급액 그 자체에 의존하는 것으로 해석할 수 있다.

## 4) 소득세 환급액의 소비지출 용도에 대한 한계효과분석

소득세 환급액의 소비지출 용도에 영향을 미치는 것으로 나타난 소득세 환급액이 환급액 규모가 증가함에 따라 비내구재 소비지출 확률이 어떻게 변하는가를 알아보기 위해 한계효과를 분석한 결과는 다음과 같다(그림 3-2, 한계효과 표는 부록 2 참조).



[그림 3-1] 소비지출 용도에 대한 소득세 환급액의 한계 효과

[그림 3-2]에서 보는바와 같이, 환급액 규모가 최저수준에서는 비내구재 소비지출확률이 .99로 매우 높고 환급액 규모가 증가함에 따라 비내구재 소비지출 확률이 낮아지지만 환급액 규모가 최대수준에서 비내구재 소비지출확률이 .84로 여전히 높은 수준으로 나타났다. 이러한 경향은 유동성 제약가계와 비제약 가계에서 비슷한 경향을 보여 유동성 제약이론의 설명력이 없는 것으로 할 수 있다.

## V. 요약 및 논의

### 1. 연구결과의 요약

윈드폴 머니에 대한 가계의 소비반응을 알아보기 위해 소득세 환급액을 대리변수로 하여 확률효과 패널 프로빗 분석을 실시하였으며 연구결과를 간단히 요약하면 다음과 같다.

첫째, 소득세 환급액의 사용용도에 대한 회귀분석결과, 소득세 환급액이 소비지출에 부적으로 유의하였다. 즉 소득세 환급액이 증가할수록 소비지출 확률은 낮아지고 저축확률은 높아지는 것으로 나타났다. 나아가

둘째, 소득세 환급액의 사용용도는 가계재무관련변수, 인구사회학적변수, 그리고 거시경제상황변수에 영향을 받지 않고 소득세 환급액의 규모만이 유의한 영향을 미치고 있었다. 또한 유동성 제약 여부도 소득세 환급액의 사용용도에 영향이 없는 것으로 나타났다.

셋째, 소득세 환급액의 사용용도에 대한 한계효과를 분석한 결과, 환급액의 규모가 증가할수록 소비지출확률이 .96~.97에서 .55~.63까지 체감하는 것으로 나타났다.

넷째, 소득세 환급액의 소비지출용도에 대한 회귀분석결과, 소득세 환급액이 부적으로 유의하였다. 즉, 소득세 환급액이 증가할 수록 비내구재소비지출확률이 낮아지고 내구재소비지출확률이 증가하는 것으로 나타났다.

다섯째, 소득세 환급액의 소비지출용도는, 가계재무관련변수, 인구사회학적변수, 그리고 거시경제상황변수에 영향을 받지 않고 소득세 환급액의 규모만이 유의

한 영향을 미치고 있었다. 또한 유동성 제약 여부도 소득세 환급액의 소비지출용도에 영향이 없는 것으로 나타났다.

여섯째, 소득세 환급액의 소비지출용도에 대한 한계효과를 분석한 결과, 환급액의 규모가 증가할수록 비내구재소비지출확률이 .99에서 .84까지 체감하는 것으로 나타났다.

## 2. 논의

윈드폴 머니에 대한 가계의 소비반응이 유의한 것은 가계의 소비행동이 생애주기-항상소득가설의 예측과 다른 것으로 해석할 수 있다. 또한 윈드폴 머니에 대한 소비의 과민반응이 유동성 제약에 원인이 있다는 주장도 본 연구결과에서는 설명력이 없는 것으로 밝혀졌다. 윈드폴 머니의 규모가 증가할수록 소비지출 확률이 체감하고 저축확률이 체증한 것은 사소한 규모의 윈드폴(small windfalls)은 현재 소득계정에 배분되어 소비지출에 사용되고 상대적으로 큰 규모의 윈드폴(larger windfalls)은 자산계정에 배분되어 저축에 사용된다는 심적회계이론의 예측과 일치한다. 결국 본 연구대상가계의 윈드폴 머니에 대한 소비반응은 생애주기-항상소득가설보다는 심적회계이론의 예측에 부합한다.

따라서, 가계재무관리종사자들은 윈드폴 머니에 대한 가계의 반응이 다르다는 점을 고려하여 윈드폴 머니의 규모에 따라 적절한 관리방안을 모색해야 할 것이다.

나아가, 윈드폴 머니에 대한 가계의 소비반응이 유의하면서 그 규모에 따라 다른 심적회계가 이루어 진다는 점은, 경기부양을 위한 일시적 재정정책(예, 조세환급)을 실시할 때 정책효과를 최대화 할 수 있는 최적수준을 결정하는데 심적회계가 하나의 기준을 제시할 수 있을 것이다.

본 연구는 표본의 동질성을 확보하기 위해 근로소득가계만을 대상으로 하였다. 이로 인해 표본이 모집단(한국가계)을 충분히 대표하지 못하는 한계가 있다(<표 1-1> 및 <표 3-1> 참조). 후속연구에서는 사업소득가계 및 전체가계에 대한 연구에서 윈드폴 머니에 대한 소비반응에 대한 연구를 제안한다.

## VII. 참고문헌

- 박종선, 「가계 주 소득 원천과 소득 분위에 따른 심적 회계 분석」, 전남대학교 대학원 석사학위논문, 2013.
- 설윤, 「가계소비행태와 유동성 제약 - 최근의 경제 충격을 중심으로-」, 현대경제연구원, 2009, 서울.
- 임주영, 「유동성 제약하의 항상소득가설에 대한 연구: Palen 자료를 이용한 분석」, 『공공경제』 제12권 제2호, 2007, 153~170.
- 차은영, 「유동성제약과 항상소득가설: Micro Data 분석」, 『경제학연구』제48집 제1호, 2000, 35~62.
- 한국조세연구원, 「재정패널조사 1-5차년도 조사자료 사용자 안내서」, 2013.
- Ando, A. and F. Modigliani, "The "Life-Cycle" Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests," *American Economic Review*, 53(1), 1963, 55-84.
- Friedman, Milton., *A Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press, 1957.
- Arkes, J., C.A. Joyner., M.V. Pezzo., J.G. Nash., K. Siegel-Jacobs., and E. Stone., "The Psychology of Wind fall Gains," *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, Vol.59, 1994, 331-347.
- Bodkin, Ronald., "Windfall Income and consumption," *The American Economic Review*, Vol.49, No4, 1959, 602-614.
- \_\_\_\_\_, "Windfall Income and Consumption: Comment," *The American Economic Review*, Vol.53, No.3, 1963, 445-447.
- \_\_\_\_\_, "Windfall Income and Consumption: Reply," *The American Economic Review*, Vol.56, No.3, 1966, 540-546.
- Hall, Robert. E., "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, Vol.86, No.6, 1978, 971-987.
- Kahneman, Daniel., Amos, Tversky., "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk," *Econometrica*, Vol.47, No.2, 1979, 263-292.

- Kreinin, Mordechar E., "Windfall Income and Consumption: Additional Evidence," *The American Economic Review*, Vol.51, No.3, 1961, 388-390.
- Lansberger, Michael., "Windfall Income and Consumption: Comment," *The American Economic Review*, Vol.56, No.3, 1966, 534-540.
- Milkman, Katherine L., Beshears, John., "Mental Accounting and Small Windfalls: Evidence from an online grocer," *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol.71, 2009, 384-394.
- Modigliani, F. and R. Brumberg, "Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data," *Post Keynesian Economics*, ed. Kenneth K.Kurihara. Rutgers University Press, 1954.
- Shefrin, H.M., R.H. Thaler., "The Behavioral Life-Cycle Hypothesis," *Economic Inquiry*, Vol.26, 1988, 609-643.
- Souleles, Nicholas S., "The Response of Household Consumption to Income Tax Refunds," *American Economic Association*, Vol.89, No4, 1999, 947~958.
- Thaler, Richard H., "Anomalies: Saving, Fungibility, and Mental Accounts," *The Journal of Economic Perspectives*, Vol.4, No.1, 1990, 193-205.
- Zeldes, Stephen P., "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation," *Journal of Political Economy*, Vol.97, No2, 1989, 305~346.
- 국가통계포털 <http://kosis.kr/>
- windfall. (n.d.). *Dictionary.com Unabridged* Retrieved October 28, 2013, from Dictionary.com website: <http://dictionary.reference.com/browse/windfall>

<부록 1> 소득세 환급액의 사용용도에 대한 소득세 환급액의 한계 효과

Adjusted predictions number of obs = 1002  
 Model VCE : OIM  
 Expression : Pr(tre=1 assuming u\_i=0), predict(pu0)

단위: 1# * 10만원 _at#liq	Delta-method				
	Margin	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]
1#nonconstraints	.956	.014	67.84	.000	.929 .984
1#constraints	.972	.011	89.83	.000	.951 .993
2#nonconstraints	.952	.015	65.24	.000	.923 .980
2#constraints	.969	.011	84.77	.000	.947 .991
3#nonconstraints	.947	.015	62.78	.000	.918 .977
3#constraints	.966	.012	79.98	.000	.942 .989
4#nonconstraints	.942	.016	60.40	.000	.911 .973
4#constraints	.962	.013	75.42	.000	.937 .987
5#nonconstraints	.937	.016	58.07	.000	.905 .968
5#constraints	.958	.013	71.05	.000	.932 .985
6#nonconstraints	.931	.017	55.73	.000	.898 .963
6#constraints	.954	.014	66.83	.000	.926 .982
7#nonconstraints	.924	.017	53.35	.000	.891 .958
7#constraints	.949	.015	62.73	.000	.920 .979
8#nonconstraints	.918	.018	50.89	.000	.882 .953
8#constraints	.945	.016	58.74	.000	.913 .976
9#nonconstraints	.911	.019	48.33	.000	.874 .948
9#constraints	.939	.017	54.84	.000	.906 .973
10#nonconstraints	.903	.020	45.66	.000	.864 .942
10#constraints	.934	.018	51.05	.000	.898 .969
11#nonconstraints	.895	.021	42.90	.000	.854 .936
11#constraints	.928	.020	47.37	.000	.889 .966
12#nonconstraints	.887	.022	40.08	.000	.843 .930
12#constraints	.921	.021	43.81	.000	.880 .962
13#nonconstraints	.878	.024	37.22	.000	.832 .924
13#constraints	.914	.023	40.40	.000	.870 .959
14#nonconstraints	.868	.025	34.38	.000	.819 .918
14#constraints	.907	.024	37.15	.000	.859 .955
15#nonconstraints	.858	.027	31.61	.000	.805 .912
15#constraints	.899	.026	34.08	.000	.847 .951
16#nonconstraints	.848	.029	28.95	.000	.791 .905
16#constraints	.891	.029	31.20	.000	.835 .947
17#nonconstraints	.837	.032	26.44	.000	.775 .899
17#constraints	.882	.031	28.52	.000	.822 .943

단위: 1# * 10만원	Delta-method				
	Margin	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]
18#nonconstraints	.826	.034	24.08	.000	.759 .893
18#constraints	.873	.034	26.04	.000	.807 .939
19#nonconstraints	.814	.037	21.91	.000	.741 .887
19#constraints	.863	.036	23.76	.000	.792 .935
20#nonconstraints	.801	.040	19.92	.000	.723 .880
20#constraints	.853	.039	21.67	.000	.776 .930
21#nonconstraints	.789	.044	18.11	.000	.703 .874
21#constraints	.842	.043	19.77	.000	.759 .926
22#nonconstraints	.775	.047	16.47	.000	.683 .867
22#constraints	.831	.046	18.04	.000	.741 .922
23#nonconstraints	.761	.051	14.99	.000	.662 .861
23#constraints	.820	.050	16.48	.000	.722 .917
24#nonconstraints	.747	.055	13.67	.000	.640 .854
24#constraints	.807	.054	15.06	.000	.702 .913
25#nonconstraints	.732	.059	12.47	.000	.617 .847
25#constraints	.795	.058	13.78	.000	.682 .908
26#nonconstraints	.717	.063	11.40	.000	.594 .841
26#constraints	.782	.062	12.63	.000	.660 .903
27#nonconstraints	.702	.067	10.44	.000	.570 .833
27#constraints	.768	.066	11.59	.000	.638 .898
28#nonconstraints	.686	.072	9.58	.000	.545 .826
28#constraints	.754	.071	10.64	.000	.615 .893
29#nonconstraints	.670	.076	8.80	.000	.520 .819
29#constraints	.740	.076	9.79	.000	.592 .888
30#nonconstraints	.653	.081	8.10	.000	.495 .811
30#constraints	.725	.080	9.03	.000	.567 .882
31#nonconstraints	.636	.085	7.47	.000	.469 .803
31#constraints	.709	.085	8.33	.000	.542 .876
32#nonconstraints	.619	.090	6.91	.000	.443 .795
32#constraints	.694	.090	7.70	.000	.517 .870
33#nonconstraints	.602	.094	6.39	.000	.417 .786
33#constraints	.677	.095	7.13	.000	.491 .864
34#nonconstraints	.584	.099	5.93	.000	.391 .777
34#constraints	.661	.100	6.61	.000	.465 .857
35#nonconstraints	.566	.103	5.51	.000	.365 .768
35#constraints	.644	.105	6.14	.000	.439 .850
36#nonconstraints	.548	.107	5.12	.000	.339 .758
36#constraints	.627	.110	5.71	.000	.412 .843

<부록 2> 소득세 환급액의 소비지출용도에 대한 소득세 환급액의 한계효과

Adjusted predictions

number of obs = 868

Model VCE : OIM

Expression : Pr(trc=1 assuming u\_i=0), predict(pu0)

단위: 1# * 10만원 _at#liq	Delta-method				
	Margin	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]
1#nonconstraints	.990	.008	129.42	.000	.975 1.005
1#constraints	.990	.008	124.42	.000	.974 1.005
2#nonconstraints	.989	.008	122.69	.000	.973 1.005
2#constraints	.989	.008	117.65	.000	.972 1.005
3#nonconstraints	.988	.008	116.34	.000	.971 1.004
3#constraints	.987	.009	111.24	.000	.970 1.005
4#nonconstraints	.987	.009	110.30	.000	.969 1.004
4#constraints	.986	.009	105.12	.000	.968 1.005
5#nonconstraints	.985	.009	104.51	.000	.967 1.004
5#constraints	.985	.010	99.26	.000	.965 1.004
6#nonconstraints	.984	.010	98.94	.000	.964 1.003
6#constraints	.983	.011	93.61	.000	.963 1.004
7#nonconstraints	.982	.011	93.53	.000	.962 1.003
7#constraints	.982	.011	88.15	.000	.960 1.004
8#nonconstraints	.981	.011	88.26	.000	.959 1.002
8#constraints	.980	.012	82.84	.000	.957 1.003
9#nonconstraints	.979	.012	83.09	.000	.956 1.002
9#constraints	.978	.013	77.67	.000	.954 1.003
10#nonconstraints	.977	.013	78.03	.000	.952 1.002
10#constraints	.976	.013	72.65	.000	.950 1.003
11#nonconstraints	.975	.013	73.05	.000	.949 1.001
11#constraints	.974	.014	67.76	.000	.946 1.002
12#nonconstraints	.973	.014	68.17	.000	.945 1.001
12#constraints	.972	.015	63.02	.000	.942 1.002
13#nonconstraints	.970	.015	63.41	.000	.940 1.000
13#constraints	.969	.017	58.44	.000	.937 1.002
14#nonconstraints	.968	.016	58.79	.000	.936 1.000
14#constraints	.967	.018	54.04	.000	.932 1.002
15#nonconstraints	.965	.018	54.33	.000	.930 1.000
15#constraints	.964	.019	49.85	.000	.926 1.002
16#nonconstraints	.962	.019	50.06	.000	.924 1.000
16#constraints	.961	.021	45.87	.000	.920 1.002
17#nonconstraints	.959	.021	46.00	.000	.918 1.000
17#constraints	.958	.023	42.12	.000	.913 1.002

단위: 1# * 10만원	Delta-method				
	Margin	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]
18#nonconstraints	.956	.023	42.18	.000	.911 1.000
18#constraints	.954	.025	38.61	.000	.906 1.003
19#nonconstraints	.952	.025	38.60	.000	.904 1.001
19#constraints	.951	.027	35.35	.000	.898 1.004
20#nonconstraints	.948	.027	35.27	.000	.896 1.001
20#constraints	.947	.029	32.32	.000	.890 1.004
21#nonconstraints	.944	.029	32.20	.000	.887 1.002
21#constraints	.943	.032	29.54	.000	.880 1.005
22#nonconstraints	.940	.032	29.38	.000	.877 1.003
22#constraints	.939	.035	26.99	.000	.870 1.007
23#nonconstraints	.936	.035	26.79	.000	.867 1.004
23#constraints	.934	.038	24.65	.000	.860 1.008
24#nonconstraints	.931	.038	24.44	.000	.856 1.006
24#constraints	.929	.041	22.53	.000	.848 1.010
25#nonconstraints	.926	.042	22.30	.000	.845 1.007
25#constraints	.924	.045	20.59	.000	.836 1.012
26#nonconstraints	.921	.045	20.36	.000	.832 1.009
26#constraints	.919	.049	18.84	.000	.823 1.014
27#nonconstraints	.915	.049	18.60	.000	.819 1.012
27#constraints	.913	.053	17.25	.000	.809 1.017
28#nonconstraints	.909	.053	17.01	.000	.805 1.014
28#constraints	.907	.057	15.80	.000	.795 1.020
29#nonconstraints	.903	.058	15.57	.000	.790 1.017
29#constraints	.901	.062	14.50	.000	.779 1.023
30#nonconstraints	.897	.063	14.27	.000	.774 1.020
30#constraints	.894	.067	13.31	.000	.763 1.026
31#nonconstraints	.890	.068	13.09	.000	.757 1.023
31#constraints	.888	.073	12.24	.000	.746 1.030
32#nonconstraints	.883	.073	12.03	.000	.739 1.027
32#constraints	.881	.078	11.27	.000	.727 1.034
33#nonconstraints	.876	.079	11.07	.000	.721 1.031
33#constraints	.873	.084	10.39	.000	.708 1.038
34#nonconstraints	.868	.085	10.20	.000	.701 1.035
34#constraints	.865	.090	9.59	.000	.688 1.042
35#nonconstraints	.860	.091	9.41	.000	.681 1.039
35#constraints	.857	.097	8.86	.000	.668 1.047
36#nonconstraints	.852	.098	8.69	.000	.660 1.044
36#constraints	.849	.103	8.20	.000	.646 1.052





# 가계부채유형이 가구별 소비패턴에 미치는 영향

- 하우스푸어를 중심으로 -

■ 황정윤\* · 김정숙\*\* · 엄영호\*\*

---

\* 연세대학교 박사과정, 제1저자

\*\* 연세대학교 석사과정, 공동저자



# 차 례

I. 서론 .....	349
II. 하우스푸어 정의 및 현황 .....	351
1. 하우스푸어의 정의 .....	351
2. 하우스푸어 현황 및 특성 .....	353
III. 이론적 논의 .....	355
1. 하우스푸어 관련 선행연구 .....	355
2. 가구별 유형과 소비패턴 .....	356
IV. 연구방법 .....	358
1. 분석자료 및 분석방법 .....	358
2. 분석 결과 .....	361
V. 소결 .....	374
VI. 참고문헌 .....	376



# 가계부채유형이 가구별 소비패턴에 미치는 영향

## - 하우스푸어를 중심으로 -

황정윤 · 김정숙 · 엄영호

### 요약

본 연구는 최근 사회적으로 큰 이슈가 되고 있는 하우스푸어를 중심으로 소비패턴을 분석함으로써 이들에 대한 이해를 높이고 정책적 대안을 제시하는데 그 목적이 있다. 본 연구에서는 이를 위하여 관련 선행연구들을 바탕으로 하우스푸어를 정의하고, 재정패널 조사자료를 토대로 하우스푸어의 소비패턴과 이들의 특성을 분석하였다. 분석 결과 하우스푸어 가구의 경우 다른 가구들에 비해 저축이나 여가비, 피복비 등의 소비비중은 낮은 것으로 나타나 빈곤가구와 유사한 특성을 보이지만, 사교육비의 비중은 높은 특징이 있다. 하우스 푸어 가구의 경우 30~40대의 중산층 가구에 속함에도 불구하고 노후에 대한 대비가 부족해 향후 빈곤가구로 편입할 가능성이 높기 때문에, 단기적으로 이들이 안정적으로 채무를 상환할 수 있는 지원책을 마련하고 장기적으로 이들의 삶의 질을 높이는 방안을 강구하는 것이 필요하다.

**핵심어(keyword)** : 하우스푸어, 소비패턴, 가계부채

## I. 서론

총부채상환비율(DTI) 완화로 인하여, 주택 구입 이후 낮아진 주택 매각 비용과 높은 이자 부담으로 인하여 어려움을 겪는 하우스푸어에 대한 사회적인 관심이 높아지고 있다. 하우스푸어는 집을 소유하고 있지만 주택 마련을 위한 무리한 대출로 인해 생긴 이자 부담과 원리금 상환 부담 등으로 빈곤하게 사는 사람들을 뜻한다. 이들은 주택 가격 상승기에 주택 가격이 계속 상승할 것이라는 기대감을 바탕으로 무리하게 대출을 받아 집을 장만했지만 금리 인상, 주택 가격 하락, 주택 거래 감소 등으로 인해 막대한 이자비용을 지불하게 되며 생활고에 시달리게 된다.

이에 따라 정부는 하우스푸어를 구제하기 위한 다양한 정책을 시도해 왔고, 지난 2013년 4월 주택시장 정상화 대책을 발표하며 하우스푸어 지원대책을 발표한 바 있다. 그 결과, 총 2조원, 2만 2,000가구가 채무조정 지원 혜택을 받을 예정이다.

이렇듯 하우스푸어에 대한 관심은 갈수록 증가하고 있으나, 실제 이들의 특성이나 행태를 고려한 연구는 찾아보기 어려운 실정이다. 하우스푸어의 경우 다른 가구와 달리 가계부채에 대한 부담이 크고 유동성에 제약을 받는 계층이므로, 이들의 소비지출 패턴은 다른 가구의 그것과 상당히 다른 양상을 보일 가능성이 높다. 가구소득이 낮지 않지만 주택구입으로 인한 대출금 부담으로 인해, 실제 하우스푸어 가구의 소비패턴은 저소득층의 그것과 비슷할 것으로 예상된다. 개인이나 가구의 사회적 관계와 그들의 욕구 및 선호의 총체로서 소비패턴을 연구하는 것은 그들의 삶의 질을 명확히 드러내는 지표로서 중요한 의의를 지닌다는 점에서도 하우스푸어 가구의 소비패턴을 살펴보는 것은 중요한 의의를 지닌다. 하지만 대부분의 연구가 하우스푸어의 원인이나 정책적 대안에만 치중함으로써 실제 하우스푸어 가구의 특성이나 이들의 행태에 대한 분석은 매우 미흡한 수준이라고 할 수 있다.

본 연구는 이와 같은 문제인식에서 출발하고 있다. 따라서 본 연구의 목적은 다음과 같다. 먼저, 본 연구에서는 언론, 민간, 공공 부문에서 보고하고 있는 하우스푸어에 대한 다양한 정의를 바탕으로 실제 객관적 자료를 활용하여 하우스푸어 가구를 분류함으로써 하우스푸어에 대한 학문적 접근을 가능하도록 한다. 둘째, 일반적으로 하우스푸어는 무리한 대출을 바탕으로 집을 매입하였기 때문에 기본적인 소비 이외의 소비가 이루어지지 못하며, 다른 가구와 차별화되는 특징을 지니고 있을 가능성이 높다. 따라서 하우스푸어 가구의 소비패턴을 분석하여 이들의 특성을 찾아내고자 한다. 마지막으로 하우스푸어의 소비패턴 분석을 통해 그들의 삶의 질과 복지수준, 장기적인 가계 안정성 등을 분석하고 이에 대한 정책적 시사점을 제시하고자 한다.

## Ⅱ. 하우스푸어 정의 및 현황

### 1. 하우스푸어의 정의

하우스푸어란 근로빈곤을 나타내는 워킹푸어(working poor)에서 파생된 단어로 '집을 보유한 가난한 사람' 혹은 '집 가진 빈민'을 지칭하는 용어이다. 이들은 주택 가격이 오를 때 저금리를 바탕으로 과도한 대출로 집을 마련했으나 금리인상과 주택가격 하락으로 인해 큰 손해를 보고 있는 사람들로, 외형상 중산층이지만 원리금상환 부담으로 구매력이 떨어져 있는 상태이다. 그러나 아직까지 하우스푸어에 대한 정의가 정확히 내려지지 않았고, 이에 따라 정부나 민간에서 추산하고 있는 하우스푸어의 숫자 역시 정확치 않은 상황이다.<sup>1)</sup>

하우스푸어에 대한 정의는 정부와 민간이 서로 다른 기준으로 산출하고 있다. 기획재정부(2010)는 하우스푸어를 “번듯한 집이 있지만 무리한 대출과 세금 부담으로 인해 실질적 소득이 줄어 빈곤하게 사는 사람들”로 정의하며, 현대경제연구원(2011)은 하우스푸어를 “무리한 대출로 집을 마련하였으나, 원리금 상환으로 가처분소득이 줄어 빈곤하게 사는 가구”로 개념화하고 있다. 이에 비해 금융감독원은 주택담보인정비율(LTV)과 총부채상환비율(DTI)을 바탕으로 하우스푸어의 개념을 설정함으로써, 주택담보대출로 인한 연체가구를 위한 지원 정책의 기준으로 사용하고 있다.

이 중 금융감독원의 하우스푸어 분류 기준은 주택담보인정비율(LTV) 80%와 총부채상환비율(DTI) 40%이다. 즉, 주택담보인정비율의 80% 이상이거나 총부채상환비율 40% 이상인 가구를 하우스푸어로 정의하는 것이다. 두 가지 기준은 지난 2010년 이후로 꾸준히 발표되고 있는 주택담보대출 연체가구에 대한 정부의 정책에서 살펴볼 수 있다. 정부가 판단하기에 주택담보인정비율이나 총부채상환비율을 초과하여 대출한 가구의 경우, 아파트를 경매 처분한다고 하여도 대출금을 못 건지는 소위 '깡통주택'이기 때문에 이들의 가계부채가 사회적 문제가 될 가능성이 높다. 또한 총부채상환비율이 40%를 넘어서는 경우, 가구소득의 절반 가까이를 대

---

1) “하우스푸어 규모도 제대로 파악안돼” 《이투데이》, 2012년 12월 31일.

출금과 이자를 갚는데 쓰는 것이기 때문에 유동성의 위기를 겪는다고 판단하고 있다.

가계부채 전반의 위험성을 낮추어 금융안정성을 높이려 했던 정부의 정책은 지난 2013년 4월을 기점으로 ‘하우스푸어’를 구체적인 대상으로 삼아 이들에 대한 지원대책으로 현실화되었다. 그 결과 총 2조원, 2만 2,000가구가 채무조정 지원 혜택을 받을 예정으로, 2013년 정부 총예산이 342조원인 것을 감안한다면 이는 전체 정부 예산 중 0.6%에 해당하는 수치로써 4.1조원에 달하는 외교·통일 분야 예산의 50%를 차지할 정도로 높은 비중이다. 또한 이는 주택 관련 정책이 포함된 보건·복지·노동 분야의 예산 92.6조 원 중 2.2%, 주택 건축 및 보급 등을 포함하는 주택부문 예산 17조 5,281억 원 중 11%를 차지할 정도로 높은 규모이다.<sup>2)</sup>

일반적으로 하우스푸어를 정의할 때는 주택소유 여부, 주택구입으로 인한 대출 비중, 주택대출로 인한 생활상의 어려움 등을 주된 기준으로 삼는 것을 확인할 수 있다. 현대경제연구원(2011)의 연구에서는 정부와 금융 당국이 발표한 하우스푸어의 정의를 기준으로 광의의 하우스푸어와 협의의 하우스푸어를 구분하여 설명하고 있다. 이에 따르면 광의의 하우스푸어는 1) 주택을 보유하고 있고(다주택가구 포함), 2) 거주주택 마련을 위해 대출을 받고 있으며, 3) 원리금 상환으로 생계에 부담을 느끼고 있고, 4) 실제로 가계 지출을 줄이고 있는 가구인 반면, 협의의 하우스푸어는 1) 주택을 단 한 채만 보유하고 있고(다주택가구 제외), 2) 거주주택 마련을 위해 대출을 받고 있으며, 3) 원리금 상환으로 생계에 부담을 느끼고 있고, 4) 실제로 가계지출을 줄이고 있으며, 5) 가처분소득 대비 원리금 비중이 최소 10% 이상인 가구이다. 이 같은 설명에 따르면 다주택가구 여부와 가처분 소득 대비 원리금 비중이 광의의 하우스푸어와 협의의 하우스푸어를 구분하는 기준이 된다.

김준형(2013)은 이제까지 학계에서 이루어진 하우스푸어의 개념과 정의에 관한 연구가 다분히 현상적인 차원에 머물렀다는 점을 지적하며, 하우스푸어에 관한 연구의 핵심은 원인과 그에 적절한 정책적 대안을 찾는 데 맞춰져야 한다고 설명한다. 그의 연구에서는 하우스푸어를 주택 때문에, 보다 정확히는 “무리한 주택의 구입 때문에 가난해진 사람”으로 정의하는데, 이때 무리함이란 ‘무리한 대출 결정’을 포함하는 의미이다. 이러한 무리한 대출 결정은 유량과 저량 관점에 의해 평가

2) 국회예산정책처. 2012. “2013년도 예산안 중점 분석 III”

할 수 있는데, 유량(flow)은 흔히 총부채상환비율(DTI, Debt To Income), 채무상환 비율(DSR, Debt Service Ratio) 등 소득 대비 채무 비율에 대한 지표를, 저량(stock)은 주택담보대출비율(LTV, Loan to Value) 등과 같이 주택가격 대비 채무 비율에 대한 지표를 의미한다.

이러한 유량(flow)과 저량(stock) 관점이 중요하게 다루어지는 이유는 하우스푸어의 구분에 있어 소득 대비 상환금의 비율과 주택 가격 대비 대출금액의 비율이 모두 중요하기 때문이다. 즉, 대출의 절대금액이 높지 않더라도 소득 대비 원리금 상환비율이 높다면 이로 인한 경제적 부담이 클 것이고, 반대로 소득이 높더라도 대출금이 주택 가격에서 큰 비중을 차지한다면 이 역시 해결하기 어려운 문제일 것이다. 이 같은 기준에 따라 본다면 유량과 저량 기준에 따라 어느 하나라도 부적합한 경우 하우스푸어로 분류할 수 있다고 볼 수 있다.

따라서 앞서 선행연구들을 통해 하우스푸어를 정의하면 “실제 거주를 목적으로 주택을 구입한 가구들 중, 소득 대비 대출원리금 상환액이나 자산 대비 대출금의 비중이 적정 수준을 초과하여 정상적인 생계를 영위하는데 어려움을 겪고 있는 가구”로 정의할 수 있다.

## 2. 하우스푸어 현황 및 특성

하우스푸어에 대한 추계 및 현황은 조사기관 및 조사데이터에 따라 다양하게 나타날 수 있다. 다양한 현황 자료 중 본 연구에서는 통계청의 2010년 가계금융조사의 마이크로데이터를 이용해 추산한 현대경제연구원(2011)의 자료를 활용하여 살펴보고자 한다. 이에 따르면 2010년 현재 광의의 하우스푸어는 156.9만 가구(총가구원수 549.1만 명)이고, 협의의 하우스푸어는 108.4만 가구(총가구원수 374.4만 명)이다. 세부적으로 살펴보면 전체 가구수 1,691.7만 가구 중에서 주택보유가구는 1,070.5만 가구이며, 그 중 광의의 하우스푸어는 14.7%인 156.9만 가구가, 협의의 하우스푸어는 10.1%인 108.4만 가구에 해당한다(현대경제연구원, 2011).

<표 1> 하우스푸어 가구 추계

(단위: 만 가구, %)

총가구	주택보유가구	광의의 하우스푸어	협의의 하우스푸어
1,691.7	1,070.5 (100)	156.9 (14.7)	108.4 (10.1)

\* 출처: 현대경제연구원(2011) p.3 인용

하우스푸어 특성별로 그 현황을 살펴보면 구조적 특성, 자산구조적 특성, 원리금 부담 특성, 상환능력 특성 네 가지 측면에서 구분하여 살펴볼 수 있다. 첫째 구조적 특성 측면에서의 하우스푸어는 대부분 수도권에 거주하면서 아파트를 보유한 30~40대 중산층 가구로 구성되어 있다. 소득수준으로 보면 협의의 하우스푸어 가구의 경우, 각 소득분포 별로 소득 1분위는 4.6%(5.6%), 소득 2분위는 11.0%(14.5%), 소득 3분위는 13.9%(18.6%), 소득 4분위는 12.0%(19.5%), 소득 5분위는 8.0%(13.7%)로 중산층인 소득분위 3분위와 4분위가 대부분을 차지하고 있으며 평균의 10.1%(14.7%)보다 높은 것으로 나타난다.<sup>3)</sup>

연령별로는 30~40대가 각각 20.1%(26.3%) 및 13.5%(20.8%)로 그 비중이 높으며, 지역별로는 수도권이 12.7%(17.4%)로 비수도권의 8.2%(12.6%)보다 높은 것으로 나타난다. 주택종류별로는 아파트가 14.2%(20.6%)로 아파트 외의 5.9%(8.5%)에 비하여 높은 비율을 차지하고 있다.

둘째, 자산구조별 특성 측면에서의 하우스푸어는 자산의 대부분을 거주주택에 투자하고 있으며, 하우스푸어 가구의 평균 총자산은 3억 1,105만이고 이 중 거주주택의 가격이 2억 2,910만원(73.7%)에 달하고 있다. 특히 하우스푸어 중 35.4만가구(38.4%)가 부채가 증가하였고, 향후 부채가 늘어날 것으로 예상되는 가구 역시 전체의 거의 20%에 달하는 등 하우스푸어의 가계 부담은 지속적으로 증가할 것으로 보인다.

셋째, 원리금 부담 특성의 측면에서는 하우스푸어의 가처분 소득 대비 원리금 비율이 41.6%에 달해 시간이 흐름에 따라 연체율의 상승과 소비지출의 감소가 예상된다. 특히 원리금 부담은 실질적으로 가구의 상환능력과 크게 연관되기 때문에

3) 가로 안의 수치는 광의의 경우 분포 특성임

이러한 막대한 부담은 가계경제뿐만 아니라 금융권을 포함한 거시경제체계에도 부정적인 영향을 미칠 것으로 보인다.

마지막으로 상환능력 특성 측면에서 살펴보면, 현재 하우스푸어 중 원리금 상환 자체가 불가능한 가구는 9.3만 가구(8.4%)이며, 기간을 연장해야 하는 가구 역시 33만 가구(30.4%)에 달하고 있는 등 금융불안감이 증대되고 있다고 볼 수 있다(현대경제연구원, 2011).

### Ⅲ. 이론적 논의

#### 1. 하우스푸어 관련 선행연구

하우스푸어와 관련한 선행연구는 하우스푸어의 원인, 정책적 대안, 주택시장에 대한 영향을 제시·분석한 연구 등으로 분류할 수 있다(현호상·이현수·박문서, 2013; 조성찬, 2013; 김준형, 2013; 김미숙, 2013).

구체적으로 현호상·이현수·박문서(2013)는 시스템 다이내믹스이라는 산업 경제 사회 시스템 분석 모델을 통해 복잡한 비선형 시스템에 대한 분석을 시도하였다(Sterman, 2000). 그의 연구는 주택구매를 위해 무리한 대출을 받았으나 주택 시장이 침체된 상황에서 하우스푸어가 양산되었고, 이로 인하여 주택 보유자에게 부담이 상승하여 전세가격 상승으로 이어졌음을 보여준다. 즉, 주택담보대출로 인한 부담이 늘어나면서 전체 부동산 시장의 수요에 지대한 영향을 미친 것이다.

조성찬(2013)은 정부에서 내놓은 하우스푸어에 대한 대안적 해결방안으로 '토지 임대형 주택 모델'을 제시하여 '가계부채 실질 해결', '경제회복 선순환 형성', '주거안정성'을 만족시키는지 분석하였다. 분석결과 이 세 가지 기준을 만족할 뿐만 아니라 토지 지대를 공적으로 환수하여 토지에 대한 불로소득의 사유화를 방지할 수 있다는 데에서도 의의가 있는 것으로 평가된다.

이 같은 연구들은 하우스푸어의 원인과 정책적 대안을 논의한다는 데에서 의의가 있으나, 실제 하우스푸어의 원인을 정밀한 관점으로 보지 못했다는 데에서 한계를 갖는다. 현호상·이현수·박문서(2013)의 연구는 하우스푸어와 주택시장과의

관계를 새로운 연구방법을 통해 분석했다는 점에서 의의를 지니지만, 단순히 무리한 대출과 주택시장 침체로 하우스푸어의 원인을 선정했다는 점에서 실제 정책적 대안이 필요한 사안인가 라는 의문을 남긴다. 2008년 금융위기 이후, 하우스푸어에 관한 다양한 논의들이 시도되었으나, 학술적 차원에서 연구가 이루어지지 않은 이유는, 하우스푸어의 원인이 주택 구입을 둘러싼 개인의 의지의 차원이라고 여겨졌기 때문이다. 그러나 위의 선행연구들에서는 하우스푸어 양산의 원인이 개인적 차원에서 비롯된 것인지 아닌지를 정확히 설명하지 못하고 있다.

이에 비하여 김준형(2013)은 하우스 푸어 문제의 진단과 대응방안에 관한 연구에서 하우스 푸어의 원인을 사회정책적 차원에서 규명하였다. 그는 하우스푸어 양산의 원인을 “주택구입시점에서의 대출결정에 기인하는 것”으로 보았는데, 주택 구입 이후 주택가격 상승으로 인한 이익을 염두에 두거나 소위 ‘프라이스 아웃(priced out)<sup>4)</sup>에 대한 우려가 하우스푸어의 양산에 가장 큰 영향을 미쳤다고 설명하고 있다. 또한 이 과정에서 DTI 규제 정책이 개인에게 주택 구매로 인하여 생길 수 있는 위험성에 대해 안전한 가이드라인을 제시하지 못하였으며, 주택가격이 상승하는 시점에서 DTI 규제를 강화하고 반대로 주택가격이 하락한 시기에 DTI 규제를 완화하는 등 정책적 한계로 인해 많은 하우스푸어 가구가 발생하게 되었다는 것이다.

## 2. 가구별 유형과 소비패턴

소비패턴에 관한 연구는 주로 소비패턴의 정의와 구조, 빈곤·경제 위기·가구 유형에 따른 소비패턴 변화 등의 분야에서 이루어졌다(Guralnik, 1986; 1042; 손상희, 1993; 이소정, 2007; 황윤미, 2008; 백학영, 2010; 반정호·김경휘, 2008). 선행연구들을 통해 소비패턴을 정의하면 은 “(소비) 행동의 정규적이고 거의 변함이 없는 방식으로 소비를 통한 개인이나 가구의 다차원적인 관계와 그들의 욕구와 선호를 총체적으로 보여주는 개념”으로 정의할 수 있다.

---

4) 프라이스 아웃(priced out)은 주택가격이 계속 상승한다면, 대출을 무리하게 활용해서라도 주택을 구입하지 않을 경우, 평생 주택소유의 기회를 갖지 못할 거라는 불안감을 뜻하는 용어이다(김준형, 2013).

경제 위기, 빈곤, 다양한 가구 유형에 따른 소비패턴 연구는 소비패턴을 통해 각 사회구조적 문제의 현실을 유추할 수 있다는 점에서 중요한 의의를 갖는다. 근로빈곤가구의 소비특성과 소비패턴을 결정하는 요인을 연구한 반정호·김경휘(2008)는 근로빈곤가구와 비근로빈곤가구를 나누어 집단별 차이를 분석하였는데, 분석 결과 근로빈곤가구 가구주의 교육수준이 비근로빈곤가구에 비해 낮고, 가구주의 연령 또한 높은 것으로 나타났다. 또한 소비패턴의 경우, 사회적 소비, 교육비, 차량통신비, 온건균형소비 등의 측면에서 모두 근로빈곤가구가 비근로빈곤가구에 비해 모두 낮은 것으로 나타났다(반정호·김경휘, 2008). 따라서 이러한 분석 결과에 의하면 이러한 근로빈곤가구에서 나타나는 소비패턴의 특성은 근로빈곤가구의 가족구성원의 삶의 질과 경제적 복지수준을 낮추는 결과로 이어질 가능성이 높음을 시사하고 있다.

소득에 따른 가구의 소비패턴과 경제적 복지의 안정성의 관계를 규명하는 이소정(2009)의 연구에서는 저소득 가구의 소비패턴을 기본생활중심형, 관계중심형, 양육중심형, 사교육중심형, 주거중심형, 의료중심형으로 유형화하였다. 이 같은 유형은 가구주의 연령, 교육수준, 가구규모, 주거점유형태 등에 의해 결정되어 결과적으로 경제적 복지의 안정성에 차이를 주게 되며, 특히 주거중심형과 사교육중심형의 경우 경제적 복지의 안정성이 다른 유형에 비해 낮다는 점에서 정책적 시사점을 제시하고 있다.

저소득 가구의 소비패턴을 통해 찾을 수 있는 정책적 문제는 저소득 가구 중에서도 가구의 유형과 한국의 사회경제적 배경에 따른 특수성이 인정되지 못하고 있다는 점이다. 예를 들어, 교육을 받을 필요가 있는 어린 자녀가 있거나, 무리해서라도 집을 구입해야만 하는 계층에 대한 이해가 전제되지 않는 한, 정부의 정책적 혜택이 미치지 못하는 사각지대가 존재하게 된다. 따라서 기존의 소득, 노인층, 빈곤층으로 분류하여 이들의 소비패턴을 보는 연구는 그 내에서도 다양한 계층이 공존하고 있다는 점을 간과하고 있다는 점에서 한계를 갖는다.

최근 들어 이 같은 한계를 극복하려는 시도가 점차 나타나고 있는데, 가장 눈에 띄는 연구로 김준형(2013)은 주택 소유 가구를 소득 대비 대출금의 비율을 통해 30% 미만 상환가능가구, 60% 이상을 상환부담가구에 대비한 상환위험가구로 나누고, 그 중 상환위험가구를 하우스 푸어로 정의하여 분석의 대상으로 삼고 있다.

이러한 상환위험가구는 주로 수도권, 고령가구, 저소득층, 단독·다가구·연립주택의 비율이 높은 것으로 나타나며, 하우스 푸어가 되는 가구는 투자를 목적으로 무리한 주택 구입을 시도한 가구가 아니라 오히려 전월세로 인한 잦은 이동 비용을 보전하기 위해 대출을 통한 주택의 구입을 선택한 것이라는 결론을 제시하고 있다. 또한 그의 연구에서는 고령가구의 저소득층 가구에 하우스푸어가 많다는 점에 초점을 맞추어 장기적으로 이자 부담을 낮추고 대출을 상환할 수 있도록 돕는 정책적 지원이 필요하다고 밝히고 있다.

다양한 선행연구 중 소비패턴과 삶의 질, 경제적 안정성 등에 관한 관계를 규명한 연구를 통해서 확인할 수 있는 것은 빈곤, 경제위기, 고령화 등의 사회경제적 문제들이 개인의 삶, 구체적으로 소비패턴에 많은 영향을 끼치고 있다는 점이다. 이러한 측면에서 볼 때, 빈곤, 경제위기 등의 사회경제적 문제들의 원인을 규명하여 이를 해결하는 방향에서의 정책적 해결도 중요하지만, 그들이 현재 처한 삶의 질을 높이고 장기적으로 경제적 안정성과 복지 수준을 높일 수 있는 현실적인 정책적 대안도 시급하다고 할 수 있다.

하우스푸어의 경우, 저소득층과 마찬가지로 소비패턴을 분석함으로써 삶의 질, 경제적 안정성, 복지 수준 등을 추정할 수 있다. 특히, 하우스푸어 가구는 주택을 구입하고 난 후, 부채상환에 대한 부담으로 인하여 소비 항목을 무리하게 줄이거나 저축액이 낮을 것으로 예상되는데, 이 같은 변화는 하우스푸어 가구의 삶의 질에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 높다. 따라서 본 연구에서는 하우스푸어의 소비패턴을 분석하고 이를 통해 하우스푸어 가구의 특성을 도출함으로써 하우스푸어와 관련한 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

## IV. 연구방법

### 1. 분석자료 및 분석방법

먼저 본 연구는 한국조세연구원의 '재정패널조사'를 활용하여 분석을 진행하였

다. 재정패널조사는 한국조세연구원에서 2008년부터 매년 실시하는 설문조사로서 가계의 부담 및 가계가 정부로부터 받는 혜택을 파악하고, 이를 기준으로 부담 및 혜택 분포의 형평성과 재분배 효과를 분석함으로써 국민부담 및 정부지출의 불합리성을 개선하는 정책을 개발하고자 하는 목적으로 실시되는 조사이다. 본 연구에서는 특히 이 중 2012년도 '제5차년도 재정패널조사'를 활용하였다.

본 연구에서는 가계부채유형에 따른 소비패턴 분석을 위하여 대상 개별 가구의 자산과 부채의 규모를 계산하였다. 자산은 개별 가구의 금융자산과 부동산 및 기타 자산을 합산한 것에서 부채를 제외한 금액으로 계산하였다. 또한 주택의 소유여부는 보유하고 있는 주택이 1채 이상인 경우를 주택 가구로, 그렇지 않은 경우 즉 보유한 주택이 없는 경우를 무주택 가구로 보아 분류하였다.

다음 <표 2>은 부채와 보유주택의 유무에 따른 가구를 분류한 결과이다. 총 분석대상이 되는 4,669가구 중 부채가 있는 가구는 2,500가구, 부채가 없는 가구는 2,169가구로 나타났으며, 주택을 1채 이상 보유한 가구는 1,569가구, 주택을 보유하지 않은 가구는 3,100가구로 나타났다.

<표 2> 부채/주택의 구분에 따른 가구 분류

구분	부채 有	부채 無	전체
주택 有	1,102	467	1,569
주택 無	1,398	1,702	3,100
전체	2,500	2,169	4,669

또한 소비패턴을 분석하기 위하여 개별 가구의 가계 지출 현황을 토대로 세부 소비지출 유형을 13개로 분류하였다. 다음 <표 3>은 각각의 소비항목을 나타낸 것이다. 소득, 소비, 세부 소비항목들은 각각 금액의 단위나 월평균 지출 금액과 연간 지출 금액 등 지출의 기간도 다르므로, 단위는 만원으로 세부 항목은 모두 월평균 금액으로 환산하여 계산하였다.

<표 3> 세부 소비지출 항목 정리

항목	세부 내용
1. 주거비	주택관리비, 수도, 전기료, 난방비, 인테리어 비용 등
2. 식비	식료품 구입비
3. 외식비	외식 및 음료수/주류 포함
4. 대중교통비	버스, 지하철 등을 이용한 공공교통비
5. 차량유지비	자동차 유지에 필요한 부품/관련용품 구입비, 정비/수리비 등
6. 통신비	인터넷, 유선전화, 휴대폰 이용료 등
7. 여가비 <sup>5)</sup>	문화생활비 및 여행/스포츠 레저비 (단, 경륜, 경정, 경마권 구입료 제외)
8. 내구재구입비	가전제품, 통신장비 및 가구 구입비
9. 피복비	의류, 잡화 및 장신구 구입비, 화장품 및 아미용비
10. 공교육비	
11. 사교육비	
12. 보건의료비 <sup>6)</sup>	병원비, 약제비 등 (단, 성형수술비는 제외)
13. 경조사비	

앞서 이론적 논의에서 설명했듯이 하우스푸어에 대한 연구가 많이 부족한 실정이며, 이렇다 할 개념적 정의가 확립되어 있지 않아 이에 대한 다양한 해석이 혼용되고 있다. 본 연구에서는 이러한 개념적 정의의 어려움을 고려하여 넓은 의미에서 하우스푸어를 살펴보고자 하였다. 즉, 본 연구에서는 실제 정부의 하우스푸어 지원 대책에서 규정하고 있는 범위의 하우스푸어 가구와 동시에 보유 자산의 대부분이 주택인 가구라는 통상적인 개념까지 차용하여 하우스푸어의 개념을 넓게 보고자 하였다. 따라서 본 연구에서의 하우스푸어 가구는 1) 주택 시가에서 정부지원 주택자금 대출이나 금융기관 주택담보대출이 차지하는 비율(주택담보 인정 비율, LTV)이 80% 이상이거나, 2) 연간 총소득에서 주택대출의 연간 원리금 상환액이 차지하는 비율(총 부채 상환비율, DTI)이 40% 이상이거나, 3) 전체 자산(금융 자산과 부동산 및 기타 자산의 합에서 부채를 뺀 나머지 금액)이 보유 주택의 시가 이하인 경우 즉, 가구의 총 자산이 거주 주택의 가격 이하에 해당하여 실제 주

5) 경륜, 경정, 경마권 구입료는 엄밀한 의미에서의 여가생활로 볼 수 없다는 점, 해당 항목에 실제 지출을 한 가구는 5가구에 불과하다는 점에서 제외함  
 6) 성형수술비는 가구원들의 건강상태와 관련성이 떨어진다는 점, 실제 치료의 목적으로 지출을 했다 하더라도 그 특성상 일회성에 그치는 경우가 많다는 점에서 제외하였으며, 해당 항목에 실제 지출을 한 가구도 46개 가구에 불과

택을 처분하지 않는 한 여유자금을 마련하기 힘든 유동성 제약 가구로 정의하였다.

이에 따라 위 세 분류 중 하나 이상을 충족하고 자가 거주 중인 주택 이외에 다른 주택을 보유하지 않은 가구를 하우스푸어 가구로 설정하였으며, 이에 따라 총 분석대상 4,669가구 중 903개 가구가 하우스푸어 가구에 해당하는 것으로 나타났다.

본 연구에서는 부채의 유무와 주택의 보유 여부, 그리고 하우스푸어 가구 여부에 따라 가계의 소비패턴이 다를 것이라고 예상하므로, 분석에 있어 집단간 t-검정 및 ANMOVA test를 통하여 이를 확인하고자 하였다.

## 2. 분석 결과

다음 <표 4>와 <표 5>는 부채의 유무와 주택의 보유 여부에 따라 가구를 분류하고, 자산이나 소득과 같은 기본적인 가구의 재정상황과 세부 소비항목 지출에 대한 평균값을 나타낸 것이다.

<표 4> 부채/주택 구분에 의한 소비지출 비교 - 금액기준

(단위: 만원)

구분	전체 가구	부채 가구	미부채 가구	무주택 가구	주택 가구
자산	22,528.23	28,498.14	17,348.74	6,468.81	30,656.37
소득	328.81	396.62	269.99	251.43	367.98
소비	203.22	243.98	167.86	161.02	224.58
저축	51.42	58.85	44.98	40.11	57.15
주거비	17.944	20.19	15.99	14.87	19.5
식비	44.01	49.56	39.19	36.9	47.6
외식비	14.99	18.09	12.3	12.79	16.11
대중교통비	6.66	7.47	5.96	6.36	6.82
차량유지비	4.98	6.25	3.88	4.07	5.44
통신비	1.54	1.85	1.27	1.38	1.62
여가비	6.56	8.51	4.86	4.01	7.85
내구재구입비	4.56	5.99	3.33	3.34	5.18
피복비	17.96	21.22	15.13	14.14	19.89
공교육비	18.06	24.27	12.67	11.6	21.32
사교육비	18.14	26.05	11.27	12.81	20.83
보건의료비	11.72	13.59	10.1	7.71	13.75
경조사비	6.58	8.13	5.24	4.25	7.76

간략히 살펴보면 먼저 전체 가구의 자산 평균은 22,528.23만원, 소득은 월평균 328.81만원, 소비는 월평균 203.22만원, 저축은 월평균 51.42만원이며, 자산의 평균이 가장 높은 계층은 주택 가구, 소득·소비·저축이 가장 높은 계층은 부채 가구로 나타난다. 이에 비해 무주택 가구는 자산, 소득, 소비, 저축 규모가 모두 가장 낮은 계층에 해당함을 확인할 수 있다.

지출 항목을 살펴보면 부채 가구가 보건의료비를 제외한 모든 항목에서 지출액이 가장 높은 것으로 나타나는데, 이는 높은 소득으로 인해 지출액도 함께 상승한 것으로 보인다. 이에 비해 미부채 가구와 무주택 가구는 자산과 소득이 낮아 지출 항목별 금액 역시 낮게 나타나는 것으로 생각해 볼 수 있다. 필수재로 볼 수 있는 식비 항목에서도 부채 가구의 지출금액은 월평균 49.56만원인 데 반해, 무주택 가구의 경우 36.9만원인 것으로 나타난다.

<표 5> 부채/주택 구분에 의한 소비지출 비교 - 비중기준

(단위: %)

구분	전체 가구	부채 가구	미부채 가구	무주택 가구	주택 가구
소비	72.66	71.64	73.55	74.31	71.83
저축	12.15	12.07	12.22	12.01	12.22
주거비	13.96	12.04	15.62	14.75	13.56
식비	29.64	26.60	32.29	31.86	28.52
외식비	8.22	8.58	7.90	9.17	7.73
대중교통비	4.64	4.05	5.15	5.56	4.17
차량유지비	2.58	2.85	2.33	2.45	2.64
통신비	1.01	1.03	0.99	1.13	0.94
여가비	2.73	3.27	2.26	2.17	3.02
내구재구입비	2.24	2.70	1.85	2.06	2.34
피복비	10.12	10.08	10.16	10.34	10.01
공교육비	6.88	8.95	5.08	5.53	7.56
사교육비	6.38	8.68	4.38	5.26	6.94
보건의료비	7.65	6.97	8.24	6.60	8.19
경조사비	3.95	4.19	3.75	3.10	4.39

주 1) 소비와 저축 항목의 경우 월평균 소득 대비 소비와 저축의 비중을, 세부소비지출 항목의 경우 전체 소비지출 항목 대비 각각의 지출 비중을 나타냄

아래 <표 6>과 <표 7>은 부채의 유무와 주택의 보유 여부에 따라 전체 가구를 4개의 집단으로 구분하고, 각 집단별 재정규모와 소비지출 규모의 평균을 나타낸 자료이다.

먼저 <표 6>을 중심으로 살펴보면, 대체로 주택 가구에 비해 무주택 가구의 자산, 소득, 소비, 저축규모가 적은 것으로 나타나며 이 중 부채가 있으나 주택을 보유하지 못한 가구의 경우 자산의 규모가 가장 낮은 것으로 나타난다. 하우스푸어 가구의 경우 다른 주택 가구에 비해 자산이나 저축의 규모가 매우 낮은 것으로 나타나는데, 이는 하우스푸어 가구가 보유 중인 주택 이외에 다른 형태의 자산을 보유하기 힘들고 소득의 상당부분을 대출을 상환하는데 사용하기 때문으로 추측할 수 있다.

<표 6> 유형별 가구 구분에 따른 소비지출 비교 - 금액 기준

(단위: 만원)

구분	부채 가구		미부채 가구		하우스푸어
	무주택 가구	주택 가구	무주택 가구	주택 가구	
자산	5,046.78	34,932.79	7,071.43	25,450.02	16,863.85
소득	304.84	421.80	228.80	302.45	321.68
소비	196.97	256.88	145.79	185.26	209.03
저축	42.87	63.24	38.95	49.74	34.35
주거비	17.16	21.02	13.90	17.65	19.04
식비	42.39	51.53	34.58	42.83	44.52
외식비	14.71	19.02	11.97	12.56	14.22
대중교통비	7.63	7.43	5.82	6.070	6.64
차량유지비	5.73	6.39	3.37	4.29	5.31
통신비	1.86	1.85	1.18	1.33	1.62
여가비	5.10	9.45	3.54	5.90	5.07
내구재구입비	4.08	6.51	3.02	3.57	5.26
피복비	16.92	22.40	12.97	16.83	16.81
공교육비	18.48	25.86	8.69	15.81	18.21
사교육비	17.98	28.26	10.63	11.78	20.07
보건의료비	9.28	14.77	7.05	12.51	13.00
경조사비	5.34	8.89	3.78	6.39	6.30

반면 <표 7>을 중심으로 살펴보면, 각 집단별 소득대비 소비나 저축의 비중은 크게 차이가 나지 않는 것으로 나타나나 미부채 가구의 경우 주거비나 식비와 같은 필수재에 대한 지출 비중이 높은 것으로 나타나며, 부채 가구의 경우 공교육 및 사교육비의 비중이 크게 높아 교육 측면에 많은 투자를 하고 있는 것으로 나타난다. 하우스푸어 가구의 경우 다른 모든 집단들보다 소득 대비 소비의 비중이 높으며 저축의 비중은 가장 낮지만, 상대적으로 사교육비나 보건의료비의 지출 수준은 높은 것으로 나타난다. 이는 하우스푸어 가구의 경우 부채 주택 가구 집단을 제외한 나머지 집단보다 소득 수준이 높음에도 불구하고 부채상환에 대한 부담과 유동성 제약으로 인해 저축의 비중이 낮게 나타났다고 추론할 수 있다.

<표 7> 부유형별 가구 구분에 따른 소비지출 비교 - 비중 기준

(단위: %)

구분	부채 가구		미부채 가구		하우스푸어
	무주택 가구	주택 가구	무주택 가구	주택 가구	
소비	72.66	71.36	75.01	72.40	77.00
저축	11.28	12.28	12.32	12.15	7.68
주거비	12.72	11.85	15.62	15.63	14.44
식비	27.87	26.25	33.53	31.29	29.6
외식비	9.25	8.40	9.13	6.92	7.27
대중교통비	5.07	3.77	5.77	4.66	4.39
차량유지비	3.17	2.77	2.15	2.48	2.57
통신비	1.30	0.95	1.06	0.93	1.04
여가비	2.52	3.48	2.02	2.45	2.31
내구재구입비	2.38	2.79	1.92	1.79	2.56
피복비	10.24	10.04	10.39	9.98	9.24
공교육비	8.86	8.98	4.12	5.84	7.51
사교육비	7.50	9.00	4.32	4.42	7.53
보건의료비	5.85	7.28	6.92	9.29	7.78
경조사비	3.27	4.44	3.02	4.32	3.78

주: 1) 소비와 저축 항목의 경우 월평균 소득 대비 소비와 저축의 비중을, 세부소비지출 항목의 경우 전체 소비지출 항목 대비 각각의 지출 비중을 나타냄

본 연구에서는 부채의 유무와 주택의 보유 여부에 따른 집단 간 차이가 통계적으로 유의미한지 알아보기 위하여 ANOVA test를 실시하였으며 결과는 <표-8>과 같다.

<표 8> 세부 소비지출 구분에 의한 집단 간 차이

(단위: 만원, %)

구분		금액별			비중별		
		집단평균	표준편차	F값	집단평균	표준편차	F값
자산	부채 무주택 가구	5,046.78	16,134.06	174.78*	-		
	부채 주택 가구	34,932.80	50,105.35				
	미부채 무주택 가구	7,071.43	14,249.60				
	미부채 주택 가구	25,450.02	32,027.43				
	전체	22,528.23	37,964.80				
소득	부채 무주택 가구	304.84	181.81	142.07*	-		
	부채 주택 가구	421.80	282.16				
	미부채 무주택 가구	228.80	196.78				
	미부채 주택 가구	302.45	267.00				
	전체	328.81	262.75				
소비	부채 무주택 가구	196.97	103.71	150.55*	72.66	32.02	1.36
	부채 주택 가구	256.88	156.72		71.36	58.77	
	미부채 무주택 가구	145.79	110.89		75.01	46.48	
	미부채 주택 가구	185.26	152.93		72.40	34.00	
	전체	203.22	147.82		72.66	47.10	
저축	부채 무주택 가구	42.87	63.50	24.89*	11.28	13.29	0.69
	부채 주택 가구	63.24	86.68		12.28	12.90	
	미부채 무주택 가구	38.95	62.58		12.32	15.19	
	미부채 주택 가구	49.74	80.09		12.15	14.75	
	전체	51.42	77.97		12.15	14.07	
주거비	부채 무주택 가구	17.16	8.78	111.77*	12.72	7.67	67.69*
	부채 주택 가구	21.02	11.78		11.85	6.82	
	미부채 무주택 가구	13.90	8.49		15.62	9.99	
	미부채 주택 가구	17.65	9.64		15.63	9.77	
	전체	17.94	10.51		13.96	8.84	
식비	부채 무주택 가구	42.39	25.00	81.91*	27.87	11.84	83.38*
	부채 주택 가구	51.53	30.13		26.25	11.63	
	미부채 무주택 가구	34.58	24.61		33.55	15.01	
	미부채 주택 가구	42.83	29.87		31.29	12.93	
	전체	44.01	29.08		29.64	13.24	

구분		금액별			비중별		
		집단평균	표준편차	F값	집단평균	표준편차	F값
외식비	부채 무주택 가구	14.71	13.48	58.90*	9.25	8.35	21.39*
	부채 주택 가구	19.02	17.98		8.40	6.33	
	미부채 무주택 가구	11.97	14.29		9.13	10.23	
	미부채 주택 가구	12.56	15.97		6.92	6.70	
	전체	15.00	16.44		8.22	7.78	
대중 교통비	부채 무주택 가구	7.63	8.17	15.95*	5.07	4.97	41.19*
	부채 주택 가구	7.43	8.30		3.77	3.84	
	미부채 무주택 가구	5.82	6.70		5.77	5.80	
	미부채 주택 가구	6.07	6.89		4.66	4.75	
	전체	6.66	7.56		4.64	4.81	
차량 유지비	부채 무주택 가구	5.73	11.72	16.45*	3.17	4.81	7.78*
	부채 주택 가구	6.40	15.33		2.77	4.50	
	미부채 무주택 가구	3.37	11.53		2.15	4.72	
	미부채 주택 가구	4.29	7.05		2.48	3.57	
	전체	4.98	12.13		2.58	4.34	
통신비	부채 무주택 가구	1.86	0.93	158.81*	1.30	0.68	56.70*
	부채 주택 가구	1.85	0.96		0.95	0.50	
	미부채 무주택 가구	1.18	0.87		1.06	0.66	
	미부채 주택 가구	1.33	0.94		0.93	0.54	
	전체	1.54	0.98		1.01	0.58	
여가비	부채 무주택 가구	5.10	10.18	35.52*	2.52	4.43	23.61*
	부채 주택 가구	9.45	18.51		3.48	5.36	
	미부채 무주택 가구	3.54	10.25		2.02	4.26	
	미부채 주택 가구	5.90	16.58		2.45	4.65	
	전체	6.56	15.74		2.73	4.85	
내구재 구입비	부채 무주택 가구	4.08	8.30	30.99*	2.38	4.41	15.42*
	부채 주택 가구	6.51	12.82		2.79	4.90	
	미부채 무주택 가구	3.02	9.43		1.92	4.51	
	미부채 주택 가구	3.57	9.29		1.79	3.83	
	전체	4.56	10.76		2.24	4.48	
피복비	부채 무주택 가구	16.92	13.96	62.99*	10.24	6.18	0.38
	부채 주택 가구	22.40	19.76		10.04	5.94	
	미부채 무주택 가구	12.97	13.47		10.39	7.23	
	미부채 주택 가구	16.83	20.89		9.98	6.18	
	전체	17.96	18.67		10.12	6.36	
공 교육비	부채 무주택 가구	18.48	31.26	43.14*	8.86	13.46	45.97*
	부채 주택 가구	25.86	46.51		8.98	13.08	
	미부채 무주택 가구	8.69	23.29		4.12	9.48	
	미부채 주택 가구	15.81	44.34		5.84	11.20	
	전체	18.06	40.58		6.88	11.97	

구분		금액별			비중별		
		집단평균	표준편차	F값	집단평균	표준편차	F값
사 교육비	부채 무주택 가구	17.98	36.20	55.75*	7.50	12.02	58.58*
	부채 주택 가구	28.26	55.32		9.00	13.06	
	미부채 무주택 가구	10.63	33.16		4.32	9.94	
	미부채 주택 가구	11.78	28.70		4.42	9.52	
	전체	18.14	42.59		6.38	11.48	
보건 의료비	부채 무주택 가구	9.28	16.57	26.55*	5.85	9.47	16.09*
	부채 주택 가구	14.77	26.42		7.28	10.47	
	미부채 무주택 가구	7.05	14.86		6.92	11.72	
	미부채 주택 가구	12.51	26.67		9.29	12.21	
	전체	11.72	23.58		7.65	11.28	
경조사 비	부채 무주택 가구	5.34	5.98	95.33*	3.27	3.12	34.87*
	부채 주택 가구	8.89	9.39		4.44	4.38	
	미부채 무주택 가구	3.78	5.31		3.02	3.81	
	미부채 주택 가구	6.39	8.61		4.32	4.26	
	전체	6.58	8.28		3.95	4.15	

주: 1) \*p<0.01

2) 소비와 저축 항목의 경우 월평균 소득 대비 소비와 저축의 비중을, 세부소비지출 항목의 경우 전체 소비지출 항목 대비 각각의 지출 비중을 나타냄

먼저 가구의 재정적 측면에 있어서는 자산과 소득, 소비와 저축의 규모가 집단 간 통계적으로 유의미한 차이를 나타내고 있으나, 소득대비 소비비중과 저축비중 항목은 유의미한 차이가 없는 것으로 나타난다. 이는 소득대비 소비비중과 저축비중이 각 집단별로 다르지 않다는 귀무가설을 기각할 수 없는 것을 나타내며, 실제 소비비중과 저축비중의 집단 간 평균 차이는 크지 않은 것을 알 수 있다.

금액별 소비지출 구분에 있어서는 모든 세부 지출항목에서 집단 간 통계적으로 유의미한 차이가 존재하는 것으로 나타난다. 또한 소비지출의 비중 측면에서도 피복비를 제외한 나머지 항목에서 모두 집단 간 통계적으로 유의미한 차이가 존재하는 것으로 나타나는데, 이에 따라 전체적으로 부채의 유무와 주택의 보유여부에 따른 집단 간 소비패턴에 차이가 존재함을 알 수 있다.

흥미로운 사실은 구분 집단 중 미부채 주택 가구(부채가 없고 주택을 보유한 가구)에 비해 부채 주택 가구(부채가 있고 주택을 보유한 가구)는 모든 항목에서 금액별 규모가 높게 나타난다는 것이다. 특히 부채 주택 가구의 경우 4개 집단 중 자산, 소득, 소비, 저축의 규모가 가장 클 뿐만 아니라 대중교통비와 통신비 항목

을 제외한 나머지 모든 항목에서도 가장 높은 지출규모를 나타내고 있다. 또한 부채 주택 가구의 경우 세부 소비지출 비중 측면에서 살펴보았을 때 여가비나 내구재구입비, 사교육비 등의 항목에서 다른 집단에 비해 두드러진 차이가 나타난다.

그렇다면 부채 주택 가구의 전반적인 재정수준이나 소비수준이 두드러지게 높게 나타나는 이유는 무엇인가? 이에 대한 해답은 자산 관점에서의 비교를 통해 찾을 수 있다. 아래 <표 9>에 따르면 부채가 없는 가구에 비해 부채가 있는 가구가 자산이 오히려 많은 것으로 나타난다. 이는 부채 가구의 상당수의 가구가 거주중인 주택 외에도 일정 수준의 부채를 바탕으로 한 토지나 부동산, 금융자산 등 다양한 형태의 자산을 많이 가지고 있으며, 실제 소득 분위가 낮은 빈곤 가구의 경우 대출이 어렵기 때문에 부채의 크기가 크지 않은 것으로 이해할 수 있다.

<표 9> 각 집단별 자산 규모

구분	부채 가구		미부채 가구	
	무주택 가구	주택 가구	무주택 가구	주택 가구
자산	5,046.78	34,932.79	7,071.43	25,450.02

종합적으로 살펴보았을 때, 결국 부채 주택 가구의 생활수준이 가장 높은 것으로 나타나고 여가비나 교육비, 피복비와 같은 항목의 지출비중이 높다는 것은 이들이 대부분 중산층 계층일 가능성이 높음을 시사한다. 하지만 앞서 <표 6>과 <표 7>에서 나타나는 것처럼 하우스푸어 가구의 경우 대부분 부채 주택 가구에 속함에도 불구하고, 실제 저축이나 소비 측면에서 다른 가구들과 차별적인 특성을 보이고 있음을 알 수 있다.

따라서 우리가 흔히 하우스푸어라고 일컫는 보유 주택이 1채이나 자산의 대부분이 주택에 집중되어 있고, 무리한 대출을 통해 주택을 구입함으로써 원리금 상환 등으로 인해 가계의 소비나 저축이 제약되는 가구와 그렇지 않은 가구 간에는 재정규모나 소비패턴에 있어 상당한 차이가 있을 것으로 예상할 수 있다. 본 연구에서는 이러한 사실을 더 구체적으로 확인하기 위하여 하우스푸어 가구를 중심으로 전체적인 재정규모와 소비패턴을 비교해 보았다.

<표 10>은 하우스푸어에 해당하는 가구와 그렇지 않은 가구 간에 재정규모나 소비지출에 있어 통계적으로 유의미한 차이가 있는지를 t-검정을 통하여 분석한 것이다.

먼저 금액 측면에서 살펴보았을 때 하우스푸어 가구의 경우 그렇지 않은 가구에 비해 자산과 저축이 부족하다는 것을 알 수 있다. 소비패턴에 있어서도 주거비와 내구재 구입비, 보건의료비의 지출은 상대적으로 높은 반면, 통신비나 여가비, 피복비 등의 지출은 낮은 것을 알 수 있다.

비중 측면에서 살펴보면 이러한 차이는 더욱 뚜렷해진다. 하우스푸어 가구의 경우 그렇지 않은 가구에 비해 소득대비 소비의 비중은 높고 저축의 비중은 매우 낮은 것으로 나타나는데, 이는 하우스푸어 가구가 높은 소비비중과 낮은 저축비중으로 인해 향후 가계곤란이 더 악화될 가능성이 높다는 점을 시사한다. 소비패턴에 있어서도 외식비와 여가비, 피복비의 비중은 상대적으로 낮게 낮은 반면, 주거비나 내구재구입비의 비중은 높게 나타난다. 특이한 점은 공교육비와 사교육비의 지출비중이 다른 가구들에 비해 높게 나타난다는 것이다.

이러한 하우스푸어의 특징은 부채 주택 가구와의 비교에 있어 훨씬 더 두드러지게 나타난다. <표 11>은 하우스푸어에 해당하지 않는 부채 주택 가구와 하우스푸어 가구와의 소비패턴을 비교분석한 것이다. 먼저 금액 측면에 있어 재정규모를 나타내는 자산, 소득, 소비, 저축의 수준이 낮을 뿐만 아니라 모든 소비지출 항목에 있어 부채 주택 가구의 소비지출 수준보다 낮은 것을 확인할 수 있다. 이 중 대중교통비, 차량유지비, 내구재구입비 및 사교육비 항목에 있어서는 통계적으로 유의미한 차이가 나타나지 않았는데, 이는 앞서의 하우스푸어와 그렇지 않은 가구의 비교에서와 유사한 결과이다.

비중 측면에서 살펴보면 하우스푸어 가구의 특성은 더욱 뚜렷해진다. 소비지출 비중의 패턴에 있어 하우스푸어 가구는 부채 주택 가구에 비해 주거비와 식비, 대중교통비와 같은 필수재의 소비비중은 높은 반면, 외식비나 여가비, 피복비 등의 지출비중은 매우 낮은 것으로 나타난다.

<표 10> 하우스푸어 가구의 소비패턴 비교 -1

(단위: 만원, %)

항목	구분	N	금액		비중	
			평균	t	평균	t
자산	하우스푸어	903	16,863.85	-5.01***	-	
	나머지	3,766	23,886.42			
소득	하우스푸어	903	321.68	-0.91	-	
	나머지	3,766	330.52			
소비	하우스푸어	903	209.03	1.31	77.00	3.01***
	나머지	3,766	201.83		71.62	
저축	하우스푸어	903	34.35	-7.37***	7.68	-10.75***
	나머지	3,766	55.52		13.22	
주거비	하우스푸어	903	19.04	3.48***	14.44	1.81*
	나머지	3,766	17.68		13.84	
식비	하우스푸어	903	44.52	0.59	29.60	-0.12
	나머지	3,766	43.88		29.66	
외식비	하우스푸어	903	14.22	-1.57	7.27	-4.09***
	나머지	3,766	15.18		8.44	
대중교통비	하우스푸어	903	6.64	-0.11	4.39	-1.77*
	나머지	3,766	6.67		4.70	
차량유지비	하우스푸어	903	5.31	0.90	2.57	-0.02
	나머지	3,766	4.90		2.58	
통신비	하우스푸어	903	1.62	-2.93***	1.04	1.66*
	나머지	3,766	1.52		1.00	
여가비	하우스푸어	903	5.07	-3.16***	2.31	-2.93***
	나머지	3,766	6.91		2.83	
내구재구입비	하우스푸어	903	5.26	2.15**	2.56	2.35**
	나머지	3,766	4.40		2.17	
피복비	하우스푸어	903	16.81	-2.05**	9.24	-4.62***
	나머지	3,766	18.23		10.33	
공교육비	하우스푸어	903	18.21	0.12	7.51	1.76*
	나머지	3,766	18.02		6.73	
사교육비	하우스푸어	903	20.07	1.52	7.53	3.37***
	나머지	3,766	17.67		6.10	
보건의료비	하우스푸어	903	13.00	1.82*	7.78	0.38
	나머지	3,766	11.42		7.62	
경조사비	하우스푸어	903	6.30	-1.12	3.78	-1.42
	나머지	3,766	6.65		4.00	

주: 1) \*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01

2) 소비 비중과 저축 비중은 소득 대비 비중을 나타내며, 세부 지출항목 비중은 전체 소비에서 각각 차지하는 비중을 나타냄

<표 11> 하우스푸어 가구의 소비패턴 비교 -2

(단위: 만원, %)

항목	구분	N	금액		비중	
			평균	t	평균	t
자산	하우스푸어	903	16,863.85	-10.19***	-	
	부채 주택 가구	367	41,016.2			
소득	하우스푸어	903	321.68	-7.43***	-	
	부채 주택 가구	367	444.87			
소비	하우스푸어	903	209.03	-4.49***	77.00	3.09***
	부채 주택 가구	367	250.20		65.13	
저축	하우스푸어	903	34.35	-10.07***	7.68	-10.64***
	부채 주택 가구	367	78.70		15.20	
주거비	하우스푸어	903	19.04	-3.60***	14.44	4.87***
	부채 주택 가구	367	21.67		11.92	
식비	하우스푸어	903	44.52	-3.00***	29.60	5.24***
	부채 주택 가구	367	49.59		25.52	
외식비	하우스푸어	903	14.22	-4.86***	7.27	-3.03***
	부채 주택 가구	367	18.84		8.43	
대중교통비	하우스푸어	903	6.64	-1.52	4.39	3.08***
	부채 주택 가구	367	7.34		3.60	
차량유지비	하우스푸어	903	5.31	-1.28	2.57	-0.76
	부채 주택 가구	367	6.32		2.77	
통신비	하우스푸어	903	1.62	-3.00***	1.04	4.53***
	부채 주택 가구	367	1.80		0.89	
여가비	하우스푸어	903	5.07	-6.68***	2.31	-5.46***
	부채 주택 가구	367	11.15		3.85	
내구재구입비	하우스푸어	903	5.26	-1.01	2.56	-0.28
	부채 주택 가구	367	5.96		2.64	
피복비	하우스푸어	903	16.81	-6.81***	9.24	-3.84***
	부채 주택 가구	367	24.45		10.66	
공교육비	하우스푸어	903	18.21	-3.07***	7.51	-1.61
	부채 주택 가구	367	24.82		8.72	
사교육비	하우스푸어	903	20.07	-1.62	7.53	0.63
	부채 주택 가구	367	24.57		7.07	
보건의료비	하우스푸어	903	13.00	-2.12**	7.78	-1.28
	부채 주택 가구	367	16.49		8.69	
경조사비	하우스푸어	903	6.30	-7.48***	3.78	-5.67***
	부채 주택 가구	367	10.01		5.24	

주: 1) \*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01

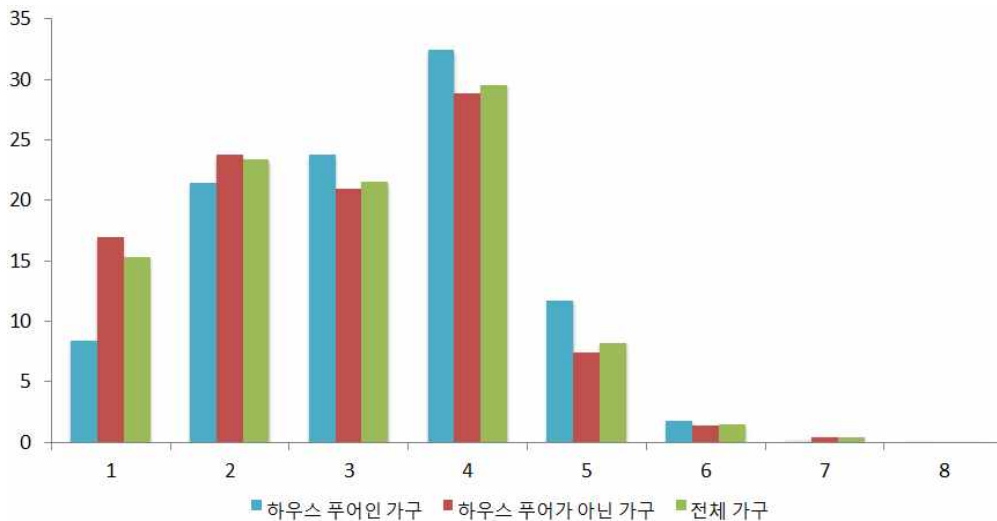
2) 소비 비중과 저축 비중은 소득 대비 비중을 나타내며, 세부 지출항목 비중은 전체 소비에서 각각 차지하는 비중을 나타냄

이는 하우스푸어 가구의 경우 부채 주택 가구에 비해 훨씬 더 생계형 소비가 이루어지고 있다는 것을 나타내며, 이들의 소비패턴이 저소득층의 그것과 매우 유사한 형태임을 시사한다. 외식비나 여가비의 낮은 비중으로 미루어보아 삶의 질이나 전반적인 삶의 만족도는 낮을 것으로 예상된다.

특히 공교육비나 사교육비 측면에서는 하우스푸어가구와 부채 주택 가구 간 통계적으로 유의미한 차이가 없는 것으로 나타나는데, 앞서의 결과와 마찬가지로 하우스푸어 가구가 교육에 대해 많은 투자를 한다는 특징을 드러내주며 이러한 높은 교육비 수준으로 미루어볼 때 하우스푸어 가구의 경우 자녀가 있는 중년층일 가능성이 높을 것으로 추론할 수 있다.

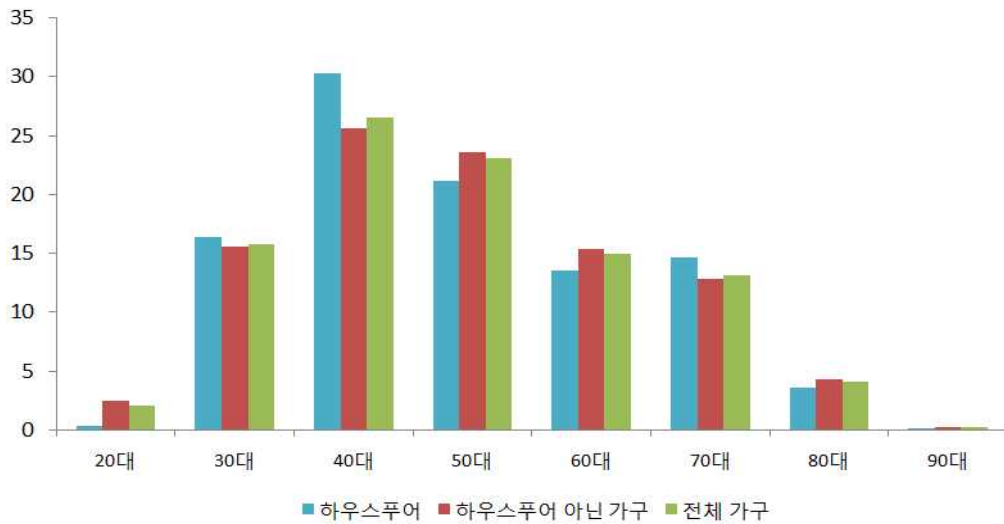
[그림 1] 하우스푸어 가구의 가구원 수 비교

(단위: %)



[그림 2] 하우스푸어 가구주의 연령대 비교

(단위: %)



[그림 1]과 [그림 2]에서 확인할 수 있듯이 하우스푸어 가구의 경우 다른 가구들에 비해 가구원수가 3~5인인 가구가 많고 가구주의 연령이 30~40대 가구의 비중이 매우 높게 나타나는 것을 알 수 있다. 이는 많은 하우스푸어 가구가 실제 30~40대 중산층에 많이 분포하고 있다는 선행연구와도 일치한다(현대경제연구소, 2011).

문제는 하우스푸어 가구의 경우 다른 가구에 비해 소득대비 저축의 수준이 매우 낮아 가계소비나 저축 측면에서 상당한 제약을 받고 있다는 것이다. 30~40대 가구의 경우 현재의 활발한 경제활동을 통해 저축을 늘리고 노후세대에 대비하는 것이 가장 요구되는 연령대임에도 불구하고, 이들의 저축 수준이 매우 낮다는 것은 향후 하우스푸어 가구가 중산층에서 이탈하여 빈곤가구로 편입될 가능성이 높다는 것을 드러낸다. 특히 하우스푸어 가구의 경우 자녀에 대한 교육비 투자를 아끼지 않는다는 점에서 볼 때, 자녀가 성장함에 따라 더 많은 투자가 필요함에도 불구하고 낮은 저축 수준으로 인해 저축의 상당부분을 교육비로 투자하고 노후에 대한 대비는 거의 이루어지지 않을 가능성이 매우 높다는 점에서 앞으로 하우스푸어 가구에 대한 더 높은 관심과 대책이 필요하다고 볼 수 있다.

## V. 소결

결국 종합하자면, 하우스푸어는 겉보기에는 중산층에 속하지만 실제 그 가계의 소비나 저축의 수준은 빈곤가구와 유사하며 시간이 흐름에 따라 이러한 현상은 더욱 두드러질 가능성이 높다고 볼 수 있다. 특히 이들의 저축 수준이 다른 가구와 비교했을 때 상당히 낮은 수준이라는 점에서 향후 하우스푸어 가구들의 빈곤 문제가 사회적으로 더욱 심각해질 수 있으므로, 정부는 이들이 빈곤가구로 빠질 위험을 예방하고 적절한 대책을 수립할 필요가 있다.

정부는 하우스푸어 가구에 대한 지원을 위해 2013년 4월 1일 '서민 주거안정을 위한 주택시장 정상화 종합대책(이하 지원대책)'을 수립하고 이를 본격적으로 시행하였다. 이 지원대책은 하우스푸어 지원방안을 명시적으로 제시하며 금융권 및 신용회복위원회를 통한 자체적인 채무조정으로 하우스푸어 및 금융기관의 도덕적 해이를 방지하고, 시장원리를 통한 채무조정방식으로 재정부담을 최소화하며 연체 위험 및 주택 보유의사 등에 따라 맞춤형 지원대책을 실시하는 것을 골자로 하고 있다.

그 동안 하우스푸어 관련 정책은 2008년 3월 장기보유 1주택자 특별공제 대책 등의 부동산정책 및 2008년 9월 종합부동산세 개편안, 11월 경제난국 극복 종합대책 등의 부동산대책을 비롯하여 2009년, 2010년, 2011년, 2012년 지속적인 부동산대책의 발표를 통해 추진되어 왔으나, 대부분의 정책이 주택거래 활성화 및 서민주거 안정화 정책이 주를 이루었고 실질적으로 하우스푸어에 대한 명시적인 정책은 거의 없었다는 점에서 많은 한계를 지니고 있다. 특히 이러한 대책의 수립에도 불구하고 여전히 주택가격의 하락 압력과 채무 비율의 증가로 인하여 하우스푸어 관련 문제들은 그 심각성이 더 커지고 있다고 볼 수 있다.

하우스푸어 가구에 대한 분석으로 미루어보아 한 가지 주목해야 할 사실은 부채가 있고 주택을 소유한 집단 내에서도 심한 양극화 현상이 나타나므로, 정책의 대상자 선정에 있어 상당한 유의가 필요하다는 것이다. 즉, 단순히 부채의 유무나 주택의 보유 여부 등의 기준만으로 정책 대상을 설정하는 것은 전혀 합리적이지 않으며, 실제 하우스푸어 가구를 구분하고 이들에 대한 실질적인 대책을 수립해야만 정책의 효과를 높일 수 있다. 그러나 하우스푸어에 대한 개념정의가 매우 혼재

되어 있고, 학자마다 일관된 기준을 제시할 수 없다는 점은 하우스푸어에 대한 대상설정이 제대로 이루어지기 힘들다는 점을 단적으로 드러낸다.

근래의 하우스푸어 양산은 이전에 부채를 안고라도 주택을 매입하는 것이 향후 이익이 되리라 기대한 계층에서 비롯되었으며, 자산이 없는 상황에서도 부채가 곧 자산이 될 거라는 잘못된 믿음이 수많은 하우스푸어의 양산을 이끌었다고 볼 수 있다(김준형, 2013). 이러한 측면에서 본다면 하우스푸어에 대한 대책은 과거부터 지속되어 온 우리나라 부동산 시장의 구조적 문제를 일정부분 반영하고 있다는 점에서 상당한 의미를 지니고 있다고 할 수 있다.

결국 적절한 대상의 설정과 실효성 있는 정책을 통해 하우스푸어 계층이 처한 제약을 완화시키는 것이 필요하며, 이들의 노후대비를 강화하는 전략을 수립함으로써 하우스푸어 가구가 빈곤가구로 전락하는 것을 사전에 예방할 필요가 있다. 또한 소비패턴에 있어 문화생활비나 여행비와 같은 여가비 비중 등이 적다는 점에서 미루어볼 때 하우스푸어 가구의 삶의 질은 상당히 낮은 수준일 가능성이 높으므로, 이들의 삶의 질을 높일 수 있는 방안도 함께 강구되어야 할 것이다.

본 연구는 몇 가지 한계를 지니고 있는데 이는 다음과 같다.

먼저 가구의 소비패턴이나 저축 수준 등을 분석함에 있어 경상소득보다는 가처분소득을 활용하는 것이 바람직하나, 자료의 한계로 인해 경상소득을 활용하여 분석을 진행하였다는 점을 한계로 꼽을 수 있다. 실제 가구의 소비나 저축 등의 재무결정은 가처분소득을 중심으로 이루어지며, 가처분소득이 가계의 빈곤을 나타내는 중요한 지표로 활용된다는 점에서 경상소득을 기준으로 한 분석은 여러 제약이 따른다. 따라서 이는 향후 자료의 보완을 통한 면밀한 분석을 통해 해결해야 할 필요가 있다.

둘째, 하우스푸어에 대한 개념 정의에 있어 한계가 존재한다. 앞서 이론부분에서 설명했다시피 하우스푸어에 대한 명확한 개념 자체가 확립되어 있지 않고, 학자마다 다른 기준을 제시하고 있어 하우스푸어를 객관적으로 정의하거나 파악하기가 힘들다는 어려움이 존재한다. 따라서 본 연구에서도 여러 선행연구를 바탕으로 하우스푸어 가구를 적절히 분류하려고 노력하였으나 일정부분 자의적인 판단이 반영되었을 수 있다.

마지막으로 하우스푸어의 소비패턴을 시계열적으로 분석하는 경우 소비나 저축,

자산의 변화 등을 역동적으로 파악할 수 있는데 반해, 본 연구에서는 단년도 자료만을 활용하여 분석을 수행하였다는 점을 한계로 지적할 수 있다. 이 또한 향후 분석의 보완을 통해 해결해야 할 것이다.

본 연구는 하우스푸어를 중심으로 이들의 소비패턴과 특성을 패널자료를 통해 분석함으로써 하우스푸어에 대한 이해를 높이고 이들의 노후빈곤의 가능성을 제시하였다. 본 연구가 지닌 여러 한계에도 불구하고 지금까지의 선행연구들은 하우스푸어 가구의 소비패턴에 대해 주목하지 않았다는 점, 하우스푸어 가구는 다른 가구와 달리 차별화된 소비패턴을 지니고 있음을 밝힘으로써 정책적인 시사점을 제공했다는 점이 본 연구의 의의라 할 수 있을 것이다.

## VI. 참고문헌

### 1. 국내 문헌

- KB금융지주연구소, 「가계부채 고위험군 분석」, 2012, 서울 : 『KB 금융지주연구소』.
- 금융감독위원회, 「전 금융권 주택담보대출 리스크 현황 및 감독방향」, 2012.
- 기획재정부, 「가계부채 현황 보고」, 2010.
- 김미숙, 「하우스푸어의 발생원인과 대책에 관한 연구」, 2013, 창원대학교 석사학위 논문.
- 김준형, 「하우스푸어 문제의 진단과 대응방안」, 『국토연구』, 제77집, 2013, 155~174.
- 반정호·김경휘, 「근로빈곤가구의 소비특성과 소비패턴 결정요인」, 『사회보장연구』, 제24집 제3호, 2008, 1~28.
- 백학영, 「빈곤지위와 가구유형에 따른 노인가구의 소비특성 차이 분석」, 『Journal of the Korean Gerontological Society』, 제30집 제3호, 2010, 911~931.
- 손상희, 「가계 소비패턴의 구조」, 『소비자학연구』, 제4집 제2호, 1993, 51~72.
- 이소정, 2007, 「현대 소비사회의 빈곤분석: 저소득층의 소비패턴과 경제적 복지의 안정성을 중심으로」, 서울대학교 사회복지학과 박사학위 논문.
- 이소정, 「저소득가구의 소비패턴과 경제적 복지의 안정성」, 『사회보장연구』, 제25

- 집 제3호, 2009, 317~336.
- 조성찬, 「하우스푸어의 가계부채 해결을 위한 대안적인 '토지임대형 주택 모델' 연구」, 『도시행정학보』, 제26집 제3호, 2013, 97~119.
- 현대경제연구원, 「하우스푸어의 구조적 특성」 2011.
- 현호상 · 이현수 · 박문서, 「하우스푸어의 발생원인과 주택시장에 대한 영향 분석」, 『대한건축학회』, 춘계학술발표대회논문집, 제33집 제1호, 2013, 539~540.
- 황윤미, 「체험상품 소비행위의 유형화에 대한 고찰: Holt의 소비행위 유형화 모델을 중심으로」, 제63차 제주학술심포지엄발표논문, 2008, 524~450.

## 2. 해외 문헌

- Guralnik, 「Webster's New World Dictionary of the American language」, 『Cleveland : World Pub. Co.』, 1986.
- Hoyt, E, E, 「A new approach to standards of living」, 『*Journal of Political Economy*』, Vol.74, 1938, 132~157.
- Sterman, 2000, 「Business Dynamics: Systems Thinking and Modeling for a Complex World」, Boston: Irwin/McGraw-Hill, 2000.



## 제 6 세 셴

**VI-1. 문화바우처가 저소득층 문화소비에 미치는 영향**

발표자 : 김인유(명지대학교 경제학과 석사과정)

**VI-2. 다자녀 가구 정책의 효과 분석:**

**전기 요금, 자동차 취·등록세 중심으로**

발표자 : 안새롬(중앙대학교 경제학과 석사과정)

**VI-3. 지역별 주거비 지불능력의 변동 현황 분석**

발표자 : 한수진(서울대학교 환경계획학과 박사수료)







## 문화바우처가 저소득층 문화소비에 미치는 영향

■ 김 인 유\*

---

\* 서울특별시 서대문구 남가좌동 거북골로 34 명지대학교, 02-300-0680,  
E-mail: yelldiary@gmail.com



# 차 례

I. 서론	385
II. 정책개요 및 이론적배경	386
1. 정책개요	386
2. 이론적 배경	388
3. 선행연구	388
III. 분석방법	390
1. 분석모형	390
2. 식별전략	391
IV. 분석결과	393
1. 기초통계량	393
2. 분석결과	395
V. 결론	401
VI. 참고문헌	403



# 문화바우처가 저소득층 문화소비에 미치는 영향

김 인 유

## 요약

본 연구는 2010년 문화바우처 사업이 저소득층의 문화소비에 미치는 인과적 관계를 추정하였다. 분석을 위해 '소득인정액이 최저생계비의 120%'라는 수혜기준을 정책경계선으로 활용하여 회귀절단설계(Regression Discontinuity Design)에 기초한 비모수추정(Non-parametric estimation)을 하였다. 4차 재정패널 자료를 이용하여 실증분석을 한 결과 저소득층의 문화소비 증가 효과는 통계적, 경제적 유의성이 있었다. 즉, 문화바우처를 사용한 가구가 그렇지 않은 가구보다 문화비에 더 많은 금액을 지출하는 것으로 나타났다. 이는 문화바우처가 보조금의 역할을 하고 있으며, 저소득층의 문화활동에 긍정적인 영향을 미친다는 것을 시사한다.

**주제어**: 문화바우처, 문화자본, 회귀절단설계

## I. 서론

문화관광연구원의 2003 문화향수실태조사에 따르면 2003년 소득 100만 원이하 가구의 문화행사 관람횟수는 0.92회로 국민평균 6.10회의 1/6수준에 불과하였다(조현성, 2003). 이러한 격차를 극복하기 위해 문화체육관광부는 2005년부터 저소득층의 문화활동비를 보조하는 정책을 시작하였다. 지원형태는 현물 혹은 현금지원이 아닌 바우처로 지원하고 있다. 최근 복지서비스에 대한 관심이 높아지면서 효율적인 정책운영을 위해 현물 혹은 현금보조보다 바우처를 많이 이용하는 추세이다. 바우처는 후생경제학적 관점에서 현물보조보다 우월한 정책수단이며, 특정재화의 수요를 증가시킨다는 목표를 달성할 수 있다는 점에서 현금보조보다 유용한 정책수단으로 평가되고 있다. 따라서 문화체육관광부는 국민기초생활보장 수급가구와 차상위층을 대상으로 개인당 연 5만 원을 지원하여 문화관람 및 문화상품구입에만 사용할 수 있도록 하였다. 문화바우처 정책은 크게 시범사업기간(2005년), 본사

업기간(2006년~2010년), 카드사업기간(2011년~현재)으로 나누어볼 수 있다. 분석 대상 기간은 본사업기간인 2010년으로, 온라인 결제방식과 정책 실효성에 대한 논란이 있었던 기간이다.

이처럼 문화바우처 정책 시행기간이 짧지 않음에도 불구하고 선행연구는 최정민·박종웅(2013)과 양혜원(2012)의 보고서가 전부이다. 최정민·박종웅(2013)은 회귀분석을 통해 카드결제방식의 변화가 이용자 만족도에 미친 영향을 분석하였다. 양혜원(2012) 역시 회귀분석을 통해 문화바우처가 문화관람횟수에 미친 영향을 분석하였다. 하지만 수혜계층과 비수혜계층의 질적인 차이가 존재한다는 점에서 기존연구는 정책의 효과를 근본적으로 식별할 수 없다는 한계가 있다.

따라서 본 논문은 「4차 재정패널자료」로 소득인정액을 계산하여 문화바우처 수혜그룹을 추출하였다. 특히, 정책의 인과적 효과를 식별할 수 있는 회귀절단설계(Regression Discontinuity Design)를 이용하였다. 이는 정책할당 여부를 제외한 모든 질적인 특성이 유사한 두 그룹을 비교하여 정책의 인과적 효과를 식별할 수 있는 장점이 있다. 연구 질문은 '문화바우처가 저소득층의 문화소비를 증가 시키는가'이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 정책에 대해 간단히 설명한 후, 바우처의 이론적배경과 문화바우처 선행연구를 살펴보았다. 3장에서는 분석모형과 이를 추정하기 위한 식별전략을 설명하였으며, 4장에서는 「4차 재정패널자료」를 이용하여 분석한 기초통계량과 분석결과를 제시하였다. 5장에서는 본 논문의 시사점을 도출하였다.

## II. 정책개요 및 이론적배경

### 1. 정책개요

문화바우처는 문화소비 격차를 좁히기 위해 저소득층의 문화활동비를 보조하는 정책이다. 개인당 연 5만원을 지원하였으며, 문화관람과 문화상품구입에만 사용가

능한 바우처이다. 문화바우처 지원대상은 저소득층으로, 국민기초생활보장 수급가구와 차상위층<sup>1)</sup>이다. 차상위층은 국민기초생활보장을 받지 않으면서 '소득인정액이 최저생계비의 120%이하'인 저소득층이다.

문화바우처 사용을 희망하는 저소득층은 문화바우처 홈페이지에 가입하면 5천 포인트가 지급되며, 해당 홈페이지에서 공연 등을 예매하거나 도서관입신청을 하면 포인트가 차감된다.<sup>2)</sup> 하지만 장애인과 노인계층과 같이 인터넷 접근성이 낮은 저소득층은 문화바우처를 사용할 수 없다는 문제점이 있었다. 따라서 온라인 결제와 공연장에 방문하기 어려운 노인·장애인·도서산간지역 거주자를 위해 자원봉사자가 동행하는 '기획사업'을 실시하였다. 하지만 이러한 노력에도 불구하고 장애인과 노인의 문화바우처 이용률은 각각 13%로 아동·청소년 47%, 일반 27%에 비해 이용률이 낮은 것으로 나타났다(한국문화복지협의회, 2010).

문화바우처 정책 예산은 총 67억으로 복권 및 복권기금법 제23조 제3항 제4호<sup>3)</sup>에 근거하여 기획재정부 복권기금에서 지원하였으며, 복권기금 50억과 지방비 17.88억 원으로 구성되었다(한국문화복지협의회, 2010). 따라서 2010년도 문화바우처는 저소득층 총 327만 명 중 약 47만 명인 14.37%가 문화바우처를 지원받았다(한국문화예술위원회, 2011).

- 
- 1) 차상위층이란 국민기초생활보장을 받지 않지만, 빈곤층이 될 가능성이 높은 '잠재적 빈곤층'을 말한다. 따라서 국가에서 정의하고 있는 차상위층은 소득인정액이 최저생계비대비 120% 이하이면서, 동시에 국민기초생활보장을 받지 않는 가구로 정의하고 있다. 2010년 차상위층은 ①근로능력이 있는 미취업 차상위자인 차상위자활, ②희귀난치성 질환자·만성질환자·18세미만아동인 차상위본인부담경감대상자, ③중·경증 장애인인 차상위장애, ④모 또는 부와 18세 미만의 자녀로 이루어진 차상위한부모가정으로 분류하고 있다.
  - 2) 공연 등 프로그램 관람의 경우, 관람하고자 하는 프로그램을 예매하고 신분증을 지참하여 관람 당일 매표소에서 티켓을 수령하면 된다. 도서관입의 경우 문화체육관광부에서 월별 70종을 선정한 범위 내에서 신청을 할 수 있다.
  - 3) ③ 제1항에 따라 배분된 복권수익금과 제4항에 따른 비용 및 경비를 제외한 복권기금은 다음 각 호의 어느 하나에 해당하는 사업에 사용한다. 다만, 제5호의 사업에 사용되는 복권기금의 비율은 100분의 5 범위로 한다.
    1. 임대주택의 건설 등 저소득층의 주거안정 지원사업
    2. 국가유공자에 대한 복지사업
    3. 저소득층, 장애인, 성폭력·가정폭력·성매매 피해여성, 불우청소년 등 소외계층에 대한 복지사업과 다문화가족 지원사업
    4. 문화·예술 진흥사업
    5. 공익사업으로서 대통령령으로 정하는 사업

## 2. 이론적 배경

바우처란 현물보조와 현금보조의 중간 형태인 보조정책으로, 바우처에 대한 선행연구를 살펴보면 다음과 같다. 정광호(2005)는 바우처를 계약, 내부생산 등 다른 정책수단 및 미국사례와 비교하고 현재 시행되고 있는 바우처 정책을 분석하여 향후 바우처제도의 정책방향을 제시하였다. 유한욱(2006)은 후생경제학적 관점에서 현물보조와 바우처를 비교하여 바우처가 더 효율적인 수단임을 분석하였다. 또한, 해외 및 국내사례분석을 통해 '시장전환형', '복리증진형', '특수목적형' 3가지 유형으로 분류하여 각 유형별로 바우처제도 관리방향을 제시하였다. 특히, 유아교육바우처와 주택바우처에 대한 구체적인 개선방향을 제시하였다. 김진(2007)은 바우처와 현금보조를 비교하여 특정재화소비를 목적으로 할 경우 바우처가 더 바람직한 수단이라고 설명하였다. 또한, '단순 복지 측면의 수단'으로서의 바우처와 '소비자 선택권을 통한 효율성 증진의 수단'으로서의 바우처를 구분하여 분석하였다. 특히, 바우처제도 도입 시 고려사항으로 바우처 대상사업으로 결정하기 위해 고려해야 할 사항, 어떠한 바우처 방식으로 설계할 것인지, 그리고 수행기관의 역할 및 유대관계의 필요성을 제시하였다. 한편, 최성은(2010)은 보육료지원사업운영을 위해 바우처와 현금보조 중 어느 정책수단이 더 효율적인지를 분석하였다. 분석결과 현금지원보다는 바우처 지원의 경우 한계소비성향이 더 크기 때문에 현금보조보다 바우처 지원방식이 보육시설 수요를 더욱 증대시킨다는 것을 증명하였다. 마지막으로 김인(2010)은 노인돌봄서비스, 신생아도우미서비스 등 5개의 바우처 프로그램의 시장경쟁성, 수급자의 선택성이 서비스 질에 미치는 영향을 회귀분석을 하였다. 분석한 결과 5개의 바우처 모두 시장경쟁성과 수급자 서비스선택성이 높다고 볼 수 없었으며, 이 두 가지가 확보되지 않으면 서비스 질과 효율성을 제고할 수 없다고 하였다. 이러한 이론적 배경 하에서 문화바우처 뿐만 아니라 주택바우처, 학습지바우처 등 다양한 복지서비스를 바우처를 통해 제공하고 있다.

## 3. 선행연구

문화바우처가 시행 9년째임에도 불구하고 문화바우처 정책효과에 대한 논의는

드물다. 문화바우처 정책효과에 대한 실증분석 연구는 최정민·박종웅(2013)과 양혜원(2012)의 연구가 전부이다. 최정민·박종웅(2013)은 2011년 문화바우처 사업이 인터넷 결제에서 카드결제로 바뀐 제도변화와 지원금 적절성, 공연내용, 이용 편리성 등이 문화바우처 이용자의 만족도등에 미치는 영향을 분석하였다. 자료는 한국문화예술위원회에서 조사한 설문조사자료를 이용하여 회귀분석을 하였다. 분석결과 공연내용과 이용 편리성이 이용자 만족도에 긍정적인 영향을 미쳤으며, 카드결제방식으로 바뀐 제도변화 역시 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 양혜원(2012)은 문화복지 사업이 문화활동 참여여부와 행복, 자존감 등 사회적 가치에 미치는 영향을 분석하였다. 문화바우처 정책에 초점을 맞춘 연구는 아니었지만, 문화바우처 사용경험이 있는 그룹과 그렇지 않은 그룹의 문화관람횟수 및 삶의 만족도 등을 설문조사한 자료를 사용하여 회귀분석과 로짓·프로빗 분석을 하였다. 분석결과, 문화바우처는 문화관람횟수를 증가시켰으나, 삶의 만족도를 증가시키지는 못한 것으로 나타났다. 그밖에 정광호(2006)의 경우 문화바우처 정책 시행 이전의 문화격차분석을 통해 문화바우처 정책의 필요성과 향후 정책방향을 제시하였으며, 용호성(2011)은 문화바우처 운영을 위한 법적제도 마련 및 정책적 제언을 하였다. 정광호(2011)은 문화바우처 사업의 문제점과 활성화 방안을 제시하였다.

범위를 넓혀 여행바우처와 스포츠바우처에 대한 선행연구를 살펴보면, 실증분석 연구는 김재걸(2006)과 조구현(2007)의 연구가 전부이다. 김재걸(2006)은 여행바우처를 신청한 근로자들의 여행비를 분석하여 여행바우처 도입효과를 분석하였다. 한편, 조구현(2007)은 노인계층을 위한 여행바우처제도 도입의 필요성 및 운영방안을 전문가집단 설문조사를 통해 분석하였다. 그밖에 김현주(2004)는 여행바우처제도의 운영방안 및 활성화 방안을 제시하였으며, 김향자·유지윤(1999)은 외국사례인 호주의 'Recreation Voucher', 프랑스의 'Cheque Vacances'를 비교분석하여 여행바우처제도의 도입방안을 제시하였다. Crompton(1993)은 1976년부터 1982년까지 6년 동안 호주에서 운영했던 'Recreation Voucher'제 정책의 한계점을 분석하여 정책방향을 제시하였다.

마지막으로 스포츠바우처의 경우 윤정욱·문용·주성택(2011)의 연구가 유일하며, 전라도와 경상도에서 운영하고 있는 스포츠바우처 프로그램이 아동·청소년의 스포츠바우처 참가와 자아존중감 등 사회 심리적 효과에 미치는 영향을 분석하였다.

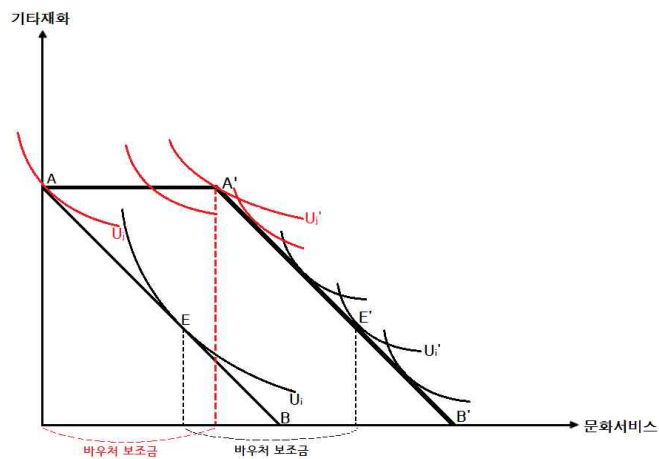
### Ⅲ. 분석방법

#### 1. 분석모형

본 논문은 문화바우처가 저소득층의 문화소비에 미치는 영향을 분석하기 위해 바우처의 이론적 배경을 바탕으로 다음과 같은 모형을 설정하였다. 보조를 받기 전 저소득층의 예산선을  $\overline{AB}$ 라고 한다면, 자신의 효용을 만족시키는 만큼 문화소비를 할 것이다. 저소득층의 경우 보조를 받지 않으면 문화소비를 전혀 하지 않는 경우가 많기 때문에 효용곡선  $U_i$ 와 같이 균형점이 구석해(Corner Solution)의 경우가 많을 것이다. 반면 보조를 받지 않는다고 해서 모든 저소득층이 문화소비를 하지 않는 것은 아니기 때문에, 효용곡선  $U_i$ 와 같이 문화소비에 대한 선호가 높아 보조를 받지 않고도 문화소비를 하는 저소득층도 있을 것이다.

이때 저소득층이 문화바우처를 지원받을 경우 예산선은  $\overline{AA'B}$ 로 증가하며, 다음과 같은 세 가지 소비행태를 고려하였다. 첫째, 문화바우처 보조금만큼 문화소비를 증가시키는 경우, 둘째, 문화바우처 보조금보다 적게 문화소비를 증가시키는 경우, 셋째, 문화바우처 보조금 이상으로 문화소비를 증가시키는 경우를 고려하였다.

[그림 1] 분석모형



따라서 보조를 받기 전의 문화소비수준과 보조를 받은 후의 문화소비수준의 차이를 추정하면 문화바우처 정책성과를 분석할 수 있다. 즉, 보조를 받지 않으면 문화소비를 전혀 하지 않는 소비자  $j$ 의 경우 소비지점  $A$ 와  $A'$ 의 차이를 추정하면 문화바우처가 해당 소비자의 문화소비에 어떤 영향을 주었는지를 식별할 수 있다. 마찬가지로 보조를 받지 않고도 문화소비를 하는 소비자  $i$ 의 경우 소비지점  $E$ 와  $E'$ 을 추정하여 문화바우처 정책성과를 분석하면 문화바우처의 정책효과를 추정할 수 있다. 하지만 현실에서는 2010년 한 해 동안 문화바우처를 받은 경우와 문화바우처를 받지 않은 경우를 동시에 만족하는 소비자는 존재하지 않는다. 이를 식별하기 위해 다음과 같은 방법론을 이용하였다.

## 2. 식별전략

앞에서 설명한 모형을 분석하기 위해, 문화바우처 수혜여부가 결정되는 '소득인정액이 최저생계비의 120%'라는 수혜기준을 활용하여 회귀절단설계(Regression Discontinuity Design, 이하 RDD)분석을 하였다. RDD의 기본적인 아이디어는 실제 정책이 할당되는 기준을 이용하여 수혜계층의 성과  $Y_i(1)$ 와 비수혜계층의 성과  $Y_i(0)$ 의 평균차이를 식별하는 방법이다. 이러한 분석이 가능한 이유는 정책경계선 주변의 표본이 동질적(homogeneous)라는 가정 때문이다. 즉, 정책경계선 주변의 표본이 정책수혜여부를 제외한 모든 특성이 거의 유사하기 때문에 수혜계층과 비수혜계층의 정책성과의 차이를 추정할 수 있다. 따라서 식(1)과 같이 정책경계선  $c$ 에서의  $Y_i(1)$ 와  $Y_i(0)$ 의 차이의 평균인 정책의 평균처리효과(Average Treatment Effect, ATE)를 식별할 수 있다.

$$E[Y_i(1) - Y_i(0) | X_i = c] \quad (1)$$

정책경계선은 분석하고자 하는 정책이 할당되는 기준을 통해 알 수 있다. 따라서 RDD는 식(2)와 같이 정책경계선  $c$ 를 중심으로 그 위가 수혜계층이며, 그 아래가 비수혜계층이다. 문화바우처 정책의 경우 일반적인 RDD와는 반대로 설정하여

분석하는 것이 핵심이다. 왜냐하면 정책경계선은 '소득인정액이 최저생계비의 120%'인 1,962만원으로, 그 아래가 수혜계층인 저소득층이며 그 위가 비수혜계층인 차차상위층이기 때문이다. 결론적으로 식(3)과 같이 분류된다.

$$T_i = \begin{cases} 1, & X_i \geq c \\ 0, & X_i < c \end{cases} \quad (2)$$

$$T_i = \begin{cases} 1, & X_i < 1962\text{만원} \\ 0, & X_i \geq 1962\text{만원} \end{cases} \quad (3)$$

RDD는 정책경계선(cutoff)이 뚜렷한지 여부에 따라 SRDD(Sharp Regression Discontinuity Design, 이하 SRDD)와 FRDD(Fuzzy Regression Discontinuity Design, 이하 FRDD) 두 가지 방법으로 분류된다. 본 논문의 경우 정책경계선은 '소득인정액 120%'이라는 뚜렷한 정책경계선이 있기 때문에 SRDD 모형으로 추정을 하였다. 즉, SRDD의 평균처리효과는 식(4)와 같다.

$$\tau_{SRD} = E[Y_i(1) - Y_i(0) | X_i = c] = \lim_{x \downarrow c} E[Y | X = x] - \lim_{x \uparrow c} E[Y | X = x] \quad (4)$$

하지만 실제로 정책의 인과효과를 추정할 때 흔히 비모수회귀분석 문제가 발생 (Imbens, 2008)하기 때문에 비모수추정방법(Non-parametric Estimation)으로 추정하였다. 이와 더불어 편의(bias)를 제거하고 정확성을 높이기 위해 가중치로 가구의 횡단면 가중치를 사용하였으며(Imbens, 2008), 문화비지출에 영향을 미치는 변수를 공변량으로 추가하였다(Imbens, 2008; Frölich, 2007).

## IV. 분석결과

### 1. 기초통계량

본 논문은 「4차 재정패널자료」를 이용하여 분석하였다. 재정패널은 한국조세연구원에서 조세-지출-복지 분야 연구를 위해 가구주 및 가구원으로 인정된 개인을 대상으로 조사한 패널자료이다. 조사대상 가구는 제주도·도서지역을 제외한 전국의 일반가구로 가구원 번호를 부여하여 매년 추적조사를 하였다.

분석을 위해 문화바우처 수혜대상을 다음과 같이 구분하였다. 보건복지부 정의에 따르면 '차상위층'은 '국민기초생활보장을 받지 않으면서 소득인정액이 최저생계비의 120%이하인 가구'이며, '차차상위층'은 '소득인정액이 최저생계비의 120% 이상~180%이하인 가구'이다. 따라서 보건복지부에서 제시한 소득인정액 계산을 통해 해당 계층을 분류하였다.<sup>4)</sup> 또한, 소득수준(소득인정액)이 최저생계비보다 높은 국민기초생활보장 수급가구인 84가구는 분석에 적합하지 않다고 판단하여 제외하였다.

이렇게 분류한 총 표본 수는 총 432가구로, 「4차 재정패널」 모집단 4,565가구의 9.46%를 차지한다. 이 중 국민기초생활보장 수급가구는 106가구로 전체 모집단 중 2.32%를 차지하며, 차상위가구는 86가구로 전체 모집단 중 1.88%를 차지한다. 따라서 문화바우처 사용경험이 있는 가구는 총 192가구로 4.21%이며, 문화바우처 사용경험이 없는 가구인 차차상위층은 240가구로 5.26%이다.

---

4) 소득인정액 계산 및 차상위층과 차차상위층의 분류 기준은 모두 보건복지부의 국민기초생활보장 보고서에서 제시한 기준을 토대로 계산하였으며, 구체적인 소득인정액 계산 방법은 부록에 제시하였다.

<표 1> 표본 수

구분	표본수(가구)	비율(%)
문화바우처 사용그룹	192	4.21
기초생보	106	2.32
차상위	86	1.88
문화바우처 비사용그룹	240	5.26
총 표본	432	9.46

- a) 자료 : 4차재정패널
- b) 주1 : 소득인정액이 최저생계비 이상인 84가구는 제외주
- c) 주2 : 소득인정액계산방법은 <부록> 참조

다음으로 그룹별 소비와 소득 특성을 살펴보면 다음과 같다. 전체 432가구의 평균 문화소비액은 14.11만 원이며, 문화바우처 사용경험이 있는 가구는 그보다 낮은 6.83만 원, 사용경험이 없는 가구는 그보다 높은 19.95만 원으로 나타났다. 특히, 국민기초생활보장 수급가구와 차상위층 모두 전체평균에 못미치는 2.62만 원, 12.01만 원을 문화비에 지출하는 것으로 나타났다. 문화비지출을 제외한 가구의 지출비용은 전체평균 91.64만 원으로, 국민기초생활보장 수급가구는 그의 절반정도인 47.14만 원을 지출하였고, 차상위층은 평균금액에 가까운 91.56만 원을 지출한 것으로 나타났다. 소득의 경우 문화바우처 사용경험이 있는 가구의 가처분소득은 평균 1,302.48만 원이며, 사용경험이 있는 가구와 없는 가구는 약 2배 차이가 났으나, 국민기초생활보장 수급가구와 차상위층은 큰 차이를 보이지 않았다. 소득인정액의 경우 문화바우처 사용경험이 있는 가구는 1,467.62만 원, 사용경험이 없는 가구는 1,959.97만 원으로 큰 차이가 나지 않았고, 국민기초생활 보장 가구와 차상위층 역시 1,208.13만 원, 1,787.46만 원으로 큰 차이를 보이지 않았다.

<표 2> 소비 및 소득 특성

(단위: 만 원, %)

		문화 지출	직접 소비지출	소득 인정액	가처분 소득	일반재산	금융재산	문화 지출/ 가처분 소득
전체	평균	14.11	91.64	2,019.83	1,698.12	-2,928.64	-277.26	0.92
	N=432 표준편차	33.63	68.81	593.78	680.25	2,403.23	1,955.07	3
사용그룹	평균	6.83	67.04	1,467.62	1,302.48	-3,631.67	-376.22	0.73
	N=192 표준편차	19.98	55.16	364.46	408.42	1,966.33	2,375.26	3.41
기초	평균	2.62	47.14	1,208.13	1,162.31	-4,278.39	-488.66	0.21
	N=106 표준편차	11.06	29.2	288.7	283.66	1,396.24	2,989.49	0.91
차상위	평균	12.01	91.56	1,787.46	1,475.25	-2,366.22	-198.09	1.37
	N=86 표준편차	26.4	68.42	89.67	469.8	2,571.11	1,539.47	4.94
비사용그룹	평균	19.95	111.32	2,461.59	2,014.64	-2,366.22	-198.09	1.07
	N=240 표준편차	40.55	72.34	297.86	689.08	2,571.11	1,539.47	2.63

a) 자료 : 4차재정패널

b) 직접소비지출의 경우 문화소비액을 제외한 금액

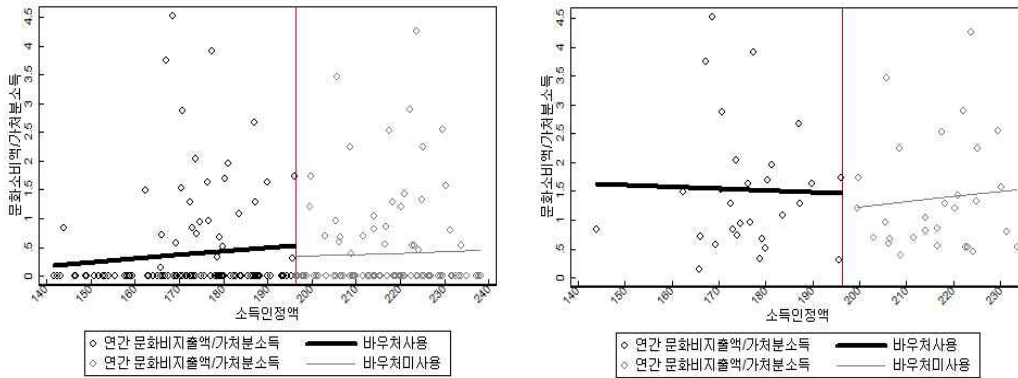
## 2. 분석결과

분석을 하기 전에 문화바우처 사용경험 유무에 따라 문화소비수준 차이가 있는지를 그림을 통해 살펴보았다. [그림 2]의 X축은 소득인정액이고, Y축은 문화소비액을 가처분소득으로 나눈 금액이며 정책경계선은 문화바우처 수혜여부가 결정되는 최저생계비의 120%인 1,962.85만 원이다. 따라서 소득인정액이 1,962.85만 원 이하인 그룹은 문화바우처 정책대상인 저소득층이며, 그 이상은 문화바우처 정책대상이 아닌 차차상위층으로 설정하였다. [그림 2]의 <Panel A>는 문화소비액이 0인 저소득층을 포함한 그림으로, 문화바우처 사용그룹의 문화소비수준이 비사용그룹보다 더 높은 것을 알 수 있었다. 반면 <Panel B>는 문화소비액이 0인 저소득층을 제외하고 그린 그림으로, <Panel A>와 마찬가지로 문화바우처 사용그룹의 문화소비수준이 더 높은 것으로 나타났다.

[그림 2] 문화바우처 사용경험 유무에 따른 문화소비수준 차이

<Panel A> 문화소비액이 0인 가구 포함

<Panel B> 문화소비액이 0인 가구 제외



a) 주1 : 자료: 4차재정패널

먼저, OLS분석결과는 다음과 같다. 분석을 위해 사용한 통제변수는 가구주의 성별, 가구주의 나이, 나이 제곱항, 가구원수, 근로가구원수, 근로시간, 금융재산, 일반재산, 직접소비지출<sup>5)</sup>, 수도권거주여부, 대졸여부를 사용하였으며, 식(5)를 추정하였다.

$$Y_i = \alpha + \beta_i x_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

분석한 결과 1% 유의수준에서 문화바우처를 사용한 경우가 사용하지 않은 경우보다 가처분소득의 1.03%를 더 소비하는 것으로 나타났으며, 문화소비액이 0인 가구를 제외한 경우 1% 유의수준에서 가처분소득의 2.42%를 더 소비하는 것으로 나타났다. 하지만 OLS 분석은 정책의 인과적 효과를 식별할 수 없다는 한계가 있다.

RDD분석은 이러한 회귀분석의 한계점을 보완할 수 있는 방법론으로, 식(6)과 같이 정책 수혜그룹의 문화소비수준  $Y_i(1)$ 과 비수혜그룹의 문화소비수준  $Y_i(0)$ 의 차이의 평균을 추정한다.

$$E[Y_i(1) - Y_i(0) | X_i = c] \quad (6)$$

5) 직접소비지출 변수의 경우 문화비지출금액은 제외하였다.

<표 3> OLS 분석결과

변수	문화소비액/가처분소득	
	문화소비액 0인 가구 포함 (1)	문화소비액 0인 가구 제외 (2)
문화바우처 사용여부	1.028*** (0.260)	2.324*** (0.761)
성별 (1=여자, 0=남자)	0.490* (0.266)	0.750 (0.809)
나이	0.142*** (0.0494)	0.637** (0.320)
나이제곱항	0.00101** (0.000431)	0.00645* (0.00376)
근로가구원수	0.444* (0.252)	-0.263 (0.701)
가구원수	-0.627*** (0.139)	-0.849* (0.438)
근로시간	-0.0171** (0.00679)	-0.0255 (0.0197)
금융재산	2.19E-05 (3.83e-05)	0.000261 (0.000278)
일반재산	5.84e-05** (2.97e-05)	0.000159 (0.000110)
직접소비지출	0.0334*** (0.00248)	0.0482*** (0.00520)
수도권거주여부 (1=수도권, 0=비수도권)	0.281 (0.270)	1.127 (0.752)
대출여부 (1=대출이상, 0=대출이하)	-0.303 (0.333)	-1.124 (1.224)
상수	-282.1*** (97.85)	-1,264** (636.9)
표본수	432	130
$R^2$	0.397	0.484

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

a) 자료 : 4차재정패널

이러한 분석이 가능한 이유는 3장에서 설명하였듯이 정책경계선 주변의 표본이 동질적(homogeneous)라는 가정 하에 가능하다. 왜냐하면 정책수혜여부를 제외한 모든 특성이 유사하기 때문에 두 그룹의 정책성과의 차이를 정책의 인과적 효과로 해석할 수 있기 때문이다. 따라서 RDD분석을 통해 실증분석 한 결과는 다음과

같다. 표본편의를 제거하기 위해 OLS분석에서 사용한 통제변수와 동일한 변수를 공변량(covariate)으로 사용하여 추정한 결과는 <표 4>과 같다. 분석결과, 문화소비액이 0인 가구를 포함하여 분석한 경우 5% 유의수준에서 문화바우처를 사용한 경우가 그렇지 않은 경우보다 가처분소득의 0.4%를 더 많이 문화비에 지출하는 것으로 나타났다. 이는 2010년 한국문화관광연구원의 수혜자 만족도 조사에서 공연·전시관람 기회가 적은 사람들의 문화바우처 이용에 대한 만족도가 높은 약 80점(100점 만점)이라는 조사결과(한국문화복지협의회, 2010)로 미루어보아 타당한 결과인 것으로 보인다. 한편, 공변량을 포함하지 않으면 통계적 유의성이 없었으며, 추정치가 큰 것을 알 수 있었다. 반면 문화소비액이 0인 가구를 제외하여 분석한 경우 공변량 포함 여부와 상관없이 두 그룹의 문화소비수준 차이를 알 수 없었다.

<표 4> 문화바우처 사용여부에 따른 문화소비수준 차이 분석결과

변수	문화소비액이 0인 가구 포함여부	문화소비액/가처분소득	
		공변량 미포함 (1)	공변량 포함 (2)
소득인정액	포함	0.598 (0.454)	0.444** (0.184)
	제외	4.378 (4.178)	5.936 (10.06)
표본수		432	432

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

a) 자료 : 4차재정패널

b) 주1 : 가구주의 성별, 가구주의 나이, 나이제곱항, 가구원수, 근로가구원수, 근로시간, 금융재산, 일반재산, 직접소비지출, 수도권거주여부, 대졸여부를 공변량으로 사용

그러나 이러한 추정결과만으로는 문화바우처 사용경험이 있는 저소득층과 사용경험이 없는 저소득층의 문화비지출 수준을 구분할 수 없다. 따라서 식(8)의 계산 방법을 통해 문화바우처 사용경험이 있는 저소득층의 문화소비액을 계산하였다.  $E[\Delta Y]$ 은 저소득층의 평균 문화비증가액이며,  $E[\Delta Y|x=1]$ 은 문화바우처 사용경험이 있는 저소득층의 평균 문화비증가액,  $E[\Delta Y|x=0]$ 은 문화바우처 사용경

험이 없는 저소득층의 평균 문화비증가액으로, 문화바우처 정책을 알지 못했거나, 알았음에도 불구하고 적극적으로 정책지원을 받으려 하지 않은 저소득층을 나타낸다. 따라서 계산을 위해  $E[\Delta Y]$ 는 RDD 추정치를 이용하여 계산하였으며, 문화바우처를 사용할 확률인  $\Pr(x=1)$ 는 14.37%(한국문화복지협의회, 2010)임을 이용하였다.

$$E[\Delta Y] = E[\Delta Y|x=1] \cdot [\Pr(x=1)] + E[\Delta Y|x=0] \cdot [1-\Pr(x=1)] \quad (7)$$

$$Y = \text{저소득층의 문화소비액}$$

$$\Delta Y = Y_i(1) - Y_i(0)$$

$$\Pr(x=1) = \text{문화바우처수혜율}(14.37\%)$$

그러나 문화바우처 사용경험이 없는 저소득층인  $E[\Delta Y|x=0]$ 은 알 수 없기 때문에 다음과 같은 여러 경우를 가정하여 계산하였다. 문화바우처 사용경험이 없는 저소득층이 문화소비를 하지 않을 경우( $E[\Delta Y|x=0]=0$ )부터 만 원단위씩 증가시켜 6만 원까지 증가시키는 경우( $E[\Delta Y|x=0]=1\text{만원} \sim 6\text{만원}$ )를 고려하여 계산한 결과는 <표 8>과 같다. 문화바우처 사용경험이 있는 저소득층은 1년에 개인당 최소 1.97만 원에서 최대 18만 원을 문화비에 지출하였으며, 지원금액이 5만 원임을 고려하였을 때 최소 0.39배에서 최대 3.6배의 승수효과가 있는 것으로 나타났다.

<표 5> 바우처 사용 시 문화비증가액

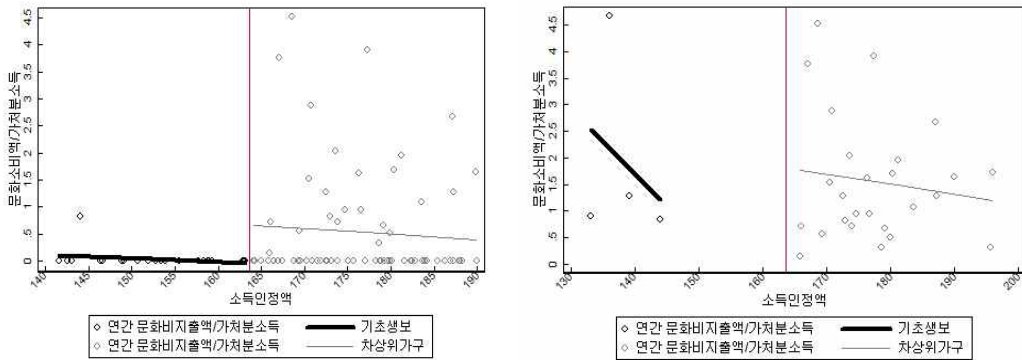
(단위: 만 원)

$E[\Delta A x=0]$	0	1	2	3	4	5	6
평균문화비증가액	40.14**	34.18**	28.22**	22.26**	16.30**	10.34**	4.38**
(가구당)	(0.184)	(0.184)	(0.184)	(0.184)	(0.184)	(0.184)	(0.184)
승수효과	3.60배	3.07배	2.53배	2.00배	1.46배	0.93배	0.39배

[그림 3] 기초생보가구와 차상위층의 회귀절단면

<Panel A> 문화소비액이 0인 가구 포함

<Panel B> 문화소비액이 0인 가구 제외



a) 자료: 4차재정패널

마지막으로 문화바우처 정책대상인 국민기초생활보장 수급가구와 차상위층의 문화소비수준 차이를 살펴보았다. 문화바우처 정책은 저소득층이라면 소득수준에 상관없이 모두 동일한 혜택을 제공하였기 때문에 국민기초생활보장 수급가구와 차상위층의 문화소비수준 차이가 거의 없을 것이라 예상할 수 있다. 하지만 분석결과 차상위층이 국민기초생활보장 수급가구보다 문화소비수준이 높은 것으로 나타났다. [그림 3] 역시 [그림 2]와 같이 X축은 소득인정액이며, Y축은 문화소비액을 가처분소득으로 나눈 값이다. 정책경계선은 2010년 최저생계비로 1635.7092만원이다. 따라서 정책경계선을 기준으로 왼쪽은 국민기초생활보장 수급가구이며, 오른쪽은 차상위층이다. [그림 3]을 살펴보면, 문화소비액이 0인 저소득층을 포함한 <Panel A>에서 정책경계선을 중심으로 차상위층의 문화소비수준이 국민기초생활보장 수급가구보다 높은 것으로 나타났다. 특히, 국민기초생활보장 수급가구의 경우 대다수는 문화소비를 하지 않는 것으로 나타났다. 국민기초생활보장 수급가구는 장애인과 노인계층이 많다. 그럼에도 불구하고 이러한 특성을 고려하지 못하고 온라인 결제방식으로 운영하였다. 따라서 문화바우처 정책 시행에도 불구하고 대다수의 기초생보 가구가 문화소비를 거의 하지 않은 것으로 보인다. 반면 차상위층의 경우 많은 가구들이 일정수준의 문화소비를 하는 것을 알 수 있었다. 문화소비액이 0인 저소득층을 제외한 <Panel B> 역시 차상위층의 문화소비수준이 더 높

았다. 마찬가지로 RDD분석을 통해 국민기초생활보장 수급가구와 차상위층의 평균 처리효과를 분석한 결과 5% 유의수준에서 차상위층이 국민기초생활보장 수급가구보다 가처분소득의 1.32%를 더 많이 문화비로 지출한 것으로 나타났다. 반면 공변량을 포함하지 않은 경우 통계적 유의성이 떨어졌으며, 추정치도 더 큰 것을 알 수 있었다.

<표 6> 기초생보와 차상위의 문화소비수준 차이 분석결과

변수	문화소비액/가처분소득	
	공변량 미포함 (1)	공변량 포함 (2)
소득	1.640*	1.321**
인정액	(0.910)	(0.615)
표본수	432	432

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

a) 자료 : 4차 재정패널

b) 주1 : 가구주의 성별, 가구주의 나이, 나이제곱항, 가구원수, 근로가구원수, 근로시간, 금융재산, 일반재산, 직접소비지출, 수도권거주여부, 대졸여부를 공변량으로 사용

## V. 결론

본 논문은 2010년 문화바우처 정책이 저소득층의 문화소비에 미치는 영향을 분석한 첫 실증연구이다. 문화바우처 정책성과를 분석한 연구는 최정민·박종웅(2013)과 양혜원(2012)이 전부이다. 하지만 회귀분석은 수혜계층과 비수혜계층의 질적인 차이가 존재하여 문화바우처 정책의 진정한 인과적 효과를 식별할 수 없다는 한계가 있다. 따라서 본 연구는 이러한 한계를 보완한 회귀절단설계(Regression Discontinuity Design)분석을 하였다.

실증분석을 한 결과, 문화바우처 정책으로 인해 저소득층은 5% 유의수준에서 가처분소득의 0.4%를 문화비에 더 많이 지출하는 것으로 나타났다. 비록 보조를

받지 않고도 문화소비를 하던 저소득층에게는 어떤 정책효과가 있는지는 알 수 없었으나, 정부의 보조가 없으면 문화소비를 전혀 하지 않던 가구의 문화소비를 증가시킨다는 것만으로도 충분히 정책목적은 달성했다고 볼 수 있다. 실제로 문화바우처 사용경험이 있는 저소득층만을 구분하면 가구당 최대 40만 원, 개인당 최대 18만 원을 1년에 문화비로 더 소비하며, 지원금액의 최대 3.6배의 효과가 있는 것으로 보인다. 한편, 문화바우처는 기초생보와 차상위층에게 동일한 혜택을 제공함에도 불구하고 차상위층의 문화소비수준이 더 높았으며, 대다수의 국민기초생활보장 수급가구는 문화소비를 하지 않는 것으로 나타났다. 이는 대다수의 기초생보가구가 인터넷 접근성이 상대적으로 떨어지는 노인, 장애인들이기 때문에 온라인 신청방법의 문제점 때문에 발생한 결과라고 해석할 수 있다. 결론적으로, 문화바우처 정책효과가 긍정적이었음에도 불구하고 이용자의 편의를 적절히 고려하지 못한 운영방식에 의해 그 효과가 강건성을 갖지 못하는 것으로 보인다.

따라서 본 논문은 다음과 같은 시사점이 있다. 바우처를 통해 저소득층을 대상으로 한 문화복지 정책은 이용자의 편의를 고려하지 않으면 목표한 정책성과를 기대할 수 없다. 특히, 인터넷 결제방식은 상대적으로 인터넷 접근성이 낮은 저소득층에게는 비효율적인 운영방식이다.

하지만 본 논문은 다음과 같은 한계점이 있다. RDD에 기초한 비모수추정방법상 정책경계선을 중심으로 일정범위의 표본을 분석하기 때문에 분석결과가 저소득층 전체의 결과라고 보기에는 다소 무리가 있으며, 실제 문화바우처 정책효과는 분석결과보다 더 작을 수 있다.

마지막으로, 추후 2011년도 문화바우처의 단위 당 지원금액 변화, 결제방식의 변화가 저소득층의 문화소비에 미치는 효과를 분석하면 흥미로운 결과가 나올 것으로 예상되며, 이 역시 중요한 연구주제가 될 것이다.

## VI. 참고문헌

- 강창희·유경준, 「고용보험의 사업주 직업능력개발 지원사업이 기업의 훈련투자결정에 미치는 영향」, 『한국경제의 분석』 15권 3호, 2009, 209~253, 한국금융연구원
- 김인, 「사회복지 서비스 전달에 있어서 바우처제도의 시장 경쟁성과 수급자 선택권이 서비스 질에 미치는 영향」, 『한국행정논집』 제22권 제2호(2010 여름), 2010, 397~425
- 김재걸, 「여행바우처의 도입과 효과」, 『2006 강원 국제관광학술대회』, 2006, 111~122
- 김진, 「바우처제도의 이해와 현황 : 복지와 선택을 중심으로」, 『재정포럼』, 2007
- 김향자·유지윤, 「여행바우처제도 도입방안」, 『정책연구보고서99-03』, 1999, 한국문화관광연구원
- 김현주, 「여행바우처제도 시범사업 운영방안」, 『정책과제』, 2004, 한국문화관광연구원
- 양혜원, 「문화복지 정책의 사회·경제적 가치 추정과 정책방향」, 『기본연구 2012\_33』, 2012, 한국문화관광연구원
- 용호성, 「문화 바우처 정책의 쟁점과 방향」, 『문화정책논총』 제26집 1호, 2012 99~124
- 유한욱, 「재정효율성 제고를 위한 시장원리 활용방안 - 바우처제도를 중심으로 -」, 『정책연구시리즈 2006-02』, 2006, 한국개발연구원
- 윤윤규 외, 「노동시장정책 평가방법론 및 다부문 거시산업모형 DB 구축」, 한국노동연구원, 2012
- 윤정욱·문용·주성택, 「저소득가정의 아동 청소년의 스포츠바우처 참가와 셀프리더십 간에 자아존중감 및 자아효능감의 매개 및 조절효과」, 『한국체육학회지』 50(6), 2011, 75-89
- 정광호, 「바우처 분석: 한국과 미국을 중심으로」, 『행정논총』 제45권 1호, 2005
- 정광호·최병구, 「문화격차 분석과 문화바우처 정책설계」, 『지방정부연구』 제10권 제4호(2006 겨울), 2006, 63~89

- 정광호, 「바우처 : 공공서비스 선택권과 경쟁」, 『한국행정학회 하계학술발표논문집』, 2006
- 정광호, 「문화복지를 위한 문화바우처 활성화 방안」, 『2011 문화복지 정책 심포지엄』, 2011, 39~64
- 조구현, 「저소득 노인층을 위한 여행 바우처제도 도입에 관한 탐색적 연구」, 『호텔경영학연구』 제16권 제4호(통권 제39호), 2007, 183~200
- 최성은, 「바우처와 현금지원 : 보육료지원사업을 중심으로」, 『재정학연구』 3권 1호, 2010
- 최정민 · 박종용, 「문화복지 정책의 효과와 수혜자 만족도 연구-문화바우처를 중심으로」, 『한국행정학회 춘계학술발표논문집』 2013권 0호, 2013, 438~449
- 한국문화관광연구원, 「2003 문화향수실태조사」, 2003
- 한국문화예술위원회, 「2010 복권기금 성과평가 연구보고서」, 2011
- 한국문화예술위원회, 「문화바우처 사업 결과보고서」, 2011
- 한국문화복지협의회, 「문화바우처 사업 결과보고서」, 2010
- 복권위원회, 「2010 복권정보공개자료」, 2010
- 손유미(2010. 10.4.), 「반값 공연'문화바우처사업 왜 외면받나」, 『울산신문』, 1
- Crompton, J. L., "Recreation vouchers: a case study in administrative innovation and citizen participation.", *Public administration review*, 1983, 537-546.
- Frölich, M., "Regression discontinuity design with covariates. University of St. Gallen, Department of Economics", Discussion Paper, 2007, 2007-32
- Imbens, G. W. & Lemieux, T., "Regression discontinuity designs: A guide to practice", *Journal of Econometrics*, 142(2), 2008, 615-635.

## <부록 1>

본 논문은 소득인정액으로 정책수혜여부가 결정되기 때문에 보건복지부의 국민 기초생활보장법에서 제시한 소득인정액 계산방법을 이용하여 각 가구의 소득인정액을 산출하였다. 따라서 정책경계선은 2010년 최저생계비의 120%인 1,962.85만원(연간)이므로, 각 가구의 소득인정액을 계산하여 정책경계선 1,962.85만 원 이하에 속하는 가구를 수혜그룹으로, 1,962.85만 원 이상에 속하는 가구를 비수혜그룹으로 구분하였다. 소득인정액은 소득평가액과 재산의 소득환산액을 합하여 계산한다. 이 중 재산의 소득환산액은 일반재산과 금융재산, 자동차재산의 소득환산액을 모두 합하여 계산한다.

<표 7> 소득인정액 계산 방법

분류1	분류2	분류3	계산방법
소득 인정액	소득인정액		소득인정액 = 소득평가액+재산의소득환산액
	소득평가액		소득평가액 = (실제소득-가구특성별지출비용-근로소득공제)
	재산의 소득 환산액	재산의 소득 환산액	재산의소득환산액 = (재산-기본재산액-부채) × 소득환산율
		일반 재산소득 환산액	일반재산소득환산액 = (재산가액-기본재산액-부채) × 소득환산율(4.17%)
		금융 재산소득 환산액	금융재산소득환산액 = (재산가액-차감액)*소득환산율(6.26%)
		자동차 소득 환산액	자동차소득환산액 = 재산가액 × 소득환산율(100%)

소득인정액 계산에서 사용된 재정패널 변수는 <표 8>에 정리되어 있다. 먼저, 일반재산 소득환산액 계산을 위해 사용된 재정패널의 변수를 살펴보면, <표 8>의 재산가액에 해당하는 변수들을 모두 더하여 계산하였다. 기본재산액은 2009~2011년 기간 대도시/중소도시/농어촌은 각각 5,400만 원, 3,400만 원, 2,900만 원이다.

두 번째로 금융재산 산출은 <표 8>에서 보듯이 금융재산가액에 해당하는 항목들을 모두 합하였다. 또한, 금융재산 차감액은 <표 8>과 같이 금융재산 차감액 항목을 모두 합산하였다. 마지막으로 자동차 재산가액은 자동차의 조사연도와 연식 차이에 연간 감가상각율을 5%로 할인하여 현가를 산출하고 각 가구가 보유(최대 6대)하고 있는 자동차의 가치를 합산하여 소득인정액을 계산하였다.

<표 8> 소득인정액 계산 시 활용한 재정패널 변수

분류1	분류2	변수명
소득평가액	실제소득	1. 가구외부에서 받은 용돈, 생활비, 학비 등
		2. 국민기초생활보장급여
		3. 정부지원현금
		4. 노인요양특별급여
		5. 그 외 기타소득
재산의 소득환산액	일반재산 재산가액	1. 가구원이 거주주택의 전세 및 월세의 보증금
		2. 가구원이 비거주주택의 전세 및 월세의 보증금
		3. 주택이외건물(상가 등)의 전세 및 월세의 보증금
		4. 현재 거주주택 외 보유주택
		5. 주택이외의보유부동산(임야, 전답, 토지, 상가)
		6. 보유회원권(골프, 콘도 등)
		7. 농기계, 가축
		8. 선박, 건설 중장비
	금융재산 재산가액	1. 은행 등 금융기관 예·적금
		2. 펀드 가입 금액
		3. 채권 보유 금액
		4. 주식 보유 금액
		5. 저축성 보험, 연금성 보험
		6. 빌려준 돈
		7. 기타 금융자산
8. 작년 한 해 주택마련저축 또는 주택마련펀드 불입한 금액		
금융재산 차감액	1. 금융재산에서 학자금 대출	
	2. 금융기관 대출	

# The Effect Of Cultural Voucher on The Cultural Consumption for Low Income Household

Inyu Kim<sup>6)</sup>

The purpose of this study is to estimate the effect of Cultural Voucher on the Cultural Consumption for low income household. This study shows how 120% of Recognized Income as threshold in Cultural Voucher assignment rule can be exploited to obtain the effect of Cultural Voucher with Non-parametric estimation based on Regression Discontinuity Design(RDD) framework. Using the national survey of tax and benefit data in 2010, it was found that Cultural Voucher has an effect on the increasing Cultural Consumption for low income household to statistical and economic extents. This result implies that Cultural Voucher has played a role in improving Cultural Consumption for low income group as a subsidy.

**Key Words:** Cultural voucher, Cultural Welfare, Regression Discontinuity

---

6) Myongji Univ., 34, Geobukgol-ro, Seodaemun-gu, Seoul, 02-300-0680,  
E-mail: yelldiary@gmail.com





# 다자녀 가구 정책의 효과 분석

- 전기 요금, 자동차 취·등록세 중심으로 -

■안 새 롬\*

---

\* 現 중앙대학교 경제학과 석사과정. 010-2811-4678. shalom317@naver.com



# 차 례

I. 연구 배경 및 목적 .....	413
II. 선행 연구 .....	415
III. 정책 소개 및 기초 분석 .....	417
1. 정책소개 및 자료 .....	417
2. 기초통계 .....	420
IV. 실증 분석 .....	423
1. 전기요금 감액 정책 분석 .....	423
2. 자동차 취·등록세 감면 .....	428
V. 결론 및 시사점 .....	432
VI. 참고문헌 .....	433



# 다자녀 가구 정책의 효과 분석

## - 전기 요금, 자동차 취·등록세 중심으로 -

안 새 롬

### 요 약

본 연구는 현재 우리나라의 다자녀 정책이 다자녀 가구의 실질적 지출에 어떠한 영향을 미치는지 알아보기 위한 연구이다. 우리나라는 이미 출산율이 OECD국가들의 평균에도 미치지 못하는 심각한 저(低)출산 국가이다. 출산율을 높이기 위해 시행되는 다자녀 가구에 대한 여러 가지 정책 중 다자녀 가구의 생활과 관련된 전기 요금 감액과 자동차 취·등록세를 면제 정책을 살펴본다. 재정패널 5차년도의 자료를 통하여 DID 방식으로 분석을 한 결과 전기 요금이 유의하게 감소, 새로운 자동차의 구입이 증가하는 결과가 나타났다. 본 연구 결과는 다자녀 가구의 정책의 효과를 통하여 정책이 잘 이루어지는지 판단하고, 향후 정부의 다자녀 정책 방향을 설정하는데 도움이 되는 바탕이 될 것이라 생각한다.

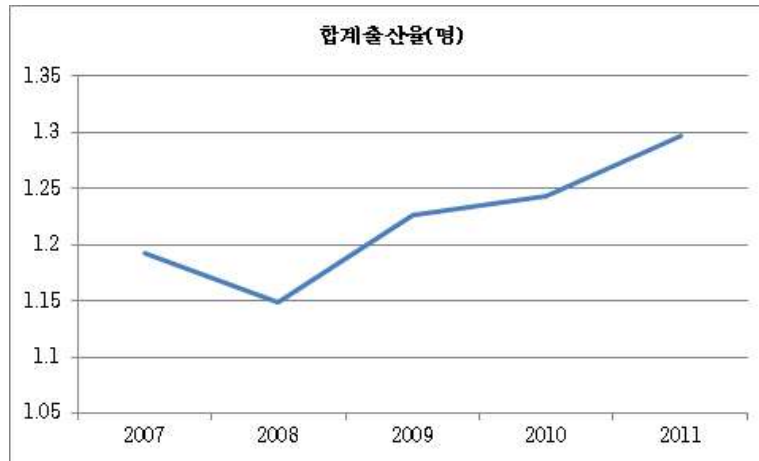
**키워드**: 다자녀 가구(Multichild Family), 정책 효과(effect of policy), 저 출산 (low birth-rate)

## I. 연구 배경 및 목적

우리나라의 저 출산 문제는 이미 모든 국민이 인식하고 있을 정도로 심각하다. 지난 2012년, 우리나라의 합계 출산율은 1인당 1.30명으로<sup>1)</sup> 경제협력개발기구(OECD)의 평균에 미치지 못하고 있다. 지난 3년간 출산율은 2009년 1.15명에서 2010년 1.24명, 2011년 1.25명으로 소폭 증가하였으나 2013년 예측에 의하면 신생아 수는 다시 1.1명 정도로 줄어들 것으로 보인다.

1) KOSIS 국가 통계 포털. 한국의 주요지표. 2013년 10월 27일 최종방문.  
([http://kosis.kr/nsportalStats/nsportalStats\\_0101Body.jsp?menuId=all](http://kosis.kr/nsportalStats/nsportalStats_0101Body.jsp?menuId=all))

[그림 1] 5년간 우리나라 합계출산율 추이



(출처 : 통계청)

이는 다양한 요소들이 작용하여 만들어진 현상으로 해석할 수 있다. 먼저 우리나라 여성들의 결혼 연령이 늦어지고 있다. 여성의 임금 상승, 사회 진출 증가, 기술 진보 등으로 결혼의 효용이 그만큼 감소되었기 때문이다. 또 다른 요인으로는 결혼을 이미 했더라도 경제적, 사회적인 여러 요인으로 인하여 출산을 지연시키는 것이다. 마지막으로 결혼을 해서 이미 출산을 했더라도 그 자녀의 수가 예전에 비해서 점차 줄어드는 추세가 나타나고 있다.

저 출산 문제는 이처럼 하루아침에 일어난 것이 아니라 장기적으로 발생한 현상이라고 볼 수 있다. 따라서 이러한 문제에 대비하는 해결책 역시 장기간에 걸친 다자녀 정책을 사용하는 것이 바람직하다. 이에 따라 정부에서 다자녀 가구에 혜택을 주는 정책을 살펴보았다. 그 중에서 특히 전기요금 감액과 다자녀 자동차 취·등록세 감면 혜택을 중점으로 살펴보기로 했다. 이러한 성격의 정책들은 현재 다자녀 가구에 대한 혜택뿐만 아니라, 다자녀 가구에 대한 혜택이 많다는 인식을 젊은 층에 심어줌으로써 장기적 효과까지 얻을 수 있기 때문이다.

우리나라는 지난 2009년 7월부터 기존 50%를 지원해주던 다자녀 자동차 취·등록세 감면 정책을 100%로 확대했다. 또한 같은 해 8월에는 다자녀 가구에 대한 전기요금을 감해주는 정책 또한 시행했다. 자동차는 수명이 길고 가격도 높기 때문에 선뜻 바꾸지 못하는 내구재에 속하지만 초기 정부의 정책이 발표될 당시에

는 기한을 2012년 말까지로 설정하면서 다자녀 가구가 자동차를 2012년 안에 바꾸도록 하는 여지를 마련했다고 볼 수 있다. 전기료의 경우에는 즉각적으로 효과가 나타나는 지표이다.

이 두 가지 정책은 재정패널 5차년도 기간 중간에 시행된 정책으로 정책 이전과 정책 이후의 효과를 살펴보기에 적합하다고 판단하였다. 다자녀 가구 정책 같은 경우에는 각 지방 단체에서 주도하지만 시행 시기는 대부분 거의 일치하였다. 그러나 정책의 혜택을 받기 위해서는 정책 수혜자가 직접 신청을 해야 적용된다는 점에서 추후 더 보안을 해야 한다는 점이 있다.

전기요금 감액과 자동차 취·등록세 감면의 효과를 분석함으로써 앞으로 정부가 어떠한 방향으로 정책을 설정하여야 하는지 도움이 될 것으로 생각한다. 또한 이러한 효과는 일반 사람들에게 다자녀 가구가 혜택이 있다는 인식을 갖게 해 줄 것이고 장기적으로 보았을 때 자녀를 많이 낳아도 될 것이라는 인식을 심어줄 수 있을 것이다. 따라서 장기적으로 보았을 때에 우리나라의 출산율을 끌어 올릴 수 있는 발판이 될 것이라 생각한다.

## II. 선행 연구

우리나라가 다자녀 가구에 대해 관심을 갖은 지는 역사가 얼마 오래되지 않았다. 또한, 전기료 감면이나 자동차 취·등록세 감면과 같은 정책은 시행된 지 오래되지 않았기 때문에 이와 관련된 연구는 아직 없는 실정이다. 따라서 선행 연구를 참조하는데 쉽지 않았음을 먼저 밝힌다. 저 출산과 관련된 이전의 연구들은 여성의 노동공급의 변화, 혹은 노동 시장의 재진입과 관련된 연구들이 많이 있다(최성은·우석진, 2009).<sup>2)</sup> 또한, 저 출산을 극복하기 위해서 보육서비스가 기혼여성의 출산에 미치는 영향을 조사한 연구에 따르면, 보육서비스 정책이 개입되면서 기혼여성의 출산결정에 12% 증가하는 효과를 보았다고 나타난다(이용복·이소희,

---

2) 최성은·우석진(2009), 「보육지원정책의 적정성 및 효과성 분석」, 『한국보건사회연구원 사회재정평가센터 연구보고서』, 2009-31-4

2004).<sup>3)</sup> 그러나 다자녀에 한해서 그 정책의 효과를 알아 본 연구는 다자녀 가구와 주택 소비와의 상관성에 대한 연구를 한 것이 있다(박천규·이영, 2011).<sup>4)</sup> 여기서는 도구변수 개념을 사용하여 다자녀가 주택소비에 미치는 영향을 연구하였다. 주택 가격과 전세 가격은 자녀수가 증가할수록 지속적으로 낮아지며 특히 3자녀 이상일 경우에 감소효과가 가장 큰 것을 밝혔다. 또한 '사회취약 계층을 위한 교통·통신감면제도'의 감면규모와 이용실태를 조사한 자료가 있다. 일부 사각지대에 있는 이용자를 위한 시설 개선이나 감면제도 홍보의 필요성을 주장하고 있다(고경환, 2002).<sup>5)</sup> 한편 직접적인 다자녀 정책은 아니더라도 자녀의 교육비나 보육비를 절감함으로써 향후 출산을 할 수 있는 의향을 증가시키는지 연구한 논문으로(신윤정, 2008)<sup>6)</sup>의 연구가 있다. 분석 결과 교육비나 보육비의 절감으로 인하여 향후 출산 의향이 유의하게 증가하는 것으로 나타났다.

다자녀 가구 정책이 시행되고 난 이후에 아이를 셋 이상 낳는 '다산(多産) 가정'이 조금씩 늘고 있다는 내용의 신문기사도 있다. 작년 출생아 가운데 셋째 아이 이상 비중은 100명 중 11명꼴로 27년 만에 가장 높았다는 사실을 바탕으로 정부의 다자녀 우대정책이 영향을 끼친 것이 아닌지 예측하고 있으나, 명확한 인과관계를 밝혀내기에는 무리이다.<sup>7)</sup>

따라서 이 논문을 통하여 다자녀 가구 정책이 시행된 이후 다자녀 가구의 전기요금 지출이 얼마나 줄었는지, 혹은 전기 사용량의 증가가 있었는지 분석을 통하여 알아볼 것이고, 자동차 취·등록세 감면 혜택이 다자녀 가구가 새로운 차를 사려는 결정에 얼마만큼의 영향을 미치는지 분석해보고자 한다. 이는 기존의 선행연구들이 가진 저 출산과 여성의 노동 공급에서 미치는 영향에서 더 나아가 현재 직접적으로 다자녀 가구에 미치는 효과를 밝혀 낼 수 있을 것이다.

---

3) 이용복·이소희(2004), 「보육서비스가 기혼여성의 출산결정에 미치는 영향」, 『한국가족복지학』, 제9권 2호 pp95-113.  
 4) 박천규·이영(2011), 「다자녀가 주택소비에 미치는 영향」, 『국토 계획』, 제 46권 제 3호  
 5) 고경환 (2002), 「사회취약계층을 위한 교통·통신요금감면제도 : 감면규모와 이용실태」, 『보건복지포럼』, 제 65호.  
 6) 신윤정(2008), 「보육·교육비 부담이 출산 의향에 미치는 영향 분석」, 『보건사회연구』, 28(2), 103-134  
 7) 김용식·허정현 기자, 「다자녀 우대정책 효과?」, 『한국일보』 (2012.03.12.)

### Ⅲ. 정책 소개 및 기초 분석

#### 1. 정책소개 및 자료

##### 가. 전기요금 감액 정책

다자녀 전기요금을 감해주는 제도는 2009년 8월부터 각 지방자치 정부에 의해 시행되었다. '3자녀 이상 가구 전기료 감액' 정책의 대상은 세대별 주민등록등본 상 자녀가 3명 이상인 가구가 해당한다. 전기료 감액은 월 전기요금의 20%를 할인해주며, 2011년 9월부터 이 감액의 한도를 12,000원으로 설정했다. 이 혜택을 받기 위해서는 한국전력공사 지점을 방문하거나 전화 신청 후 팩스나 우편으로 서류 접수, 또는 인터넷, 아파트 관리사무소로 신청하는 방법이 있다. 자세한 정책의 내용은 <표 3-1>과 같다.

<표 3-1> 3자녀 이상 가구 전기료 감액 정책 내용<sup>8)</sup>

3자녀 이상 가구 전기료 감액 정책
대상 : 세대별 주민등록등본 상 자녀가 3명 이상인 가구
지원내용 : 월 전기요금 20% (12,000 한도) 할인
신청방법 : 한국전력공사 지점 방문 국번없이 123 신청 후, 구비서류는 팩스나 우편 인터넷 한전사이버 지점 ( <a href="http://www.cyber.kepco.co.kr">www.cyber.kepco.co.kr</a> ) 아파트 관리비에 전기요금이 포함된 경우 아파트 관리사무소에 신청
제출서류 : 신청서(정보이용동의서) 1부 주민등록등본 1부 신분증 사본 1부

출처 : 마음더하기 정책포털

8) <http://momplus.mw.go.kr/>

다자녀 가구 전기료 감액 정책 전에도 '5인 이상 대가족 요금제도'가 존재했다. 이는 가족 구성원이 5인 이상인 경우에 301~600kWh 구간에 대해서만 한 단계 낮은 누진단가를 적용하는 것이다. 따라서 3자녀 이상 가구에서는 이 정책과 기존 '5인 이상 대가족 요금제도' 중에서 할인 폭이 더 큰 것을 선택할 수 있는 여지가 생긴다.

각 가구가 합리적으로 행동한다고 가정했을 때, 더 낮은 요금 정책을 선택하기 마련이다. 각 전기 사용량에 따른 전기 요금을 계산해 보았을 때, 67,420원이 되는 구간부터 '5인 이상 대가족 요금제도'가 3자녀 이상 전기료 감액 정책보다 효과가 더 좋은 것으로 나타났다. 또한 누진세가 적용되는 구간 전인 43,200원 구간은 '5인 이상 대가족 요금제도'가 적용되지 않는 구간으로 나타났다. 이 같은 구간으로 살펴본 결과, 전기세가 월 67,421원 이상으로 나오는 가구는 3자녀 이상 다자녀 가구이더라도 '5인 이상 대가족 요금제도'의 기존 제도를 고수할 것이다. 그렇기 때문에 이 구간에 대한 정책 분석은 하지 않았다.

<표 3-2> 각 구간에 유리한 정책<sup>9)</sup>

3자녀 이상 가구 전기료 감액 정책	
0원 ~ 43,200원(300kWh)	5인 이상 대가족 요금 < 3자녀 이상 가구 전기료감액
43,201원 ~ 67,419원(400kWh)	5인 이상 대가족 요금 < 3자녀 이상 가구 전기료감액
67,420원(401kWh) ~	5인 이상 대가족 요금 = 3자녀 이상 가구 전기료감액

출처 : 저자계산

정책이 시행된 2009년(재정패널 3차년도)과 그 이전 연도인 2차 년도의 자료를 사용했다. 2차, 3차 년도에 해당하는 전체 가구의 수는 5,216가구이다. 처리집단에 해당 할 2차, 3차 모두 자녀의 수가 3명 이상인 가구를 택해주었더니 총 306가구가 선정되었다. 그 외에 2차, 3차 모두 자녀의 수가 3명 미만인 가구를 통제 집단으로 설정해주었다. 이 수는 총 4,057가구이다.

9) 각 구간은 한국전력 사이버지점 홈페이지에 있는 전기료 계산기를 참조하였다. 첫 번째 구간은 기존에 5인 이상 대가족 요금이 반영되지 않은 저사용 구간이다. 두 번째 구간은 기존 5인 이상 대가족 요금이 있었던 구간이며, 이 구간에서는 3자녀 이상 가구 전기료 감액 정책이 더 혜택이 큰 것으로 나타난다. 세 번째 구간은 5인 이상 대가족 요금과 3자녀 이상 가구 전기료 감액이 같아지는 구간으로 효과가 어느 정책의 영향인지 알 수 없어 보류하기로 했다.

## 나. 자동차 취·등록세

‘다자녀 가구 자동차 취·등록세 100% 감면’ 정책이 시작된 것은 2009년 7월 1일부터이다. 그 이전까지는 50%의 감면을 시행하고 있었으나, 정부는 2009년 7월 1일부터 전국적으로 100%의 자동차 취·등록세를 감면해주기로 정책의 시행을 확대하였다. 처음 정책이 확대 되었을 당시에는 2012년 말까지만 지원해준다는 조건을 붙여 다자녀 가구가 자동차를 좀 더 일찍 마련해야 할 요인을 제공해주었다. 자동차가 쉽게 바꾸지 않는 내구재이기 때문에, 재정패널 5차 년도가 짧지 않는지 생각할 수도 있지만, 정책 발표 당시 2012년이라는 기한이 있었기 때문에 정책으로 인해 나타나는 효과를 살펴보기에 충분한 시간이라고 생각했다.

지원내용은 18세 미만의 자녀 3명 이상을 양육하는 자가 양육을 목적으로 2012년 12월 31일까지 자동차를 취득하는 경우에 먼저 감면 신청하는 자동차 1대에 대해서 취득세를 면제하는 것이다. 감면 대상 자동차 중에서 1순위는 7인승 이상 10인승 이하의 차이다. 일반 승용차의 경우는 세액 경감 한도 제를 도입하여 140

<표 3-3> 다자녀 가구 자동차 취·등록세 감면<sup>10)</sup>

자동차 취·등록세 감면 정책
<p>대상 : 자동차 취득시점에 가족관계 등록부 상 18세 미만 자녀(양자, 배우자의 자녀 및 양자 포함)가 3명 이상인 가구</p> <p>지원내용 : 18세 미만의 자녀 3명 이상을 양육하는 자가 양육을 목적으로 2012년 12월 31일까지 취득(대체취득을 포함)해서 등록하는 자동차로서 다음의 자동차 중 먼저 감면 신청하는 1대에 대해서 취득세 면제</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>· 1순위 - 7인승 이상 10인승 이하</li> <li>· 2순위 - 15인승 이하 승합차</li> <li>· 3순위 - 1톤 이하인 화물차, 이륜자동차</li> </ul> <p>* 일반승용차는 세액경감한도제를 도입하여 140만원까지 취·등록세를 경감하며, 140만원 초과금액에 대해서는 본인이 부담하게 됩니다.</p> <p>신청방법 : 신청자격 : 차량등록 시 주민등록등본 또는 가족관계증명서 제시</p> <p>문의전화 : 주소지 시군구 세무부서</p> <p>제출서류 : 주민등록등본 또는 가족관계증명서</p>

출처 : 마음더하기 정책포털

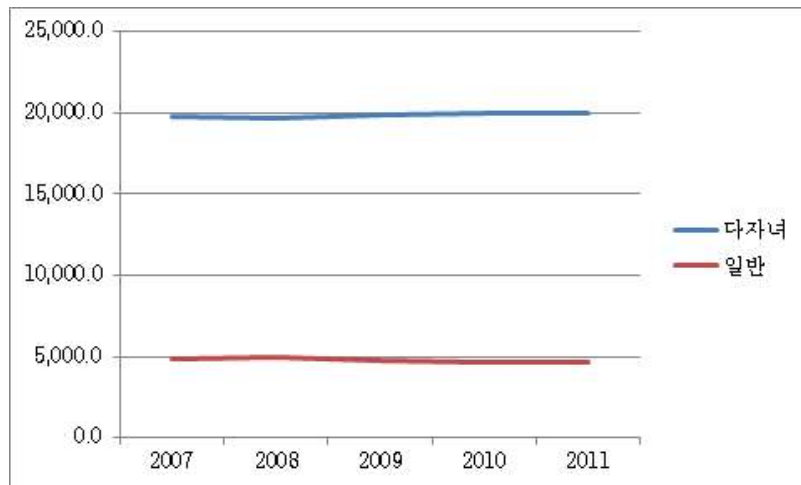
10) <http://momplus.mw.go.kr/>

만원까지 취·등록세를 감면해주며 그 이상의 초과 금액에 대해서는 본인이 부담하여야 한다. 신청은 차량을 등록할 때 주민등록등본 혹은 가족관계증명서를 제출하면 된다.

자동차 취·등록세 감면 정책의 경우는 재정패널 1차부터 5차 년도까지의 자료를 모두 사용해 주었다. 자동차 취·등록세 감면에 대해서 가구원으로 정리한 결과 24,621명이 1차부터 5차 통계로 집계되었다. 2007년도에 18세 미만의 자녀가 3명 이상인 가구원 수는 총 19,755명이었고, 18세 미만 자녀가 3명 미만인 경우의 가구원 수는 4,866명이었다.

2007년도부터 2011년도까지 18세 미만의 자녀가 3명 이상인 가구원과 그렇지 않은 가구원 수는 정리해보면 다음과 같다.

[그림 3] 5년간 각 가구원의 변화 추이



(출처 : 재정패널 2,3차년도)

## 2. 기초통계

### 가. 전기료

전기료의 처리집단은 2차, 3차년도 모두 3자녀 이상인 가구이다. 통제집단은 2차, 3차년도 모두 3자녀 이하인 가구로 두었다. 이에 앞서서 먼저 각 집단에 대해

서 3차년도와 2차년도의 전기 요금 차이를 비교하였다. 2차 년도와 3차년도 전기 요금을 납부한 가구는 약 5,000가구 정도이며 평균적으로 약 4만원의 전기 요금을 내고 있는 것으로 나타났다. 2차 전기료와 3차 전기료의 최대의 값은 큰 차이가 있으나 3차 전기 요금에서 50만 원 이상으로 나온 110만원 값은 단 한 가구만 존재했다.

<표 3-4> 전기 요금의 기초통계

이름	관찰 수	평균	표준편차	최소값	최대값
2차 전기료	5,039	4.292677	3.233215	0	50
3차 전기료	4,830	4.469462	3.74818	0	110

출처 : 재정패널 2,3차년도

전기료 비교에 앞서서 먼저 전기료와 비슷한 특성을 가진 수도료, 도시가스 요금에 대해서 regression을 해보았다. 이를 먼저 한 것은 수도 요금과 도시가스 요금은 전기요금처럼 매 월 납부하는 비슷한 특성을 가진 요금임에도 불구하고 전기세 감면 정책이 시행 되는 2009년 당시 감면 혜택이 없었기 때문이다. 만약 수도 요금과 도시가스 요금에는 처리집단과 통제 집단 간 차이가 없지만, 전기 요금에만 처리 집단의 효과가 발생한다면 이는 확실한 전기료 감면 정책의 효과라고 볼 수 있을 것이다.

<표 3-5> 수도요금과 도시가스요금의 기초통계량

이름	관측 수	평균	표준편차	최소값	최대값
수도요금	4,720	0.783898	1.440941	-18	48.5
도시가스요금	4,720	0.6462182	4.022263	-20	31

출처 : 재정패널 2,3차년도

<표 3-6> 수도요금과 도시가스요금 회귀분석 결과

(단위 : 원)

	수도요금 변화	도시가스 요금 변화
다자녀가구 요금 변화	-1.042915 (-1.28)	.4932182 (2.06)*
_cons	0.0732457	0.5940367
Std. Err.	0.817614	0.2390387
F(1, 4337)	1.63	4.26
Prob > F	0.2022	0.0391
R-squared	0.0004	0.0010
Adj R-squared	0.0001	0.0008
Roots MSE	1.3789	4.0313

\* p<0.05

수도요금과 도시가스 요금에 대해 회귀분석을 한 결과, 다자녀 가구의 수도 요금 변화는 다자녀 가구가 아닌 일반 가구보다 약 1,100원 정도가 감소했지만 그 값은 유의하지 않다고 볼 수 있다. 도시가스 요금의 경우에는 다자녀 가구의 요금이 그렇지 않은 일반 가구보다 4,900원 정도 유의하게 증가하는 현상을 보였다. 그러나 전기료가 감소하는 유인에는 오히려 반대의 작용이라 볼 수 있으므로 도시가스 요금은 큰 상관성이 없다고 볼 수 있다. 따라서 다자녀 가구의 2009년도 수도 요금과 도시가스 요금은 전년도에 비하여 별다른 변화가 없었거나 증가하는 경향을 보였다고 정리할 수 있다.

#### 나. 자동차 취·등록세

다자녀 가구의 실험 그룹 설정은 전기료와는 조금 다르다. 자동차 취·등록세 정책이 전기료 감액 정책과는 다르게 대상을 설정하고 있기 때문이다. 자동차 취·등록세를 감면 받을 수 있는 가구는 자녀가 3명 이상인 것을 동일하지만, 그 자녀 모두가 18세 미만이어야 한다는 내용이다. 한 명이라도 18세 이상이 되는 가구는 혜택을 받을 수 없다.

먼저 실험 그룹을 18세 미만 자녀가 3명 이상인 가구로 설정했으며, 통제집단은 그와 반대로 18세 미만 자녀가 3명 이하인 가구로 설정해 주었다.

<표 3-7> 18세 미만 자녀와 자녀수 기초 통계량

이름	관측 수	평균	표준편차	최소값	최대값
1차 18세 미만 자녀	1,921	1.67413	0.629982	1	4
2차 18세 미만 자녀	2,005	1.679302	0.636855	1	4
3차 18세 미만 자녀	1,866	1.677385	0.643293	1	4
4차 18세 미만 자녀	1,770	1.681356	0.649514	1	4
5차 18세 미만 자녀	1,671	1.675643	0.653960	1	4
1차 자녀	1,921	1.86413	0.646118	1	5
2차 자녀	2,005	1.903741	0.651431	1	5
3차 자녀	1,866	1.92283	0.661823	1	5
4차 자녀	1,770	1.929944	0.667976	1	5
5차 자녀	1,671	1.92699	0.668851	1	5

출처 : 재정패널 2,3차년도

## IV. 실증 분석

### 1. 전기요금 감액 정책 분석

#### 가. 전기요금 감면

전기요금 혜택에 대해서 각 2가지 구간으로 나누어 살펴보았다.

첫 번째는 '3자녀 이상 가구 전기료 감액'정책이 '5인 이상 대가족 요금제도' 정책보다 혜택이 우월한 월 67,421원 미만의 구간이다. 앞서 설명하였듯이 이 67,420원은 각 전기량에 대해서 전기료로 환산해주는 계산기를 이용하였다.<sup>11)</sup> 이 구간에서는 합리적인 가구라면 3자녀 이상이면서 5인 이상인 가족은 '5인 이상 대가족 요금제도'보다는 '3자녀 이상 가구 전기료 감액'정책을 택할 것이다. 이 구간에서는 처리집단의 전기 요금이 통제집단에 비하여 월 2,000원 정도 감소했다고는 하지만 유의하지 않은 값이다.

11) 한국전력공사(KEPCO) 계약종별 전기요금 계산기 이용 (<http://cyber.kepco.co.kr>)  
: 그러나 이러한 전기량을 전기료로 환산해주는 계산기는 2013년 1월 14일 고시된 요금을 바탕으로 하였기 때문에 해당 연도의 요금에 정확하게 맞춰지지 않은 점이 아쉬움으로 남는다.

<표 4-1> 전기료 감액 회귀분석 결과

(단위 : 원)

	다자녀혜택 우월 구간	다자녀혜택만 존재하는 구간
다자녀 가구의 요금 변화	-2143283 (-1.72)	-4735914 (-3.45)*
cons _	-1803871 (-5.65)	-3408025 (-11.11)
Number of obs	3759	2649
Std. Err.	.1248821	.1374329
F(1, 4337)	2.95	11.87
Prob > F	0.0862	0.0006
R-squared	0.0008	0.0045
Adj R-squared	0.0005	0.0041
Roots MSE	1.8935	1.5391

\* p<0.05

두 번째 구간은 '3자녀 이상 가구 전기료 감액'만 존재하는 구간이다. '5인 이상 대가족 요금제도'는 301kWh부터 한 단계 낮은 누진세를 적용하기 때문에 전기량이 300kWh이하인 다자녀 가구는 이 한 가지 정책만 선택할 수 있다. 다자녀가 아닌 5인 이상 대가족은 아무런 혜택도 받지 못한다. 이 구간의 경우에는 통제 집단에 비하여 유의한 수준에서 월 4,700원 정도의 전기요금이 감소하는 결과를 가져왔다. 자세한 내용은 <표 4-1>에 나타나있다.

따라서 다자녀 가구 혜택으로 주어진 '전기요금 감액' 정책은 기존 '5인 이상 가구'정책의 수혜를 받고 있던 구간에서는 유의하게 감소하는 효과는 나타나지 않았지만, 혜택을 받지 못하고 있던 구간에서는 유의하게 전기료가 4,700원 감소하는 효과를 보았다.

#### 나. 식료품 구입

다자녀 전기요금 혜택만 존재하는 구간에서는 정책 시행 1년 만에 월 4,700원의 감소효과를 보았다. 이는 정책 시행이 8월부터 되었다는 점을 감안한다면 실제 효과는 더 크다고 볼 수도 있을 것이다. 이와 더불어 다자녀 혜택을 누린 가구가 혹

시 다른 항목으로 소비를 늘리지는 않았는지 다양한 항목을 통해 살펴보았다. 당장의 소비 증가를 가져온 곳은 외식비를 제외한 '식료품 구입비'였다.

<표 4-2> 식료품 구입비 회귀분석 결과

(단위 : 원)

	다자녀혜택 우월 구간	다자녀혜택만 존재하는 구간
다자녀 가구의 식료품 지출 변화 cons_	1.336818 (1.00) 1.142857 (3.34)	3.425183 (2.06)* 1.264211 (3.39)
Number of obs	3732	2630
Std. Err.	1.333801	1.666506
F(1, 4337)	1.00	4.22
Prob > F	0.3163	0.0399
R-squared	0.0003	0.0016
Adj R-squared	0.0000	0.0012
Roots MSE	20.219	18.66

\* p<0.05

식료품비 지출 또한 기존 5인 가구 혜택을 받고 있던 다자녀혜택 우월 구간보다는 다자녀혜택만 존재하는 구간 (전기량 저사용 구간)에서만 유의한 값으로 식료품 지출이 증가하는 변화를 가져왔다. 이를 통해서 짐작해 볼 수 있는 것 중 하나는 전기료 감액 정책으로 인해 생활의 큰 부분인 다자녀 가구의 식료품 지출이 늘어났다는 것이다.

#### 다. 전기량 분석

추가적으로 한국전력 인터넷 사이트에 명시된 전력량별 전기요금 표를 통해, 역으로 전기량 사용을 만들어보았다. 전기요금을 전기량으로 환산하는 정보는 자세하게 공개되지 않아 오차가 존재하는 한계가 있다. 그럼에도 불구하고 이러한 분석을 시도하는 이유는 전기요금이 감액되면서 다자녀 가구가 이전보다 전기량을 더 소비하는지 알아보기 위해서이다.

<표 4-3> 전기요금을 전기량으로 환산한 표<sup>12)</sup>

전기량 (Kwh)	전기요금 (원)	전기량 단계
0 ~ 50	0 ~ 3,040	1
51 ~ 100	3,041 ~ 5,730	2
101 ~ 150	5,731 ~ 11,750	3
151 ~ 200	11,751 ~ 17,330	4
201 ~ 250	17,331 ~ 26,260	5
251 ~ 300	26,261 ~ 34,580	6
301 ~ 350	34,581 ~ 49,000	7
351 ~ 400	49,001 ~ 63,140	8
401 ~ 450	63,141 ~ 90,080	9
451 ~ 500	90,081 ~ 113,200	10
500 이상	113,201 ~	11

임의로 정한 단계 설정 이후에 전기요금 감액 정책이 나오기 이전인 2차 년도와 정책이 나온 후의 3차 년도의 각 구간별 다자녀 가구 수를 비교해 보았다. 한국전력 홈페이지에 있는 전기료 계산기를 이용하여 구간을 50Kwh단위로 나누어 총 11개의 단계를 만들었고, 그에 따른 전기요금을 계산하였다. 전기량이 0Kwh인 경우에는 900원의 요금이 나왔지만 전기요금은 0원부터 구간을 설정해 주었다.

2차년도 전기량에서 가장 많은 비중을 차지한 단계는 28.83%가 나온 8단계이다. 8단계는 351 ~ 400Kwh의 전기량을 사용한 구간에 속한 가구이다. 이 단계에서의 전기요금은 49,000원에서 63,000원 정도이다. 3차년도 전기량 또한 2차년도와 비슷한 정도였다. 가장 많은 비중을 차지한 단계는 7, 8단계였다. 각 구간별 분포로 보았을 때 크게 달라진 부분을 찾을 수는 없었다. 그러나 미세한 단계별 관측 수의 변화가 존재했다. 먼저 9단계 이상일 경우에는 전기요금이 약 63,000원 꼴로 다자녀 가구 혜택이 별다르게 존재한다고 볼 수 없는 경우이다. 왜냐하면 이 가구들은

12) 저자 계산. 한국전력공사 계약종별 전기요금 계산기 이용

대개 이전부터 5인 이상 가구 혜택을 받아왔고, 다자녀 혜택과 동일한 혜택 구간이기 때문이다.

변화는 이전에 5인 이상 가구 혜택을 받지 못했던 저(低)사용구간에서 일어났다. 전기요금의 감소가 나타났던 43,200원 이하 구간이 전기량으로 바꾸면 약 1~6.5단계 정도까지이다. 이 단계에서는 전기량이 더 늘어난 것을 확인할 수 있었다.

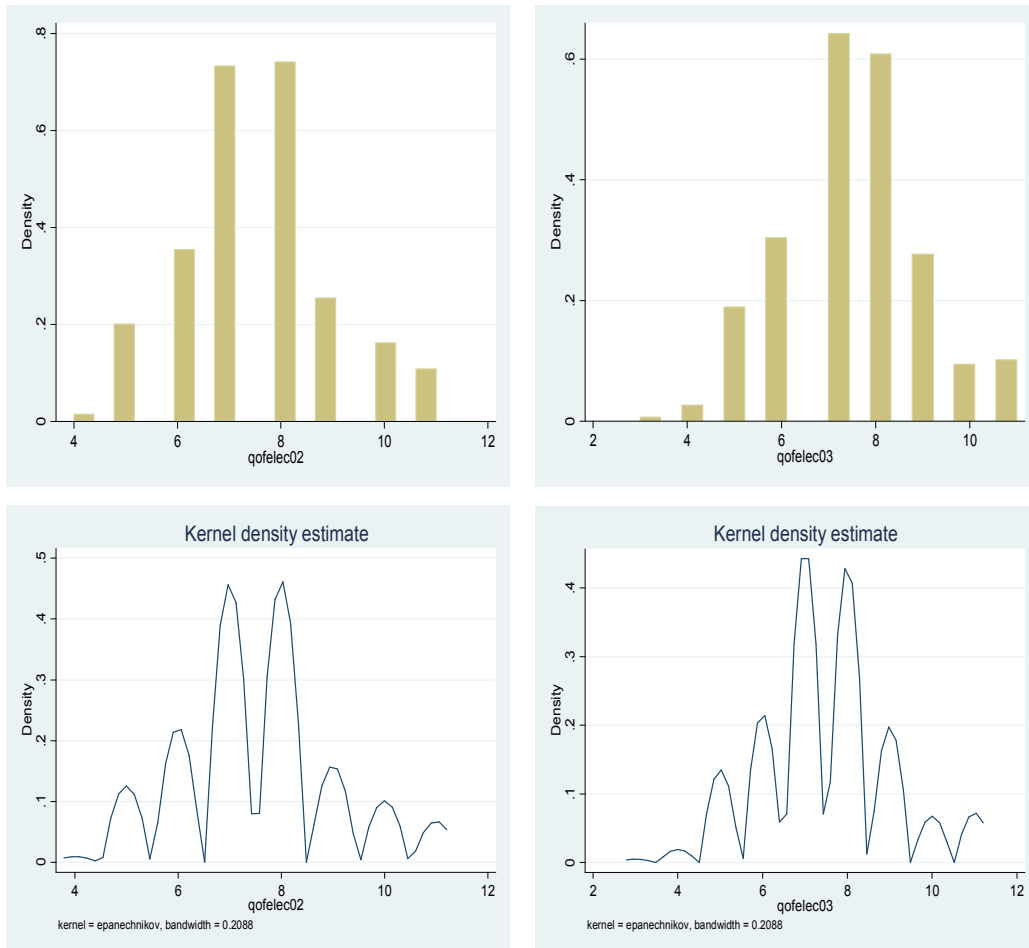
<표 4-4> 다자녀 가구 전기량 단계별 관측 수 변화

단계	2차년도 전기량			3차년도 전기량		
	Freq.	Percent	cum.	Freq.	Percent	cum.
1	0	0	0	0	0	0
2	0	0	0	0	0	0
3	0	0	0	2	0.59	0.59
4	2	0.60	0.60	7	2.05	2.64
5	26	7.81	8.41	31	9.09	11.73
6	46	13.81	22.22	48	14.08	25.81
7	95	28.53	50.75	94	27.57	53.37
8	96	28.83	79.58	88	25.81	79.18
9	33	9.91	89.49	40	11.73	90.91
10	21	6.31	95.80	14	4.11	95.01
11	14	4.20	100.00	17	4.99	100.00
합계	333	100		341	100	

따라서 원래 전기요금이 높았던 가구보다는 이전에 혜택을 못 받았던 전기요금이 낮은 다자녀 가구들에서 오히려 전기량 사용이 증가했다.

그림을 통하여서도 확인해보았다. [그림 4]를 보면 2차 년도에 사용한 전기량의 구간 분포와 3차 년도에 사용한 전기량의 구간 분포를 각각 보여주고 있다. 전기요금 정책 이후에 다자녀 가구의 전기량 히스토그램의 분포가 조금 달라진 것을 볼 수 있다. 정책이 시행된 날짜가 8월 이후인 것을 감안하여 본다면 정책의 효과가 1년이 채 되지도 않았는데도 유효한 변화가 나타난 것을 볼 수 있다.

[그림 4] 2차년도와 3차년도 전기량 비교



다자녀 가구 2차 년도 전기량 구간 분포

다자녀 가구 3차 년도 전기량 구간 분포

## 2. 자동차 취·등록세 감면

다자녀 가구 자동차 취·등록세 정책을 통해서 가장 먼저 볼 수 있는 변화라고 생각한 것이 해당 년도에 새로 구입한 차가 있는지의 여부이다. 이 정책은 다자녀 가구가 좀 더 큰 차를 바꾸게 하기 위한 지원 정책이므로 다자녀 가구가 새로운 차를 구입할 확률이 일반 가구보다 높아져야 할 것이다. 따라서 종속변수  $y$ 는 한

해 동안 새로 구입한 자동차의 존재 여부를 묻는 'new\_car' 더미 변수를 사용하기로 했다. 각 연도에 새로운 차를 구입하면 1, 그렇지 않으면 0으로 표시된다. 한편 여기에 각 연도별로 새로운 차를 사면 1, 그렇지 않으면 0으로 표시되는 연도 더미 변수 (year)를 넣었다. 또한 각 실험 그룹이 연도별로 어떤 효과를 갖는지 알아보는 treat \* year 변수를 추가했다. 따라서 다자녀 가구의 자동차 구입에 대한 효과는  $\delta_{2i}$ 을 보면 된다.

모형 설정 식은 다음과 같다.

$$y = \alpha + \delta_{1i} \sum_{i=8}^{11} year_i + \beta treat + \delta_{2i} \sum_{i=8}^{11} treat \cdot year_i + \epsilon_t$$

y = 새로 구입한 차의 유무

$\alpha$  = 상수항,  $\beta$  = 실험 집단에 대한 계수,  $\epsilon_t$  = 오차항

$\delta_1$  = 각 연도에 대한 더미 변수 계수,  $\delta_2$  = 각 연도별 실험 집단의 계수

### 가. 자동차 구입 (다자녀 가구 vs 다자녀이지만 18세 이상 자녀 가구)

자동차 취·등록세 같은 경우에는 전기요금 계산과는 다르게 재정패널 1차부터 5차 년도를 모두 사용하여 그 변화를 알아보았다. 그 중에서도 전기요금 정책에는 없고 자동차 취·등록세 정책에만 있는 조건을 생각해보았다. 바로 3자녀 모두가 18세 미만이어야 한다는 것인데, 이를 통해서 처리 집단을 18세 미만 자녀가 3명 이상인 가구로 설정해 주었다. 대신에 통제 집단은 처리 집단과 비슷한 성격이지만 18세 미만 자녀가 3명이 아닌 가구, 즉 한 명이라도 18세 이상이 된 가구를 선택했다.

<표 4-5> 자동차 구입 회귀 분석 결과

구분	새로운 차 구입 여부 (new_car)
2008년	.0163649 (0.47)
2009년	.0548265 (1.57)
2010년	.0266934 (0.76)
2011년	.0673944 (1.91)
다자녀가구	-.0051149 (-0.19)
다자녀가구*2008년	-.0105546 (-0.30)
다자녀가구*2009년	-.0232878 (-0.66)
다자녀가구*2010년	.0037805 (0.11)
다자녀가구*2011년	-.0382341 (-1.07)
_cons	.0935252 (3.55)
Number of obs	24621
F(1, 4337)	6.10
Prob > F	0.0000
R-squared	0.0022
Adj R-squared	0.0019
Roots MSE	.31035

\* p<0.05

분석 결과 다자녀 가구가 비슷하게 다자녀 가구이지만 자녀 모두가 18세 미만인 아닌 경우에 비해 차를 더 구입한다는 유의한 효과는 보이지 않았다. 정책이 일어난 후에 다자녀가구\*2011년을 보면 줄곧 마이너스이다가 플러스로 전환되었으나 유의한 값에서 일어난 변화는 아니기 때문이다. 그렇다면 일반 가구에 비해 다자녀 가구가 새로운 차를 구입할 확률은 어떻게 나타나는지 분석해보기로 했다.

#### 나. 자동차 구입 (다자녀 가구 vs 일반 가구)

정책 시행 이전인 1차년도, 2007년도를 제외하고 year더미 변수를 넣어주었다. 정책시행 이전인 2차년도와 3차년도의 값은 t값이 -1.10, -0.54로 유의하게 나오지 않았다. 그러나 이는 정책 시행 이전임을 감안하여 볼 때, 유의하지 않게 나온 것이 오히려 맞는다고 볼 수 있다. 정책이 시행된 첫 해인 4차 년도에 18세 미만 다

자녀 가구 중에서 차를 새로 구입한 수가 18세 미만 다자녀가구가 아닌 통제 집단에 비해서 유의하게 많은 것으로 나타났다.

<표 4-6> 자동차 구입 회귀 분석 결과

구분	새로운 차 구입 여부 (new_car)
2008년	.0074548 (1.19)
2009년	.0330173 (5.21)
2010년	.0274767 (4.33)
2011년	.0290916 (4.57)
다자녀가구	.0201509 (0.78)
다자녀가구*2008년	-.0390924 (-1.10)
다자녀가구*2009년	-.0191742 (-0.54)
다자녀가구*2010년	.082597 (2.31)*
다자녀가구*2011년	.0418126 (1.17)
_cons	.0879573 (19.78)
Number of obs	24621
F(1, 4337)	8.30
Prob > F	0.0000
R-squared	0.0030
Adj R-squared	0.0027
Roots MSE	.31023

\* p<0.05

다자녀 가구 자동차 취·등록세 면세 100% 확대 정책 이후에 바로 유의한 효과에서 변화가 일어나게 되었다. 또한 유의한 효과는 아니지만 그 이듬해까지도 그 효과가 지속되었다고 생각할 수 있다. 이는 자동차가 쉽게 바뀔 수 없는 내구재임에도 불구하고 처음 정책이 시행되었을 당시에 시한부 적인 정책이었기 때문에 단기간에 효과를 거둘 수 있었다고 생각된다. 그러나 현재는 그 기한이 연장된 상태이며, 자동차의 특성을 생각한다면 다자녀 가구가 새로운 차를 다시 살 확률은 높지 않다고 볼 수 있다. 따라서 정부의 입장에서는 더 많은 비용을 사용하지 않고도 정책을 계속 유지할 수 있는 유인이 생긴 것이라 볼 수 있다.

## V. 결론 및 시사점

본 연구는 다자녀 가구 정책 중에서 다자녀 전기요금 감액, 다자녀 자동차 취·등록세 면제 2가지 정책에 대해 효과를 살펴보았다.

첫째, 전기요금 감액 정책은 기존 '5인 이상 대가족 요금제도'와 중복되는 구간이 있었다. 다자녀 가구는 대체로 기존 5인 이상 정책의 혜택을 받고 있었던 가구이기 때문에 정책 시행에 전기료의 절감에서 유의한 변화는 나타나지 않았다. 그러나 기존 5인 이상 대가족 요금제도 정책의 혜택을 입고 있지 못했던 전기 저사용 구간에서는 월 4,700원의 전기세가 감액하는 효과가 발생하였다. 이를 통하여 다자녀 가구의 전기 사용 혜택은 이전에 비하여 그 혜택 범위가 좀 더 넓어졌다고 말할 수 있다. 또한 식료품에서 월 지출이 증가하는 변화가 나타났는데, 이는 전기료 감액으로 인한 것이 한 요인이 될 수 있다고 볼 수 있다.

또한 전기 사용 요금을 이용하여 역으로 전기량을 계산하여 정책시행 이후 다자녀 가구의 전기 사용량이 얼마나 늘었는지 살펴보았다. 그 결과, 이전에 혜택을 받지 못하였던 전기량 저사용 구간에서 전기량이 늘어나는 효과를 발견하여 다시 한 번 혜택의 폭이 넓어진 것을 확인 할 수 있었다.

둘째, 자동차 취·등록세의 경우에는 각 가구원별로 1차부터 5차 년도에 각각 자동차를 구입했는지 여부를 확인하였다. 그 결과 다자녀 가구가 다자녀가 아닌 일반 가구에 비하여 새로운 자동차를 구입하는 확률이 유의하게 높은 것으로 나타났다. 이는 자동차가 쉽게 바꿀 수 없는 내구재임에도 불구하고 2012년까지라는 기한을 정해놓은 정책을 통하여 비교적 빠른 시간 안에 자동차를 바꾸게 하는 유인이 작용하였다고 볼 수 있을 것이다. 정책이 나온 초반에 유의하게 새로운 자동차를 사는 다자녀 가구가 많았고 이후로 갈수록 그 효과는 감소하였다.

이상 위에서 살펴 본 바와 같이 대체적으로 다자녀 가구 정책 중에서 전기요금 감액, 자동차 취·등록세와 같은 정책은 다자녀 가구에 실질적으로 혜택을 가져다 준 것으로 보이고 있다. 최근 도시가스 요금, 수도 요금에 대한 다자녀 가구 지원 정책 또한 계속해서 나오고 있다. 이러한 움직임은 바람직하다고 볼 수 있다.

그러나 본 연구에서는 다음과 같은 한계성이 있다. 재정 패널 자료에서는 정책

의 수혜를 받고 있는지의 여부가 나오지 않아 정확한 수혜 율을 확인할 수 없었다. 두 정책은 모두 수혜자들이 직접 신청을 하는 것이기 때문에 어느 정도 혜택을 받고 있는지 정확하게 예측하지 못했다. 그러나 대부분의 신청절차가 어렵지 않고, 다자녀 가구가 합리적인 소비자라고 가정했을 경우에 합리적인 정책을 수혜 받을 확률이 높다고 판단하여 이 연구를 진행하였다. 차후에 연구에서는 이러한 문제가 보완되어야 할 것이다.

## VI. 참고문헌

통계청 국가통계포털.

최성은·우석진(2009), 「보육지원정책의 적정성 및 효과성 분석」, 『한국보건사회연구원 사회재정평가센터 연구보고서』, 2009-31-4

박천규·이영(2011), 「다자녀가 주택소비에 미치는 영향」, 『국토 계획』, 제 46권 제3호

고경환 (2002), 「사회취약계층을 위한 교통·통신요금감면제도 : 감면규모와 이용 실태」, 『보건복지포럼』, 제 65호.

신윤정(2008), 「보육·교육비 부담이 출산 의향에 미치는 영향 분석」, 『보건사회연구』, 28(2), 103-134

김용식·허정현 기자, 「다자녀 우대정책 효과?」, 『한국 일보』 (2012.03.12.) (<http://news.hankooki.com/lpage/economy/201203/h2012031218123521500.htm>.)

기획재정부, 「3자녀 이상 모든 가구 전기요금 20% 할인」, 『정책 뉴스』(2009.07.01.) (<http://www.korea.kr/policy/mainView.do?newsId=148672800&pWise=ww2>)

한국전력 사이버지점 홈페이지 (<http://cyber.kepco.co.kr>)

마음더하기 정책포털 (<http://momplus.mw.go.kr/>)





## 지역별 주거비 지불능력의 변동 현황 분석

■ 한 수 진\*

---

\*



# 차 례

I. 서론 .....	439
1. 연구의 배경과 목적 .....	439
2. 연구의 내용 및 방법 .....	441
II. 이론적 배경 .....	442
1. 주거비 지불능력의 개념 .....	442
2. 주거비 지불능력의 측정방법 .....	443
3. 주거비 지불능력의 영향요인 .....	445
III. 지역별 주거비 지불능력 현황 .....	447
1. 지역별 주거비 지불능력 산출 .....	447
2. 지역별 주거비 지불능력 변동 현황 .....	448
IV. 지역별 특성에 따른 주거비 지불능력 차이 .....	450
1. 가구특성에 따른 주거비 지불능력 차이 .....	450
2. 지역별 주택특성에 따른 주거비 지불능력 차이 .....	454
V. 결 론 .....	456
VI. 참고문헌 .....	457



# 지역별 주거비 지불능력의 변동 현황 분석

한 수 진

## 요약

본 연구는 주거복지수준을 측정하는 지표인 주거비 지불능력이 시기별·지역별로 어떻게 변화하였는지 현황을 파악하고, 지불능력에 영향을 미치는 가구특성과 주택특성이 무엇인지를 분석하였다. 2007년에서 2011년까지의 지난 5년간 주거비 지불능력은 전반적으로 향상된 것으로 나타났으나, 서울, 인천, 경기 등 수도권의 주거비 지불능력은 기준치 100을 크게 상회하여 여전히 어려움이 있는 것으로 파악되었다.

가구원수, 월평균 소득수준, 월평균 소비지출수준, 월평균 저축수준 등의 가구특성은 주거비 지불능력의 차이를 나타내게 하는 유의적인 변수로 가구원수가 많은 가구가 적은 가구에 비해 주거비 지불능력이 높고, 소득수준이 높을수록 소비지출 수준이 높을수록 월평균 저축수준이 높을수록 주거비 지불능력 또한 높았다. 특히 소비지출 수준에 따른 주거비 지불능력의 차이는 전국 기준, 수도권, 지방 모두에서 유의적으로 나타나 가구특성 중 가장 설명력 있는 변수인 것으로 판단되었다.

자가와 차가의 점유형태에 따른 주거비 지불능력의 차이는 통계적으로 유의한 차이를 보였다. 자가가 차가에 비해 지불능력이 떨어지는 것으로 나타났는데, 이는 자가의 주택 가격이 차가보다 높기 때문에 나타난 당연한 결과로 해석되었다.

주제어 : 주거비 지불능력, 가구특성, 주택특성

## I. 서론

### 1. 연구의 배경과 목적

주택문제가 복지의 한 영역으로서 '주거복지'라는 명칭으로 다루어진 것은 외환 위기 이후 경제가 회복되는 과정에서 계층 간의 격차가 확대되고, 주택시장에서의 격차문제가 제기되면서이다. 주택은 인간다운 삶을 영위하기 위한 가장 기본적인 요소이며, 삶의 질을 결정하고 개인 자산의 핵심 요소이다. 이러한 배경에서 각 개인에게 지불 가능한 주택(affordable housing)과 양호한 주거환경을 제공하는 것

은 주택정책의 궁극적인 목표가 되는 것이다.

우리나라의 주택보급률은 2008년을 기준으로 100을 넘어섰고, 대부분의 지역들의 주택보급률 또한 100에 거의 근접하며, 주택시장에 공급된 주택의 물량은 가구의 지불능력에 따라 자가에서 거주할 수 있는 여건은 어느 정도 조성되었다고 판단된다. 그러나 가구의 주거비 지불능력은 그리 충실하지 못하다는 평가를 받고 있다. 주거비 지불능력은 자가 소유, 주거 밀도와 함께 주거복지수준을 측정하는 주택의 3대지표로 인식되고 있으며(하성규, 2004), 서민주거안정과 주거복지적인 측면에서 주택정책의 중요한 목표라 할 수 있다.

주거비 지불능력(housing affordability)에 대한 연구는 최근 20여 년간 국내외에서 많이 이루어져 왔다. 국외의 경우 주거비 지불능력의 개념 정립을 위한 연구(Maclenan · William, 1990; Smith, 1990)를 시작으로, 지불능력을 평가하기 위한 변수 선정에 관한 연구(Michael E. Stone, 2006; Marietta Haffner & Kristof Heylen, 2011; Steven C. Bourassa, 1996), 영향요인에 관한 연구(Bernard Fingleton, 2008; W. Paul Strassmann, 2000) 등 다양하게 여러 국가에서 다루어졌다. 한편, 국내의 경우 주거비 지불능력을 평가하기 위한 지표 개발(지규현 · 김정인 · 김진유, 2006), 횡단면적 자료를 이용한 주거비 지불능력의 현황 파악과 정책 제안(김태섭, 2012; 권치홍 · 조주현, 2012; 홍성조, 2012; 이진경, 2009; 박은경, 2005; 김혜승, 2004), 거시적 자료를 활용한 주택가격과의 영향력 분석(Kyung-Hwan Kim · Man Cho, 2010; 이성우 · 조중구, 2002) 등에 대해 주로 다루어져 왔다.

그런데, 주거비 지불능력이라는 것은 개인 가구의 생애주기(Life-cycle)에 따른 변화와 거시경제 변수, 정부의 정책 등에 의해 변화할 수 있으며, 장기적인 관찰이 필요함에도 불구하고 많은 선행연구들은 횡단면 자료에 의한 분석 또는 주택가격, 정부정책 등에 의한 영향력에 대해 시계열적인 분석에 그쳤다는 한계를 지닌다. 또한 주거비 지불능력에 영향을 미치는 주택시장의 상황은 서울과 수도권, 광역도시, 지방도시 등 지역특성에 따라 큰 차이가 존재하는데 반해, 서울과 수도권 중심의 분석이 이루어지고, 그에 대한 주택정책이 수립되고 실행됨으로 지역실정에 맞지 않는 경우가 발생하게 된다.

주거비 지불능력은 생애주기, 소득수준, 대출 상환능력 등 가구의 내적특성 변화뿐만 아니라 주택정책, 주택경기 변동에 따른 가격변화 등 외적특성 변화에도 영

향을 받기에 이에 대한 요인분석이 필요하다. 이에 본 연구에서는 그 동안 총량적 수치로만 다루어져 왔던 선행연구들과는 달리 지역별로 가구특성과 주택특성에 따른 주거비 지불능력의 차이를 분석하는데 초점을 두었다. 또한 앞서 밝혔듯이 수도권과 광역도시, 지방도시 등 주택시장의 상황이 다르기에 지역별로 나누어 주거비 지불능력의 변동과 영향요인을 살펴보고자 한다.

## 2. 연구의 내용 및 방법

본 연구에서는 먼저 주거비 지불능력의 개념과 측정방법, 주거비 지불능력에 영향을 미치는 특성에 대한 이론을 선행연구 검토를 통해서 고찰한다. 주거비 지불능력은 주택구입능력 지표인 PIR(Price To Income Ratio; 연소득 대비 주택가격 비율)이 주로 사용되어져 왔는데, 주택구입에 있어서 주택금융의 중요성이 커지고 있는 현 상황에서 소득과 주택가격만으로 주택구입 능력을 측정하는 것은 한계가 있다. 이에 본 연구에서는 한국주택금융공사에서 발표하는 주택구입 부담지수(Korea Housing Affordability Index: K-HAI) 측정방법에 의해 주거비 지불능력 현황을 분석하고자 한다. 그리고 주거비 지불능력에 영향을 미칠 것으로 예상되는 특성들에 대해 문헌고찰 하여 특성에 따른 주거비 지불능력 차이를 검증한다. 마

[그림 1] 연구 주요내용과 연구방법

연구 주요내용	연구방법
주거비 지불능력의 개념	문헌고찰
주거비 지불능력의 측정방법	
주거비 지불능력에 영향을 미치는 특성	
지역별 가구특성, 주택특성 현황	기초통계 : 빈도, 백분율, 평균
지역별 주거비 지불능력 변동현황	기초통계 : 평균, 증감률
지역별 가구특성, 주택특성에 따른 주거비 지불능력 차이 검증	일원분산 분석(ANOVA)

지막으로 주거비 지불능력이라는 종속변수의 결정요인을 찾기 위해 특성들의 영향력을 비교한다.

이론적 배경을 바탕으로 한국조세연구원의 재정패널을 활용하여 2008년부터 2012년까지 전국 15개 시도의 주거비 지불능력의 현황과 영향요인을 살펴본다. 재정패널 조사는 조세정책과 복지정책이 개별 경제주체인 가계에 미치는 영향을 분석하기 위한 목적으로 시작되어 2008년부터 제주도를 제외한 전국 15개 시도에 거주하고 있는 약 5,600여개의 일반가구와 약 7,000여명의 소득이 있는 가구원을 표본으로 선정하여 매년 1회씩 조사를 실시하여 패널 자료를 구축하고 있다. 재정패널 조사는 매년 동일한 대상에 대해 조사가 진행되기에, 시간의 경과와 주위 환경 변화에 따른 가구 또는 개인의 동태적인 변화과정을 파악할 수 있다. 지역별 현황을 파악하고자 하는 본 연구의 목적에 맞게 15개 시도의 주거비 지불능력 현황과 변동을 비교하고 특성에 따른 차이를 검증하는데 일원분산분석(ANOVA)이 주요 분석방법으로 사용된다.

## II. 이론적 배경

### 1. 주거비 지불능력의 개념

현 정부의 2013년 경제정책 방향을 살펴보면, 경제 활력의 제고와 서민생활 안정을 목표로 교육·주거·의료 3대 생계비 경감의 일환으로 주거비 부담을 낮추고자, 주택구입 자금 지원 강화와 전월세 소득공제 적용요건 완화, 렌트 푸어·하우스 푸어<sup>1)</sup>의 지원 방안 등을 내어놓고 있다. 주거비란 최저주거기준을 유지하는데 필요한 주택의 임대료와 난방비, 전기료, 주택설비 및 수선비 그 밖의 주거관련지출 등 주택에 거주하고 있는 가구가 주택이 제공하는 서비스의 대가로 지불하는 주거관련 비용의 총합이다.

1) 미국, 유럽 부동산 시장 버블 붕괴로부터 시작된 2008년 전 세계적인 금융위기 이후에는 저성장과 수도권 주택시장의 장기 침체로 인해서 주택담보대출 원리금 상환에 허덕이는 '하우스 푸어'와 전월세 가격 상승으로 어려움에 처한 '렌트 푸어'가 급증하는 상황이 발생했다(김선덕, 2013).

주거비 지불능력은 이러한 일정 수준의 주거서비스를 제공받기 위해서 주거관련 비용을 가구가 지불할 수 있는지를 의미하는 것으로 주택특성으로 나타내지는 주택가격과 가구특성으로 대표되는 가구소득에 관한 복합적 문제이다. 주택가격은 한 지역이나 국가의 인플레이션을 고려한 사회·경제적인 수준을 측정하는데 사용되는 사회적 지표지만, 주거비 지불능력은 주택 거주자들의 소득에 대해 매달 지출되는 가구비용을 측정하는 개인 또는 가구지표이다. 개별적 특성은 전혀 상이하지만, 개인 또는 가구의 경제적 성취가 사회변화에 일정 영향을 받을 수밖에 없다는 측면에서 주택가격과 주거비 지불능력은 밀접한 상관관계가 있다(이성우 외, 2002).

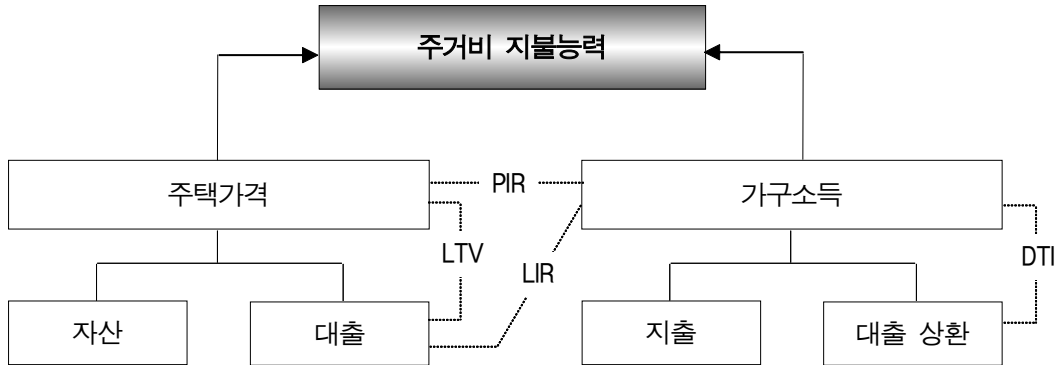
주거비 지불능력은 소득기준과 주거기준이 복합된 개념으로 일정 규모의 주거서비스에 대해 소득기준과 주거기준에 근거한 부담능력 또는 지불가능성, 접근가능성, 취득가능성 등을 의미한다.

## 2. 주거비 지불능력의 측정방법

주거비 지불능력은 일차적으로 주택가격에 의해 결정되며, 주택가격은 일반적인 가구 연소득의 몇 배에 달함으로 지불능력을 결정하는 중요한 요인이 된다. 이러한 측면에서 연소득 대비 주택가격의 비율인 PIR(Price to Income Ratio)이 주거비 지불능력을 나타내는 지표로 주로 사용되어져 왔으나, 주택금융의 이용가능성 즉, 주택대출이 활성화됨에 따라 대출상황까지 동시에 고려할 필요성이 증대되었다. 주택구입을 위한 자금은 전세금이나 저축액 등의 개인자산에서 부족한 부분을 주택금융기관을 통한 대출금으로 충당된다.

대출금의 상환능력은 가구소득에 의해 결정이 되는데, 소득수준이 높아지면 대출금의 상환능력도 높아진다. 이때 대출금의 상환능력이 소득수준에 의해서만 결정되는 것은 아니고, 소비지출 수준이 높아진다면 상환능력은 오히려 떨어지게 됨으로 소득과 지출을 함께 고려되어야 한다.

[그림 2] 주거비 지불능력의 결정요인(이중희, 2004, 재구성)



주거비 지불능력의 측정은 비율지표에 의한 방법과 지수에 의한 방법으로 나뉜다. 비율지표는 주택가격, 가구소득, 대출액, 상환액 등의 결정요인 변수들 중에서 두 개를 선정하여 비율로 표시하는 방법으로 연소득 대비 주택가격 비율인 PIR(Price to Income Ratio), 주택가격 대비 대출액 비율인 LTV(Loan To Value ratio), 연소득 대비 원리금상환액 비율인 DTI(Debt To Income ratio), 연소득 대비 대출액 비율인 LIR(Loan to Income Ratio) 등이 있다. 이러한 비율지표는 측정이 단순하고 이해하기 쉽다는 장점이 있지만, 두 변수만을 단순 비교하기 때문에 주거비 지불능력을 결정하는 요인들을 동시에 고려할 수 없다는 단점을 가지고 있다.

두 번째, 지수의 의한 방법은 이러한 단점을 보완하여 주택가격과 가구소득, 대출금리를 비롯한 대출조건을 함께 고려하여 지수로 나타내는 HAI(Housing Affordability Index)이다. HAI는 국가별로 산출식이 다르지만 우리나라의 경우 대출상환 가능소득을 연 평균 가구소득으로 나눈 것을 백분율로 산출하여 한국주택금융공사에서 K-HAI(Korea-Housing Affordability Index, 주택구입부담지수)로 발표한다. 간단히 말해 가구소득이 중간수준인 가구가 주택가격이 중간수준인 주택을 구입하기 위하여 표준적인 조건의 주택대출을 이용하는 경우 월 소득으로 원리금을 상환할 수 있는지를 표시한 지표이다. 100을 기준으로 100보다 클수록 소득에 비해 주택담보대출이 과중하다는 것을 의미하며, 이는 원리금 상환이 어렵다는 것을 나타낸다.

<표 1> 주거비 지불능력 측정 지표

지표	정의	활용	의미
PIR	연소득 대비 주택가격 비율 (Price to Income Ratio)	자력에 의한 주택 구입능력 측정	PIR 높을수록 구입능력 낮음
LTV	주택가격 대비 대출액 비율 (Loan To Value ratio)	가계의 상환불능위험 측정 금융기관의 부족자금 보충도 측정	LTV 높을수록 상환불능위험 크고 보충도 높음
DTI	연소득 대비 원리금상환액 비율 (Debt To Income ratio)	가계의 상환불능위험 측정	DTI 높을수록 상환불능 위험 큼
LIR	연소득 대비 대출액 비율 LIR(Loan to Income Ratio)	대출금액 결정기준, 상환능력 측정	LIR 높을수록 상환불능 위험 큼
K-HAI	대출상환 가능소득 /중간가구 월 소득×100	주택 구입 부담능력 측정	100보다 클수록 대출상환 부담 과중

본 연구에서 주거비 지불능력(Housing Affordability)은 가구가 살고 있는 주택 구입비용을 충당하기 위한 대출금을 가구소득으로 소비지출을 충당하고 대출금 상환이 가능한 소득대비 주택가격이라는 K-HAI의 계산방법에 따라 한 가구가 금융기관의 대출을 받아 현재 살고 있는 주택을 구입한다고 가정할 때, 현재의 소득으로 대출 원리금 상환에 필요한 금액을 부담할 수 있는 능력이 있는가를 지표로 측정한다(이중희, 2008).

### 3. 주거비 지불능력의 영향요인

주거비 지불능력은 가구의 소득, 생애주기, 가구원수, 교육수준, 주택의 점유형태, 주택유형, 규모, 위치 등에 따라 달라진다. 또한 주거비에 대한 지출은 가구의 주거선호도에 따라 바뀌며, 가족수, 소득, 교육수준, 등 여러 인구사회학적 배경과 주택가격, 수요공급 상태, 이율 등의 시장상황에 의해 영향을 받는다.

소득은 주거비 지불능력을 파악할 때 가장 영향력이 큰 변인으로 알려져 있다. 이는 엥겔(Engel, 1757)과 슈바베(Schwabe, 1868)에 의해 밝혀졌는데, 임대료와 광열비는 소득에 관계없이 불변이라는 '엥겔의 제3의 법칙'과 소득이 높을수록 주거

비는 많아지지만 총 생계비에 대한 주거비 비율은 감소한다는 ‘슈바베의 법칙’으로 명명되었다(진미윤, 1999). 이 중 슈바베의 법칙은 지금까지도 반증되지 않는 일반화된 이론이다. 즉 소득이 증가할 경우 주거비 지출은 증가하지만 그 비율은 점차 감소한다는 것이다. Hefferan(1978)은 소득이 증가하면 주택에 드는 비용은 증가하지만 고소득가구에 있어서 그 비율은 점차 감소한다고 하였다. 소득과 함께 소비성향도 주거비 지출에 영향을 미치는 요인으로 소비성향이 높을수록 주거비 지출비율은 오히려 하락하게 된다.

가구원수는 그 수가 증가할수록 주거비 지출도 증가하는 것으로 밝혀졌다. 특히 사용량에 따라 비용이 결정되는 광열 수도비는 가구원수가 증가할수록 지출이 커지는 항목이다. 일반가구의 경우 가족수가 증가하면 주거비 지출비율도 큰 폭으로 증가하게 되지만 저소득가구는 소득수준이 일정하다면 가족수가 증가할수록 주거비보다는 다른 생계비에 대한 지출 욕구가 커지기 때문에 현실적인 주거비 지출 비율은 오히려 하락하게 된다.

본 연구에서는 주거비 지불능력에 영향을 주는 요인으로 가구특성으로는 가구원수, 월평균 소득, 월평균 소비지출, 월평균 저축을 선정하였다. 주거비 지출과 타 소비지출 및 저축과의 관련성 파악을 위해 소비성향과 함께 저축성향에 따른 차이를 분석하고자 한다. 주택특성으로는 자가와 차가의 점유형태, 주택유형을 선정하였다. 이중희(1994)는 점유형태는 주거비 구성항목과 지출 비중에 영향을 주는 주요 변인임을 주장하였다. 주택규모가 주거비 지불능력의 영향요인으로 알려져 있지만 본 연구의 자료에 주택규모에 대한 정보가 없는 관계로 제외한다.

<표 2> 주거비 지불능력의 영향요인 선정

종속변수	주거비 지불능력		
독립변수	가구특성	가구규모	가구원수
		가구소득	월평균 소득
		소비성향	월평균 소비지출
		저축성향	월평균 저축
	주택특성	점유형태	자가 전세 보증부월세 월세
		주택형태	단독 아파트 연립 기타

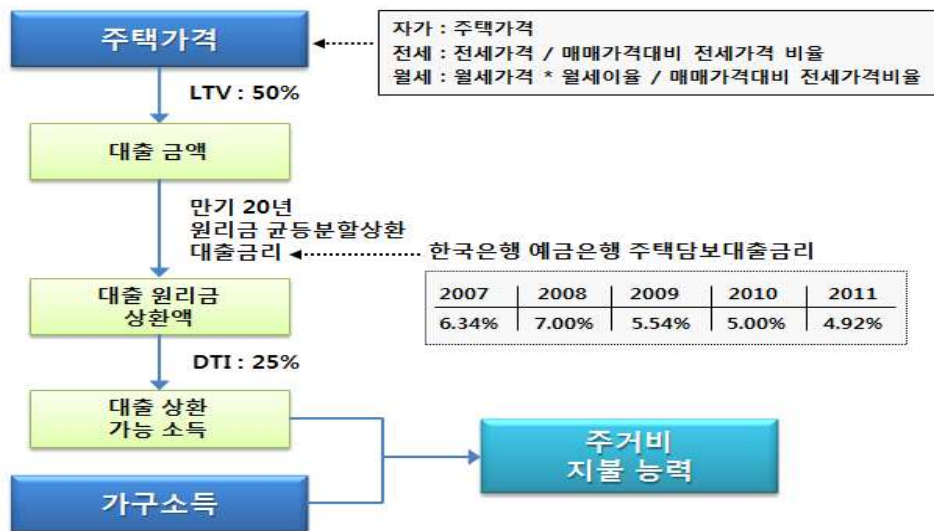
### Ⅲ. 지역별 주거비 지불능력 현황

#### 1. 지역별 주거비 지불능력 산출

주거비 지불능력은 한국주택금융공사의 K-HAI 계산방식에 의해 가구가 현재 살고 있는 주택 구입비용을 충당하기 위한 대출금을 가구의 월평균소득으로 소비지출을 충당하고 대출금 상환이 가능한 소득대비 주택가격으로 산출한다. 즉 한 가구가 금융기관의 대출을 받아 살고 있는 주택을 구입한다고 가정할 때, 소득으로 대출 원리금 상환에 필요한 금액을 부담할 수 있는 능력이 있는가를 지수로 측정한다.

먼저 주택가격은 자가의 경우 재정패널 조사 시점 한 해 전을 기준으로 주택의 기준시가 정보를 사용하고, 전세는 주택의 전세가격 정보에 한국감정원 전국주택가격동향조사 자료의 매매가격대비 전세가격 비율을 적용하여 주택가격으로 환산한다. 월세의 경우 월세가격 정보에 전국주택가격동향조사 자료의 월세이율을 적용하여 전세가격으로 환산하고, 역시 매매가격대비 전세가격 비율을 적용하여 주택가격으로 환산하여 구한다.

[그림 3] 주거비 지불능력 산출과정



주택가격에 LTV(Loan To Value, 주택가격 대비 대출액 비율) 50%를 가정<sup>2)</sup>하여 대출금액을 산출하고, 만기 20년 원리금 균등분할 상환조건하에 한국은행의 예금은행 주택담보대출금리를 적용하여 대출원리금 상환액을 구한다. 대출원리금 상환액에 DTI(Debt To Income ratio, 연소득 대비 원리금상환액 비율) 25%를 가정하여 대출상환 가능소득을 구하고 가구의 월평균 소득금액<sup>3)</sup>으로 나누어 주거비 지불능력(HAI, Housing Affordability Index)을 최종적으로 산출한다.

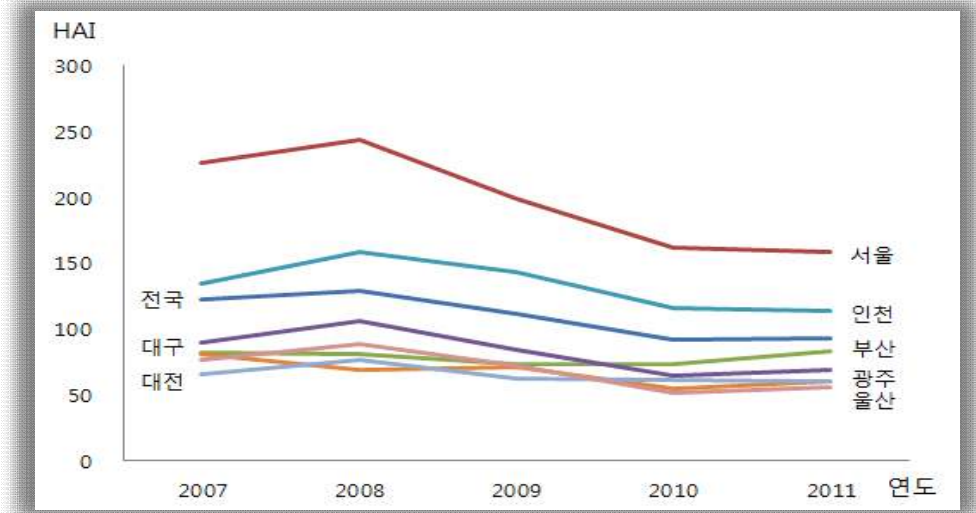
## 2. 지역별 주거비 지불능력 변동 현황

지난 5년간(2007-2011년) 주거비 지불능력은 지속적으로 향상된 것으로 나타난다. 2007년 전국의 주거비 지불능력은 122로 한 가구가 현재 살고 있는 주택을 구입하기 위해서 표준대출을 이용할 경우 가구의 월평균 소득이 1.2배는 되어야 원리금 상환이 가능하였다. 2008년 128로 조금 상승하였으나, 2009년 111, 2010~2011년 92로 하락하였다. 이는 2011년 말을 기준으로 가구가 살고 있는 주택을 구입하기 위해서 표준대출을 이용할 경우 현재 가구소득의 92%만으로 원리금 상환이 가능하게 된 것이다.

전국의 주거비 지불능력이 122에서 92로 안정적으로 개선된 것과 달리 서울, 인천, 경기 등 수도권 지역의 주거비 지불능력은 지난 5년간 전반적으로 향상되기는 하였으나, 전국 평균치와 큰 차이를 보이고 있다. 서울의 경우 높은 주택가격으로 인하여 2007년 주거비 지불능력은 225로 최악의 수준으로 나타났다. 현 주택을 구입하기 위해서는 가구의 월평균 소득이 최소 2.2배는 되어야 대출원리금 상환이 가능하다는 것이다. 수도권 지역의 지불능력이 지속적으로 향상되었으나, 2011년 기준으로 서울 158, 인천 113, 경기 114로 여전히 지불능력에 어려움이 있는 것으로 나타났다.

- 
- 2) LTV, 대출상환방식, DTI 등은 한국주택금융공사가 매년 실시하는 “주택금융 및 보금자리론 수요실태조사” 결과와 한국주택금융공사의 주택금융월보에서 산출한 “지역별 주택구입부담지수”를 참고로 정한다.
  - 3) 가구의 월평균 소득은 4·5차년도 조사에서는 가구의 월평균 경상소득액을 직접 기입하는 방식으로 조사되어 패널정보를 그대로 적용하고, 1·3차년도 조사에서는 가구의 월평균 총소득을 직접 기입하는 방식이 아니라 100만원 미만, 100~199만원, 200~399만원 등 범주형으로 조사되어 각 범주의 중간금액을 적용한다.

[그림 4] 전국, 서울, 광역시의 주거비 지불능력 변동 현황



한편, 수도권 이외의 광역시와 지방의 경우 주거비 지불능력은 100을 크게 하회하여 현재 살고 있는 주택을 구입하고자 한다면 가구소득으로 대출원리금 상환이 충분히 가능한 것으로 나타났다. 부산은 5년간 주거비 지불능력 변동이 거의 없이 안정적으로 유지되고 있고, 대구는 2007년 89에서 2008년 106으로 상승하였으나 2009년 84, 2011년 69로 안정되었다. 광주, 대전, 울산 등의 광역시도 2011년 기준 60, 55 등으로 주거비 지불능력이 충분한 것으로 향상되었다. 수도권, 광역시를 제외한 지방은 주거비 지불능력의 변동폭이 크지 않고, 안정적으로 유지되고 있어 주택 구입의사가 있다면 충분히 구매가능한 상황인 것으로 보인다.

<표 3> 지역별 주거비 지불능력 변동 현황

구분	2007	2008	2009	2010	2011
전국	122	128	111	92	92
서울	225	244	199	161	158
부산	82	80	73	74	83
대구	89	106	84	64	69
인천	134	158	143	115	113
광주	81	68	71	54	60
대전	65	76	62	61	60
울산	76	88	72	51	55
경기	168	155	147	116	114
강원	77	83	60	55	62
충북	72	73	64	54	52
충남	62	69	83	75	59
전북	55	61	64	45	52
전남	49	54	42	44	46
경북	66	68	63	55	64
경남	69	75	65	67	68

#### IV. 지역별 특성에 따른 주거비 지불능력 차이

주거비 지불능력에 영향을 주는 요인은 크게 가구특성과 주택특성으로 나누고 그 특성에 따른 주거비 지불능력의 차이를 검증하기 위해서 SPSS 12.0 통계패키지를 이용하여 5차년도 패널자료를 대상으로 일원분산분석(ANOVA)을 실시하였다.

##### 1. 가구특성에 따른 주거비 지불능력 차이

주거비 지불능력에 영향을 주는 가구특성으로 가구원수, 월평균 소득수준, 월평균 소비지출수준, 월평균 저축수준을 선정하였다. 주거비 지출과 타 소비지출 및 저축과의 관련성 파악을 위해 소비수준, 저축수준에 따른 차이를 분석하였다.

가구원수에 따른 주거비 지불능력의 차이는 유의적인 차이를 보이는데, 가구원 수가 많은 가구가 적은 가구에 비해 주거비 지불능력이 높은 것으로 나타났다. 그런데, 광주, 대전, 충북, 전북, 전남 등에서는 유의적인 변인이 되지 않은 것으로 나타났다.

<표 4> 가구원수에 따른 주거비 지불능력 차이 검증

구분	1~2인	3인	4인	5인이상	전체	F 값	유의확률
전국	123	81	73	67	93	27.282	0.000
서울	240	135	114	106	159	12.295	0.000
부산	130	58	53	57	85	10.315	0.000
대구	88	70	51	60	69	4.957	0.002
인천	182	77	70	76	113	5.672	0.001
광주	66	55	58	45	61	0.497	0.685
대전	69	60	51	52	60	1.724	0.163
울산	70	55	40	65	56	3.046	0.031
경기	180	93	84	91	114	9.180	0.000
강원	88	35	41	46	62	6.902	0.000
충북	58	51	43	46	52	1.570	0.199
충남	74	49	46	47	59	4.242	0.006
전북	44	65	78	47	53	1.457	0.227
전남	56	41	29	25	46	1.897	0.131
경북	89	50	39	44	65	4.149	0.007
경남	103	55	55	33	69	8.610	0.000

월평균 소득수준<sup>4)</sup>에 따른 주거비 지불능력은 유의적인 차이를 보였다. 소득수준이 높은 집단일수록 주거비 지불능력은 높고 소득수준이 낮은 하위 집단은 주거비 지불능력이 100을 상회함으로 크게 어려움이 있는 것으로 나타났다. 이는 슈바베의 법칙과도 일치하는 것으로 소득수준이 높을수록 주거비 지출이 많아지지만 소득에서 차지하는 주거비 비율은 점차 줄어들어 주거비 지불능력이 향상된다고 해석할 수 있다. 전국을 기준으로 소득수준 상위의 주거비 지불능력은 62인데 반

4) 통계청의 2011년 말 가구당 월평균 소득분위 자료를 참조하고, 소득범주별 사례수를 고려하여 소득수준을 상, 중, 하로 분류하였다.

해 중위는 78, 하위는 141로 나타났으며, 서울은 상위 103, 중위 134, 하위 294로 나타나 소득수준 하위의 저소득 가구의 주거비 지불능력은 상당히 취약한 것으로 드러났다. 특히 서울, 인천, 경기 등 수도권 지역의 저소득 가구의 주거비 지불능력은 각각 294, 196, 215로 매우 심각함을 알 수 있었다.

<표 5> 월평균 소득수준에 따른 주거비 지불능력 차이 검증

구분	하위 (180만원 이하)	중위 (180~380만원)	상위 (380만원 이상)	전체	F 값	유의확률
전국	141	78	62	93	84.846	0.000
서울	294	134	103	159	37.209	0.000
부산	132	64	47	85	15.849	0.000
대구	104	59	47	69	20.239	0.000
인천	196	84	55	113	12.656	0.000
광주	91	49	30	61	13.158	0.000
대전	77	63	42	60	8.220	0.000
울산	83	60	37	56	8.095	0.000
경기	215	97	68	114	27.574	0.000
강원	91	47	24	62	14.987	0.000
충북	52	59	40	52	3.572	0.030
충남	84	51	37	59	13.811	0.000
전북	67	42	37	53	2.445	0.089
전남	57	46	26	46	3.190	0.043
경북	90	58	33	65	6.694	0.001
경남	110	61	46	69	13.713	0.000

월평균 소비지출 수준에 따른 주거비 지불능력은 소득수준에 따른 차이와 같은 결과로 나타나며, 결과 해석 또한 동일하게 할 수 있었다. 소비지출 수준이 높은 집단일수록 주거비 지불능력은 높고 소비지출 수준이 낮은 하위 집단일수록 주거비 지불능력이 100을 상회함으로써 크게 어려움이 있는 것으로 나타났다. 전국 기준으로 소비지출 90만원 미만의 집단은 주거비 지불능력이 132로 어려움이 있으나, 소비지출 90만원 이상의 집단은 94, 74 등으로 주거비 지불능력에 큰 차이를 보였다. 소득수준에 따른 차이에서는 수도권 하위 집단이 주거비 지불능력 100을 크게

상회하며 어려움이 있는 것으로 나타났는데 반해, 월평균 소비지출에 따른 차이를 분석한 결과 수도권 소비지출 수준 하위 집단뿐만 아니라 부산, 대구, 경남 등의 소비지출 수준 하위 집단에서도 주거비 지불능력이 100을 상회하며 지불능력이 떨어지는 것으로 나타나 소득수준 보다 소비지출 수준이 주거비 지불능력 차이를 검증하는 데 설명력 있는 변수인 것으로 판단되었다.

<표 6> 월평균 소비지출 수준에 따른 주거비 지불능력 차이 검증

구분	90만원 미만	90~180만원	180~280만원	280만원 이상	전체	F 값	유의확률
전국	132	94	74	76	93	24.856	0.000
서울	256	177	125	129	159	8.139	0.000
부산	155	79	54	50	85	13.174	0.000
대구	113	57	61	47	69	14.191	0.000
인천	173	128	114	62	113	3.483	0.017
광주	79	58	49	49	61	1.929	0.126
대전	76	62	51	56	60	1.951	0.123
울산	74	78	48	35	56	5.720	0.001
경기	232	111	93	77	114	14.135	0.000
강원	95	60	32	24	62	6.111	0.002
충북	55	49	52	50	52	0.190	0.903
충남	99	47	43	44	59	15.755	0.000
전북	53	68	43	42	53	0.832	0.477
전남	56	44	46	29	46	1.205	0.308
경북	91	78	41	32	65	4.844	0.003
경남	114	70	54	40	69	9.900	0.000

월평균 저축수준에 따른 주거비 지불능력 차이 또한 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 저축액이 없거나 저축수준이 낮은 집단일수록 주거비 지불능력이 떨어지고, 저축수준이 높은 집단은 주거비 지불능력이 우수하였다. 소득수준과 비슷한 양상으로 서울, 인천, 경기 등 수도권의 저축수준이 낮은 집단일수록 주거비 지불능력이 매우 심각한 것으로 나타났다.

<표 7> 월평균 저축수준에 따른 주거비 지불능력 차이 검증

구분	없음	30만원 이하	30-75만원	76만원 이상	전체	F 값	유의확률
전국	131	78	69	62	93	46.910	0.000
서울	261	140	116	101	159	18.758	0.000
부산	122	62	60	42	85	9.284	0.000
대구	87	60	46	49	69	7.288	0.000
인천	156	84	85	49	113	4.061	0.008
광주	88	52	52	31	61	6.078	0.001
대전	80	63	51	43	60	7.117	0.000
울산	78	46	49	39	56	5.507	0.001
경기	179	90	79	72	114	12.389	0.000
강원	81	61	48	23	62	6.394	0.000
충북	56	51	54	44	52	0.831	0.478
충남	77	53	57	38	59	5.264	0.002
전북	69	44	41	29	53	2.266	0.081
전남	65	48	30	26	46	3.209	0.024
경북	76	67	49	45	65	1.351	0.258
경남	94	68	47	46	69	6.650	0.000

## 2. 지역별 주택특성에 따른 주거비 지불능력 차이

주거비 지불능력에 영향을 주는 주택특성으로는 자가와 전세, 월세 등의 점유형태, 단독주택, 아파트, 연립주택 등의 주택유형을 선정하였다.

점유형태에 따른 주거비 지불능력의 차이는 전국적으로 볼 때 통계적으로 유의한 차이를 보였다. 자가의 경우 주거비 지불능력 112로 가구가 현재 살고 있는 주택을 구입하기 위해서 표준대출을 이용할 경우 가구의 월평균 소득이 1.12배가 되어야 원리금 상환이 가능하다. 전세의 경우 89, 보증부월세 59, 월세 57로 자가보다는 자가의 주거비 지불능력이 높은 것으로 나타났는데, 이는 자가의 주택가격이 차가보다 높기 때문에 나타난 당연한 결과이다. 점유형태에 따른 주거비 지불능력의 유의적인 차이를 보이는 지역은 서울, 부산, 대구, 광주, 대전, 경기, 충북으로 모든 지역에서 점유형태가 유의적인 변수가 되지 않았다.

<표 8> 주택 점유형태에 따른 주거비 지불능력 차이 검증

구분	자가	전세	보증부월세	월세	전체	F 값	유의확률
전국	112	89	59	57	99	15.698	0.000
서울	222	132	80	73	167	11.260	0.000
부산	110	52	42	53	89	6.155	0.000
대구	83	49	46	39	72	6.003	0.001
인천	143	88	64	59	120	1.878	0.135
광주	81	47	47	14	68	3.357	0.020
대전	75	51	36	43	63	7.272	0.000
울산	63	63	37	26	59	1.650	0.181
경기	142	90	86	125	120	3.144	0.025
강원	78	47	46	45	69	1.987	0.119
충북	62	34	25	50	52	9.363	0.000
충남	68	60	41	39	64	1.572	0.198
전북	67	41	39	22	59	1.334	0.264
전남	53	59	39	64	53	0.161	0.923
경북	78	39	55	41	71	1.318	0.269
경남	81	53	52	31	75	1.943	0.123

주택종류에 따른 주거비 지불능력의 차이 검증 결과 전국기준으로도 지역별로도 유의적인 차이를 보이지 않아 주택종류는 영향요인이 될 수 없는 것으로 나타났다.

<표 9> 주택종류에 따른 주거비 지불능력 차이 검증

구분	단독주택	아파트	연립주택	오피스 등	전체	F 값	유의확률
전국	95	96	83	75	93	1.552	0.199
서울	184	166	122	136	159	1.856	0.135
부산	101	83	63	41	85	1.805	0.146
대구	73	74	47	47	69	2.088	0.102
인천	172	111	70	79	113	2.147	0.095
광주	58	56	94	95	61	1.583	0.195
대전	54	65	52	58	60	0.848	0.469
울산	57	58	43	73	56	0.541	0.655
경기	141	114	79	55	114	2.114	0.097
강원	74	58	17	19	62	2.036	0.111
충북	50	50	56	75	52	1.089	0.355
충남	64	52	58	78	59	1.220	0.304
전북	35	72	48	77	53	3.008	0.071
전남	50	41	49	41	46	0.233	0.874
경북	72	66	22	41	65	1.425	0.236
경남	93	57	33	61	69	2.834	0.063

## V. 결론

주거비 지불능력(Housing Affordability)은 자가 소유, 주거 밀도와 함께 주거복지 수준을 측정하는 주택의 3대지표로 인식되고 있으며, 서민주거안정과 주거복지적인 측면에서 주택정책의 중요한 목표이다. 본 연구에서는 주거비 지불능력이 시기별·지역별로 어떻게 변화하였는지 현황을 파악하고, 지불능력에 영향을 미치는 가구특성과 주택특성이 무엇인지를 분석하였다. 지난 5년간(2007-2011년) 주거비 지불능력은 지속적으로 향상된 것으로 나타났다. 2007년 전국의 주거비 지불능력은 122로 한 가구가 현재 살고 있는 주택을 구입하기 위해서 표준대출을 이용할 경우 가구의 월평균 소득이 1.2배는 되어야 원리금 상환이 가능하였다. 2008년 128로 조금 상승하였으나, 2009년 111, 2010~2011년 92로 하락하였다. 이는 2011년 말을 기준으로 가구가 살고 있는 주택을 구입하기 위해서 표준대출을 이용할 경우 현재 가구소득의 92%만으로 원리금 상환이 가능하게 된 것이다. 그러나 서울, 인천, 경기 등 수도권은 주거비 지불능력은 5년간 전반적으로 개선되었으나 2011년 기준으로 서울 158, 인천 113, 경기 114로 여전히 지불능력에 어려움이 있는 것으로 나타났다.

주거비 지불능력의 특성에 따른 차이를 분석하기 위하여 가구특성으로 가구원수, 월평균 소득수준, 월평균 소비지출수준, 월평균 저축수준을 주택특성으로 주택 점유형태와 주택종류 변수를 선정하였다. 가구원수, 월평균소득수준, 월평균 소비지출 수준, 월평균 저축수준은 주거비 지불능력의 차이를 보이게 하는 유의적인 변수인 것으로 나타났다. 가구원수가 많은 가구가 적은 가구에 비해 주거비 지불능력이 높은 것으로 소득수준이 높을수록 소비지출 수준이 높을수록 월평균 저축수준이 높을수록 주거비 지불능력 또한 높았다. 특히 소비지출 수준에 따른 주거비 지불능력의 차이는 전국기준, 수도권, 지방 모두에서 유의적으로 나타나 가구 특성 중 가장 설명력 있는 변수인 것으로 판단되었다.

자가와 차가의 점유형태에 따른 주거비 지불능력의 차이는 전국적으로 볼 때 통계적으로 유의한 차이를 보였다. 자가와 차가에 비해 지불능력이 떨어지는 것으로 나타났는데, 이는 자가의 주택가격이 차가보다 높기 때문에 나타난 당연한 결과로

해석되었다. 주택종류에 따른 주거비 지불능력의 차이 검증 결과 전국기준으로도 지역별로도 유의적인 차이를 보이지 않아 주택종류는 영향요인이 될 수 없는 것으로 나타났다.

본 연구결과에 대한 기대효과는 다음과 같다. 첫째, 2012년 출범한 박근혜 정부는 정부가 직접 건설하는 공공주택 공급량을 줄이는 대신 실질적으로 저소득층의 주거난을 해소하고, 맞춤형으로 주거복지 지원을 실시하는 보편적 주거복지 정책을 주택정책의 기조로 삼고 있다. 여러 계층의 다양한 주택유형에 대해 주거비 지불능력 현황이 어떠한지 또 시간의 흐름에 따라 어떻게 변화하여 왔는지에 대한 분석결과는 정책수단 선택에 기초자료가 될 것이다.

둘째, 주거비 지불능력은 가구의 생애주기, 경제적 상황, 주거만족도 등의 내적 특성과 주택가격이나 대출금 이자율 변화, 주택정책 등의 외적특성에 따라 달라질 수 있으므로, 단순히 주택가격과 가구의 수입으로 판단할 수는 없다. 본 연구에서는 주거비 지불능력에 영향을 미치는 요인들을 분석함으로써 보다 정확하고 다양한 정보를 제공한다는데 의의를 찾을 수 있다.

셋째, 주택시장의 상황은 수도권과 비수도권 하위시장에 따라 지역상황이 다르고, 주택 수급 여건에 따라 차별적인 특성을 지니며, 정책효과도 다르게 나타나게 됨에도 불구하고, 전국을 아우르는 획일적 주택정책을 실시해 왔다. 지역별 상황에 대한 면밀한 분석결과는 지역적 상황에 맞는 주택정책 수립을 가능하게 할 수 있다.

## VI. 참고문헌

- 권치홍·조주현(2012). “보금자리주택의 지불능력 분석에 관한 연구”, 한국주택학회, 「주택연구」, 제20권, 제1호, 77-103
- 김선덕·김갑성·김현아·권대중(2013). “박근혜 정부의 부동산 정책”, 대한국토도시계획학회 「도시정보」, 통권 제375호, 3-22
- 김태섭(2012). 「지불능력을 고려한 주거지원정책 연구」, 주택산업연구원.

- 김혜승(2004). 「주거비지불능력 개념에 기초한 주거비보조에 관한 연구」, 경희대학교 박사학위 논문.
- 민인식·최필선(2009). 「STATA 기초통계와 회귀분석」
- 민인식·최필선(2009). 「STATA 패널데이터 분석」
- 박은경(2005). 「지불능력을 고려한 저소득층의 지역별 주택소요 분석」, 서울대학교 석사학위 논문.
- 이성우·조중구(2002). “미국내 아시안 이민자들의 주거비지불능력 변화추이에 관한 연구”, 한국주택학회, 「주택연구」, 제10권, 제2호, 51-79
- 이중희(2004). 「주택경제론」, 서울: 박영사.
- 이중희·오택균(2008). “주택구입능력의 측정과 분석”, 한국주택금융공사, 「주택금융월보」, 2008년 7월호, 6-38
- 이진경(2009). “가구소득대비 부담가능주택 특성분석”, 대한국토·도시계획학회, 「국토계획」, 제44권 제7호, 97-108
- 지규현·김정인·김진유(2006). “주택취득비용 지불능력지수 개발에 관한 연구”, 「주택도시」, 89:37-52
- 진미윤(1999). 「공동주택 거주자의 주거비 부담능력에 관한 연구」, 연세대학교 박사 학위 논문
- 하성규(2004). 「주택정책론」, 서울: 박영사.
- 홍성조(2012). 「주택부담능력을 고려한 다세대·다가구 주택 밀집지역 주거환경정비에 관한 연구」, 서울대학교 박사학위 논문
- Andrew Beer, Bridget Kearins & Hans Pieters(2007). “Housing Affordability and Planning in Australia: The Challenge of Policy Under Neo-liberalism”, *Housing Studies*, Vol.22, Iss.1, pp.11-24
- Bernard Fingleton(2008). “Housing Supply, Housing Demand, and Affordability”, *Urban Studies*, Vol.45, No.8 pp.1545-1563.
- Jong Hwa, Kim(2012). “Housing affordability crisis in Australia and neoliberalism”, 국제지역학회, 「국제지역연구」, 제16권, 제2호, 47-66
- Kyung-Hwan Kim·Man Cho(2010). “Structural Changes, Housing Price Dynamics and Housing Affordability in Korea”, *Housing Studies*, Vol.25,

Iss.6, pp.839-856.

Maclenan, D. and Williams, R.(1990). 「Affordable Housing in Britain and America」, New York: Joseph Rowntree Foundation.

Marietta Haffner & Kristof Heylen(2011). "User Costs and Housing Expenses. Towards a more Comprehensive Approach to Affordability", *Housing Studies*, Vol.26, Iss.4, pp.593-614

Michael E. Stone(2006). "A Housing Affordability Standard for the UK", *Housing Studies*, Vol.21, Iss.4, pp.453-476

Smith, S. J.(1990). "Income, housing wealth and gender inequality", *Urban Studies*, Vol.27, No.1

Steven C. Bourassa(1996). "Measuring the Affordability of Home-ownership", *Urban Studies*, Vol.33, No.10, pp.1867-1877.

W. Paul Strassmann(2000). "Mobility and Affordability in US Housing", *Urban Studies*, Vol.37, No.1, pp.113-126.