

# 제2회 재정패널 학술대회 발표자료집

2010.11

 한국조세연구원

## 개 요

□ 주제 : 제2회 재정패널 학술대회

□ 일시 : 2010년 11월 26일(금) 14:00~16:45

□ 장소 : 코엑스 컨퍼런스룸 203호

□ 진행순서

14:00~14:15 개회사

▶ 개회사 원윤희 한국조세연구원 원장

14:15~14:30 정리 및 휴식

14:30~15:30 제1주제 : 조세 I (컨퍼런스룸 203호)

▶ 사회자 홍기택 중앙대 경제학과 교수

I -1. 재정패널자료의 소득이동성 고찰: 소득이동성의 추정 및 KLIPS자료와의 비교 연구

▶ 발표자 성명재 한국조세연구원 선임연구위원

▶ 토론자 강신욱 보건사회연구원 연구위원

I -2. 순조세부담의 경제적·정책적 효과분석: 동태적 미시모의실험 모형 2차 구축작업을 중심으로

▶ 발표자 김경아 국민연금연구원 부연구위원

김동준 한국개발연구원 주임연구위원

전승훈 대구대 경제학과 교수

▶ 토론자 성명재 한국조세연구원 선임연구위원

14:30~15:30 제2주제 : 재정 I (컨퍼런스룸 208A호)

▶ 사회자 안종석 한국조세연구원 조세연구본부 본부장

II-1. 가구에 대한 정부지출의 소득계층별 혜택 분석

▶ 발표자 김태일 고려대 행정학과 교수

▶ 토론자 홍석철 서강대 경제학과 교수

II-2. 재정패널을 이용한 공적소득이전의 행태적 반응 분석

▶ 발표자 김희삼 한국개발연구원 부연구위원

▶ 토론자 석상훈 국민연금연구원 부연구위원

15:30~15:45 중간 휴식

15:45~16:45 제3주제 : 조세 II (컨퍼런스룸 203호)

▶ 사회자 이봉호 서울여대 경제학과 교수

III-1. 저출산 대책으로서의 세제 효과 분석

▶ 발표자 우석진 명지대 경제학과 교수

▶ 토론자 김현숙 숭실대 경제학과 교수

III-2. 가계의 주택수요능력과 증부세 부담 간의 상호관계 연구

▶ 발표자 노상윤 한국감정원 부동산연구원 책임연구원

▶ 토론자 박명호 한국조세연구원 연구위원

15:45~16:45 제4주제 : 재정 II (컨퍼런스룸 208A호)

▶ 사회자 김성태 청주대 경제학과 교수

IV-1. 담배세 인상의 가계재정 및 소득분배 파급효과 분석

▶ 발표자 윤형호 서울시정개발연구원 연구위원

임병인 충북대 경제학과 교수

▶ 토론자 김상헌 서울대 행정대학원 교수

IV-2. 재정패널조사의 대체표본 특성 분석

▶ 발표자 송헌재 한국조세연구원 부연구위원

▶ 토론자 강석훈 성신여대 경제학과 교수

16:45 폐회



## 총 목 차

### 제1주제: 조세 I

- 재정패널자료의 소득이동성 고찰:  
소득이동성의 추정 및 KLIPS 자료와의 비교 연구 ..... 3  
성명재/한국조세연구원 선임연구위원
- 순조세부담의 경제적 효과분석 ..... 31  
김경아/국민연금연구원 부연구위원  
김동준/한국개발연구원 주임연구위원  
전승훈/대구대 경제학과 교수

### 제2주제: 재정 II

- 정부의 가구에 대한 재정지출의 소득계층별 혜택 분석 ..... 61  
김태일/고려대 행정학과 교수
- 재정패널을 이용한 공적소득이전의 행태적 반응 분석 ..... 85  
김희삼/한국개발연구원 부연구위원

### 제3주제: 조세 II

- 저출산 대책으로서의 세제 효과 분석 ..... 125  
우석진/명지대 경제학과 교수
- 가계의 주택수요능력과 종부세 부담 간의 상호관계 연구 ..... 153  
노상윤/한국감정원 부동산연구원 책임연구위원

제4주제: 재정 II

- 담배세 인상의 가계재정 및 소득분배 파급효과 분석 ..... 239  
윤형호/서울시정개발연구원 연구위원  
임병인/충북대 경제학과 교수
- 재정패널조사의 대체표본 특성 분석 ..... 273  
송헌재/한국조세연구원 부연구위원

▣ **재정패널자료의 소득이동성 고찰:**

소득이동성의 추정 및 KLIPS 자료와의 비교 연구  
성명재/한국조세연구원 선임연구위원

▣ **순조세부담의 경제적 효과분석**

김경아/국민연금연구원 부연구위원  
김동준/한국개발연구원 주임연구위원  
전승훈/대구대 경제학과 교수





# 재정패널자료의 소득이동성 고찰:

소득이동성의 추정 및 KLIPS 자료와의 비교 연구

□ 성명재/한국조세연구원 선임연구위원



## 목 차

I. 서론 .....	8
II. 소득분포 및 소득이동성 .....	9
1. 가구소득 분포의 통계적 특성: 기초연구 검토 .....	9
2. 소득이동성 .....	11
3. 분석방법과 분석자료 .....	18
III. 분석결과 .....	19
1. 재정패널소득분포: 지연대수정규분포 특성 .....	19
2. 소득이동성 .....	22
3. KLIPS 추정결과와의 비교 및 소득이동성의 변화추이 분석 .....	25
4. 응용: 재정패널자료를 이용한 빈곤진입률·탈출률의 추정 .....	26
IV. 요약 및 맺음말 .....	28
참고문헌 .....	29



# 재정패널자료의 소득이동성 고찰: 소득이동성의 추정 및 KLIPS 자료와의 비교 연구 (Income Mobility: Estimation and Comparison between Fiscal Panel and KLIPS)

성명 재\*



## 초 록

본 연구에서는 재정패널자료와 한국노동패널자료를 상호비교하면서 소득이동성을 분석하였다. 소득이동성은 두 기간 사이에 각 가구별 소득순위 변화에 기초하여 연속함수 가정 하에서 소득이행 변수의 분산형태로 추정하였다. 재정패널자료와 KLIPS 자료의 연령별 소그룹의 가구소득이 자연대수 정규분포를 따르며 그런 특성은 시계열적으로 안정적인 모습을 보인다는 점에 착안하여 소득이행규칙과 소득이행변수를 정의하고 소득이행변수의 분산형태로 소득이동성을 표현하였다. 재정패널자료 추정 결과, 소득이행변수의 분산은 0.114로 KLIPS 기준의 추정치 0.106과 비슷하다. KLIPS 자료 분석 결과, 소득이행변수의 분산은 1999년 0.183에서 2008년 0.106으로 크게 하락하였다. 소득이행변수 분산의 통계적 특성에 기초하여 분산의 구조적 변화에 대해 가설검정을 실시해 본 결과 10번의 변화 가운데 8번에 걸쳐 소득이동성이 유의하게 변화한 것으로 추정되었다. 소득이동성을 변화(하락)시킨 요인은 명확하게 단정하기는 어려우나, 인구고령화, 노동시장의 유연성 하락, 기술편향적 발전, 각종 규제 등이 시계열적으로 소득이동성을 하락시킨 요인으로 작용한 것으로 추측된다.

핵심주제어: 소득이동성, 지연대수정규분포, 패널분석  
JEL 분류번호:

\* 한국조세연구원 선임연구위원, sung@kipf.re.kr, 02-2186-2207  
본 논문은 2010년도 11월 한국조세연구원이 주최하는 제2차 재정패널 학술대회 발표자료로 작성되었음.

## 1. 서론

본 연구는 두 기간 사이의 소득변동을 나타내는 소득이동성 추정을 기본 목적으로 한다. 소득이동성이라 함은 두 기간 사이에 소득순위 또는 실질소득의 변동(이동)을 타나낸다<sup>1)</sup>.

매기간 상대 소득순위는 변하는 것이 일반적이다. 소득순위가 변하지 않는다면 특정한 시점(기간)에서 관찰된 소득불평등도가 그 이상의 기간에서도 동일하게 유지됨을 의미한다. 현실에서는 소득순위가 변화하는 만큼 소득순위가 고정되어 있는 경우에 비해 소득순위가 변화하는 것이 일반적으로 장기로 갈수록 소득불평등도와의 차이를 낮추는 역할을 한다고 볼 수 있다.

만약 극단적으로 소득순위의 변동이 100% 무작위적으로 나타난다면 비록 매기간마다 양(+)의 소득불평등도가 관찰되더라도 장기소득 불평등도가 0으로 수렴하여 완전균등 소득분포의 결과를 가져다주게 된다. 현실에서는 완전고용과 완전무작위 변동의 사이에 위치할 것으로 추측된다.

소득이동성이라 함은 일반적으로 가구별 특성차이로 인한 부분과 불확실성에 기인한다고 할 수 있다. 가구별 특성은 연령, 성별, 학력, 직종, 건강상태 등을 의미하며 이런 특성은 대체로 소득지속성을 나타낸다. 즉, 다른 조건이 동일하다면 학력이 높거나 건강할수록 평균적으로 소득순위가 높으며 이런 추이는 지속성을 가진다고 할 수 있다. 그밖에 기후적요인, 예상하지 못한 규제나 제반환경 변화 등에 예측할 수 없는 불확실성에 의해서도 소득이동성이 영향을 받는다.

소득불평등도는 통상적으로 연간소득으로 많이 측정된다. 세대간 연령차이 등으로 인해 매기간 소득불평등이 관찰되지만 그것이 생애소득 불평등도를 추론할 수 있는 정보를 제공해주지는 않는다. 횡단면 소득불평등도에도 불구하고 소득이동성에 대한 정보가 추가되어야만 생애소득 불평등도에 대한 추론이 가능하다. 일례로 소득이동성이 작아지다면 소득순위의 변동이 어려워지는 만큼 빈곤지속성이 커지면서 빈곤의 고착화가 심화된다. 반면에 소득이동성이 커진다면 빈곤탈출 확률이

---

1) 단순히 명목소득의 변화비율의 상대비를 의미하지는 않는다. 왜냐하면 모든 가구의 소득이 동일한 비율로 변동한다면 실질소득 측면에서의 소득이동성은 0이지만 명목소득 비율로 측정한다면 다른 값을 가지게 된다. 본 연구에서는 명목소득의 변동상대비를 소득이동으로 보지는 않는다.

높아지면서 빈곤문제가 축소될 수 있다. 그러므로 소득이동성이 작아진다면 소득 분배문제가 커다란 사회·경제적 문제로 확대될 수 있음을 시사한다.

본 연구에서는 최근 한국조세연구원이 구축하여 제공하기 시작한 재정패널자료를 이용하여 가구소득의 자연대수정규분포 특성하에서 소득이행 규칙을 도출하고 그로부터 소득이동성을 분석·추정한다. 다만 재정패널자료만으로는 2007~2008년 사이의 소득이동성만 분석이 가능하므로 변화추이 분석이 불가능하다. 추이분석은 11년차 연도자료까지 제공되고 있는 한국노동패널자료를 이용하여 분석한다.

## II. 소득분포 및 소득이동성

### 1. 가구소득 분포의 통계적 특성: 기초연구 검토

한 가구의 소득(수준)은 가구구성원의 노동·자본의 공급과, 시장에서의 각종 요소 수요의 상대적 크기, 그리고 사인(私人)간 또는 정부나 기타 공공부문과 가계 사이의 상호관계에 따라 결정된다. 각 가구의 소득은 시계열적으로 규칙성을 보이는 경우도 있고 그렇지 않은 경우도 있다. 가구소득은 각 경제주체별·가구유형별·연령별로 매우 다양한 통계적 분포특성을 지닌다. 그럼에도 불구하고 각 가구의 소득특성을 미시적으로 살펴보는 것에서 탈피하여 각 가구를 종합하여 전체 가구를 대상으로 소득분포 특성을 고찰해보면 일정한 패턴을 지니는 것을 볼 수 있다.

전통적으로 가구소득은 자연대수정규분포를 따른다고 하는 주장이 자주 제기되어 왔다. 그동안 수많은 연구에서 이런 주장을 별다른 비판 없이 수용하여 논의를 전개하여 왔다. 최근에는 이에 대해 자연대수정규분포 특성이 실제의 가구소득에 대한 서베이 데이터에서도 적용되는지에 대해 실증연구가 이루어졌다.

김종면·성명재(2003)는 통계청의 가계조사원시자료를 사용하여 가구의 연소득이 자연대수정규분포를 따른다는 것을 실증적으로 규명하였다. 가계조사원시자료가 이용가능한 1982년부터 모든 연도의 자료가 통계적으로 자연대수정규분포를 따른다는 점을 가구소득에 자연대수를 취한 다음 해당변수가 정규분포를 따른다

는 귀무가설을 설정하고 가설검정을 통해 실증적으로 밝혔다. 다만 1997년과 1998년은 예외적으로 지연대수정규분포에서 크게 벗어난 모습을 보여주었다. 이는 1990년대 말의 경제위기로 인한 일시적 현상이라고 결론을 짓고 있으며 2년 기간을 제외하면 안정적으로 지연대수정규분포를 따르고 있음을 실증적으로 검정하였다.

아울러 성명재(2005)는 가구소득 분포의 특성을 한국노동패널자료(이하 KLIPS 자료라고 칭함)에 대해서도 검증하였다. 대체로 가구소득이 지연대수정규분포에 매우 근사하다고 결론을 내리고 있다. 즉, KLIPS자료를 분석해본 결과 전체적으로 자연대수를 취한 가구소득의 분포가 정규분포에 매우 근사해 있으나 최저소득구간 중 일부 구간에서 정규분포에 비해 분포가 조금 더 밀집되어 있는 현상을 나타내었을 뿐 나머지 구간에서는 가구소득의 확률밀도와 정규분포의 확률밀도의 값이 거의 일치하는 모습을 나타내었다. 이런 상황 하에서 통계학적 측면에서 가설검정을 실시하면 자연대수를 취한 가구소득의 확률분포가 정규분포에서 벗어난다는  $\chi^2$ -검정통계치를 얻게 된다. 따라서 엄밀한 의미에서 본다면 KLIPS 자료를 기준으로 할 때 가구소득이 지연대수정규분포를 따른다고 할 수는 없다. 그러나 실제의 지연대수정규분포와 가구소득의 확률분포(추정분포 기준) 사이의 차이는 극히 일부 구간에 지나지 않기 때문에, 비록 통계학적 측면에서 볼 때 정확한 추론이라고 할 수는 없지만, 경제학적 관점에서 본다면 가구소득 분포를 지연대수정규분포로 간주하더라도, 일부 구간에서 편의(bias)가 발생함에 따라 야기되는 비용보다 지연대수정규분포 특성이라는 매우 강력한 무기를 통해 얻을 수 있는 편익이 훨씬 크다는 점에서 KLIPS의 경우에도 가구소득이 대체로 지연대수정규분포를 따른다고 전제하고 논의를 전개하였다<sup>2)</sup>.

본 연구에서는 최근 새롭게 축적되기 시작한 한국조세연구원의 재정패널자료에 대해서도 가구소득이 지연대수정규분포를 따르는지를 실증적 측면에서 가설검정을 통해 살펴보고, 그 결과에 기초하여 두 연도 사이에 나타나는 소득이동성, 즉 가구소득의 순위변동에 기초한 소득의 변이성(또는 변동성) 여부를 추정해본다. 다만 현재 시점에서 이용가능한 재정패널자료가 1, 2차(2007~2008년)의 2개연도에 불과하기 때문에 소득이동성에 대한 고찰은 2007~2008년 사이의 1회에 불과하다. 따라서 재정패널자료의 경우에는 소득이동성을 추정하되 추이분석은 곤란하다.

2) Sung(2008), 원종학·성명재(2007) 등이 대표적이다.

대신 현재 4차연도의 자료까지 이용가능한 KLIPS 자료와의 비교를 통해 2개 자료를 이용하여 각각 2007~2008년 사이에 소득이동성을 각각 추정하고 추정치의 절대수준을 상호비교한다. 참고적으로 소득이동성의 변화추이에 대해서는 KLIPS 자료를 이용한 것을 토대로 간략히 논의한다. KLIPS 자료의 경우에는 이미 앞서 전개하였던 선행 연구에서 가구소득의 자연대수정규분포 특성에 기초하여 수행되었던 연구의 분석결과와 그에 대한 해석이 있었던 만큼 본 연구에서는 KLIPS 자료에 대해서는 별도로 자연대수정규분포 여부에 대한 검정을 실시하지 않고 기존 연구의 결과를 수용한다.

## 2. 소득이동성

### 가. 개요

두 기간 사이에 소득의 실질적인 변화 또는 이동성을 나타내는 지표의 종류와 각 지표를 추정하는 방법론은 무수히 많다. 방법론적으로는 두 기간 또는 그 이상의 기간 사이에 나타나는 소득이동성, 즉 소득분위의 이동 또는 소득순위의 변동을 나타내는 방식에 따라 비연속식과 연속식으로 구분된다. 비연속식이라고 하면 표본을 일정한 개수의 소득계층으로 구분하고 두 기간 사이에 나타나는 소득계층의 이동을 확률로 표시하여 행렬의 형태로 나타내는 방식이 대표적이다. 연속식이라고 하면 두 기간 사이에 나타나는 소득의 이동(또는 변동)을 연속선 상에서의 소득순위 또는 소득금액의 (상대비) 변화 등으로 연속적으로 나타내는 것을 일컫는다.

본 연구에서는 연속확률변수를 사용하여 소득이동성을 고찰한다. 즉, 연속식의 형태로 소득이동성을 고찰한다. 이를 위해 본 연구에서는 김종면·성명재(2003), 성명재(2005), Sung(2008) 등의 연구에서 채택하였던 방법을 원용하여 사용한다. 그들의 연구에 의하면 가구소득이 자연대수정규분포를 따를 뿐만 아니라, 가구주 연령을 기준으로 구분한 각 연령그룹 각각의 가구소득 분포 역시 자연대수정규분포를 따른다는 점, 그리고 자연대수정규분포의 특성이 시계열적으로 안정적으로 계속 유지된다는 점에 기초하여 소득이행규칙을 설정하고 분석하였다. 소득이행규칙을 도출함에 있어서는 당해연도에 예상되는 어떤 가구의 소득순위에 대한 기대

치는 전년도의 소득순위와 일치한다는 점을 전제로 한다. 이는 일반적으로 가구특성을 나타내는 가구주의 성, 연령, 학력, 직종, 건강상태, 생산성 등 해당 가구의 소득을 창출하는 다양한 능력이 각 가구별로 차이가 있으며 그런 차이는 대체로 시계열적으로 일정한 패턴을 가지고 지속성을 가지기 때문에 평균적으로 고소득층은 다음기에도 고소득층에 잔류할 확률이 더 높고 저소득층은 다음기에도 저소득층에 잔류할 확률이 더 높다는 상식적인 상황을 전제로 하고 있다. 이에 대해서는 상기 연구의 연구내용을 중심으로 핵심내용을 요약·정리하면서 필요한 서술을 정리하여 소개한다.

## 나. 소득이동성의 개념

본항에서는 김종면·성명재(2003), 성명재(2005), Sung(2008)의 연구결과를 중심으로 소득이행규칙 및 소득이행변수에 대한 정의와 소득이동성을 측정하는 지표로서 소득이행변수의 분산에 대해 살펴본다. 아래의 논의는 상기 연구의 논의를 요약하여 정리하였다.

가구주의 연령을 기준으로 표본을 25세부터 65세까지 모두 41개의 연령그룹으로 나누어 분할(population)을 구성한다. 이때 25세 연령그룹에는 25세 이하를 포함하고 65세 연령그룹에는 65세 이상을 모두 포함하도록 구성한다.

동일연령그룹에 속한 소득자(또는 가구)는 연령을 제외한 나머지 특성, 즉 교육수준, 경력, 직종 및 직업, 종사하는 산업부문, 성(gender), 건강상태, 거주지역, 취업지역 등 매우 다양하다. 이런 특성들은 소득수준의 차이를 나타내는 중요한 요인이다. 이를테면 다른 조건이 동일하다면 교육수준이나 경력이 높고 건강상태가 좋을수록 평균적인 소득수준이 높은 경향이 있다. 논의의 편의상 이런 요인들을 소득특성이라고 부르기로 하자.

소득특성 가운데 성 등과 같이 변화가 불가능한 요인도 있지만, 건강상태, 교육수준, 경력, 직종·직업, 산업 등과 같이 변경가능한 요인도 있다. 그러나 후자의 경우에도 단기적으로는 변하기 어려운 경우가 많다. 따라서 소득특성의 변화속도는 상당히 느리다고 할 수 있다. 그러므로 소득자별로 소득특성의 차이가 있는 만큼 동일연령그룹 내에서의 상대소득순위는 상당한 기간을 두고 이동성이 낮다고 볼 수 있다. 최소한 단기적으로는 동일연령그룹 내에서의 상대소득순위는 평균적

으로 크게 변하지 않는다고 볼 수 있다. 이는 곧 전기(t)에 동일연령그룹(A세) 내에서 상대소득순위(소득백분위수)가 p였다면 해당 소득자가 다음기(t+1)에 그가 획득하는 소득은 매우 높은 확률로 그가 속한 연령그룹((A+1)세) 내에서의 p-백분위수 소득수준과 비슷한 수준에서 실현된다는 것을 의미한다<sup>3)</sup>. 이를 조금 수정하면, 어떤 연령그룹 내에서 전년도에 상대소득순위가 p였던 소득자의 금년도 소득에 대한 기대치(평균)은 그가 속한 연령그룹 내에서 금년도의 p-백분위수 소득수준이라고 정의할 수 있다.

본 연구에서는 이를 형상화하여 t시점에서 A세이면서 A세 연령층 내에서 소득백분위수가 p였던 소득자의 1년후 소득은 평균적으로 (t+1)시점에서 (A+1)세 연령그룹 내의 p-백분위수 소득과 같다고 가정한다. 이런 가정을 채택할 수 있는 근거는, 시간이 경과하더라도 소득흐름은 대체로 유사한 경로를 따라 변화한다는 선험적 가정(presumption)에 의존한다. 이런 가정이 부적절(irrelevant)하거나 비현실적(unrealistic)인 것은 아닌 것으로 판단된다.

각 연령별로 평균소득과 소득분산은 서로 다르다. 그러므로 어떤 가구의 소득위계수는 어떤 연령그룹을 기준으로 평가하는지의 여부에 따라 확률 1로 달라진다. 해당 연령층내에서의 소득위계수도 확률 1로 전체 표본에서의 위계수와 달라짐은 물론이다.

$Y_{tA} \in R^1$ 이 t시점에서 가구주 연령이 A세인 연령집단의 가구소득을 나타내는 확률변수라고 하자.  $X_{tA}^p \in R^1$ 는 t시점에서 A세인 그룹내에서 p-백분위수의 소득값( $Y_{tA}$ )을 나타낸다고 하자. 그러면  $X_{(t+1),(A+1)}^{p'}$ 는 (t+1)시점에서 (A+1)세인 연령그룹내에서 상대위계수(또는 백분위수)가 p'에 해당하는 소득실현치를 나타낸다.  $X_{(t+1),(A+1)}^*$ 가 (t+1)시점에서 (A+1)세 연령그룹에서의 p-백분위수 소득값을 나타낸다고 하자. 그러면 연속한 두 연도 사이에 나타나는 소득의 이동성을 나타내는 규칙을 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$X_{(t+1),(A+1)}^{p'} = (1 + \gamma_{(t+1)(A+1)}^p) \cdot X_{(t+1),(A+1)}^*, \text{ 단 } \gamma \in R^1, \gamma > -1. \quad (1)$$

3) t시점에서 A세인 연령그룹과 (t+1)시점에서 (A+1)세인 연령그룹은 동일한 연령그룹이다. 구성원의 사망이나 사회적 전·출입 등에 따라 일부 구성원의 차이가 있을 수도 있지만 연속한 2개 연도 사이에 연령그룹의 특성 자체가 근본적으로 바뀌는 경우도 기대하기 어렵기 때문에 그런 경우는 고려하지 않기로 한다.

식 (1)에 자연대수를 취하면 다음과 같이 변환된다.

$$Z_{(t+1),(A+1)}^{p'} = \Gamma_{(t+1),(A+1)}^p + Z_{(t+1),(A+1)}^* \quad (2)$$

단,  $Z = \ln(X_{(t+1),(A+1)}^{p'})$ ,  $Z^* = \ln(X_{(t+1),(A+1)}^*)$  and  $\Gamma = \ln(1 + \Gamma_{(t+1),(A+1)}^p)$ .

$Z$ ,  $Z^*$ 와  $\Gamma$ 는 각각 확률변수라고 할 수 있다. 식 (2)는 모든 소득백분위수  $p(\in [0,1])$ 에 적용된다. 본 연구에서는  $\Gamma$ 가 모든  $t$ 와  $A$ 에 대해 독립적이라고 가정한다. 물론  $\Gamma$ 가  $t$ 와  $A$ 에 대해 독립적이지 않을 수 있다. 그렇다고 하더라도 계산과정만 복잡해질뿐, 기본적인 결과는 대동소이하다. 논의의 편의상 독립적이라고 가정한다. 그러면 식 (2)에서 상첨자와 하첨자  $t$ ,  $A$ ,  $p$ 를 쓰지 않고 아래와 같이 쓸 수 있다.

$$Z = \Gamma + Z^* \quad (3)$$

식 (3)을 소득이행규칙(income transition rule)이라고 명명한다.  $\Gamma$ 를 소득이행변수(income transition variable)라고 한다. 여기에서 김종면·성명재(2003)의 연구결과를 바탕으로 각 연령그룹의 소득에 자연대수를 취한  $Z$ 가 정규분포를 따른다고 하자. 이 때  $Z$ 와  $Z^*$ 는 동일한 평균과 분산을 가진 정규분포를 따른다. 그러므로 식 (3)은  $\Gamma$ 를 매개체로 하여  $Z^*$ 의 순서(또는 소득위계수)를 뒤섞어 최종적으로  $Z$ 가 됨을 의미한다.  $Z^*$ 가 정규분포를 따르므로  $\Gamma$ 가 정규분포를 따른다는 명제는  $Z$ 가 정규분포를 따른다는 명제에 대한 필요충분조건이 된다. 다음의 평균과 분산을 살펴보자.

$$E(Z) = E(\Gamma) + E(Z^*) \quad (4)$$

$$\text{Var}(Z) = \text{Var}(\Gamma) + \text{Var}(Z^*) + 2\text{Cov}(\Gamma, Z^*) \quad (5)$$

$Z$ 와  $Z^*$ 의 확률분포는 서로 동일하다. 그러므로  $E(\Gamma)=0$  또는  $E(\gamma \cdot X^*)=0$ 의 관계가 성립한다. 특히 후자는  $\gamma$ 가  $X^*$ 와 직교(orthogonal)함을 의미한다. 물론 이것이 조건부 기대치  $E(\gamma | X^*)=0$  또는  $E(\gamma)=0$ 임을 의미하지는 않는다. 오히려  $\gamma$ 의 확률기대치는 0이 되어서는 안 됨에 유의해야 한다. 만약  $E(\gamma)=0$ 의 관계가 성립한다면

식 (4)가 성립하지 않기 때문이다.

$Z$ 와  $Z^*$ 의 평균과 분산은 각각 서로 일치한다:  $E(Z)=E(Z^*)$ ,  $Var(Z)=Var(Z^*)$ 이다. 그러므로

$$\mu_{\Gamma} = E(\Gamma) = 0 \quad (6)$$

$$\sigma_{\Gamma Z^*} = Cov(\Gamma, Z^*) = -\frac{\sigma_{\Gamma}^2}{2} \quad (7)$$

이다.  $\Gamma$ 와  $Z^*$ 의 공분산,  $Cov(\Gamma, Z^*)$ 는  $\Gamma$ 의 분산의 크기에만 의존한다.  $Z$ 와  $Z^*$ 의 분산이 같으므로 식 (5)의 우변에 있는  $\Gamma$ 의 분산은 정확히  $\Gamma$ 와  $Z^*$ 의 공분산(엄밀하게는 공분산의 2배)에 의해 상쇄된다. 그렇지 않다면 시간이 경과할수록 식 (5)의 좌변에 있는  $Z$ 의 분산은 무한대로 발산하거나 0으로 수렴하게 된다<sup>4)</sup>. 이런 경우에는 소득변수  $Z$ 가 정상적인 확률분포를 가지지 못한다. 우리가 현실에서 관찰하는 소득분포는 시계열적으로 안정적이다. 그러므로  $\Gamma$ 의 분산은  $\Gamma$ 와  $Z^*$ 의 공분산  $\times 2$ 에 의해 정확히 상쇄됨을 유추할 수 있다. 이런 관점에서 볼 때 식 (7)은 ‘안정화 조건(stability condition)’이라고 지칭할 수 있다.

소득에 자연대수를 취한  $Z$ (또는  $Z^*$ )가 정규분포를 따른다는 전제 하에서 소득이행변수  $\Gamma$ 의 분산을 추정하는 것은 곧 소득이행규칙의 추정을 의미한다. 이는 소득변수의 자연대수정규분포 특성 하에서 소득이행규칙에 대한 모수공간의 차수는 1이라는 점을 의미하기도 한다. 가구소득의 자연대수정규분포 특성 하에서 가상패널을 구성하기 위해서는 소득이행변수  $\Gamma$ 의 분산( $\sigma_{\Gamma}^2$ ), 각 연령그룹의 소득평균과 분산 및 연령그룹별 표본구성 가중치를 추정하여야 한다.

$\Gamma$ 와  $Z^*$ 는 상호간에 상관관계가 있는 정규분포 확률변수이다. 이 중 가장 간단한 예는 양자가 결합정규분포를 따르는 경우이다.  $(\Gamma, Z^*)$ 가 이변결합정규분포(joint bivariate normal distribution)를 따른다는 가정은 식 (3)이 성립하기 위해 필요한 조건보다는 강한 가정이다. 그렇지만 이변결합정규분포를 가정하면 여러 가지로

4)  $\sigma_{\Gamma}^2$ 의 절대값이  $2Cov(\Gamma, Z^*)$ 의 절대값보다 크다면 시간이 경과함에 따라  $\sigma_{\Gamma}^2$ 의 값이 무한대로 발산하게 되며, 반대의 경우에는 시간이 경과함에 따라  $\sigma_{\Gamma}^2$ 가 0으로 수렴하게 됨을 의미한다. 특히 후자의 경우에는  $\Gamma$ 가 항상 0임을 의미하기 때문에 시간이 경과하더라도 각 소득자의 상대소득순위, 즉 소득백분위수는 변하지 않고 고정된 채로 지속됨을 의미한다. 현실에서 이런 두 가지 경우는 관찰되지 않는다.

편리하다. 논의의 편의를 위해  $(\Gamma, Z^*)$ 가 이변결합정규분포를 따른다고 가정한다.

가상패널을 구성하기 위해서는 미래의 각 시점에 대응한  $Z$ 의 값을 생성해야 한다. 식 (3)에 따라 미래시점에서의  $Z$ 는  $\Gamma$ 와  $Z^*$ 의 합이다. 그러므로 먼저 이항결합정규분포의 확률변수  $(\Gamma, Z^*)$ 에 대응하는 미래시점에서의 결합무작위수를 생성해야 한다.  $Z^*$ 의 값은 해당 연령그룹 내에서 전기의 소득백분위수를 기준으로 다음기의 소득분포에 의해 결정된다.  $\Gamma$ 와  $Z^*$ 는 음(-)의 상관관계가 있기 때문에 두 변수에 대한 독립적인 무작위수(random numbers) 생성은 적절하지 않다.  $Z^*$ 에 대한  $\Gamma$ 의 조건부 확률분포를 이용하여 모든  $Z^*$ 의 값에 대응하여 각각의  $\Gamma$  값을 생성해야 한다.

$(\Gamma, Z^*)$ 가  $BVN(0, \mu_Z, \sigma_\Gamma^2, \sigma_{Z^*}^2, \rho)$ (단,  $\rho = \frac{\sigma_{\Gamma Z^*}}{\sigma_\Gamma \sigma_{Z^*}}$ )<sup>5)</sup>를 따르므로  $Z^*$ 에 대한  $\Gamma$ 의 조건부 확률분포는 평균과 분산이  $Z^*$ 의 함수로 표현되어  $Z^*$ 의 값에 따라 값이 변하는 정규분포를 따른다. 이변결합분포에서는 조건부 확률변수에 대한 기대치는 조건변수(conditioning variable)의 선형함수로 표현된다. 따라서  $Z^*$ 에 대한  $\Gamma$ 의 조건부 기대치는  $Z^*$ 에 대해 선형이다.  $\mu_\Gamma = 0$ 이므로  $E(\Gamma | Z^*) = \mu_\Gamma + \frac{\sigma_{\Gamma Z^*}}{\sigma_{Z^*}^2}(Z^* - \mu_{Z^*}) = \frac{\sigma_{\Gamma Z^*}}{\sigma_{Z^*}^2}(Z^* - \mu_{Z^*})$ 이고  $\text{Var}(\Gamma | Z^*) = \sigma_\Gamma^2(1 - \rho^2)$ 이다. 따라서 이변결합정규분포는 다음과 같이 표현된다.

$$\Gamma | Z^* \sim N\left(\frac{\sigma_{\Gamma Z^*}}{\sigma_{Z^*}^2}(Z^* - \mu_{Z^*}), \sigma_\Gamma^2(1 - \rho^2)\right) = N\left(\frac{\sigma_{\Gamma Z}}{\sigma_Z^2}(Z - \mu_Z), \sigma_\Gamma^2(1 - \rho^2)\right). \quad (8)$$

임의의  $Z^*$  값에 대하여 조건부 확률변수  $\Gamma$ 에 대해 식 (8)의 관계를 이용하여 무작위수(random number)를 생성하면  $(\Gamma, Z^*)$ 에 대한 조합쌍의 값을 얻을 수 있다.

각 연령그룹별로 자연대수소득의 평균( $\mu_Z$ )과 분산( $\sigma_Z^2$ )의 값이 주어졌다고 하자. 다음으로는  $\sigma_\Gamma^2$ 를 추정해야 한다.  $\sigma_\Gamma^2$ 를 추정하기 위해서는 모든 가구에 대해 연속한 두 연도 사이에 나타나는 소득이행패턴에 대한 정보가 필요하다. 이를 위해서는 패널자료가 필수적이다. 본 연구에서는 재정패널자료와 KLIPS 자료를 사용하여  $\sigma_\Gamma^2$ 를 추정한다. 추정과정은 3단계로 이루어진다. 1단계에서는 각 연도별로 각

5)  $Z^*$ 는  $Z$ 와 동일한 분포특성을 가지므로  $\sigma_{Z^*}^2 = \sigma_Z^2$ 이 성립한다. 따라서  $\rho = \frac{\sigma_\Gamma}{2\sigma_Z} = -\frac{\sigma_\Gamma}{2\sigma_Z}$ 이다.

연령소그룹별로 소득백분위수(또는 누적상대빈도)를 계산한다. 2단계에서는 차년도에 실현된 소득값을 분자로 하고, 전년도의 소득백분위수에 해당하는 금년도의 소득백분위수 소득값을 분모로 하는 상대소득비를 계산한다. 마지막으로 상대소득비에 자연대수를 취한 다음  $\sigma_\Gamma^2$ 을 추정한다.

$\Gamma$ 가 정규분포를 따른다는 전제 하에서  $\sigma_\Gamma^2$ 를 추정하는 방법은 크게 직접법과 간접법의 두 가지가 있다. 직접법은 일반적인 분산추정식을 통해 추정된 추정치이다.

$$\hat{\sigma}_\Gamma^2 = \sum_{i,t} w_{it} (\Gamma_{it} - \bar{\Gamma}_t)^2 \quad (9)$$

$$\text{단, } w_{it} = \frac{w_i}{T}, \sum_{i=1}^N w_i = 1, \bar{\Gamma}_t = \sum_{i=1}^N w_i \Gamma_{it} \text{ for } t=1, \dots, T, T=4.$$

$\mu_{\Gamma_t} = E_t(\Gamma) = 0$ 이므로 식 (9)에서  $\bar{\Gamma}$ 를 제외하여도 된다. 유사원칙(analogy principle)에 따라 식 (9)를 다음과 같이 변환할 수 있다.

$$\hat{\sigma}_\Gamma^2 = \sum_{i,t} w_{it} \Gamma_{it}^2 \quad (10)$$

$\Gamma$ 는 평균이 0인 정규분포를 따른다.  $\sigma_\Gamma^2$  추정을 위한 간접법은, 평균이 0인 정규분포 가운데  $\Gamma$ 의 밀도추정치와의 차이에 대한 평균자승오차(mean squared error)를 최소화시켜주는 분산 값을  $\sigma_\Gamma^2$ 에 대한 추정치로 하는 방법이다. 이 방법은  $\Gamma$ 에 대한 특이관측치(outlier)가 존재하는 경우에도 추정치가 크게 영향을 받지 않는다는 점에서 유용성이 높은 방법이다.

서베이자료에서  $\Gamma$ 의 절대치가 비현실적으로 큰 값을 가지는 경우가 드물지 않다. 이런 경우는 대부분 최저소득층에서 주로 관찰된다. 우리나라에서 저소득가구는 그들의 소득을 빈곤선보다 낮은 수준에서 소득을 보고하는 경향이 있다. 이는 국민기초생활보장제도(NBLSS; National Basic Livelihood Security System)의 수급 대상에 계속 잔류하기 위해 위장으로 소득을 과소신고하는 경향이 있기 때문이다. 이런 가구들은 상당수가 분모에 해당하는 보고소득수준이 상당히 작기 때문에 보고소득이 조금만 변하더라도  $\Gamma$ 의 값이 크게 증폭되는 것이 특징이다. 그 결과 직

접법으로  $\sigma_r^2$ 를 추정하면 종종 비현실적으로 큰 값이 추정된다. 그러므로 특이관측치<sup>6)</sup>에 대해 덜 민감한(robust)한 간접법을 사용하는 것이 위와 같은 왜곡효과를 최소화하는 데 보다 적절한 것으로 판단된다. 아래에서는 가상패널을 구성함에 있어 간접법에 의한  $\sigma_r^2$ 의 추정치를 사용하였다.

식 (3)과 (8)은 시간의 경과에 따른 소득이동성<sup>7)</sup>(income mobility)을 추정할 때 사용된다.

### 3. 분석방법과 분석자료

#### 가. 분석방법

본 연구의 가장 핵심적인 사항이 소득이동성에 대한 지표로는 위의 제2절에서 소개한 소득이행변수의 분산 추정치를 사용한다. 소득이행변수( $\Gamma$ )는 평균이 0인 정규분포로 정의되며 소득이행규칙을 나타내는 식 (3)에서 좌우항의 자연대수정규분포 변수의 평균과 분산에는 영향을 주지 않으면서, 각 가구의 해당 집단내의 소득순위를 바꿔주는 역할을 수행한다고 할 수 있다. 따라서 소득이행변수의 분산 값이 크면 클수록 소득순위의 변화가 많이 일어나고, 반대로 그 값이 작을수록 소득순위의 변동이 적게 일어난다고 할 수 있다. 따라서 두 기간 사이에 나타나는 소득이동성은 소득이행변수의 분산 크기로 정의된다고 할 수 있다. 그러므로 소득이동성에 대한 분석방법은 소득이행변수의 분산 추정이라고 할 수 있다.

소득이행변수는 정규분포를 따르므로 소득이행변수의 분산추정치( $s_r^2$ )에 일정한 값을 곱한 변수, 즉  $\frac{(N-1)s_r^2}{\sigma_r^2}$ 은  $\chi^2$ -분포를 따르게 된다<sup>8)</sup>.  $\chi^2$ -분포는 평균과 분산이

- 
- 6)  $\Gamma$ 는 평균이 0인 정규분포를 따른다. 그러나 이것이 표본평균( $\bar{\Gamma}$ )도 0임을 의미하지는 않는다. 그렇지만 연속확률분포에서  $\bar{\Gamma}$ 이 0의 값을 가질 확률은 0이다. 대수의 법칙에 의하면 표본의 크기(N)이 무한대로 증가할 경우  $\bar{\Gamma}$ 는  $\Gamma$ 에 수렴하게 된다.
- 7) 시간이 경과함에 따른 소득의 변화는 소득이동성(income mobility)과 소득위험(income risk)의 두 가지로 구분할 수 있다. 소득이동성은 소득분포 구조 자체의 구조적 변동에 의한 소득변화를 나타낸다. 소득위험은 구조적 변화와 관계없이 일시적으로 나타나는 소득변화를 지칭한다.
- 8)  $\Gamma$  자체가 정규분포를 따르므로 이는 점근분포를 나타내는 것이 아니라 소득이행변수의 분산 추정치 자체가 따르는 통계적 확률분포로 보는 것이 정확하다.

각각 자유도와 자유도의 2배이다. 그러므로  $s^2$ 은 평균과 분산이 각각  $\sigma^2$ 와  $\frac{2\sigma^4}{N-1}$ 이 된다. 만약 두 기간 1과 2 사이에 분산이 동일하다는 귀무가설( $H_0: s_1^2 = s_2^2$  또는  $H_0: s_1^2 - s_2^2 = 0$ ) 가설하에서 두 기간의 표본이 서로 독립이라는 전제하에서 두 분산의 차이에 대한 분산은  $\frac{2\sigma_1^4}{N_1-1} + \frac{2\sigma_2^4}{N_2-1}$ 이 된다. 그러므로 두 기간의 분산이 동일하다는 귀무가설에 대한 가설검정은 해당 검정통계량에 대한 분산추정치로  $\frac{2s_1^4}{N_1-1} + \frac{2s_2^4}{N_2-1}$ 을 사용하여 검정할 수 있다.

## 나. 분석자료

본 연구에서는 재정패널 1차연도와 2차연도 자료를 사용하여 소득이동성을 추정·분석한다. 아울러 비교연구를 위해 KLIPS 자료도 함께 분석한다.

# III. 분석결과

## 1. 재정패널소득분포: 자연대수정규분포 특성

재정패널 1차연도(2007년 기준)와 2차연도(2008년도)의 횡단면 자료에 대한 가구 소득분포의 특성분석은 2가지 경우를 대상으로 한다. 아래의 가항에서는 전체 표본을 대상으로 각 연도의 가구소득분포가 자연대수정규분포를 따르는지의 여부를 검정하고 나항에서는 각각을 4개씩의 연령소그룹<sup>9)</sup>으로 나누어 각각에 대해 자연대수정규분포 여부를 검정한다.

자연대수정규분포에 대한 가설검정은 소득변수에 자연대수를 취한 다음 정규분포 여부를 검정하는 것과 동일하다.

9) 가구주의 연령을 기준으로 25세~65세에 이르기까지 41개 연령소그룹으로 표본을 분할(partition)한다. 단, 25세 그룹은 그 이하의 연령층, 65세 그룹은 그 이상의 연령층도 포괄한다.

### 가. 전체 표본에 대한 자연대수정규분포 검정결과

재정패널 표본전체를 대상으로 가구소득에 자연대수를 취한 상태에서  $\chi^2$ -검정통계치를 계산한 결과는 <표 1>에서 보는 바와 같다. 2007년과 2008년의 통계치가 각각 22.110과 12.072로 유의수준 1%에서의 임계치(9.210)보다 크기 때문에 전체표본의 소득분포가 (자연대수)정규분포를 따른다는 귀무가설을 기각한다. 그러므로 재정패널자료의 경우에는 전체적으로 가구소득분포가 자연대수정규분포를 따르지 않는다고 할 수 있다. 그러나 검정통계치가 임계치를 근소하게 초과하고 있어 양자간의 차이는 크지 않은 것으로 판단된다.

<표 1> 재정패널자료의 가구주연령그룹별 (자연대수)정규분포 추정결과  
( $\chi^2$ -통계치)

	2007	2008
전체 표본	22.110***	12.072***

주:  $\chi^2$ -검정의 유의수준 1%, 5%, 10%의 임계치는 각각 9.210, 5.991, 4.605임.

\*, \*\*, \*\*\*는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 귀무가설을 기각하는 것을 나타냄.

### 나. 각 연령그룹에 대한 자연대수정규분포 검정결과

위에서 설명하였듯이 재정패널자료를 가구주 연령을 기준으로 각각 41개 소그룹으로 분할하여 각각에 대해 가구소득분포의 자연대수정규분포특성을 분석하였다. 그 결과 대부분의 경우 자연대수정규분포를 따르는 것으로 추정되었다. <표 2>에서 보듯이  $\chi^2$ -검정통계치의 값은 대부분 3이하의 수치를 보였으며, 유의수준 10%에 해당되는 임계치(4.605)를 초과한 소그룹은 2007년 5개, 2008년 2개로 전체 84개 소그룹 중 7개에 불과했다. 유의수준을 5%로 낮추면 각각 3개와 2개, 유의수준을 1%로 낮추면 각각 1개씩으로 자연대수정규분포를 벗어나는 연령소그룹의 수가 급격히 축소됨을 알 수 있다.

한 가지 특징적인 점은 다른 연령층에서는 검정통계치가 매우 낮게 나타났지만 가구주 연령이 64세인 그룹과 65세 또는 그 이상인 그룹의 검정통계치가 상당히 높다는 점이다. 특히 65세 이상 소그룹은 2007년과 2008년 모두 유의수준 1%에서

귀무가설을 기각하는 것으로 나타나 가구소득 분포가 상대적으로 자연대수정규분포에서 벗어나 있음을 시사하고 있다. 이는 65세 이상 노인연령층이라고 하여도 나이가 많아질수록 시장소득 비중이 급격히 위축되는 반면 각종 공적연금이나 친지·친척 등으로부터의 소득이전을 포함한 이전소득 분포가 상당히 불규칙적으로 나타남에 따라 그런 결과가 나타났을 개연성이 충분히 있는 것으로 판단된다.

<표 2> 재정패널자료의 가구주연령그룹별 (자연대수)정규분포 추정결과  
( $\chi^2$ -통계치)

구분	2007	2008
25	0.293	0.183
26	0.606	0.320
27	0.582	0.573
28	0.190	0.830
29	0.045	1.288
30	0.075	1.262
31	0.418	2.623
32	0.840	2.754
33	1.048	2.307
34	1.848	2.350
35	3.243	1.139
36	6.348**	0.774
37	5.588*	1.683
38	4.782*	1.992
39	2.834	2.104
40	3.973	1.442
41	3.408	1.460
42	2.485	1.014
43	1.570	1.472
44	2.314	2.037
45	1.221	1.730
46	1.226	0.934
47	1.266	0.805
48	1.743	0.750
49	2.953	0.618

구분	2007	2008
50	2.914	0.849
51	2.707	0.797
52	1.552	0.564
53	1.002	0.516
54	0.474	0.357
55	0.287	0.310
56	0.208	0.372
57	0.153	0.184
58	0.271	0.230
59	0.471	0.215
60	0.427	0.482
61	0.465	0.203
62	1.418	1.333
63	2.733	3.416
64	6.084**	8.089**
65	9.893***	15.958***

주:  $\chi^2$ -검정의 유의수준 1%, 5%, 10%의 임계치는 각각 9.210, 5.991, 4.605임.

\*, \*\*, \*\*\*는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 귀무가설을 기각하는 것을 나타냄.

## 2. 소득이동성

제II장에서 살펴보았듯이 본 연구에서 소득이동성은 소득이행변수의 분산으로 규정된다. 즉 소득이행변수의 분산이 클수록 소득이동성이 크고, 반대로 소득이행변수의 분산이 작을수록 소득이동성이 작다고 할 수 있다.

소득이행변수는 시간(+), 연령, 소득위계수 등에 따라 분포가 상이할 수 있다<sup>10)</sup>.

본 연구에서는 분석의 복잡성과 추정에 상당한 시간이 소요된다는 현실적인 문제점으로 인해 일단 연령, 소득위계수에 관계없이 소득이행변수는 해당연도에서는 분포가 일정하며, 다만 시간이 경과함에 따라 분산값이 변화할 수 있는 것으로 모형을 단순화하여 추정하였다. 소득이행변수의 분산에 대한 추정결과는 <표 3>과 같다.

10) 원종학·성명재(2007)에서는 일부 이를 허용하여 분석하고 있다.

2007년과 2008년 사이에 나타난 재정패널자료에서의 분산은 크게 2가지 방법으로 추정이 가능하다. 먼저 식(3)에 의해 규정된 소득이행변수  $I$ 의 값을 이용하여  $I$ 의 평균과 분산을 직접 수식으로 계산하는 방법(직접법)을 생각할 수 있다. 다른 하나는  $I$ 의 통계적 분포가 평균이 0인 정규분포를 따른다는 점에 착안하여 평균이 0인 정규분포 가운데  $I$ 의 추정확률분포와의 오차를 가장 작게 나타내주는 정규분포의 분산을 해당  $I$ 에 대한 분산추정치로 하는 방법(간접법)이다. 전자의 경우에는 특이관측치(outliers)에 의해 그 값이 영향을 많이 받는다는 점을 감안할 때 직접법보다는 간접법에 의한 추정결과를 더 선호할 수도 있다. 그러나 선형적인 판단만으로 간접법을 채택하는 것이 바람직하지 않을 수 있기 때문에 <표 3>에서는 두 가지 방법에 의한 분산추정결과를 모두 보여주고 있다.

재정패널을 이용하여 추정한 결과 2007년과 2008년 사이에 나타난 소득이행변수의 분산은 직접법과 간접법이 각각 0.17054와 0.11434로 추정되었다. 현재 이용 가능한 재정패널자료로는 소득이행변수의 분산값을 일회만 추정가능하다.

따라서 해당 분산의 크기가 어떤지에 대한 판단이 어렵다. 다음 절에서는 KLIPS 자료를 이용하여 추정한 소득이행 변수의 분산에 대한 추정치와 비교해본다. 아울러 KLIPS 자료에 의한 소득이행변수 분산의 시계열적 변화추이도 가설검정을 통해 살펴본다.

<표 3> 재정패널자료와 한국노동패널자료의 소득이행변수 분산 추정결과 및 분산 차이에 대한 가설검정 결과

구분	평균	분산 (직접법)	분산 (간접법)	자연대수정 규분포 검정통계치 ( $\chi^2$ 추정량)	표본 수	분산 차의 표준편차 (직접)	분산 차의 표준편차 (간접)	t값 (직접)	분산 차의 표준편차 (간접)	분산 차 (간접)	t값 (간접)
재정패널 (2007-2008)	0.02871	0.17054	0.11434	130.697	4,396						
1998-1999	-0.00912	0.20763	0.18288	0.331	4,375						
1999-2000	-0.01634	0.19609	0.16146	9.410	3,989	0.00591	0.03709	6.277***	0.00477	0.06854	14.370***
2000-2001	0.03328	0.20383	0.17436	1.115	3,785	0.00648	-0.01154	-1.782*	0.00553	-0.02142	-3.875***
2001-2002	-0.05755	0.18666	0.15735	6.668	3,903	0.00645	0.00774	1.200	0.00542	0.0129	2.381**
2002-2003	0.01301	0.18168	0.14234	14.228	3,967	0.00623	-0.01717	-2.754**	0.00530	-0.01701	-3.211***
한국노 동패널	-0.01274	0.18330	0.14352	17.470	4,287	0.00574	-0.00498	-0.867	0.00468	-0.01501	-3.205***
2004-2005	-0.03737	0.17335	0.12604	50.242	4,455	0.00552	0.00162	0.293	0.00432	0.00118	0.273
2005-2006	-0.02543	0.15511	0.10721	95.548	4,575	0.00531	-0.00995	-1.873*	0.00402	-0.01748	-4.344***
2006-2007	-0.01200	0.15845	0.11066	64.859	4,743	0.00483	-0.01824	-3.780***	0.00343	-0.01883	-5.483***
2007-2008	-0.01580	0.16256	0.10598	91.323	4,777	0.00455	0.00334	0.735	0.00316	0.00345	1.092

—주: 1. 유의수준 10%, 5%, 1%때  $\chi^2$ 분포의 임계치(critical values)는 각각 4.650, 5.991, 9.210임.

2. \*, \*\*, \*\*\*는 연속한 두 연도 사이에 분산이 동일하다는 귀무가설하에서 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 귀무가설을 기각하게 되는 경우를 나타냄.

3. 확률변수가 정규분포를 따른다는 전제하에서  $\frac{(N-1)s^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(N-1)$ 이 성립하고, 자유도가 (N-1)인  $\chi^2$  변수의 분산이  $2(N-1)$ 이므로,

$s^2$ 의 분산은  $\frac{2\sigma^4}{N-1}$ 임. 따라서 두 연도(1 또는 2) 사이의 분산 차이에 대한 분산은, 양자가 통계적으로 서로 독립이라는 전제하에

$$\frac{2\sigma_1^4}{N_1-1} + \frac{2\sigma_2^4}{N_2-1}$$

이 성립함.

### 3. KLIPS 추정결과와의 비교 및 소득이동성의 변화추이 분석

#### 가. KLIPS 자료와의 비교

본 절에서는 논의의 편의상 간접법에 의한 분산추정치를 기준으로 논의한다. 2007~2008년 사이의 소득이행변수 분산은 재정패널자료에 의한 경우 0.11434로 추정되었다. 같은 기간 KLIPS 자료에 의한 추정치는 0.10598로 0.008369의 차이가 있다. 두 자료 사이에 가구포괄범위가 소득추정방식의 차이 등으로 인해 동일한 조건에서 비교할 수 없다는 점을 고려할 때 이 정도의 차이는 매우 근소한 것으로 볼 수 있다.

#### 나. KLIPS 자료를 이용한 소득이동성의 추이 변화

제II장에서 설명하였듯이 KLIPS 자료는 11차 연도까지 자료가 공개된 만큼 모두 10번의 소득이행 변수의 분산을 추정할 수 있다. 그 결과는 앞의 <표 3>에서 보는 바와 같다.

이웃한 두 연도 사이에 소득이행변수의 분산값이 서로 동일하다는 귀무가설을 검정해본 결과 유의수준 5%에서 10회중 8회에 걸쳐 통계학적인 관점에서 볼 때 소득이행변수의 분산, 즉 소득이동성이 구조적으로 변화한 것으로 분석되었다. 일부 연도의 경우에는 소득이행변수 분산의 값이 전년보다 소폭 상승한적도 있으나 거의 대부분 분산값이 구조적으로 감소한 것으로 추정되었다. 이는 구조적으로 소득이동성이 작아지고 있음을 의미한다.

본 연구에서 소득이행변수는 두 연도 사이에 나타나는 소득순위의 변화크기<sup>11)</sup>를 측정하는 지표로 정의된다. 그러므로 소득이행 변수의 분산값이 작아지고 있다는 것은 소득이동성이 작아지고 있음을 나타낸다. 이는 거꾸로 그만큼 소득고착성이 증가하고 있음을 의미한다.

본 연구의 범위를 벗어나기 때문에 명확한 원인을 제시할수는 없지만 시간이 경과함에 따라 소득이동성이 통계학적 관점에서 볼 때 유의하게 하락하는 요인에 대해 추측해보자면, 노동시장의 유연성 감소 또는 경직성 상승, 인구의 고령화 등

11) 빈도와 변화폭을 모두 포괄한다.

을 들 수 있다. 노동시장의 경직성을 상승시키는 요인으로는 교육수준, 성별, 차이, 정규직·비정규직 사이의 경직성, 노사관계의 불협화음 증가, 전통부문과 신흥부문 사이의 격차 확대, 기술편향적 발전, 정보력 비대칭 확대 등 매우 다양하다. 이런 요인들이 각각 얼마만큼 영향을 미쳤는지에 대해서는 추가적인 연구가 필요하다.

그밖에 인구의 고령화도 상당히 큰 영향을 미쳤을 것으로 추정된다. 성명재·박기백(2009)은 1990년대 중반 이후 인구의 고령화가 소득분배 격차를 크게 확대시키는 요인이 되고 있으며 향후 인구의 고령화가 지속되면서 그런 추세는 상당기간 동안 지속될 것이라고 전망한 바 있다. 마찬가지로의 이유로 인구의 고령화는 소득이동성을 제약하는 요인이 될 것으로 추정된다. 왜냐하면 인구가 고령화된다는 것은 은퇴연령기의 인구비중이 늘어난다는 것을 의미한다. 은퇴자들이 노동시장에 재진입한다는 것 자체가 쉽지 않은 일인만큼 은퇴인구 비중의 상승은 소득이동성을 낮추는 주된 요인 중 하나로 추정된다. 인구의 고령화 역시 앞서 지적한 다른 요인들과 함께 소득이동성의 변화에 대한 기여도 분석이 매우 필요할 것으로 생각된다.

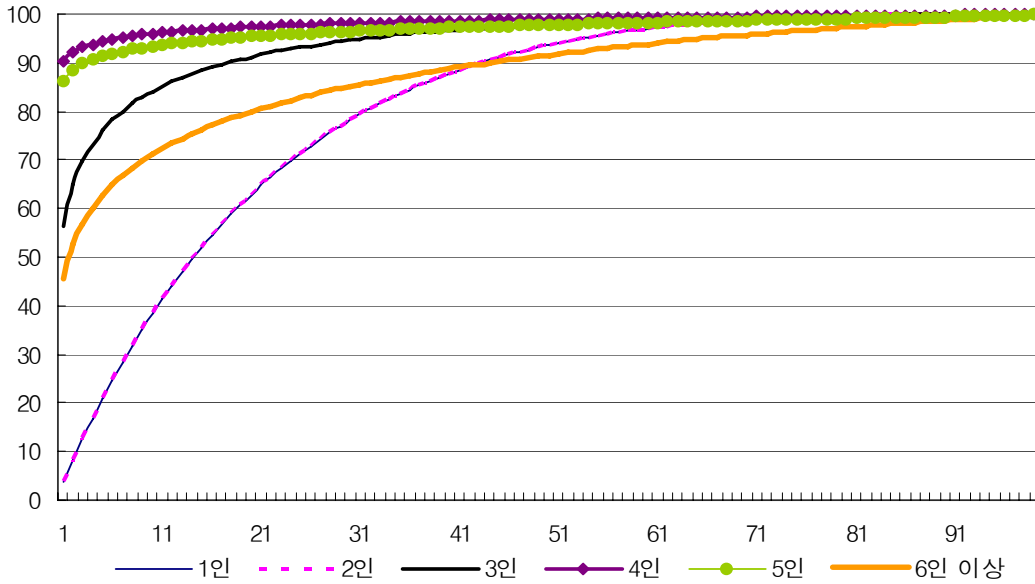
#### 4. 응용: 재정패널자료를 이용한 빈곤진입률·탈출률의 추정

본절에서는 재정패널자료 추정결과를 바탕으로 Sung(2008)의 제Ⅲ장 제1절에서 제시하고 있는 빈곤진입률과 빈곤탈출률의 추정결과를 제시한다. 빈곤진입률이란, 전기의 소득백분위수를  $X$ 축으로 한 상태에서 그 다음기의 소득수준이 빈곤선보다 작게 실현될 경우의 확률로 정의한다. 만약 전기에도 빈곤가구였다면 빈곤진입률은 빈곤지속률로서의 의미를 지닌다. 마찬가지로 논리로 빈곤탈출률이라고 하면, 다음기의 소득수준이 빈곤선보다 크게 실현될 확률을 나타낸다.

일반적으로 전기의 소득수준(보다 정확히는 소득순위 또는 소득백분위수)이 높을수록 해당 기간의 빈곤탈출률은 높아지는 경향을 보인다. 반대로 전기의 소득수준이 낮을수록 빈곤탈출률은 낮아진다. 2007년도 재정패널자료의 소득이행변수의 분산 추정치를 기준으로 각 소득백분위수별로 빈곤탈출률을 추정하여 해당 궤적을 그려보면 아래의 [그림 1]과 같다. 본 연구에서 빈곤선은 보건복지부에서 제시하고 있는 가구규모별 최저생계비를 기준으로 설정하였기 때문에 빈곤탈출률은 가구규모별로 별도로 추정된다. 마찬가지로 논리로 빈곤진입률을 추정하면 [그림 2]에서 보는 바와 같다.

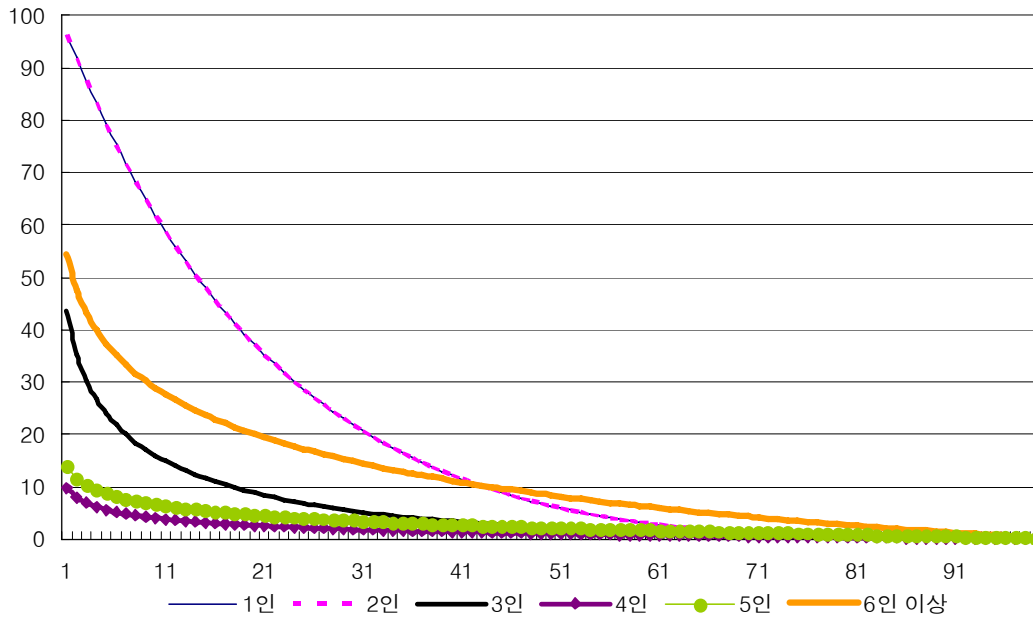
[그림 1] 빈곤탈출률 추정결과(재정패널 2007년 기준)

(단위: %)



[그림 2] 빈곤진입률 추정결과(재정패널 2007년 기준)

(단위: %)



## IV. 요약 및 맺음말

본 연구에서는 재정패널자료와 KLIPS 자료를 상호비교하면서 소득이동성을 분석하였다. 소득이동성은 두 기간 사이에 각 가구별 소득순위 변화에 기초하여 연속함수 가정하에서 소득이행 변수의 분산형태로 추정된다. 대부분의 기존연구가 소득이행행렬(income transition matrix)의 형태, 즉 비연속적으로 소득이행 확률의 형태로 소득이동성이 표시되는 것과 상당한 차이를 보인다.

재정패널자료와 KLIPS 자료의 연령별 소그룹의 가구소득이 자연대수 정규분포를 따르며 그런 특성은 시계열적으로 안정적인 모습을 보인다는 점에 착안하여 소득이행 규칙과 소득이행 변수가 정의되고 소득이동성은 소득이행변수의 분산형태로 표현된다.

재정패널자료를 토대로 추정해본 결과 소득이행변수의 분산(2007~2008년 기준)은 0.114로 같은 기간을 대상으로 한 KLIPS 기준의 추정치 0.106과도 비슷하다. 2010년 말 현재 재정패널 자료는 1~2차년도 자료만 이용가능하기 때문에 소득이동성에 변화추이 고찰은 곤란하다. KLIPS 자료를 이용하여 분석해 본 결과 소득이행변수의 분산은 1999년 0.183에서 2008년 0.106으로 크게 하락하였다. 소득이행변수가 평균이 0인 정규분포를 따르므로 소득이행변수는 일정한 상수가 곱해진 경우  $\chi^2$ -분포를 따른다.

소득이행변수 분산의 통계적 특성에 기초하여 분산의 구조적 변화에 대해 가설검정을 실시해 본 결과 10번의 변화 가운데 8번에 걸쳐 소득이동성이 유의하게 변화한 것으로 추정되었다.

소득이동성을 변화(하락)시킨 요인에 대해서는 구체적으로 분석해보지 않았기 때문에 명확하게 단정하기는 어렵다. 다만 인구고령화, 노동시장의 유연성 하락, 기술편향적 발전, 각종 규제 등이 시계열적으로 소득이동성을 하락시킨 요인으로 작용한 것으로 추측된다. 향후 보완연구를 통해 이들 요인의 변화가 소득이동성 변화에 미친 영향에 대한 분석이 이루어지기를 기대한다.

## 참고문헌

- 김종면·성명재, 「소득분포의 특성을 사용한 세대별 연령-소득 곡선의 도출」, 『한국경제의 분석』, 제9권, 제3호, 2003, pp. 153~248.
- 성명재, 『우리나라 빈곤율의 변화추이와 정책방향: 소득분포 특성 고찰과 가상패널 구축을 통해 살펴본 빈곤추이와 정책시사점』, 연구보고서 05-01, 한국조세연구원 (2005. 11).
- 성명재·강신욱·이철인 『저소득층 소득보전 정책의 개선방향 연구』, 연구보고서 08-01, 한국조세연구원 (2008. 12).
- 원종학·성명재, 『소득분배격차 확대의 원인과 정책대응 방향』, 연구보고서 07-10, 한국조세연구원 (2007. 12).
- 조용수·김기승, 「세대별 빈곤 진출입 결정요인 연구」, 2007년 경제학공동학술대회 발표논문, 2007.
- Bager-Sjögren, Lars and N. Anders Klevmarcken, "Inequality and Mobility of Wealth in Sweden, 1983/84-1992/93," *Review of Income and Wealth*, Series 44, No. 4, 1998, pp. 473~495.
- Bane, Mary Bo and David T. Ellwood, "Slipping into and out of Poverty: The Dynamics of Spells," *The Journal of Human Resources*, Vol. 21, No. 1, 1986, pp. 1~23.
- Fields, Gary and Efe A. Ok, "Measuring Movement of Incomes," *Economica*, Vol. 66, No. 264, 1999, pp. 455~471.
- Gardiner, Karen and John Hills, "Policy Implications of New data on Income Mobility," *The Economic Journal*, Vol. 109, No. 453, 1999, pp. F91~F111.
- Jarvis, Sarah and Stephen P. Jenkins, "How Much Income Mobility is There in Britain?" *The Economic Journal*, Vol. 108, No. 447, 1998, pp. 428~443.
- Jenkins, Stephen P., "Modelling Household Income Dynamics," *Journal of Population Economics*, Vol. 13, No. 4, 2000, pp. 529~567.
- Maasoumi, Esfandiar and Mark Trede, "Comparing Income Mobility in Germany and the United States Using Generalized Entropy Mobility

- Measures," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 83, No. 3, 2001, pp. 551~559.
- Rank, Mark R. and Thomas A. Hirschl, "The Occurrence of Poverty across the Life Cycle: Evidence from the PSID," *Journal of Policy Analysis and Management*, Vol. 20, No. 4, 2001, pp. 737~755.
- Smith, Patricia K., "Downward Mobility: Is It a Growing Problem?" *American Journal of Economics and Sociology*, Vol. 53, No. 1, 1994, pp. 57~72.
- Sung, Myung Jae, "Income Mobility and Its Implication on Government Welfare Expenditure," *Korean Journal of Policy Studies*, Vol. 23, No. 1, pp. 127~152, August 2008.
- \_\_\_\_\_, "Population Aging, Mobility of Quarterly Incomes, and Annual Income Inequality: Theoretical Discussion and Empirical Findings," a paper presented at the 66th Annual Congress of the International Institute of Public Finance (IIPF) at Uppsala, Sweden, August 23-26, 2010.
- Stevens, Ann Huff, "Climing out of Poverty, Falling Back in: Measuring the Persistence of Poverty over Multiple Spells," *The Journal of Human Resources*, Vol. 34, No. 3, 1999, pp. 557~588.
- Trede Mark M., "The Age Profile of Mobility Measures: An Application to Earnings in West Germany," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 13, No. 4, 1998, pp. 397~409.

## 순조세부담의 경제적 효과분석

- 김경아/국민연금연구원 부연구위원
- 김동준/한국개발연구원 주임연구원
- 전승훈/대구대 경제학과 교수



## 목 차

I. 문제제기 .....	35
II. 미시모의실험모형에 대한 논의 및 주요 구축사례 .....	38
1. 모형의 정의 및 분류 .....	38
2. 해외의 미시모의실험모형 .....	40
III. 모형소개 및 사용모형의 구조 .....	44
1. 모형의 기본구조 .....	44
2. 본 논문에 사용된 모형 .....	45
IV. 정책시뮬레이션 .....	47
1. 정책시나리오 .....	47
2. 탄력성 측정 결과 .....	49
3. 시뮬레이션결과 .....	51
V. 요약 및 시사점 .....	52
참고문헌 .....	53
<부록> 미시모의실험모형의 구분 .....	56



## 순조세부담의 경제적 효과분석\*

김 경 아\*\*·김 동 준\*\*\*·전 승 훈\*\*\*\*



### 초 록

본 연구에서는 노동시장 module, 소득변화 module, 소비변화 module 등의 모형으로 구성되어 있는 정태적 미시모의실험모형을 사용하여 소득세가 노동공급, 가계소득, 가계소비에 미치는 영향을 분석하였다. 2008년 귀속소득에 대한 소득세법을 기준선으로 2009년 귀속소득에 대한 소득세율과 2010년 귀속소득에 대한 소득세율, 그리고 2012년 이후 귀속소득에 적용될 것으로 예정되어 있는 소득세율을 적용하여 분석한 결과 소득세율 인하가 노동공급을 감소시키고, 세전소득 및 가계의 소비수준을 감소시킨다는 결과를 얻을 수 있었다. 그러나 그 크기가 아주 미미하여 실제로는 소득세율 인하의 효과가 거의 없다고 평가할 수 있었다.

## I . 문제제기

정부의 조세 및 급여에 관련된 정책의 변화는 가구의 순소득(net income) 수준에 영향을 미치고, 노동공급과 소득변화를 가져오며, 이는 다시 가구소비에 영향을 미치는 순환적 구조를 통해 개인 및 가계의 경제활동상태가 변화하게 된다. 이러한 조세 및 급여정책의 변화는 정책당국의 의도 혹은 이와는 상관없이 경기변동에 일정정도 영향을 주게 된다. 이러한 전제하에 정책당국은 감세 또는 지원정책을 통하여 소득을 증가시키고, 이 소득의 변화가 소비를 증가시켜 경기부양을 촉진시킬 유인에 직면하게 된다. 따라서 해당정책이 소득, 노동공급, 소비의 변화

\* 본 연구의 내용은 수정 보완이 필요한 초안이며, 수정과정에서 연구의 결과가 수정될 가능성이 있으므로 전제나 인용하지 말아주시기 바랍니다. 본 연구의 내용은 저자들이 속한 기관의 입장과는 무관함을 밝힙니다.

\*\* 국민연금연구원 부연구위원, aprogoddness@hanmail.net

\*\*\* 한국개발연구원 전문연구원 erehwono@kdi.re.kr

\*\*\*\* 대구대학교 경제학과 전임강사 jsh1105@daegu.ac.kr

를 통하여 개인의 경제활동결정에 미치는 영향을 평가할 필요성이 존재한다. 이는 정책 추진과정에서 나타날 수 있는 부작용을 최소화하고, 정책에 대한 신뢰성을 높이는 데에도 필수적이다.

우리나라의 경우에도 조세 및 급여체계 변화에 따른 세후 소득 수준의 변화를 측정할 다음, 이를 토대로 노동공급의 변화<sup>1)</sup>와 소득분배 상태<sup>2)</sup> 등을 분석하는 연구가 다수 진행된 바 있다. 그런데 이들 연구의 경우 조세 및 급여체계의 변화가 노동공급과 소득 및 소비에 영향을 미치는 다양한 경로를 고려하지 못하고 있다는 한계를 갖고 있다. 예를 들어 조세 및 급여체계의 변화는 노동공급을 변화시키고 노동공급의 변화가 가계 소득 및 소비에 영향을 미치는 효과가 있는 반면, 가계의 소득수준의 변화가 가구주의 노동공급에 영향을 미치기도 한다. 따라서 조세 및 급여체계의 변화에 대해 논의할 때는 이러한 다양한 경로를 고려한 분석이 이루어져야 하며, 이를 위해서는 경제행위자의 다양한 경제행태를 반영하는 미시모의실험모형(micro simulation model: 이하 MSM)이 구축될 필요가 있다. 그러나 기존 연구의 대부분은 이러한 다양한 경로를 고려하지 않고 있다.

MCM은 Orcutt(1957)에 의해 처음 제안되었다. 그러나 MSM은 각 국가별 미시자료의 축적과 컴퓨터 하드웨어의 발전, 그리고 사회·경제정책(연금·교육·보건·지역 정책 등)의 장기적인 효과 분석에 대한 정책적 수요와 그에 따른 각국 공공기관의 재정지원을 통해, 비로소 1990년대 초부터 일부 국가들을 중심으로 본격적으로 발전하기 시작하였다. 최근에는 MSM을 활용한 사례들이 점차 증가하는 추세이며, 이와 관련하여 학자와 전문가들이 의욕적으로 활동하고 있으며, 현재 MCM은 10여개국에서 40여개 이상의 모형이 구축되어 활용되고 있다. 1981년 LSE의 Atkinson교수와 공동연구자들이 미시자료를 활용하여 조세개혁분석모형을 구축<sup>3)</sup>하고 비슷한 시기 영국의 재정연구소(Institute for Fiscal Studies: 이후 IFS)

- 1) 김종면·이철희·전영준(2003), 전병목·장용성(2005),이철인(2006) 등은 소득세가 노동시장 참가결정에 미치는 영향을 분석하였으며, 나성린·남재량·문춘걸(2002), Lee(2004) 등은 소득세가 근로시간 변화에 미치는 영향을 분석하였다. 또한 유경준·김대일(2002), 이상은(2004), 강병구(2004), 변금선(2005) 등의 연구는 국민기초생활보장제도를 포함한 공적 이전소득이 노동공급 효과에 미치는 영향을 중심으로 현금 급여가 노동시장에 미치는 영향을 분석한 바 있다. 이들 연구는 주로 노동공급함수 추정 혹은 캘리브레이션(calibration) 기법을 통해 조세 및 급여 수준이 노동시장 참가에 미치는 영향력의 정도를 측정하는데 초점이 맞추어져 있고, 조세 및 현금급여제도에 대한 평가에 초점이 맞추어져 있지 않다.
- 2) 관련된 연구로는 현진권(2001), 현진권·임병인(2003), 전병목(2005), 강성호·전승훈·임병인(2008) 등 다양한 연구가 있다.
- 3) 나성린외(1993)

가 별도의 모형을 구축하여 활용한 바 있다. 이후 영국 내 다양한 기관이 모형을 개발하여 소득재분배효과, 세수추계, 소비자의 소비행태예측 등을 위해 사용하였으며, 미국, 이탈리아, 프랑스, 스웨덴, 독일, 아일랜드, 호주 등과 OECD에서 다양한 모형을 구축하여 활용하고 있다.<sup>4)</sup>

국내에서도 몇몇 연구자들에 의해 미시모의실험모형 구축 연구가 시도된 바 있다. 나성린·현진권(1993)은 조세-급여 모형(tax and benefit model)을 추정하여 조세 및 사회부조정책의 효과를 분석한 바 있으며, 성명재 외(2008)는 조세·재정 모의실험 모형의 구축 작업을 위한 기초연구를 시작하고 있다. 이외에 김대철·권혁진(2007)은 노동패널(1-7차)의 2004년 기준 26-59세 임금근로자 2,887명을 대상으로 연금개혁 시나리오별 빈곤율을 분석하였으며, 권혁진·한정림(2009)은 본격적인 MSM 개발에 앞서, MSM 모형이 갖는 장단점 및 방법론의 특징에 대해 2차 문헌을 중심으로 검토·정리하고 국민연금제도와 경제·사회적 상황을 고려한 실험적으로 단순모형을 개발함으로써, 향후 보다 완성된 모형개발에 필요한 시사점을 얻고자 하였다. 또한 김혜원 외(2010)는 출생, 결혼, 교육, 출산, 경제활동, 은퇴, 사망 등을 고려한 동태적 미시모의실험모형 구축을 통해 조세와 사회보장시스템의 생애소득재분배효과를 추정한 바 있다. 그러나 앞서 언급한 바와 같이 국내의 미시모의실험 모형 구축 연구는 아직 상당히 부족한 실정이며, 따라서 향후 지속적으로 발전될 필요가 있다.

이에 본 연구에서는 간단한 미시모의실험모형 구축한 후, 이를 통해 조세정책의 변화가 가구주의 노동공급, 가계의 소득, 가계의 소비에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 이때 조세정책의 변화는 2008년 이후 이루어진 소득세제의 변화를 중심으로 검토하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 II장에서는 미시모의실험모형에 대한 논의 및 주요 구축사례에 대해서 논의한다. 제III장에서는 본 연구에서 구축한 미시모의실험모형을 간단하게 소개한다. 제IV장에서는 소득세법 개정에 따른 시나리오를 구축한 후, 소득세법 개정의 경제적 효과를 분석한다. 마지막으로 제V장에서는 글을 요약하고 정책적 시사점을 제시한다.

4) 현재 구축 활용되고 있는 미시모의실험모형에 대해서는 성명재외(2008)의 p45~96에 자세히 소개되어 있다.

## II. 미시모의실험모형에 대한 논의 및 주요 구축사례

### 1. 모형의 정의 및 분류

본 연구자들이 구축하고자 하는 모형에 대해 상세히 논의하기에 앞서 본고에서 적용하고 있는 미시모의실험모형의 역사, 정의 및 종류에 대해 먼저 살펴보면 다음과 같다. 미시모의실험모형(MSM)은 Orcutt(1957)에 의해 처음 제안된 것으로, Orcutt는 당시 거시 모형의 한계를 지적하며, 개인, 가족, 그리고 기업들과 같은 의사결정 주체 간 상호작용으로 구성되는 새로운 모형의 필요성과 방법을 제안한 바 있다. 이후 동 연구를 바탕으로 초기형태의 모형을 구축하였으며(Orcutt, Greenberger, Korbel, and Rivlin, 1961), 다시 미시모의실험모형을 이용한 최초의 연구가 수행되었다(Orcutt, Caldwell, and Wertheimer, 1976). 그러나 미시모의실험모형의 본격적인 구축과 발전은 모형구축에 적절한 미시자료의 축적과 컴퓨터 기술의 발전, 개인들의 경제·사회적 미시적 행위에 대한 지식 및 정보제공의 확대 등이 전제되어야 했다. 이러한 제약요소들로 인해 미시모의실험모형의 발전은 더디게 이루어졌지만, 각 국가별 미시자료의 축적과 컴퓨터 하드웨어의 발전, 그리고 사회·경제정책(연금·교육·보건·지역 정책 등)의 장기적인 효과 분석에 대한 정책적 수요와 그에 따른 각국 공공기관의 재정지원을 통해, 비로소 1990년대 초부터 일부 국가들을 중심으로 본격적으로 발전하기 시작하였다. 최근에는 MSM을 활용한 사례들이 점차 증가하는 추세이며, 새로운 방법론에 대한 전문가들 간 활발한 의사소통과 정보교환을 목적으로 한 국제적 학회(International Microsimulation Association, IMA)도 2005년 10월에 결성되어, 관련 학자와 전문가들이 의욕적으로 활동하고 있다.<sup>5)</sup>

미시모의실험모형은 대부분 개인의 소득이력에 대한 행정자료를 결합한 센서스 또는 조사자료의 가족 내 개인 혹은 가구들의 대표내지는 일부 표본을 기본 데이터셋(base set)으로 사용한다. 물론 가상의 인구집단에 대한 데이터셋을 생성하여 분석에 사용하는 방법도 있으나, 이때에도 현재 혹은 역사적 자료로부터 추출한 특성들이 반영되어야 한다. 기본 데이터셋이 구축되면, 그 다음 단계로 데이터셋

---

5) 권혁진·한정립(2009), p.3 참조.

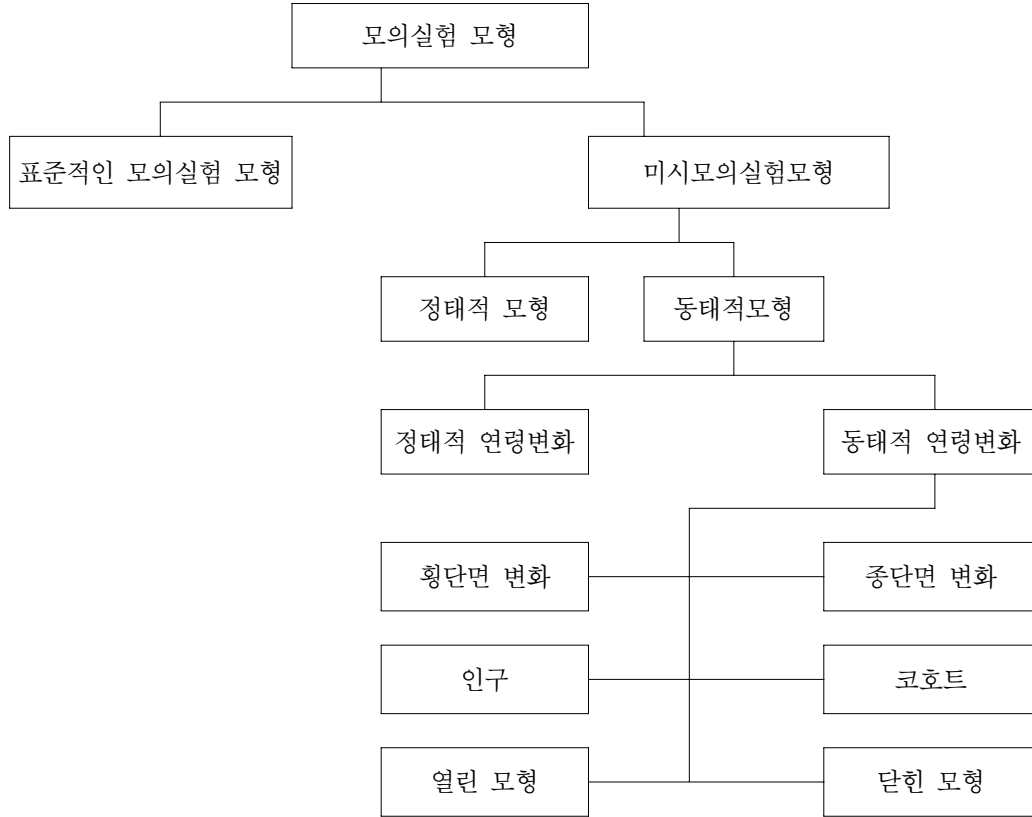
에 존재하는 각각의 의사결정 단위에 대해 생애이력을 반영한 순차과정을 수행하게 된다. 이때 생애이력은 개인 및 가구가 속한 집단이 직면한 경제, 인구 및 사회적 조건 등에 따라 결정되게 된다. 이는 사회집단 또는 개인 간에 주어진 여건과 과정이 근본적으로 서로 상이하다는 것을 고려하기 위해 필수적인 요소이며, 다양한 개인 및 가구들의 상호작용을 통한 복잡하고 다양한 효과를 미시모의실험 모형을 통해 분석가능하다는 점이 본 모형의 핵심적인 특성이라 할 수 있다.

이에 따라 미시모의실험모형은 다른 모형에 비해 상대적으로 더 세부적인 요소들, 즉 특정 제도의 세부적인 특성 및 다양한 프로그램들의 관계를 모형화할 수 있다는 장점이 있다. 일례로 세계개편이 노동공급, 소득 및 소비에 미치는 효과나 공적연금의 기여, 수익, 자격조건 등의 개혁안이 연금에 미치는 영향 등을 개인들의 생애사건 및 이력을 반영하여 분석할 수 있다. 또한 미시모의실험모형은 다양한 중·횡단면적 결과들을 도출할 수 있다는 장점을 갖는다. 물론, 모형마다 횡단면 또는 종단면적 결과들 사이에서 발생할 수 있는 상충관계를 고려하여 두 가지 중 어느 한 가지에 더 중심을 두어야하는 경우가 발생할 수 있으나, 횡단면적 결과를 분석·평가할 수 있다는 점은 미시모의실험모형의 큰 장점이라 할 수 있다. 그에 반해, 첫째, 개인 또는 가구의 행태 그 자체 또는 행태과정들 사이의 상호효과를 부적절하게 모형화한 경우 문제가 발생할 수 있다는 점, 둘째, 미시모의실험 모형을 통해 얻을 수 있는 결과들이 너무 복잡하고 다양하여 그 결과를 해석하고 정리하는데 어려움이 따를 수 있다는 점, 셋째, 모형의 반복적인 수행을 통해 나타난 결과들의 가변성(variability)을 설명하는데 있어 다수의 사람들이 합의할 수 있는 방법이 아직까지 존재하지 않는다는 점 등과 같은 단점 역시 존재한다.<sup>6)</sup>

Dekkers et al.(2009)은 미시모의실험 모형을 <그림 1>과 같이 구분하고 있다. 우선 모의실험모형은 표준적인 모의실험모형과 미시모의실험모형으로 구분이 되며, 미시모의실험모형은 정태적 모형과 동태적 모형으로 구분이 된다. 그리고 동태적 모형은 정태적 연령변화를 고려한 모형과 동태적 연령변화를 고려한 모형으로 구분할 수 있다. 미시모의실험모형의 보다 자세한 설명은 부록에 소개하였다.

6) 권혁진·한정립(2009), pp.16~18 참조.

<그림 1> 미시모의실험모형의 분류



자료: Dekkers (2009) p. 10

## 2. 해외의 미시모의실험모형

분석에 앞서 해외 주요국들이 사용하고 있는 미시모의실험모형에 대한 내용을 간단히 살펴보면 다음과 같다.

해외의 미시모의실험모형은 10여 개국에서 40여개 이상의 모형<sup>7)</sup>이 구축되어 활용되고 있다. 1981년 LSE의 Atkinson교수와 공동연구자들이 미시자료를 활용하여 조세개혁분석모형을 구축<sup>8)</sup>하고 비슷한 시기 영국의 재정연구소(Institute for Fiscal Studies: 이후 IFS)가 별도의 모형을 구축하여 활용하였다. 이후 영국 내 다양한

7) 성명재외(2008)

8) 나성린외(1993)

기관이 모형을 개발하여 소득재분배효과, 세수추계, 소비자의 소비행태예측 등을 위해 사용하였으며, 미국, 이탈리아, 프랑스, 스웨덴, 독일, 아일랜드, 호주 등에서 모형을 구축하여 활용하고 있다.

미시모의실험모형은 자료의 한계, 모형결과의 타당성 검증 등에서 문제점을 내포하고 있으나 통계 및 전산처리방법의 발전에 의해 보완됨에 따라 선진국의 경우 조세의 효과뿐 아니라 연금, 의료, 사회보장기금, 빈곤, Food Stamp 등 주요 정책분야에 대하여 이용되고 있으며 개도국의 경우에도 모형 구축이 시도되고 있다. 대부분의 모형이 구성과 추계방법에 대한 구체적인 내용을 공개하지 않아 특징을 비교하기에는 어려움이 있으나 정보가 일부 공개되어 비교가 가능한 모형은 미국의 CBOLT, GEMINI, 호주의 STINMOD, MITTS 정도이다.<sup>9)</sup>

CBO의 미시실험모형은 조세변화에 따른 소득효과와 대체효과로 구분하여 노동자들이 임금률과 세후소득에 어느 정도 반응하는 지를 분석함으로써 조세정책변화에 따른 노동공급 변화와 새로운 노동시장하에서의 조세수입을 추정하였다. 한편 Policy Simulation Group의 GEMINI는 독립된 모형으로 노령유족연금과 상해보험 등의 정책이 변화될 때 분배적 영향을 동적미시모형을 통하여 분석하고 사회보장기금과 관련된 SSASIM모형의 부차적 모형으로 활용이 가능하다.

호주의 STINIMOD는 조세와 이전정책의 변화와 출산급여의 영향을 추정하고 노동인력에 대한 유효한계세율이 분배에 미치는 영향을 분석하며, 지역화 모형의 구축작업을 진행하면서 그 활용영역이 확장되고 있다. 멜버른 대학의 MIRTTS는 소득세와 이전지급제도의 변화에 따른 영향을 측정한다는 목적은 STINIMOD와 유사하나 직접세와 이전제도의 구체적 변화효과를 분석하는 MITTS-A와 제도의 변화에 따른 노동공급의 변동을 분석하는 MITTS-B를 활용하여 개인의 혜택과 순소득의 측면에서 조세제도변화의 구체적인 효과를 제공한다.

OECD의 EUROMOD은 정태적 모형의 대표적인 예이다. 2009년 현재 19개 유럽 국가의 조세와 사회보장제도를 모형화하여 각국의 공공지출이 빈곤에 미치는 영향과 복지급여가 근로유인에 등에 미치는 효과를 비교·분석하는데 활용되고 있다. EUROMOD는 영국의 조세와 사회보장제도를 모형화한 Sutherland의 POLIMOD가 그 출발점이라 할 수 있으며, 이후 유럽연합 국가들의 국가 간 비교연구로 확장되었다.<sup>10)</sup>

9) 성명재외(2008)의 p45~96의 내용을 요약

&lt;표 1&gt; 각국의 미시모의실험모형

국가	기관	명칭	관련분야	비고
미국	NBER	Taxsim	개인소득세 등	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Taxfile 및 Taxform 등을 이용</li> <li>• 4개의 프로그램(sas)으로 구성</li> </ul>
	CBO	CBOLT	전반적인 조세의 영향분석	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 결혼시장, 노동공급, 조세전반의 효과를 추정</li> </ul>
	ITEP	ITEP	각종조세(소득, 법인, 재산, 소비세)의 영향	
	Urban Institute	TRIM3	빈곤, EITC, 최저임금 등	
		DYNASIM3	연금소득의 영향	
		HIRSM	건강보험개혁	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 건강보험에 중점을 둔 분석모형</li> </ul>
		MINT	연금소득과 사회보장	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 사회보장의 장기추이 분석모형</li> </ul>
	California Berkeley대학	SOCSIM	노령화인구	
	Univ. of Washington	URBANSIM	-	
	Policy Simulation Group	GEMINI	사회보장혜택, 조세	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 조세변화에 따른 사회보장혜택의 전반적인 변화의 영향분석</li> <li>• 4가지 모형이 상호 연관</li> <li>• 거시-미시연계모형</li> </ul>
		HISIM	건강보험	
		PENSIM	연금혜택	
		SSASIM	사회보장기금	
Social Scientific Systems	SSS	건강보험		
Strategic Forecasting	CORSIM	인구		
Mathematica Policy	MATH	food stamp		
영국	Nottingham (Alan Duncan)	-	노동시장, 세제혜택	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 일반경제, 조세가설, 노동시장의 세제혜택 분석모형</li> </ul>
	DEIR	NR1F	운송시스템	
		HF	가계조사	
	DWP	PENSIM2	연금개혁	
	LSE/ESRC(kings College London)	SAGEMOD	인구, 소득, 연금, 의료	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 조세 및 기여정책의 변화에 대한 영향</li> </ul>
	ESRC	POLIMOD	빈곤, 고용	

10) 권혁진 · 한정림(2009), p.28 참조.

국가	기관	명칭	관련분야	비고
	IFS	Vertual Economy	소득세, 사회보험, 간접세 등	• 조세 및 급여와 관련된 변화에 따른 납세자의 행태적 반응을 추정하여 영향분석
		TAXBEN	tax-benefit (직·간접세)	
	HM Treasury	IGOTM	tax-benefit	
호주	멜버른대학	MITIS	노동공급	• Alan Ducan 및 IFS가 함께 구축한 호주모형 • 소득세와 이전지급제도 등의 정책변화에 따른 가계와 개인에 미치는 효과
	NATSEM (Canberra 대학)	APPSIM	인구	
		CAREMOD	정애, 노인, 이동	
		STINIMOD	소득세, 현금양도	• 출산율비용 추정과 노동인력에 대한 유효한 계세율이 분배에 미치는 영향
Griffith University	JJS	사법제도		
캐나다	Statistics Canada	SPSD/M	소득재분배효과	
		LIFEPAHTS	인구(행동방정식)	• SPSPD/M의 하부모형
		POHEM	건강, 질병	• SPSPD/M의 하부모형
스웨덴	Ministry of Finance	SESIM	교육재정, 연금, 의료	
	Umea대학	SEVRIGE	출생률, 사망률, 평균임금, 교육수준 등	
프랑스	Centre for Strategic Analysis	ITS	간접세의 소득재분배	
노르웨이	Statistics Norway	MOSART	인구고령화에 따른 공적 연금지출	
뉴질랜드	TREASURY	TAXMOD	인구고령화에 따른 benefit의 지출변화	
아일랜드	ESRI	SWITCH	사회보장	
기타	OECD	EUROMOD	Tax-Benefit	• EU의 19개 국가 간 Tax-Benefit에 대한 micro-simulation 모형

주: 성명재외(2008)의 p47~48 <표 2-1>, p50 <표 2-2> 및 권혁진·한정림(2009)의 p.28의 내용을 일부 수정 인용

### Ⅲ. 모형소개 및 사용모형의 구조

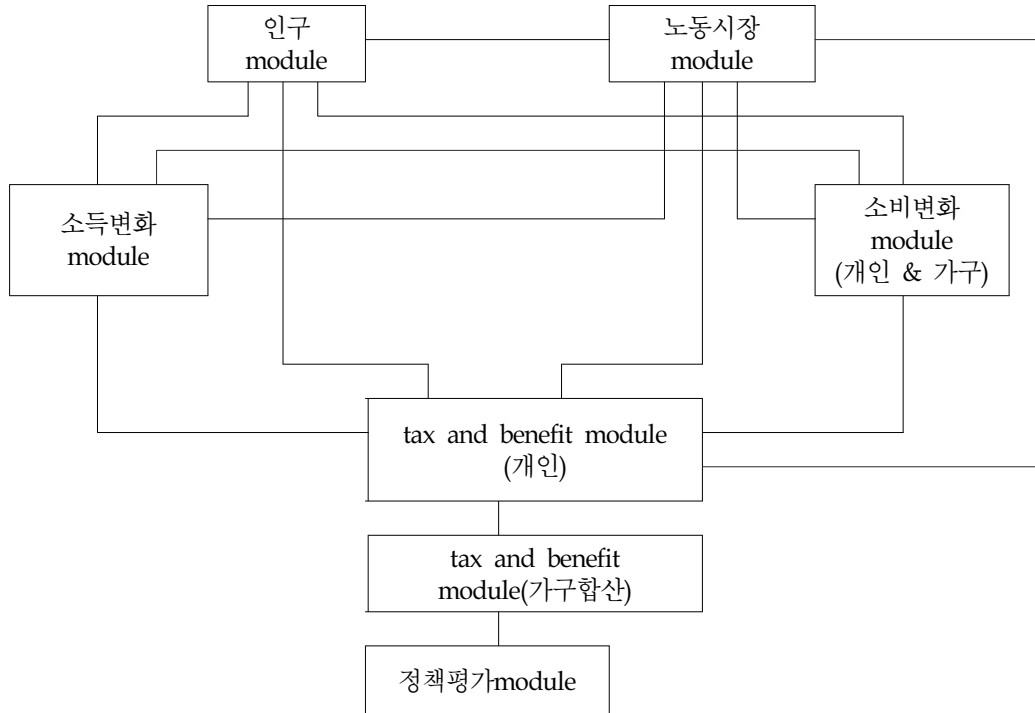
#### 1. 모형의 기본구조

연구자들이 지난 2009년 논문에서 제시한 바와 같이, 본 연구의 최종적인 목적은 다음과 같이 생애주기의 관점에서 조세, 공적연금 급여, 공적이전지출이 가구의 소득분배 상태 및 개인의 노동공급 등에 미치는 영향을 분석하는 모의실험모형을 구축하는 것이다. 앞서 살펴본 모의실험모형의 분류에 따라 살펴보면, 개인 및 가구의 경제활동에 대해 분석하기 때문에 미시모의실험모형으로 구축이 되어야 하며, 생애주기를 고려한다는 점에서는 동태적 연령변화를 고려한 동태적인 모형이 구축되어야 한다. 또한 가구의 소득분배 상태나 가구의 빈곤 등은 전체 인구 집단을 대상으로 분석이 되어야 하며, 가구원의 경제활동 상태 선택 등은 다른 가구원의 경제활동 상태, 소득 등에 의해 영향을 받는다는 점을 고려하여 전체 인구 집단을 대상으로 횡단면 변화를 고려한 모형이 구축되어야 한다. 이상을 고려하여 본 연구의 연구자들이 구축하고자 하는 조세 급여 모형의 기본 구조는 <그림 2>와 같다. 모형은 인구구조 module, 노동시장 module, 소득변화 module, 소비변화 module, 조세와 급여 module(개인), 조세와 급여 module(가구), 그리고 정책효과 분석 module 등 7가지 하위 모형으로 구성되어 있다.<sup>11)</sup>

---

11) 각 module별 세부적 내용에 대해서는 김경아·김동준·전승훈(2009), pp.11~13을 참조하기 바람.

<그림 2> 모형의 기본 구조



## 2. 본 논문에 사용된 모형

본 연구에서 구축하고자 하는 미시모의실험모형은 정태적 미시모의실험모형이다. 정태적 모형은 동일한 횡단면 자료를 이용하여 정책 또는 제도변화 이전과 이후의 차이를 비교하여 그 효과를 분석하는 방법이다. 본 연구에서 정태적 미시모의실험모형을 구축하고자 하는 것은 구축이 상대적으로 단순하고 가용자료의 제약이 상대적으로 작기 때문이다. 가구원의 근로활동 관련자료는 2차연도부터 포함되었으며, 가용연도 역시 1개 연도에 제한되어 있다. 따라서 동태적 모형을 구축하기 위해서는 여타 자료를 보완하여 사용해야 한다. 이러한 경우에도 각 자료의 특성에 의하여 한계를 갖고 있다. 본 연구에서는 가용자료의 한계는 재정패널자료가 축적됨에 따라 해소될 가능성이 존재하므로 다양한 공제항목의 소비와 관련된 자료가 조사되어 있어 소득세액 및 급여수준을 보다 정확하게 측정할 수 있고 근로활동과 세전소득자료가 포함되어 있어 조세 및 급여제도의 변화가 근로활동·

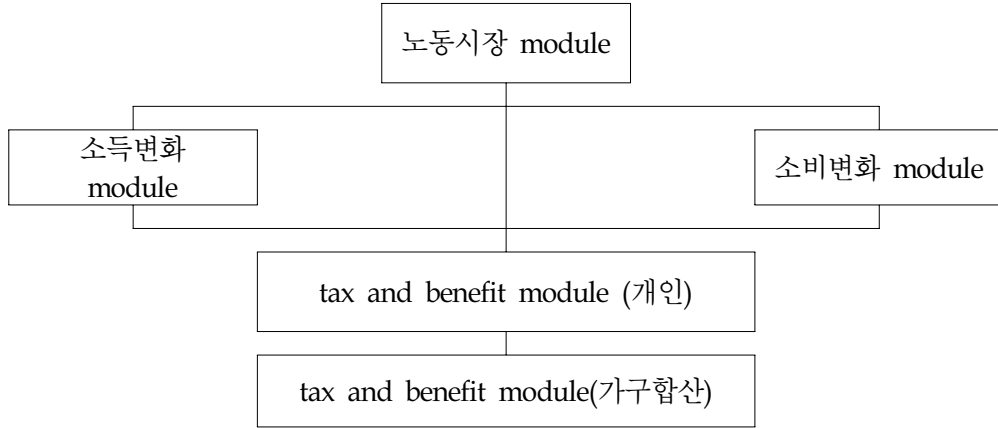
소득·소비 등의 경제활동에 주는 영향을 종합적으로 검토하는 것 가능한 제2차년도 재정패널자료만을 활용한 정태적 미시모의실험모형을 구성하였다. 본 연구는 이러한 장점을 고려하여 재정패널자료를 모형 구축에 사용하였으며, 그중에서도 노동공급시간과 관련된 자료가 포함되어 있는 제2차년도 자료를 주로 사용하였다. 아래 표는 본 연구의 주요 내생변수인 연간노동시간, 세전소득, 가구소비 등에 대한 기초통계치이다.

&lt;표 2&gt; 기초통계치

구분	연간노동시간	연간세전소득	연간가구소비
평균값	2608.14	2618.59	2296.38
표준편차	808.68	2559.70	1577.11

본 연구의 미시모의실험모형은 크게 가구주의 노동공급함수, 가구의 소득함수, 가구의 소비함수 등 세 부분으로 구성이 되며, 이는 다음과 같이 나타낼 수 있다. 노동시장 module에서는, 가구주의 노동공급이 가구의 특성변수에 의해 영향을 받는 동시에 세후임금률에 의해 영향을 받는 것으로 가정하였다. 소득변화 module은 가구주의 소득함수가 가구주와 가구의 특성변수와 함께 세후임금률에 의해 영향을 받는 것으로 가정하였다. 이때 가구의 특성변수로는 Micner의 임금함수 등을 고려하여 교육수준 등에 의해 영향을 받는 것으로 가정하였으며, 또한 가구주의 연령-임금경로가 가구의 소득에 영향을 미친다는 가정 하에, 가구주의 연령과 연령 자승을 모두 변수로 포함시켰다. 소비변화 module에서는 가구주의 연령, 성별, 교육수준 등 개별 가구를 대표하는 특성 변수들과 항상소득 간에 특정한 형태의 관계가 성립함을 상정하고 이를 추정하는 방식을 적용하게 된다.

<그림 3> 정태적 미시모의실험모형의 구조



한편 기본 부분모형 이외에도 본 연구의 모형은 정책변수인 소득세수를 측정하는 조세계산기(tax calculator)를 포함하고 있다. 조세계산기는 개인의 소득수준, 가구의 특성, 각종 공제관련 지출수준 등을 고려하여, 주어진 소득세법 하에서, 혹은 정책시나리오 별로 소득세수를 계산해 준다.

## IV. 정책시뮬레이션

### 1. 정책시나리오

본 연구에서는 구축한 모형을 중심으로 2008년 이후 세제개편을 통해 이루어진 소득세법 개정의 효과를 분석한다. 2008년 이후 우리나라의 소득세법은 다양한 변화가 있었다. 우선 소득세율이 과세구간별로 8%, 17%, 26%, 35%에서 2009년에는 6%, 16%, 25%, 35%로, 2010년에는 6%, 15%, 24%, 35%로 단계적으로 인하되었으며, 2012년 귀속소득분부터는 6%, 15%, 24%, 33%의 소득세율이 적용될 예정이다.

소득세율과 함께 소득세 공제체계 역시 개편되었다. 주요 내용을 중심으로 살펴보면 우선 총급여 500만원 이하 구간에 대한 근로소득공제율이 100%에서 80%로 인하되었으며, 본인 및 부양가족 1인당 기본공제액이 연 100만원에서 연 150만원

으로 인상되었다. 항목별 특별공제 중에서는 의료비와 교육비 공제 등이 조정되었다. 교육비의 경우 취학 전 아동·초·중·고등학생 1인당 공제액의 한도가 연 200만원에서 연 300만원으로 확대되고, 대학생 1인당 공제액의 한도는 연 700만원에서 연 900만원으로 확대되었다. 의료비의 경우 부양가족에 대한 의료비 공제 한도가 연 500만원에서 연 800만원으로 확대되었다.

&lt;표 3&gt; 소득세법 주요 개정 내용

소득귀속연도		2008	2009	2010	2012~
세율	과세표준 1200 만원 이하	8%	6%	6%	6%
	과세표준 1,200만원~4,600만원	17%	16%	15%	15%
	과세표준 4,600만원~8,800만원	26%	25%	24%	24%
	과세표준 8,800만원 초과	35%	35%	35%	33%
근로소득공제	총급여 500만원 이하	100%	80%	좌동	좌동
	총급여 500만원~1,500만원	50%	좌동		
	총급여 1,500만원~3,000만원	15%			
	총급여 3,000만원~4,500만원	10%			
	총급여 4,500만원 초과	5%			
인적공제	1인당	100만원	150만원	좌동	
교육비공제	본인	전액공제	좌동	좌동	
	취학전아동 초 중 고등학생 1인당	연 200만원	연 300만원		
	대학생 1인당	연 700만원	연 900만원		
의료비공제	본인·경로우대자·장애인	전액공제	좌동	좌동	
	부양가족	연 500만원	연 700만원		
장기주택저당차입금 이자비용 공제		연 1000만원	만기 30년 이상 인 경우 연 1500만원으로 확대		
혼인 장례 이사비용 공제 (총급여 2,500만원 이하 근로자 대상)		사유 당 100만원	폐지		

한편 본 연구에서는 이상의 소득세법 개정 중에서 소득세율의 변화를 중심으로 시나리오를 구성하였다. 즉, 근로소득공제 및 각종 공제제도는 2008년과 동일하다고 가정한 상태에서 소득세율의 변화가 가구의 노동공급, 가구의 소득 및 소비에 미치는 영향을 분석하였다.

구체적인 시나리오는 다음과 같다.

기준선: 2008년 소득세법

시나리오 1: 각종 공제제도는 2008년 소득세법을 따른다는 가정 하에 소득세율만 2009년 소득세율을 따른다고 가정

시나리오 2: 각종 공제제도는 2008년 소득세법을 따른다는 가정 하에 소득세율만 2010년 소득세율을 따른다고 가정

시나리오 3: 각종 공제제도는 2008년 소득세법을 따른다는 가정 하에 소득세율만 2012년 이후 소득세율을 따른다고 가정

<표 3>은 각 시나리오 별로 소득세수를 측정된 결과이다. 기준선의 경우 가구주의 평균소득세 부담은 116.20만원으로 측정되었다. 이후 소득세율의 인하에 따라 시나리오 1에서는 106.22만원, 시나리오 2에서는 101.82만원, 그리고 시나리오 3에서는 100.89만원으로 소득세수가 측정되었다. 한편 본 연구에서는 기준선(2008년)의 경우 재정패널에 보고된 소득세수가 아니라 본 연구의 조세계산기를 통해 측정된 소득세수를 사용하였다. 이유는 미보고 등으로 인한 소득세수 누락 문제를 피하기 위해서이다. 또한 시나리오 별로 측정된 소득세수와의 일관성을 유지하기 위해서이다.

<표 4> 시나리오 별 소득세수 측정결과

구분	평균	표준편차
기준선	116.20	472.18
시나리오 1	106.22	461.24
시나리오 2	101.82	452.22
시나리오 3	100.89	436.49

## 2. 탄력성 측정 결과

<표 5>는 본 연구에서 사용한 모형 추정결과를 토대로 노동공급, 소득 및 소비의 소득세 탄력성을 측정된 결과이다. 측정된 탄력성은 추정결과 노동공급시간의

소득세 탄력성은 0.0057로 나타났다. 이는 소득세가 10% 상승할 경우 노동시간이 약 0.06% 증가한다는 것을 의미한다. 이상의 결과에 따르면 그 크기는 거의 무시할 수 있을 정도로 작지만, 소득세 부과로 인해 세후소득이 감소할 경우 오히려 노동공급이 증가하는 것으로 나타났다. 소득의 소득세 탄력성은 0.0126으로 나타났다. 이는 소득세가 10% 증가할 때 가구 소득은 약 0.1% 증가한다는 것을 의미한다. 이러한 결과가 나타나는 것은 소득세가 부과될 경우 가구의 노동공급이 소폭이나마 증가하는 것으로 나타난 결과에 기인한다. 즉, 소득세 부과 시 이로 인한 세후 임금률 하락에 대응하여 노동공급을 늘리고, 이러한 효과가 가구의 소득 증가로 이어진다는 것이다. 마지막으로 소비의 소득세 탄력성은 0.0082로 나타났다. 이는 소득세 10% 증가 시 가구의 소비수준이 약 0.08% 증가하는 것을 의미한다. 이상의 결과 역시 소득세 증가에 따라 노동공급이 감소하고, 가구 소득이 증가함에 따라 발생하는 현상으로 이해할 수 있다.

한편 이상의 추정결과는 소득세가 증가할 경우 노동공급과 가구소득이 감소하고, 가계소비가 감소할 것이라는 일반적인 기대와는 다른 결과를 보여주고 있다. 이와 같은 결과가 나타나는 것은 앞서 논의한 바와 같이 소득세 증가 시 노동공급이 증가하는 것으로 나타난 것에 기인한다. 이러한 결과는 이는 소득세 부과로 인한 세후소득 감소의 소득효과가 대체효과보다 더 크게 나타난다는 것을 의미하는 것으로, 대체효과가 소득효과보다 크게 나타나기 때문에 소득세 부과 시 노동공급이 감소할 가능성이 많다는 일반적인 생각과는 차이가 나는 결과이다. 그러나 기존 연구 중에서 나성린·남재량·문춘걸(2002)이나 남재량(2007) 등은 노동공급의 보상임금탄력성이 음(-)의 부호를 갖는다는 결과를 보고하여 본 연구의 추정결과와 유사한 시사점을 보이고 있다. 따라서 본 연구의 추정 결과가 우리나라 노동공급 과정에서 나타나는 특징을 반영하는 것인지 아니면, 모형 설정오류 등에 의한 왜곡된 결과인지에 대해서는 향후에도 추가적인 연구가 필요할 것으로 보인다.

<표 5> 주요 변수의 소득세 탄력성

구분	탄력성
노동공급의 탄력성	0.0057
소득의 탄력성	0.0126
소비의 탄력성	0.0082

### 3. 시뮬레이션결과

<표 6>은 소득세법 개정의 효과를 시나리오별로 추정한 결과이다. 기준선에서 가구주의 연간노동시간은 약 2608.14시간, 연간 세전소득은 2618.59만원, 그리고 연간 가구소비는 약 2296.38만원으로 추정되었다. 이후 시나리오별로 살펴보면, 2009년 귀속소득에 대한 소득세율을 적용할 경우 연간 노동시간은 약 2606.86시간으로 감소하고, 연간 세전소득은 약 2615.76만원, 연간 가구소비는 약 2294.76만원으로 감소하는 것으로 나타났다. 2010년 귀속소득에 대한 소득세율을 적용할 경우에는 연간 노동시간은 약 2606.25시간, 연간세전소득은 약 2614.39만원, 그리고 연간가구 소비는 약 2293.98만원으로 추정되었으며, 2012년에 예정되어 있는 최고 과표구간에 대한 추가적인 소득세율 인하가 이루어질 경우에는 연간노동시간은 약 2606.11시간, 연간세전소득은 약 2614.09만원, 그리고 연간가구소비는 약 2293.81만원으로 추정되었다.

이상의 분석결과를 그 수치로만 본다면 소득세율 인하가 노동 및 세전소득, 그리고 가구소비에 오히려 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다고 평가할 수도 있다. 그러나 분석결과에서 확인할 수 있듯이 2008년 이후 세계개편을 통해 이루어진 소득세율 인하가 노동시간 및 세전소득, 그리고 가구의 소비에 미치는 영향은 거의 무시할 수 있을 정도로 미미한 것으로 나타났다. 따라서 우리나라에서 이루어지는 소득세율 인하가 노동이나, 세전소득, 그리고 가구의 소비에 미치는 영향은 거의 무시할 수 있을 정도로 미미하다고 평가하는 것이 더 타당할 것이다.

<표 6> 소득세법 개정의 효과

구분	소득세	연간노동시간	연간세전소득	연간가구소비
기준선	116.20	2608.14	2618.59	2296.38
시나리오 1	106.22	2606.86	2615.76	2294.76
시나리오 2	101.82	2606.25	2614.39	2293.98
시나리오 3	100.89	2606.11	2614.09	2293.81

## V. 요약 및 시사점

조세 및 급여체계의 변화가 소득분배 상태 및 경제활동에 미치는 영향에 대한 분석을 위해 많은 나라에서는 미시모의실험모형을 구축하여 활용하고 있지만, 우리나라의 경우 미시모의실험모형 구축에 관한 연구는 아직 미미한 수준이다. 이에 본 연구에서는 조세와 연금급여를 포함한 공적이전지출의 효과를 분석하는 미시모의실험모형 구축을 목표로 기초 작업을 시작하였다. 본 연구를 통해 최종적으로 구축하고자 하는 모형은 노동시장 module, 소득변화 module, 소비변화 module 등의 모형으로 구성되어 있는 정태적 미시모의실험모형으로, 특정 시점을 기준으로 조세 및 급여 정책의 효과를 분석할 수 있는 모형이다.

본 연구에서 구축한 모형의 추정결과를 통해 소득세가 노동공급, 가계소득, 가계소비에 미치는 영향을 분석한 하였다. 2008년 귀속소득에 대한 소득세법을 기준선으로 2009년 귀속소득에 대한 소득세율과 2010년 귀속소득에 대한 소득세율, 그리고 2012년 이후 귀속소득에 적용될 것으로 예정되어 있는 소득세율을 적용하여 분석한 결과 소득세율 인하가 노동공급을 감소시키고, 세전소득 및 가계의 소비수준을 감소시킨다는 결과를 얻을 수 있었다. 그러나 그 크기가 아주 미미하여 실제로는 소득세율 인하의 효과가 거의 없다고 평가할 수 있었다.

한편 본 연구의 결과는 소득세율 인하가 노동공급, 가계소득 및 소비를 증가시킬 것이라는 일반적인 생각과는 다른 결과를 보여주고 있다. 이러한 결과가 나타난 것은 주로 노동공급의 소득세 탄력성이 양의 부호를 갖는 것으로 나타난 것에서 기인한다. 즉, 소득세 감소 시 노동공급이 감소하고, 이에 따라 연쇄적으로 세전소득과 가계소비가 감소하는 것으로 나타난 것이다. 이러한 결과는 일반적인 생각과는 다소 차이가 나지만, 나성린·남재량·문춘결(2002)이나 남재량(2007) 등에서 제시된 노동공급의 보상임금탄력성이 음(-)의 부호를 갖는다는 연구결과와는 유사한 점이 있다. 따라서 향후에는 우선적으로 본 연구의 결과가 우리나라 노동공급 과정에서 나타나는 특징을 반영하는 것인지 아니면, 모형 설정오류 등에 의한 왜곡된 결과인지에 대해 검토할 필요가 있다. 또한 모형의 현실 설명력을 높이기 위한 추가적인 노력이 필요할 것으로 보인다.

## 참고문헌

- 강병구, 『공적 이전소득의 분배 및 노동공급 효과』, 『사회보장연구』, 제20권 제2호, 2004.
- 강성호 · 전승훈 · 임병인, 『국민연금법 개정의 소득분배 및 노동공급 효과 분석』, 『경제학연구』 제 56권 제3호, 한국경제학회, 2008, pp.75-107.
- 김상호, 「연금자산과 가계저축 : 한국노동패널을 이용한 실증분석」, 『경제학연구』, 제55집 제3호, 한국경제학회, 2007.9.
- 김대철 · 권혁진, 「국민연금제도의 노후빈곤 완화 효과분석 - 국민연금 직장가입자(임금근로자)를 중심으로 -」. 『사회보장연구』, 23(3), 2007, pp.251-275.
- 김종면 · 이철희 · 전영준, 「고령화 현상에 수반되는 사회경제 변수 및 의료지출의 변화」, 한국조세연구원, 2003.
- 김혜원 · 김을식 · 전승훈, 「사회보장시스템의 생애소득 재분배 연구」. 한국노동연구원, 2010
- 권혁진 · 한정림, 「국민연금의 미시모의실험 모형 연구 및 개발」, 정책보고서 2009-11, 국민연금연구원, 2009.
- 나성린 · 현진권, 『조세 및 사회부조정책의 효과분석:Tax-Benefit 모형을 중심으로』, 한국조세연구원 연구보고서, 93-09, 1993.
- 나성린 · 남재량 · 문춘걸, 「조세가 노동공급에 미치는 영향에 대한 연구」, 『공공경제』, 제7권, 2007.
- 남재량, 「근로소득세의 노동공급 효과연구」, 한국노동연구원, 2007.
- 박기백 · 성명재 · 김종면 · 김진, 『사회분야 지출의 소득재분배 효과 -현물급여 및 간접세 포함 -』, 한국조세연구원, 2006.
- 변금선, 「국민기초생활보장제도가 노동공급에 미치는 효과」, 『노동정책연구』, 제5권, 2005.
- 성명재 · 전병목 · 전병힐, 『조세 · 재정모의실험모형: KIPFSIM08 모형의 구축』, 한국조세연구원, 2008.
- 유경준 · 김대일, 「외환위기 이후 소득분배구조 변화와 재분배정책효과 분석」, 한국개발연구원, 2002.

- 윤기중, 『한국경제의 불평등 분석』, 박영사, 1997.
- 이만우·김진영·김대철, 『국민연금기대자산 추정 및 노동공급에 미치는 효과』, 『재정학연구』 제1권 제1호(통권 제56호), 2008.
- 이상은, 『국민기초생활보장제도의 노동공급 효과』, 『제5회 한국노동패널학술대회 발표논문집』, 한국노동연구원, 2004.
- 이철인, 『우리나라 조세제도의 고용효과 분석』, 『한국경제의 분석』, 제12권 제3호, 2006.
- 이철희, 『1996~2000년 한국의 가구소득불평등 확대 -임금, 노동공급, 가구구조 변화의 영향-』, 『노동경제논집』, 한국노동경제학회, 2008, 8, pp.1~34.
- 전병목, 『조세의 소득재분배 효과 - 도시근로자가구를 중심으로 -』, 『재정포럼』, 2005년 1월호, 2005, pp.66~80.
- 전병목·장용성, 『조세·재정정책이 노동시장에 미치는 영향』, 한국조세연구원, 2005.
- 전승훈·강성호·임병인, 『은퇴 후 필요소득수준과 국민연금 및 퇴직연금의 자산 충분성』, 『경제학연구』, 제57권 제3호, 한국경제학회, 2009.
- 최준욱·김우철·박명호, 『평생세부담 분석을 통한 조세의 재분배 기능 고찰』, 한국조세연구원, 2006.
- 최창권, 『노동공급함수에서 제시적 대책』, 『노동경제논집』, 한국노동경제학회, 한국노동연구원, 2004.
- 허석균, 『횡단면 자료를 이용한 가구소비 결정요인에 관한 연구 - 유동성 제약과 가구별 특성을 중심으로 -』, 『한국개발연구』, 제27권 제1호(통권 제95호), 2005, pp.1~38.
- 황수경·윤남희, 『우리나라 조세 및 사회보장급여 체계의 실업함정 가능성』, 『노동리뷰』, 5월호, 2005.
- 현진권, 『우리나라 소득세 부담의 형평성-1996년 통계청 자료를 통한 실증분석』, 『세무학연구』, 제17호, 2001.
- 현진권·임병인, 『형평성 요인별 분석을 통한 소득세제의 소득재분배효과』, 『재정연구』, 제9권제2호, 한국조세연구원, 2003, pp.33~51.
- Dekkers, Gijs, H. Buslei, M. Cozzolino, R. Desmet, J. Geyer, D. Hofmann, M. Raitano, V. Steiner, P. Tanda, S. Tedeschi, and F. Verschueren, "What are the Consequences of the AWG-Projections for the Adequacy of

- Social Security Pensions?," ENEPRI Research Report No. 65, European Network of Economic Policy Research Institutes, 2009.
- Dekkers, G., The financial implications of working longer: an application of a micro economic model of retirement in Belgium, *International Journal of Microsimulation*, 2006
- Lee, Chul-In, "The Effects of the Korean Income Taxation on Labor Supply and Welfare: A Piecewise-Linear Budget Constraint Approach Combined with IV Estimation," *The Korean Economic Review*, Vol. 20, No2. 2004.
- Orcutt, Guy H., "A New Type of Socio-Economic System," *Review of Economics and Statistics*, vol.39, pp.116~123, 1957.
- , Martin Greenberger, John Korbel, and Alice M. Rivlin, *Microanalysis of Socioeconomic Systems: A Simulation Study*, New York: Harper and Brothers, 1961.
- , Steven Caldwell, and Richard Wertheimer II, *Policy Exploration through Microanalytic Simulation*, Washington DC, Urban Institute Press, 1976.
- Sutherland, Holley, (ed.), "Final Report EUROMOD: An Integrated European Benefit-Tax Model," EUROMOD Working Paper Series, Working Paper no. EM9/01, the Micro simulation Unit, Dept. of Applied Economics, University of Cambridge, 2001.

<부록>

## 미시모의실험모형의 구분

가장 기본적인 구분은 표준적인 모의실험모형(standard simulation models)과 미시모의실험모형(micor simulation models)간의 구분이다. 표준적인 모의실험 모형은 주로 개인이나 가구 단위보다는 특정한 특징을 갖는 인구집단(synthetic micro unit)을 분석대상으로 하는 경우가 많았다. 예를 들어 (Dekkers, 2006)의 경우 조세와 이전지출이 미래의 연금자산에 미치는 영향을 분석하면서 독신인 여성 혹은 남성, 생산직노동자 혹은 사무직 노동자 등에 대해 분석하였다. 따라서 표준적인 모의실험모형은 상대적으로 단순한 모형의 형태를 갖는 경우가 많았으며, 광범위한 미시자료를 필요로 하지 않았다. 그런데 이러한 표준적인 모의실험모형에서 추정된 결과의 경우 다른 특성을 갖는 인구집단에게 확대 적용할 정도로 일반화할 수 없다는 단점을 갖고 있다. 따라서 모든 개인 및 가구를 분석대상으로 모의실험을 실시하는 미시모의실험모형이 활용되게 된다. 미시모의실험모형은 대표성을 갖는 표본에서 시작하여, 표본이 갖는 특성의 미래 추정치와 조세와 연금급여, 각종 공적이전지출과 같은 정책변수의 기댓값을 유도를 해 낸다. 이러한 과정은 표준적인 모의실험모형에 비해 아주 복잡한 모형을 필요로 한다.

미시모의실험 모형은 정태적인 모형(static model)과 동태적인 모형(dynamic model)로 구분이 된다. 횡단면 자료를 이용한 모의실험모형의 경우 개인 및 가구의 미래 특성치를 추정할 때 시간을 고려하지 않는다. 따라서 정책 변화가 특정 시점에 미치는 효과만을 분석하게 된다. 대표적인 정태적인 모형은 EUROMOD로 15개 EU국가의 미시모의실험모형으로 출발하여 최근 들어 에스토니아, 헝가리, 폴란드, 슬로베니아 등 4개국에서도 사용이 되고 있다. 이 모형은 공적이전지출이빈곤에 미치는 영향, 유럽의 기초연금(minimum pension)제도의 효과, 조세와 기여금의 후생효과 및 노동유인에 대한 효과 등을 분석하는데 활용이 되고 있다. (Sutherland, 2001)

동태모형은 시간을 고려한 모형으로, 가장 단순한 방법은 인구집단의 변화추이 등을 반영하여 각각의 개인에게 연도별 가중치를 재부여하는 방식으로 시간을 고려하는 것이다. 이러한 모형은 정태적인 연령변화를 반영한 동태적 미시모의실험

모형(dynamic micro simulation model with static aging)이라고 불린다. 사용하는 자료에 포함된 개인의 특성을 시간에 따라 변화시키기 보다는 미시자료에 포함되어 있는 특정 인구연령집단의 상대적 크기를 고려하여 미시자료에 포함되어 있는 개인의 가중치를 수정하는 방법을 사용한다. 한편 동태적인 연령변화를 반영한 동태적 미시모의실험모형(dynamic micro simulation model with dynamic aging)은 가중치를 다시 부여하지 않고 사용한 자료의 특성값을 수정하는 방식을 취한다. 즉 분석에 포함된 개인은 매 시기마다 노동시장 상태 등의 특성이 변화할 확률에 직면하게 되며, 모형에서는 이러한 확률에 따라 개인의 특성 변수값을 변화시킨다. 동태적 연령변화를 반영한 동태 미시모의실험모형에서는 개인의 출생과 사망을 고려한 생애 주기에 걸친 자료를 구축한다.

동태적 연령변화를 고려한 모형은 몇 가지 특징에 의해 구분이 된다. 우선 전체 인구집단을 대상으로 분석을 하는가 아니면 특정 코호트를 대상으로 분석을 하는가에 따라 구분이 되며, 횡단면적인 연령 변화(cross-section aging)를 중심으로 분석을 실시하는가 아니면 종단면적인 연령변화(longitudinal aging)를 중심으로 분석을 실시하는가에 따라 구분이 된다. 그리고 결혼 등을 고려할 때 열린 모형(open model)과 닫힌 모형(closed model)로 구분이 된다. 각각에 대해 살펴보면 특정 코호트를 대상으로 하는 모형의 경우 특정 코호트의 출생에서부터 사망시점까지 생애주기에 대한 모의실험을 실시한다. 반면 전체 인구를 대상으로 한 모형의 경우 모든 인구집단이 모형에 포함된다. 따라서 모의실험 과정에서 일부 개인은 사망하는 일이 발생할 수 있다. 횡단면적 변화의 경우 모든 개인을 대상으로 1년 씩 모의실험이 진행이 된다. 즉 현재 1기인 경우 모든 개인에 대해 2기에 대한 모의실험을 실시한 후, 다시 3기에 대한 모의실험을 진행하는 방법이다. 반면 종단면적인 연령변화를 고려하는 모형에서는 특정 개인에 대해 출생에서부터 사망시점까지의 모의실험을 실시한 후, 이어서 다음 개인에 대해 출생에서부터 사망시점까지의 모의실험을 실시한다. 이에 따라 횡단면적 변화를 고려한 모형의 경우 개인 간의 상호작용을 잘 반영할 수 있다는 장점이 있다. 즉, 특정 가구원의 사망이 다른 가구원의 경제행위에 영향을 미치는 방식으로 모의실험이 이루어질 수 있다. 반면, 종단면적 변화를 고려한 연구의 경우 다른 가구원의 행태와는 독립적으로 자신의 경제적 행위가 결정이 된다. 이에 따라 개인의 의사결정에 영향을 미치는 요인이 없기 때문에 자신의 경제행위에 합리적 예측과 관련된 요인을 포함

시킬 수 있다는 장점이 있다. 일반적으로 모든 인구집단을 대상으로 하는 연구에는 횡단면적 변화를 사용하는 경향이 있고, 특정 코호트를 대상으로 하는 모형에서는 종단면적인 변화를 사용하는 경향이 있다.<sup>12)</sup> 마지막으로 닫힌 모형에서는 새로운 표본의 유입은 출생을 통해서만 가능해진다. 결혼과 같은 경제적 사건이 있을 때 표본 내에 있는 개인과의 결혼을 고려하게 된다. 반면 열린 모형에서는 결혼과 같은 경제적 사건이 있을 때 새로운 개인이 생성되고, 표본 내의 결혼 대상자와 연결되는 것이 가능하다. 일반적으로 전체 인구집단을 대상으로 한 횡단면 변화 모형에서는 '결혼시장 module'과 같은 형태의 모형을 통해 표본 내의 개인과 개인을 연결시킬 수 있다. 반면 코호트를 대상으로 한 종단면 변화 모형에서는 개인의 경제활동이 다른 사람으로부터 독립적으로 결정되기 때문에 새로운 개인을 생성하여 표본 내의 개인과 연결시킬 필요성이 생긴다.

---

12) 물론 그렇지 않은 경우도 존재한다.

▣ 정부의 가구에 대한 재정지출의 소득계층별  
혜택 분석

김태일/고려대 행정학과 교수

▣ 재정패널을 이용한 공적소득이전의 행태적  
반응 분석

김 희 삼/한국개발연구원 부연구위원





정부의 가구에 대한 재정지출의  
소득계층별 혜택 분석

□ 김태일/고려대 행정학과 교수



## 목 차

I. 서론 .....	65
II. 선행 연구 검토 .....	67
1. 조세지출의 소득계층별 혜택에 대한 연구 .....	67
2. 보조금의 소득계층별 혜택 분석 .....	68
III. 소득공제 내용 .....	71
IV. 분석 자료와 방법 .....	73
V. 분석 결과 .....	76
1. 분석대상 가구에 대한 기술통계 .....	76
2. 분석 결과 .....	77
V. 시사점 .....	79
참고문헌 .....	83



# 정부의 가구에 대한 재정지출의 소득계층별 혜택 분석

김 태 일\*



## 초 록

본 연구에서는 정부의 가구에 대한 자원 이전의 소득계층별 혜택을 분석하였다. 기존 연구들이 보조금 등 명시적인 자원 이전만을 분석한 반면에 본 연구에서는 조세지출(근로소득공제)을 포함하여 분석하였다. 근로소득자를 대상으로 소득계층에 따라 10개 계층으로 나누어 분석하였다. 결과는 보조금(공적연금 제외)의 소득계층별 혜택은 누진적인데 비하여 조세지출(근로소득공제)의 소득계층별 혜택은 역진적인 것으로 나타났다. 그런데 조세지출 혜택 규모가 보조금 혜택 규모보다 훨씬 크기 때문에 총혜택의 소득계층별 배분은 역진적인 것으로 나타났다. 총혜택의 지니계수는 0.39(사회보험 급여 포함할 경우 0.34)로 나타났다.

이러한 본 연구의 분석결과가 시사하는 점은 다양한데, 본 연구에서는 그 중에서 동일한 목적을 위한 자원 사용에서 소득공제와 보조금 지출의 선택에 대한 것을 논의하였다. 예를 들어 자녀수에 따른 인적공제 보육료 소득공제와 같은 소득공제와 보육수당 같은 보조금 지출은 목적은 자녀 양육 부담을 덜어준다는 목적은 동일하지만 소득계층별 혜택은 판이하다. 본 연구에서는 이러한 목적을 위해서라면 보조금이 소득공제보다 타당함을 주장하였다.

## I. 서 론

본 연구의 목적은 정부 재정지출의 소득계층별 혜택을 분석하는 데 있다. 정부의 민간에 대한 재정 지출에는 두 유형이 있다. 하나는 국민기초생활보장 급여지출과 같은 보조금의 지출이다. 다른 하나는 소득공제와 같은 조세지출이다.

정부가 지출 행위를 하면 정부 재원의 감소가 발생한다. 조세지출은 정부재원이

\* 고려대 행정학과 교수

되었어야 할 세수를 걷지 않은 것으로서 (이 제도가 없을 경우에 비하여) 정부 재원의 감소를 초래한다. 따라서 정부가 직접 지출을 행한 것은 아니지만, 동일하게 재원 감소 효과를 가져 온다는 측면에서 간접 지출에 해당한다. 또한 수혜자 입장에서는 납부해야 할 세금을 내지 않음으로써 가처분 소득이 증가되는데 이는 수혜자에게 동일 금액의 보조금을 지원한 것과 마찬가지로의 효과를 가져 온다.

정부 재원의 감소라는 면에서는 동일하지만 보조금 지출과 조세 지출 혜택의 분배 효과는 전혀 다르다. 보조금 지출의 혜택은 그 특성 상 고소득층보다는 저소득층에 집중될 것이다. 그러나 조세지출의 혜택은 그 특성 상 저소득층보다는 고소득층에 집중될 것이다.

따라서 동일한 정부 재원의 감소라도 보조금 지출과 조세 지출 중 어떤 방법을 사용하는가는 정부의 소득재분배 기능에 전혀 다른 함의를 갖는다.

예를 들어서 자녀 양육을 지원하기 위하여 정부는 보육수당을 지급할 수도 있으며(보조금 지출), 자녀수에 따른 소득공제 혹은 보육료 공제(조세지출)를 할 수도 있다. 동일한 금액의 재원이 감소하더라도 보육수당의 경우는, 해당 자녀수의 소득계층에 따른 차이는 없다고 가정하면, 혜택이 전체 소득계층에게 동등하거나(보편적 수당의 경우). 혹은 저소득계층에게 더 클 것이다(지급을 위한 소득기준 존재할 경우). 이에 비하여 소득공제의 경우는 고소득층에 혜택이 집중될 것이다.

이처럼 보조금과 조세지출은 소득재분배에 상반된 영향을 미친다는 점 이외에도 정치경제학적인 측면에서 서로 다른 함의를 갖는다. 보조금은 명시적인 정부지출로서 이의 지출이 증가할수록 정부 규모는 커진다는 인식을 주는 반면에, 조세지출의 증가의 실질적인 효과가 정부지출의 증가와 마찬가지로이지만 표면적으로는(감세를 통한) 정부 규모의 축소를 연출함으로써 작은 정부라는 인식을 준다.<sup>1)</sup> 이 때문에 정책결정자들의 입장에서 조세지출은 보조금보다 쉽게 선택할 수 있는 정책수단이 된다(Salamon, 2002: 426~428; Surrey & McDaniel, 1985: 99~102).

이상에서 논의한 것들 - 정부의 보조금 지출과 조세지출은 전혀 다른 소득재분배 효과를 갖는다는 점, 정책 결정자는 보조금 지출보다 조세지출을 더 선호하려는 경향이 있다는 점 - 은 정부 재정지출의 소득계층별 혜택을 파악할 때는 보조금 지출 뿐만 아니라 조세지출도 함께 분석할 필요성이 크다는 점을 보여 준다. 그럼

---

1) Mikesell(2002)은 작은 정부를 표방하면서 재정지출을 통하여 정부가 시장에 영향을 준다는 의미에서 조세지출을 정부의 위선(hypocrisy)이라고 표현하고 있다.

에도 불구하고 그 동안 정부 재정지출의 소득계층별 혜택을 분석한 연구들은 모두 보조금 지출, 즉 공적이전소득의 소득계층별 혜택을 분석하는 데 치중했다. 하지만 본 연구에서는 공적이전소득 이외에 조세지출의 혜택을 함께 분석한다는 점에서 기존연구와 차별성을 갖는다.

## II. 선행 연구 검토

### 1. 조세지출의 소득계층별 혜택에 대한 연구

필자는 이전에 근로소득에 대한 조세지출, 즉 근로소득공제제도의 소득계층별 혜택 크기를 분석한 적이 있다. 이를 위하여 국세청의 2009년도 『국세통계연보』 중 '근로소득 연말정산의 소득 및 세액공제 현황 자료'를 사용하였다. 그런데 이 자료는 연말정산 대상자에 대한 자료만 존재한다. 연말정산 대상 근로소득자는 면세점(免稅點) 이상의 근로소득자를 의미하는데, 근로소득공제와 인적공제 등의 기

<표 1> 근로소득 조세지출의 소득계층별 혜택 규모

(2008년 기준, 단위: 만원)

소득계층	과세대상 급여액	조세지출 수혜액
상위 10%	9779.1	1,114.0
10~20%	5855.2	767.6
20~30%	4687.6	612.0
30~40%	3911.5	501.7
40~50%	3333.7	434.3
50~60%	2870.6	371.0
60~70%	2477.9	314.1
70~80%	2125.0	261.0
80~90%	1722.9	197.8
90~100%	1463.2	157.2
평균	3822.7	473.1
지니계수	0.32	0.32

본공제만으로도 소득세를 낼 필요가 없는 사람들, 즉 면세점 이하의 소득계층은 연말정산을 신청할 필요가 없어서 이들의 자료는 제공되지 않고 있다. 2008년도 근로소득세 납세의무자는 14,046천명인데 이 중 면세점 이상 소득자는 7,981천명으로 전체 납세의무자 중 56.8%에 해당한다. 필자의 분석결과 중 일부를 발췌하여 제시하면 <표 1>과 같다.

<표 1>을 보면 근로소득공제의 혜택은 고소득층에 집중된다는 것을 명확히 알 수 있다. 상위 10%의 혜택 금액은 1,114만원인데 비하여 하위 10%의 혜택 금액은 157.2만원로서 상위 10% 계층의 혜택이 하위 10% 계층의 7배 이상이다. 근로소득공제 혜택의 지니계수를 보면 0.32로서 불평등 정도가 시장소득과 유사하다.

전술한 바와 같이 <표 1>의 통계는 근로소득자 중에서 면세점 이상인 사람만을 대상으로 한 것이다. 따라서 자영업자와 면세점 이하 근로자는 제외되어 있다. 또한 가구 단위가 아니라 개인 단위에 대한 집합 통계이다. 이에 따라 '소득공제'라는 조세지출의 가구 단위 소득계층별 혜택을 파악하는 데는 한계가 있으며, 보조금의 혜택 크기는 알 수 없다.

이러한 한계들을 극복하여, 조세지출과 보조금의 소득계층별 혜택을 함께 분석하려는 것이 본 연구의 목적이다.

## 2. 보조금의 소득계층별 혜택 분석

정부 보조금 혹은 공적이전소득의 소득계층별 혜택을 분석한 기존 연구는 다수 있다. 이 중에서 비교적 최근의 연구이며, 본 연구 주제와 관련하여 논의할 필요성이 있는 것들로써 여유진(2009)과 박기백(2010)이 있다.

여유진(2009)은 한국복지패널 자료를 2차년도 자료(2007년도 6,580가구)를 사용하여 우리나라 공적이전소득과 조세의 소득재분배효과를 분석하였는데 초점은 이를 통한 빈곤감소(공적이전소득의 경우) 및 불평등감소 효과를 분석하고, 이를 OECD국가와 비교하는 데 있었다.

분석결과를 보면, 공적이전은 절대빈곤율(최저생계비 기준) 감소에 상당한 효과를 지닌 것으로 나타났다. 근로소득과 재산소득의 합산액으로 이루어진 일차소득의 절대 빈곤율은 19.6%였으며, 여기에 사적이전을 더한 민간부문 소득의 절대 빈곤율은 14.1%였다. 그런데 여기에 공적이전 소득을 합한 경상소득의 빈곤율은

7.4%로 민간부문 소득을 기준으로 했을 때에 비해 거의 절반 가까이 감소하였다. 한편 공적이전의 빈곤율 감소효과는 -6.7%P로 사적이전의 빈곤율 감소효과인 -5.5%P보다 더 컸다. 이 중에서 공적연금의 빈곤감소 효과가 -2.5%P였으며, 국민기초생활보장제도의 빈곤감소효과는 -2.1%P였다. 그리고 기타 정보보조금의 절대 빈곤율 감소효과는 -1.7%P였다.

다음으로 중위 소득 50%를 기준으로 한 상대 빈곤율 감소효과를 살펴보면, 공적이전소득의 빈곤감소 효과는 -3.6%P로 사적이전소득의 효과(-3.3%P)보다 다소 높게 나타났다. 공적이전소득의 효과 중 연금의 빈곤율 감소효과는 -1.6%P로 가장 높았으며, 다음으로 기타정부보조금이 -1.0%P, 공공부조 -0.7%P, 기타 사회보험이 -0.4%p의 순이었다. 상대빈곤율을 기준으로 했을 때 공적이전의 빈곤감소효과(-3.6%P)는 절대빈곤율 기준의 빈곤감소 효과(-6.7%P)에 비해 상당히 낮음을 알 수 있다.

한편 우리나라 공적이전과 조세의 불평등감소 효과를 OECD국가들과 비교하였을 때는 매우 낮은 수준인 것으로 나타났다. 우리나라 민간부문소득은 네덜란드 다음으로 평등한 것으로 나타났으나, 공적이전을 더하고 직접세 및 사회보장부담을 뺀 이후의 가처분소득은 미국 다음으로 불평등한 것으로 나타났다. 중위소득 50%를 기준으로 우리나라 민간부문소득과 가처분 소득 간의 차이는 4.3%P로 사민주의 국가에 해당하는 벨기에(24%P), 핀란드(23.8%P), 스웨덴(23.3%P)보다 크게 낮을 뿐만 아니라, 자유주의국가로 분류되는 캐나다(12.8%P)와 미국(9.3%P)에도 크게 못 미치는 것으로 나타났다.

지니계수 변화를 통하여 불평등 감소 효과를 살펴보면 우리나라 공적소득이전은 지니계수 0.033 낮추고, 세금 및 사회보장부담금은 0.012 낮추어서 국가의 개입은 지니계수를 총 0.045정도 줄이는 것으로 나타났다. 이러한 지니계수 감소효과는 사민주의 복지국가인 스웨덴의 0.195, 덴마크의 0.191, 조합주의 복지국가인 독일의 0.198의 1/4이 안 되는 수치이며, 자유주의 복지국가인 미국의 0.109의 절반이 안 되는 수치이다.

박기백(2010)은 한국조세연구원의 재정패널 1차 자료를 이용하여 정부개입으로 인한 소득재분배효과를 소득계층별로 분석하였다. 정부개입은 지출과 조세를 의미하며, 지출은 현금과 현물 지출을 포함한다.

우선 소득계층별 소득세 부담액을 보면, 최하위 소득계층인 1분위는 5.6만원, 중간 소득계층인 5분위와 6분위는 각각 12.6만원과 19.8만원을 부담하는 것으로 나

타났다. 그리고 최고 소득계층인 10분위의 경우는 292.6만원을 부담하며 평균 소득세부담액은 54.8만원으로 나타났다. 소득분위별 재산세 부담액은, 최하위 소득계층인 1분위는 13.2만원, 중간 소득계층인 5분위와 6분위는 각각 12.2만원과 14.1만원, 최고 소득계층인 10분위는 30.0만원을 부담하여 평균재산세부담액은 19.6만원으로 나타났다. 그리고 소득분위별 사회보장기여금 부담액을 보면, 1분위는 29.6만원, 5분위와 6분위는 각각 99.8만원과 141.6만원, 10분위는 298.3만원을 부담하는 것으로 나타났다.

공적이전에 의한 혜택의 분포를 보면 1분위는 399.3만원이고, 5분위와 6분위는 각각 78.6만원, 41.0만원, 그리고 10분위는 23.5만원이다. 평균적인 공적이전소득의 규모는 약 100.7만원이다.

의료(건강보험)에 대한 소득분위별 혜택을 살펴보면, 1분위의 경우 184.8만원 5분위와 6분위의 경우 각각 222.0만원과 152.5만원, 그리고 10분위의 경우 260.2만원의 혜택을 받는 것으로 나타나고 있다. 보육을 포함한 교육 분야의 혜택은 1분위의 경우 22.7만원을 받으며, 5분위와 6분위의 경우 각각 117.8만원과 98.3만원, 그리고 10분위의 경우 199.2만원의 혜택을 받는 것으로 나타났다. 용자의 경우 1분위는 1.9만원, 5분위와 6분위는 6.8만원, 6.3만원 그리고 10분위는 21.5만원의 혜택을 보는 것으로 나타났다.

여유진(2009)과 박기백(2010)은 모두 정부의 개입으로 인한 직접적인 소득변화를 다루고 있다. 즉 보조금 지급으로 인한 소득의 증가, 현물(서비스) 지원으로 인한 실질적인 소득의 증가, 그리고 조세로 인한 소득의 감소를 분석하고 있다. 이러한 분석들은 정부의 개입이 없었을 때에 비하여 정부 개입으로 인하여 계층별 소득이 어떻게 변화하였는가를 분석하는 것으로서 정부개입의 효과를 파악한다는 측면에서 의의가 있다.

이에 비하여 본 연구에서 분석하는 것은 정부의 민간소득에 대한 모든 개입, 즉 소득의 증가(현금 및 현물 급여)와 소득의 감소(조세 및 사회보장기여금)의 효과가 아니다. 정부가 민간 소득을 정부부문으로 이전함으로써 민간 소득을 감소시키는 행위(조세 및 사회보장기여금)는 본 연구의 분석 대상이 아니다. 정부의 개입 중 정부 재원을 민간으로 이전함으로써 민간 소득을 증가시키는 행위가 본 연구의 분석 대상이다. 그런데, 민간 소득을 증가시키는 행위에 명시적인 재정지출 이외에 거둬야 할 조세를 걷지 않는 조세지출도 포함하여 분석한다는 면에서 여유진(2009)과 박기백(2010)의 연구와는 차별성을 갖는다.

### Ⅲ. 소득공제 내용

정부의 개별 가구에 대한 재정 지출인 보조금과 소득공제 중에서 보조금의 내용에 대해서는 기존 연구 등을 통하여 잘 알려져 있다. 보조금의 대표적인 것은 국민기초생활급여이다. 그리고 그 이외에 기초노령연금, 장애연금, 노령층에 대한 교통비 지급, 저소득층 보육료 지원 등이 포함된다. 한편 사회보험급여는 공적이전에는 포함되지만 정부의 일반재원이 아닌 사회보험체계에서 이루어지는 것이므로 다소 성격이 다르다. 사회보험 급여로는 공적연금이 대표적이며, 그 밖에 실업급여와 산재보험급여가 포함된다.

정부의 보조금 혹은 공적이전의 내용이 잘 알려진 것과 달리 조세지출인 소득공제의 내용은 그렇지 못하다. 따라서 이하에서는 소득공제에 대하여 보다 상세하게 설명한다.

#### 1. 근로소득공제 제도의 내용

근로소득자에 대한 조세지출은 소득공제와 세액공제(감면)로 나눌 수 있다. 소득공제는 총수입금액으로부터 필요경비, 개인적 지출, 소득특성에 따른 특별공제, 인적공제 등을 차감함으로써 과세표준 자체를 낮추는 것이다. 세액공제(감면)는 과세표준에 따라 확정된 세액에서 일정 금액을 공제(감면)하는 것이다.

소득공제는 근로소득공제, 인적공제, 특별 및 기타공제로 구분할 수 있다. 근로소득공제는 근로소득자와 사업소득자 간 세 부담의 형평성 확보를 위한 것이다. 인적공제는 최저생활비에 대한 과세면제 원칙에 따라 가족의 생존에 필요한 인적비용을 과세대상에서 제외하는 것이다. 가족 구성원 중 고령자와 아동, 장애인에 대해서는 보다 많은 공제액을 적용하고 있다.

특별공제 중 사회보험에 대한 공제는 사회보험에 대한 근로소득자의 참여와 납세의지를 높이기 위한 것이며, 개인연금에 대한 공제는 개인연금의 자발적 가입을 장려하려는 목적을 가지고 있다. 의료비 특별공제는 불가피한 개인적 지출에 대한 지원적 성격을 지닌 것이며, 기부금 및 보험료에 대한 특별공제는 사회적으로 바람직한 지출을 장려하기 위한 것이다. 중소기업 출자에 대한 소득공제와 연금저축

&lt;표 2&gt; 각종 소득공제의 내용(2009년 기준)

구분	내용	
근로소득공제	- 500만원 이하: 전액 - 500만원 초과 1,500만원 이하: 500만원+500만원 초과액×50% - 1,500만원 초과 3,000만원 이하: 1,000만원+1,500만원 초과액×15% - 3,000만원 초과 4,500만원 이하: 1,225만원+3,000만원 초과액×10% - 4,500만원 초과: 1,375만원+4,500만원 초과액×5%	
인적공제	기본공제	- 본인, 배우자, 부양가족 1인당 100만원
	추가공제	- 경로우대자: 1인당 100만원(70세 이상 150만원) - 장애인: 1인당 200만원 - 6세이하: 1인당 100만원 - 부녀자세대주: 50만원 - 자녀양육비: 6세 이하의 직계비속 또는 입양자 1인당 연 100만원 - 출산·입양자: 1인당 200만원
	소수 공제자 추가공제	- 기본공제대상인원이 당해 거주자 1인인 경우 100만원, 당해 거주자포함 2인인 경우 50만원 추가공제
	다자녀 추가공제	- 2인 연 50만원 2인 초과 연50만원+2인을 초과하는 1인당 100만원
연금보험료공제	- 국민연금 등의 보험료 100%	
주택담보노후연금 이자비용공제	- 연 200만원 한도	
특별공제	보험료공제	- 의료보험료·고용보험료·노인장기요양보험: 전액공제 - 보장성보험료: 연 100만원 한도 - 장애인전용보장성보험: 연 100만원한도
	의료비공제	- 연급여액의 3% 초과분(500만원한도, 당해거주자·경로우대자·장애인은 한도 없음)
	교육비공제	- 근로자본인: 대학원까지 전액공제 - 자녀 등: 연 200만원(대학생은 연 700만원) - 장애인 특수교육비: 전액
	주택자금공제	- 주택마련저축 불입금액 또는 주택임차 차입금상환액의 40% 소득공제 - 장기주택저당차입금의 이자 전액(연 1,000만원 한도)
	기부금공제	- 법정기부금: 전액공제 - 특례기부금: (근로소득금액 - 한도내의 전액공제기부금) × 50% - 우리사주조합기부금: (근로소득금액 - 한도내의 전액공제기부금 - 한도내의 특례기부금) × 30% - 지정기부금: 소득금액의 15% 범위내(종교단체기부금은 10%이내)
	결혼·이사 장례비공제	- 총급여액 2,500만원 이하인 근로자에 대해 기본공제 대상자의 혼인, 장례, 주소 이동시 각각 100만원
	표준공제	- 연 100만원
기타 소득공제	개인연금저축소득공제	- 당해연도 연금불입액의 40%(연간 72만원 한도)
	연금저축소득공제	- 연간 연금저축불입액 (연 300만원 한도)
	투자조합출자 등 소득공제	- 투자금액의 15%(소득금액 50% 한도)
	소기업·소상공인 공제부금 공제	- 해당연도의 공제부금 납부액 전액(300만원 한도)
	장기주식형저축 소득공제	당해연도 장기주식형저축 불입금액 중 납입 1년차 불입액×20% + 납입2년차 불입액×10% + 납입3년차 불입액×5% (종합소득금액을 한도)
	주택자금공제	- 주택마련저축·주택임차차입금원리금상환액·장기주택저당차입금이자상환액에 대하여 일정금액을 한도
	신용카드 등 소득공제	- 총급여액의 15% 초과사용액의 15%
우리사주조합 출연금소득공제	- 출연금(연 400만원 한도)	

출처: 2009년 국세청 소득공제체계 자료.

및 신용카드 사용액에 대한 소득공제는 조세특례조치에 따른 것인데, 각각 중소기업 지원, 저축 장려, 상거래 투명성 확보 등의 목적을 지니고 있다. <표 2>에는 개별 소득공제의 내용이 구체적으로 제시되어 있다.

한편 세액공제(감면)에는 근로소득에 대한 세액공제와 주택자금차입금, 기부정치자금, 외국납부, 을근납세조합에 대한 세액공제 등이 있다. 세액공제(감면) 중에는 근로소득세액공제의 대상자 및 공제액 규모가 가장 크다.

## IV. 분석 자료와 방법

### 1. 분석대상과 자료

본 연구는 한국조세연구원에서 2009년도에 실시한 ‘재정패널’ 2차년도 자료를 이용하였다. ‘재정패널’은 읍면 지역을 포함한 전국에 거주하는 일반가구를 대상으로 조사한 자료이다. 표본 추출은 통계청에서 실시한 ‘2005년 인구주택총조사’의 조사구를 지역(시도)과 지역특성(동부(urban area), 읍면부(rural area)), 그리고 주거형태(아파트, 보통)를 기준으로 층화하여 조사한 자료이다. 2008년도에 처음 실시되었으며, 2009년도에 실시한 2차년도의 조사 가구 수는 4,419개이다.

본 연구에서는 전체 4,419 조사가구 중에서 사업자(자영업자) 가구는 제외하고 분석하였다. 자영업자 가구의 경우는 시장소득과 조세지출의 기준과 범위가 근로자 가구와는 다소 다르기 때문에 근로자 가구와 동일하게 비교하는 데 다소 어려움이 있어서 일단 제외하였다(사업자 가구를 포함한 전체 가구에 대한 분석은 추후 연구에서 보완될 예정이다). 사업자(자영업자) 가구를 제외하고 나면, 분석에 사용된 가구수는 3,549가구가 된다.<sup>2)</sup>

‘재정패널’에서 가구에 대한 정부재정지출의 혜택을 파악할 수 있는 항목들은 다음과 같다. 먼저 정부보조금 항목으로서 국민기초생활급여, 65세 이상 고령층을 대상으로 한 현금보조, 농어업 정부보조금, 자녀 양육지원금 등이 있다. 국민기초

2) 종합소득세를 신고한 가구는 전체 조사가구의 15%정도인 665가구에 해당되며, 조세지출 산정에 있어서 중요한 변수인 근로소득결정세액에 대해 모름/무응답으로 답변한 경우가 200가구 정도를 제외하였다.

생활급여는 최저생계비에 소득이 미달하는 빈곤층을 대상으로 정부가 지원하는 급여이다. 65세 이상 고령층을 대상으로 한 현금보조에는 저소득층에게 지급되는 경로연금과 노인교통비 등이 있으며, 2008년 7월부터는 만 65세 이상 노인에게 경로연금과 노인교통비를 기초노령연금과 통합하여 지급하고 있다.

다음으로 사회보험 급여액이 있다. 사회보험 급여액으로는 공적연금이 대표적이며, 그 밖에 실업급여와 산재보험 급여 등이 있다. 사회보험 급여액은 사회보험체제로 운영되는 것으로서, 본인(혹은 직장)의 기여액을 기준으로 지급되는 것이므로 정부의 일반재원에 의한 보조금과는 성격이 다소 다르다. 이에 따라 정부재정지출의 소득계층별 혜택을 분석할 때 공적연금을 포함하는 것과 제외하는 것 중 어느 것이 타당한 지는 논란의 여지가 있다. 따라서 본 연구에서는 공적연금을 포함한 경우와 제외한 경우를 모두 분석하기로 한다.

‘재정패널’에는 소득공제제도로 인한 혜택 규모 정보가 직접 제공되고 있지는 않다. 그러나 이를 추정할 수 있는 정보들이 제공되어 있다. 조세지출 규모를 추정하는 방법은 다음과 같다. 우선 <그림 1>을 보자. 여기에는 소득세에 대한 조세지출인 소득공제와 세액공제(감면)가 이루어지는 경로가 근로소득의 경우를 예로 제시되어 있다. 소득공제는 과세표준을 낮춤으로써 산출세액을 기대세액(총급여×기본세율)보다 줄여주며, 세액공제(감면)는 산출세액에서 일정 금액을 차감함으로써 결정세액을 산출세액보다 줄여준다.<sup>3)</sup>

<그림 1> 근로소득자의 소득공제와 세액공제제도를 통한 조세지출의 흐름도



3) 여기에서 총급여는 연봉에서 비과세소득을 제외한 것을 의미한다.

재정패널에는 <그림 1>의 각 단계별 정보 중에서 가장 처음인 근로소득금액과 가장 마지막 단계인 결정세액이 제시되어 있다. 그리고 각종 소득공제 중에서 인적공제를 제외한 나머지 항목들의 금액이 제시되어 있다.

이 정보 중에서 근로소득금액에 소득세법상의 세율을 적용하면 소득공제와 감면이 없을 경우의 소득세 금액을 계산할 수 있다. 이 금액에서 실제로 부과된 세액인 결정세액을 차감하면 근로소득공제 제도로 인한 조세지출 금액이 된다.

다음의 <표 3>에는 소득세법상의 세율이 제시되어 있다.

<표 3> 소득세율 (2008년 기준)

세율	소득구간	소득세액
8%	1천만원이하	소득의 8%
17%	1천만원초과~4천만원이하	80만원+1천만원초과의 17%
26%	4천만원초과~8천만원이하	590만원+4천만원초과의 26%
35%	8천만원초과	1,630만원+8천만원초과의 35%

예를 들면 연봉이 9,000만원인 근로소득자가 있다고 하자. 소득공제제도가 없다면 이 사람의 소득세액은 1,980만원(=1,630만원+1,000만원×.35)이 되어야 한다. 그런데 이 사람의 결정세액이 1,200만원이라고 하자. 그렇다면 이 사람의 근로소득공제제도에 의한 조세지출 수혜액 규모는 780만원이 된다(=1,980만원-1,200만원).

본 연구에서는 가구소득 수준에 따라서 10개 계층으로 구분한 후 각 계층별 정부지출의 혜택을 정부지출의 유형별로 분리하여 제시하였다. 그리고 계층별 형평성 정도를 측정하기 위하여 각각의 항목에 대한 지니계수를 산출하였다.

지니계수는 -1부터 1까지의 값을 갖는다. 모든 사람의 조세지출 혜택 금액이 동일하면 조세지출의 지니계수는 '0'의 값을 갖는다. 그리고 조세지출 혜택이 역진적이면, 즉 고소득층이 저소득층에 대하여 더 많은 혜택을 보면 +의 값을 지니며, 역진성이 높을수록 1에 가까워진다. 반대로 조세지출 혜택이 누진적이면, 즉 저소득층이 고소득층에 대하여 더 많은 혜택을 보면 -의 값을 지니며, 누진성이 높을수록 -1에 가까워진다.

지니계수를 구하는 공식은 다음과 같다.

$$G = 1 - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i + y_{i-1})$$

$y_i$ 는 누적소득비율을 나타내며,  $y_0$ 는 0의 값을 갖는다. 그리고  $n$ 은 소득계층의 갯수이다.

## V. 분석 결과

### 1. 분석대상 가구에 대한 기술통계

10분위 소득계층의 분류는 일회성 소득을 제외한 경상소득을 기준으로 하였다. 경상소득은 세금과 사회보장부담금을 제외하기 이전의 항상소득으로서 근로소득, 사업소득, 부동산임대소득, 이자 및 배당소득, 공적이전소득, 사적이전소득 등을 합한 것이다. 그리고 소득계층을 분류할 때에 동등화지수를 사용하기도 하지만, 동등화지수를 사용한 경우와 사용하지 않은 경우에 있어서 소득분포가 큰 차이를 보이지 않으며, 동등화지수를 사용하는 것이 본 연구의 목적에 비추어 더 타당하다고 하기도 어렵기 때문에 본 연구에서는 동등화지수를 사용하지 않았다.

<표 4>에는 분석대상 가구에 대한 다양한 기술통계가 제시되어 있다.

<표 4> 소득계층별 기술통계

소득계층	연간경상소득 (만원)	가구원수	가구주 연령	취업자비율 (가구주기준)	취업자 수
상위 10%	9,047	3.81	48	97%	1.75
10~20%	5,581	3.82	46	93%	1.55
20~30%	4,238	3.58	45	94%	1.46
30~40%	3,399	3.35	46	91%	1.39
40~50%	2,725	3.28	47	88%	1.24
50~60%	2,173	3.03	49	86%	1.15
60~70%	1,598	2.67	52	81%	1.03
70~80%	1,092	2.38	57	69%	0.86
80~90%	642	1.94	65	45%	0.55
90~100%	266	1.61	71	27%	0.30
평균	3,054	2.94	52.6	77%	1.13

경상소득의 경우 상위 10%는 9,047만원인데 비하여 그 다음 소득계층인 10~20%는 5,581만원으로서 격차가 매우 크다. 그리고 최하위 소득계층인 90~100%는 226만원인데 비하여 차상위 소득계층인 80~90%는 642만원으로서 역시 차이가 크다.

다음으로 소득계층별로 가구 및 가구의 특성을 살펴보면 다음과 같다. 우선 가구원수의 경우 상위 20% 이상의 고소득층은 한 가구에 3.8명 정도의 가구원이 있는데, 하위 20% 이하의 저소득층의 경우 가구원이 1.8명 정도 있는 것으로 나타났다. 가구주 연령의 경우 하위 20% 이하의 평균 연령이 65세를 넘어서 저소득층 가구에는 고령층이 많음을 알 수 있다. 그리고 가구주의 취업상태와 가구 내 취업자수는 (예상할 수 있듯이) 소득 수준과 밀접한 관계가 있음을 알 수 있다.

## 2. 분석 결과

<표 5> 소득계층별 정부지출의 혜택 규모(2008년)

(단위: 만원)

소득계층	경상 소득	소득공제 (A)	공적이전소득				A+B	A+B+C
			보조금			사회보험 급여(C)		
			기초보장 급여	고령층 현금보조	기타보조금			
상위 10%	9,047	930.1	0.0	5.3	3.5	135.5	938.9	1074.4
10~20%	5,581	641.4	0.0	7.9	13.2	79.3	662.5	741.8
20~30%	4,238	443.5	0.0	6.6	11.9	119.7	461.9	581.6
30~40%	3,399	285.6	0.0	6.4	11.0	141.4	303.1	444.5
40~50%	2,725	196.1	1.2	8.0	21.3	128.6	226.6	355.2
50~60%	2,173	120.1	9.2	11.6	23.8	113.8	164.8	278.6
60~70%	1,598	78.5	24.5	17.1	28.4	78.9	148.5	227.4
70~80%	1,092	50.9	56.0	31.3	13.2	70.2	151.4	221.6
80~90%	642	19.6	82.0	56.8	9.8	48.8	168.2	217
90~100%	266	2.8	44.9	61.4	5.9	18.1	115.0	133.1
평균	3,054	273.8	21.8	21.3	14.3	93.4	331.3	424.7
지니계수	0.44	0.55	-0.62	-0.47	-0.04	0.18	0.39	0.34

우선 조세지출인 근로소득공제의 소득계층별 혜택을 보자. 이의 혜택은 예상한 바와 같이 고소득층일수록 더 크다. 최상위 10% 계층의 혜택 규모는 930.1만원이고, 그 다음 계층인 10~20% 계층의 혜택 규모는 641.4만원이다. 이에 비하여 중간소득계층인 40~50%와 50~60% 계층의 혜택 규모는 각각 196.1만원과 120.1만원이며, 최하위 소득계층인 90~100% 계층의 혜택 규모는 2.8만원이다. 근로소득공제의 지니계수를 보면 0.55인데 이는 시장소득의 지니계수인 0.44보다도 더 크다. 따라서 근로소득공제 혜택의 소득계층별 분포는 시장소득의 소득계층별 분포보다도 (지니계수를 기준으로 할 때) 더 불평등하다는 것을 알 수 있다.<sup>4)</sup>

다음으로 보조금의 소득계층별 혜택을 보자. 이는 저소득층에 집중되어 있는데 역시 예상할 수 있는 일이다. 국민기초생활보장 급여의 경우 상위 40% 계층에는 전혀 없는데 이는 국민기초생활급여의 성격 상 당연한 일이다. 오히려 40~70% 소득계층에도 국민기초생활보장 급여가 지급된다는 것이 예상 밖이다. 이 부분은 추가적인 분석이 필요한 부분이다. 고령층 현금보조가 저소득계층에 집중된 것은 고령층 현금보조의 지급 기준에 소득 제한이 있는 것과 저소득층일수록 노령층이 많다는 데 기인할 것이다. 국민기초생활보장 급여의 지니계수는 -0.62이며, 고령층 현금보조의 지니계수는 -0.47로서 상당히 누진적이다.

사회보험급여의 소득계층별 혜택 크기는 일정하지 않은데, 지니계수를 보면 0.18로서 다소 역진적이다. 이는 공적연금이 사회보험 급여의 많은 부분을 차지하기 때문일 것이다.

근로소득공제와 보조금을 합친 정부 일반재원의 민간이전의 소득계층별 혜택(A+B)의 지니계수는 0.39이고 여기에 사회보험급여를 합친 것의 소득계층별 혜택(A+B+c)의 지니계수는 0.34로서 모두 상당히 역진적이다.

기초보장급여와 노령층 현금보조가 상당히 누진적임에도 불구하고 전체적인 혜택이 이처럼 역진적으로 나온 것은 물론 소득공제 혜택의 절대규모(평균 273.8만원)가 보조금 혜택의 절대규모(평균 57.4만원)보다 훨씬 크기 때문이다.

---

4) 재정패널 데이터는 고소득층과 저소득층을 과대표집하였는데, 본 연구에서는 이에 대한 가중치 조정을 하지 않았다. 따라서 이로 인한 오차가 있을 수 있다. 하지만 그 차이가 그다지 클 것 같지는 않다.

## V. 시사점

본 연구에서는 정부의 가구에 대한 재원 이전의 소득계층별 혜택을 분석하였다. 기존 연구들이 보조금 등 명시적인 재원 이전만을 분석한 반면에 본 연구에서는 조세지출(근로소득공제)을 포함하여 분석하였다. 분석결과 보조금(공적연금 제외)의 소득계층별 혜택은 누진적인데 비하여 조세지출(근로소득공제)의 소득계층별 혜택은 역진적인 것으로 나타났다. 그러나 조세지출 규모가 보조금 규모보다 훨씬 크기 때문에 총혜택의 소득계층별 혜택은 역진적인 것으로 나타났다. 총혜택의 지니계수는 0.39(사회보험 급여 포함할 경우 0.34)로 나타났다.

이러한 본 연구의 분석결과가 시사하는 점은 다양할 것이다. 그 중에서 특히 논하고 싶은 것은 동일한 목적을 위한 재원 사용에서 소득공제와 보조금 지출의 선택에 대한 것이다. 이는 소득공제제도의 타당성과도 연관된 문제이다. 다양한 항목의 소득공제 제도는 나름대로의 설치 목적이 있다. 예를 들면 인적공제의 목적은 동일한 소득이라도 부양가족이 많으면 그렇지 않은 경우보다 지출수요가 많으므로 조세를 감해 주는 것이다. 교육비와 의료비 공제는 각각 교육과 의료라는 가치재(merit goods)에 대한 지출 부담을 경감하기 위한 것이다. 이와 같은 소득공제 제도의 취지 자체는 타당하다고 할 수 있다. 그러나 소득공제는 과세표준을 낮추는 것이므로 공제액이 동일하더라도 소득세율이 높을수록 더 많은 혜택을 보게 되므로 그 결과는 형평성을 저해하게 된다. 동일한 부양가족수에 대하여 고소득층이 저소득층보다 더 많은 혜택을 보는 것, 동일한 교육비와 의료비 지출에 대하여 고소득층이 저소득층보다 더 많은 혜택을 보는 것이 타당하다고 하기는 어렵다.

다양한 근로소득공제 항목들의 타당성을 평가하여 타당성이 결여된 것은 폐지하고, 그 대신 필요하다면 부(negative)의 소득세를 포함하는 세액 감면이나 보조금(수당)으로 전환하는 것이 바람직한 것으로 판단된다. 예를 들어서 부양가족에 대한 인적공제는 부양가족 수에 따른 소비 수요의 차이를 반영한 것이다. 그런데 부양가족에 대한 부담을 덜어주는 복적이라면, 현행처럼 소득이 높을수록 더 많은 혜택을 받는 것은 타당성이 낮다. 소득에 상관없이 정액의 가족수당을 지급하거나, 동일한 금액의 조세를 감면해주는 것이 더 바람직하다. 세액 감면으로 전환할 경우에는 감면액이 산출액을 초과하면 그 액수만큼 부의 소득세(negative income

tax) 형태로 받도록 해야 한다.<sup>5)</sup> 이러한 부의 소득세는 현재 실시되고 있는 근로장려세(EITC)와 결합하여 적용할 수 있다. 의료비나 교육비 공제 등도 마찬가지이다.

가족공제보다 가족수당이 더 바람직하다는 것은 정책 취지 및 소득공제와 수당의 성격에 따른 논리적인 귀결이다. 그런데 이러한 논리적 추론 결과는, 다른 국가들의 사례를 보면 경험적으로도 타당함을 알 수 있다.

많은 OECD 국가들은 부양가족 여부와 같은 근로소득자 간의 수요 차이를 반영하기 위하여 소득공제 및 수당 제도를 사용하고 있다. 예를 들어서 <표 6>은 OECD국가들에서 독신 근로소득자와 부양가족(배우자 및 2인 자녀)이 있는 근로소득자의 실제 소득세율이 부양가족에 대한 소득공제와 수당지급에 따라 어떻게 다른가를 보여주고 있다. 이는 근로소득자 평균 급여를 받는 사람을 대상으로 한 것이다.<sup>6)</sup>

<표 6> OECD국가별 평균 근로소득자의 소득세  
(사회보장 부담금 포함)부담율(2008년)

구분	독신 (A)	기혼(아이2명) (A-B-C)	가족공제와 가족수당 규모		
			합(B+C)	가족공제(B)	가족수당(C)
호주	22.6	9.8	12.8	0	12.8
오스트리아	34	20.7	13.3	1.7	11.6
벨기에	42.2	21.6	20.6	11.6	9
캐나다	23.4	9.7	13.7	6.3	7.4
체코	23.7	-6.6	30.3	16.8	13.5
덴마크	40.7	29	11.7	5.3	6.4
핀란드	23.8	9.1	14.7	0	14.7
프랑스	27.8	17.6	10.2	5.9	4.3
독일	42	22.7	19.3	19.3	0
그리스	25.1	25.5	-	-	-
헝가리	38.3	24.6	13.7	0	13.7
아이슬란드	24.4	5.1	19.3	10	9.3
아일랜드	19.2	0.1	19.1	9.5	9.6
이태리	29.4	15.6	13.8	7.4	6.4
일본	20.3	14.1	6.2	3.8	2.4
한국	12.1	9.7	2.4	2.4	0

5) 이 경우 세액공제는 수당지급과 동일한 효과를 갖는다.

6) 국제표준산업분류(ISIC)의 C부터 K까지(제조업과 서비스업)의 종사자를 대상으로 했으며, 한국과 터키는 제조업(D) 근로자만을 대상으로 한 것이다.

정부의 가구에 대한 재정지출의 소득계층별 혜택 분석

구분	독신 (A)	기혼(아이2명) (A-B-C)	가족공제와 가족수당 규모		
			합(B+C)	가족공제(B)	가족수당(C)
룩셈부르크	26.4	0.9	25.5	9.9	15.6
멕시코	5.3	5.3	0	0	0
네덜란드	32.6	22.9	9.7	5	4.7
뉴질랜드	21.1	3.1	18	0	18
노르웨이	29.5	21.7	7.8	2.5	5.3
폴란드	24.9	17.8	7.1	7.1	0
포르투갈	22.4	9.3	13.1	7.8	5.3
슬로바키아	22.8	5.7	17.1	12.2	4.9
스페인	19.3	11.5	7.8	7.8	0
스웨덴	26.9	19.4	7.5	0	7.5
스위스	21.4	7	14.4	5.3	9.1
터키	27.6	26.2	1.4	1.4	0
영국	25.6	19.1	6.5	1.6	4.9
미국	23.7	6.8	16.9	13.9	3
평균	26.0	13.1	12.9	6.0	6.9

출처:WWW.OECD.org/ctp/taxdatabase의 자료를 수정함

멕시코는 2009년 자료임.

평균 계산시 그리스는 제외됨.

사회보장부담금은 근로자가 부담하는 부분만을 포함한 것임.

기혼은 부부 중 본인만 일을 하며, 아동이 2명이 있는 경우임.

가족공제는 필자가 기혼자 부담률과 독신자 부담률 차이에서 수당 크기를 제외하여 추정함.

한국의 경우 제조업 정규직 근로자 평균소득인 33,467만원을 받는 근로자를 가정한 것임.

기초적인 소득공제(근로소득공제, 인적공제)를 적용한 것임.

먼저 OECD 국가 평균 자료를 보자. 독신 근로자의 소득세율은 26.0%인데 비하여 3인의 부양가족이 있는 근로자의 경우 가족 공제 및 가족수당을 차감하면 소득세율은 12.9%포인트가 감소한 셈이 되어 대략 전반 수준인 13.1%가 된다. 12.9%포인트의 격차 중에서 소득 공제에 기인한 것이 6.0%포인트이며, 가족수당에 기인한 것이 6.9%포인트이다. 따라서 소득공제와 가족수당 모두 상당한 금액이며, 그 중에서 가족수당이 조금 더 크다는 것을 알 수 있다.

개별국가별로 보면 독신과 기혼 근로자의 (실질적인)소득세 부담률 격차, 소득공제와 수당의 상대적 크기 등에서 많은 차이를 보이고 있다. 독신과 부양가족이 있는 기혼근로자의 소득세율 격차가 작은 국가를 보면 멕시코는 둘 사이에 차이가 없으며, 터키는 1.4%포인트이고 한국은 2.4%포인트이다. 한편 그리스는 기혼근로

자의 부담률이 미혼근로자에 비하여 약간 더 높은 것으로 나타났는데, 이는 가족수에 따른 사회보장 부담금의 차이 때문인 것으로 짐작된다. 이들 국가를 제외하면 모두 6%포인트 이상의 차이를 보이고 있다. 한편 체코는 부양가족에 대한 지원이 소득세보다 더 많아서 부양가족이 3인인 기혼 근로자의 소득세율은 -로 나타나고 있다. 저소득층이라면 그럴 수 있지만 평균소득자도 -의 소득세율이라는 것은 상식과는 괴리가 있다.<sup>7)</sup> 이를 제외하면 룩셈부르크와 벨기에가 20%포인트이며 독일도 19.3%포인트로서 기혼과 미혼 근로자 간에 큰 격차를 보이고 있다.

한편 가족공제와 가족수당의 상대적인 비중을 보면 독일과 미국은 공제의 비중이 수당의 비중보다 훨씬 크다.<sup>8)</sup> 반면에 호주, 핀란드, 헝가리, 뉴질랜드의 경우 가족공제는 없으며 가족수당만 존재한다. 우리나라는 미혼 근로자의 소득세율이 12.7%, 기혼 근로자의 소득세율이 9.7%로서 둘 모두 다른 OECD국가들에 비하여 상당히 작다. 그리고 미혼 근로자와 기혼 근로자의 소득세율 차이도 2.4%포인트로 작으며, 이는 모두 소득공제에 기인한다.

<표 6>의 OECD국가들에 대한 통계는 우리나라의 소득세율 체계, 가족복지를 위한 정책선택 등에 많은 시사점을 줄 수 있다. 하지만 이에 대한 상세한 논의는 본 연구의 주제에 벗어나므로 생략하고 본 연구의 논의에만 집중하면, 우리나라도 보편적인 가족수당의 도입이 필요함을 알 수 있다. 그 이유는 다음과 같다. 우리나라의 경우 미혼 근로자와 기혼 근로자의 소득세율 차이가 2.4%포인트로서 OECD평균인 12.9%포인트에 비하여 매우 작다. 이는 우리하나는 다른 OECD국가에 비하여 가족부양 부담에 따른 차이를 고려하는 정도가 매우 낮으며, 이를 강화할 필요가 있음을 보여준다. 다른 한편 우리나라의 소득세율은 매우 낮아서 (가족부양에 따른 소득공제를 반영하지 않은) 미혼 근로자의 소득세율도 OECD평균적인 기혼 근로자의 (소득공제 및 수당을 반영한) 소득세율 보다 낮다. 따라서 가족부양의 부담 차이를 반영하는 두 방법인 소득공제와 수당 중에서 소득공제의 확대는 한계가 있으며, 수당을 적용하는 것이 타당함을 알 수 있다.

가족부양의 부담 차이를 반영하기 위한 소득공제는 타당성이 낮으며, 이보다는 가족수당을 지급하는 것이 바람직하다는 필자의 주장에 대하여 <표 6>을 보면 다른 OECD국가는 우리보다 더 대규모로 가족부양에 따른 소득공제를 한다는 반론

7) 하지만 다른 연도에도 일관된 경향이 나타나기 때문에 기입오류라고 보기는 어려울 것 같다.

8) 독일의 수당이 0으로 나타난 것도 이해하기 힘들다. 이는 오류인 것으로 판단된다.

이 가능하다. 하지만 이러한 주장을 하려면 소득공제보다 수당지급의 규모가 더 크다는 것을 함께 고려해야 한다. 즉 가족 부양 부담차이를 반영하기 위하여 혜택이 소득에 비례하는 소득공제 적용이 타당하려면, 혜택이 모두에게 동일한 가족수당의 지급이 병행되어야 한다.<sup>9)</sup>

서론에서도 논의하였듯이 조세지출은 비가시적이기 때문에 상대적으로 통제와 감시로부터 자유로우며, 작은 정부라는 인상을 주기 때문에 호응을 받기 쉽다. 그러나 재정적인 성격은 명시적인 보조금과 다를 바 없다. 다만 보조금은 대체로 저소득층에게 혜택이 더 많이 돌아가는 반면에 조세지출은 고소득층에게 더 많은 혜택이 간다. 향후 정책수단의 선택에서는 이러한 조세지출과 보조금의 성격이 충분히 고려되길 기대한다.

9) 소득공제 항목 중에서 부양가족의 차이를 반영하는 인적소득공제는 가족수당과 병행된다면 어느 정도 타당성을 인정할 수 있겠지만, 다른 소득공제 항목 중에는 그렇지 못한 것이 다수 있다. 필자가 다른 OECD국가들의 소득공제제도를 조사한 바에 따르면, 근로소득공제와 사회보장 분담금 공제를 공통으로 적용하고 있으면, 이에 추가하여 다수 국가에서 인적 공제와 자녀양육비 공제를 적용하고 있었다. 하지만 우리나라와 같이 잡다한 항목에 대하여 소득공제를 적용하는 예는 발견하지 못했다. 필자의 견해로도 우리나라의 소득공제 항목 중 근로소득공제와 사회보험료공제는 필요하며, 인적공제는 수당제도와 병행한다면 어느 정도 타당성이 인정 되지만 그 밖의 항목들은 타당성을 찾기 힘들다.

## 참고문헌

- 김태일·박종수(2010), “근로소득 조세지출의 수직적 형평성 분석”, 한국정책학회 2010년도 하계학술대회 발표논문.
- 박기백(2010). “‘재정패널’을 이용한 가계 부담 및 혜택 분석: 분위별·지역별 분포를 중심으로”. 「재정학 연구」 3권 2호: 1-28.
- 여유진(2009). “공적이전 및 조세의 소득재분배 효과”. 「사회보장연구」 25권 1호: 45-68.
- 국세청 홈페이지, [www.nts.go.kr](http://www.nts.go.kr)
- Mikesell, J. L. (2002). Tax Expenditure Budgets, Budget Policy, and Tax Policy: Confusion in the States. *Public Budgeting and Finance*, 22 (4): 34-51.
- Salamon, L. M. (2002). *The Tools of Government: A Guide to the New Governance*. New York: Oxford University Press.
- Surrey, S. S., & McDaniel, P. R. (1985). *Tax Expenditures*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

재정패널을 이용한 공적소득이전의  
행태적 반응 분석

□ 김 희 삼/한국개발연구원 부연구위원



## 목 차

I. 문제제기 .....	89
II. 공적소득이전의 행태적 반응에 관한 선행연구 .....	91
1. 노동공급 및 소득활동에 대한 영향 .....	92
2. 사적소득이전에 대한 영향 .....	92
3. 가구지출에 대한 영향 .....	94
III. 분석자료와 방법 .....	95
1. 분석자료 .....	95
2. 분석방법 .....	98
IV. 분석결과 .....	102
1. 가구소득의 변화 .....	103
2. 사적소득이전의 변화 .....	105
3. 가구노동공급의 변화 .....	108
4. 가구지출의 변화 .....	111
V. 결 론 .....	115
참고문헌 .....	117
<부록> 공적이전소득과 경제활동 변수의 선차성 점검 .....	120



## 재정패널을 이용한 공적소득이전의 행태적 반응 분석

김 희 삼\*



### 초 록

공적소득이전은 정책당국이 의도하지 않았을 민간의 행태적 반응을 초래할 수 있다. 본 연구에서는 재정패널 자료를 이용하여 공적소득이전이 가구의 경제활동에 어떤 영향을 주는지를 고찰하였다. 고정효과 패널모형의 분석 결과, 공적이전소득 총액 1만원당 근로소득이 4천원, 사업소득이 5천원 감소하였다. 사적이전소득은 공적이전소득 총액 1만원당 1천원 감소하는 데 그쳤으나, 기초노령연금 등 고령층 대상 현금지원은 1만원당 사적이전소득을 5천원 줄이는 것으로 나타나 상당한 구축 효과가 존재하였다. 공적소득이전 수급가구의 취업가구원 수와 가구원 중 취업자 비율도 공적이전소득의 증가와 함께 줄어드는 경향을 보였으나, 그 효과의 절대적 크기는 작았다. 한편 공적소득이전이 가구지출에 미친 영향은 일시적 현금지원인 유가환급금에서 뚜렷했는데, 특히 여행·스포츠·레저 등 여가와 관련된 지출을 증가시키는 효과가 있었다.

## 1. 문제제기

정부의 복지지출 가운데 현물지원(in-kind transfer)이 아닌 현금지원(cash transfer) 형태의 공공부조(public assistance)가 확대되고 있다. 최근에도 2008년 기초노령연금 도입, 2009년 보육료 지원 확대(소득 5분위 이하 100%, 5~6분위 60%, 6~7분위 30% 지원), 2010년 장애인연금 도입 등 새로운 제도가 도입되거나 기존 제도가 확대되었다. 이에 따라 <표 1>과 같이 보건복지부의 예산 중 법률에 지급 근거를 두는 주요 자격급여 예산은 2008년 이후 10조원을 넘었고, 2010년 현재 12조원 수준으로 보건복지부 전체 예산 중 약 63%를 차지하고 있다.

\* KDI 재정·사회정책연구부 연구위원

&lt;표 1&gt; 보건복지부의 주요 자격급여 예산 (2005~2010년)

(단위: 억원, %)

구분	2005	2006	2007	2008	2009	2010	합계	연평균 증가율
보건복지부 전체 예산(a)	89,067	97,063	115,292	158,548	192,706	192,169	844,845	16.6
[주요 자격급여(b)]								
기초생활보장	46,225	53,438	65,759	72,644	79,731	72,973	390,770	9.6
- 기초생활급여 등	24,077	26,815	29,988	34,736	44,625	37,971	198,212	9.5
- 의료급여	22,148	26,623	35,771	37,908	35,106	35,002	192,558	9.6
기초노령연금(구 경로연금)	(2,126)	(2,155)	(2,177)	15,948	24,697	27,236	74,339	66.5
영유아보육료 지원	2,671	4,386	5,936	8,079	12,822	16,322	50,216	43.6
장애 관련 급여	1,012	1,237	3,539	3,622	3,236	3,680	16,326	29.5
합 계	52,034	61,216	77,411	100,293	120,486	120,211	531,651	18.2
보건복지부 전체 예산 중 자격급여 예산 비중(b/a)	58.4	63.1	67.1	63.3	62.5	62.6	62.9	-

주: 1) 보건복지부 예산은 일반회계 기준이며, 각 연도 추경 포함.

2) 2010년은 보건복지가족부에서 보건복지부로 개편(2010년 3월) 이후 기준.

3) '장애 관련 급여'는 장애수당, 장애인연금, 장애아동수당, 장애인 자녀학비 지원, 장애인 의료비 포함.

자료: 1) 보건복지부, 『예산 및 기금운용계획 개요』, 각 연도.

2) 기획재정부, 『예산개요 참고자료』, 각 연도.

3) 박인화(2010)에서 재인용.

이처럼 의무적인 자격급여의 증가는 재정 건전성과 복지의 지속가능성 문제, 수급권의 보편적 확대와 선별집중 간의 선택을 둘러싼 논쟁점을 제공하고 있다. 물론 해당 사업이 도입된 특수한 목적과 그에 따른 대상 선정의 이유를 고려해야 한다. 또한 현금지원이 2008년의 유가환급금과 같이 경기침체 상황에 의해 일시적으로 도입된 경우도 있음을 염두에 두어야 할 것이다.

그런데 정부가 특수한 목적으로 민간에게 제공한 현금지원은 정책이 의도하지 않은 행태적 반응(behavioral responses)을 유도할 수 있다. 이처럼 공적소득이전이 민간의 어떤 행태적 반응을 유발하는지는 학문적으로 흥미롭지만 정책적으로도 중요한 연구 주제이다. 행태적 반응의 여하에 따라 공적소득이전의 정책 목표를 온전히 달성하기 어려울 수 있기 때문이다. 예컨대 고령가구가 정부로부터 현금 지원을 받게 되면서 근로와 같은 자립적인 소득활동이나 자녀로부터의 사적소득이전이 감소한다면, 공적소득이전의 고령층 소득 보전 효과는 그러한 행태적인 반응이 없을 때에 비해 줄어들 것이다.

이에 본 연구에서는 최근 우리나라 가구가 공적이전소득 수령 후에 경제활동 면에서 어떤 반응을 보였는지를 분석한다. 이러한 분석 결과는 공적소득이전의 세출 효율성을 높이기 위한 제도 개선에도 시사점을 제공할 것으로 기대한다. 구체적으로 본고에서는 2008년에 확대된 공적소득이전이 수급가구의 시장소득(공적이전소득을 제외한 소득), 사적이전소득, 노동공급, 가구지출에 어떤 영향을 주었는지를 분석한다.

일반적으로 공적이전소득에는 국민연금, 공무원연금, 사학연금, 군인연금 등 공적연금 소득과 고용보험, 산재보험 등 사회보험 급여가 포함되지만, 본고의 분석에서는 공적이전소득의 범위를 공공부조 수급액으로 한정한다. 즉, 본인이 일정액을 적립한 후 나중에 받는 금액이 아니라 정부가 복지 차원에서 무상으로 지원해 주는 금액에 대한 행태적 반응을 분석하고자 하는 것이다. 분석에 사용되는 공적소득이전에는 절대빈곤가구에 지급되는 국민기초생활보장급여, 기초노령연금 등 고령자 대상 급여, 농어업 정부 보조금이나 자녀 양육지원금 등의 기타 현금지원, 고유가대책으로 일회적으로 지급된 유가환급금이 포함된다.

이하 본고의 구성은 다음과 같다. II장에서는 공적소득이전에 대한 민간의 행태적 반응을 분석한 국내외 실증연구들의 결과를 요약한다. III장에서는 분석자료를 소개하고, 분석방법을 논의한다. IV장에서는 분석결과를 정리하고, V장에서는 정책적 시사점과 향후 연구 과제를 제시한다.

## II. 공적소득이전의 행태적 반응에 관한 선행연구

공적소득이전 프로그램이 수급자나 수급가구의 행태적 반응을 유발하여 정부가 의도하지 않은 결과가 부산물로 발생하는지의 문제는 경제학자들이 연구대상으로 삼기에 충분히 흥미롭고 중요한 것이었다. 주요 관심이 된 행태적 반응은 프로그램과 수급대상에 따라 다르지만, 대체로 노동공급, 저축, 사적소득이전, 가구지출 등이었다. 본 연구에서는 분석 자료의 가용성을 기준으로 노동공급 및 기타 소득활동, 사적소득이전, 가구지출에 대한 공적소득이전의 영향을 탐구할 것이므로, 선행연구 결과도 이와 관련된 문헌을 중심으로 간단히 소개하고자 한다.

## 1. 노동공급 및 소득활동에 대한 영향

공적소득이전 프로그램이 수급자의 노동공급에 미치는 영향에 관한 실증연구는 미국에 한정해서 보더라도 주요 프로그램별로 여러 학자들에 의해 수행되었다. Danziger, Haveman and Plotnick (1981)이 여러 선행연구 결과들을 정리한 바에 따르면, 주요 공적소득이전 프로그램들로 인해 줄어드는 수급자의 근로시간을 합치면 전체 근로자의 근로시간의 4.8%에 이른다고 한다. 보다 구체적으로 프로그램별로 전체 근로자의 근로시간의 몇 % 만큼의 근로시간이 수급자에게서 줄어들게 되었는지를 보면, 공공부조 중에서는 AFDC(Aid to Families with Dependent Children)가 0.6%, SSI(Supplemental Security Income)와 Veterans' Pension이 0.1%, Food Stamp 및 Housing Assistance가 0.3%였다. 사회보험 중에서는 Old Age and Survivors Insurance가 1.2%, Disability Insurance도 1.2%, Unemployment Insurance가 0.3%, Workers' Compensation and Black Lung이 0.7%, Veterans' Disability Compensation 이 0.4%로 추정되었다.

국내 연구로서는 김희삼(2010)이 2008년에 도입된 기초노령연금의 수령이 소득과 취업 확률에 어떤 영향을 주었는지를 분석한 바 있다. 이 연구는 국민노후보장패널 제2차(2007년) 및 제3차(2009년) 조사 자료를 이용하여 기초노령연금 수급가구와 비수급가구의 제도 시행 이전과 이후의 차이를 이중차감법(difference-in-differences)으로 비교하였다. 그 결과 비수급가구보다 수급가구의 근로소득이 제도 시행 이후에 상대적으로 크게 줄었다는 것이 발견되었다. 그러나 수급자 단위의 분석에서 기초노령연금 도입으로 인한 취업 확률의 하락은 뚜렷하게 나타나지 않았다. 즉, 기초노령연금 도입의 행태적 반응은 수급 당사자의 취업 여부보다는 수급가구 단위에서 가구원들의 소득활동에 영향을 미쳐 가구근로소득이 줄어드는 방식으로 나타났다는 것을 암시한다.

## 2. 사적소득이전에 대한 영향

주로 부모와 자녀 간에 일어나는 사적소득이전에 대해 공적소득이전이 미치는 영향은 사적소득이전이 어떤 동기에서 이루어지는지에 따라 달라질 수 있다. 따라서 학자들은 사적소득이전의 동기가 무엇인지를 밝혀내는 데 주력해 왔는데, 실증연구

결과는 완전한 합의점을 찾았다고 보기 어렵다. McGarry and Schoeni(1995, 1997), Dunn and Phillips(1997), McGarry(1999, 2000) 및 Hochguertel and Ohlsson(2000) 등의 연구는 이타적 보상동기(수령자의 낮은 상대소득을 보전해 주려는 목적)를 뒷받침하는 반면, Cox(1987), Cox and Rank(1992), Cox, Eser, and Jimenez(1998), 그리고 Laferrère and Wolff(2004)에 수록된 프랑스 논문들은 이기적 교환동기(수령자의 서비스 제공에 대한 대가)를 지지하고 있다. 한편 Kim(2005)은 이타적 동기와 편애(favoritism)를 동시에 포함한 복합적인 동기로 자식에 대한 부모의 소득이전을 설명한 바 있다.

이와 관련하여 공적소득이전이 사적소득이전을 구축하는지에 대해서도 아직 확정적인 결론에 이르지 않는 상태이다. 미국 대통령 산하 연금정책위원회 조사 자료를 사용한 일련의 연구에서, Cox(1987)는 사적소득이전의 행태가 이타적 동기보다는 이기적 교환동기와 더 잘 부합한다는 주장을 폈으며, Cox and Jakubson(1995)의 연구도 이타적 동기에서 예측하는 바와 같은 공적소득이전의 사적소득이전 구축 증거를 찾지 못했다. 그러나 Jensen(2002)은 남아공에서 고령자 연금이 확대되면서 도시로 나간 자식으로부터 농촌에 사는 부모에 대해 이루어지던 사적소득이전이 감소(연금액 1란드당 0.25~0.30란드의 사적소득이전 감소)하였다고 보고하였다.

국내에서도 가구 패널 자료를 비롯한 미시 데이터가 등장하면서 사적소득이전의 동기 및 공적소득이전에 의한 사적소득이전 구축효과를 분석한 실증연구가 이루어졌다. 진재문(1999)은 만 55세 이상 서울특별시 거주자 중 사학연금수급자·생활보호대상자·일반인으로 구성된 약 500명의 데이터를 수집해 분석한 결과, 공적이전소득이 사적이전소득을 줄인다는 일관된 증거를 발견하지 못했다. 그러나 Kang and Lee(2003)의 연구에서는 한국가구경제패널조사(1996~1998년) 자료를 이용하여 사적소득이전의 이타적 동기와 공적이전에 의한 사적이전의 구축효과를 입증하였다. 또한 강성진·전형준(2005)은 한국가구경제패널조사와 한국노동패널조사(제2~7차) 데이터를 사용해, 사적소득이전이 이타적인 동기에서 이루어지며 공적소득이전은 사적소득이전을 상당부분 구축한다는 결론을 내렸다. 반면 한국노동패널 제6~7차 조사의 연결 데이터를 사용한 성재민(2006)은 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못했다.

한편 김희삼(2006)은 한국노동패널 제4~8차(2001~2005년) 조사 자료를 사용한 연구에서 이타적 동기의 사적소득이전 모형에서 예측하는 바와 같이 국민기초생활보장급여와 같은 공공부조의 수급은 자녀로부터의 사적소득이전을 대체하는 효과(거

의 1대1 구축)를 가진다는 것을 발견하였다. 한국고령화연구패널 제1차(2006년) 조사 자료를 사용한 Kim(2007)의 연구에서는 부모가 정부의 공적 노후소득보장 확충에 대한 낙관적 기대를 갖고 있는 경우에도 자식으로부터의 순이전소득이 줄어드는 경향이 있다는 흥미로운 결과가 발견되었다. 국민노후보장패널 제1차(2005년) 조사 자료를 이용한 김희삼(2008)의 연구에서도 국민기초생활보장 수급액이 자녀로부터의 사적이전을 줄이는 구축효과가 재확인되었다. 끝으로 국민노후보장패널 제2차(2007년) 및 제3차(2009년) 조사 자료를 이용한 패널모형을 통해 2008년에 도입된 기초노령연금에 대한 행태적 반응을 분석한 김희삼(2010)의 연구에서는 기초노령연금액이 1만원 증가할 때 자녀로부터의 사적소득이전액이 약 6천원 감소한다는 것을 발견하였다.

성명재·박기백(2009)은 2007년 대상 재정패널 1차 조사 자료와 2008년 대상 가계조사 자료를 사용하여 공적연금과 기타사회보장수혜를 모두 합한 공적이전소득이 사적이전소득을 구축한 정도를 추정하였다. 가구 수준 분석의 경우, 재정패널 자료에서는 공적이전소득이 1원 증가할 때마다 사적이전소득은 1.46원씩 감소하는 것으로 추정되어 상당히 탄력적인 구축효과가 나타났고, 가계조사 자료에서는 공적이전소득 1원당 사적이전소득이 0.13~0.15원 감소하는, 보다 작은 구축효과가 관찰되었다.

이와 같이 우리나라 자료를 이용한 선행연구는 대체로 공적이전소득에 의한 사적이전소득의 구축효과가 존재한다는 것을 보여준다. 그러나 구축효과 크기는 연구마다 상당히 다르게 추정되었는데, 이는 사용한 자료의 차이는 물론, 공적이전소득의 포괄적 정의를 사용한 경우부터 특정 프로그램에 한정된 경우까지 핵심 설명변수의 차이가 있기 때문인 것으로 보인다. 또한 김희삼(2010) 등 일부 연구를 제외하면 횡단면 자료를 이용한 분석 결과를 제시한 것이라는 점도 고려되어야 할 것이다.

### 3. 가구지출에 대한 영향

공적이전소득이 수령 가구에서 어떻게 처분되는지는 해당 소득이전 프로그램의 목적과 대상에 따라 다르겠지만, 구체적인 지출 항목에 미친 영향에 대한 분석 결과는 정책적으로 유용한 정보가 될 수 있다. 공공부조가 현물이 아닌 현금으로 이루어질 때는 가계가 소비에 쓰지 않고 저축할 수 있고, 소비지출을 하더라도 정책이 기대했던 항목들의 지출이 이루어질 수도 그렇지 않을 수도 있기 때문이다. 따라서 현

물 지원보다 현금 지원을 통해 선택권을 주는 것이 수혜자의 후생을 높인다는 교과서적 이론에도 불구하고 소비를 권장하고 싶은 가치재(merit good)를 현물이나 바우처 형태로 지급하는 경우가 흔한 것이다.

그런데 다른 행태적 반응 연구에 비해 공적소득이전이 가구 지출에 어떤 영향을 미치는지의 문제를 탐구한 실증 연구는 많지 않다. 미국의 1996년 복지 개혁은 무상 현금급여를 제한하고 근로요구조건을 부과하였는데, 당시에는 대상 가구들이 공공부조급여를 주로 기본생계비로 지출할 것이라는 예상했지만(Edin and Lein [1997]), 최근 연구에서는 근로와 관련된 지출이 증가했다는 사실이 발견되었다(Kaushal et al. [2007]). 중국의 주된 공공부조 프로그램인 최소생활수준보조(Minimum Living Standard Assistance) 급여가 수령가구의 지출 항목에 미친 영향을 분석한 연구에서는, 교육비 지출 증가(7%) 및 식료품비 지출 증가(3~4%)가 발견되기도 했고(Du and Park [2007]), 의식주 관련 기본 지출보다는 교육과 보건 등 인적자본투자 관련 지출이 늘어났다는 결과도 보고되었다(Gao et al. [2009]).

### Ⅲ. 분석자료와 방법

#### 1. 분석자료

재정패널 자료에는 <표 2>에 요약한 바와 같이 조사대상가구의 가구소득, 가계지출, 사적소득이전, 자산 및 부채 현황과 가구의 경제활동 상황이 보고되어 있다. 그리고 정부로부터의 공적소득이전은 가구의 복지 현황에 대한 설문을 통해 조사되었다. 특히 대표적인 공공부조형 공적소득이전인 국민기초생활보장급여 수령 현황이 1~2차 조사에서 보고되었고, 2008년에 처음 도입된 기초노령연금의 수령 현황은 2009년 2차 조사에서 명시적으로 언급되었다. 2차 조사의 원자료에서 약 4400가구 중 200여 가구는 국민기초생활보장 수급가구였고, 900여 가구는 기초노령연금 수령 가구였기 때문에 이들 주요 공적소득이전 프로그램의 혜택을 받은 표본가구의 수를 분석에 필요한 만큼은 확보할 수 있었다.

그런데 국민기초생활보장급여의 경우 1차 조사에서는 연간 수령총액만 보고되었

고, 2차 조사에서는 월평균 수령액과 연간 수령총액이 모두 보고되었다. 한편 기초노령연금 등 고령층 대상 공적이전소득과 농어업 정부 보조금이나 자녀 양육지원금 등 기타 공적이전소득은 1차 조사에서는 월평균 수령액만이 보고되었고, 2차 조사에서는 월평균 수령액과 연간 수령총액이 모두 보고되었다. 따라서 같은 기간 단위로 공적이전소득들의 크기와 효과를 비교하기 위해 월평균 수령액으로만 보고된 경우 12(개월)를 곱하여 연간 수령총액으로 환산하였다. 2차 조사 자료에서 월평균 수령액에 12(개월)를 곱한 금액과 보고된 연간 수령총액을 비교한 결과, 후자가 전자보다 큰 값을 가진 경우가 매우 일부 있었으나 평균값이 거의 유사하였기 때문에 이러한 변환에 큰 무리가 없다고 판단하였다.

공적소득이전에 대한 행태적 반응의 분석 단위는 다음과 같은 이유에서 개인이 아닌 가구 수준으로 하였다. 첫째, 국민기초생활보장제도와 같이 공적소득이전의 수급 기준이 되는 소득(인정액)이 가구 수준으로 측정되는 경우가 많기 때문이다. 둘째, 수급 명목이 특정 가구원(예컨대 가구주나 고령 가구원 등)인 경우에도 수급으로 인한 행태적 반응은 가계의 경제적 자원을 상당부분 공유하는 다른 가구원에게서도 나타날 수 있기 때문이다.

사적소득이전은 1차 조사에서 정기적으로 주고받은 금액만 조사하였기 때문에, 연간 이전총액과 정기성 이전총액이 함께 조사된 2차 조사에서도 정기성 이전총액만을 추출하여 1차 조사와 비교하였다. 또한 가구 단위의 행태적 반응을 분석하는 본 연구의 목적에 맞게 사적소득이전에서 동거가구원 간에 일어난 소득이전을 제외한 대신, 이혼한 배우자와 주고받은 양육비 및 생활비 지원은 사적소득이전에 합산하였다.

재정패널 자료의 금액 변수는 월평균 단위이든 연간 단위이든 조사 전년도(자산 및 부채의 경우 전년도말) 기준으로 조사되었다. 따라서 가령 2차(2009년) 조사에 보고된 금액 변수는 2008년을 기준으로 응답된 것이다. 본 연구에서는 1~2차 조사 자료를 연결하여 패널 분석을 시도하므로 두 시점 사이의 물가 변동을 고려하여 모든 금액 변수를 소비자물가지수를 이용한 2005년 불변가격 기준으로 환산함으로써 실질 금액이 어떻게 변화하였는지 파악할 수 있도록 하였다.

<표 2> 1~2차 재정패널 분석표본의 기초통계 (4,396가구)

구분	1차 조사(2008)		2차 조사(2009)	
	평균	표준편차	평균	표준편차
총 가구원 수	2.979	1.290	3.038	1.308
취업 가구원 수	1.096	0.682	1.134	0.718
소득 있는 15세 이상 가구원 수	1.414	0.625	1.456	0.684
주택 보유 여부	0.622	0.485	0.628	0.483
보유 차량 수	0.730	0.656	0.764	0.681
월평균소득 100만원 미만	0.211	0.408	0.232	0.422
월평균소득 100~199만원	0.206	0.405	0.203	0.403
월평균소득 200~399만원	0.344	0.475	0.320	0.467
월평균소득 400~599만원	0.155	0.362	0.139	0.346
월평균소득 600~799만원	0.047	0.211	0.063	0.243
월평균소득 800~999만원	0.020	0.142	0.022	0.146
월평균소득 1,000만원 이상	0.017	0.130	0.020	0.141
월평균 가구지출액	147.631	108.462	165.832	118.081
월평균 주거비	16.464	9.355	15.543	7.915
월평균 식료품 및 외식비	49.132	34.209	46.870	32.776
월평균 주류비	2.225	5.664	1.650	3.685
월평균 담배구입비	2.828	4.052	2.511	3.710
월평균 통신비	13.203	9.213	12.274	7.939
월평균 문화생활비	4.315	6.927	3.896	5.881
연간 통신장비구입비	14.360	37.139	11.373	30.811
연간 여행·스포츠·레저비	2.930	6.143	52.325	130.836
연간 공교육비	191.080	400.852	204.023	425.673
연간 사교육비	202.685	448.648	193.875	420.313
연간 보건의료비	122.507	229.762	119.647	310.069
연간 혼인·장례·이사비	125.193	1,226.907	98.550	827.594
연간 기부금	48.645	181.951	48.002	162.834
연간 경조사비 지출액	76.149	117.946	68.870	83.742
연간 경조사비 수입액	50.843	306.268	47.338	297.800
연간 사적소득이전 지출액	121.246	527.465	60.599	316.196
연간 사적소득이전 수입액	81.826	307.792	58.664	227.203
금융자산	2,393.792	5741.130	2,321.282	5,118.674
부동산자산	7,888.925	24,567.740	7,854.008	22,117.820
부채	3,199.847	9,139.525	3,264.768	8,896.839
연간 가구근로소득	2,007.777	2,434.165	1,995.854	2,523.474

구분	1차 조사(2008)		2차 조사(2009)	
	평균	표준편차	평균	표준편차
연간 가구사업소득	844.778	1,954.624	726.434	1,726.327
연간 가구임대소득	60.180	404.375	74.150	493.273
연간 가구이자·배당소득	24.100	364.870	28.199	383.193
연간 가구기타소득	175.738	489.376	194.439	954.969
연간 가구총소득	3,112.572	2,765.809	3,019.076	3,040.792
연간 국민기초생활보장급여 수급액	17.224	86.037	16.437	87.373
연간 고령층 대상 공적이전소득	0.406	1.140	1.440	3.355
연간 기타 공적이전소득	0.386	3.552	2.574	17.602
유가환급금 수령액			7.103	11.650
기초노령연금 수령 여부			0.157	0.364

- 주: 1) 모든 금액 변수는 만원 단위이고, 조사 전년도(자산 및 부채의 경우 전년도말) 기준으로 조사되었으며, 본 연구에서는 1~2차 조사 사이의 물가 변동을 고려하여 소비자물가지수를 이용한 2005년 불변가격 기준으로 환산.
- 2) 사적소득이전에는 비정기적 소득이전과 동거가구원과의 소득이전을 제외하였고, 이혼한 배우자와의 양육비 및 생활비 지원은 합산.
- 3) 고령층 대상 공적이전소득과 기타 공적이전소득은 월평균 수급액을 연간으로 환산한 금액임.

## 2. 분석방법

공적소득이전이 가구의 경제활동에 미친 영향을 분석하기 위한 모형을 다음과 같이 일단 가장 단순한 형태로 상정해 보자.

$$y_{it} = \beta_0 + m_{it}\beta_1 + X_{it}\beta_2 + \epsilon_{it} \quad (1)$$

여기서  $y_{it}$ 는 가구  $i$ 의  $t$ 기 경제활동(예: 근로 및 기타 소득활동, 사적소득이전, 지출 등)의 수준을 나타내는 종속변수이며,  $m_{it}$ 는 가구  $i$ 가  $t$ 기에 수령한 공적이전소득으로서, 우리의 주된 관심은 공적이전소득이 1(만)원 증가할 때 가계의 경제활동이 어떤 영향을 나타내는지를 보여주는 계수  $\beta_1$ 의 값이다.  $\beta_0$ 는 상수항이고, 가구별 특성을 통제하기 위해 도입한  $X_{it}$ 는  $t$ 기에 관찰된 가구  $i$ 의 특성을 나타내는 변수들의 벡터이며,  $\epsilon_{it}$ 는 모형으로 설명되지 않는 잔차(오차항)이다.

그런데 계량모형을 이용한  $\beta_1$ 의 추정에 앞서, 추정치의 편의(bias)를 발생시킬 것으로 예상되는 문제들이 있다면 이를 미리 짚어볼 필요가 있다. 위의 식 (1)에서 가구의 경제활동에 대한 주요 설명변수인 공적이전소득이 여러 가지 요인으로 내생성(endogeneity)을 갖는다면, 회귀분석에 의해 얻은 추정치  $\hat{\beta}_1$ 은  $\beta_1$ 에 대해 부정확한 정보를 제공한다. 계량경제학적으로 표현하면  $m_{it}$ 에 내생성이 존재할 때는  $\beta_1$ 에 대한 일치추정량(consistent estimate)을 얻기 위한 조건인  $Cov(m_{it}, \epsilon_{it})=0$ 이 성립하지 않아,  $\hat{\beta}_1$ 은 편의를 가진 추정치가 된다. 아래에서는 내생성으로 인한 추정치의 편의를 발생시킬 수 있는 대표적인 문제들이 우리가 목적으로 하는 분석에서 어떻게 나타날 수 있는지를 검토해 본 후에 본 연구에서 선택한 분석 모형을 논의한다.

### 가. 설명변수의 선차성 문제

먼저 설명변수가 종속변수에 행태적 반응 형태로 영향을 미치는 관계가 논리적으로 성립하려면 현실적으로도 설명변수가 종속변수보다 나중에 결정되는 구조이면 안 된다. 만약  $t$ 기에 수령한 공적이전소득이  $t$ 기의 경제활동에 영향을 주는 것이 아니라,  $t$ 기의 경제활동 수준에 의해  $t$ 기의 공적이전소득 수령 여부 및 액수가 결정된다고 하자. 그렇다면  $\hat{\beta}_1$ 이 보여주는 양자의 상관성은 공적소득이전에 의해 가구의 경제활동에 나타난 행태적 반응 효과라기보다는 오히려 그 반대의 인과관계(reverse causality)를 반영한 것일 수도 있다.

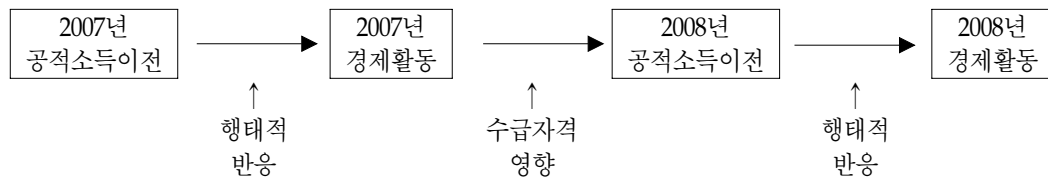
그런데 현실의 상황을 고려하여 추론해보면, 위와 같이  $t$ 기의 공적이전소득이 오히려  $t$ 기의 경제활동에 의해 결정되는 내생변수일 가능성은 높지 않아 보인다. 우선 대부분의 공적소득이전 프로그램은 가구의 자립적 경제력을 판단하는 자산·소득심사(means test)를 거쳐서 수급자격과 급여 수준 등이 결정되는데, 기준이 되는 소득은 대부분 금년도가 아니라 경제활동이 마무리된 전년도 소득(종합소득세 납부 기준)이다. 따라서 당해의 공적이전소득과 당해의 가구시장소득(공적이전소득을 제외한 가구소득)의 논리적 선차성을 따지면, 전자는 전년도의 가구시장소득을 기반으로 결정된 것이므로 후자에 의해 영향을 받을 가능성은 낮다.<sup>1)</sup> 또한 재정패널 자

1) 물론 공적이전소득 수급가구의 자립적 소득이 수급기간 중에 높아져 수급자격이 도중에 상실되거나 급여가 삭감되는 경우와 같이 당해 경제활동에 의해 당해 공적이전소득이 영향을 받을 가

료에서 각 가구원의 취업 여부와 같은 근로활동 변수도 연간 공적이전소득의 수량이 완료된 연말을 기준으로 조사되었기 때문에, 근로활동이 거꾸로 당해의 공적소득 이전에 영향을 주었을 가능성 역시 낮다고 볼 수 있다.

따라서 재정패널 1차(2008년) 조사에서 2007년의 공적이전소득과 경제활동이 보고되고, 2차(2009년) 조사에서 2008년의 공적이전소득과 경제활동이 보고된 자료를 활용함에 있어서, [그림 1]과 같은 논리적 선차성 관계를 염두에 두고 진행할 것이다. 예컨대 2008년 공적이전소득은 2007년의 경제활동을 통해 얻은 결과(시장소득 등)에 의해 수급자격 및 액수가 결정되었을 가능성이 높고, 2008년에 매월(일회적 유가환급금을 제외한 대부분의 자격성 복지급여) 받게 된 공적이전소득이 2008년의 경제활동(연간 소득, 연말 취업 상태 등)에 영향을 주는 행태적 반응이 일어났을 가능성이 높다고 보는 것이다.2)

<그림 1> 가구의 경제활동과 공적소득이전의 선차성 관계



## 나. 가구의 이질성 문제

가구 경제활동 변수에 대한 공적이전소득 변수의 영향을 분석할 때 역의 인과성 문제가 없다 하더라도, 모형에서 누락된 요인들에 의한 추정의 편의 문제(omitted variable bias)는 여전한 숙제이다. 예를 들어, 어떤 가구의 주요 구성원들에게 심신상의 장애가 있는 경우, 장애수당 등 공적이전소득을 받을 가능성이 높은 동시에 정상적인 경제활동이 어려울 가능성도 높다. 그런데 가구원의 장애와 같은 특성이 계량분석연구자가 이용하는 자료에는 나타나지 않은 상황에서는 마치 공적이전소득의

능성도 배제할 수 없다. 그러나 국민기초생활보장제도의 탈수급 유인이 매우 낮고, 기초노령연금 또한 수급기간 중의 자산·소득 재심사가 빈번하지 않다는 점을 고려하면 현실적 가능성이 높지는 않을 것이다.

2) 이러한 전제가 재정패널 자료에 의해서도 어느 정도 뒷받침되는지를 보기 위해 엄밀한 형태는 아니지만 직관적인 검증을 시도해 본 결과를 부록의 <부표 1>과 <부표 2>에 제시하였다.

수령이 자립적인 경제활동을 위축시킨 것처럼 해석될 수도 있을 것이다.

이처럼 관찰되지 않은 가구의 이질성(heterogeneity)에 의해 추정의 편의가 발생하는 문제가 있더라도, 공적이전소득의 수령에 영향을 미치는 관찰 불가능한 특성이 시점에 따라 안정적이라면 패널자료를 이용하여 이러한 편의를 통제할 수 있다. 재정패널은 현재 1, 2차 연도의 두 시점에서 같은 가구가 조사되었으므로, 다시점 자료를 이용한 패널분석법의 적용이 가능하다.

앞의 식 (1)에서 잔차  $\epsilon_{it}$ 가 아래 식 (2)와 같이 분해된다고 가정하자.

$$\epsilon_{it} = \alpha_i + u_{it} \quad (2)$$

여기서  $\alpha_i$ 는 관찰된 설명변수들( $X_{it}$ )에 의해 통제되지 않는 가구  $i$  고유의 영속적인 이질성을 나타내고,  $u_{it}$ 는 가구  $i$ 의 시점  $t$ 에서의 임시적인 교란요인을 반영하는 나머지 부분이다. 고정효과(fixed effect) 패널분석법은  $\alpha_i$ 를 가구  $i$ 에게 고유한 상수라고 가정하여, 동일한 가구  $i$ 의 상이한 시점 관측치들을 일계차분(first-differencing)하거나 평균차분(mean-differencing)함으로써 내생성을 유발하는  $\alpha_i$ 를 소거한다.

가령 식 (2)를 식 (1)에 대입하여 얻은 식 (3)과 식 (3)을 다른 시점  $t-1$ 에 관찰된 자료로 추정하는 식 (4)을 일계차분하면 식 (5)와 같이 가구  $i$  고유의 시간불변적인 이질성  $\alpha_i$ 가 제거된 모형을 얻게 되는 것이다.

$$y_{it} = \beta_0 + m_{it}\beta_1 + X_{it}\beta_2 + (\alpha_i + u_{it}) \quad (3)$$

$$y_{it-1} = \beta_0 + m_{it-1}\beta_1 + X_{it-1}\beta_2 + (\alpha_i + u_{it-1}) \quad (4)$$

$$y_{it} - y_{it-1} = (m_{it} - m_{it-1})\beta_1 + (X_{it} - X_{it-1})\beta_2 + (u_{it} - u_{it-1}) \quad (5)$$

이제 패널자료로 식 (5)의 고정효과 모형을 추정함으로써  $\beta_1$ 의 일치추정량을 얻는데 필요한 가정은  $Cov(m_{it} - m_{it-1}, u_{it} - u_{it-1}) = 0$ 이 되는데, 이는 공적이전소득의 시점 간 변동과 가구 경제활동의 일시적 교란요인의 시점 간 변동이 체계적으로 관련되어 있지는 않다는 것을 의미한다.<sup>3)</sup>

본 연구에서는 위와 같은 고정효과 모형을 이용하여 개별 가구의 관찰되지 않은 이질성을 통제한 후에 추정되는  $\hat{\beta}_1$ 을 공적소득이전에 의한 가구 수준의 행태적 반응 효과의 추정치로 삼을 것이다. 아래에서는 재정패널 1, 2차 조사에서 보고된 2007년과 2008년의 공적이전소득 및 여러 가지 가구 경제활동 변수들(2005년 불변가격으로 환산)을 이용한 고정효과 패널분석의 결과들을 차례로 소개한다.

## IV. 분석결과

이 장에서는 공적이전소득의 수령가구에 나타난 행태적 반응을 반영하는 경제활동 변수를 가구소득, 사적소득이전, 가구노동공급, 가구지출 순으로 분석한 고정효과 모형 추정 결과를 보고한다. 각 경제활동 변수에 영향을 미친 공적이전소득을 총액이라는 단일 설명변수로 놓고 분석한 결과와 이를 국민기초생활보장 수급액, 고령층 대상 공적이전소득(기초노령연금 등), 기타 공적이전소득(농어업 정부 보조금, 자녀 양육지원금 등), 유가환급금 수령액이라는 4개의 설명변수로 나누어 각 프로그램의 효과를 비교·분석한 결과를 함께 제시할 것이다.<sup>4)</sup>

- 3) 이를 앞서 식 (1)의 모형을 추정하여  $\beta_1$ 의 일치추정량을 얻기 위해 필요한 가정인  $Cov(m_{it}, \epsilon_{it}) = 0$ , 즉  $Cov(m_{it}, \alpha_i + u_{it}) = 0$ 과 비교해보면 상대적으로 약한 가정이라고 볼 수 있다. 왜냐하면, 공적이전소득이 가구 경제활동의 일시적인 교란요인과는 무관하여  $Cov(m_{it}, u_{it}) = 0$ 가 성립하더라도, 공적소득이전이 가구 고유의 이질적인 특성과 무관하게 일어난다고 보는  $Cov(m_{it}, \alpha_i) = 0$ 까지 성립한다고 보기는 어렵기 때문이다.
- 4) 종속변수와 설명변수에 모두 자연로그를 취한 비선형모형을 사용하여 추정계수를 통해 탄력성을 측정하는 방법을 택할 수 있었으나, 공적이전소득을 4개의 프로그램별 내역으로 나눈 설명변수들을 동시에 대입하여 추정계수를 비교해 보기 위해 종속변수와 설명변수들을 모두 수준(level) 변수 그대로 사용하는 선형모형을 채택하였다. 따라서 추정계수의 해석은 설명변수 1% 증가에 대해 종속변수가 몇 % 변화하는지가 아니라 설명변수 1단위(원) 증가에 대해 종속변수가 몇 단위(원) 변화하는지가 될 것이다.

## 1. 가구소득의 변화

### 가. 공적이전소득 총액과 가구소득의 변화

먼저 공적이전소득이 다른 해보다 늘어났을 때 그 가구의 시장소득(공적이전소득을 제외한 소득)은 어떻게 달라지는지를 가구 고정효과 모형을 추정하여 살펴보자. <표 3>의 (1)열은 공적이전소득 총액이 1만원 늘어났을 때 가구시장소득이 약 1만2천원 줄어들어 상당히 큰 음의 상관성을 보여준다. (2)열부터 (5)열까지 소득 구성항목별로 공적이전소득의 증대에 따른 영향을 분석한 결과, 공적이전소득이 1만원 증가할 때 해당 가구의 근로소득이 약 4천원 줄고, 사업소득이 약 5천원 줄어든 것으로 나타나, 경제활동에 의한 소득(earning)이 뚜렷하게 반응한 것을 알 수 있다. 근로소득의 감소는 근로유인이 약화된 것으로 해석할 수 있고, 사업소득의 감소 또한 우리나라의 높은 자영업자 비중과 그 영세성을 감안할 때 공적이전소득이 늘어나면서 자영업 활동의 적극성이 약해진 것으로 이해할 수 있다.<sup>5)</sup> 임대소득과 이자·배당소득은 각각 부동산과 금융자산으로부터 얻어진다는 속성상 가구 순자산과 높은 상관성을 보였으나, 공적이전소득의 변화에 따라 조정되는 모습을 보이지는 않았다.

<표 3> 공적이전소득 총액과 가구소득의 변화

구분	(1) 가구시장소득	(2) 가구근로소득	(3) 가구사업소득	(4) 가구임대소득	(5) 가구이자·배당소득
총 가구원 수	263.784*** (76.580)	187.933*** (49.896)	-14.079 (58.327)	11.307 (17.109)	4.826 (17.270)
취업 가구원 수	642.188*** (76.921)	710.413*** (50.118)	86.223 (58.587)	-27.210 (17.185)	-17.837 (17.347)
유소득 가구원 수	229.552*** (68.853)	224.547*** (44.862)	-95.608* (52.442)	13.328 (15.383)	21.289 (15.528)

5) 물론 모형에서 고려되지 않은 다른 요인에 의한 결과일 가능성도 배제할 수는 없다. 예컨대 2007년에 비해 2008년에 거시적 경제상황이 좋지 못하여 근로소득이나 사업소득이 저조하였는데, 때마침 공적소득이전 프로그램이 2008년에 확대되어, 마치 공적이전소득이 자립적 경제활동의 유인을 줄인 것처럼 나타났을 수도 있다. 참고로 김희삼(2010)은 거시경제적 상황 변화에 의한 영향은 가구별로 체계적인 차이가 없다는 가정 하에 이중차감모형을 사용하여 기초노령연금 수령가구와 비수령가구의 2007년과 2008년 근로소득을 비교하였는데, 기초노령연금 수령가구에서 근로소득의 감소가 상대적으로 컸다는 결과가 나타났다. 하지만, 이 경우에도 이중차감모형의 기본 가정과 달리 경기침체가 임시·일용직과 영세자영업자 등 취약계층의 고용 및 소득에 더 큰 타격을 주었고, 취약계층이 기초노령연금 수령가구에 더 많았다면, 발견된 사실이 반드시 기초노령연금에 대한 행태적 반응이라고 단정하기는 어려울 수 있다.

구분	(1) 가구시장소득	(2) 가구근로소득	(3) 가구사업소득	(4) 가구임대소득	(5) 가구이자·배당소득
주택 보유 여부	79.549 (123.451)	-54.819 (80.434)	86.832 (94.026)	105.170*** (27.581)	72.208** (27.840)
보유 차량 수	115.722 (73.365)	53.009 (47.801)	25.383 (55.878)	23.185 (16.391)	9.817 (16.545)
월평균 가구지출액	2.249*** (0.334)	0.719*** (0.218)	0.468* (0.254)	0.241*** (0.075)	-0.249*** (0.075)
가구 순자산	-4.107*** (1.423)	0.519 (0.927)	-9.544*** (1.084)	2.913*** (0.318)	9.191*** (0.321)
공적이전소득 총액	-1.195*** (0.301)	-0.427** (0.196)	-0.514** (0.229)	-0.019 (0.067)	-0.012 (0.068)
상수항	1,209.209*** (405.824)	605.866** (264.415)	730.775** (309.095)	-150.690* (90.667)	-89.254 (91.521)
관측치 수 (가구 수)	8,792 (4,396)	8,792 (4,396)	8,792 (4,396)	8,792 (4,396)	8,792 (4,396)
R <sup>2</sup> (가구 내, 가구 간, 전체)	0.0656, 0.3248, 0.2924	0.1150, 0.1858, 0.1805	0.0218, 0.0004, 0.0000	0.0263, 0.0352, 0.0323	0.1588, 0.1035, 0.1128
F ratio	13.95***	25.84***	4.44***	5.38***	37.54***

주: 1) 이하 모든 회귀분석 결과표는 표에서는 생략한 지역(16개 시·도) 변수가 통제된 가구 고정효과 모형(fixed effect) 모형의 추정 결과임.

2) 가구 순자산은 천만원 단위이며, 다른 금액 변수는 만원 단위임.

## 나. 공적이전소득 내역과 가구소득의 변화

이제 공적이전소득을 총액 대신 내역별로 나누어 설명변수로 투입한 고정효과 모형에서 가구의 시장소득 및 소득 구성항목의 변화를 살펴보자. 이를 통해 구체적으로 어떤 공적소득이전 프로그램이 어떤 소득활동의 변화에 주로 영향을 주었는지를 파악할 수 있을 것이다. <표 4>의 (1)열을 보면, 시장소득 총액에 가장 큰 영향을 미친 공적소득이전은 기초노령연금 등 고령층 대상 이전소득과 유가환급금이었으며, 추정계수의 크기로는 유가환급금이 두드러졌다. (2)열부터 소득 구성항목별로 나누어 보면, 고령층에 대한 공적이전소득은 가구근로소득과의 역의 상관관계에서 통계적 유의성이 높았고, 유가환급금은 가구사업소득과의 역의 상관관계가 뚜렷하였다.

&lt;표 4&gt; 공적이전소득 내역과 가구소득의 변화

구분	(1) 가구시장소득	(2) 가구근로소득	(3) 가구사업소득	(4) 가구임대소득	(5) 가구이자·배당소득
총 가구원 수	280.518*** (76.358)	189.974*** (49.919)	-2.000 (58.232)	11.649 (17.129)	4.044 (17.288)
취업 가구원 수	653.436*** (77.312)	702.716*** (50.543)	106.794* (58.960)	-27.809 (17.343)	-18.751 (17.504)
유소득 가구원 수	262.193*** (69.997)	244.860*** (45.760)	-94.007* (53.381)	15.557 (15.702)	20.146 (15.848)
주택 보유 여부	95.000 (123.036)	-54.217 (80.435)	99.796 (93.830)	105.376*** (27.600)	71.397** (27.857)
보유 차량 수	142.443* (73.224)	59.961 (47.870)	39.982 (55.842)	24.125 (16.426)	8.465 (16.579)
월평균 가구지출액	2.460*** (0.335)	0.753*** (0.219)	0.611** (0.255)	0.247*** (0.075)	-0.261*** (0.076)
가구 순자산	-4.311*** (1.418)	0.480 (0.927)	-9.675*** (1.082)	2.907*** (0.318)	9.202*** (0.321)
기초생보 수급액	-0.575 (0.521)	-0.348 (0.340)	-0.123 (0.397)	-0.014 (0.117)	-0.005 (0.118)
고령층 공적이전소득	-2.265** (0.878)	-1.492*** (0.574)	-0.027 (0.669)	-0.130 (0.197)	0.015 (0.199)
기타 공적이전소득	-0.686* (0.404)	-0.149 (0.264)	-0.401 (0.308)	0.017 (0.091)	-0.055 (0.092)
유가환급금 수령액	-13.684*** (2.205)	-2.602* (1.442)	-8.787*** (1.682)	-0.357 (0.495)	0.648 (0.499)
상수항	1,082.602*** (404.919)	586.215** (264.716)	644.784** (308.800)	-153.717* (90.833)	-83.256 (91.678)
관측치 수 (가구 수)	8,792 (4,396)	8,792 (4,396)	8,792 (4,396)	8,792 (4,396)	8,792 (4,396)
R <sup>2</sup> (가구 내, 가구 간, 전체)	0.0733, 0.3367, 0.3038	0.1164, 0.1891, 0.1837	0.0275, 0.0000, 0.0003	0.0266, 0.0353, 0.0324	0.1592, 0.1033, 0.1129
F ratio	13.84***	23.04***	4.94***	4.77***	33.10***

주: 가구 순자산은 천만원 단위이며, 다른 금액 변수는 만원 단위임.

## 2. 사적소득이전의 변화

### 가. 공적이전소득 총액과 사적소득이전의 변화

공적이전소득의 증가가 해당 가구의 사적소득이전 수입에 미친 효과는 <표 5>의 (1)열에 추정되어 있다. 공적이전소득 1만원 증가에 대해 사적소득이전 수입액은 약

1천원 감소한 것으로 나타났다. 이 결과는 우리나라에서 공적소득이전에 의한 사적 소득이전의 구축이 존재한다는 점을 재확인시켜 준다. 그런데 주로 고령층 가구 표본을 사용한 선행연구(김희삼[2006, 2008, 2010] 등)에서 공적이전소득 1만원 증가에 대해 사적이전소득이 대체로 5천원 이상 감소하는 것으로 추정되었던 결과에 비하면, 재정패널 데이터에서 나타난 구축 효과는 상대적으로 작은 크기라고 할 수 있다. 물론 우리나라의 가구 간 소득이전이 주로 비동거 자녀로부터 노부모 가구에게로 일어난다는 점(김희삼[2006], Kim[2010])을 고려할 때, 사적소득이전이 생활비의 중요한 부분을 차지하는 고령층 가구 표본을 사용할 때 구축효과가 보다 뚜렷하게 나타나는 것은 놀라울 것이 없다. 참고로 (2)열과 (3)열에서는 각각 사적소득이전 지출액과 사적소득이전 순수입액(=수입액-지출액)을 종속변수로 하여 공적이전소득의 영향을 추정해 보았으나, 유의미한 효과가 발견되지는 않았다.

<표 5> 공적이전소득 총액과 사적소득이전의 변화

구분	(1) 사적소득이전 수입액	(2) 사적소득이전 지출액	(3) 사적소득이전 순수입액
총 가구원 수	-44.513*** (9.976)	-258.878*** (17.043)	214.365*** (19.226)
취업 가구원 수	-73.144*** (10.020)	11.246 (17.119)	-84.390*** (19.311)
유소득 가구원 수	57.272*** (8.969)	2.608 (15.323)	54.664*** (17.286)
주택 보유 여부	7.191 (16.082)	-6.350 (27.474)	13.541 (30.993)
보유 차량 수	-2.774 (9.557)	30.805* (16.327)	-33.579* (18.419)
월평균 가구지출액	0.058 (0.043)	0.070 (0.074)	-0.012 (0.084)
가구 순자산	0.133 (0.185)	-0.828*** (0.317)	0.961*** (0.357)
공적이전소득 총액	-0.105*** (0.039)	-0.019 (0.067)	-0.085 (0.076)
상수항	170.889*** (52.866)	747.505*** (90.316)	-576.616*** (101.884)
관측치 수 (가구 수)	8,792 (4,396)	8,792 (4,396)	8,792 (4,396)
R <sup>2</sup> (가구 내, 가구 간, 전체)	0.0195, 0.0672, 0.0562	0.0555, 0.0001, 0.0005	0.0367, 0.0047, 0.0020
F ratio	3.96***	11.69***	7.57***

주: 가구 순자산은 천만원 단위임.

## 나. 공적이전소득 내역과 사적소득이전의 변화

<표 6>은 공적이전소득을 내역별로 나누어 사적소득이전에 미친 영향을 추정한 결과이다. 예상할 수 있었던 바대로, 사적소득이전은 고령층 대상 공적이전소득의 증가에 가장 크게 영향을 받았는데, 가령 기초노령연금의 도입으로 1만원의 추가소득이 발생하였을 때 사적이전소득은 약 5천원(순수입은 약 4천5백원) 감소한다는 것을 보여준다.<sup>6)</sup> 고령층 공공부조 이외의 다른 공적이전소득은 사적소득이전 수입액과 통계적으로 유의한 영향을 나타내지 않았다. 다만 유가환급금은 비동거가족에 대한 사적소득이전 지출액을 줄이는 효과를 나타냈는데, 조사대상가구로부터 사적소득이전을 받은 대상에 대한 정보가 없으므로 그 이유를 직접 파악하기는 어렵다.<sup>7)</sup>

<표 6> 공적이전소득 내역과 사적소득이전의 변화

구분	(1) 사적소득이전 수입액	(2) 사적소득이전 지출액	(3) 사적소득이전 순수입액
총 가구원 수	-44.713*** (9.974)	-257.693*** (17.057)	212.980*** (19.239)
취업 가구원 수	-77.266*** (10.098)	12.739 (17.270)	-90.005*** (19.479)
유소득 가구원 수	63.792*** (9.143)	4.011 (15.636)	59.782*** (17.636)
주택 보유 여부	6.413 (16.071)	-5.120 (27.484)	11.533 (30.999)
보유 차량 수	-1.691 (9.564)	32.699** (16.357)	-34.390* (18.449)
월평균 가구지출액	0.058 (0.044)	0.087 (0.075)	-0.029 (0.084)
가구 순자산	0.131 (0.185)	-0.844*** (0.317)	0.975*** (0.357)
기초생보 수급액	-0.080 (0.068)	-0.015 (0.116)	-0.066 (0.131)
고령층 공적이전소득	-0.488*** (0.115)	-0.042 (0.196)	-0.447** (0.221)
기타 공적이전소득	-0.040 (0.053)	0.032 (0.090)	-0.072 (0.102)

6) 이 추정치는 국민노후보장패널 자료의 고령 가구 표본을 이용하여 고정효과 모형으로 기초노령연금의 사적소득이전 수입의 구축효과를 측정한 김희삼(2010)의 추정치(-0.585)에 근접한 것이다.

7) 그런데 이는 유가환급금이 저소득 취업자를 대상으로 하였음을 감안하면 발생할 수 있는 현상으로 보인다. 만약 유가환급금 수령가구로부터 사적소득이전을 받던 비동거가족 역시 유가환급금 수령대상이었을 가능성이 높다면, 유가환급금이 사적소득이전의 절박성을 일시적으로 일부나마 덜어주었을 개연성도 있기 때문이다.

구분	(1) 사적소득이전 수입액	(2) 사적소득이전 지출액	(3) 사적소득이전 순수입액
유가환급금 수령액	-0.153 (0.288)	-0.968** (0.493)	0.816 (0.556)
상수항	170.773*** (52.890)	738.581*** (90.450)	-567.807*** (102.021)
관측치 수 (가구 수)	8,792 (4,396)	8,792 (4,396)	8,792 (4,396)
R <sup>2</sup> (가구 내, 가구 간, 전체)	0.0224, 0.0656, 0.0556	0.0564, 0.0001, 0.0007	0.0378, 0.0047, 0.0020
F ratio	4.01***	10.44***	6.88***

주: 가구 순자산은 천만원 단위임.

### 3. 가구노동공급의 변화

#### 가. 공적이전소득 총액과 가구노동공급의 변화

공적소득이전은 수급가구의 근로유인에도 영향을 주어 가구원의 노동공급의 변화를 가져올 수 있다. 개인 단위의 노동공급은 근로시간으로 측정하는 경우가 많지만, 행태적 반응을 가구 단위로 분석하는 본고에서는 자료에서 직접 관찰할 수 있었던 취업 가구원 수의 변동으로 가구노동공급의 변화를 측정하였다. 각 가구원의 취업 여부는 모든 소득이 측정된 연도의 연말을 기준으로 조사되었기 때문에, 그 해에 수령한 공적이전소득과 가구노동공급의 인과관계가 전도될 위험은 없는 것으로 판단된다.

<표 7>의 (1)열은 공적이전소득 수령액이 늘어났을 때 해당 가구의 취업 가구원 수가 줄었다는 것을 보여준다. 총 가구원 수와 소득이 있는 가구원 수(공적이전소득 수령자 포함)를 통제된 후에 공적이전소득의 증가가 취업 가구원 수를 줄이는 효과가 있었다는 것은, 공적소득이전이 가구노동공급에 영향을 주었다는 의미로 해석할 수 있다. 그러나 추정계수가 통계적 유의성은 매우 높았지만, 연간 공적이전소득 1천만원 증가에 대해 취업 가구원 수가 약 0.4명 감소하는 것으로 추정되어 취업자 수에 미친 효과의 크기 자체(경제적 유의성)는 작았다.<sup>8)</sup>

8) 이는 크지 않은 규모의 공적소득이전이 주로 근로 여부보다는 근로일수나 근로시간에 영향을 주는 방식으로 노동공급에 영향을 미친다는 것을 발견한 김희삼(2010)의 분석 결과와 부합하는 것으로 볼 수 있다. 이 연구에서는 기초노령연금 수령자의 근로활동 여부를 결정하는 데 미치는 효과는 크기가 작았지만 근로소득에 미

(2)열은 총 가구원 수를 통제하는 대신 총 가구원 중 취업자의 비율을 종속변수로 하였을 때 공적소득이전의 증가가 이 비율에 어떤 영향을 주었는지를 분석한 결과이다. 연간 공적이전소득이 1천만원 늘었을 때 취업자 비율은 약 0.2 감소하는 것으로 나타났는데, 5인 가족 모두 취업자였던 가정에서 연간 공적이전소득이 1천만원 새로 생기면 그 중 1명은 일을 그만두는 셈이다. (3)열에서는 소득이 있는 15세 이상 가구원 중 취업자의 비율을 종속변수로 하고, 총 가구원 수를 통제한 모형을 추정하였는데, 연간 공적이전소득 1천만원 증가에 대해 이 비율은 약 0.3 감소하였다. 그런데 이 결과는 공적이전소득의 증대가 근로유인에 영향을 끼쳐 취업자 수(분자)가 줄어들어 나타날 수도 있지만, 공적이전소득 수령자가 소득 있는 가구원(분모)으로 새로 추가되어 나타나게 되었을 수도 있다. 종합적으로 취업가구원 수와 가구원 중 취업자 비율도 공적이전소득의 증가와 함께 줄어드는 효과가 있었으나, 현금지원의 평균적 규모를 고려할 때 반응 효과의 크기는 작았다고 볼 수 있다.

&lt;표 7&gt; 공적이전소득 총액과 가구노동공급의 변화

구분	(1) 취업 가구원 수	(2) 총 가구원 수 대비 취업 가구원 수 비율	(3) 유소득 가구원 수 대비 취업 가구원 수 비율
총 가구원 수	0.037** (0.015)		-0.011 (0.010)
유소득 가구원 수	0.524*** (0.011)	0.145*** (0.005)	
주택 보유 여부	0.040 (0.024)	0.011 (0.012)	0.030* (0.017)
보유 차량 수	0.055*** (0.014)	0.011 (0.007)	0.022** (0.010)
월평균 가구지출액	0.058 (0.066)	-0.050 (0.032)	-0.050 (0.045)
가구 순자산	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
공적이전소득 총액	-0.382*** (0.059)	-0.183*** (0.029)	-0.290*** (0.040)
상수항	0.089 (0.080)	0.300*** (0.036)	0.816*** (0.056)
관측치 수 (가구 수)	8,792 (4,396)	8,792 (4,396)	8,724(4,396)
R <sup>2</sup> (가구 내, 가구 간, 전체)	0.3638, 0.4017, 0.3971	0.1516, 0.0134, 0.0190	0.0188, 0.0086, 0.0086
F ratio	119.11***	39.10***	4.12***

주: 월평균 가구지출액, 가구 순자산, 연간 공적이전소득 총액은 천만원 단위임.

치는 영향은 상대적으로 뚜렷하게 나타났다.

## 나. 공적이전소득 내역과 가구노동공급의 변화

<표 8>은 공적이전소득이 가구노동공급에 미친 영향을 공적이전소득의 내역별로 분석한 결과이다. 기초노령연금 등 고령층 대상 공적이전소득이 취업 가구원 수의 감소에 가장 두드러진 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 국민기초생활보장급여나 농어업 보조금, 자녀양육지원금 등 기타 공적이전소득도 가구원의 취업을 다소 줄이는 효과가 있었다. 반면 유가환급금은 취업 가구원 수를 줄이는 효과가 없었고 오히려 양의 상관관계를 나타냈다.<sup>9)</sup>

<표 8> 공적이전소득 내역과 가구노동공급의 변화

구분	(1) 취업 가구원 수	(2) 총 가구원 수 대비 취업 가구원 수 비율	(3) 유소득 가구원 수 대비 취업 가구원 수 비율
총 가구원 수	0.033** (0.015)		-0.011 (0.010)
유소득 가구원 수	0.535*** (0.011)	0.149*** (0.005)	
주택 보유 여부	0.034 (0.024)	0.009 (0.012)	0.028* (0.017)
보유 차량 수	0.054*** (0.014)	0.011 (0.007)	0.024** (0.010)
월평균 가구지출액	0.022 (0.066)	-0.058* (0.032)	-0.056 (0.045)
가구 순자산	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
기초생보 수급액	-0.292*** (0.102)	-0.172*** (0.050)	-0.233*** (0.070)
고령층 공적이전소득	-1.680*** (0.170)	-0.618*** (0.084)	-1.074*** (0.114)
기타 공적이전소득	-0.257*** (0.079)	-0.117*** (0.039)	-0.171*** (0.054)

9) 2008년 6월 '고유가 극복 종합대책'의 일환으로 발표되어 그 해 10월부터 신청을 받았던 유가환급금이 근로소득자의 경우 전년도의 총 급여액이 3,600만원 이하 또는 종합소득금액 2,400만원 이하인 동시에 2008년 1월 1일부터 12월 31일의 기간 중 근로를 제공한 사실이 있어야 신청자격이 주어졌다는 점을 고려하면, 재정패널 2차 조사 자료에서 2008년 말을 기준으로 조사된 취업 여부에 유가환급금이 부정적인 영향을 끼치지 않을 것으로 짐작할 수 있다.

구분	(1) 취업 가구원 수	(2) 총 가구원 수 대비 취업 가구원 수 비율	(3) 유소득 가구원 수 대비 취업 가구원 수 비율
유가환급금 수령액	1.434*** (0.431)	0.140 (0.213)	0.043 (0.294)
상수항	0.106 (0.079)	0.301*** (0.035)	0.824*** (0.055)
관측치 수 (가구 수)	8,792 (4,396)	8,792 (4,396)	8,724 (4,396)
R <sup>2</sup> (가구 내, 가구 간, 전체)	0.3750, 0.4414, 0.4331	0.1577, 0.0175, 0.0235	0.0308, 0.0219, 0.0220
F ratio	109.29***	35.60***	5.95***

주: 모든 금액은 천만원 단위임.

#### 4. 가구지출의 변화

##### 가. 공적이전소득 내역과 가구지출 총액의 변화

공적이전소득의 증가는 가처분소득의 외생적인 증가를 의미하므로, 가구지출에도 영향을 줄 수 있다. 그런데 공적소득이전 프로그램은 사업에 따라 지급대상과 목적이 상이하므로 가구지출에 미친 효과는 공적이전소득 총액 대신 내역별로 살펴보는 것이 나을 것이다. <표 9>의 (1)열을 보면 공적이전소득 중에서 가구지출에 대한 영향은 유가환급금에서만 뚜렷하게 나타났다. 가령 유가환급금 수령액이 10만원이었을 경우 가구지출액은 8만원 남짓 늘었다는 것을 보여준다. 예상할 수 있는 바와 같이, 가구 순자산과 가구 시장소득이 많아졌을 때 가구지출액도 늘어났다.

(2)열에서는 시장소득을 내역별로 나누고, (3)열에서는 순자산 대신 금융자산, 부동산자산, 부채를 설명변수로 이용해 보았다. 소득 항목 중에서는 임대소득이, 자산 중에서는 부동산이 가구지출액에 뚜렷한 영향을 미쳤다. 부동산이 우리나라 가계의 보유자산 중 약 8할을 차지하는 점을 감안할 때, 주택경기에 따른 자산효과(wealth effect)가 가계소비에 영향을 주는 경로가 반영된 것으로 보인다.

&lt;표 9&gt; 공적이전소득 내역과 가구지출 총액의 변화

종속변수: 월평균 가구지출액	(1)	(2)	(3)
총 가구원 수	20.406*** (3.420)	20.798*** (3.422)	20.801*** (3.423)
취업 가구원 수	-2.086 (3.500)	-2.319 (3.568)	-2.248 (3.570)
유소득 가구원 수	6.404** (3.147)	6.869** (3.154)	6.866** (3.154)
주택 보유 여부	13.584** (5.522)	13.458** (5.535)	12.995** (5.548)
보유 차량 수	15.937*** (3.281)	16.015*** (3.283)	16.089*** (3.287)
가구 순자산	0.252*** (0.064)	0.335*** (0.069)	
금융자산			0.453 (0.334)
부동산자산			0.312*** (0.074)
부채			-0.515*** (0.178)
가구 시장소득	0.005*** (0.001)		
가구 근로소득		0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)
가구 사업소득		0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)
가구 임대소득		0.014*** (0.003)	0.014*** (0.003)
가구 이자·배당소득		-0.013*** (0.003)	-0.013*** (0.003)
기초생보 수급액	0.024 (0.023)	0.023 (0.023)	0.023 (0.023)
고령층 공적이전소득	-0.013 (0.039)	-0.015 (0.039)	-0.014 (0.039)
기타 공적이전소득	-0.001 (0.018)	-0.004 (0.018)	-0.004 (0.018)
유가환급금 수령액	0.821*** (0.099)	0.804*** (0.099)	0.806*** (0.099)
상수항	15.507 (18.197)	17.308 (18.223)	17.843 (18.248)
관측치 수 (가구 수)	8,792 (4,396)	8,792 (4,396)	8,792 (4,396)
R <sup>2</sup> (가구 내, 가구 간, 전체)	0.0601, 0.2392, 0.2110	0.0601, 0.2210, 0.1956	0.0604, 0.2162, 0.1915
F ratio	11.18***	9.97***	9.35***

주: 가구순자산(금융자산, 부동산자산, 부채)은 천만원 단위이며, 나머지 금액 변수는 만원 단위임.

## 나. 공적이전소득 내역과 가구지출 내역의 변화

<표 10>은 가구지출을 내역별로 나누어 각 항목의 지출에 공적이전소득이 종류별로 어떤 영향을 주는지 분석한 결과이다. 가계의 가구원 수와 소득 및 자산 외에도 총 지출 규모에 따라 항목별 지출 안배가 달라질 수 있기 때문에 가구지출액을 추가로 통제하였다. 이러한 다른 조건들에 변화가 없다면 고령층 대상 공적이전소득의 증가는 주거비, 담배구입비, 사적이전소득 지출액을 낮추는 효과가 있었다. 유가환급금 수령액은 대부분의 지출 항목에 대해 증가보다는 감소 효과를 나타냈지만, 여행·스포츠·레저 등의 지출은 뚜렷이 증가시키는 효과가 있었다. 다른 공적이전소득과 달리 유가환급금은 일회적 현금지원이었으며 연말과 가까운 시기에 지급된 만큼, 여가와 관련된 지출을 증가시키는 효과가 있었던 것으로 보인다. 한편 공적이전소득을 제외한 가구의 시장소득이 늘어나면 경조사비, 기부금, 사적소득이전 지출, 통신장비 구입, 식료품 및 외식비, 통신비, 문화생활비 등이 늘어나는 것으로 나타났다.<sup>10)</sup>

&lt;표 10&gt; 공적이전소득 내역과 가구지출 내역의 변화

구분	(1) 월평균 주거비	(2) 월평균 식료품 및 외식비	(3) 월평균 주류비	(4) 월평균 담배구입비	(5) 월평균 통신비	(6) 월평균 문화생활비	(7) 연간여행· 스포츠· 레저비
총 가구원 수	0.889*** (0.329)	2.285** (1.035)	-0.006 (0.224)	0.259** (0.109)	1.494*** (0.267)	0.090 (0.278)	20.533*** (5.283)
취업 가구원 수	-0.391 (0.335)	1.094 (1.055)	-0.001 (0.228)	0.175 (0.112)	0.027 (0.272)	0.174 (0.283)	-3.875 (5.385)
유소득 가구원 수	-0.081 (0.302)	1.508 (0.949)	0.265 (0.205)	0.996 (0.100)	0.403 (0.245)	-0.217 (0.255)	2.614 (4.844)
주택 보유 여부	0.893* (0.529)	3.232* (1.665)	-0.190 (0.360)	-0.106 (0.176)	0.149 (0.430)	0.091 (0.447)	-25.251*** (8.501)
보유 차량 수	-0.017 (0.315)	-0.516 (0.991)	-0.021 (0.214)	0.187* (0.105)	0.494* (0.256)	0.171 (0.266)	3.458 (5.061)
월평균 가구지출액	0.011*** (0.001)	0.068*** (0.005)	0.005*** (0.001)	0.000 (0.000)	0.002** (0.001)	0.003** (0.001)	0.260*** (0.023)
가구 순자산	0.017*** (0.006)	-0.023 (0.019)	0.004 (0.004)	0.457 (0.482)	0.009* (0.005)	0.006 (0.005)	-0.227** (0.098)

10) 각 항목의 재화나 서비스가 사치재인지 필수재인지 분석하기 위해서는 소득의 제곱항을 추가해 볼 수 있을 것이나, 본고의 주된 목적이 아니므로 시도하지 않았다.

구분	(1) 월평균 주거비	(2) 월평균 식료품 및 외식비	(3) 월평균 주류비	(4) 월평균 담배구입비	(5) 월평균 통신비	(6) 월평균 문화생활비	(7) 연간여행· 스포츠· 레저비
가구 시장소득	0.021 (0.065)	0.657*** (0.205)	-0.191*** (0.044)	0.003** (0.002)	0.268*** (0.053)	0.188*** (0.055)	1.719 (1.045)
기초생보 수급액	-0.001 (0.002)	0.003 (0.007)	-0.002 (0.002)	0.001 (0.001)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)	-0.009 (0.036)
고령층 공적이전소득	-0.011*** (0.004)	-0.018 (0.012)	-0.002 (0.003)	-0.004*** (0.001)	-0.003 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.003 (0.061)
기타 공적이전소득	-0.003 (0.002)	-0.003 (0.005)	-0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	0.002 (0.028)
유가환급금 수령액	-0.042*** (0.010)	-0.186*** (0.030)	-0.036*** (0.006)	-0.012*** (0.003)	-0.050*** (0.008)	-0.025*** (0.008)	1.499*** (0.153)
상수항	11.503*** (1.744)	11.985** (5.484)	1.480 (1.185)	1.307** (0.580)	6.499*** (1.416)	5.080*** (1.473)	-73.522*** (27.997)
관측치 수 (가구 수)	8,792 (4,396)	8,792 (4,396)	8,792 (4,396)	8,792 (4,396)	8,792 (4,396)	8,792 (4,396)	8,792 (4,396)
R <sup>2</sup> (가구 내, 가구 간, 전체)	0.0288, 0.1012, 0.0822	0.0722, 0.1518, 0.1375	0.0160, 0.0022, 0.0033	0.0182, 0.0122, 0.0118	0.0317, 0.3905, 0.3314	0.0129, 0.0182, 0.0139	0.0687, 0.0892, 0.0639
F ratio	4.98***	13.07***	2.73***	3.11***	5.51***	2.20***	12.40***

&lt;표 10&gt;의 계속

구분	(8) 연간 통신장비 구입비	(9) 연간 공교육비	(10) 연간 사교육비	(11) 연간 보건의료비	(12) 연간 기부금	(13) 연간 혼인·장례· 이사비	(14) 연간 사적소득이 전 지출액
총 가구원 수	-1.124 (1.644)	64.547*** (13.634)	13.257 (12.635)	21.792 (13.816)	4.902 (5.890)	-127.458** (56.943)	-0.379 (4.088)
취업 가구원 수	2.502 (1.675)	-15.783 (13.895)	-0.458 (12.877)	-28.857** (14.081)	2.034 (6.003)	-52.214 (58.033)	-4.757 (4.166)
유소득 가구원 수	0.415 (1.507)	-15.579 (12.498)	-30.056*** (11.583)	26.563** (12.666)	-6.282 (5.400)	-66.495 (52.202)	8.223** (3.747)
주택 보유 여부	-4.269 (2.645)	45.546** (21.935)	26.637 (20.328)	-15.036 (22.229)	-10.423 (9.476)	-55.080 (91.616)	10.702 (6.577)
보유 차량 수	2.609* (1.575)	4.716 (13.059)	-6.787 (12.102)	14.052 (13.234)	1.467 (5.642)	3.245 (54.544)	5.161 (3.915)
월평균 가구지출액	0.013* (0.007)	0.617*** (0.060)	0.689*** (0.056)	0.331*** (0.061)	0.249*** (0.026)	1.660*** (0.251)	0.061*** (0.018)
가구 순자산	-0.065** (0.031)	-0.202 (0.253)	-0.245 (0.235)	0.253 (0.257)	-0.211* (0.109)	-2.455** (1.057)	0.436*** (0.076)

구분	(8) 연간 통신장비 구입비	(9) 연간 공교육비	(10) 연간 사교육비	(11) 연간 보건의료비	(12) 연간 기부금	(13) 연간 혼인·장례· 이사비	(14) 연간 사적소득이 전 지출액
가구 시장소득	0.896*** (0.325)	4.246 (2.697)	-0.513 (2.499)	-3.473 (2.733)	7.598*** (1.165)	75.672*** (11.262)	3.044*** (0.809)
기초생보 수급액	0.003 (0.011)	0.003 (0.093)	-0.018 (0.086)	0.029 (0.094)	0.004 (0.040)	0.042 (0.388)	0.012 (0.028)
고령층 공적이전소득	-0.004 (0.019)	0.067 (0.157)	0.050 (0.145)	-0.125 (0.159)	0.036 (0.068)	-0.039 (0.654)	-0.132*** (0.047)
기타 공적이전소득	-0.016* (0.009)	0.122* (0.072)	0.019 (0.067)	-0.036 (0.073)	-0.001 (0.031)	0.431 (0.301)	0.005 (0.022)
유가환급금 수령액	-0.173*** (0.048)	-0.204 (0.395)	-1.059*** (0.366)	0.111 (0.400)	-0.263 (0.171)	-2.507 (1.649)	-0.298** (0.118)
상수항	21.347** (8.711)	-130.554* (72.245)	62.098 (66.951)	79.743 (73.213)	-13.699 (31.211)	13.866 (301.741)	56.000** (21.661)
관측치 수 (가구 수)	8,792 (4,396)	8,792 (4,396)	8,792 (4,396)	8,792 (4,396)	8,792 (4,396)	8,792 (4,396)	8,792 (4,396)
R <sup>2</sup> (가구 내, 가구 간, 전체)	0.0144, 0.0127, 0.0097	0.0381, 0.1757, 0.1506	0.0387, 0.1864, 0.1633	0.0115, 0.0142, 0.0102	0.0395, 0.0222, 0.0216	0.0254, 0.0044, 0.0067	0.0210, 0.0705, 0.0565
F ratio	2.46***	6.66***	6.77***	1.95***	6.90***	4.38***	3.61***

주: 가구순자산과 가구 시장소득은 천만원 단위이며, 나머지 금액 변수는 만원 단위임.

## V. 결론

2008년은 기초노령연금이 도입되고, 영유아 보육료 지원이 확대되고, 일회적이었지만 유가환급금이 지급됨으로써, 국제금융위기로 인한 경기침체 상황에서 확대된 공공부조 성격의 공적소득이전 프로그램이 민간에 어떤 행태적 반응을 유도했는지를 관찰할 수 있는 좋은 기회였다. 1~2차 재정패널 자료는 2007년과 2008년에 이루어진 공적이전소득의 수령과 가구 단위의 경제활동을 보고하여 이 주제를 연구하는데 유용한 자료가 될 수 있었다.

이에 본 연구에서는 재정패널 자료를 이용하여 공적이전소득의 수령이 해당 가구의 근로소득·사업소득 등에 반영된 소득활동, 사적이전소득, 노동공급, 지출 등의 경제활동에 어떤 영향을 주었는지를 분석하였다. 관찰되지 않은 가구별 이질성을 통제한 고정효과 패널모형의 분석 결과, 공적이전소득이 전년보다 늘어난 가구에서는

공적이전소득 총액 1만원당 근로소득이 4천원, 사업소득이 5천원 줄었다. 공적소득 이전 중에서는 기초노령연금 등 고령층 대상 현금지원과 유가환급금의 소득활동 축소 효과가 상대적으로 컸던 것으로 나타났다.

또한 공적이전소득 총액 1만원당 사적이전소득은 1천원 감소하는 효과가 있었는데, 기초노령연금 등 고령층 대상 현금지원만 보면 1만원당 사적이전소득을 5천원 줄이는 효과가 있었다. 공적소득이전 수급가구의 취업가구원 수와 가구원 중 취업자 비율도 공적이전소득의 증가와 함께 줄어드는 경향을 보였으나, 그 효과의 절대적 크기는 작았다. 공적소득이전이 가구지출에 미친 영향은 일시적 현금지원인 유가환급금에서 뚜렷했는데, 유가환급금 수령액은 특히 여행·스포츠·레저 등 여가와 관련된 지출을 증가시키는 효과가 있었다.

이처럼 복지성 공적소득이전은 수령가구에 대해 정책당국이 의도하지 않았을 행태적 반응을 초래한 것으로 보인다. 2000년 국민기초생활보장제도가 도입되고, 2008년에 기초노령연금제도가 시행되면서, 복지와 공적소득보장에 대한 민간의 기대치는 상승하고 있으며, 인구구조의 고령화는 복지에 대한 수요를 지속적으로 팽창시키는 요인이 되고 있다. 정부가 제한된 세입을 고려하여 세출의 효율성을 높이지 않으면, 재정 건전성이 위협받을 수 있으며 정책 목표의 달성도 보장될 수 없다. 복지 지출의 효율성을 높이기 위해서는 실수요를 정확히 파악하고 누수구를 막고 전달체계를 개선하는 노력이 중요하지만, 공적이전지출이 수혜자의 어떤 행태적 반응을 유도하는지를 분석하고 제도 설계 및 정비에 이를 반영하는 것도 필요하다. 민간의 행태적 반응을 고려한 제도 재정비를 통해 복지재정지출의 효율성을 높이는 데 본 연구의 분석 결과가 참고가 될 수 있을 것으로 기대한다.

끝으로 공적소득이전에 대한 행태적 반응 분석에서 중요한 주제이지만 본 연구에서 다루지 못한 저축을 향후 연구과제로 남기고자 한다. 가구 단위의 저축이 명시적으로 조사되지 않은 재정패널 자료를 이용할 경우, 가구 순자산의 조사 연도 간 변동을 해당 기간의 저축으로 간주하고 공적이전소득이 저축에 미치는 효과를 분석해 볼 수 있을 것이다. 물론 이 경우에 고정효과 모형과 같은 패널분석을 이용하려면 3시점 이상의 자료가 필요할 것인데, 재정패널 3차 조사 자료가 나오면 이러한 분석이 가능할 것으로 기대한다.

## 참고문헌

- 강성진·전형준, 「사적이전소득의 동기와 공적이전소득의 구축효과에 대한 연구」, 『공공경제』, 제10권 제1호, pp.23~46, 2005.
- 김희삼, 「기초노령연금의 빈곤 감소 효과와 행태적 반응 효과」, 『제3차 국민노후보장패널 학술대회 논문집』, 국민연금연구원, 2010.
- 김희삼, 「노후소득과 자녀의 역할」, 『제1차 국민노후보장패널 학술대회 논문집』, 국민연금연구원, 2008.
- 김희삼, 「인구구조 고령화와 소득이전: 미시적 접근」, 문형표 편, 『인구구조 고령화와 소득이전』, 경제·인문사회연구회 협동연구 총서 06-05-03, 한국개발연구원, 2006. [일역: 「人口構造の高齡化と所得移轉」, 『韓國における高齡化研究のフロンティア』, ミネルヴァ書房, 2009]
- 박인화, 「복지재정 운용실태와 정책과제」, 『예산현안분석』 제35호, 국회예산정책처, 2010.
- 성명재·박기백, 「공적이전소득이 사적이전소득 및 소비구조에 미치는 영향」, 연구보고서 09-01, 한국조세연구원, 2009.
- 성재민, 「한국노동패널조사에서 나타난 사적이전」, 『월간 노동리뷰 15』, 한국노동연구원, pp.75~83, 2006.
- 진재문, 「사회보장 이전과 사적 이전의 관계 분석」, 『사회복지연구』, 제13호, pp.167~199, 1999.
- Cox, Donald and George Jakubson, "The Connection between Public Transfers and Private Interfamily Transfers," *Journal of Public Economics*, 57: 129-167, 1995.
- Cox, Donald and Mark Rank, "Inter vivos Transfers and Intergenerational Exchange," *Review of Economics and Statistics*, 74: 305-314, 1992.
- Cox, Donald, "Motives for Private Income Transfers," *Journal of Political Economy*, 95(3): 508-546, 1987.
- Cox, Donald, Zekeriva Eser, and Emmanuel Jimenez, "Motives for Private Transfers over the Life Cycle," *Journal of Development Economics*, 55: 57-80, 1998.

- Danziger, Sheldon and Robert Haveman, "How Income Transfer Programs Affect Work, Savings, and the Income Distribution: A Critical Review," *Journal of Economic Literature*, 19(3): 975-1028, 1981.
- Du, Y. and A. Park, "The Effects of Social Assistance on Poverty Reduction: Evidence from Household Surveys in Urban China, in paper presented at the international conference on policy perspectives on growth, economic structures and poverty reduction, Beijing, China, 2007.
- Dunn, Thomas A. and John W. Phillips, "The Timing and Division of Parental Transfers to Children," *Economic Letters*, 54: 135-137, 1997.
- Edin, K and L. Lein, *Making Ends Meet*, New York: Russell Sage, 1997.
- Gao, Qin, Fuhua Zhai and Irwin Garfinkel, "How Does Public Assistance Affect Family Expenditures? The Case of Urban China," *World Development*, 38(7): 989-1000, 2010
- Hochguertel, Stefan and Henry Ohlsson, "Compensatory Inter Vivos Gifts," Working Papers in Economics 31, Göteborg University, 2000.
- Jensen, Robert T., "Do Private Transfers 'Displace' the Benefits of Public Transfers? Evidence from South Africa," *Journal of Public Economics*, 88: 89-112, 2003.
- Kang, Sung Jin and Myoung-jae Lee, "Analysis of Private Transfers with Panel Fixed-Effect Censored Model Estimator," *Economic Letters*, 80: 233-237, 2003.
- Kaushal, N, Q. Gao, and J. Waldfogel, "Welfare Reform and Family Expenditures: How Are Single Mothers Adapting to the New Welfare and Work Regime?" *Social Science Review*, 81(3): 369-398, 2007.
- Kim, Hisam, "Parental Investment between Children with Different Abilities," Mimeograph, The University of Wisconsin - Madison, 2005.
- Kim, Hisam, "Intergenerational Transfers and Old-Age Security in Korea," in *The Economic Consequences of Demographic Change in East Asia*, NBER - East Asia Seminar on Economics, Volume 19, Takatoshi Ito and Andrew Rose, editors, University of Chicago Press, 2010.

- Laferrère, Anne and François-Charles Wolff, "Microeconomic Models of Family Transfers" in L.-A. Gerard-Varet, S.-C. Kolm and J. Mercier Ythier (eds.), *Handbook of Giving, Reciprocity and Altruism*, North Holland: Chapter 12, 2004.
- McGarry, Kathleen and Robert F. Schoeni, "Transfer Behavior in the Health and Retirement Study: Measurement and the Redistribution of Resources within the Family," *Journal of Human Resources*, 30: S184-S226, 1995.
- McGarry, Kathleen and Robert F. Schoeni, "Transfer Behavior Within the Family: Results from the Asset and Health Dynamics Study," *Journals of Gerontology*, 52B: 82-92, 1997.
- McGarry, Kathleen, "Inter vivos Transfers and Intended Bequests," *Journal of Public Economics*, 73(3): 321-351, 1999.
- McGarry, Kathleen, "Testing Parental Altruism: Implications of a Dynamic Model," NBER Working Paper, No. 7593, 2000.

<부록>

## 공적이전소득과 경제활동 변수의 선차성 점검

[그림 1]이 공적이전소득과 경제활동 변수의 선차 관계를 제대로 포착한 것인지를 엄밀하게 확인하기는 쉽지 않다. 다만 현재 가용한 두 해 자료를 이용하여 양자의 선차 관계가 [그림 1]에 가까운 것인지, 아니면 그 반대로 공적이전소득이 그 해의 경제활동에 의해 영향(조정)을 받는 관계에 가까운 것인지를 점검해 볼 수는 있을 것이다.

<부표 1>에서는 2008년에 가구가 수령한 공적이전소득이 그 전년도인 2007년에 취득한 시장소득과 같은 해인 2008년에 취득한 시장소득 중 어느 쪽의 영향을 상대적으로 많이 받는지를 살펴보기 위한 목적으로 분석한 회귀모형의 추정 결과이다. 두 해 시장소득 간에는 계열 상관으로 인한 공선성이 존재한다는 점에 크게 신경 쓰지 않고 최대한 단순한 모형으로 양자의 추정계수의 유의성을 중심으로 비교하되, 공적이전소득의 수급에 영향을 줄 수 있는 각 연도의 순자산과 총 가구원 수는 통제 변수로 포함하였다. 추정 결과는 2008년의 공적이전소득이 당해 연도의 시장소득보다는 그 전년도의 시장소득의 영향을 더 강하게 받았다는 것을 보여준다. 특히 대표적인 공적소득이전 프로그램인 국민기초생활보장 급여와 기초노령연금 등 고령층 대상 급여의 경우, 2008년 급여액에 대한 2007년과 2008년의 시장소득의 영향에 차이가 없었다는 귀무가설을 기각할 수 있을 정도로 차이가 나타났다. 이는 대부분의 공적이전소득이 그 전년도의 경제상황을 기준으로 수급자격 및 수급액이 결정되는 현실에 기인한 것으로 보이며, [그림 1]에서 제시한 선차 관계의 근거가 될 정도는 아니지만 이에 부합하는 결과로 판단된다.

<부표 1> 2008년 공적이전소득에 대한 2007년 시장소득과 2008년 시장소득의 상대적 영향

구분	(1) 2008년 공적이전소득 총액			(2) 2008년 기초생활보장급여 수급액			(3) 2008년 고령층 대상 공적이전소득		
	계수	표준오차	t값	계수	표준오차	t값	계수	표준오차	t값
2007년 시장소득	-0.007210	0.001067	-6.75	-0.004101	0.000757	-5.42	-0.002328	0.000321	-7.27
2008년 시장소득	-0.004345	0.000947	-4.59	-0.001571	0.000671	-2.34	-0.001094	0.000284	-3.85
2007년 말 순자산	0.000050	0.000095	0.53	0.000031	0.000067	0.45	0.000008	0.000029	0.27
2008년 말 순자산	-0.000001	0.000107	-0.01	-0.000016	0.000076	-0.21	-0.000021	0.000032	-0.66
2007년 총 가구원 수	-1.700917	4.750499	-0.36	0.857622	3.366757	0.25	-0.385772	1.426209	-0.27
2008년 총 가구원 수	5.465765	4.718529	1.16	-3.110265	3.344100	-0.93	-1.317751	1.416611	-0.93
상수항	75.17659	4.668815	16.10	40.54131	3.308866	12.25	31.52372	1.401686	22.49
H <sub>0</sub> : 시장소득의 영향 2007년 = 2008년	F=2.40 (p값=0.1217)			F=3.72 (p값=0.0539)			F=4.94 (p값=0.0263)		
관측치 수	4,396			4,396			4,396		
R <sup>2</sup>	0.0554			0.0370			0.0775		
F ratio	42.88***			28.14***			61.49***		

참고로 <부표 2>에서는 2008년의 경제활동을 반영하는 가구시장소득이 그 해의 공적이전소득에 의해 받은 영향이 얼마나 큰지를 그 전년도 공적이전소득의 영향과 비교하기 위해 추가로 분석한 결과를 소개하였다. 같은 해에 수령한 공적이전소득이 시장소득, 특히 근로소득에 미친 영향은 매우 뚜렷했으며, 그 전년도 공적이전소득의 영향보다 컸다. 공적이전소득의 수령에 따른 행태적 반응은 그 해뿐 아니라 그 다음 해에도 나타날 수 있지만, 당해 연도의 반응 효과가 더 크다는 것을 보여준다. 따라서 공적이전소득 변수를 설명변수, 그 해의 경제활동 변수를 종속변수로 하여 공적소득이전에 대한 행태적 반응을 분석하려는 시도는 타당성이 있는 것으로 판단된다.

<부표 2> 2008년 시장소득에 대한 2007년 공적이전소득과 2008년 공적이전소득의 상대적 영향

구분	(1) 2008년 시장소득			(2) 2008년 근로소득			(3) 2008년 사업소득		
	계수	표준오차	t값	계수	표준오차	t값	계수	표준오차	t값
2007년 공적이전소득	-1.139141	0.521243	-2.19	-0.752641	0.458898	-1.64	-0.229507	0.330688	-0.69
2008년 공적이전소득	-3.432377	0.420236	-8.17	-2.652000	0.369972	-7.17	-0.745464	0.266607	-2.80
2007년 말 순자산	0.027036	0.002000	13.52	0.008178	0.001761	4.64	0.011932	0.001269	9.40
2008년 말 순자산	0.016596	0.002288	7.25	0.007514	0.002014	3.73	0.004197	0.001451	2.89
2007년 총 가구원 수	-220.4998	101.9388	2.16	-75.89345	89.74613	-0.85	-59.74963	64.67222	-0.92
2008년 총 가구원 수	1029.046	100.7219	10.22	720.7856	88.67478	8.13	267.1865	63.90019	4.18
상수항	400.0213	103.8035	3.85	79.99331	91.38777	0.88	23.97839	65.85521	0.36
Ho: 공적이전소득의 영향 2007년 = 2008년	F=7.16 (p값=0.0075)			F=6.34 (p값=0.0119)			F=0.90 (p값=0.3427)		
관측치 수	4,396			4,396			4,396		
R <sup>2</sup>	0.2748			0.1709			0.0800		
F ratio	277.13***			150.74***			63.62***		

▣ **저출산 대책으로서의 세제 지원에 관한**

**평가:** 다자녀 관련 소득공제, 세액공제, 그리고

아동수당을 중심으로

우석진/명지대 경제학과 교수

▣ **가구의 주택수요능력과 종부세 부담 간의  
상호관계 연구**

노상윤/한국감정원 부동산연구원 책임연구원





## 저출산 대책으로서의 세제 지원에 관한 평가:

다자녀 관련 소득공제, 세액공제, 그리고 아동수당을 중심으로

□ 우석진/명지대 경제학과 교수



## 목 차

I. 서론 .....	129
II. 자녀관련 인적공제 현황 .....	131
III. 자녀관련 인적공제 개편안 .....	133
IV. 자녀관련 인적공제의 효과 실증분석 .....	136
1. 자료 .....	136
2. 개인 소득세 부담 계산 .....	137
3. 소득공제의 효과분석 .....	143
4. 세액공제의 효과분석 .....	147
V. 결론 및 정책적 시사점 .....	148
참고문헌 .....	150



# 저출산 대책으로서의 세제 지원에 관한 평가: 다자녀 관련 소득공제, 세액공제, 그리고 아동수당을 중심으로

우 석 진\*



## 초 록

본 연구는 저출산 대책으로 제안되고 있는 세제를 통한 지원 대책의 실질 혜택을 재정패널 2차년도 자료를 이용하여 산출하였다. 실증분석 결과, 새로마지플랜 2015에서 제시된 다자녀추가공제의 경우 약 4만원 정도의 소득지원 효과에 지나지 않아 공제금액에 비해 실제 지원 효과는 작았다. 또한 지원금액이 소득 상위 분위가 하위 분위에 비해서 커 지원 효과가 매우 역진적이었다. 다자녀추가공제를 폐지하고 환급 가능한 아동세액공제를 시행했을 경우에는 동일한 혜택을 제공하면서도 역진성을 어느 정도 해결할 수 있을 것으로 기대된다.

## I. 서 론

우리나라의 합계출산율은 지난 20년 동안 인구대체수준을 크게 밑돌고 있다. 1970년 약 4.5명이었던 합계출산율은 1980년 2.8명으로 급격히 감소하였다. 1983년 인구대체수준인 2.1명에 도달한 이래 지속적으로 하락하여 1990년 1.6명, 2000년 2.5명으로 감소하였다. 특히 IMF 경제위기 이후 합계출산율은 급락하여 2000년대에는 1.1명이라는 초저출산 현상이 지속되고 있고, 2005년에는 1.08명을 기록하면서 세계 최저수준에 이르렀다. 이러한 저출산 현상은 인구규모를 감소시킬 뿐만 아니라, 생산인구의 감소, 고령화 촉진 등을 통해 사회적, 경제적 비용의 증가를 가져오는 등 심각한 문제를 가져올 것으로 예상되고 있다.

\* 명지대 경제학과 교수

2005년 저출산·고령사회기본법이 제정되고, 2006년 ‘저출산 고령사회기본계획(새로마지플랜 2010)’이 발표된 이후 중앙정부와 지방자치단체 차원의 다양한 저출산 대응정책이 도입되었다. 최근에는 이를 개정한 새로마지 플랜 2015 ‘제2차 저출산, 고령사회 기본계획’이 발표되었다(보건복지부, 2010). 특히 세제 측면에서는 다자녀추가공제를 현행 50만원(셋째 이상 100만원)에서 2배로 확대한 100만원(셋째 이상 200만원)으로 확대하였다.

한편, 0세~1세를 대상으로 기도입된 양육수당 외에 보편적 아동수당제도를 도입을 주장하는 연구도 있고(이선주 외(2001), 조애저 외(2000), 새로마지플랜 2010(2006)), 발의된 법안들도 있다.<sup>1)</sup> 안에 따라 차이는 있으나 대체로 일정한 소득, 연령, 자녀수 제한 하에 월 5~10만원을 지급하는 것을 제시하고 있다.

우리나라에 아직 도입되어 있지는 않지만 위의 소득공제제도, 아동수당과 경쟁할 수 있는 제도로써 아동세액공제(child tax credit)을 들 수 있다. 이미 미국, 영국, 캐나다(퀘벡)를 비롯한 많은 선진국에서 자녀수에 따른 세액공제 제도가 도입되어 있다. 아동세액공제가 출산에 미치는 효과는 연구에 따라 다소 차이는 있지만 완결 혹은 합계출산율을 상승시키는 것으로 알려져 있다((D’Addio와 Mira d’Ercole(2005), Milligan(2000), Whittington 외(1990)). 우리나라에 대한 연구들 중에서 아동세액공제 도입의 효과를 긍정적인 것으로 보고 도입을 제안한 연구들도 있다(민희철 외(2007), 이상신(2009)).

본 연구는 저출산대책으로서 제시되고 있는 소득공제, 세액공제, 아동수당을 비교, 분석하는 것이 목적이다. 이를 위해 한국조세연구원의 재정패널 2차년도 자료를 이용하여 소득공제와 세액공제 하에서 실질적인 지원금액을 소득분위별로 산출하여 이를 보편적 아동수당 제도와 비교하였다. 특히, 소득공제의 경우 양육부모가 직면하고 있는 한계세율에 따라 지원효과가 달라지기 때문에 자녀수와 소비 및 자산축적 결정에 따른 다른 소득공제와 함께 분석하여야만 한다.

분석결과, 새로마지플랜 2015에서 제시된 다자녀추가공제의 경우 약 4만원 정도의 소득지원 효과에 지나지 않아 공제금액에 비해 실제 지원 효과는 작았다. 또한 지원금액이 소득 상위 분위가 하위 분위에 비해서 커 지원 효과가 매우 역진적이었다. 예컨대 소득 10분위의 실질 지원금액이 소득 2분위의 지원 효과에 비해 51

---

1) 양승조 의원과 광정숙 의원은 아동복지법 일부개정법률안을, 이낙연 의원과, 김우남 의원은 아동수당법 제정안을 제시하였다. 발의 의원에 따라 다소 차이는 존재한다.

배를 웃돌았다. 다자녀추가공제 폐지하고 환급가능한 아동세액공제를 시행했을 경우에는 혜택이 소득 하위 분위에게도 연간 10만원 유사한 수준으로 돌아갔다. 아동수당과 세액공제는 모두 소득효과를 통해서 노동공급을 줄이는 효과가 있다. 하지만, 아동세액공제가 근로장려세제(EITC)와 결합될 경우 세제를 이용한 지원이라는 점에서 세수기반을 확대하는 동시에 노동공급을 장려할 수 있다는 장점이 있는 것으로 분석되었다

글의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 자녀와 관련된 인적공제의 현행 제도를 살펴보고 과거와 비교하여 얼마나 변하였는지를 살펴보았다. 3장에서는 현재 정부, 입법부, 학계 및 시민사회에서 제기하고 있는 소득공제, 아동수당, 세액공제 제도 개편안에 대해서 살펴보았다. 4장에서는 자녀관련 인적공제의 실질 혜택을 재정패널을 이용해 분석한 결과를 담고 있다. 기본적으로 세제 개편안의 혜택 규모를 산출하고, 이를 세액공제로 개편했을 경우에 소득분배에 미치는 효과에 대해서 논의하였다. 마지막으로 5장에서는 논의의 결론을 맺고 정책적 시사점을 도출하였다.

## II. 자녀관련 인적공제 현황

현재 자녀 관련 인적공제 현황은 <표 1>에 제시되어 있다. 기본공제에서 피부양자녀 1인당 100만원의 공제를 받을 수 있다. 여기에 6세 이하 자녀에 대한 추가공제, 자녀가 둘 이상인 경우에 받을 수 있는 다자녀추가공제가 있다. 두 번째 자녀는 50만원, 세 번째 자녀부터는 100만원의 소득공제를 받을 수 있다.

<표 1> 자녀 관련 인적공제 현황(2009년)

공제항목	내용
기본공제	부양가족: 1인당 100만원
추가공제	6세 이하의 자녀 1인당 100만원
다자녀 추가공제	두 번째 자녀: 50만원 + 2인초과 1인당 100만원

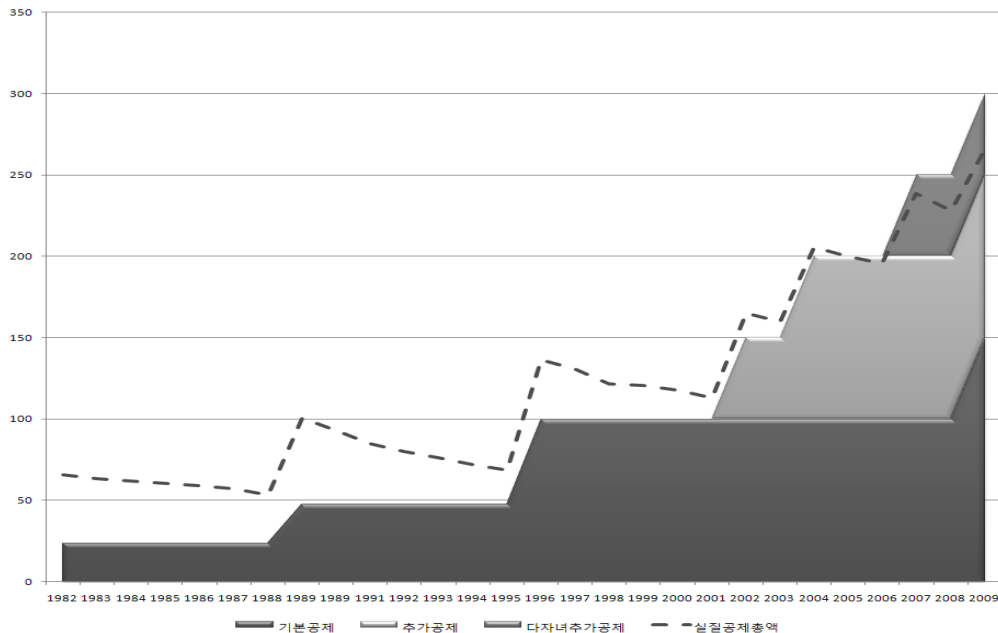
현재의 자녀관련 인적공제 금액은 과거의 기본공제만 있던 것이 추가공제가 신

설되고 최근에는 다자녀추가공제가 신설되는 방향으로 개정되어 왔다. 이를 6세 이하의 두 번째 자녀에 대한 명목 인적공제 금액이 <그림 1>에서 제시되어 있다. 먼저, 기본공제 금액은 1982년 24만원이었다가, 1989년 48만원으로 2배 증가하였다. 1996년 100만원으로 오른 이후로는 2009년 150만원으로 조정되기 까지 10년이 넘는 기간 동안 큰 변화는 없었다.

하지만 저출산 대책이 본격적으로 반영되기 시작한 2000년 이후인 2002년도에 50만원의 추가공제 항목에 6세 이하의 직계비속이 포함되었다. 이로써 자녀와 관련된 공제금액은 6세 이하 둘째 자녀를 기준으로 보았을 때 150만원으로 상승하는 효과를 가져왔다. 추가공제 금액은 2년만인 2004년 100만원으로 상향 조정되었다. 2007년에는 본격적인 저출산 대책의 하나로서 다자녀추가공제가 신설되었다. 두 번째 자녀는 50만원, 세 번째 자녀 이상은 100만원의 소득공제를 허용하고 있다. 1982년부터 2009년까지 명목금액으로 보았을 경우 1150% 증가하여, 소득공제 금액은 큰 폭으로 증가하였다고 볼 수 있다.

<그림 1>의 점선은 자녀 관련 소득공제를 소비자물가지수를 이용하여 실질 소득공제 금액으로 환산한 결과를 보여주고 있다. 명목 공제액이 고정되어 있는 경

<그림 1> 연도별 자녀관련 명목 인적공제와 실질 인적공제



주: 1) 6세 이하 2번째 자녀를 기준으로 했을 경우

2) CPI=100(2005년)

우 인플레이션을 반영하지 못해 실질 공제액이 하락하였다. 기본공제액이 변하지 않는 동안에는 추가공제 및 다자녀추가공제를 순차적으로 도입함으로써 실질 공제액이 꾸준히 상승하는 효과를 견어 왔다. 1982년을 기준으로 하였을 경우 2009년까지 자녀 관련 실질 총인적공제 금액은 306% 증가하였다.

### Ⅲ. 자녀관련 인적공제 개편안

최근 학계를 비롯한 정치권에서 저출산 시대에 대한 대책으로 조세 및 재정정책을 통해 출산 가구에 다양한 금전적 유인체계를 다양한 정책이 제시되고 있다. 먼저, 정부가 추진하고 있는 2010년 세제개편안이 대표적이다. 개편안에 따르면 출산 가구에 유인을 제공하기 위해서 다자녀추가공제 금액이 두 번째 자녀는 100만원, 세 번째 자녀 이상은 200만원으로 공제 금액을 기존에 비해 2배 인상하는 것으로 되어 있다. 이는 정부의 '제2차 저출산, 고령사회 기본계획'에도 포함되어 있다. 기존의 다자녀추가공제가 큰 지원이 되고 있지 못하다는 그간의 지적을 반영한 것이다.

두 번째 개편안은 입법기관인 국회의원들의 입법안이다. 정부의 개편안과 유사한 부분도 있고 정부 개편안 보다 좀 더 큰 폭의 개편을 제시하고 있는 경우도 있다. <표 2>의 최근 국회의원이 발의한 세제지원 확대 방안을 정리하여 제시하고 있다. 개정 법안의 주요 내용은 자녀 출산 혹은 입양시 추가 공제 금액을 확대하거나, 기본공제 외 추가공제의 대상연령을 상향 조정하거나, 다자녀추가공제액의 금액을 인상하는 방안 등을 제시하고 있다.

<표 2> 국회 기획재정위원회 계류 중인 출산보육 관련 세제지원 확대 방안  
주요 내용

항목	현행	개정안	제안자
출산/보육급여 비과세	출산 및 6세 이하 자녀 보육급여 비과세 한도: 6세	한도 삭제	김진표의원
출산/입양공제	1인당 200만원	300만원으로 상향	임영호, 정양석 의원
추가공제	6세 이하 연 100만원	7세 이하 연300만원	신학용의원
다자녀추가공제	두 번째 자녀 50만원 세 번째 자녀부터는 100만원	2배로 상향조정	김진표의원
초중고 이하 교육비 소득공제	1인당 300만원	400만원으로 상향 조정	김진표의원

자료: 국회 기획재정위(2010)

셋째, 세제를 통해 지원할 수 있는 방안은 아니지만 최근 출산 가구에 대한 보편적 지원의 수단으로서 아동수당 도입이 활발하게 논의되고 있다. 아동수당의 도입의 논거로는 통상적으로 다음의 3가지 이유가 제시되고 있다(이삼식 외, 2009). 첫째, 아동수당을 통해 아동의 인지적 혹은 비인지적 발달을 제고할 수 있고, 이는 미래 인적자본 형성을 통한 선제적 투자의 의미가 있다는 것이다. 둘째, 자녀 양육 가정에 직접적인 소득 지원을 통해 자녀 양육에 따른 비용을 상쇄할 수 있어, 결과적으로 소득재분배 효과 혹은 자녀 양육비용의 부담을 경감 효과를 얻을 수 있다. 셋째, 우리나라의 아동 빈곤율이 10~15%로 추정되고 있는 상황 하에서 아동수당은 아동빈곤을 제고 효과가 있을 것으로 기대된다.

해외에서는 상당히 많은 국가들이 다양한 상태로 아동수당을 도입하고 있다. 아동수당을 도입하되 저소득층 아동수당만 도입하고 있는 국가로는 독일, 이탈리아, 포르투갈, 스페인, 미국(TANF) 등을 들 수 있다. 이와는 다르게 출산가구에 보편적으로 아동수당을 지급하고 있는 국가로는 영국, 스웨덴, 네덜란드, 벨기에, 덴마크, 핀란드, 룩셈부르크 등을 들 수 있다. 위의 두 제도를 동시에 시행하고 있는 국가로는 프랑스, 일본, 오스트리아 등을 들 수 있다. 좀 더 자세한 아동수당에 대한 제도는 우석진과 민희철(2007)을 참조하면 된다.

<표 3> 주요국가의 아동수당 제도

국가	종류	내용
일본	family allowance	12세 미만 아동에게 둘째까지 5,000엔, 셋째 이상은 10,000엔 지급
독일	child benefit child allowance parental benefit	18세 미만 아동에게 셋째 자녀까지 월 154유로, 넷째부터 월 179유로 지급 25세 미만 자녀를 둔 부모에게 36개월까지 자녀 1명당 140유로 지급. 소득조사(means test)를 함 14개월 미만의 자녀를 두고 있는 무직인 부모에게 최대 월1,800유로 지급
스웨덴	child allowance maintenance support	만 16세 이하 아동에게 자녀 한 명당 월 1,050 크로나 지급. 두 번째 부터는 100, 354, 860, 1,050 크로나를 누진적으로 지급 한 부모 가정의 경우, 18세 미만의 아동에게 자녀 한 명당 1,273크로나 지급
프랑스	family allowance young child benefit	만 20세 미만 자녀가 2명 이상인 가구에 두 번째 자녀 119.13유로, 세 번째 자녀 271.75유로, 네 번째 자녀 424.37 유로를 매월 지급 임신 7개월에 855.25유로를 일시불로 지급하고, 기본수당(base allowance)을 출생시점부터 3세 생일이 될 때까지 월 171.06유로 지급

저출산 문제가 국가적 아젠다로 대두되면서 보편적 아동수당의 도입을 제안하고 있는 연구들이 있다. 대체로 일본의 사례와 유사하게 단계적 도입을 제안하고 있다. 예를 들어, 일본은 1972년부터 순차적으로 도입되어 현재에는 4인가족 기준으로 연소득 7,800,000엔 미만인 가구에게 둘째 자녀까지는 월 5,000엔, 셋째 자녀에게는 월 10,000엔을 가족수당의 명목으로 12세 미만까지 지급하고 있다. 연구별로 다소 차이는 있지만 우리나라도 저소득층 아동 및 취약계층 아동을 중심으로 아동수당을 지급하고, 중장기적으로는 수혜 대상을 확장해 갈 것을 제안하고 있다. 이선주 외(2001)의 연구는 월 5만원을 소득심사를 통해 지급하되 할 것을 제안하고 있다. ‘제2차 저출산, 고령사회 기본계획’인 새로마지 플랜 2010의 경우 0세부

터 단계적으로 도입하되 지급 금액은 월 10만원으로 제안하였다. 단, 소득심사 없이 자녀 둘 이상의 아동이 있는 전체가구를 지원한다는 점이 특이하다. 신윤정 외(2009)는 최저생계비 이하 가구에 한정하여 만 6세 미만 아동에게 10만원을 지급 하되 이를 점진적으로 만 12세 미만까지 확대하는 안을 제안하고 있다.

국회에서도 최근 아동수당 도입을 위한 법안이 활발하게 발의되고 있다. 예를 들어, 양승조 의원은 소득제한 두되, 출생순서에는 무관하게 5세 이하 아동을 둔 가구에 월 10만원씩 지원하는 아동복지법 일부개정법률안을 제출하였다. 반면 곽정숙 의원은 소득제한도 없고 연령도 12세로 미만으로 확대한 안을 제출하였다. 한편, 이낙연 의원과 김우남 의원은 아동복지법 개정이 아니라 아동수당법을 새롭게 제정하는 법률안을 발의하였다.

<표 4> 아동수당법 발의안 비교

대표 발의자	자녀수	소득제한	연령제한	금액
양승조 의원	없음	소득 하위 80% 이하	5세 이하	월 10만원
이낙연 의원	둘째 자녀	미정	7세 미만	월 5만원
	셋째 이상	미정	7세 미만	월 10만원
김우남 의원	둘째 이상	중위소득 150% 이하	12세 미만	월 10만원
	셋째 이상	미정	미정	추가수당 지급
곽정숙 의원	없음	없음	12세 미만 (단계적 확대)	월10만원

## IV. 자녀관련 인적공제의 효과 실증분석

### 1. 자료

세제를 통한 저출산 대책, 특히 인적공제를 통한 세제 지원은 인적공제를 신청하는 개인의 한계세율에 따라 지원 금액이 결정된다. 개인이 직면하고 있는 한계 세율은 과세표준에 따라 결정된다. 물론, 과세표준은 인적공제를 포함한 총소득공

제에 의해 결정된다. 인적공제 외에 다른 소득공제는 개인 혹은 가구의 다양한 소비패턴과 자본축적 패턴에 의해서 결정된다. 따라서 자녀 관련 인적공제의 지원 효과를 파악하기 위해서는 자녀수 외에도 개인 혹은 가구의 소비와 자본축적에 대한 자세한 정보가 요구된다.

본 연구는 실증분석을 위해서 한국조세연구원의 재정패널 2차년도 자료를 사용하였다. 재정패널은 2008년에 5,010가구를 대상으로 하여 광범위한 가구 특성, 가구의 지출 패턴, 다양한 조세 납부 현황, 자산 및 부채 현황 등이 포함되어 있다. 다른 패널자료에 비해 재정패널이 본 연구에 적합한 점은 소득이 있는 가구원 조사에서 조사년도의 근로소득 및 종합소득의 소득공제 현황에 대한 자세한 정보를 포함하고 있다는 점이다. 다른 패널조사들의 경우 이러한 정보를 담고 있지 않기 때문에 소득공제를 산출할 때 강하고 때로는 비현실적인 가정을 해야만 했다. 하지만 재정패널의 경우 실제 소득공제 항목에 대한 정보를 지출 정보와 동시에 포함하고 있기 때문에 실제 한계세율에 좀 더 정확한 근사치를 얻을 수 있다.

통상적으로 맞벌이인 경우에 남성의 한계세율이 높기 때문에 인적공제를 남성이 받는 경우가 대다수이다. 재정패널 2차년도 응답자 6,342명 중에서 남성이 3,921명으로 약 62%를 차지하고 있었다. 남성 중 기혼자는 3,478명으로 약 88%를 차지하고 있었다. 즉, 남성 응답자 중에서 대다수는 기혼자임을 알 수 있다. 더 나아가서 기혼 남성 중 가구주는 3,298명으로 비중은 94%를 차지하고 있다. 배우자 혹은 자녀인 경우가 소수 있고, 나머지 경우는 매우 미미한 수준이다. 즉, 남성 응답자의 다수는 기혼 가구주임을 알 수 있다.

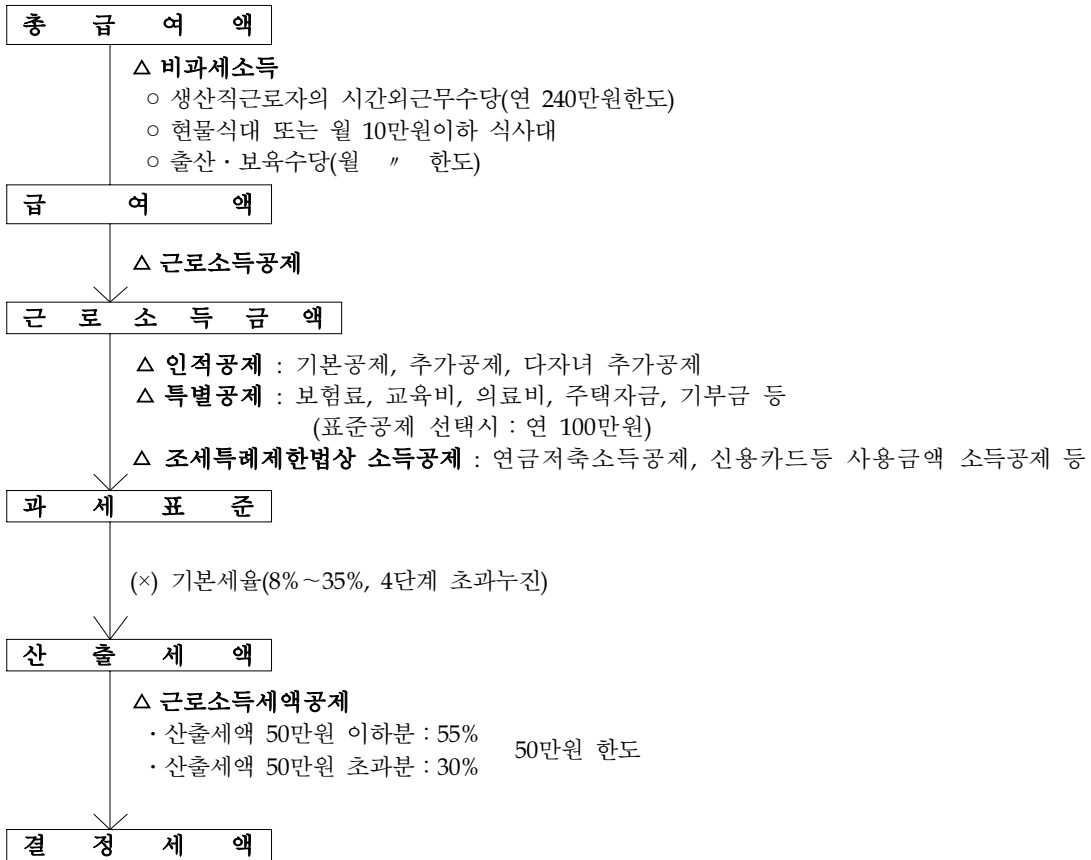
남성 가구주 중에서 근로소득자는 1,896명으로 약 57.5%를 차지하고 있었다. 근로소득자 중에서 근로소득 외에 사업소득이 있다고 응답한 사람은 54명으로 2.8%에 지나지 않았다. 분석의 편의를 위해 사업소득이 있다고 응답한 사람은 분석에서 제거하였고, 비중이 매우 작기 때문에 분석결과에 큰 영향은 주지 않을 것으로 생각된다. 최종적으로 1,896명의 근로소득을 가지고 있는 남성 가구주가 분석대상임

## 2. 개인 소득세 부담 계산

소득세법이 정의하고 있는 9가지의 소득 중 근로소득만 있는 경우의 세부담은 <표 5>의 흐름을 따라서 산출할 수 있다. 세액계산 흐름표에 따르면 근로소득 중 일부는 비과세 소득이다. 예컨대, 생산직의 경우 연 240만원까지 시간외근무수당

와 월 10만원 이하의 식대는 비과세 소득이다. 무엇보다도 월 10만원 이하의 출산 보육수당은 비과세 소득이기 때문에 저출산 관련된 항목이라고 볼 수 있다. 하지만, 재정패널의 질문 항목에 비과세 소득을 식별할 질문이 없기 때문에 근로소득은 모두 과세소득이라고 가정하였다.

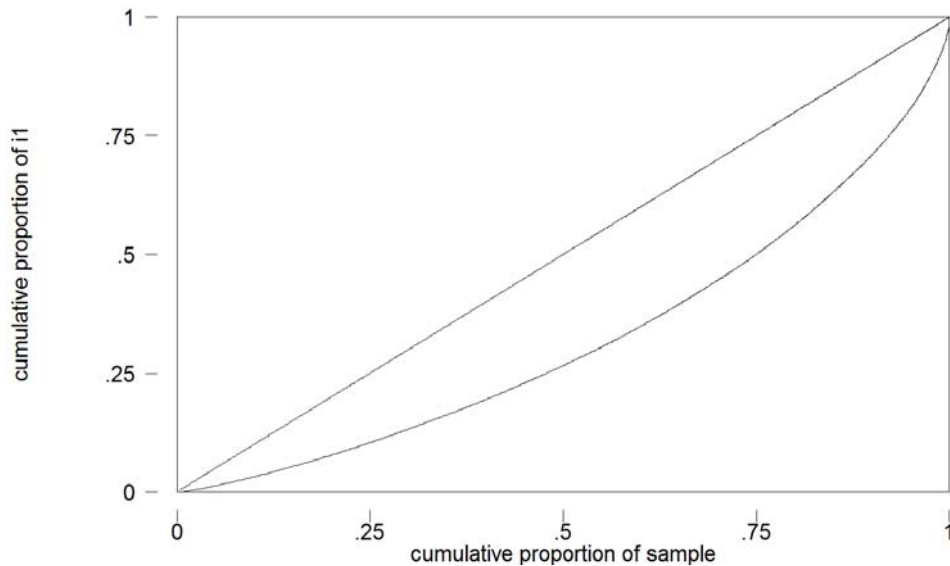
<표 5> 근로소득의 경우 소득세 산출 흐름도



출처) 조세개요(기획재정부, 2008)

<그림 2>와 <표 6>은 소득공제 및 세액공제를 적용하기 이전의 근로소득의 분포와 소득불평등도를 나타내고 있다. <그림 2>는 로렌즈 곡선을 <표 6>은 다양한 소득불평등에 관한 지표들을 보여주고 있다. 소득분배의 불평등도를 나타내는 대표적인 지표인 앳킨스 지표와 지니계수는 각각 0.224와 0.356이었다.

<그림 2> 근로소득의 로렌즈 곡선



<표 6> 공제 이전 근로소득의 불평등도

측도	불평등도
Atkinson inequality	0.224
relative mean deviation	0.255
coefficient of variation	0.685
standard deviation of logs	0.798
Gini coefficient	0.356
Mehran measure	0.496
Piesch measure	0.286
Kakwani measure	0.114
Theil entropy measure	0.211
Theil mean log deviation measure	0.254

근로소득에 2008년도 근로소득공제 스케줄을 적용하여 계산한 소득의 불평등도는 상당히 상승하고 있음을 확인할 수 있다. 앳킨스 지수는 0.317로 지니계수는 0.463으로 소득불평등도는 악화되고 있는 것을 볼 수 있다. 현행 근로소득공제 스케줄이 소득불평등도를 악화시키는 방향으로 되어 있는 것을 확인해볼 수 있다.

&lt;표 7&gt; 근로소득공제 이후의 불평등도

측도	불평등도
Atkinson inequality	0.317
relative mean deviation	0.337
coefficient of variation	0.915
standard deviation of logs	1.065
Gini coefficient	0.463
Mehran measure	0.633
Piesch measure	0.379
Kakwani measure	0.188
Theil entropy measure	0.369
Theil mean log deviation measure	0.382

인적공제, 즉 기본공제, 추가공제, 다자녀추가공제인적공제를 적용하고 난 후의 소득의 불평등도는 좀 더 상승하는 것으로 나타났다. 인적공제 적용 후 과세 베이스로 따져본 지니계수는 0.51로 더 상승하였다.

&lt;표 8&gt; 인적공제 이후의 불평등도

측도	불평등도
Atkinson inequality	0.289
relative mean deviation	0.372
coefficient of variation	1.016
standard deviation of logs	1.167
Gini coefficient	0.510
Mehran measure	0.691
Piesch measure	0.419
Kakwani measure	0.225
Theil entropy measure	0.457
Theil mean log deviation measure	0.341

우리나라 개인소득세는 인적공제 외에도 특정 소비 항목과 특정 자본축적 항목에 대해서는 특별공제를 허용하고 있다. 국민연금을 포함한 공적연금, 건강보험, 고용보험 등에 대해서는 전액 공제를 허용하고 있다. 하지만, 모든 응답자가 공적보험 납부 금액에 응답을 한 것은 아니다. 예컨대, 국민연금의 경우 1477명이 납부하고 있다고 답하였는데, 그 액수를 적은 사람은 1184명이었다. 따라서 분석대상 표본수를 유지하면서도 동시에 세액 계산의 정확성을 높이기 위해서는 결측치를 예측하여 넣을 필요가 있다. 기본적으로 공적연금의 경우 상당 부분 근로소득에 비례하여 결정되는 경향이 있기 때문에 단순회귀분석을 이용하여 결측치를 대체하여 넣었다. 다른 특별공제 항목의 경우에는 재정패널의 질문 항목을 이용하였다.

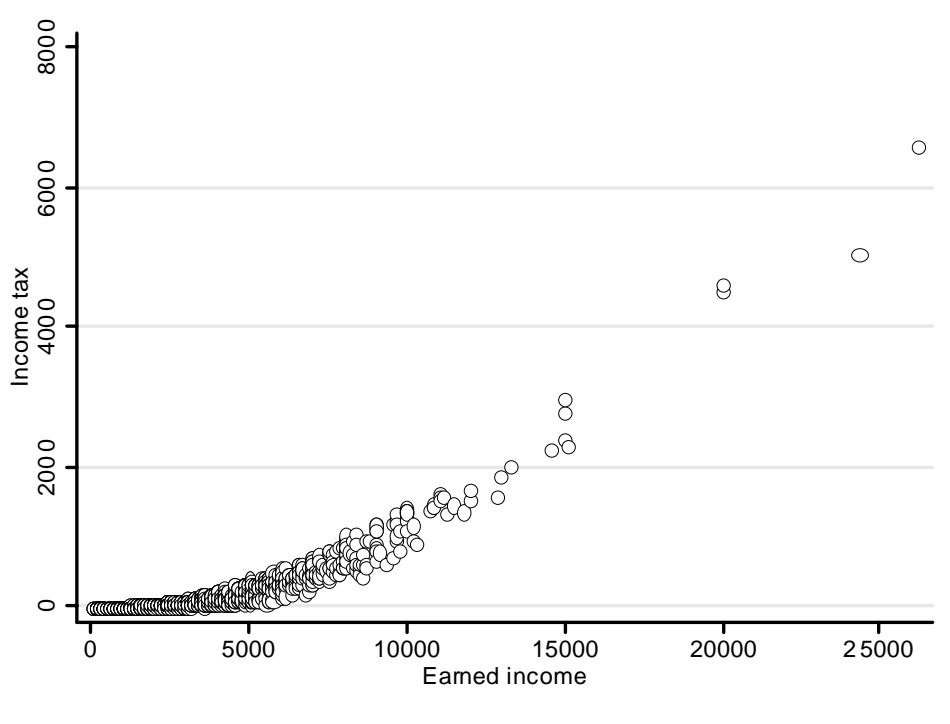
소득공제 후의 과세표준에 대해서 누진세율을 적용하여 결정세액을 계산하였다. 마지막으로 결정세액에 근로소득세액공제를 적용하여 소득세 납부 후의 근로자의 가처분소득을 산출하였다. 세후 가처분 소득의 분포를 살펴보면 누진세의 영향으로 전반적으로 소득세를 납부하고 난 후의 가처분소득의 불평등은 소폭 완화시키는 역할을 하고 있음을 알 수 있다.

<표 9> 가처분소득 불평등도

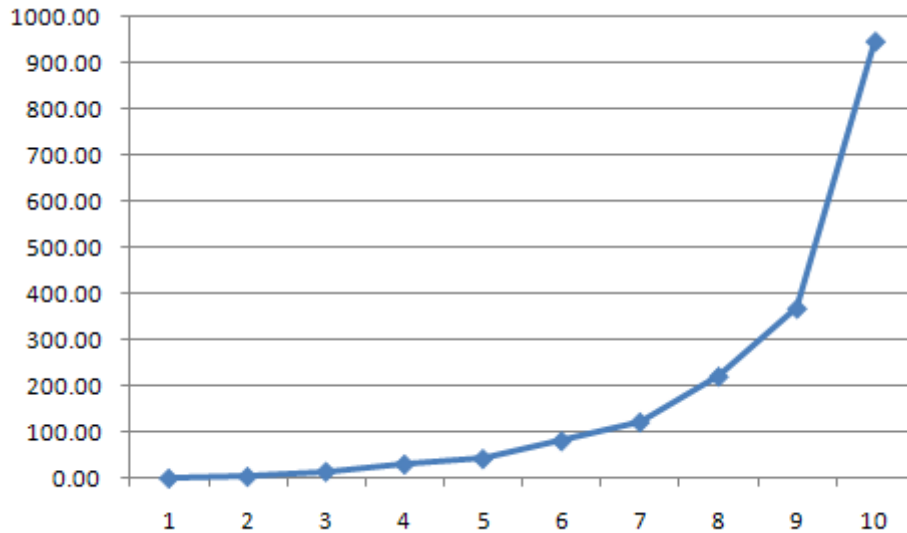
측도	불평등도
Atkinson inequality	0.208
relative mean deviation	0.242
coefficient of variation	0.629
standard deviation of logs	0.772
Gini coefficient	0.338
Mehran measure	0.478
Piesch measure	0.268
Kakwani measure	0.104
Theil entropy measure	0.189
Theil mean log deviation measure	0.233

<그림 3>은 근로소득과 소득세와의 관계를 보여주고 있어 우리나라의 소득세 누진구조를 파악할 수 있다. <그림 4>는 세전 근로소득을 10분위로 나누고 각 분위 안에서 평균 소득세 부담을 나타낸 것이다. 세부담 계산에서 오차는 있지만 대체로 소득 5-6분위까지의 세부담이 완만하게 증가하고 있는 반면에 상위 분위에서는 세부담에 급격하게 증가하고 있는 패턴을 확인할 수 있다. 바람직한 소득세가 넓은 세원에 낮은 세율로 과세해야 한다는 조세의 기본원칙을 고려해보았을 때, 향후 소득세제 개편 방향에 대해 정책적 시사점을 제공해주고 있다.

<그림 3> 근로소득과 소득세



<그림 4> 소득분위별 평균 소득세부담



### 3. 소득공제의 효과분석

자녀와 관련된 인적공제의 효과는 2단계에 걸쳐서 나타나게 된다. 먼저 1차적으로는 과세표준이 줄어들어 세부담이 줄어드는 효과가 있다. 세부담이 감소하는 크기는 줄어든 과세표준에 한계세율을 곱한 만큼이다. 2차적 효과는 모든 사람에게는 아니지만 인적공제를 통해 세율구간을 변동시키는 효과를 가져올 수 있다.

본 연구에서는 자녀 관련 인적공제의 효과를 살펴보기 위해서 재정패널 2차년도 소득에 해당되는 2008년 인적공제와 대비하여 새로마지플랜 2015에서 제시한, 즉 2010년 세제개편안을 비교해보았다. 개편안은 다자녀추가공제액을 기존에 비해 2배 인상하는 안이다. 둘째 자녀에게 주어지던 다자녀추가공제액을 50만원에서 100만원으로, 셋째 자녀 이상에게는 월 100만원에서 200만원으로 소득공제 규모를 확대하였다.

재정패널 2차년도 근로소득자를 대상으로 자녀 관련 인적공제 개정안을 시뮬레이션 한 결과는 <표 10>에 제시되어 있다. 개정 세법의 자녀 관련 인적공제가 평균적으로 소득세를 감소시키는 효과는 매우 작은 것으로 추정되었다. 현행 평균 세부담이 약 182.29만원인데 반해, 개정 공제조항을 적용했을 경우 178.15만원으로

감소하여 세부담이 감소하였다. 하지만 감소폭이 4.14만원에 지나지 않았다. 기존 세부담에 비해서는 2.27% 감소하였다.

<표 10> 현행 대비 세제개편안

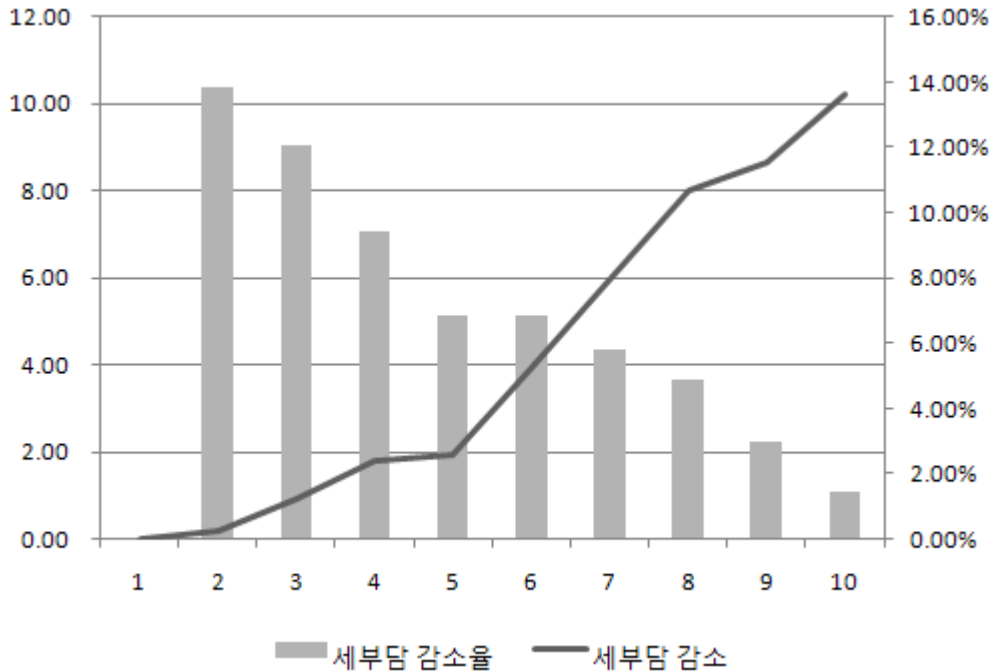
	관측치	평균	표준편차
현행(a)	1837	182.29	376.18
세제개편안(b)	1837	178.15	373.64
감소폭(a-b)		4.14	
감소비율((a-b)/a)		2.27%	

<표 10>과 <그림 5>는 위의 시뮬레이션의 효과를 소득분위별로 분해한 후에 분석한 결과를 보여주고 있다. 먼저 세부담 감소율을 따져보면, 소득세 부담이 전혀 없는 1분위를 제외하고 나면 저소득층에서의 효과가 가장 크고 상위 분위로 갈수록 세부담 효과가 감소하게 된다. 구체적으로는 2분위가 13.85%, 3분위가 12.08% 전체 소득세 부담이 감소하게 되었다. 상위분위로 가면서 세부담 감소율이 감소하면서 9분위는 2.96%, 10분위는 1.44%에 지나지 않았다. 하지만 절대 금액으로 보았을 경우, 다자녀추가공제 확대를 통해서 가구가 실질적으로 이득을 볼 수 있는 금액은 하위 1-3분위의 경우 연간 1만원에 미치지 못하고 있었다.

<표 11> 소득분위별 다자녀가구추가공제 확대가 세부담에 미치는 효과

소득분위	세부담 감소	세부담 감소율
1	0.00	-
2	0.20	13.85%
3	0.94	12.08%
4	1.78	9.42%
5	1.95	6.85%
6	3.93	6.85%
7	5.92	5.82%
8	8.00	4.88%
9	8.68	2.96%
10	10.24	1.44%

<그림 5> 소득분위별 다자녀가구추가공제 확대가 세부담에 미치는 효과



현재 제시된 자녀 관련 인적공제 개정안은 효과는 감소 비율로 보면 작지 않으나 절대 금액으로 보면 상당히 작기 때문에 자녀 출산을 제고할 수 있는 유효한 수단으로 보이지는 않는다. 이번에는 이런 상황을 고려하여 인적공제 금액을 새로 마지플랜에서 제시한 것보다 2배 늘렸을 경우, 즉 다자녀추가공제를 두 번째 자녀는 200만원, 세 번째 이상 자녀에게는 400만원을 허용하는 경우의 세부담 효과를 살펴보고 그 결과를 <표 12>와 <표 13>에 제시하였다.

<표 12>에 따르면 소득공제 혜택을 정부안보다 2배로 늘렸을 경우, 자녀소득세 부담은 182.3만원에서 170.36만원으로 11.93만원 감소하여 기존안 보다 1.9배 세부담을 감소시키는 효과가 있었다. 평균 세부담은 6.54% 감소하였다. <표 13>은 세부담 감소의 혜택 하위 분위의 혜택은 상승하기는 하지만, 그 혜택은 상위분위에 좀 더 집중되고 있는 것을 알 수 있다.

&lt;표 12&gt; 현행 대비 세제개편안2

	관측치	평균	표준편차
현행(a)	1837	182.29	376.18
세제개편안(b)	1837	170.36	368.65
감소폭(a-b)		11.93	
감소비율((a-b)/a)		6.54	

세제개편안2: 두 번째 자녀 200만원, 세 번째 이상 400만원

&lt;표 13&gt; 소득분위별 다자녀가구추가공제 확대2가 세부담에 미치는 효과

소득분위	세부담 감소	세부담 감소율
1	0.00	-
2	0.38	19.37%
3	2.36	26.49%
4	4.89	23.69%
5	5.70	18.96%
6	10.66	17.52%
7	16.63	15.80%
8	22.98	13.50%
9	25.81	8.70%
10	30.59	4.29%

결론적으로 다자녀추가공제 확대를 위한 정책지원은 다음과 같은 2가지 측면에서 출산을 촉진할 수 있는 정책수단으로서 효율적이지 않다고 판단된다. 첫째, 세부담 감소율로 따져보았을 때의 효과는 나쁘지 않을 것처럼 보이지만 실질적인 지원금액은 생각보다 매우 작다. 출산에 따른 고정비용과 유지비용(maintenance cost)이 상당하다는 점을 고려해보았을 때(우석진, 2008), 출산의 인센티브를 강화하거나 자녀가 있는 가구에 양육비를 보조한다는 의미에서는 큰 효과를 기대하기 힘들다. 둘째, 비율로 따졌을 때는 하위 분위가 좀 더 많은 혜택을 보는 것처럼 보이지만 절대적인 금액으로 따졌을 경우, 상위분위가 집중적으로 혜택을 보고 있어 인적공제를 통한 저출산 세제 지원이 매우 역진적임을 보여주고 있다. 이러한

결과는 일반적인 인적공제의 효과에 대한 논의를 한 성명재와 전영준(2009)의 결과와도 일치한다.

#### 4. 세액공제의 효과분석

현재 우리나라 저출산 대책으로서의 세제 지원이 인적공제 혹은 특별공제는 앞의 절의 논의로 지원금액이 작고 역진적일 가능성에 대해서 지적한 바 있다. 이에 대한 대안으로 역진적인 다자녀추가공제를 폐지하되 이를 환급가능한 아동세액공제로 대체하는 방안을 생각해볼 수 있다. 소득공제 제도는 복잡한 단계를 거쳐 지원 금액이 결정되는 데 비해서 세액공제 방식은 상대적으로 제도가 단순하다는 이점이 있다. 또한 마지막 단계에서 세액을 공제해줌으로써 세제지원의 역진성을 방지할 수 있다는 점도 있다. 더 나아가서는 아동수당을 도입할 때 발생할 수 있는 낙인효과(stigma effect)도 방지할 수 있다는 장점이 있다.

아동세액공제는 다양한 나라가 이미 채택하고 있다. 예컨대 영국의 아동세액공제(child tax credit)제도와 유사한 제도를 생각해볼 수 있다. 가구소득에 따라 차등을 두고 있긴 하지만 연소득 5,000파운드 이하 가구의 경우 첫 번째 자녀에 대해서 2,390파운드, 두 번째 자녀에 대해서는 4,240파운드, 세 번째 이상의 자녀에 대해서는 6,090파운드를 아동세액공제를 해주고 있다(민희철 외, 2007).

소득공제 비교를 위해서 앞에서 분석했던 세제개편안2와 평균 혜택이 유사하게 돌아가게 세액공제를 디자인 해 보았다. 다만, 분석의 편의를 위해 자녀 연령 제한은 고려하지 않았다. 좀 더 구체적으로는, 두 번째 자녀까지 연간 10만원의 아동세액공제를 제공하고, 세 번째 이상 자녀에게는 연간 20만원의 아동세액공제를 제공하는 제도를 생각해보자.

위에서 제시한 세액공제를 적용한 경우 평균 세부담은 170.15만원으로 세제개편안2와 유사한 혜택이 있음을 알 수 있다. 즉, 국가 입장에서의 조세제출 폭은 유사하다. <표 14>는 소득 분위별 세부담 감소액을 보여주고 있다. <표 13>의 결과와 비교해보면 세액공제의 특성상 세부담 감소 혜택이 자녀수에 따라 결정되기 때문에 세부담 혜택이 소득공제 보다 형평성이 향상되었다는 점을 확인할 수 있다. 기존의 소득공제와 비교해보았을 때, 세액공제가 환급가능 하기 때문에 세부담이 거의 없는 하위 분위도 혜택을 누릴 수 있다.

&lt;표 14&gt; 아동세액공제 도입에 따른 세부담 변화

소득분위	세액 혜택	변화율
1	10.87	12.21
2	12.74	11.80
3	13.82	8.41
4	14.25	10.09
5	14.06	7.01
6	12.89	7.69
7	12.20	5.89
8	11.33	3.64
9	11.12	2.87
10	8.02	4.21

결론적으로 세액공제 혜택은 소득공제 보다 좀 더 실질적인 혜택을 줄 수 있고, 소득지원 금액의 역진성 문제도 해결할 수 있다는 점에서 소득공제 제도 보다 우월하다고 판단된다. 더군다나 환급가능한 제도이기 때문에 저소득 가구의 소득신고를 유도함으로써 10-15%(빈기범과 우석진, 2010)에 달하는 지하경제 규모도 양성화 시킬 수 있다는 장점이 있다.

## V. 결론 및 정책적 시사점

본 연구는 출산제고를 위한 세제지원 방식의 실질적 조세지출 금액과 소득분배에 미치는 효과를 실증분석을 통해 분석하였다. 한국조세연구원 재정패널 2차년도 자료를 이용하여 분석한 결과, 현행 인적공제 방식의 세제 지원은 실질적인 지원 규모도 작고 지원금액도 역진적인 것을 확인하였다. 반면, 같은 규모의 조세지출을 환급가능한 세액공제 방식으로 지원했을 경우, 소득 하위 분위에도 지원을 할 수 있기 때문에 형평성 차원에서 좀 더 바람직한 지원 방식이라고 판단된다.

앞에서 설명하였지만, 저출산 문제를 해결하기 위해서 보편적 지원 방안으로서 아동수당이 제시되고 있다. 도입방안에 따라 차이가 있지만 대체로 대규모의 재원

이 소요될 것으로 판단된다. 이선주 외(2001)의 연구에 따르면 소득 제한은 있지만 작게는 3조원부터 많게는 7조5천억원이 소요될 것으로 예측하고 있다. 연령을 3세 이하로 한정한다고 해도 연간 1조원 정도는 소요될 것으로 우석진과 민희철(2007)의 연구는 예측하고 있다. 따라서 재원문제 때문에 아동수당 도입은 현실적으로 수월한 문제는 아니라고 판단된다. 더군다나 여성의 경제활동참가와 무관하게 지급되는 아동수당은 여성의 노동공급을 저해하는 역할을 하는 것으로 알려져 있어 부작용도 우려된다.

아동세액공제는 현행 소득공제 방식의 세제를 통한 지원방식과 아동수당 사이의 중간단계의 지원 형태로 이해해 볼 수 있다. 하지만, 소득공제 방식에 비해 보았을 때는 조세지출 수준을 유사하게 유지하면서도 좀 더 형평하고 실질적인 지원을 할 수 있는 장점이 있다. 재정지출인 아동수당과 비교해보았을 때 소득신고에 대한 유인을 제공하여 세원을 확대할 수 있다는 장점이 있다. 다만, 독립적인 세액공제 방식의 경우 소득효과를 통해서 노동공급을 저해할 수 있는 만큼, 현재 시행 중인 근로장려세제(EITC)와 관련 지어서 시행하는 것이 좀 더 바람직할 것으로 판단된다.

## 참고문헌

- 민희철 외(2007), 『저출산 극복 및 성장잠재력 확충을 위한 가족친화정책: 조세, 재정, 보육, 교육, 여성노동 분야에서의 정부의 역할』, 한국조세연구원
- 보건복지부(2010), 『새로마지플랜 2015』
- 보건복지부(2006), 『새로마지플랜 2010』
- 빈기범, 우석진(2010), “세정 투명화 노력이 지하경제 규모에 미치는 효과”, mimeo
- 성명재, 전영준(2009), 『소득세 공제체계 개편의 형평·과표양성화 효과분석: 인적공제 개편을 중심으로』, 한국조세연구원
- 신윤정 외(2009), 『양육수당 도입방안 마련』, 보건복지부·한국보건사회연구원
- 우석진(2007), “저출산 대책으로서 재정정책이 여성의 출산, 노동공급, 결혼 결정에 미치는 효과”, 재정포럼 6월호, 한국조세연구원
- 우석진(2008), “출산 제고 정책이 한국 여성의 출산, 노동공급, 결혼에 미치는 효과”, 한국경제의 분석, 14(3), pp.55-104
- 우석진, 민희철(2007), 『출산율 제고와 성장잠재력 확충을 위한 조세·재정정책: 장기적 인적자본 형성을 위한 조세·재정정책』, 한국조세연구원
- 이삼식 외(2009), 『저출산의 파급효과와 정책방안』, 보건복지부·한국보건사회연구원
- 이상신(2009), “출산장려를 위한 조세지원제도의 문제점과 개선방안”, 세무학연구, 26(3), pp.193-213
- 이선주 외(2001), 『아동수당제도의 국제비교 및 도입방안에 관한 연구』, 한국여성개발원, 2001
- 조애저 외(2000), 『아동수당제도 도입방안에 관한 연구』, 한국보건사회연구원
- D'Addio, A, and M. d'Ercole(2005), "Trends and Determinants of Fertility Rates in OECD countries: the Role of Policies," OECD Social Employment and Migration Working Paper, vol.27

Milligan, K.(2000), "Subsidizing the Stork: New Evidence on Tax Incentives and Fertility," Working Paper, University of Toronto

Whittington, L. A., J. Alm, and H. E. Peters(1990), "Fertility and the Personal Exemption: Implicit Pronatalist Policy in the United States," American Economic Review, vol.80



# 가구의 주택수요능력과 종부세 부담 간의 상호관계 연구

□ 노상윤/한국감정원 부동산연구원 책임연구원



## 목 차

I. 서론 .....	157
1. 연구배경 .....	157
2. 선행연구고찰 .....	159
II. 가구 주택수요능력 .....	161
1. 주택수요실태 .....	161
2. 주택가격분석 .....	162
3. 주거면적분석 .....	166
4. 가구의 경제력 분석 .....	167
5. 인구사회학적 특성 그룹별 주택수요능력분석 .....	170
6. 주택수요분석모형 .....	177
III. 조세부담결정모형 .....	183
1. 소득세와 종합부동산세의 개요 .....	183
2. 조세납부 현황 .....	185
3. 납세자 특성분석 .....	188
IV. 결론 .....	191
참고문헌 .....	195



# 가구의 주택수요능력과 종부세 부담 간의 상호관계 연구

노상윤\*



## 초 록

본 연구는 우리나라 가구의 주택수요능력을 인구사회학적 특성과 경제력, 그리고 가계신용에 초점을 두고 가구의 주택소유가능성과 관련 조세부담 가능성을 살펴본 것이다. 주택수요분석결과, 주택소유결정요인으로 가장 중요한 것은 PTI이고, 이어서 세대주 연령, 성, DTA, 월평균총소득규모, 거주지역, 가구원수, 주거면적, LTV, HDT의 순으로 영향을 미쳤다. 만약 여타 조건은 동일하고 DTA 또는 LTV를 상승시켜 상황을 악화시킬 경우 주택소유가능성은 점차로 하락하게 되는 데 그 영향은 DTA가 LTV보다 컸다. 반대로 PTI의 개선에 따른 영향은 주택소유의 가능성을 점차 증가시키는 데 동일 폭의 변화에 있어 PTI의 개선이 주택소유 가능성을 가장 상승시켰다. 종합부동산세 납부유무와 밀접한 관련성을 보인 설명변수들로는 우선 보유한 부동산의 시가총액, 취업가구원수, 가구원수, 월평균소득구간 등 이었고, 종합소득세의 경우 사업소득금액, 근로소득금액, 월평균소득구간, 자가임대여부, 종사상직위, 취업가구원수, 최종학력졸업여부, 기타자산시가총액, 총가구원수, 연령그룹, 이자 및 배당소득 순으로 조사되었다.

핵심주제어 : 주택수요능력, 종부세, 조세부담, PIR, DTI, PTI, DTA

## I. 서 론

### 1. 연구배경

최근 우리나라는 1인 가구의 비중이 늘어나고 주택수요의 핵심계층이라고 할

\* 한국감정원 부동산연구원 책임연구원, e-mail: rohsy@kab.co.kr

수 있는 30대에서 50대까지의 인구비중이 점차로 감소하고 있다.<sup>1)</sup> 그리고 국토해양부의 발표에 따르면, 우리나라 주택보급률은 2008년을 기준으로 100를 넘어섰고, 수도권(95.4)를 비롯하여 서울(93.6), 인천(99.7), 대전(98.5), 경기(96.0) 제주(96.7) 등 100를 넘지 않은 일부 지역들의 주택보급률도 거의 100에 근접하였다.<sup>2)</sup> 따라서 주택시장에 공급되어진 주택의 물량은 가계수요능력에 따라 충분히 자가가구에서 거주할 수 있는 기본 여건은 어느 정도 조성되었다고 판단된다. 그러나 가계의 주택수요능력은 그리 충실하지 못하다는 평가를 받고 있다.

최근 금리인상과 관련하여 가구부채 문제가 신중하게 다루어지고 있어 가구부채 중 주택담보대출 실태에 대한 패널자료 분석은 매우 중요한 시점이다. 특히, 성·연령·소득 등 인구사회학적 특성에 따라 주택수요능력에 차이가 있고, 주택수요능력과 종부세는 밀접한 상호관련성을 가지고 있음에도 불구하고 이와 관련한 연구는 아직 미비한 상태이다. 또한 주택수요능력을 측정할 수 있는 다양한 지표들이 소개되고 있으나, 표본의 한계와 산출방식의 차이에 따라 그 정확성과 신뢰성에 대한 문제가 제기되고 있다. 잘 구성된 조사표본과 체계적인 조사를 통해 마련된 재정패널을 통해 PIR(Price to Income Ratio), LIR(Loan Income Ratio) 등을 산출하여 기존 발표된 지표들과 상호비교하고 인구사회학적 특성그룹별로 분석하여 주택시장 내의 수요자들의 실질적인 구매능력을 파악하고 관련 정책수립에 필요한 정확한 판단지표를 산출하는 것은 매우 유용하다고 판단된다. 따라서 주택을 비롯한 부동산과 관련한 종부세와 주택수요능력 간의 상호관계를 규명하고 종부세의 인구사회학적 특성 그룹별 비중과 총채정수입에 대한 기여도를 분석함으로써 주택수요능력의 변화가 국가재정에 미칠 수 있는 영향을 연구하고자 한다.

이를 위해 본 논문은 인구사회학적 특성 그룹(성·연령·거주지역·소득수준·직업군 등)별 주택수요 실태를 평균주택(전월세)가격과 주거면적 등을 통해 비교했고, 가구의 경제력을 근로소득, 금융자산, 부동산 자산, 부채를 통해 살펴보았으며, 주택수요능력과 가계신용을 나타내는 LTV, DTL, PTL, DTA 등의 지표들을 산출해 보았다. 이어서 Binary Logistic Model을 구성하여 가구의 인구사회학적·경제력·신용정도에 따른 주택소유가능성을 분석해 보았다. 끝으로 의사결정모형을

- 1) 통계청 가구추계결과에 따르면 2000년 15.5였던 1인 가구의 비중은 2010년 20.3로 증가했고, 30~50대 가구주 비중은 동기간 70.7에서 67.9로 감소함
- 2) 국토해양부의 2008년도 추계결과에 따르면 전국의 가구수는 총 166,189백가구이고, 주택수가 167,331백호로 주택보급률이 100.7에 달함

활용한 조세부담결정모형을 분석하여 종합부동산세·종합소득세 납부자들의 인구 사회학적 특성과 경제력에 따른 납부가능성을 산출함으로써 향후 다년간의 패널 자료가 구축되었을 경우 가구구조의 변화에 따른 국가재정 기여도 산출과 주택수요능력을 포함한 가구의 경제적 능력변화에 따른 국가재정수입변화를 추계할 수 있는 발판을 마련해 보았다.

## 2. 선행연구고찰

일반적으로 주택수요는 주택가격과 역의 관계를 가지고, 항상소득과 예상소득상승률과는 정의 관계를 가진다고 생각할 수 있다(Phillips and VanderHoff, 1994). 물론 개인들의 선호와 외생적인 조건변화 및 이에 따른 미래시장에 대한 기대심리에 의해 이러한 관계는 일시적으로 변화될 수도 있다. 이러한 관점에서 가구의 주택수요능력에 대한 그동안의 선행연구들은 크게 몇 가지로 구분해 볼 수 있다.

대표적으로 주택수요능력을 형성하는 주택자금대출에 대한 소비자선택행동이론을 다룬 연구들이 있다. 이러한 연구들은 주택자금대출에 관한 소비자선택행동이론을 주택자금대출금액 또는 LTV비율, 대출기간·금리유형·상환방식 등의 주택대출형태, 만기전 중도 상환여부, 매매 또는 임대의 선택, 주거소비량의 결정 등 5가지 요소로 구분하고 개별요소 또는 일부를 대상으로 연구되어왔다. 주택자금대출에 있어 가구의 금리유형 선택이나 대출금액 결정에 관한 연구에는 Brueckner(1986), Alm and Follain(1987) 등이 있고, 금리유형 선택과 대출금액 결정, 그리고 대출조건의 변동이 주택자금대출 수요에 미친 영향을 분석한 연구에는 Hendershott, LaFayette, and Haurin(1997)을 대표적으로 꼽을 수 있으며, 대출기간의 선택과 주거소비량의 동시적 결정에 대한 분석방법을 연구한 Lee, Trost(1978)과 Rosen(1979) 등이 있다.

이러한 연구들은 주택시장에서 소비자선택의 행동패턴을 실증적으로 분석하여 가구의 주택수요와 동시에 주택자금대출에 관한 동향을 파악함으로써 적절한 주택공급정책이나 주택자금대출시장의 개선방안을 도출하는 데에 유용한 지식과 정보를 전달해 주고 있다.

주택수요 분석과 관련한 연구방법들은 다음과 같이 몇 가지로 구분할 수 있다. 첫째, 기대효용최대화가설에 기초하여 소비자의 행동패턴을 분석하는 소비자행태

분석모형이 있고, 둘째, 인구학적 관점에서 주택수요를 인구변수만으로 추정하는 접근하는 MK모형((Mankiw and Weil model, 1989)이 있으며, 셋째, 소비자가 보유한 정보에 따른 의사결정을 설명하는 자기선택모형과 가구와 소비자의 경제적 상황을 비롯한 인구사회학적 환경에 따른 주택수요를 결정하는 의사결정모형(decision tree model)이 있다. 이외에도 넷째, 다양한 주택특성요인들의 가격을 추정하여 헤도닉가격모형(hedonic price model)이 있고 주로 개별변수에 대한 주택수요의 탄력성을 산출할 때 이용할 수 있는 Heckman(1979)의 2단계 모형 등이 있다.

최근 주택수요와 관련한 해외연구의 큰 흐름은 인구고령화와 주거환경, 그리고 주거프로그램 등이 주택수요에 미치는 영향을 연구하고 이를 위해 연구주제가 점차 세분화되고 있는 추세이다(Ermisch and Povalin, 2004; Zabel, 2004; Sinai and Waldfoegel, 2004; Chiu and Ho, 2006; Nordvik, 2006; Ioannides and Zabel, 2008).

최근 이루어진 주요 국내연구결과들을 보다 상세하게 살펴보면, 송경환, 박천규(2005)는 소득과 자산은 대출기간을 선택하는데 거의 영향을 미치지 않는 반면에, 주택가격과 가격기대, 그리고 LTV 등은 가구의 선택에 상당한 영향을 미치고 있다고 설명하였다. 즉, 주택가격이나 예상가격상승률이 높거나, 대출금리가 높거나, LTV가 높으면 가구는 단기대출을 선택할 확률이 높다는 것을 설명하였다. 또한 거주목적으로 주택을 구입한 가구는 사용자 비용이 주택구입결정에 중요한 요인이 되어 장기대출을 선호하고, 소득은 장·단기 대출가구 모두의 주택수요에 영향을 미치며, 투자수요의 성격을 지닌 단기대출가구는 자산에 의해 영향을 받는다고 설명하였다. 다음으로 김근용 외(2009)의 연구에서는 심층적으로 지역별·소득계층별·연령계층별·주택유형·점유형태·주택규모 등으로 세분화하여 주택수요를 분석하였는데, 보금자리주택수요를 포함한 연간 주택수요는 50만호 내외로 점진적으로 감소하고 있고, 수도권과 지방의 주택수요비율은 6:4이며, 유형별로는 아파트(70), 점유형태별로는 분양주택(70)를 가장 많이 선호하고, 면적별 수요비중(85㎡ 이하: 85㎡ 초과)은 6:4로 분석하였다. 또한 소득계층별로는 저소득층 단독주택의 수요가 높고 연령계층별로는 전반적으로 분양아파트에 대한 수요가 높으나, 20~30대에서는 단독주택 또는 소형 임대주택에 대한 수요가 상대적으로 높다고 분석하였다. 아울러 65세 이상의 고령가구는 신규주택 수요가 낮고, 단독주택의 수요비율이 상대적으로 높다는 분석결과도 제시하였다. 최근 늘어나고 있는 1인가구의 주택수요량에 대해서는 연간 8~10만호 수준으로 추계하였다.

## II. 가구 주택수요능력

### 1. 주택수요실태

전체 분석대상 4,190세대 중 세대주 소유주택에서 거주하고 있는 세대는 2,616세대(62.4%)이고, 전세로 거주하고 있는 세대는 865세대(20.6%)이며, 보증부월세와 무보증월세로 거주하는 세대는 각각 456세대(10.9%)와 120세대(2.9%)였다.<sup>3)</sup> 세대주의 인구사회학적 특성그룹별 주택수요의 실태를 개괄적으로 살펴보면 다음과 같다.

세대주가 남성인 3,453세대(82.3%) 중 65.5%는 자가주택에서 거주하고, 세대주가 여성인 737세대(17.6%) 중 47.9%가 자가주택에서 거주하고 있었다(<부표 1>참조). 연령대가 높아질수록 자가거주율은 높아져 세대주가 30대인 676세대(16.1%)의 39.6%, 40대인 1,143세대(27.3%)의 55.4%, 50대인 954세대(22.8%)의 70.9%, 60대인 629세대(15.0%)의 79.5%, 70대 이상인 717세대(17.1%)의 74.3%가 자가주택에서 거주하고 있었다(<부표 2>참조). 기혼 세대주의 자가거주율이 높아 기혼인 3,933세대(93.9%)의 64.9%, 미혼인 257세대(6.1%)의 24.5%가 자가주택에 거주하고 있었다(<부표 3>참조). 세대주가 독신인 601세대(14.3%)의 자가거주율이 37.3%에 불과한 반면 총가구원이 2명인 955세대(22.8%)의 70.8%, 3명인 879세대(21.0%)의 61.7%, 4명인 1,318세대(31.5%)의 64.9%, 5명인 338세대(8.1%)의 71.9%, 6명 이상인 99세대(2.4%)의 75.8%으로 높았다(<부표 4>참조). 자가거주율이 전국평균 62.4%를 미달하는 지역들은 서울(51.1%), 광주(59.3%), 대전(50.3%), 경기(56.7%), 충북(61.2%)이고, 이외 지역들의 경우 전국평균을 넘었다(<부표 5>참조). 2008년 월평균 총소득<sup>4)</sup> 구간을 기준으로 자가거주율이 전체평균을 미달하는 소득구간은 5백만원미만의 구간이고, 5백만원이상의 소득구간에서는 평균을 상회하였다(<부표 6>참조).<sup>5)</sup> 자가거주율이 전체 평균을 미달하는 세대주의 직업군은 사무직(60.3%), 판매/서비스직(54.0%), 노무직(58.2%), 전문직(57.5%)으로 조사되었고, 직업에 따른 지역적 이동가능성이 적은 농림어업(92.4%)과 행정관료직(68.5%)가 상대적으로 높았다(<부표

3) 국민은행(2009)의 경우 자가 75.4%, 전세 16.2%, 보증부월세 4.5%로 구성됨

4) 세전금액을 기준으로 월급, 부동산 월별 임대료, 이자수입, 보너스, 연금/보험 월별 수령액 등의 모든 소득을 합한 총소득으로 개인사업이나 자영업 농어업에 종사하는 경우 매출(수입)이 아닌 월평균 소득을 기준으로 집계된 금액임

5) 단, 3백만원이상 4백만원미만의 소득구간은 평균보다 2%p 높은 64.4%임

7>참조). 자가거주율이 전체 평균을 미달하는 세대주의 종사상 지위는 역시 지역적 이동가능성이 높은 임금근로자(58.1%), 일용근로자(49.1%) 등이고, 이동가능성이 낮은 자영업자가 평균을 상회하였다(<부표 8>참조). 취업가구원수가 1명 이하인 경우에는 평균을 미달하는 자가거주율을 보였고, 한 세대내 취업가구원수가 2명이상인 세대들은 평균을 넘어 취업인원에 비례적으로 자가거주율이 증가하였다(<부표 9>참조).

## 2. 주택가격분석

다음으로는 주택가격수준을 분석하였다. 2008년 2월 기준 세계주요도시의 단위면적( $m^2$ )당 아파트 가격은 영국 런던 1,105만원, 홍콩 1,404만원, 미국 뉴욕 995만원, 일본 도쿄 1,065만원, 프랑스 파리 873만원, 서울의 경우 638만원이었다<sup>6)</sup>. 본 연구에서는 주택의 통가격을 분석함과 동시에 각 가격을 주거면적<sup>7)</sup>을 기준으로 나누어 단위면적( $m^2$ )당 가격수준도 비교분석하였다. 그러나 분석결과는 단위면적당 가격수준을 중심으로 설명하였다.<sup>8)</sup>

### 가. 평균자가주택가격

우선 자가주택을 보유하고 있는 2,616개 세대를 대상으로 한 분석결과 세대주의 연령그룹별로 거주하는 주택유형의 평균가격수준은 특히 아파트의 경우 20대 세대주 평균 200만원/ $m^2$ 으로부터 세대주의 연령대가 60대까지는 높아질수록 평균가격수준이 325만원/ $m^2$ 까지 높아졌다. 연립주택은 연령대와 비례적인 관계는 보이지 않았지만 최소 186만원/ $m^2$ 에서 최대 265만원/ $m^2$ 까지 분포하였다.

---

6) 전용면적 85 $m^2$ 아파트 평균가격 영국 런던 9억4천만원, 홍콩 11억9,380만원, 미국 뉴욕 8억4,600만원, 일본 도쿄 9억583만원, 프랑스 파리 7억4,260만원, 서울 5억4,288만원을 활용하여 재산출, 이는 해외 아파트의 가격을 원화로 환산시 달러당 약 900원을 적용한 결과임(매일경제, KOTRA 공동조사자료)

7) 주택의 경우 주택면적을, 이외에는 전용면적을 기준으로 사용하였음

8) 국민은행(2009)에 따르면 최근 3년간 구입한 가구들의 평균주택가격은 '08년 2억6,166만원 '09년 28,480만원, 본 연구의 통가격에 대한 분석결과는 부록에 <부표 10~13>로 정리함

가구의 주택수요능력과 종부세 부담 간의 상호관계 연구

<표 1> 연령그룹별×주택유형별 단위면적당 평균가격

(단위: 만원/ $m^2$ )

연령그룹	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
20대	-	121.2121	200.8418	-	-	-
30대	148.5519	125.1398	233.2854	265.6711	240.9704	116.5584
40대	155.7239	166.4584	273.8082	201.3803	430.9327	220.1384
50대	188.5198	168.6613	287.2715	186.3223	333.1463	260.6126
60대	196.9697	136.2578	325.5869	216.3050	428.5714	249.9764
70대이상	865.8009	96.4795	308.0842	199.4532	-	304.9822

<표 2> 지역별×주택유형별 단위면적당 평균가격

(단위: 만원/ $m^2$ )

지역구분	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
01.서울	365.1286	480.5926	662.1138	305.4324	307.2125	1,031.9752
02.부산	-	134.4375	163.5405	104.5540	-	310.6061
03.대구	163.1702	133.5050	175.6874	83.8509	757.5758	259.7403
04.인천	-	241.8053	271.8536	186.2844	95.9596	652.1739
05.광주	-	63.2516	130.4965	95.2636	-	164.0997
06.대전	-	130.4036	157.8859	98.9159	-	346.3203
07.울산	-	194.7360	145.9308	105.4948	-	34.6320
08.경기	-	214.0550	315.5016	282.1412	-	226.0171
09.강원	-	74.9548	101.1066	63.4737	-	-
10.충북	-	138.3883	142.8767	70.7071	-	137.6040
11.충남	-	94.4559	131.7474	56.9801	-	180.5062
12.전북	212.1212	47.3071	106.0016	61.2121	-	139.1414
13.전남	-	46.0313	96.6984	76.2006	-	196.4737
14.경북	-	80.2030	116.6543	62.2254	-	308.3004
15.경남	74.8223	125.3584	155.4234	103.6214	-	154.4693

거주지역별로 주택유형의 평균가격수준을 비교한 결과, 아파트의 경우 서울이 가장 높은 662만원/ $m^2$ 이었고, 전남이 96만원/ $m^2$ 으로 가장 낮았다. 연립주택의 경우 역시 서울이 가장 높은 305만원/ $m^2$ 이었고, 충남이 56만원/ $m^2$ 으로 가장 낮았

다. 소득수준별로는 아파트의 평균가격은 월평균 총소득구간과 소유하고 있는 주택의 단위면적당 평균가격수준이 전반적으로 비례적으로 높아지는 것을 알 수 있다. 그러나 아파트 외의 주택유형에서는 소득수준과 주택의 평균가격 사이에 체계적인 관련성이 다소 미약했다.

<표 3> 소득수준별×주택유형별 단위면적당 평균가격

(단위: 만원/ $m^2$ )

월평균 총소득구간	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
1백만원 미만	-	87.6554	223.1084	173.8111	95.9596	425.5435
2백만원 미만	362.6312	116.0589	195.8398	206.6366	326.3690	150.4533
3백만원 미만	136.3636	150.3604	232.0973	188.1162	234.8132	274.2278
4백만원 미만	183.2097	177.0343	260.2382	222.9200	259.7402	248.4849
5백만원 미만	-	196.7290	250.5710	220.2308	401.2346	8.3333
6백만원 미만	212.1212	281.3930	333.5732	234.1703	-	173.3822
7백만원 미만	-	245.1904	394.3332	318.0009	-	469.5952
8백만원 미만	303.0303	146.9123	398.7027	130.8759	757.5758	135.7733
9백만원 미만	-	56.4908	312.8816	454.5455	-	143.5407
10백만원 미만	-	389.2047	467.1075	93.2401	-	-
10백만원 이상	-	185.0340	476.5596	219.1919	-	-

<표 4> 직업군별×주택유형별 단위면적당 평균가격

(단위: 만원/ $m^2$ )

직업군	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
기타취업	-	226.6331	500.7022	184.9469	205.9087	145.6876
전문직	-	392.2553	338.2618	276.0862	379.0415	180.9524
행정관료직	-	266.8692	327.7768	172.7973	-	384.6154
사무직	180.1347	236.7484	324.7295	221.1515	353.5353	112.2294
전업주부	-	125.3380	308.5378	115.8138	428.5714	-
무직(퇴직)	865.8009	130.1095	293.5302	222.1945	95.9596	457.1191
판매/서비스직	207.3171	167.1946	280.1466	211.3942	335.4978	232.7313
학생	-	774.1893	212.7677	-	-	-
기능직	162.3759	165.8470	190.9259	216.0334	275.4821	200.8473
노무직	-	113.1189	184.4290	151.6029	-	55.0964
농림어업	-	69.6867	154.4301	70.7071	-	-

직업군에 따른 주택유형별 평균가격은 세대주가 기타취업의 형태인 세대들의 아파트 평균가격이 상대적으로 높은 500만원/ $m^2$ 였고, 세대주가 전문직에 종사하는 세대들의 아파트 평균가격은 338만원/ $m^2$ , 행정관료직에 종사하는 세대들의 평균가격은 327만원/ $m^2$ 였다.

#### 나. 주택평균전세가격

다음으로 전세주택에 거주하는 865세대를 대상으로 한 분석결과는 다음과 같다. 세대주 연령그룹별 아파트 전세가격은 20대의 경우 54만원/ $m^2$ 으로 가장 낮고, 40대의 경우 158만원/ $m^2$ 으로 가장 높았다(<부표 15>참조).<sup>9)</sup> 세대주 거주지역별 아파트 전세가격은 지역별로 편차가 큼을 알 수 있는데, 서울이 241만원/ $m^2$ 으로 가장 높았고, 전남이 40만원/ $m^2$ 으로 가장 낮아 최소평균가격에 비해 최대평균가격은 약 6배 높았다(<부표 17>참조). 소득수준별 전세가격은 아파트의 경우 최소 86만원/ $m^2$ 에서 최대 287만원/ $m^2$ 까지 소득수준에 비례적으로 높아지고, 최소평균가격대비 최대평균가격이 매매가격에 비해 축소된 약 3.3배인 것을 알 수 있었다(<부표 19>참조). 직업군별 거주하는 아파트의 평균전세가격수준은 전문직의 경우 173만원/ $m^2$ 으로 가장 높았고, 농림어업에 종사하는 세대주의 경우 71만원/ $m^2$ 으로 가장 낮았다(<부표 21>참조).

#### 다. 주택 보증부월세 평균가격

보증부월세로 거주하는 456세대를 대상으로 분석한 결과 연령그룹별 아파트 평균보증금 수준은 20대의 경우 9만원/ $m^2$ 으로 가장 낮았고, 40대의 경우 52만원/ $m^2$ 으로 가장 높았고(<부표 24>참조), 평균월세 수준은 60대의 경우 2,464원/ $m^2$ 으로 가장 낮았고, 40대의 경우 4,806원/ $m^2$ 으로 가장 높았다(<부표 25>참조). 이러한 평균보증금과 평균월세 수준을 아파트 소형주거면적 60 $m^2$ 기준으로 환산해 볼 때, 평균보증금은 최소 480만원에서 최대 3,120만원이고, 평균월세는 약 15만원에서 최대 29만원에 해당하는 수준이다. 거주지역별로는 서울의 아파트 평균보증금 수준

9) 국민은행(2009)의 평균 전세가격 9,423.2만원을 평균면적 94 $m^2$ 으로 나누면 100.24만원/ $m^2$ 이고, 한국주택금융공사(2009) 평균전세보증금은 7,207만원임

이 53만원/ $m^2$ 으로 가장 높았고, 인천이 11만원/ $m^2$ 으로 가장 낮았고(<부표 28>참조), 평균월세 수준은 역시 서울이 7,775원/ $m^2$ 으로 가장 높았고, 전남이 1,217원/ $m^2$ 으로 가장 낮았다(<부표 29>참조). 월평균 총소득수준별로 아파트 평균보증금 수준은 최소 9만원/ $m^2$ 에서 최대 83만원/ $m^2$ 까지 분포하고(<부표 32>참조), 평균월세 수준은 최소 2,479원/ $m^2$ 에서 최대 1만268원/ $m^2$ 까지 분포하였으나(<부표 33>참조) 소득수준과 체계적인 관련성이 관찰되지는 않았다. 직업군별로 아파트 평균보증금 수준은 기타취업의 경우 6만원/ $m^2$ 으로 가장 낮았고, 사무직의 경우 최대 62만원/ $m^2$ 으로 가장 높았고(<부표 36>참조), 월세수준은 행정관료직의 경우 1,250원/ $m^2$ 으로 가장 낮았고, 5,438원/ $m^2$ 으로 가장 높았다(<부표 37>참조).

### 3. 주거면적분석

주택수요분석에 있어서 주거면적도 인구사회학적 특성과 관련하여 중요하게 파악해야 할 부분이다.<sup>10)</sup> 따라서 인구사회학적 특성그룹별 가구원 1인당 평균주거면적<sup>11)</sup>을 다음과 같이 조사해 보았다. 우선 자신소유 단독주택의 경우 1인당 평균 40 $m^2$ , 아파트는 29 $m^2$ , 연립주택은 23 $m^2$ 였고, 임대주택은 28 $m^2$ , 임대아파트의 경우 26 $m^2$ , 임대연립주택의 경우 23 $m^2$ 로 주택유형별 차이는 컸으나 자가와 임대 간의 차이는 크지 않았다. 세대주의 연령그룹별로 단독주택의 주거면적은 30대가 1인당 25 $m^2$ 로 가장 좁고, 70대 이상이 1인당 46 $m^2$ 로 가장 넓었고, 아파트의 경우 40대가 1인당 23 $m^2$ 로 가장 좁았고, 역시 70대 이상이 43 $m^2$ 로 가장 넓었으며, 연립주택이 경우 40대와 50대가 20 $m^2$ 로 가장 좁았고, 소가족시대에 자신들을 분가나 출가시키고 노령부부들끼리 거주하거나 독거노인들의 비중 증가를 반영하듯이 29 $m^2$ 로 가장 넓었다. 지역별로는 단독주택의 경우 대구가 1인당 29 $m^2$ 로 가장 좁았고, 경남이 44 $m^2$ 로 가장 넓었으며, 서울은 30 $m^2$ 였다. 아파트의 경우 경남이 1인당 23 $m^2$ 로 가장 좁았고, 광주가 34 $m^2$ 로 가장 넓었으며, 서울은 28 $m^2$ 였다. 연립주택의 경우 경남이 1인당 19 $m^2$ 로 가장 좁았고, 전남이 40 $m^2$ 로 가장 넓었으며, 서울의 경우 22 $m^2$ 였다. 주택점유형태별로 구분할 때, 전세 세입자들의 평균주거면적은 단독

10) 국민은행(2009)에 따르면 최근 3년간 구입아파트 평균면적은 '08년 110.78 $m^2$ , '09년 111.22 $m^2$ 이고, 전세의 경우 94 $m^2$ 임

11) 가구원 1인당 평균주거면적은 주거면적을 가구원수로 나누어 산출함

주택의 경우  $27m^2$ , 아파트  $27m^2$ , 연립주택  $23m^2$ 였다. 보증부 월세 세입자들의 평균주거면적은 단독주택의 경우  $26m^2$ , 아파트  $24m^2$ , 연립주택  $22m^2$ 였다(<부표 38> 참조).<sup>12)</sup>

#### 4. 가구의 경제력 분석

##### 가. 가구 근로소득수준

2008년 가구의 연평균 근로소득수준을 세대주의 연령그룹별로 살펴보면 거주주택의 자가여부에 무관하게 40대까지 비례적으로 상승한 후 50대에 소폭 하락 후 정년기인 60대에 큰 폭으로 하락하였다. 조사세대 중 근로소득세대의 분포비율은 세대주의 연령이 증가할수록 줄어들어 우리나라 노동시장의 주목해야할 점을 제시하고 있다. 전체적으로는 임대거주세대의 69.3%에서 근로소득이 존재하고, 자가거주세대의 61.4%에서 근로소득이 존재하였다(<부표 40>참조). 거주지역별 세대의 평균근로소득 수준은 매우 다양했다. 임대거주세대의 경우 광주가 1,737만원으로 가장 낮았고 서울이 3,754만원으로 가장 높았다. 반면 자가거주세대의 경우 전남이 2,593만원으로 가장 낮았고 울산이 5,875만원으로 가장 높았다. 근로소득세대의 분포는 임대거주세대의 경우 전남이 44.9%로 가장 낮았고 충남이 91.7%로 가장 높았다. 반면 자가거주세대의 경우 경북이 43.8%로 가장 낮았고 울산이 74.7%로 가장 높았다(<부표 41>참조). 세대주의 직업군별 연평균근로소득 수준은 행정관료직(6,158만원)>전문직(6,066만원)>사무직(5,358만원)>기능직(3,400만원)>판매/서비스직(2,594만원)>노무직(1,742만원)>농림어업(1,731만원) 순이었다(<부표 43>참조).<sup>13)</sup>

##### 나. 가구 금융자산수준

2008년말 기준 가구가 보유하고 있는 금융자산<sup>14)</sup>수준을 세대주의 연령그룹별로

12) 직업군과 월평균소득구간별 일인당 평균주거면적의 조사결과는 <부표 39>참조.

13) 괄호 안은 자가거주세대 평균임

14) 금융자산은 은행 등의 금융기관 예적금, 펀드가입금액, 채권보유금액, 주식보유금액, 저축성보험과 연금성보험 보유금액, 타인에게 빌려준 금액, 주택마련저축 혹은 주택마련 펀드 등의 기타 금융자산을 합한 금액임

살펴보면 임대세입자들의 경우 평균금융자산 시가총액수준(보유비율)은 20대가 1,054만원(69.2%)으로 가장 낮고 70대 이상 1,118만원(41.3%)<30대2,227만원(83.3%)<40대2,836만원(80.8%)<50대3,129만원(72.3%)<60대3,230만원(53.3%)였다. 자가거주 세대의 경우 30대가 가장 낮은 2,131만원(89.2%)이고, 20대2,692만원(66.7%)<70대 이상2,909만원(59.8%)<40대3,932만원(86.6%)<60대4,132만원(75.2%)<50대가 가장 많은 평균 5,007만원(80.2%)을 소유하였다(<부표 44>참조). 거주지역별로는 임대세입자들의 경우 충북의 경우 1,238만원으로 가장 적고 서울의 경우 3,854만원으로 가장 많았다. 자가거주세대의 경우에도 충북이 2,305만원으로 가장 적고 서울이 6,197만원으로 가장 많았다. 금융자산의 보유비율에 있어서는 임대세입자들의 경우 역시 충북이 가장 낮은 59.3%이고 전남이 81.6%(1,902만원)로 가장 높았으며, 서울은 75.9%였다. 그리고 자가거주세대의 경우 강원이 가장 낮은 65.1%(4,796만원)이고 광주가 82.7%(5,208만원)로 가장 높았으며 서울은 78.7%였다(<부표 45>참조). 월평균 총소득구간별로 비교한 결과 금융자산수준과 보유비율 모두 소득수준과 비례해서 높았다(<부표 46>참조). 세대주의 직업군별 금융자산수준(보유비율)은 임대세입자들의 경우 행정관료직5,332만원(92.9%)이고 전문직5,319만원(87.1%)>사무직 3,668만원(88.3%)>판매/서비스직1,905만원(78.5%)>농림어업1,686만원(61.5%)>기능직 1,450만원(74.7%)이고, 자가거주세대의 경우 행정관료직이 가장 많은 평균 8,789만원(90.2%)이고 전문직5,559만원(88.9%)>사무직4,865만원(91.1%)>판매/서비스직3,756만원(81.9%)>기능직이 가장 적은 평균 2,524만원(76.7%)였다(<부표 47>참조).

#### 다. 가구 부동산자산수준

가구가 보유하고 운용하고 있는 부동산 자산<sup>15)</sup>수준을 세대주의 연령그룹별로 보유하고 있는 부동산자산의 평균수준(보유율)은 임대주택거주세대 중 20대가 가장 적은 평균 2,155만원(81.5%)이고 70대이상4,190만원(67.4%)<60대8,225만원(79.8%)<30대9,441만원(92.4%)<40대1억6,812만원(92.0%)<50대1억7,782만원(89.6%)이고, 자가거주세대 중 70대 이상이 가장 많은 평균 1억3,320만원(33.8%)이고 30대1억 5,082만원(20.1%)<40대2억253만원(31.4%)<50대2억3,742만원(37.7%)<60대2억3,975만

15) 부동산 자산은 전세 및 월세의 보증금, 가구원이 살고 있지 않은 전세 및 월세의 보증금, 상가 등 주택 이외 건물의 전세 및 월세의 보증금, 거주주택외 보유주택의 시가총액, 주택 이외의 보유부동산의 시가총액의 합계임

원(43.4%)였다(<부표 48>참조). 거주지역별로 비교할 때, 임대주택거주세대들이 보유한 부동산자산 평균수준(보유비율)은 광주가 3,962만원(84.4%)으로 가장 적고 서울이 2억2,808만원(94.2%)으로 가장 많았다. 그리고 자가거주세대들의 경우 전남이 9,227만원(61.3%)으로 가장 적고, 역시 서울이 3억5,629만원(30.3%)으로 가장 많았다(<부표 49>참조). 직업군별로 보유한 부동산자산의 평균수준(보유율)은 임대세입자들의 경우 행정관료직이 3억2,739만원(96.4%)으로 가장 많고, 전문직 2억6,029만원(88.2%) > 사무직 2억2,132만원(97.0%) > 농림어업 1억2,649만원(61.5%) 등이었다. 그리고 자가거주세대의 경우 기타취업군이 가장 많은 5억6,853만원(30.6%)이고, 행정관료직 3억6,328만원(41.0%) > 전문직 3억304만원(37.3%) > 무직(퇴직) 2억8,022만원(27.9%) > 판매/서비스직 2억2,980만원(34.2%) > 사무직 2억1,427만원(29.8%) > 농림어업 1억5,307만원(70.7%) > 전업주부 1억4,381만원(24.6%) > 기능직 1억2,587만원(26.5%) 등이었다(<부표 51>참조).<sup>16)</sup>

#### 라. 가구 부채수준

2008년 말 기준 가구가 보유하고 있는 부채<sup>17)</sup>수준을 살펴보면, 전체적으로 임대주택에 거주하는 세대들의 43.6%가 부채를 보유하고, 자가에 거주하는 세대들의 55.2%가 부채를 보유하여 전체 세대의 50.9%가 부채를 보유하고 있었다. 세대주 연령그룹별로 평균부채수준(보유율)을 살펴보면 임대세입자들의 경우 20대가 평균 1,496만원(21.5%)으로 가장 적고 30대 4,980만원(47.3%) < 70대이상 5,693만원(11.4%) < 60대 8,183만원(29.5%) < 50대 8,869만원(54.7%) < 40대 9,275만원(52.7%)였고, 자가거주세대의 경우 역시 20대가 가장 적은 1,500만원(16.7%)이고 70대이상 5,022만원(32.8%) < 30대 8,012만원(66.4%) < 40대 8,464만원(66.8%) < 50대 8,508만원(63.5%) < 60대 8,678만원(47.6%)였다(<부표 56>참조). 지역별로는 임대세입자들의 경우 서울이 평균적으로 1억1,632만원(49.2%)의 가장 많은 부채를 보유하고 울산이 평균 2,798만원(29.5%)으로 가장 적은 부채를 보유한 지역이었다. 자가거주세대

16) 가구가 보유하고 운용하고 있는 기타자산(골프 및 콘도 등의 보유회원권 시가총액, 농기계 및 가축의 시가총액, 선박과 건설중장비의 시가총액, 그 외 기타 자산의 시가총액)수준을 주요 인구 사회학적 특성 그룹별로 비교분석한 결과는 <부표 51~54>에 정리함

17) 가구부채는 정부지원 주택자금 대출금, 학자금 대출금, 금융기관 대출금, 전세금과 임대보증금, 기타 대출금의 합계임

들의 경우 역시 서울이 평균 1억3,741만원(61.4%)으로 가장 많은 부채를 보유하고 있고 부산이 평균 3,743만원(56.6%)으로 가장 적은 부채를 보유하고 있다. 그리고 부채보유비율이 가장 높은 지역은 임대세대들의 경우 55.1%(4,701만원)의 전남이고, 자가거주세대들의 경우 66.6%(9,358만원)의 경기였다(<부표 57>참조). 세대주의 직업군별 평균부채수준(보유율)은 임대주택거주세대들의 경우 전문직 1억2,962만원(53.8%) > 사무직 1억499만원(55.7%) > 농림어업 9,933만원(46.2%) > 행정관료직 9,633만원(71.4%) > 무직(퇴직) 8,983만원(18.6%) > 판매/서비스직 7,156만원(43.8%) > 기타취업 4,894만원(37.8%) 등이고, 자가거주세대 경우 기타취업군 1억7,053만원(61.2%) > 행정관료직 1억3,498만원(63.9%) > 전문직 1억1,784만원(66.7%) > 판매/서비스직 1억1,082만원(60.5%) > 학생 9,500만원(50.0%) > 사무직 8,103만원(63.9%) > 무직(퇴직) 7,629만원(38.1%) > 농림어업 6,231만원(45.9%) > 전업주부 5,713만원(36.2%) > 기능직 4,993만원(62.2%) > 노무직 3,704만원(47.7%) 등이었다(<부표 59>참조).<sup>18)</sup>

## 5. 인구사회학적 특성 그룹별 주택수요능력분석

### 가. 연소득대비 주택가격비율

연소득대비 주택가격비율(Price Income Ratio, 이하 PIR)은 주택구입 능력을 측정하기 위한 지표로서, 소비자가 몇 년치 소득을 저축해야만 대출을 받지 않고 자력으로 주택을 구입할 수 있는지를 의미한다. 일반적으로 PIR의 계산은 '중위가격/중위소득'으로 주택구입 여부와 관계없이 계산될 수 있으나, 국민은행의 조사에서는 주택을 구입한 가구(또는 2년 내 구입을 희망하는 가구)의 연소득대비 구입주택가격의 비를 가구별로 계산한 후 지역 또는 각 계층별로 구분하여 평균한 값으로 계산하고 있다. 따라서, 국민은행의 조사결과 PIR은 현재 구입한 주택의 가격이 현재 가구 소득의 몇 배에 해당하는지를 나타내고, 희망 가구의 PIR은 향후 2년 내 구입하고자 하는 주택가격이 현재 소득대비 몇 배에 해당하는지를 설명하고 있다.<sup>19)</sup> 본 연구에서는 다음과 같이 PIR를 산출하였다. 우선 인구사회학적

18) 2008년 한 해 동안 가구의 부채상환액(가구부채상환액은 정부지원 주택자금대출금과 학자금 대출금에 대해 2008년 한 해 동안 상환한 금액의 합계)을 주요 인구사회학적 특성 그룹별로 비교 분석한 결과표는 <부표 60~63>에 정리함

19) '97년 전국(서울) PIR은 4.6(6.3), '00년 5.0(7.9), '03년 6.2(8.9), '05년 5.6(8.0), '06년 6.4(9.8), '07년

특성 그룹별로 보유하고 있는 단위면적( $m^2$ )당 아파트 평균가격을 산출한 후 이를 이용하여 아파트 전용면적기준을 적용하여 소형  $60m^2$ 와 중형  $85m^2$ 의 평균가격을 인구사회학적 특성 그룹별로 구분하여 산출한다. 그리고 인구사회학적 특성 그룹별 평균가구소득<sup>20)</sup>을 산출하여 앞에서 산출한 평균주택가격에서 나누어 준 값을 PIR로 제시하는 것이다. 산출된 PIR를 해석해 보면 다음과 같다. 세대주가 20대인 경우 모든 가구소득을 저축하여 소형(중형) 아파트를 구입하기 위해 약 6.4년(9년), 30대, 40대, 50대인 경우 약 3.8년(5.4년)이 소요될 것으로 분석되었다(<부표 64>참조). 지역별로는 서울의 경우 가구소득을 전부 저축해서 소형(중형)아파트를 구입하는 데에 약 8.9년(12.6년)이 소요될 것으로 분석되었다. 지역별 평균 아파트가격과 평균 가구소득을 감안했을 때 가장 짧은 기간이 소요되는 지역은 울산으로 약 1.9년(2.7년)이 소요될 것으로 분석되어 서울과 지방 사이에 PIR에 상당한 격차가 존재하는 것을 알 수 있다.<부표 65>참조) 월평균 총소득구간별로 각 구간 내에 속하는 이들이 소유한 아파트의 평균가격과 가구들의 평균소득을 기준으로 산출한 PIR을 기준으로 소형(중형)아파트를 구입하는 데에 소득구간이 최소 소요기간은 1천만원이상 소득세대의 1.7년(2.5년)에서 최대 소요기간은 1백만원 미만인 소득세대의 21.8년(30.9년)까지 소요될 것으로 분석된다(<부표 66>참조). 세대주의 직업군별로 해당그룹 내 세대들이 소유한 아파트의 평균가격수준과 평균 가구소득을 기준으로 산출한 PIR을 기초로 할 때, 소형(중형) 아파트를 구입하는 데에 소요되는 기간이 가장 짧을 것으로 기대되는 직업군은 행정관료직으로 약 3.1년(4.3년)이 소요될 것으로 분석되고, 상대적으로 가장 오랜 기간이 소요될 것으로 예상되는 직업군은 농림어업으로 약 4.0년(5.7년)이 소요될 것으로 분석되었다(<부표 67>참조).

#### 나. 주택가격 대비 대출규모

주택가격 대비 대출규모(Loan To Value ratio, 이하. LTV)는 내집마련에 있어 주택금융의 역할이 어느 정도인가를 가늠하는 지표로서 LTV가 높을수록 주택금융의 역할이 크다는 것을 의미하며, 대출기관이 직면하는 잠재적 채무불이행 위험을

6.6(9.8) '08년 7.6(10.5) '09년 7.7(8.9), 최근 3년간 주택 구입가구를 기준으로 '08년 7.0, '09년 7.3, 해당연도 구입가구 기준으로 '08년 7.6, '09년 7.7임  
20) 가구소득은 근로소득, 사업소득, 부동산임대소득, 이자 및 배당소득, 기타소득을 합계한 금액임

나타내는 주요 지표로도 사용된다. 금융감독원 기준 LTV는 대출심사기준으로 적용되는 담보인정비율로서 '대출액+선순위채권+소액임차보증금/주택담보가격'으로 계산한다. 국민은행의 조사에서 LTV는 선순위채권이나 소액임차보증금을 고려하지 않고 '대출액/주택구입가격'으로 계산하고, 희망 가구의 LTV 역시 '희망대출액/2년내 희망 주택구입가격'으로 계산하고 있다.<sup>21)</sup> 따라서 국민은행에서 조사되는 LTV는 금융감독원 기준 LTV와는 다소 차이가 있다.

본 연구에서는 부동산 자산을 다수 보유하면서도 자가주택이 아닌 타인의 주택을 임대해서 살고 있는 경우 본인의 주택가격 대비 대출규모를 파악하는 것이 오히려 큰 의미가 없다고 판단되어 주택가격대신 부동산 자산가치의 총합을 분모로 하고, 정부지원 주택자금 대출금, 금융기관 대출금을 합제한 가계대출을 분자로 한 LTV를 산출하였다. 산출된 LTV를 연령그룹별로 살펴볼 때, 전 연령그룹에서 대출을 받은 세대들의 경우 평균적으로 소유한 부동산 자산가치보다 많은 대출을 받고 있는 것으로 조사되었다. 60대 이상의 노령층의 LTV 7.56배와 6.27배로 상대적으로 높았고, 20대가 2.67배로 높았으며, 30대~50대는 1.48배~1.91배로 상대적으로 낮은 수준이었다(<부표 68>참조). 지역별로 살펴볼 때는 광주가 평균 5.95배로 가장 높았고, 충북은 0.8배로 가장 낮았으며, 서울은 평균 4.05배였다. 충북을 비롯하여 대구 역시 평균 LTV가 1보다 작아 상대적으로 건전한 대출상태를 보였고, 평균수준이 2배를 넘는 서울, 경남(4.11), 경북(3.29), 부산(2.61), 경기(2.61), 전북(2.32)은 대출부실의 위험성이 높은 상태로 판단된다(<부표 69>참조). 월평균 총소득수준별로는 1백만원 미만인 세대가 평균 6.45배로 가장 높았고, 3~4백만원 미만인 세대 5.45배, 1~2백만원 미만인 세대 2.29배, 5백만원 미만인 세대 2.13배로 대출부실의 위험성이 높은 소득구간을 조사되었고, 1보다 작은 5~7백만원 미만·8~9백만원 미만·1천만원 이상 소득구간은 건전한 대출상태임을 알 수 있다(<부표 70>참조). 직업군별로는 세대주가 무직(퇴직)인 세대가 8.06배로 가장 높았고, 노무직 3.6배, 기타취업 2.86배, 판매/서비스직 2.13배로 상대적으로 가구부실화 가능성이 높은 그룹으로 분석되고, 전문직(0.99)과 행정관료직(1.31), 기능직(1.33), 농림어업직(1.45), 그리고 사무직(1.67)은 상대적으로 건전한 대출상태에 있는 것으로 분석된다(<부표 71>참조).

21) 국민은행(2009) 최근 3년 구입가구 기준 '08년 65.4%, '09년 61.7%, 당해연도 구입가구 기준 '08년 36%, '09년 34.4%이고, 주택담보대출금액/담보주택가격으로 산출한 한국주택금융공사(2009) 평균 LTV는 35%, 공사보급자리론 45%, 비은행금융권 39.7%, 보급자리론 이용가구는 54.2%, 일반보급자리론 56.3%, e-모기지원 51.9%, 금리설계보급자리론 50.1% 순임

<표 5> LTV수준별 세대분포

(단위: 세대, %, 배)

LTV구간	세대수	비중	LTV_Mean	LTV_Min	LTV_Max	LTV_SDev
0.1이하	139	14.9	0.06	0.00	0.10	0.03
0.1이상-0.3미만	216	23.1	0.20	0.10	0.30	0.06
0.3이상-0.5미만	154	16.5	0.38	0.30	0.49	0.05
0.5이상-0.7미만	102	10.9	0.57	0.50	0.70	0.07
0.7이상-1.0미만	67	7.2	0.81	0.70	0.96	0.07
1.0이상-1.5미만	79	8.4	1.15	1.00	1.48	0.15
1.5이상-2.0미만	33	3.5	1.67	1.50	1.89	0.13
2.0이상-3.0미만	29	3.1	2.25	2.00	2.96	0.28
3.0이상-4.0미만	23	2.5	3.29	3.00	3.60	0.22
4.0이상-5.0미만	18	1.9	4.19	4.00	4.80	0.28
5.0이상	76	8.1	26.36	5.00	600.00	73.04

이러한 LTV의 평균수준은 극단적으로 높은 LTV 상태에 있는 세대들에 의해 평균값이 왜곡될 가능성도 있기 때문에 LTV수준별 세대분포를 검토해 보았으나 LTV가 2를 넘는 세대의 누적비율은 전체세대의 15.6%인 점을 감안할 때 극단적인 LTV값들이 평균수준에 어느 정도 영향을 미칠 가능성이 있다.

### 1) 연소득 대비 대출규모

연소득 대비 대출규모(Debt To Income ratio, 이하. DTI)는 가계대출금액이 연가구소득<sup>22)</sup>의 몇 배인가를 나타내는 지표로 국민은행에서는 주택대출금액을 연소득으로 나누어 산정한다.<sup>23)</sup> 본 연구에서는 정부지원 주택자금 대출금, 학자금 대출금, 금융기관 대출금, 기타 대출금의 합계인 가계대출규모를 연가구소득으로 나누어 DTI를 산출하였다. 연령그룹별 평균 DTI는 연령에 비례하여 20대 최소 1.51배에서 70대 이상 11.51배까지 높아지고, 특히 세대주가 60대 이상의 노령인 세대가 매우 높았다(<부표 72>참조). 지역별로는 대구가 8.0배로 가장 높았고, 충북이 1.14배로 가장 낮았으며, 서울은 4.34배로 지역별로 차이가 크게 났다(<부표 73>참

22) 가구소득은 근로소득, 사업소득, 부동산임대소득, 이자 및 배당소득, 기타소득을 합계한 금액임  
 23) 국민은행(2009) 최근 3년내 주택구입가구 대상 DTI는 '08년 1.99배, '09년 1.97이고, 월평균상환액 / 월가구소득으로 산출한 한국주택금융공사(2009) 평균 DTI 15.9%, 비은행금융기관 DTI 19.9%, 보험자리론 17.3%, 은행 15.7%임

조). 월평균 총소득구간별로 살펴볼 때, 1백만원 미만의 세대가 12.07배로 가장 높았고, 고소득계층으로 갈수록 DTI가 전반적으로 낮아졌다(<부표 74>참조). 직업군 별로는 세대주가 무직(퇴직)인 세대들의 평균이 19.78배로 매우 높았고, 판매/서비스직이 4.67배 > 농림어업 3.15배 > 기타취업 2.68배 > 노무직 2.33배 > 전문직 2.00배 > 사무직 1.88배 > 행정관료직 1.59배였다(<부표 75>참조).

&lt;표 6&gt; DTI수준별 세대분포

(단위: 세대, %, 배)

DTI구간	세대수	비중	DTI_Mean	DTI_Min	DTI_Max	DTI_SDev
0.1이하	66	3.7	0.07	0.02	0.10	0.02
0.1이상-0.3미만	208	11.6	0.20	0.10	0.30	0.06
0.3이상-0.5미만	214	11.9	0.40	0.30	0.50	0.05
0.5이상-0.7미만	172	9.6	0.59	0.50	0.70	0.06
0.7이상-1.0미만	228	12.7	0.82	0.70	0.99	0.08
1.0이상-1.5미만	230	12.8	1.23	1.00	1.49	0.15
1.5이상-2.0미만	140	7.8	1.73	1.50	1.98	0.13
2.0이상-3.0미만	193	10.8	2.43	2.00	2.99	0.29
3.0이상-4.0미만	103	5.7	3.50	3.00	3.98	0.26
4.0이상-5.0미만	58	3.2	4.34	4.00	4.95	0.29
5.0이상	183	10.2	25.51	5.00	600.00	59.07

그러나 DTI수준별 세대분포를 확인한 결과 평균적인 DTI수준이 그룹내 일부 높은 DTI수준의 세대들로 인해서 평균값이 왜곡될 가능성이 잠재하였다. 즉, DTI가 2배를 넘는 세대가 전체의 29.9%에 달해 많은 가구들에서 가계대출이 가계의 현금유동성을 악화시키고 있음을 알 수 있었다.

#### 다. 연소득 대비 연상환액규모

한국주택금융공사의 경우 월소득 대비 상환액규모(Payment To Income ratio, 이하. PTI)를 월소득대비 매월 대출상환금액의 비율을 나타내는 지표로 산출하여 '한국주택금융공사' 모기지론 심사 기준에 사용되는 DTI와 동일한 지표로 활용하고 있다.<sup>24)</sup> 본 연구에서는 연가구소득 대비 연상환액<sup>25)</sup> 규모로 PTI를 정의하고 인

24) 한국주택금융공사(2009)에 따르면 평균 DTI비율은 31.0%이고 일반보금자리론 31.0%, e-모기지론 29.7%, 금리설계보금자리론 35.3%이고, 국민은행(2009)에 따르면 최근 3년간 주택대출가구들의 평균 PTI는 '08년 21.1%, '09년 17.8%임

구사회학적 특성 그룹별로 산출하여 세대주 연령그룹 PTI를 살펴볼 때, 70대 이상의 경우 가구소득의 1.40배에 해당하는 규모의 대출금을 한 해 동안 상환했고, 20대의 경우 가구소득의 약 53%에 해당하는 규모의 대출을 상환했고, 60대부터 30대까지는 연령에 반비례적으로 가구소득의 최소 18%에서 최대 29% 규모의 대출금을 상환하여 저조한 실적을 보였다(<부표 76>참조). 지역별 PTI를 살펴보면 강원이 평균 59%수준을 상환하여 가장 좋은 실적을 보였고, 부산이 평균 3%의 저조한 실적을 보였으며, 서울은 가구소득 대비 평균 50%을 상환하였다(<부표 77>참조). 총소득구간 PTI에 따르면 1백만원미만인 세대는 가구소득의 84%규모의 대출금을 상환하였고, 2~3백만원미만 32% > 4~5백만원미만 26% > 1~2백만원미만 21% > 5~6백만원미만 16% 등의 순으로 소득수준이 낮아질수록 가구소득 대비 대출금 상환액 규모는 큰 것으로 조사되었다(<부표 78>참조). 직업군별 PTI를 비교해 보면 판매/서비스직이 64%로 가장 높고, 노무직 43% > 사무직 19% > 행정관료직 15% 등의 순으로 가구소득 대비 상환액 비율이 높았다(<부표 79>참조).

<표 7> PTI수준별 세대분포

(단위: 세대, %, 배)

PTI 구간	세대수	비중	PTI_Mean	PTI_Min	PTI_Max	PTI_SDev
0.1이하	105	59.7	0.04	0.00	0.10	0.03
0.1이상-0.3미만	39	22.2	0.17	0.11	0.30	0.05
0.3이상-0.5미만	11	6.3	0.37	0.30	0.45	0.05
0.5이상-0.7미만	7	4.0	0.58	0.50	0.67	0.07
1.0이상-1.5미만	8	4.5	1.17	1.00	1.45	0.16
1.5이상-2.0미만	2	1.1	1.86	1.77	1.95	0.13
2.0이상-3.0미만	2	1.1	2.29	2.08	2.50	0.30
4.0이상-5.0미만	2	1.1	4.09	4.02	4.17	0.10

PTI수준별 세대분포를 살펴보면 세대의 59.7%가 PTI 0.1, 즉 가구소득 대비 대출금 상환액의 규모가 10%를 넘지 못하였다. 이는 가구들이 대출금을 원활하게 상환하지 못하고 있음을 보여준다.

25) 연상환액은 학자금 대출과 정부지원 주택자금 대출의 연간 상환액 합계임

## 라. 가구자산 대비 가구부채비율

주택구입에 있어서는 근로소득을 포함한 가구소득에 추가하여 금융자산이나 부동산을 비롯한 기타자산들의 시가총액을 합한 가구자산 대비 모든 채무의 합계인 가구부채의 비율인 자산 대비 부채비율(Debt To Asset ratio; 이하. DTA)을 분석할 필요가 있다. 세대주 연령그룹별 DTA는 연령에 비례하여 최소 0.52배에서 최대 5.31배까지로 조사되었다(<부표 80>참조). 지역별로는 경기 2.37 > 광주 2.14 > 전북 1.65 > 전남 1.41 > 부산 1.37 > 대구 1.28 > 서울 1.24 > 인천 1.22 > 경북 1.21 > 강원 1.17 > 경남 1.03 > 대전 0.72 > 충북 0.69 > 울산 0.68 > 충남 0.60의 순이었다. 1보다 작은 대전, 충북, 울산, 충남을 제외한 나머지 지역들은 가구들의 대출부실화의 가능성이 다소 높아 가계대출이 지역경제의 잠재적 위기요인이 되고 있다(<부표 81>참조). 월평균 총소득수준별로는 2백만원이상 세대인 경우 평균 DTA가 1보다 작아 상대적으로 대출에 따른 가구부실 위험성이 비례적으로 작다고 평가할 수 있으나 2백만원미만인 세대들은 1백만원미만 5.27배, 1~2백만원미만 1.65배로 대출에 따른 가구부실화 가능성이 높은 위험군으로 평가된다(<부표 82>참조). 직업군별로는 사무직(0.65), 행정관료직(0.66), 전문직(0.87), 기능직(0.84), 농림어업(0.97) 등은 1보다 작은 DTA에 의해 대출에 따른 가구부실화 위험성이 상대적으로 낮고 기타취업(1.64), 노무직(1.84), 판매/서비스직(2.03), 무직(퇴직)(4.52) 등은 상대적으로 대출에 의한 가구부실화 가능성 높은 직업군으로 평가된다(<부표 83>참조).

<표 8> DTA수준별 세대분포

(단위: 세대, %, 배)

구간	세대수	비중	DTA_Mean	DTA_Min	DTA_Max	DTA_SDev
0.1이하	283	15.3	0.06	0.00	0.10	0.03
0.1이상-0.3미만	574	31.1	0.20	0.10	0.30	0.06
0.3이상-0.5미만	327	17.7	0.39	0.30	0.50	0.06
0.5이상-0.7미만	218	11.8	0.59	0.50	0.70	0.05
0.7이상-1.0미만	196	10.6	0.83	0.70	1.00	0.09
1.0이상-1.5미만	180	9.8	1.22	1.00	1.49	0.13
1.5이상-2.0미만	79	4.3	1.72	1.50	2.00	0.14
2.0이상-3.0미만	104	5.6	2.44	2.00	3.00	0.29
3.0이상-4.0미만	60	3.3	3.49	3.01	3.98	0.28
4.0이상-5.0미만	29	1.6	4.40	4.00	4.91	0.26
5.0이상	77	4.2	21.25	5.00	375.00	44.59

DTA수준별 세대분포를 살펴보면 DTA가 1배 미만인 세대의 비율이 71.2%로 높아 경제전체적인 대출부실의 가능성은 그리 높지 않아 보인다. 그러나 세대의 14.7%의 DTA가 2배를 초과함으로써 이들 세대에 의한 대출부실 위험성은 다소 높게 판단된다.

## 6. 주택수요분석모형

### 가. 분석자료 소개

이상에서 살펴본 가구의 주요 특성그룹별 주택수요능력을 종합적으로 분석하기 위하여 가구의 인구사회학적 특성변수들과 가구경제력변수 그리고 가계신용변수들로 구분하여 다음과 같이 자료들을 정리하여 계량모형에 적용한 분석을 시도해 보았다.

<표 9> 분석자료(N=4,190)

변수명	변수정의	변수값	변수값 정의
NO	가구고유번호		
SEX	성별	1/2	여성(1), 남성(2)
AGE	연령그룹	1~6	20대(1), 30대(2), 40대(3), 50대(4), 60대(5), 70대이상(6)
MEM	가구원수	명	최소 1명 ~ 최대 9명
REG	거주지	1~15	서울(1), 부산(2), 대구(3), 인천(4), 광주(5), 대전(6), 울산(7), 경기(8), 강원(9), 충북(10), 충남(11), 전북(12), 전남(13), 경북(14), 경남(15)
HSC	주거면적	m <sup>2</sup>	최소 10m <sup>2</sup> ~ 최대 660m <sup>2</sup>
INM	2008년 월평균 소득구간	만원	100미만(1), 200미만(2), 300미만(3), 400미만(4), 500미만(5), 600미만(6), 700미만(7), 800미만(8), 900미만(9), 1,000미만(10), 1,000이상(11)
WTY	근로소득세납 부유무	1/0	납부함(1), 납부안함(0)
WTC	근로소득세결 정세액	만원	최소 -7만원 ~ 최대 6,108만원
HOW	주택소유여부	1/0	소유(1)*, 미소유(0) *자가주택에 거주하거나, 임대주택에 살지만 따로 소유하고 있거나, 2008년에 주택을 구입한 세대를 소유(1)로 구분

## 제2회 재정패널학술대회

변수명	변수정의	변수값	변수값 정의
AITY	종합소득세 납부유무	1/0	납부함(1), 납부안함(0)
AITC	종합소득세 결정세액	만원	최소 0만원 ~ 최대 2,040만원
EXM	월평균 지출금액	만원	최소 7만원 ~ 최대 1,265만원
HIN	가구소득	만원	최소 0만원 ~ 최대 62,000만원(=근로소득+사업소득+부동산임대소득+이자및배당소득+기타소득)
HDT	가구부채	만원	최소 0만원 ~ 최대 200,000만원(=정부지원주택자금대출+학자금대출+금융기관대출+전세·임대보증금+기타대출)
HDP	가구부채 상환액	만원	최소 0만원 ~ 최대 7,200만원
AFA	금융자산 시가총액	만원	최소 0만원 ~ 최대 70,000만원(=은행등금융기관에적금+펀드+채권+주식+저축성·연금성보험+빌려준돈+기타금융자산+주택마련저축·펀드)
ARA	부동산 시가총액	만원	최소 0만원 ~ 최대 400,000만원(=모든 종류의 전월세보증금+거주주택외 주택의 시가총액+주택이의 모든 부동산 시가총액)
AOA	기타자산 시가총액	만원	최소 0만원 ~ 최대 100,000만원(=골프·콘도 등 보유회원권+농기계·가축+선박·건설중장비+기타자산)
AHA	가구자산	만원	최소 0만원 ~ 최대 431,930만원(=가구소득+금융자산+부동산+기타자산)
HL1	가계대출1	만원	최소 0만원 ~ 최대 200,000만원(=정부지원주택자금대출+학자금대출+금융기관대출+기타대출)
HL2	가계대출2	만원	최소 0만원 ~ 최대 200,000만원(=정부지원주택자금대출+금융기관대출)
DTA	DTA	배	최소 0배 ~ 최대 375배(=가구부채/가구자산)
DTI	DTI	배	최소 0배 ~ 최대 600배(=가계대출1/가구소득)
LTV	LTV	배	최소 0배 ~ 최대 600배(=가계대출2/부동산시가총액)
PTI	PTI	배	최소 0배 ~ 최대 4.17배(=가구부채상환액/가구소득)

## 2. 분석모형

본 연구에서 인구사회학적 특성과 가구의 주택수요능력에 따른 주택소유에 대한 가능성을 측정하는 분석모형과 분석도구는 Binary Logistic Model을 SPSS 16.0을 이용하는 것으로 결정하였다. 따라서 분석할 계량모형은 다음과 같이 설정하였다.

$$P(\text{주택소유}=1) = \frac{1}{1 + e^{-f(x)}}$$

$$f(x) = \text{constant} + \sum \alpha_i D_i + \sum \beta_i E_i + \sum \gamma_i R_i$$

여기에서  $D_i$ 는 인구사회학적 특성 변수군,  $E_i$ 는 경제력 변수군,  $R_i$ 는 가구의 자산(소득)대비 부채(대출)의 비율로 측정한 가계신용 변수군을 각각 나타낸다.

## 3. 분석결과

주택구입을 통한 주택소유 가능성을 분석결과 <표 10>은 모형의 식별력이 전체적으로 79.9%의 데이터가 정확하게 원래 주택소유여부 그룹을 잘 판별하였고, 분석결과 <표 11>은 전체적으로 81.4%의 데이터가 정확하게 원래 주택소유여부 그룹으로 잘 판별하였다. <표 10>은 주택소유 가능성을 분석함에 주요 인구사회학적 특성변수군(D)과 경제력 변수군(E)을 동시에 고려한 결과이고, <표 11>은 D와 E 이외에도 가계신용 변수군을 동시에 고려한 모형의 분석결과이다. <표 10>을 기초로 추정된 회귀식은 다음과 같다.

$$f(x) = -5.95230 + 0.56732(SEX) + 0.63860(AGE) + 0.06666(REG) + 0.22445(MEM) + 0.02201(HSC) \\ + 0.00102(HDT) - 0.00010(ARA) + 0.00008(AHA) - 0.00107(HL1) + 0.00013(HL2)$$

&lt;표 11&gt;가구의 특성과 수요능력에 따른 주택소유 가능성(D, E고려)

Variable	B	Wald	Sig.	Exp(B)	95.0% C.I. for EXP(B)		
					Lower	Upper	
D	SEX	0.56732	24.795	.000	1.764	1.411	2.205
	AGE	0.63860	349.545	.000	1.894	1.771	2.025
	REG	0.06666	55.918	.000	1.069	1.050	1.088
	MEM	0.22445	34.045	.000	1.252	1.161	1.350
	HSC	0.02201	162.177	.000	1.022	1.019	1.026
E	HDT	0.00102	50.900	.000	1.001	1.001	1.001
	ARA	-0.00010	70.704	.000	1.000	1.000	1.000
	AHA	0.00008	56.445	.000	1.000	1.000	1.000
	HL1	-0.00107	48.844	.000	.999	.999	.999
	HL2	0.00013	5.151	.023	1.000	1.000	1.000
Constant	-5.95230	413.620	.000	.003			

주: -2log Likelihood=3,679.749, Cox & Snell  $R^2=0.303$ , Nagelkerke  $R^2=0.426$

따라서 만약 세대주가 남성(SEX=2)이고 연령이 30대(AGE=2)이고 서울에 거주(REG=1)하고 가구원수가 3명(MEM=3)이고  $60m^2$ 에서 거주(HSC=60)하고 가구부채가 5천만원(HDT=5,000)이고 보유한 부동산 시가총액이 1억원(ARA=10,000)이고 보유한 총자산이 5억원(AHA=50,000)이고 제1유형의 대출규모가 5천만원(HL1=5,000)이고 제2유형의 대출규모가 7천만원(HL2=7,000)인 가구의 주택소유 가능성은 추정된 회귀식의 설명변수에 각각 정보를 입력하여 산출된 값 2.33을 다음 식을 통해 환산할 때 91.11%로 산출된다.

$$P(\text{주택소유}=1) = \frac{1}{1 + e^{-(2.33)}} = 0.9111$$

&lt;표 11&gt; 가구의 특성과 수요능력에 따른 주택소유 가능성(D, E, R고려)

Variable	B	Wald	Sig.	Exp(B)	95.0% C.I. for EXP(B)		
					Lower	Upper	
D	SEX	0.62861	13.733	.000	1.875	1.345	2.615
	AGE	0.76390	229.043	.000	2.147	1.944	2.370
	REG	0.12766	102.534	.000	1.136	1.108	1.165
	MEM	0.12480	5.503	.019	1.133	1.021	1.257
	HSC	0.01782	72.259	.000	1.018	1.014	1.022

가구의 주택수요능력과 종부세 부담 간의 상호관계 연구

Variable		B	Wald	Sig.	Exp(B)	95.0% C.I. for EXP(B)	
						Lower	Upper
E	HDT	0.00021	143.272	.000	1.000	1.000	1.000
	INM	0.19772	35.980	.000	1.219	1.142	1.300
R	PTI	1.31128	4.907	.027	3.711	1.163	11.839
	DTA	-0.21100	7.750	.005	.810	.698	.939
	LTV	-0.01154	4.343	.037	.989	.978	.999
Constant		-7.75667	314.935	.000	.000		

주: -2log Likelihood=1,950.299, Cox & Snell  $R^2=0.407$ , Nagelkerke  $R^2=0.543$

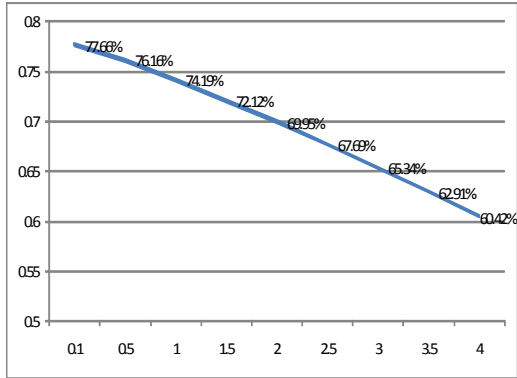
<표 11>의 추정회귀계수값을 기준으로 주택소유결정요인으로 가장 중요한 것은 PTI(1.311)이고, 이어서 세대주 연령(0.764), 성(0.629), DTA수준(-0.211), 월평균총소득규모(0.198), 거주지역(0.128), 가구원수(0.125), 주거면적(0.018), LTV(-0.012), HDT(0.0002)의 순이었다. 그리고 추정된 회귀식은 다음과 같다.

$$f(x) = -7.75667 + 0.62861(SEX) + 0.76390(AGE) + 0.12766(REG) + 0.12480(MEM) + 0.01782(HSC) + 0.00021(HDT) + 0.19772(INM) + 1.31128(PTI) - 0.21100(DTA) - 0.01154(LTV)$$

따라서 세대주가 남성(SEX=2)이고 연령이 40대(AGE=3)이고 경기에 거주(REG=8)하고 가구원수가 2명(MEM=2)이고 85 $m^2$ 에서 거주(HSC=85)하고 가구부채가 5천만원(HDT=5,000)이고 월평균총소득이 4~5백만원미만(INM=5)이고, PTI가 50%(PTI=0.5)이고 DTA가 60%(DTA=0.6)이고, LTV가 40%(LTV=0.4)인 가구의 주택소유 가능성은 추정된 회귀식의 설명변수에 각각 정보를 입력하여 산출된 값 1.14을 역시 환산할 때 75.77%로 산출된다.

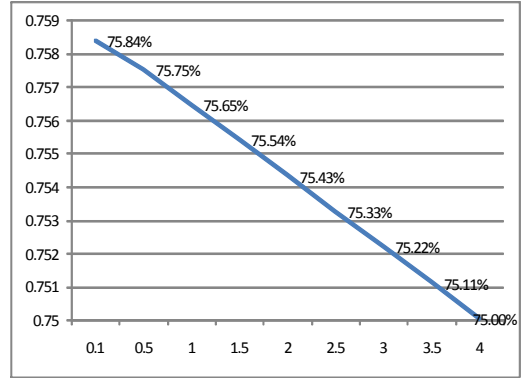
만약 여타 조건은 동일하고 DTA 또는 LTV를 상승시켜 상황을 악화시킬 경우 주택소유가능성은 점차로 하락하게 되는 데 그 영향은 모의실험결과 DTA가 LTV보다 상당히 크다(<그림 1~2>참조). DTA와 LTV의 악화와는 반대로 PTI의 개선에 따른 영향은 주택소유의 가능성을 점차 증가시키는 데 모의실험 결과는 PTI가 10%인 경우 주택소유 가능성이 64.93%였던 것이 이를 50%로 개선했을 때, 75.78%로 상승하고 만약 PTI가 4배에 달한다면 주택소유 가능성은 99.68%까지 상승하였다(<그림 3>참조).

<그림 1> DTA악화에 따른 주택소유가능성 변화



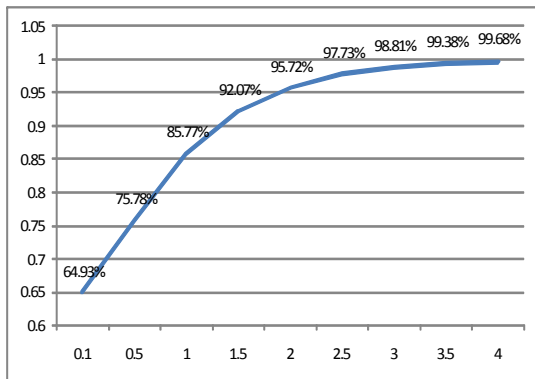
주: X축은 DTA수준, Y축은 주택소유가능성을 나타냄

<그림 2> LTV악화에 따른 주택소유가능성 변화



주: X축은 LTV수준, Y축은 주택소유가능성을 나타냄

<그림 3> PTI개선에 따른 주택소유가능성 변화



주: X축은 PTI수준, Y축은 주택소유가능성을 나타냄

### Ⅲ. 조세부담결정모형

#### 1. 소득세와 종합부동산세의 개요

2008년 전체 국세수입 약 167조 3,057억원 중 종합부동산세는 약 2조 1,299억 원으로 전체 세수의 약 1.3%를 차지하고, 소득세는 약 36조 3,551억 원으로 전체 세수의 약 21.7%를 차지한다(국회예산정책처, 2009). 이중 종합부동산세의 결정요인은 기본적으로 과표구간과 세율의 변동과 관련한 제도적 변화와 국토해양부에서 결정 고시하는 부동산의 공시가격에 의해 결정된다. 소득세는 소득세의 기본세율구조의 변화와 인적공제를 비롯한 각종 공제제도와 공제한도의 정책적 변화와 더불어 노동시장을 비롯한 실물경제의 상황 변화에 따라 결정된다.

2008년도 개편되었던 소득세법의 주요 개정내용으로 우선 소득세율이 단계적으로 2%포인트 인하되었다. 2008년도 귀속소득에 대한 소득세율은 1,200만원이하 8%, 1,200~4,600만원이하 17%, 4,600~8,800만원이하 26%, 8,800만원초과 35%였다.<sup>26)</sup> 종합부동산세는 2008년 11월 13일 헌법재판소의 판결에 따라 큰 변화를 겪게 된다. 세대별 합산과세가 위헌으로 판결됨에 따라 주거목적의 1주택 장기보유자와 장기보유자가 아니더라도 별다른 재산이 없거나 수입이 없는 자에 대한 일률적 과세는 헌법불합치판결이 내려졌다.<sup>27)</sup> 이에 따라 종합부동산세법은 개정이 이루어졌고, 판결시기와 종합부동산세 납부 의무 시기, 종합부동산세 제도개편의 시기가 맞물려 2008년도와 2009년도에는 각각 다른 세제의 적용을 받게 되었다. 2008년도에는 주택분에 대한 종합부동산 과세가 세대별 합산에서 인별 과세로 변경되었고, 과표 및 세율은 이전세율의 적용을 받았다. 2008년도부터 150%의 세부담상한선이 적용되었으며, 적용비율은 80%가 적용되었다. 이 외에 과세 기준금액, 과표 및 세율변격은 2009년부터 적용되었다.

위헌 결정 등으로 인해 2006~2007년도에 세대별 합산에 따라 납부한 세금의 환

26) 2009년도 귀속소득부터는 종합소득세율은 최고소득구간을 제외한 모든 구간에서 1%포인트 인하되었고, 2010년도 귀속소득부터는 각 구간에서 추가적으로 1%포인트 인하되었으며, 최고소득구간에서는 2%포인트 인하됨

27) 이외 미실현이득 과세, 이중과세 및 원본잠식, 소급과세, 수도권에 대한 평등권 위배, 지방재정권 침해 등 타 쟁점은 합헌판결을 받음

급이 이루어졌는데, '인별 합산과세' 방식을 적용하여 납부할 세액을 재계산하여 당초 납부한 세액과의 차액을 신고 납부자에게 환급하였다. 이때 환급규모는 농어촌특별세 포함 총 5,622억원이었다(국회예산정책처, 2009). 2008년도 종합부동산세는 12월 15일까지 납부하는 것으로 되어 있었으나, 이후에 「종합부동산세법」이 변경·시행됨에 따라 적용비율은 80%, 인별 합산 변경을 적용해 다시 계산한 금액을 2009년도에 환급하였고, 이 때 환급규모는 농어촌특별세 포함 2,971억원이었다.

&lt;표 12&gt; 종합부동산세법 주요 개정 내용

구분	개정(2008.12.26)	현행																						
주택분 과세표준	$\sum(\text{세대별})\text{공시가격} - 6\text{억원}$	$(\sum(\text{인별})\text{공시가격} - 6\text{억원}) \times \text{공정시장가액비율}(80\%)^{28}$																						
(×)세율	<table border="1"> <thead> <tr> <th>과세표준</th> <th>세율</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>3억원미만</td> <td>1%</td> </tr> <tr> <td>3~14억원미만</td> <td>1.5%</td> </tr> <tr> <td>14~94억원미만</td> <td>2%</td> </tr> <tr> <td>94억원이상</td> <td>3%</td> </tr> </tbody> </table>	과세표준	세율	3억원미만	1%	3~14억원미만	1.5%	14~94억원미만	2%	94억원이상	3%	<table border="1"> <thead> <tr> <th>과세표준</th> <th>세율</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>6억원미만</td> <td>0.5%</td> </tr> <tr> <td>6~12억원미만</td> <td>0.75%</td> </tr> <tr> <td>12~50억원미만</td> <td>1%</td> </tr> <tr> <td>50~94억원미만</td> <td>1.5%</td> </tr> <tr> <td>94억원이상</td> <td>2%</td> </tr> </tbody> </table>	과세표준	세율	6억원미만	0.5%	6~12억원미만	0.75%	12~50억원미만	1%	50~94억원미만	1.5%	94억원이상	2%
과세표준	세율																							
3억원미만	1%																							
3~14억원미만	1.5%																							
14~94억원미만	2%																							
94억원이상	3%																							
과세표준	세율																							
6억원미만	0.5%																							
6~12억원미만	0.75%																							
12~50억원미만	1%																							
50~94억원미만	1.5%																							
94억원이상	2%																							
(×)적용비율	2008년 90%, 2009년 100%	2009년부터 폐지(공정시장가액비율로 전환)																						
(=)종부세액	주택분 종합부동산세액	주택분 종합합산세액																						
(-)차감할 재산세액	과세기준금액을 초과하는 금액에 대해 재산세로 부과된 세액	과세표준금액에 대해 재산세로 부과된 세액																						
(-)세부담상한초 과세액	[(전년 재산세+종부세)×300%]초과세액	[(전년 재산세+종부세)×150%]초과세액																						
(-)세액공제		(신설) 주택분만 해당, 1세대 1주택 고령자 세액공제: 10~30% 만60세이상~65세미만: 10% 만65세이상~70세미만: 20% 만70세이상: 30% (신설) 1세대 1주택 장기보유자만 해당 5~10년 보유 세액공제: 20% 10년 이상 보유 세액공제: 40%																						
(=)산출세액	주택분 산출세액	주택분 산출세액																						

가구의 주택수요능력과 종부세 부담 간의 상호관계 연구

구분	개정(2008.12.26)	현행																
종합합산 토지분 과세표준	$\sum$ 공시지가 - 3억원	( $\sum$ 공시지가 - 5억원)×공정시장가액비율(80%)																
(×)서울	<table border="1"> <thead> <tr> <th>과세표준</th> <th>세율</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>17억미만</td> <td>1%</td> </tr> <tr> <td>97억미만</td> <td>2%</td> </tr> <tr> <td>97억이상</td> <td>4%</td> </tr> </tbody> </table>	과세표준	세율	17억미만	1%	97억미만	2%	97억이상	4%	<table border="1"> <thead> <tr> <th>과세표준</th> <th>세율</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>15억미만</td> <td>0.75%</td> </tr> <tr> <td>45억미만</td> <td>1.5%</td> </tr> <tr> <td>45억이상</td> <td>2%</td> </tr> </tbody> </table>	과세표준	세율	15억미만	0.75%	45억미만	1.5%	45억이상	2%
과세표준	세율																	
17억미만	1%																	
97억미만	2%																	
97억이상	4%																	
과세표준	세율																	
15억미만	0.75%																	
45억미만	1.5%																	
45억이상	2%																	
별도합산 토지분 과세표준	$\sum$ 공시지가 - 40억원	( $\sum$ 공시지가 - 80억원)×공정시장가액비율* *2009년 70%, 2010년 75%, 일반규정: 80%																
(×)서울	<table border="1"> <thead> <tr> <th>과세표준</th> <th>세율</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>160억원미만</td> <td>0.6%</td> </tr> <tr> <td>960억원미만</td> <td>1%</td> </tr> <tr> <td>960억원이상</td> <td>1.6%</td> </tr> </tbody> </table>	과세표준	세율	160억원미만	0.6%	960억원미만	1%	960억원이상	1.6%	<table border="1"> <thead> <tr> <th>과세표준</th> <th>세율</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>200억원미만</td> <td>0.5%</td> </tr> <tr> <td>400억원미만</td> <td>0.6%</td> </tr> <tr> <td>400억원이상</td> <td>0.7%</td> </tr> </tbody> </table>	과세표준	세율	200억원미만	0.5%	400억원미만	0.6%	400억원이상	0.7%
과세표준	세율																	
160억원미만	0.6%																	
960억원미만	1%																	
960억원이상	1.6%																	
과세표준	세율																	
200억원미만	0.5%																	
400억원미만	0.6%																	
400억원이상	0.7%																	
(×)적용비율	2008년 65%, 2015년까지 5%p증가	2009년부터 폐지(공정시장가액비율로 전환)																

자료: 이영환·신영임(2009)

## 2. 조세납부 현황

2008년도 조세납부와 환급가구의 분포실태를 정리하면 다음 <표 10>과 같다. 세대주가 20대인 가구 중 1.4%만이 종부세를 납부했고, 50.7%만이 근로소득세를 납부했으며, 종합소득세를 납부한 세대는 2.8%에 불과했다. 전체 세대의 27.3%를 차지하는 40대가 세대주인 가구들의 경우에도 종합부동산세를 납부한 세대는 5.8%, 근로소득세를 납부한 세대는 54.9%, 종합소득세를 납부한 세대는 22.2%에 불과했다. 따라서 전체 세대를 대상으로 했을 때 종합부동산세를 납부한 세대는 4.8%, 근로소득세를 납부한 세대는 43.4%, 종합소득세를 납부한 세대는 15.3%에 불과하였다. 그리고 종합부동산세를 환급받은 세대는 세대주가 50대(2.3%)와 60대(3.0%)인 세대가 대부분을 차지했고 전체적으로는 1.7%가 환급받은 것으로 조사되었다.

28) 1세대 1주택자 단독명의로에 대해 3억원 추가공제 허용, 이는 과세기준이 9억원이 되는 것과 동일한 효과를 지님

&lt;표 13&gt; 2008년 조세납부 및 환급 가구의 분포 실태

(단위: 세대, %)

구분	표본분포		종합부동산세			근로소득세		종합소득세	
	총세대수	세대 비중	납부	미납부	환급	납부	미납	납부	미납
20대	71	1.7%	14%	98.6%	0.0%	50.7%	49.3%	2.8%	97.2%
30대	676	16.1%	1.3%	98.7%	0.1%	68.2%	31.8%	9.9%	90.1%
40대	1,143	27.3%	5.8%	94.2%	1.7%	54.9%	45.1%	22.2%	77.8%
50대	954	22.8%	5.7%	94.3%	2.3%	52.1%	47.9%	21.9%	78.1%
60대	629	15.0%	7.5%	92.5%	3.0%	26.2%	73.8%	13.2%	86.8%
70대 이상	717	17.1%	3.2%	96.8%	1.5%	4.3%	95.7%	3.3%	96.7%
전체	4,190	100.0%	4.8%	95.2%	1.7%	43.4%	56.6%	15.3%	84.7%

연령그룹별로 평균적으로 납부한 결정세액을 살펴보면 세대주가 20대인 경우 연평균 54만원의 근로소득세를 납부했고, 30대 106만원, 40대 178만원, 50대 189만원, 60대 134만원, 70대 이상 69만원 납부했으며 전체적으로 연평균 156만원을 납부한 것으로 조사되었다.

&lt;표 14&gt; 2008년 근로소득세 납부 실태

(단위: 만원)

연령그룹	총결정세액	평균결정세액	결정세액_Min	결정세액_Max	결정세액_S.D.
20대	910	54	4	300	74
30대	32,097	106	-6	6,108	373
40대	71,150	178	-4	3,000	291
50대	63,581	189	-7	4,893	382
60대	12,711	134	-2	1,183	238
70대 이상	966	69	2	350	89
전체	181,415	156	-7	6,108	337

가구의 주택수요능력과 종부세 부담 간의 상호관계 연구

<표 15> 2008년 종합소득세 납부 실태

(단위: 만원)

연령그룹	총결정세액	평균결정세액	결정세액_Min	결정세액_Max	결정세액_S.D.
20대	8	8	8	8	
30대	1,612	73	1	300	82
40대	16,662	142	2	2,040	273
50대	12,983	140	1	1,270	252
60대	4,583	139	2	1,300	255
70대 이상	610	61	1	257	90
전체	36,458	132	1	2,040	248

종합소득세의 결정세액을 살펴보면 30대의 경우 연평균 73만원을 납부했고 40대 142만원, 50대 140만원, 60대 139만원 70대 이상 61만원을 납부했으며 전체적으로는 132만원을 납부한 것으로 조사되었다.

<표 16> 2008년 증부세 환급 실태

(단위: 만원)

연령그룹	총환급액	평균환급액	환급액_Min	환급액_Max	환급액_S.D.
30대	80	80	80	80	
40대	5,857	308	4	2,000	482
50대	3,484	158	4	500	175
60대	3,776	199	20	1,000	266
70대 이상	1,784	162	4	600	187
전체	14,981	208	4	2,000	308

종합부동산세를 환급받은 30대는 평균 80만원, 40대는 308만원, 50대는 158만원, 60대는 199만원, 70대 이상은 162만원이고 전체적으로는 평균 208만원을 환급받은 것으로 조사되었다.

### 3. 납세자 특성분석

#### 가. 종합부동산세 납부자의 특성분석

근로소득세, 종합소득세, 또는 종합부동산세를 납부한 2,358세대만을 대상으로 한 C5.0모형 분석결과<sup>29)</sup> 약 8.5%인 200세대가 종합부동산세를 납부한 것으로 조사되었다. 종부세 납부유무와 밀접한 관련성을 보인 설명변수들로는 우선 보유한 부동산의 시가총액(48.1%), 취업가구원수(22.5%), 가구원수(21.1%), 월평균소득구간(8.2%) 등 이었다. 이러한 특성들의 조합에 따른 종합부동산세 납부가능성을 분석한 결과는 다음과 같다. 취업가구원이 전혀 없는 세대(취업가구원=0)의 61.1%가 종부세를 납부했고, [취업가구원=0]이고 전체 가구원이 2명 이하인(가구원 $\leq$ 2) 세대의 약 87%와 전체 가구원수가 3명 이상인(가구원 $\geq$ 3) 세대의 84.6%가 납부하였다. 취업가구원이 있는 세대(취업가구원 $\neq$ 0)의 약 7.7%가 납부했는데, [취업가구원 $\neq$ 0]이고 시가총액 5억8천만원 이하의 부동산을 보유한(부동산 $\leq$ 5억8천만원) 세대의 5.9%와 5억8천만원을 초과하는 부동산을 보유한(부동산 $>$ 5억8천만원) 세대의 약 39.7%가 납부하였다. [취업가구원 $\neq$ 0]이고 [부동산 $>$ 5억8천만원]이고 임대주택에 사는(임대) 세대의 24.6%가 납부했다. [취업가구원 $\neq$ 0]이고 [임대]이고 시가총액 5억8천만원 초과 9억8천만원이하의 부동산을 보유한(5억8천만원 $<$ 부동산 $\leq$ 9억8천만원) 세대의 9.5%가 납부했다. [취업가구원 $\neq$ 0]이고 [임대]이고 9억8천만원을 초과하는 부동산을 보유한(부동산 $>$ 9억8천만원) 세대의 52.2%가 납부했다. [취업가구원 $\neq$ 0]이고 [임대]이고 [부동산 $>$ 9억8천만원]이고 세대주가 농림어업·사무직·판매/서비스직인 세대의 75%가 납부했고, [취업가구원 $\neq$ 0]이고 [임대]이고 [부동산 $>$ 9억8천만원]이고 세대주가 전문직이면서 취업가구원수가 1명 이하인 세대의 100%가 납부했고, 1명 이상인 세대의 25%가 납부했다. [취업가구원 $\neq$ 0]이고 [부동산 $>$ 5억8천만원]이고 자가주택에 거주하는(자가) 세대의 57.1%가 납부했다. [취업가구원 $\neq$ 0]이고 [부동산 $>$ 5억8천만원]이고 [자가]이고 2008년 월평균소득구간이 2백만원미만·5백만원미만·6백만원미만·9백만원 미만·1천만원미만인 세대의 27.8%가 납부했다. [취업가구원 $\neq$ 0]이고 [부동산 $>$ 5억8천만원]이고 [자가]이고 2008년 월평균소득구간이 1백만원미만·3백만원미만·4백만원미만·7백만원 미만·8만원미만인 세대의

29) 본문에 설명한 C5.0 분석결과를 그림으로 도시한 결과는 <부록>의 <그림 5~11>에 정리함

71.1%가 납부했다.

#### 나. 종합소득세 납부자 특성분석

다음으로 근로소득세, 종합소득세, 또는 종합부동산세를 납부한 2,358세대만을 대상으로 한 C5.0모형 분석결과 27.1%인 639세대가 종합소득세를 납부한 것으로 조사되었다. 종합소득세의 납부유무와 밀접한 관련성을 보인 설명변수들로는 사업소득금액(65.1%), 근로소득금액(30.7%), 월평균소득구간(0.8%), 자가임대여부(0.8%), 종사상 직위(0.7%), 취업가구원수(0.5%), 최종학력졸업여부(0.4%), 기타자산시가총액(0.4%), 총가구원수(0.4%), 연령그룹(0.1%), 이자 및 배당소득(0.1%) 순으로 조사되었다. 이런 세대의 특성조합에 따른 납부 가능성을 분석한 결과는 다음과 같다. 우선 사업소득이 없는(사업소득=0) 세대 그룹에 대한 분석결과는 다음과 같다.

[사업소득=0]세대의 1.5%가 종합소득세를 납부했는데, [사업소득=0]이고 가구근로소득이 728만원을 초과하는(근로소득>728만원) 세대의 0.5%(8세대)가 납부했다. [사업소득=0]이고 가구근로소득이 728만원이하(근로소득≤728만원)인 세대의 30%가 납부했다. [사업소득=0]이고 [근로소득≤728만원]이고, 최종학력을 졸업한[졸업] 세대의 24.5%세대가 납부했다. [사업소득=0]이고 [근로소득≤728만원]이고 [졸업]이면서 종사상 지위가 무고용인자영업자 세대의 48.6%가 납부했고, 유고용인자영업자 세대 중 57.9%가 납부했으며, 임금근로자의 10.8%가 납부했다. [사업소득=0]이고 [근로소득≤728만원]이고 [졸업]이고 [무고용인자영업자]이고 [임대]인 세대의 94.3%가 납부했고, [자가]인 세대의 19%가 납부했다. [사업소득=0]이고 [근로소득≤728만원]이고 [졸업]이고 [유고용인자영업자]이고 [취업가구원≠0] 세대의 96.2%가 납부했다. [사업소득=0]이고 [근로소득≤728만원]이고 [졸업]이고 [임금근로자]이고 [취업가구원≤1] 세대의 2.4%가 납부했고, [취업가구원≥2] 세대의 100%가 납부했다. 다음으로 사업소득이 있는(사업소득≠0) 세대그룹에 대한 분석결과는 다음과 같다. [사업소득≠0]세대의 78.5%가 납부했는데, [사업소득≠0]이고 [근로소득≤140만원] 세대의 96.2%가 납부했고, [사업소득≠0]이고 [근로소득>140만원] 세대의 57.5%가 납부했다. [사업소득≠0]이고 [근로소득>140만원]이고 [사업소득≤2,342만원] 세대의 45.3%가 납부했고, [사업소득≠0]이고 [근로소득>140만원]이고 [사업소득>2,342만원] 세대의 79.7%가 납부했다. [사업소득≠0]이고 [근로소득>140만원]이

고 [사업소득 $\leq$ 2,342만원]이고 [이자및배당소득 $\neq$ 0]인 세대의 11.8%가 납부했고, [사업소득 $\neq$ 0]이고 [근로소득 $>$ 140만원]이고 [사업소득 $\leq$ 2,342만원]이고 [이자및배당소득=0]세대의 48%가 납부했다. [사업소득 $\neq$ 0]이고 [근로소득 $>$ 140만원]이고 [이자및배당소득=0]이고 [사업소득 $\leq$ 290만원]인 세대의 83.3%가 납부했고, [사업소득 $\neq$ 0]이고 [근로소득 $>$ 140만원]이고 [이자및배당소득=0]이고 [290만원 $<$ 사업소득 $\leq$ 2,342만원]인 세대의 43.5%가 납부했다. [사업소득 $\neq$ 0]이고 [근로소득 $>$ 140만원]이고 [이자및배당소득=0]이고 [290만원 $<$ 사업소득 $\leq$ 2,342만원]이고 [총가구원수 $\leq$ 5]세대의 45.9%가 납부했고, 특히 총가구원수가 6명이상인 가구는 전혀 납부하지 않았다. [사업소득 $\neq$ 0]이고 [근로소득 $>$ 140만원]이고 [이자및배당소득=0]이고 [290만원 $<$ 사업소득 $\leq$ 2,342만원]이고 [총가구원수 $\leq$ 5]이고 [기타자산 $\leq$ 10만원] 세대의 50.3% 납부했고, [기타자산 $>$ 10만원]세대의 13.6%가 납부했다. [사업소득 $\neq$ 0]이고 [근로소득 $>$ 140만원]이고 [이자및배당소득=0]이고 [290만원 $<$ 사업소득 $\leq$ 2,342만원]이고 [총가구원수 $\leq$ 5]이고 [기타자산 $\leq$ 10만원]이고 [2008년월평균소득구간=2백만원미만·8백만원이상] 세대의 80%, [2008년월평균소득구간=1백만원미만·5~8백만원미만] 세대의 31%, [2008년월평균소득구간=2~3백만원미만] 세대의 51.1%, [2008년월평균소득구간=3~4백만원미만] 세대의 44.1%, [2008년월평균소득구간=4~5백만원미만] 세대의 50%가 각각 납부했다. [사업소득 $\neq$ 0]이고 [근로소득 $>$ 140만원]이고 [이자및배당소득=0]이고 [290만원 $<$ 사업소득 $\leq$ 2,342만원]이고 [총가구원수 $\leq$ 5]이고 [기타자산 $\leq$ 10만원]이고 [2008년월평균소득구간=2~3백만원미만]이고 [연령그룹=30대, 70대 이상] 세대의 100%, [연령그룹=40대] 세대의 50%, [연령그룹=50대] 세대의 45.5%, [연령그룹=60대] 세대의 30%가 각각 납부했다. [사업소득 $\neq$ 0]이고 [근로소득 $>$ 140만원]이고 [이자및배당소득=0]이고 [290만원 $<$ 사업소득 $\leq$ 2,342만원]이고 [총가구원수 $\leq$ 5]이고 [기타자산 $\leq$ 10만원]이고 [2008년월평균소득구간=2~3백만원미만]이고 [연령그룹=50대]이고 [자가]세대의 55.6%가 납부했으나 [임대]세대는 1세대도 납부하지 않았다. [사업소득 $\neq$ 0]이고 [근로소득 $>$ 140만원]이고 [이자및배당소득=0]이고 [290만원 $<$ 사업소득 $\leq$ 2,342만원]이고 [총가구원수 $\leq$ 5]이고 [기타자산 $\leq$ 10만원]이고 [2008년월평균소득구간=2~3백만원미만]이고 [연령그룹=60대]이고 [가구소득 $>$ 3,323만원] 세대의 75%가 납부했고, [가구소득 $\leq$ 3,323만원] 세대는 1세대도 납부하지 않았다. [사업소득 $\neq$ 0]이고 [근로소득 $>$ 140만원]이고 [이자및배당소득=0]이고 [290만원 $<$ 사업소득 $\leq$ 2,342만원]이고 [총가구원수 $\leq$ 5]이고 [기타자산 $\leq$ 10만원]이고 [2008년월평균

소득구간=3~4백만원미만]이고 [가구소득 $\leq$ 3,827만원] 세대의 25%, [가구소득 $>$ 3,827만원] 세대의 54.5%가 납부했다. [사업소득 $\neq$ 0]이고 [근로소득 $>$ 140만원]이고 [이자및배당소득=0]이고 [290만원 $<$ 사업소득 $\leq$ 2,342만원]이고 [총가구원수 $\leq$ 5]이고 [기타자산 $\leq$ 10만원]이고 [2008년월평균소득구간=3~4백만원미만]이고 [가구소득 $>$ 3,827만원]이고 [직업=기능직·사무직·전문직·판매/서비스직] 세대의 84.6%, [직업=기타취업·노무직·농림어업] 세대의 11.1%가 납부했다. [사업소득 $\neq$ 0]이고 [근로소득 $>$ 140만원]이고 [이자및배당소득=0]이고 [290만원 $<$ 사업소득 $\leq$ 2,342만원]이고 [총가구원수 $\leq$ 5]이고 [기타자산 $\leq$ 10만원]이고 [2008년월평균소득구간=4~5백만원미만]이고 [가구소득 $\leq$ 5,571만원] 세대의 68.4%, [가구소득 $>$ 5,571만원] 세대는 전혀 납부하지 않은 것으로 조사되었다.

## IV. 결론

우리나라 가구의 주택수요능력을 인구사회학적 특성과 경제력, 그리고 가계신용에 초점을 두고 가구의 주택소유가능성과 관련 조세부담 가능성을 살펴본 본 연구의 주요 연구결과들은 다음과 같다.

(1) 전체 분석대상 4,190세대 중 62.4%는 자가주택에서 거주하고, 20.6%는 전세로, 13.8%는 월세로 임대하여 주거생활을 유지하고 있었다. 세대주가 남성인 경우 자가거주율이 높았고, 세대주 연령이 높을수록 가구원이 많을수록 자가거주율이 높았다. 지역별로 자가거주율이 평균을 미달하는 지역은 서울(51.1%), 광주(59.3%), 대전(50.3%), 경기(56.7%), 충북(61.2%)이었다. 직업군과 직위에 있어 이동가능성이 적을수록 자가거주율이 높았고, 취업가구원수가 많을수록 자가거주율이 높았다.

(2) 거주여부와 관계없이 주택을 소유하고 있는 2,616세대를 분석한 결과, 아파트 단위면적( $m^2$ )당 가격은 세대주 연령에 비례하여 최소 200만원에서 최대 325만원까지 높아졌고, 지역별로는 서울이 662만원(최대)에서 전남 96만원(최소)까지 지역에 따른 평균가격차이가 크게 발생했으며, 월평균총소득에 비례해서 단위면적당 아파트의 가격도 증가하였다.

(3) 전세세입가구 865세대를 분석한 결과, 단위면적당 아파트 전세가격은 세대주

연령이 높아질수록 최소 54만원(20대)에서 최대 158만원(40대)까지 높아졌다. 지역별로는 서울 241만원(최대)에서 전남 40만원(최소)까지 가격편차가 크게 발생했다. 소득수준에 따라서도 최소가격대비 최대가격이 약 3.3배 차이가 발생하였다.

(4) 보증부월세로 거주하는 456세대를 분석한 결과 단위면적당 아파트 평균보증금은 세대주 연령그룹별로 최소 9만원(20대)에서 최대 52만원(40대)까지 분포하고, 평균월세는 최소 2,464원(60대)에서 최대 4,806원(40)까지 분포하였다. 평균보증금과 평균월세 수준을 아파트 소형주거면적 60 $m^2$ 기준으로 환산해 볼 때, 평균보증금은 최소 480만원에서 최대 3,120만원이고, 평균월세는 약 15만원에서 최대 29만원에 해당하는 수준이다. 월세시장도 지역별로 격차가 크게 발생하여 단위면적당 보증금은 최고 53만원(서울)에서 최소 11만원(인천), 월세는 최고 7,775원(서울)에서 최소 1,217원(전남)까지 분포하였다.

(5) 가구원 1인당 평균주거면적은 자신소유 단독주택의 경우 1인당 평균 40 $m^2$ , 아파트는 29 $m^2$ , 연립주택은 23 $m^2$ 였고, 임대주택은 28 $m^2$ , 임대아파트의 경우 26 $m^2$ , 임대연립주택의 경우 23 $m^2$ 로 주택유형별 차이는 존재했으나 자가와 임대 간의 차이는 크지 않았다.

(6) 가구의 경제력은 세대주의 연령, 직업군, 그리고 거주지역에 따라 크게 차이를 보였으나 자가와 임대에 따른 주거형태와는 크게 관련이 없었다.

(7) 인구사회학적 특성 그룹별로 보유하고 있는 단위면적( $m^2$ )당 아파트 평균가격을 산출한 후 소형 60 $m^2$ 와 중형 85 $m^2$ 의 평균가격을 산출하고, 인구사회학적 특성 그룹별로 산출한 평균가구소득으로 평균주택가격을 나누어 준 값을 PIR로 산출한 결과 20대 세대주 경우 소형(중형) 아파트를 구입하기 위해 약 6.4년(9년), 30대, 40대, 50대인 경우 약 3.8년(5.4년)으로 분석되었다. 지역별로는 서울의 경우 최장 약 8.9년(12.6년)에서 울산 최단 약 1.9년(2.7년)이 소요될 것으로 분석되어 서울과 지방 사이에 PIR에 상당한 격차가 존재하였다.

(8) 부동산 자산을 다수 보유하면서도 자가주택이 아닌 타인의 주택을 임대해서 살고 있는 경우 본인의 주택가격 대비 대출규모를 파악하는 것이 오히려 큰 의미가 없다고 판단되어 주택가격대신 부동산 자산가치의 총합을 분모로 하고, 정부지원 주택자금 대출금, 금융기관 대출금을 합계한 가계대출을 분자로 한 LTV를 산출한 결과, 전 연령그룹에서 대출을 받은 세대들의 경우 평균적으로 소유한 부동산 자산가치보다 많은 대출을 받고 있는 것으로 조사되었으나 LTV수준별 세대분

포를 검토한 결과 LTV가 2를 넘는 세대의 누적비율이 전체세대의 15.6%로 극단적인 LTV값들이 그룹내 평균수준에 영향을 미칠 가능성을 전혀 배제하지 못했다.

(9) 정부지원 주택자금 대출금, 학자금 대출금, 금융기관 대출금, 기타 대출금의 합계인 가계대출규모를 연가구소득으로 나누어 DTI를 산출한 결과, 연령에 비례하여 20대 최소 1.51배에서 70대 이상 11.51배까지 높아지고, 특히 세대주가 60대 이상의 노령인 세대가 매우 높았다. 이외에도 인구사회학적 특성그룹별로 DTI가 높게 나타났는데, DTI가 2배를 넘는 세대가 전체의 29.9%에 달하여 그룹내에 극단적으로 높은 일부 세대들로 인해서 평균값이 왜곡될 가능성을 배제할 수 없었다. 그러나 적지 않은 가구들에서 가계대출이 가계의 현금유동성을 악화시키고 있음도 부인할 수 없었다.

(10) 연가구소득 대비 연상환액 규모로 PTI를 산출한 결과 60대부터 30대까지는 연령에 반비례적으로 가구소득의 최소 18%에서 최대 29% 규모의 대출금을 상환하였다. 또한 소득수준이 낮아질수록 가구소득 대비 대출금 상환액 규모는 큰 것으로 조사되어 가구의 대출금 상환이 원활하지 않고 소득수준이 낮을수록 대출금 상환에 따른 가계의 유동성이 제약을 받고 있었다.

(11) 주택구입에 있어서는 근로소득을 포함한 가구소득에 추가하여 금융자산이나 부동산을 비롯한 기타자산들의 시가총액을 합한 가구자산 대비 모든 채무의 합계인 가구부채의 비율로 DTA를 산출한 결과, 세대주 연령에 비례하여 최소 0.52배에서 최대 5.31배까지 분포하는 것으로 조사되었다. 평균 DTA가 1보다 작은 대전, 충북, 울산, 충남을 제외한 나머지 지역들은 지역내 가구들의 대출부실화의 가능성이 다소 높아 가계대출이 지역경제의 잠재적 위기로 이어질 수도 있다. 월평균 총소득수준이 2백만원미만인 세대들은 대출에 따른 가구부실화 가능성이 높은 위험군으로 평가되고, 기타취업(1.64), 노무직(1.84), 판매/서비스직(2.03), 무직(퇴직)(4.52) 등이 가구부실화 가능성 높은 직업군으로 평가된다. DTA수준별 세대 분포를 살펴보면 DTA가 1배 미만인 세대의 비율이 71.2%로 높아 경제전체적인 대출부실의 가능성은 그리 높지 않으나, 전세대의 14.7%의 DTA가 2배를 초과함으로써 이들 세대에 의한 대출부실 위험성은 다소 높다고 판단된다.

(12) Binary Logistic Model을 이용한 주택수요분석결과, 주택소유결정요인으로 가장 중요한 것은 PTI(1.311)이고, 이어서 세대주 연령(0.764), 성(0.629), DTA수준(-0.211), 월평균총소득규모(0.198), 거주지역(0.128), 가구원수(0.125), 주거면적

(0.018), LTV(-0.012), HDT(0.0002)의 순이었다. 만약 여타 조건은 동일하고 DTA 또는 LTV를 상승시켜 상황을 악화시킬 경우 주택소유가능성은 점차로 하락하게 되는 데 그 영향은 모의실험결과 DTA가 LTV보다 상당히 크다. DTA와 LTV의 악화와는 반대로 PTI의 개선에 따른 영향은 주택소유의 가능성을 점차 증가시키는 데 모의실험 결과는 PTI가 10%인 경우 주택소유 가능성이 64.93%였던 것이 이를 50%로 개선했을 때, 75.78%로 상승하고 만약 PTI가 4배에 달한다면 주택소유 가능성은 99.68%까지 상승하였다.

(13) 2008년도 조세납부와 환급가구의 분포실태를 정리하면, 전체적으로 종합부동산세를 납부한 세대는 4.8%, 근로소득세를 납부한 세대는 43.4%, 종합소득세를 납부한 세대는 15.3%에 불과하였다. 그리고 전세대의 1.7%가 종합부동산세를 환급 받은 것으로 조사되었다. 연평균 156만원의 근로소득세를 납부했고, 132만원의 종합소득세를 납부했으며, 평균 208만원의 종합부동산세를 환급받았다.

(14) 근로소득세, 종합소득세, 또는 종합부동산세를 납부한 2,358세대만을 대상으로 한 C5.0모형 분석결과, 종합부동산세 납부유무와 밀접한 관련성을 보인 설명변수들로는 우선 보유한 부동산의 시가총액(48.1%), 취업가구원수(22.5%), 가구원수(21.1%), 월평균소득구간(8.2%) 등 이었다. 종합소득세의 경우 사업소득금액(65.1%), 근로소득금액(30.7%), 월평균소득구간(0.8%), 자가임대여부(0.8%), 종사상 직위(0.7%), 취업가구원수(0.5%), 최종학력졸업여부(0.4%), 기타자산시가총액(0.4%), 총가구원수(0.4%), 연령그룹(0.1%), 이자 및 배당소득(0.1%) 순으로 조사되었다.

향후 매년 이루어질 패널조사결과를 활용하여 이상의 연구내용을 반복적으로 수행했을 경우 우리나라 주택시장의 실태파악과 정책과 제도수립에 필요한 유용한 정보들을 확보할 수 있을 것으로 판단된다. 아울러 조사가구들에 대한 정보들이 시계열적으로 누적되어 진정한 패널분석이 가능하게 된다면 분석하고자 하는 목표값에 대한 설명변수들의 임의효과(random effect)와 고정효과(fixed effect)를 정확하게 산출하여 우리나라 인구사회학적·경제적·가계신용의 변화에 따른 주택 수요변화와 조세수입 및 국가재정에 대한 보다 미시적 효과분석 및 국가재정변화의 추계가 가능할 것으로 기대된다.

## 참고문헌

- 김근용, 박천규, 진정수, 조판기 외, 「수요 지향적 주택공급 프로그램에 관한 연구」, 『국토연구원 연구보고서』 2009
- 김현정, 김우영, 김기호, 「한국노동패널자료를 이용한 가구부채분석」, 『금융경제연구』, 2009. 2.
- 박천규, 이수욱, 손경환, 「가구생애주기를 감안한 주택수요특성 분석 연구」, 『국토연구』 제60권, 2009, 171-187
- 이영환, 신영임, 「재산과세의 실효세율에 관한 연구-종합부동산세제를 중심으로-」, 『세무와 회계저널』, 제10권 제2호, 2009. 6.
- 손경환, 강미나 외, 「주택종합계획 수정보완을 위한 연구」 건설교통부, 2007
- 손경환, 박천규, 「가구의 주택자금 수요행태분석」, 『대한부동산학회지』 제23집, 2005, 9-24
- 국회예산정책처, 「NABO 2009~2013년 세수추계 분석」, 2009.11
- 국민은행, 「주택금융수요실태조사」, 2009.12
- 한국주택금융공사, 「주택금융 및 보금자리론 수요실태조사」, 2009.11
- Alm, J. R., Follain, J. R., "Consumer Demand for Adjustable Rate Mortgage," *Housing Finance Review*, Vol.6, 1987, 1-16
- Bruckner, J. K., "The Pricing of Interest Rate Caps and Consumer Choice in the Market for Adjustable-Rate Mortgage," *Housing Finance Review*, Vol.5, 1986, 119-136
- Chiu, R. L. H., Ho, M. H. C., "Estimation of elderly housing demand in an Asian city: Methodological issues and policy implications," *Habitat International*, Vol.30, 2006, 965-980.
- Ermisch, J., Pevalin, D. J., "Early childbearing and housing choices," *Journal of Housing Economics*, Vol.13, 2004, 170 - 94
- Heckman, J., "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, Vol.47, 1979, 153-161
- Hendershott, P. H., LaFayette, W. C., Haurin, D. R., "Debt Usage and

- Mortgage Choice : The FHA-Conventional Decision," *Journal of Urban Economics*, Vol.41, 1997, 202-217
- Ioannides, Y. M., Zabel, J. E. "Interaction, neighborhood selection and housing demand," *Journal of Urban Economics*, Vol.63, 2008, 229-252
- Lee, L. F., Trost, R. P. "Estimation of some limited dependent variable models with application to housing demand," *Journal of Econometrics*, Vol.8, 1978, 357-382
- Mankiw, N., Weil, D., "The Baby Boom, the Baby Bust and the Housing Market," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.19, 1989, 235-258
- Nordvik, V. "Selective housing policy in local housing markets and the supply of housing," *Journal of Housing Economics*, Vol.15, 2006, 279-292
- Phillips and VanderHoff, "Alternative Mortgage Instruments," *Qualification Constraints and the Demand for Housing : An Empirical Analysis*, 1994
- Rosen, H. S., "Housing decisions and the U.S. income tax: An econometric analysis," *Journal of Public Economics*, Vol.11, 1979, 1-24
- Sinai, T., Waldfoegel, J., "Do low-income housing subsidies the occupied housing stock," *Journal of Public Economics*, Vol.89, 2005, 2137-2164
- Zabel, J., "The demand for housing services," *Journal of Housing Economics*, Vol.13, 2004, 16 - 35

가구의 주택수요능력과 종부세 부담 간의 상호관계 연구

<부록>

<부표 1> 성별 주택소유(임대)자 분포

(단위: 세대, %)

성별	임대	자가	Total
남자	1,190, 34.5, 75.6	2,263, 65.5, 86.5	3,453, 100.0, 82.4
여자	384, 52.1, 24.4	353, 47.9, 13.5	737, 100.0, 17.6
Total	1,574, 37.6, 100.0	2,616, 62.4, 100.0	4,190, 100.0, 100.0

주: Count, Row%, Column%,  $\chi^2 = 80.584(p < 0.01)$

<부표 2> 세대주 연령그룹별 주택소유(임대)자 분포

(단위: 세대, %)

연령그룹	임대	자가	Total
20대	65, 91.5, 4.1	6, 8.5, 0.2	71, 100.0, 1.7
30대	408, 60.4, 25.9	268, 39.6, 10.2	676, 100.0, 16.1
40대	510, 44.6, 32.4	633, 55.4, 24.2	1,143, 100.0, 27.3
50대	278, 29.1, 17.7	676, 70.9, 25.8	954, 100.0, 22.8
60대	129, 20.5, 8.2	500, 79.5, 19.1	629, 100.0, 15.0
70대이상	184, 25.7, 11.7	533, 74.3, 20.4	717, 100.0, 17.1
Total	1,574, 37.6, 100.0	2,616, 62.4, 100.0	4,190, 100.0, 100.0

주: Count, Row%, Column%,  $\chi^2 = 412.373(p < 0.01)$

<부표 3> 기혼여부별 주택소유(임대)자 분포

(단위: 세대, %)

구분	임대	자가	Total
기혼	1,380, 35.1, 87.7	2,553, 64.9, 97.6	3,933, 100.0, 93.9
미혼	194, 75.5, 12.3	63, 24.5, 2.4	257, 100.0, 6.1
Total	1,574, 37.6, 100.0	2,616, 62.4, 100.0	4,190, 100.0, 100.0

주: Count, Row%, Column%,  $\chi^2 = 167.866(p < 0.01)$

<부표 4> 총가구원규모별 주택소유(임대)자 분포

(단위: 세대, %)

총가구원규모	임대	자가	Total
1명	377, 62.7, 24.0	224, 37.3, 8.6	601, 100.0, 14.3
2명	279, 29.2, 17.7	676, 70.8, 25.8	955, 100.0, 22.8
3명	337, 38.3, 21.4	542, 61.7, 20.7	879, 100.0, 21.0
4명	462, 35.1, 29.4	856, 64.9, 32.7	1,318, 100.0, 31.5
5명	95, 28.1, 6.0	243, 71.9, 9.3	338, 100.0, 8.1
6명이상	24, 24.2, 1.5	75, 75.8, 2.9	99, 100.0, 2.4
Total	1,574, 37.6, 100.0	2,616, 62.4, 100.0	4,190, 100.0, 100.0

주: Count, Row%, Column%,  $\chi^2 = 214.807(p < 0.01)$

&lt;부표 5&gt; 지역별 주택소유(임대)자 분포

(단위: 세대, %)

지역구분	임대	자가	Total
01.서울	394, 48.9, 25.0	412, 51.1, 15.7	806, 100.0, 19.2
02.부산	114, 36.8, 7.2	196, 63.2, 7.5	310, 100.0, 7.4
03.대구	88, 34.8, 5.6	165, 65.2, 6.3	253, 100.0, 6.0
04.인천	70, 35.2, 4.4	129, 64.8, 4.9	199, 100.0, 4.7
05.광주	66, 40.7, 4.2	96, 59.3, 3.7	162, 100.0, 3.9
06.대전	77, 49.7, 4.9	78, 50.3, 3.0	155, 100.0, 3.7
07.울산	44, 37.0, 2.8	75, 63.0, 2.9	119, 100.0, 2.8
08.경기	318, 43.3, 20.2	416, 56.7, 15.9	734, 100.0, 17.5
09.강원	56, 37.6, 3.6	93, 62.4, 3.6	149, 100.0, 3.6
10.충북	54, 38.8, 3.4	85, 61.2, 3.2	139, 100.0, 3.3
11.충남	48, 27.0, 3.0	130, 73.0, 5.0	178, 100.0, 4.2
12.전북	63, 26.9, 4.0	171, 73.1, 6.5	234, 100.0, 5.6
13.전남	49, 20.4, 3.1	191, 79.6, 7.3	240, 100.0, 5.7
14.경북	66, 25.4, 4.2	194, 74.6, 7.4	260, 100.0, 6.2
15.경남	67, 26.6, 4.3	185, 73.4, 7.1	252, 100.0, 6.0
Total	1,574, 37.6, 100.0	2,616, 62.4, 100.0	4,190, 100.0, 100.0

주: Count, Row%, Column%,  $\chi^2 = 145.625(p < 0.01)$ 

&lt;부표 6&gt; 소득수준별 주택소유(임대)자 분포

(단위: 세대, %)

월평균 총소득구간	임대	자가	Total
1백만원 미만	393, 41.8, 25.0	547, 58.2, 20.9	940, 100.0, 22.4
2백만원 미만	355, 42.7, 22.6	476, 57.3, 18.2	831, 100.0, 19.8
3백만원 미만	318, 40.7, 20.2	464, 59.3, 17.7	782, 100.0, 18.7
4백만원 미만	206, 35.6, 13.1	372, 64.4, 14.2	578, 100.0, 13.8
5백만원 미만	126, 37.7, 8.0	208, 62.3, 8.0	334, 100.0, 8.0
6백만원 미만	72, 27.2, 4.6	193, 72.8, 7.4	265, 100.0, 6.3
7백만원 미만	36, 20.9, 2.3	136, 79.1, 5.2	172, 100.0, 4.1
8백만원 미만	23, 21.7, 1.5	83, 78.3, 3.2	106, 100.0, 2.5
9백만원 미만	19, 33.3, 1.2	38, 66.7, 1.5	57, 100.0, 1.4
10백만원 미만	7, 18.4, 0.4	31, 81.6, 1.2	38, 100.0, 0.9
10백만원 이상	19, 21.8, 1.2	68, 78.2, 2.6	87, 100.0, 2.1
Total	1,574, 37.6, 100.0	2,616, 62.4, 100.0	4,190, 100.0, 100.0

주: Count, Row%, Column%,  $\chi^2 = 80.179(p < 0.01)$

가구의 주택수요능력과 종부세 부담 간의 상호관계 연구

<부표 7> 직업군별 주택소유(임대)자 분포

(단위: 세대, %)

직업군	임대			자가			Total		
사무직	334	39.7	21.2	507	60.3	19.4	841	100.0	20.1
기능직	273	37.2	17.3	460	62.8	17.6	733	100.0	17.5
판매/서비스직	381	46.0	24.2	448	54.0	17.1	829	100.0	19.8
농림어업	26	7.6	1.7	314	92.4	12.0	340	100.0	8.1
노무직	140	41.8	8.9	195	58.2	7.5	335	100.0	8.0
전문직	93	42.5	5.9	126	57.5	4.8	219	100.0	5.2
전업주부	49	41.5	3.1	69	58.5	2.6	118	100.0	2.8
행정관료직	28	31.5	1.8	61	68.5	2.3	89	100.0	2.1
기타취업	45	47.9	2.9	49	52.1	1.9	94	100.0	2.2
학생	11	73.3	0.7	4	26.7	0.2	15	100.0	0.4
무직(퇴직)	194	33.6	12.3	383	66.4	14.6	577	100.0	13.8
Total	1,574	37.6	100.0	2,616	62.4	100.0	4,190	100.0	100.0

주: Count, Row%, Column%,  $\chi^2 = 179.611(p < 0.01)$

<부표 8> 종사상 지위별 주택소유(임대)자 분포

(단위: 세대, %)

종사상지위	임대			자가			Total		
임금근로자	797	41.9	50.6	1,107	58.1	42.3	1,904	100.0	45.4
자영업자(직원無)	278	28.0	17.7	714	72.0	27.3	992	100.0	23.7
자영업자(직원有)	66	29.3	4.2	159	70.7	6.1	225	100.0	5.4
일용근로자	175	50.9	11.1	169	49.1	6.5	344	100.0	8.2
무급가족종사자	4	26.7	0.3	11	73.3	0.4	15	100.0	0.4
무응답	254	35.8	16.1	456	64.2	16.9	710	100.0	16.9
Total	1,574	37.6	100.0	2,616	62.4	100.0	4,190	100.0	100.0

주: Count, Row%, Column%,  $\chi^2 = 87.673(p < 0.01)$

<부표 9> 취업가구원수별 주택소유(임대)자 분포

(단위: 세대, %)

취업가구원수	임대			자가			Total		
0	231	37.9	14.7	379	62.1	14.5	610	100.0	14.6
1	1,019	40.7	64.7	1,482	59.3	56.7	2,501	100.0	59.7
2	291	31.1	18.5	646	68.9	24.7	937	100.0	22.4
3	29	23.4	1.8	95	76.6	3.6	124	100.0	3.0
4	3	17.6	0.2	14	82.4	0.5	17	100.0	0.4
5	1	100.0	0.1				1	100.0	0.0
Total	1,574	37.6	100.0	2,616	62.4	100.0	4,190	100.0	100.0

주: Count, Row%, Column%,  $\chi^2 = 42.887(p < 0.01)$

&lt;부표 10&gt; 연령그룹별×주택유형별 평균가격

(단위: 만원)

연령그룹	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
20대	-	12,000	10,300	-	-	-
30대	12,500	10,888	18,881	15,267	17,600	28,000
40대	14,250	14,990	25,510	13,648	26,000	27,000
50대	18,250	16,121	26,873	11,677	15,725	25,218
60대	13,000	11,345	30,730	13,429	18,000	23,531
70대이상	80,000	7,891	28,347	12,256	-	22,455

&lt;부표 11&gt; 지역별×주택유형별 평균가격

(단위: 만원)

지역구분	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
01.서울	32,000	42,838	63,196	20,161	17,727	57,333
02.부산	-	8,953	14,937	5,888	-	10,950
03.대구	7,000	11,074	14,679	7,424	50,000	30,000
04.인천	-	19,210	25,534	9,935	1,900	45,000
05.광주	-	6,673	13,819	11,167	-	17,200
06.대전	-	11,395	15,203	7,500	-	40,000
07.울산	-	19,240	13,837	6,688	-	8,000
08.경기	-	21,025	27,636	15,644	-	35,667
09.강원	-	7,767	9,567	3,750	-	-
10.충북	-	16,017	12,571	3,500	-	15,000
11.충남	-	7,161	11,789	3,000	-	19,500
12.전북	35,000	3,895	10,114	4,250	-	12,700
13.전남	-	3,586	8,826	8,167	-	21,375
14.경북	-	6,597	9,836	4,711	-	27,667
15.경남	5,833	10,958	11,078	7,000	-	20,640

&lt;부표 12&gt; 소득수준별×주택유형별 평균가격

(단위: 만원)

월평균총 소득구간	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
1백만원 미만	-	6,722	18,479	8,994	1,900	23,767
2백만원 미만	30,167	9,319	15,150	13,198	15,000	18,138
3백만원 미만	9,500	14,663	18,701	12,502	14,667	25,955

가구의 주택수요능력과 종부세 부담 간의 상호관계 연구

월평균총 소득구간	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
4백만원 미만	16,667	15,311	21,844	13,430	18,000	19,750
5백만원 미만	-	17,382	22,255	12,487	30,500	500
6백만원 미만	35,000	27,315	33,073	18,567	12,000	19,633
7백만원 미만	-	25,000	38,414	23,625	-	63,000
8백만원 미만	25,000	15,676	37,288	10,333	50,000	32,500
9백만원 미만	-	5,667	32,852	30,000	-	18,000
10백만원 미만	-	33,000	53,624	8,000	-	-
10백만원 이상	-	24,722	59,725	6,850	-	-

<부표 13> 직업군별×주택유형별 평균가격

(단위: 만원)

직업군	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
기타취업	-	19,021	49,783	13,188	23,000	25,000
전문직	-	41,769	36,243	17,143	28,400	33,500
행정관료직	-	35,500	32,227	14,540	-	50,000
사무직	22,000	20,330	29,682	15,311	21,000	12,500
무직(퇴직)	80,000	11,059	28,245	11,522	1,900	30,125
전업주부	-	8,797	27,929	7,500	18,000	-
판매/서비스직	17,000	16,707	26,116	14,140	10,333	23,257
학생	-	65,000	18,500	-	-	-
기능직	11,300	13,235	15,285	13,361	10,000	19,100
농림어업	-	5,865	13,943	3,500	-	-
노무직	-	9,479	11,891	9,303	-	10,000

<부표 14> 연령그룹별×주택유형별 평균전세가격

(단위: 만원)

연령그룹	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
20대	2,750	3,500	3,938	3,675	2,350	13,000
30대	3,313	3,774	10,096	5,107	3,773	4,538
40대	3,900	3,880	13,762	6,425	3,086	5,288
50대	-	4,393	13,966	5,805	3,500	5,125
60대	6,000	2,450	9,087	6,625	1,800	-
70대이상	-	2,305	5,223	2,929	4,000	-

&lt;부표 15&gt; 연령그룹별×주택유형별 단위면적당 평균전세가격

(단위: 만원/ $m^2$ )

연령그룹	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
20대	114.8760	59.2846	54.1912	77.6721	80.2342	171.2780
30대	70.6247	78.6261	131.3172	100.3750	106.0252	83.5602
40대	89.3118	67.9009	158.8579	120.8024	67.0906	75.5469
50대	-	72.9658	148.9703	114.9824	101.0101	80.1561
60대	113.6364	47.0615	119.7031	96.6758	41.9580	-
70대이상	-	57.5378	78.3470	63.4141	100.0000	-

&lt;부표 16&gt; 지역별×주택유형별 평균전세가격

(단위: 만원)

지역구분	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
01.서울	5,750	5,020	20,849	7,029	7,125	7,786
02.부산	1,000	2,181	7,503	3,900	-	2,000
03.대구	-	3,263	10,532	3,020	2,500	4,300
04.인천	-	2,500	8,057	3,733	2,325	5,500
05.광주	-	1,730	7,856	8,000	-	2,500
06.대전	-	2,083	7,750	4,057	3,500	-
07.울산	-	2,000	9,085	9,000	3,400	-
08.경기	3,045	4,150	11,392	5,226	4,333	6,075
09.강원	-	2,250	4,815	2,500	2,375	-
10.충북	-	1,600	4,195	1,300	3,500	2,500
11.충남	-	3,000	5,593	1,433	2,000	-
12.전북	-	1,300	5,305	2,375	1,600	-
13.전남	-	1,520	3,483	3,250	1,700	-
14.경북	-	2,450	4,945	4,000	4,900	-
15.경남	-	3,471	4,999	3,375	-	3,000

&lt;부표 17&gt; 지역별×주택유형별 단위면적당 평균전세가격

(단위: 만원/ $m^2$ )

지역구분	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
01.서울	144.5707	102.1764	241.1795	146.6197	186.9463	117.2209
02.부산	30.3030	39.9484	93.9704	54.9128	-	33.3333
03.대구	-	43.1792	128.0030	55.7051	62.5132	59.2287

가구의 주택수요능력과 종부세 부담 간의 상호관계 연구

지역구분	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
04.인천	-	52.8555	107.1477	74.5947	82.8979	95.8596
05.광주	-	23.4812	80.6842	81.6327	-	49.7835
06.대전	-	34.4276	81.5345	54.9253	72.3906	-
07.울산	-	50.0541	100.1317	85.2273	96.7366	-
08.경기	67.8509	78.3430	139.0003	94.1542	115.7407	91.2395
09.강원	-	36.8742	56.7989	31.0396	78.7338	-
10.충북	-	29.8844	56.0704	24.6212	70.7071	27.7778
11.충남	-	37.6333	67.5345	33.6990	50.5051	-
12.전북	-	23.5302	61.7521	42.6931	60.6061	-
13.전남	-	18.7867	40.7097	36.7712	46.8320	-
14.경북	-	35.0338	67.5300	74.4851	89.7393	-
15.경남	-	64.3171	60.7674	83.6552	-	58.9226

<부표 18> 소득수준별×주택유형별 평균전세가격

(단위: 만원)

월평균 총소득구간	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
1백만원 미만	3,750	2,479	6,058	3,831	3,188	1,000
2백만원 미만	3,000	3,498	6,750	4,864	3,050	3,833
3백만원 미만	3,500	3,487	8,701	4,708	3,889	4,467
4백만원 미만	4,333	4,563	10,035	7,371	3,575	4,971
5백만원 미만	-	5,486	12,823	7,471	4,500	-
6백만원 미만	-	6,667	14,362	8,600	-	13,000
7백만원 미만	-	-	15,352	8,250	-	6,000
8백만원 미만	-	3,000	21,895	9,000	-	-
9백만원 미만	-	-	22,996	2,000	-	9,500
10백만원 미만	-	-	21,000	-	-	-
10백만원 이상	-	-	31,969	-	-	-

<부표 19> 소득수준별×주택유형별 단위면적당 평균전세가격

(단위: 만원/m<sup>2</sup>)

월평균 총소득구간	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
1백만원 미만	74.1371	56.6337	86.2424	85.7469	89.3184	37.8788
2백만원 미만	92.4242	63.3930	93.2352	99.4293	76.4820	59.1160
3백만원 미만	78.9213	63.4663	111.2234	88.0521	93.9170	93.6672
4백만원 미만	99.3427	83.7328	129.0304	136.1845	105.5871	80.3496

## 제2회 재정패널학술대회

월평균 총소득구간	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
5백만원 미만	-	98.2287	158.5533	122.0132	170.4545	-
6백만원 미만	-	73.2659	162.0199	133.6219	-	171.2780
7백만원 미만	-	-	159.2451	193.7888	-	95.6938
8백만원 미만	-	30.3030	226.5584	118.4211	-	-
9백만원 미만	-	-	264.1797	10.0000	-	79.0549
10백만원 미만	-	-	271.5864	-	-	-
10백만원 이상	-	-	287.3736	-	-	-

&lt;부표 20&gt; 직업군별×주택유형별 평균전세가격

(단위: 만원)

직업군	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
전문직	2,750	5,614	15,537	6,938	5,750	-
사무직	5,000	4,438	14,133	6,932	3,157	8,600
행정관료직	-	2,000	13,643	8,500	2,300	-
판매/서비스직	5,500	3,873	12,730	5,335	3,625	4,038
기타취업	3,000	3,857	8,600	3,989	-	-
무직(퇴직)	-	2,350	8,414	3,458	5,100	2,000
기능직	2,250	3,532	6,996	5,363	2,875	4,860
전업주부	-	2,130	6,033	1,800	-	-
농림어업	-	2,700	5,792	4,000	-	-
노무직	3,000	2,700	4,551	4,085	1,867	5,250
학생	-	6,000	-	-	3,000	-

&lt;부표 21&gt; 직업군별×주택유형별 단위면적당 평균전세가격

(단위: 만원/m<sup>2</sup>)

직업군	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
전문직	114.8760	92.6252	173.1922	148.0604	159.6646	-
행정관료직	-	40.4040	167.7536	140.9933	139.3939	-
사무직	111.4555	80.4564	164.0369	133.7793	80.7343	111.3863
판매/서비스직	132.5758	62.0062	148.1323	105.2804	89.4060	64.0934
기타취업	61.0797	77.1681	113.3945	62.2346	-	-
전업주부	-	69.8709	107.1108	109.0909	-	-
무직(퇴직)	-	49.4131	98.1435	78.8209	104.5455	43.2900
기능직	44.3762	70.4729	93.5455	94.4274	67.3854	70.2570
노무직	53.4759	65.7718	84.5204	83.3077	67.2776	150.2525
농림어업	-	33.9251	71.3283	67.3401	-	-
학생	-	121.2121	-	-	113.6364	-

가구의 주택수요능력과 종부세 부담 간의 상호관계 연구

<부표 22> 연령그룹별×주택유형별 평균월세보증금

(단위: 만원)

연령그룹	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
20대	1,500	404	600	400	461	1,000
30대	729	774	2,282	753	884	2,300
40대	500	1,064	3,697	1,667	605	838
50대	350	871	1,520	1,091	433	1,633
60대	200	1,250	1,271	500	1,000	875
70대이상	500	784	505	1,650	-	1,150

<부표 23> 연령그룹별×주택유형별 평균월세

(단위: 만원)

연령그룹	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
20대	17.0000	17.6000	21.5000	33.0000	28.4091	16.0000
30대	24.2857	25.4348	24.9861	33.3000	32.2273	28.7500
40대	22.5000	22.8485	28.5714	32.0556	28.5000	29.3125
50대	21.0000	24.1481	20.2308	28.0000	15.6667	30.8333
60대	16.0000	24.2500	10.9200	29.6667	15.0000	37.5000
70대이상	20.0000	19.4667	9.3793	13.8333	-	16.0000

<부표 24> 연령그룹별×주택유형별 단위면적당 평균월세보증금

(단위: 만원/ $m^2$ )

연령그룹	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
20대	45.4545	9.0159	9.8404	10.2823	14.1714	51.6940
30대	23.3143	16.5265	33.1806	17.9816	22.4158	49.0005
40대	12.2983	24.2850	52.0161	31.0181	14.0943	21.1597
50대	13.3478	17.0879	25.0754	28.4149	14.4781	42.5110
60대	12.1212	22.9955	20.5854	12.8613	33.6700	28.1460
70대이상	15.3046	19.5697	14.0962	26.1708	-	8.3333

&lt;부표 25&gt; 연령그룹별×주택유형별 단위면적당 평균월세

(단위: 만원/ $m^2$ )

연령그룹	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
20대	0.5152	0.3755	0.3952	0.8091	0.9237	0.6629
30대	0.7733	0.5040	0.4111	0.8284	0.9941	0.8494
40대	0.5460	0.5705	0.4806	0.6289	0.8039	0.7523
50대	0.7107	0.4963	0.4171	0.6189	0.5028	0.7320
60대	0.9697	0.4399	0.2464	0.8097	0.5051	1.0496
70대이상	0.5969	0.4455	0.2619	0.5348	-	0.1061

&lt;부표 26&gt; 지역별×주택유형별 평균보증금

(단위: 만원)

지역구분	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
01.서울	933	1,162	3,058	1,675	1,375	350
02.부산	-	983	392	622	936	1,000
03.대구	-	1,067	3,669	1,000	233	3,350
04.인천	-	500	350	514	480	733
05.광주	-	620	888	500	456	875
06.대전	-	400	1,057	567	650	1,750
07.울산	500	940	989	2,200	-	-
08.경기	564	805	3,350	1,409	308	1,650
09.강원	-	317	1,678	-	100	1,000
10.충북	-	1,150	2,989	600	733	-
11.충남	-	600	2,137	275	733	500
12.전북	-	450	763	-	500	1,000
13.전남	-	400	3,788	-	150	733
14.경북	-	2,600	2,940	767	539	-
15.경남	-	1,120	3,250	2,000	3,500	1,325

&lt;부표 27&gt; 지역별×주택유형별 평균월세

(단위: 만원)

지역구분	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
01.서울	18.6667	25.5357	33.0952	40.6000	46.2500	29.5000
02.부산	-	9.3333	18.9000	14.5556	26.2857	21.1667
03.대구	-	23.3333	31.0000	30.0000	34.0000	32.5000

가구의 주택수요능력과 종부세 부담 간의 상호관계 연구

지역구분	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
04.인천	-	25.0000	19.5000	24.7143	25.6000	46.6667
05.광주	-	30.4000	9.4000	35.0000	28.3333	27.5000
06.대전	-	16.2500	9.5789	29.6667	25.0000	17.5000
07.울산	25.0000	22.1538	13.2857	10.0000	-	-
08.경기	22.6364	29.0952	31.8000	27.9091	42.8000	27.5000
09.강원	-	21.3333	22.0000	-	25.0000	40.0000
10.충북	-	15.0000	21.6429	29.3333	18.3333	-
11.충남	-	12.5000	20.4286	22.5000	36.6667	18.0000
12.전북	-	18.0000	12.6250	-	30.0000	26.6667
13.전남	-	16.6667	9.2500	-	27.0000	46.6667
14.경북	-	22.5000	17.1667	30.0000	24.8889	-
15.경남	-	21.0000	21.0000	40.0000	10.0000	18.7500

<부표 28> 지역별×주택유형별 단위면적당 평균보증금

(단위: 만원/ $m^2$ )

지역구분	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
01.서울	27.5482	27.8278	53.1893	33.1544	55.0896	15.7576
02.부산	-	21.6881	14.3861	13.7349	21.0515	32.9354
03.대구	-	28.5203	48.4912	23.2558	7.8042	41.4687
04.인천	-	11.5033	10.8428	11.1202	17.9293	19.5016
05.광주	-	10.7437	14.9346	8.5616	11.7905	8.5606
06.대전	-	9.6898	17.1644	9.7643	19.5088	78.0303
07.울산	33.3333	16.0764	20.4194	44.4444	-	-
08.경기	16.9727	19.9539	47.8627	35.0642	6.5565	59.5960
09.강원	-	4.1559	25.9705	-	4.3290	10.1010
10.충북	-	14.3745	36.8471	7.5758	18.8323	-
11.충남	-	14.6465	32.8568	5.9443	18.2097	13.7741
12.전북	-	6.9918	14.2043	-	8.9127	15.6037
13.전남	-	5.0168	47.0490	-	4.6970	16.2022
14.경북	-	40.9091	33.7536	13.8266	13.7234	-
15.경남	-	19.6041	50.6178	46.6200	50.5050	38.8518

&lt;부표 29&gt; 지역별×주택유형별 단위면적당 평균월세

(단위: 만원/ $m^2$ )

지역구분	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
01.서울	0.5620	0.5853	0.7775	1.0388	1.7557	1.2697
02.부산	-	0.2367	0.4446	0.3232	0.6937	0.5893
03.대구	-	0.3929	0.4437	0.6977	1.1296	0.6871
04.인천	-	0.7648	0.6075	0.4838	1.1439	1.1557
05.광주	-	0.4565	0.1884	0.5993	0.8252	0.3333
06.대전	-	0.3637	0.1923	0.5320	0.6041	0.7803
07.울산	1.6667	0.4398	0.3153	0.2020	-	-
08.경기	0.6593	0.7485	0.4549	0.7971	1.2075	1.0193
09.강원	-	0.3436	0.4032	-	1.0823	0.4040
10.충북	-	0.1845	0.3366	0.4882	0.4855	-
11.충남	-	0.2652	0.3263	0.6101	0.8737	0.4959
12.전북	-	0.2937	0.2584	-	0.5348	0.4005
13.전남	-	0.2138	0.1217	-	0.8591	1.5405
14.경북	-	0.4545	0.3278	0.6122	0.8414	-
15.경남	-	0.4343	0.3797	0.9324	0.1443	0.4038

&lt;부표 30&gt; 소득수준별×주택유형별 평균보증금

(단위: 만원)

월평균 총소득구간	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
1백만원 미만	500	756	463	923	567	727
2백만원 미만	682	832	1,007	969	425	1,300
3백만원 미만	500	1,200	2,868	944	967	1,414
4백만원 미만	-	1,100	3,339	1,273	1,667	1,267
5백만원 미만	500	300	5,547	2,000	1,500	2,100
6백만원 미만	-	-	3,344	3,500	-	1,000
7백만원 미만	-	3,000	1,000	2,200	-	-
8백만원 미만	-	-	2,000	-	-	-
9백만원 미만	-	-	7,000	-	-	-
10백만원 미만	-	-	-	2,000	-	-
10백만원 이상	-	-	6,000	-	-	-

가구의 주택수요능력과 종부세 부담 간의 상호관계 연구

<부표 31> 소득수준별×주택유형별 평균월세

(단위: 만원)

월평균 총소득구간	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
1백만원 미만	20.0000	19.8333	9.3966	23.0500	28.3571	22.2727
2백만원 미만	20.9091	23.5111	15.0606	30.4375	30.0357	31.7273
3백만원 미만	30.0000	25.7727	19.9833	30.5556	30.5000	33.5714
4백만원 미만	-	26.8000	20.9375	35.8182	20.0000	26.6667
5백만원 미만	30.0000	35.0000	40.0000	31.5000	17.0000	35.0000
6백만원 미만	-	-	59.5000	45.0000	-	20.0000
7백만원 미만	-	20.0000	-	10.0000	-	-
8백만원 미만	-	-	70.0000	-	-	-
9백만원 미만	-	-	57.5000	-	-	-
10백만원 미만	-	-	-	70.0000	-	-
10백만원 이상	-	-	21.0000	-	-	-

<부표 32> 소득수준별×주택유형별 단위면적당 평균보증금

(단위: 만원/ $m^2$ )

월평균 총소득구간	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
1백만원 미만	15.3046	16.7035	11.7708	19.8005	16.2713	19.6593
2백만원 미만	23.1891	16.9394	23.1946	22.6316	11.4436	42.9812
3백만원 미만	10.1010	26.4801	41.0755	15.7958	26.6838	19.8296
4백만원 미만	-	20.7291	43.0849	30.8449	32.5751	31.4767
5백만원 미만	6.8871	3.6364	72.1125	21.6450	56.8182	68.2616
6백만원 미만	-	-	49.6899	50.3482	-	15.1515
7백만원 미만	-	90.9091	9.5238	44.4444	-	-
8백만원 미만	-	-	21.6450	-	-	-
9백만원 미만	-	-	83.9653	-	-	-
10백만원 미만	-	-	-	37.8788	-	-
10백만원 이상	-	-	70.8383	-	-	-

<부표 33> 소득수준별×주택유형별 단위면적당 평균월세

(단위: 만원/ $m^2$ )

월평균 총소득구간	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
1백만원 미만	0.5969	0.4407	0.2523	0.6734	0.9801	0.5678
2백만원 미만	0.7629	0.4784	0.3819	0.7149	0.8982	0.9264
3백만원 미만	0.6061	0.5948	0.3484	0.5876	0.9304	0.8897
4백만원 미만	-	0.6176	0.3158	0.8447	0.5217	0.5979

제2회 재정패널학술대회

월평균 총소득구간	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
5백만원 미만	0.4132	0.4242	0.5454	0.3896	0.6439	0.7321
6백만원 미만	-	-	1.0268	0.9317	-	0.3030
7백만원 미만	-	0.6061	-	0.2020	-	-
8백만원 미만	-	-	0.7576	-	-	-
9백만원 미만	-	-	0.7631	-	-	-
10백만원 미만	-	-	-	1.3258	-	-
10백만원 이상	-	-	0.2479	-	-	-

<부표 34> 직업군별×주택유형별 평균보증금

(단위: 만원)

직업군	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
기능직	833	670	2,795	1,114	982	1,550
기타취업	500	1,500	200	300	-	1,150
노무직	400	722	904	1,144	430	800
농림어업	-	-	184	3,000	-	200
무직(퇴직)	500	750	823	1,186	-	650
사무직	-	824	4,402	1,636	858	1,250
전문직	-	875	3,844	1,000	500	4,700
전업주부	500	700	440	-	-	-
판매/서비스직	717	1,334	2,230	938	514	1,095
학생	-	-	200	-	367	500
행정관료직	-	300	1,200	-	-	-

<부표 35> 직업군별×주택유형별 평균월세

(단위: 만원)

직업군	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
기능직	25.6667	22.8182	22.9231	32.1333	27.3636	30.0000
기타취업	25.0000	10.0000	5.0000	27.0000	-	30.0000
노무직	20.6667	20.7778	14.7368	27.7778	27.3333	18.0000
농림어업	-	-	10.0000	30.0000	-	50.0000
무직(퇴직)	25.0000	19.2308	10.5435	16.1429	-	26.0000
사무직	-	20.8889	31.2407	38.5714	32.3333	27.5000
전문직	-	25.0000	31.1250	30.0000	30.0000	5.0000
전업주부	15.0000	32.6000	16.0000	-	-	-
판매/서비스직	21.0000	25.8485	27.1333	30.8571	27.7200	30.5500
학생	-	-	13.0000	-	31.1667	10.0000
행정관료직	-	35.0000	6.0000	-	-	-

가구의 주택수요능력과 종부세 부담 간의 상호관계 연구

<부표 36> 직업군별×주택유형별 단위면적당 평균보증금

(단위: 만원/ $m^2$ )

직업군	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
기능직	20.8142	13.0778	39.3006	21.5712	20.2834	32.8222
기타취업	15.1515	32.4675	6.0606	12.9870	-	10.1928
노무직	13.4899	17.5457	19.8743	14.0274	14.9832	22.2222
농림어업	-	-	6.3014	39.5257	-	12.1212
무직(퇴직)	13.7741	20.0332	16.3510	35.9810	-	8.5859
사무직	-	16.4893	62.3969	29.8309	25.5208	62.3666
전문직	-	12.6607	47.7596	23.2558	12.6263	38.4930
전업주부	16.8350	12.3360	8.2864	-	-	-
판매/서비스직	25.6674	27.9284	33.5568	23.3309	14.2392	33.8672
학생	-	-	5.7143	-	13.3407	7.9745
행정관료직	-	3.6364	25.0000	-	-	-

<부표 37> 직업군별×주택유형별 단위면적당 평균월세

(단위: 만원/ $m^2$ )

직업군	기타	단독주택	아파트	연립주택	오피스텔	점포주택 등 복합용도주택
기능직	0.5115	0.4731	0.4012	0.5968	0.7226	0.5575
기타취업	0.7576	0.2165	0.1515	1.1688	-	0.5041
노무직	0.6574	0.5052	0.3537	0.6177	1.2851	0.7879
농림어업	-	-	0.3425	0.3953	-	3.0303
무직(퇴직)	0.6887	0.3944	0.2553	0.5502	-	0.3308
사무직	-	0.4486	0.5438	0.9694	0.9530	1.1310
전문직	-	0.4427	0.5093	0.6977	0.7576	0.0410
전업주부	0.5051	0.6314	0.2296	-	-	-
판매/서비스직	0.8579	0.5755	0.4496	0.7651	0.8735	0.7629
학생	-	-	0.3714	-	1.0687	0.1595
행정관료직	-	0.4242	0.1250	-	-	-

<부표 38> 가구원 일인당 평균주거면적1

(단위 :  $m^2$ )

구분		단독주택	아파트	연립주택
자가임대구분	자가	40	29	23
	임대	28	26	23
연령그룹	20대	39	29	27

구분		단독주택	아파트	연립주택
	30대	25	27	25
	40대	23	23	20
	50대	30	27	20
	60대	40	35	27
	70대 이상	46	43	29
(가구)지역코드	01.서울	30	28	22
	02.부산	30	29	24
	03.대구	29	25	24
	04.인천	31	29	25
	05.광주	41	34	28
	06.대전	34	32	30
	07.울산	31	29	24
	08.경기	35	27	20
	09.강원	39	31	39
	10.충북	41	29	27
	11.충남	40	27	35
	12.전북	38	32	32
	13.전남	41	27	40
	14.경북	38	26	26
	15.경남	44	23	19
(주택)주택점유형태	자가	40	29	23
	전세	27	27	23
	보증부월세	26	24	22
	무보증월세	26	23	25
	기타	37	34	38

&lt;부표 39&gt; 가구원 일인당 평균주거면적2

(단위 :  $m^2$ )

구분		단독주택	아파트	연립주택
직업군	무직(퇴직)	44	38	28
	농림어업	42	31	24
	전문직	33	30	20
	기타취업	31	28	27
	행정관료직	37	28	20
	판매/서비스직	30	28	24
	노무직	32	27	21
	사무직	32	26	23
	기능직	24	24	20

가구의 주택수요능력과 종부세 부담 간의 상호관계 연구

구분		단독주택	아파트	연립주택
(지출)2008년월 평균소득구간	1백만원미만	44	36	29
	2백만원미만	34	29	22
	3백만원미만	31	26	22
	4백만원미만	28	25	21
	5백만원미만	25	24	19
	6백만원미만	32	27	21
	7백만원미만	34	29	21
	8백만원미만	27	27	20
	9백만원미만	37	28	32
	10백만원미만	27	34	22
10백만원이상	33	34	11	

<부표 40> 세대주 연령그룹별 근로소득수준

(단위: 만원, %)

연령그룹	평균근로소득수준		근로소득자 비율		
	임대	자가	임대	자가	Total
20대	1,530	2,844	89.2	100.0	90.1
30대	3,116	3,860	88.7	84.7	87.1
40대	3,575	4,459	72.5	75.0	73.9
50대	3,356	4,330	71.9	74.1	73.5
60대	1,937	2,626	51.9	55.2	54.5
70대이상	624	1,398	18.5	22.5	21.5
Total			69.3	61.4	64.3

<부표 41> 거주지역별 근로소득수준

(단위: 만원, %)

지역구분	평균근로소득수준		근로소득자 비율		
	임대	자가	임대	자가	Total
01.서울	3,754	4,768	74.1	67.5	70.7
02.부산	2,815	3,313	57.9	66.3	63.2
03.대구	3,001	3,163	63.6	68.5	66.8
04.인천	2,946	3,765	75.7	60.5	65.8
05.광주	1,737	4,150	57.6	64.6	61.7
06.대전	2,792	3,480	63.6	66.7	65.2
07.울산	3,274	5,875	75.0	74.7	74.8
08.경기	3,177	4,038	72.6	71.2	71.8
09.강원	2,487	3,181	75.0	60.2	65.8
10.충북	2,612	3,484	63.0	58.8	60.4

## 제2회 재정패널학술대회

지역구분	평균근로소득수준		근로소득자 비율		
	임대	자가	임대	자가	Total
11.충남	2,600	3,287	91.7	45.4	57.9
12.전북	2,036	2,790	58.7	48.5	51.3
13.전남	2,706	2,593	44.9	47.6	47.1
14.경북	2,553	3,061	74.2	43.8	51.5
15.경남	3,182	3,704	67.2	62.7	63.9
Total			69.3	61.4	64.3

&lt;부표 42&gt; 월평균총소득수준별 근로소득수준

(단위: 만원, %)

월평균총소득구간	평균근로소득수준		근로소득자 비율		
	임대	자가	임대	자가	Total
1백만원 미만	638	483	37.2	23.4	29.1
2백만원 미만	1,520	1,436	74.4	53.2	62.2
3백만원 미만	2,580	2,371	79.6	68.1	72.8
4백만원 미만	3,602	3,405	83.0	76.6	78.9
5백만원 미만	4,746	4,300	87.3	84.1	85.3
6백만원 미만	5,436	5,479	86.1	80.8	82.3
7백만원 미만	6,695	6,447	91.7	87.5	88.4
8백만원 미만	7,958	7,052	78.3	75.9	76.4
9백만원 미만	8,590	8,751	68.4	89.5	82.5
10백만원 미만	10,347	10,012	71.4	93.5	89.5
10백만원 이상	13,244	11,105	84.2	69.1	72.4
Total			69.3	61.4	64.3

&lt;부표 43&gt; 직업군별 근로소득수준

(단위: 만원, %)

직업군	평균근로소득수준		근로소득자 비율		
	임대	자가	임대	자가	Total
행정관료직	5,485	6,158	89.3	88.5	88.8
전문직	4,790	6,066	86.0	81.7	83.6
사무직	4,459	5,358	97.0	95.1	95.8
기능직	2,678	3,400	86.1	83.3	84.3
판매/서비스직	2,033	2,594	54.1	45.1	49.2
노무직	1,563	1,742	97.1	98.5	97.9
농림어업	1,544	1,731	38.5	23.9	25.0
Total			69.3	61.4	64.3

가구의 주택수요능력과 종부세 부담 간의 상호관계 연구

<부표 44> 세대주 연령그룹별 금융자산수준

(단위: 만원, %)

연령그룹	평균금융자산수준		금융자산 보유 비율		
	임대	자가	임대	자가	Total
20대	1,054	2,692	69.2	66.7	69.0
30대	2,227	2,131	83.3	89.2	85.7
40대	2,836	3,932	80.8	86.6	84.0
50대	3,129	5,007	72.3	80.2	77.9
60대	3,230	4,132	53.5	75.2	70.7
70대 이상	1,118	2,909	41.3	66.2	59.8
Total			72.6	78.8	76.5

<부표 45> 거주지역별 금융자산수준

(단위: 만원, %)

지역구분	평균금융자산수준		금융자산 보유 비율		
	임대	자가	임대	자가	Total
01.서울	3,854	6,197	75.9	81.3	78.7
02.부산	1,528	3,561	64.9	79.6	74.2
03.대구	2,203	3,104	75.0	70.3	71.9
04.인천	2,176	3,491	74.3	72.9	73.4
05.광주	2,140	5,208	66.7	93.8	82.7
06.대전	1,833	2,483	71.4	80.8	76.1
07.울산	1,653	3,776	72.7	73.3	73.1
08.경기	2,564	3,940	74.5	79.3	77.2
09.강원	1,961	4,796	60.7	67.7	65.1
10.충북	1,238	2,305	59.3	81.2	72.7
11.충남	1,383	2,521	83.3	77.7	79.2
12.전북	2,460	3,601	63.5	80.7	76.1
13.전남	1,902	2,428	81.6	81.2	81.3
14.경북	2,246	3,172	77.3	76.3	76.5
15.경남	1,692	3,073	70.1	80.5	77.8
Total			72.6	78.8	76.5

&lt;부표 46&gt; 월평균총소득수준별 금융자산수준

(단위: 만원, %)

월평균총소득구간	평균금융자산수준		금융자산 보유 비율		
	임대	자가	임대	자가	Total
1백만원 미만	926	1,455	48.3	61.4	56.0
2백만원 미만	1,242	2,639	65.4	73.1	69.8
3백만원 미만	1,792	2,812	78.0	79.1	78.6
4백만원 미만	1,999	2,973	89.8	86.3	87.5
5백만원 미만	3,797	3,170	94.4	87.0	89.8
6백만원 미만	4,519	5,568	97.2	91.7	93.2
7백만원 미만	6,196	6,927	97.2	91.9	93.0
8백만원 미만	6,342	8,208	91.3	95.2	94.3
9백만원 미만	8,376	11,218	89.5	94.7	93.0
10백만원 미만	13,687	10,015	100.0	90.3	92.1
10백만원 이상	14,479	12,777	100.0	94.1	95.4
Total			72.6	78.8	76.5

&lt;부표 47&gt; 직업군별 금융자산수준

(단위: 만원, %)

직업군	임대	자가	임대	자가	Total
행정관료직	5,332	8,789	92.9	90.2	91.0
전문직	5,319	5,559	87.1	88.9	88.1
기타취업	2,102	5,228	80.0	73.5	76.6
무직(퇴직)	2,198	4,905	42.8	63.7	56.7
사무직	3,668	4,865	88.3	91.1	90.0
학생	1,380	4,230	36.4	100.0	53.3
판매/서비스직	1,905	3,756	78.5	81.9	80.3
전업주부	771	3,106	46.9	53.6	50.8
기능직	1,450	2,524	74.7	76.7	76.0
농림어업	1,686	2,197	61.5	82.2	80.6
노무직	1,110	1,961	54.3	68.7	62.7
Total			72.6	78.8	76.5

가구의 주택수요능력과 종부세 부담 간의 상호관계 연구

<부표 48> 세대주 연령그룹별 부동산자산수준

(단위: 만원, %)

연령그룹	평균부동산자산수준		부동산자산보유 비율		
	임대	자가	임대	자가	Total
20대	2,155	-	81.5	0.0	74.6
30대	9,441	15,082	92.4	20.1	63.8
40대	16,812	20,253	92.0	31.4	58.4
50대	17,782	23,742	89.6	37.7	52.8
60대	8,225	23,975	79.8	43.4	50.9
70대 이상	4,190	13,320	67.4	33.8	42.4
Total			87.4	34.6	54.4

<부표 49> 거주지역별 부동산자산수준

(단위: 만원, %)

지역구분	평균부동산자산수준		부동산자산보유 비율		
	임대	자가	임대	자가	Total
01.서울	22,808	35,629	94.2	30.3	61.5
02.부산	5,205	18,871	87.7	17.9	43.5
03.대구	9,576	15,346	76.1	21.8	40.7
04.인천	8,852	42,114	85.7	27.9	48.2
05.광주	3,962	16,733	84.8	49.0	63.6
06.대전	4,836	12,650	88.3	23.1	55.5
07.울산	4,789	9,938	97.7	17.3	47.1
08.경기	15,109	32,137	93.1	33.9	59.5
09.강원	8,553	17,270	76.8	47.3	58.4
10.충북	4,566	13,842	87.0	30.6	52.5
11.충남	4,822	17,660	87.5	31.5	46.6
12.전북	8,071	11,689	69.8	50.3	55.6
13.전남	4,654	9,227	69.4	59.2	61.3
14.경북	7,949	11,370	75.8	39.2	48.5
15.경남	5,055	13,029	80.6	36.8	48.4
Total			87.4	34.6	54.4

&lt;부표 50&gt; 월평균총소득수준별 부동산자산수준

(단위: 만원, %)

월평균총소득구간	평균부동산자산수준		부동산자산보유 비율		
	임대	자가	임대	자가	Total
1백만원 미만	4,401	7,341	73.8	27.1	46.6
2백만원 미만	4,182	18,023	85.9	35.3	56.9
3백만원 미만	8,706	15,296	92.8	31.0	56.1
4백만원 미만	14,322	18,207	93.7	33.9	55.2
5백만원 미만	18,974	25,902	95.2	37.0	59.0
6백만원 미만	33,531	23,135	97.2	34.2	51.3
7백만원 미만	41,589	31,197	97.2	49.3	59.3
8백만원 미만	54,459	34,011	95.7	42.2	53.8
9백만원 미만	36,313	26,455	100.0	52.6	68.4
10백만원 미만	26,714	14,950	100.0	32.3	44.7
10백만원 이상	69,158	54,719	100.0	64.7	72.4
Total			87.4	34.6	54.4

&lt;부표 51&gt; 직업군별 부동산자산수준

(단위: 만원, %)

직업군	평균부동산자산수준		부동산자산보유 비율		
	임대	자가	임대	자가	Total
기타취업	8,615	56,853	80.0	30.6	54.3
행정관료직	32,739	36,328	96.4	41.0	58.4
전문직	26,029	30,304	88.2	37.3	58.9
무직(퇴직)	7,133	28,022	74.2	27.9	43.5
판매/서비스직	9,943	22,980	91.3	34.2	60.4
사무직	22,132	21,427	97.0	29.8	56.5
농림어업	12,649	15,307	61.5	70.7	70.0
전업주부	2,953	14,381	57.1	24.6	38.1
기능직	7,141	12,587	90.8	26.5	50.5
노무직	2,448	8,385	80.0	23.6	47.2
학생	3,590	-	90.9	0.0	66.7
Total			87.4	34.6	54.4

가구의 주택수요능력과 종부세 부담 간의 상호관계 연구

<부표 52> 세대주 연령그룹별 기타자산수준

(단위: 만원, %)

연령그룹	평균기타자산수준		기타자산보유 비율		
	임대	자가	임대	자가	Total
20대	50	-	3.1	0.0	2.8
30대	2,016	6,283	3.4	8.2	5.3
40대	1,369	1,951	3.5	5.4	4.5
50대	4,778	4,038	3.2	9.2	7.4
60대	293	1,978	3.1	15.8	13.2
70대 이상	65	1,315	1.1	10.3	7.9
Total			3.1	9.6	7.2

<부표 53> 거주지역별 기타자산수준

(단위: 만원, %)

지역구분	평균기타자산수준		기타자산보유 비율		
	임대	자가	임대	자가	Total
01.서울	3,417	8,302	1.5	2.4	2.0
02.부산	-	13,075	0.0	2.0	1.3
03.대구	1,700	12,000	3.4	0.6	1.6
04.인천	-	1,900	0.0	2.3	1.5
05.광주	152	3,407	13.6	11.5	12.3
06.대전	-	9,050	0.0	2.6	1.3
07.울산	-	840	0.0	4.0	2.5
08.경기	4,384	1,921	3.5	8.2	6.1
09.강원	100	1,663	1.8	6.5	4.7
10.충북	-	800	0.0	4.7	2.9
11.충남	-	1,623	0.0	10.0	7.3
12.전북	100	1,670	4.8	28.1	21.8
13.전남	111	1,462	30.6	38.7	37.1
14.경북	20,000	6,130	1.5	12.4	9.6
15.경남	-	2,492	0.0	8.1	6.0
Total			3.1	9.6	7.2

&lt;부표 54&gt; 월평균총소득수준별 기타자산수준

(단위: 만원, %)

월평균총소득구간	평균기타자산수준		기타자산보유 비율		
	임대	자가	임대	자가	Total
1백만원 미만	63	642	1.5	8.8	5.7
2백만원 미만	853	1,014	2.0	15.5	9.7
3백만원 미만	2,170	3,345	3.1	8.6	6.4
4백만원 미만	99	3,541	3.4	8.1	6.4
5백만원 미만	333	3,315	4.8	8.2	6.9
6백만원 미만	6,020	13,648	8.3	6.7	7.2
7백만원 미만	633	408	8.3	8.8	8.7
8백만원 미만	500	1,388	4.3	4.8	4.7
9백만원 미만	13,000	964	10.5	13.2	12.3
10백만원 미만	-	3,000	0.0	6.5	5.3
10백만원 이상	2,000	11,800	5.3	10.3	9.2
Total			3.1	9.6	7.2

&lt;부표 55&gt; 직업군별 기타자산수준

(단위: 만원, %)

직업군	평균기타자산수준		기타자산보유 비율		
	임대	자가	임대	자가	Total
기타취업	100	15,000	2.2	2.0	2.1
전문직	550	13,760	2.2	4.0	3.2
행정관료직	160	5,740	3.6	11.5	9.0
판매/서비스직	2,654	3,752	3.7	6.0	4.9
기능직	895	2,568	2.2	6.5	4.9
농림어업	5,075	2,318	15.4	45.9	43.5
무직(퇴직)	550	1,903	1.0	3.1	2.4
사무직	1,985	1,650	4.8	2.6	3.4
학생	-	350	0.0	25.0	6.7
노무직	100	236	1.4	5.6	3.9
전업주부	20	140	2.0	1.4	1.7
Total			3.1	9.6	7.2

가구의 주택수요능력과 종부세 부담 간의 상호관계 연구

<부표 56> 세대주 연령그룹별 부채수준

(단위: 만원, %)

연령그룹	평균부채수준		부채보유 비율		
	임대	자가	임대	자가	Total
20대	1,496	1,500	21.5	16.7	21.1
30대	4,980	8,012	47.3	66.4	54.9
40대	9,275	8,464	52.7	66.8	60.5
50대	8,869	8,508	54.7	63.5	60.9
60대	8,183	8,678	29.5	47.6	43.9
70대 이상	5,693	5,022	11.4	32.8	27.3
Total			43.6	55.2	50.9

<부표 57> 거주지역별 부채수준

(단위: 만원, %)

지역구분	평균부채수준		부채보유 비율		
	임대	자가	임대	자가	Total
01.서울	11,632	13,741	49.2	61.4	55.5
02.부산	4,280	3,743	36.0	56.6	49.0
03.대구	7,115	6,093	44.3	53.9	50.6
04.인천	4,501	8,587	42.9	57.4	52.3
05.광주	8,318	6,772	33.3	60.4	49.4
06.대전	4,962	6,863	16.9	52.6	34.8
07.울산	2,798	4,163	29.5	30.7	30.3
08.경기	8,349	9,358	53.5	66.6	60.9
09.강원	5,115	4,948	42.9	58.1	52.3
10.충북	4,047	5,736	35.2	38.8	37.4
11.충남	3,561	8,492	35.4	46.9	43.8
12.전북	4,018	5,375	41.3	41.5	41.5
13.전남	4,701	5,074	55.1	50.3	51.3
14.경북	5,935	6,899	30.3	44.3	40.8
15.경남	3,048	6,270	47.8	63.2	59.1
Total			43.6	55.2	50.9

&lt;부표 58&gt; 월평균총소득수준별 부채수준

(단위: 만원, %)

월평균총소득구간	평균부채수준		부채보유 비율		
	임대	자가	임대	자가	Total
1백만원 미만	5,066	5,381	25.4	32.9	29.8
2백만원 미만	4,439	5,268	34.1	56.1	46.7
3백만원 미만	5,224	6,573	48.1	59.5	54.9
4백만원 미만	5,656	7,740	58.3	63.4	61.6
5백만원 미만	9,999	9,644	57.1	65.4	62.3
6백만원 미만	14,715	9,392	70.8	67.9	68.7
7백만원 미만	15,888	10,262	66.7	63.2	64.0
8백만원 미만	17,371	11,218	73.9	56.6	60.4
9백만원 미만	15,691	8,843	57.9	60.5	59.6
10백만원 미만	21,167	9,219	42.9	51.6	50.0
10백만원 이상	23,393	27,896	78.9	67.6	70.1
Total			43.6	55.2	50.9

&lt;부표 59&gt; 직업군별 부채수준

(단위: 만원, %)

직업군	평균부채수준		부채보유 비율		
	임대	자가	임대	자가	Total
기타취업	4,894	17,053	37.8	61.2	50.0
행정관료직	9,633	13,498	71.4	63.9	66.3
전문직	12,962	11,784	53.8	66.7	61.2
판매/서비스직	7,156	11,082	43.8	60.5	52.8
학생	1,680	9,500	45.5	50.0	46.7
사무직	10,499	8,103	55.7	63.9	60.6
무직(퇴직)	8,983	7,629	18.6	38.1	31.5
농림어업	9,933	6,231	46.2	45.9	45.9
전업주부	1,955	5,713	12.2	36.2	26.3
기능직	4,111	4,993	47.3	62.2	56.6
노무직	3,231	3,704	42.1	47.7	45.4
Total			43.6	55.2	50.9

가구의 주택수요능력과 종부세 부담 간의 상호관계 연구

<부표 60> 세대주 연령그룹별 부채상환액수준

(단위: 만원, %)

연령그룹	평균부채상환액수준		부채상환세대 비율		
	임대	자가	임대	자가	Total
20대	956	200	4.6	16.7	5.6
30대	1,074	326	2.5	7.8	4.6
40대	786	918	3.3	5.4	4.5
50대	165	776	4.7	7.4	6.6
60대	283	327	3.9	4.2	4.1
70대 이상	-	490	0.0	0.4	0.3
Total			3.0	4.9	4.2

<부표 61> 거주지역별 부채상환액수준

(단위: 만원, %)

지역구분	평균부채상환액수준		부채상환세대 비율		
	임대	자가	임대	자가	Total
01.서울	1,006	925	3.8	2.4	3.1
02.부산	54	123	1.8	1.5	1.6
03.대구	275	255	2.3	3.6	3.2
04.인천	140	878	7.1	15.5	12.6
05.광주	100	198	1.5	6.3	4.3
06.대전	1,000	797	1.3	7.7	4.5
07.울산	-	250	0.0	2.7	1.7
08.경기	810	889	4.1	5.5	4.9
09.강원	108	1,827	1.8	3.2	2.7
10.충북	800	478	1.9	8.2	5.8
11.충남	-	500	0.0	0.8	0.6
12.전북	253	209	6.3	5.8	6.0
13.전남	-	551	0.0	3.7	2.9
14.경북	8	158	1.5	4.6	3.8
15.경남	263	789	3.0	8.6	7.1
Total			3.0	4.9	4.2

&lt;부표 62&gt; 월평균총소득수준별 부채상환액수준

(단위: 만원, %)

월평균총소득구간	평균부채상환액수준		부채상환세대 비율		
	임대	자가	임대	자가	Total
1백만원 미만	336	286	2.0	1.5	1.7
2백만원 미만	746	222	2.0	4.2	3.2
3백만원 미만	1,060	560	3.8	6.5	5.4
4백만원 미만	137	384	3.4	7.0	5.7
5백만원 미만	946	1,459	5.6	10.1	8.4
6백만원 미만	195	1,269	4.2	4.7	4.5
7백만원 미만	750	688	5.6	7.4	7.0
8백만원 미만	100	450	4.3	2.4	2.8
9백만원 미만	-	100	0.0	2.6	1.8
10백만원 미만	150	500	14.3	3.2	5.3
10백만원 이상	0	1000	0.0	1.5	1.1
Total			3.0	4.9	4.2

&lt;부표 63&gt; 직업군별 부채상환액수준

(단위: 만원, %)

직업군	평균부채상환액수준		부채상환세대 비율		
	임대	자가	임대	자가	Total
판매/서비스직	772	1,883	2.9	3.8	3.4
행정관료직	195	1,273	7.1	6.6	6.7
노무직	85	743	2.1	6.7	4.8
전문직	936	532	3.2	4.0	3.7
기타취업	-	512	0.0	8.2	4.3
사무직	744	432	5.4	5.7	5.6
기능직	469	381	2.9	10.4	7.6
농림어업	600	318	3.8	2.2	2.4
무직(퇴직)	800	200	0.5	0.5	0.5
학생	50	-	9.1	0.0	6.7
Total			3.0	4.9	4.2

가구의 주택수요능력과 종부세 부담 간의 상호관계 연구

<부표 64> 연령그룹별 PIR수준

(단위: 만원, 배)

연령그룹	단위면적당 평균가격	60 <sup>m<sup>2</sup></sup> 평균가격	85 <sup>m<sup>2</sup></sup> 평균가격	가구소득	PIR수준	
					PIR(60)	PIR(85)
20대	200.8418	12,051	17,072	1,888	6.4	9.0
30대	233.2854	13,997	19,829	3,701	3.8	5.4
40대	273.8082	16,428	23,274	4,345	3.8	5.4
50대	287.2715	17,236	24,418	4,520	3.8	5.4

<부표 65> 지역별 PIR수준

(단위: 만원, 배)

지역구분	단위면적당 평균가격	60 <sup>m<sup>2</sup></sup> 평균가격	85 <sup>m<sup>2</sup></sup> 평균가격	가구소득	PIR수준	
					PIR(60)	PIR(85)
01.서울	662.1138	39,727	56,280	4,467	8.9	12.6
02.부산	163.5405	9,812	13,901	3,170	3.1	4.4
03.대구	175.6874	10,541	14,933	3,124	3.4	4.8
04.인천	271.8536	16,311	23,108	3,232	5.0	7.1
05.광주	130.4965	7,830	11,092	3,245	2.4	3.4
06.대전	157.8859	9,473	13,420	3,058	3.1	4.4
07.울산	145.9308	8,756	12,404	4,585	1.9	2.7
08.경기	315.5016	18,930	26,818	3,706	5.1	7.2
09.강원	101.1066	6,066	8,594	2,815	2.2	3.1
10.충북	142.8767	8,573	12,145	3,141	2.7	3.9
11.충남	131.7474	7,905	11,199	2,931	2.7	3.8
12.전북	106.0016	6,360	9,010	2,378	2.7	3.8
13.전남	96.6984	5,802	8,219	2,573	2.3	3.2
14.경북	116.6543	6,999	9,916	2,724	2.6	3.6
15.경남	155.4234	9,325	13,211	3,363	2.8	3.9

<부표 66> 월평균 총소득구간별 PIR수준

(단위: 만원, 배)

월평균 총소득구간	단위면적당 평균가격	60 <sup>m<sup>2</sup></sup> 평균가격	85 <sup>m<sup>2</sup></sup> 평균가격	가구소득	PIR수준	
					PIR(60)	PIR(85)
1백만원미만	223.1084	13,387	18,964	614	21.8	30.9
2백만원미만	195.8398	11,750	16,646	1,643	7.2	10.1
3백만원미만	232.0973	13,926	19,728	2,752	5.1	7.2
4백만원미만	260.2382	15,614	22,120	3,915	4.0	5.6
5백만원미만	250.5710	15,034	21,299	5,155	2.9	4.1

월평균 총소득구간	단위면적당 평균가격	60m <sup>2</sup> 평균가격	85m <sup>2</sup> 평균가격	가구소득	PIR	
					PIR(60)	PIR(85)
6백만원미만	333.5732	20,014	28,354	6,217	3.2	4.6
7백만원미만	394.3332	23,660	33,518	7,452	3.2	4.5
8백만원미만	398.7027	23,922	33,890	8,507	2.8	4.0
9백만원미만	312.8816	18,773	26,595	9,628	1.9	2.8
10백만원미만	467.1075	28,026	39,704	10,978	2.6	3.6
10백만원이상	476.5596	28,594	40,508	16,497	1.7	2.5

&lt;부표 67&gt; 직업군별 PIR수준

(단위: 만원, 배)

직업군	단위면적당 평균가격	60m <sup>2</sup> 평균가격	85m <sup>2</sup> 평균가격	가구소득	PIR	
					PIR(60)	PIR(85)
행정관료직	327.7768	19,667	27,861	6,434	3.1	4.3
기능직	190.9259	11,456	16,229	3,527	3.2	4.6
전문직	338.2618	20,296	28,752	5,829	3.5	4.9
사무직	324.7295	19,484	27,602	5,370	3.6	5.1
농림어업	154.4301	9,266	13,127	2,298	4.0	5.7
판매/서비스직	280.1466	16,809	23,812	3,394	5.0	7.0
노무직	184.4290	11,066	15,676	1,972	5.6	7.9

&lt;부표 68&gt; 연령그룹별 LTV수준

(단위: 배)

연령그룹	LTV_Mean	LTV_Min	LTV_Max	LTV_SDev
20대	2.67	0.20	10.00	3.51
30대	1.48	0.01	40.00	4.07
40대	1.91	0.01	138.00	8.43
50대	1.81	0.00	40.00	4.54
60대	7.56	0.01	600.00	56.30
70대 이상	6.27	0.03	200.00	28.01

&lt;부표 69&gt; 지역별 LTV수준

(단위: 배)

지역구분	LTV_Mean	LTV_Min	LTV_Max	LTV_SDev
01.서울	4.05	0.00	600.00	41.66
02.부산	2.61	0.05	15.00	3.99
03.대구	0.85	0.02	5.00	1.13

가구의 주택수요능력과 종부세 부담 간의 상호관계 연구

지역구분	LTV_Mean	LTV_Min	LTV_Max	LTV_SDev
04.인천	1.16	0.04	8.00	1.83
05.광주	5.95	0.04	125.00	20.81
06.대전	1.99	0.03	15.00	3.30
07.울산	1.24	0.07	7.50	1.75
08.경기	2.61	0.01	200.00	14.52
09.강원	1.39	0.02	22.22	3.81
10.충북	0.80	0.13	4.67	1.09
11.충남	1.01	0.03	16.00	2.66
12.전북	2.32	0.03	20.00	4.58
13.전남	1.57	0.02	25.00	3.60
14.경북	3.29	0.02	40.00	8.00
15.경남	4.11	0.02	138.00	18.49

<부표 70> 월평균 총소득수준별 LTV수준

(단위: 배)

월평균총소득구간	LTV_Mean	LTV_Min	LTV_Max	LTV_SDev
1백만원 미만	6.45	0.03	200.00	23.51
2백만원 미만	2.29	0.02	30.00	5.05
3백만원 미만	1.31	0.01	37.55	3.35
4백만원 미만	5.45	0.01	600.00	47.23
5백만원 미만	2.13	0.01	138.00	14.05
6백만원 미만	0.77	0.01	10.00	1.42
7백만원 미만	0.96	0.01	15.00	2.24
8백만원 미만	1.68	0.02	11.00	3.33
9백만원 미만	0.68	0.00	3.50	0.95
10백만원 미만	1.30	0.08	8.00	2.53
10백만원 이상	0.94	0.04	5.40	1.31

<부표 71> 직업군별 LTV수준

(단위: 배)

직업군	LTV_Mean	LTV_Min	LTV_Max	LTV_SDev
기능직	1.33	0.01	37.55	3.57
기타취업	2.86	0.11	40.00	8.21
노무직	3.60	0.04	30.00	6.37
농림어업	1.45	0.02	40.00	4.64
무직(퇴직)	8.06	0.03	200.00	32.00
사무직	1.67	0.00	138.00	9.73
전문직	0.99	0.01	15.00	2.14
판매/서비스직	2.13	0.01	38.00	5.11
행정관료직	1.31	0.05	10.00	2.05

&lt;부표 72&gt; 연령그룹별 DTI수준

(단위: 배)

연령그룹	DTI_Mean	DTI_Min	DTI_Max	DTI_SDev
20대	1.51	0.04	10.45	2.60
30대	1.53	0.03	52.63	3.68
40대	2.06	0.02	42.79	3.80
50대	2.31	0.03	83.99	5.85
60대	10.55	0.03	600.00	48.46
70대이상	11.51	0.05	288.46	36.89

&lt;부표 73&gt; 지역별 DTI수준

(단위: 배)

지역구분	DTI_Mean	DTI_Min	DTI_Max	DTI_SDev
01.서울	4.34	0.03	250.00	17.75
02.부산	2.77	0.03	42.79	6.88
03.대구	8.01	0.02	600.00	60.47
04.인천	3.02	0.05	40.00	5.59
05.광주	5.96	0.08	147.06	18.85
06.대전	2.74	0.09	64.38	9.31
07.울산	1.46	0.06	16.67	3.00
08.경기	4.66	0.03	294.12	23.20
09.강원	2.04	0.03	16.67	3.12
10.충북	1.14	0.08	5.17	1.22
11.충남	2.51	0.08	50.00	7.67
12.전북	3.05	0.10	80.00	9.36
13.전남	2.46	0.04	45.45	5.23
14.경북	2.69	0.05	52.63	6.11
15.경남	1.73	0.03	35.00	3.85

&lt;부표 74&gt; 월평균 총소득구간별 DTI수준

(단위: 배)

월평균총소득구간	DTI_Mean	DTI_Min	DTI_Max	DTI_SDev
1백만원 미만	12.07	0.04	288.46	31.43
2백만원 미만	3.93	0.05	294.12	18.86
3백만원 미만	2.44	0.03	112.78	7.51
4백만원 미만	3.50	0.02	600.00	33.99
5백만원 미만	1.49	0.05	39.76	3.25
6백만원 미만	1.33	0.03	7.81	1.45
7백만원 미만	1.20	0.04	6.93	1.19

가구의 주택수요능력과 종부세 부담 간의 상호관계 연구

월평균총소득구간	DTI_Mean	DTI_Min	DTI_Max	DTI_SDev
8백만원 미만	1.41	0.06	6.03	1.44
9백만원 미만	0.89	0.03	3.50	0.73
10백만원 미만	0.88	0.18	3.18	0.95
10백만원 이상	1.58	0.05	7.76	1.61

<부표 75> 직업군별 DTI수준

(단위: 배)

직업군	DTI_Mean	DTI_Min	DTI_Max	DTI_SDev
기능직	1.64	0.03	51.11	4.06
기타취업	2.68	0.07	15.91	3.14
노무직	2.33	0.05	45.45	5.18
농림어업	3.15	0.05	52.63	7.01
무직(퇴직)	19.78	0.06	600.00	66.21
사무직	1.88	0.02	250.00	12.08
전문직	2.00	0.06	21.05	3.17
판매/서비스직	4.67	0.03	288.46	18.38
행정관료직	1.59	0.05	7.50	1.60

<부표 76> 연령그룹별 PTI수준

(단위: 배)

연령그룹	PTI_Mean	PTI_Min	PTI_Max	PTI_SDev
20대	0.53	0.03	1.77	0.83
30대	0.18	0.00	2.08	0.41
40대	0.22	0.01	1.25	0.31
50대	0.25	0.01	4.17	0.60
60대	0.29	0.01	4.02	0.81
70대이상	1.40	0.30	2.50	1.56

<부표 77> 지역별 PTI수준

(단위: 배)

지역구분	PTI_Mean	PTI_Min	PTI_Max	PTI_SDev
01.서울	0.50	0.01	4.02	0.97
02.부산	0.03	0.01	0.07	0.02
03.대구	0.06	0.03	0.11	0.03
04.인천	0.29	0.01	1.45	0.39
05.광주	0.06	0.01	0.17	0.05
06.대전	0.30	0.03	1.10	0.37

## 제2회 재정패널학술대회

지역구분	PTI_Mean	PTI_Min	PTI_Max	PTI_SDev
07.울산	0.22	0.04	0.40	0.26
08.경기	0.27	0.01	1.77	0.43
09.강원	0.59	0.02	1.95	0.92
10.충북	0.15	0.04	0.28	0.09
11.충남	0.17	0.17	0.17	
12.전북	0.06	0.01	0.23	0.06
13.전남	0.10	0.01	0.23	0.08
14.경북	0.06	0.00	0.15	0.05
15.경남	0.37	0.01	4.17	0.96

&lt;부표 78&gt; 월평균 총소득구간별 PTI수준

(단위: 배)

월평균 총소득구간	PTI_Mean	PTI_Min	PTI_Max	PTI_SDev
1백만원 미만	0.84	0.03	4.02	1.11
2백만원 미만	0.21	0.01	1.77	0.38
3백만원 미만	0.32	0.00	4.17	0.76
4백만원 미만	0.09	0.01	0.66	0.13
5백만원 미만	0.26	0.01	1.27	0.36
6백만원 미만	0.16	0.02	0.67	0.20
7백만원 미만	0.09	0.01	0.17	0.05
8백만원 미만	0.04	0.01	0.09	0.04
9백만원 미만	0.01	0.01	0.01	
10백만원 미만	0.03	0.01	0.05	0.02
10백만원 이상	0.08	0.08	0.08	

&lt;부표 79&gt; 직업군별 PTI수준

(단위: 배)

직업군	PTI_Mean	PTI_Min	PTI_Max	PTI_SDev
기능직	0.14	0.01	1.10	0.22
기타취업	0.14	0.01	0.30	0.12
노무직	0.43	0.01	4.17	1.01
농림어업	0.11	0.01	0.23	0.10
무직(퇴직)	0.14	0.07	0.17	0.05
사무직	0.19	0.01	2.50	0.46
전문직	0.11	0.00	0.50	0.16
판매/서비스직	0.64	0.01	4.02	0.89
행정관료직	0.15	0.01	0.42	0.16

가구의 주택수요능력과 종부세 부담 간의 상호관계 연구

<부표 80> 연령그룹별 DTA수준

(단위: 배)

연령그룹	DTA_Mean	DTA_Min	DTA_Max	DTA_SDev
20대	0.52	0.04	2.57	0.60
30대	0.75	0.02	21.51	1.40
40대	0.90	0.01	20.00	1.57
50대	1.02	0.00	32.03	2.61
60대	2.18	0.00	102.04	9.13
70대이상	5.31	0.01	375.00	27.93

<부표 81> 지역별 DTA수준

(단위: 배)

지역구분	DTA_Mean	DTA_Min	DTA_Max	DTA_SDev
01.서울	1.24	0.01	25.00	2.83
02.부산	1.37	0.01	29.17	3.76
03.대구	1.28	0.01	22.33	2.52
04.인천	1.22	0.02	14.00	2.37
05.광주	2.14	0.02	67.57	7.93
06.대전	0.72	0.02	3.04	0.72
07.울산	0.68	0.00	4.10	0.92
08.경기	2.37	0.00	375.00	18.98
09.강원	1.17	0.01	16.07	2.40
10.충북	0.69	0.07	4.49	0.90
11.충남	0.60	0.03	5.00	0.74
12.전북	1.65	0.03	80.00	8.20
13.전남	1.41	0.02	44.64	4.56
14.경북	1.21	0.01	21.51	2.68
15.경남	1.03	0.02	25.00	2.76

<부표 82> 월평균 총소득수준별 DTA수준

(단위: 배)

월평균 총소득구간	DTA_Mean	DTA_Min	DTA_Max	DTA_SDev
1백만원 미만	5.27	0.01	375.00	23.94
2백만원 미만	1.65	0.02	102.04	6.89
3백만원 미만	0.91	0.01	21.15	1.76
4백만원 미만	0.78	0.00	21.51	1.67
5백만원 미만	0.59	0.01	4.58	0.75

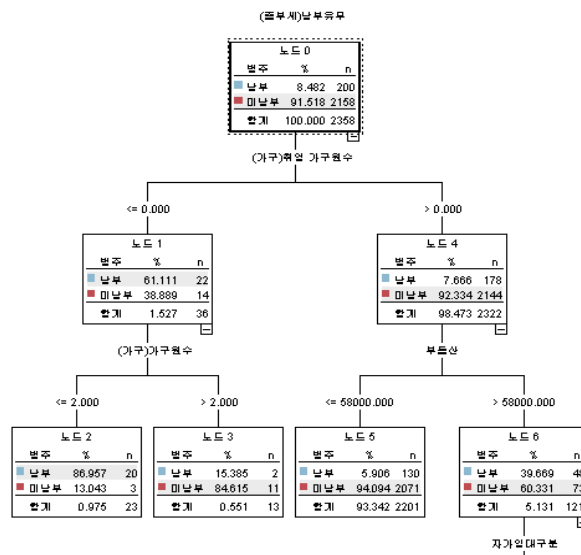
월평균 총소득구간	DTA_Mean	DTA_Min	DTA_Max	DTA_SDev
6백만원 미만	0.56	0.01	3.92	0.63
7백만원 미만	0.49	0.01	4.71	0.67
8백만원 미만	0.51	0.00	3.43	0.62
9백만원 미만	0.35	0.02	1.77	0.38
10백만원 미만	0.52	0.02	3.35	0.82
10백만원 이상	0.44	0.03	2.65	0.46

<부표 83> 직업군별 DTA수준

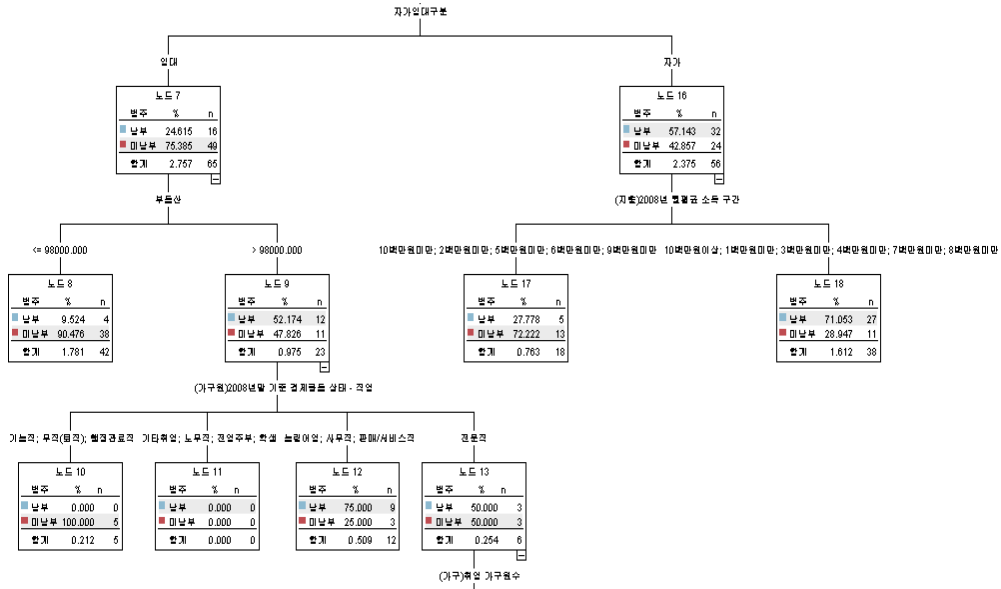
(단위: 배)

직업군	DTA_Mean	DTA_Min	DTA_Max	DTA_SDev
기능직	0.84	0.01	21.15	1.47
기타취업	1.64	0.06	15.91	2.98
노무직	1.84	0.02	44.64	4.63
농림어업	0.97	0.00	21.51	2.54
무직(퇴직)	4.52	0.01	102.04	13.22
사무직	0.65	0.00	15.63	1.06
전문직	0.87	0.01	32.03	2.83
전업주부	2.46	0.02	29.17	6.02
판매/서비스직	2.03	0.01	375.00	18.01
학생	1.29	0.07	3.89	1.42
행정관료직	0.66	0.02	3.49	0.67

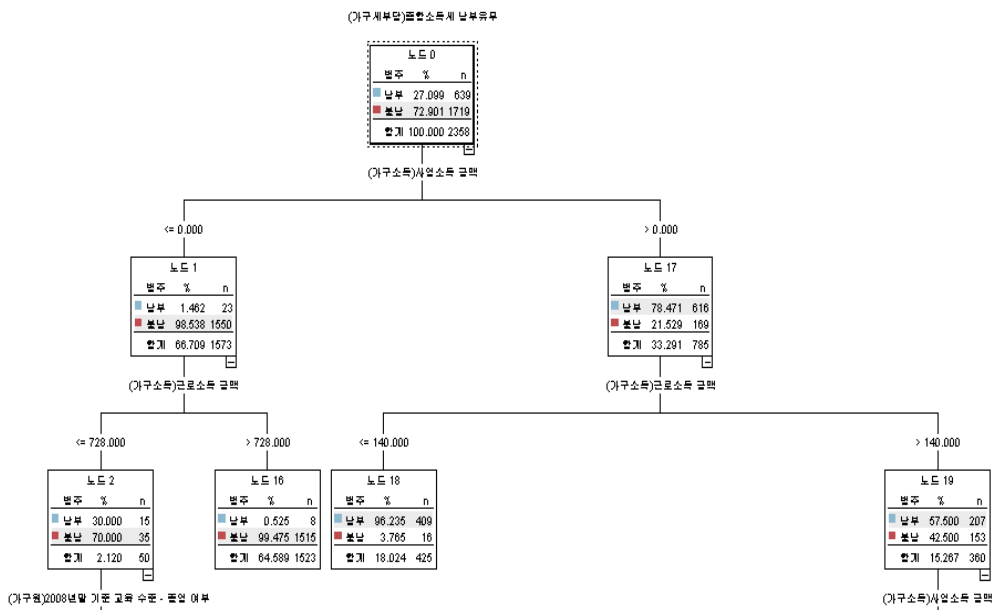
<그림 4> 중부세 납부에 대한 C5.0분석결과1



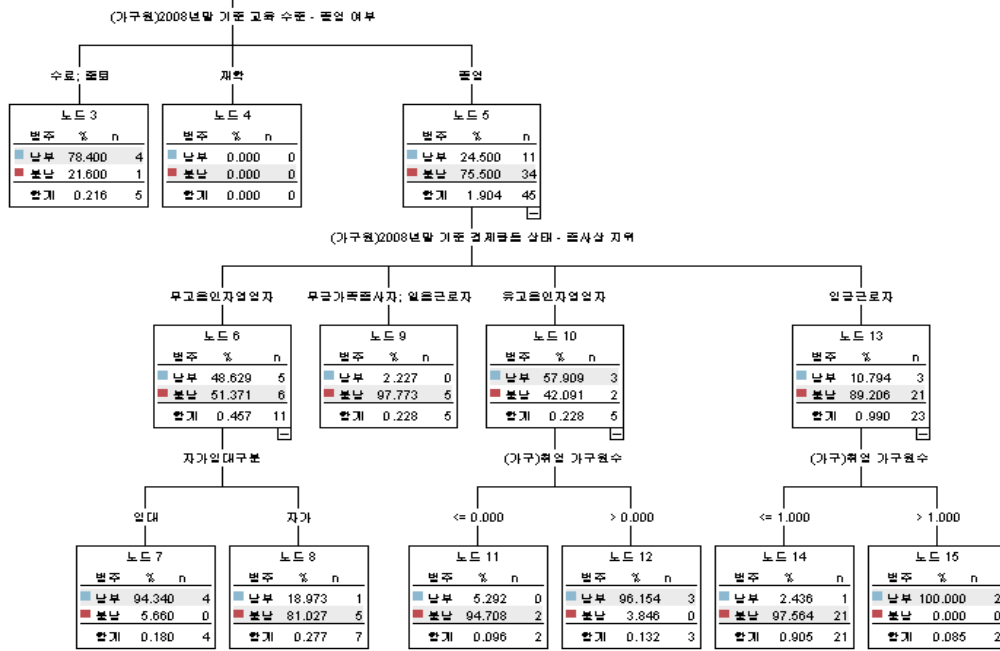
<그림 5> 종부세 납부에 대한 C5.0분석결과2



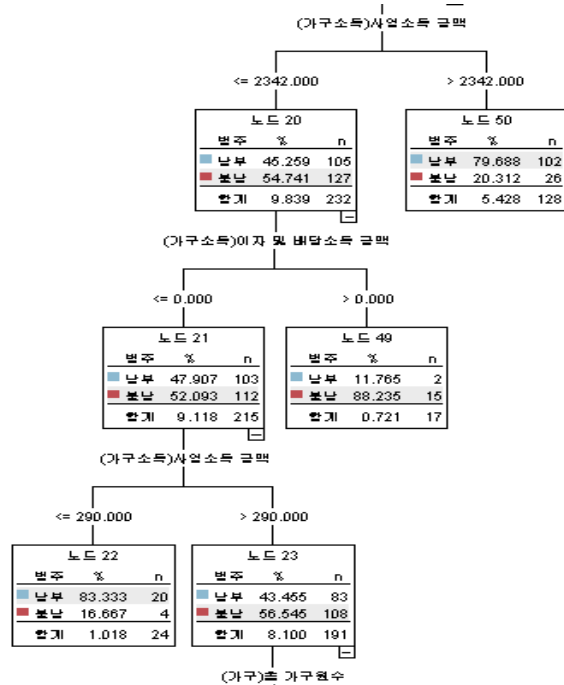
<그림 6> 종합소득세 납부에 대한 C5.0분석결과1



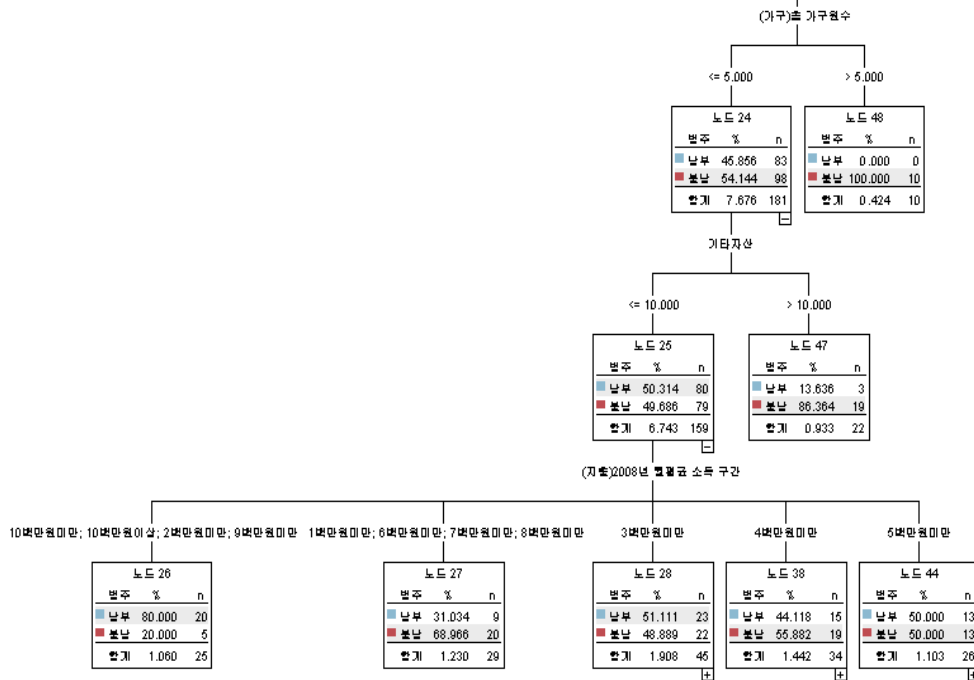
<그림 7> 종합소득세 납부에 대한 C5.0분석결과2



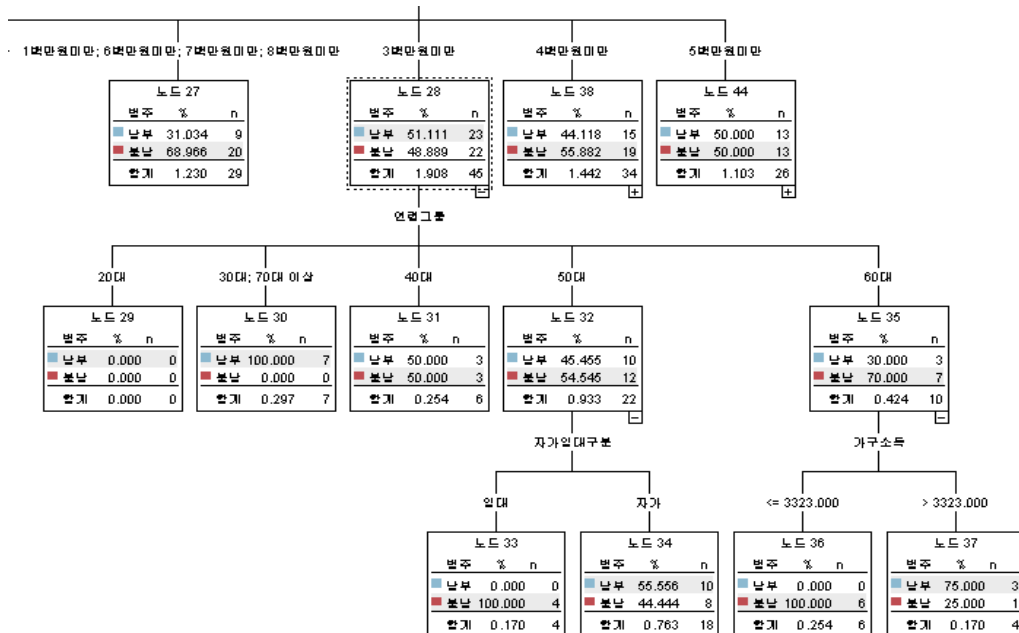
<그림 8> 종합소득세 납부에 대한 C5.0분석결과3



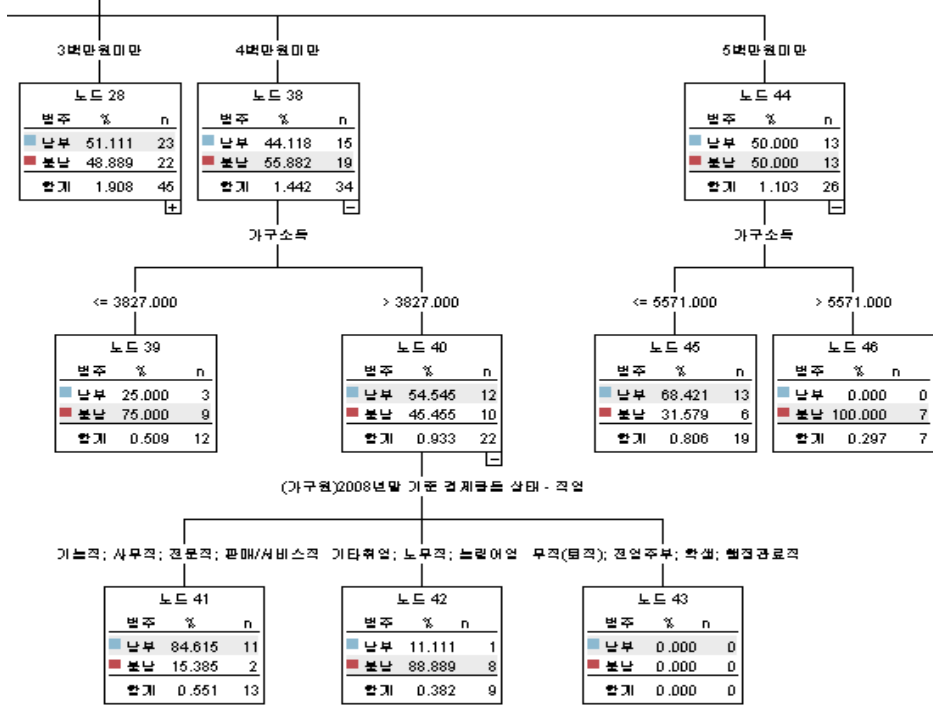
<그림 9> 종합소득세 납부에 대한 C5.0분석결과4



<그림 10> 종합소득세 납부에 대한 C5.0분석결과5



<그림 11> 종합소득세 납부에 대한 C5.0분석결과6



▣ 담배관련 세제 인상의 가계재정 및  
소득분배 파급효과 분석

윤형호/서울시정개발연구원 연구위원

임병인/충북대 경제학과 교수

▣ 재정패널의 대체표본 특성 분석

송헌재/한국조세연구원 부연구위원





# 담배관련 세제 인상의 가계재정 및 소득분배 파급효과 분석

- 윤형호/서울시정개발연구원 연구위원
- 임병인/충북대 경제학과 교수



## 목 차

I. 서론 .....	244
II. 최근 담배소비세 인상과 흡연을 추이 .....	246
III. 소득분위별 소득대비 담배지출 비율 .....	250
1. 사용자료와 소득정의 .....	250
2. 분위별 담배지출 비율 .....	251
IV. 주류와 담배지출 비율 .....	258
V. 담배소비세 인상의 가계 파급효과 .....	261
1. 분위별 담배지출액비율에 대한 효과 .....	261
2. 담배가격인상의 소득분배 파급효과 .....	265
VI. 요약 및 정책적 시사점 .....	270
참고문헌 .....	272



## 담배관련 세제 인상의 가계재정 및 소득분배 파급효과 분석

윤형호\* · 임병인\*\*



### 초 록

본 연구는 2009년 재정패널 자료를 활용하여 첫째, 소득분위별로 담배지출액과 담배지출액비율을 분석하고, 현행 담배소비세가 흡연가구의 소득불평등에 미친 영향을 추정하였고, 둘째 담배소비의 소득계층별 가격탄력성을 기존 연구에 근거하여 전제한 뒤, 담배값 인상폭이 소득분위별로 소득에서 담배지출이 차지하는 비율을 어떻게 변화시키는지 살펴보고, 셋째, 둘째 추정결과를 활용하여 담배가격 인상 후에 소득계층별로 지불하는 담배소비세를 추정해보고 담배소비세 납부 이후에 초래될 소득불평등 변화와 역진성 여부를 살펴보았다.

주요 연구내용을 요약하면, 첫째 전제가구 기준의 1분위 담배지출액비율인 3.87%와 흡연가구 기준의 1분위의 비율인 13.35%를 비교하면, 저소득 흡연가구가 담배소비에 과도하게 지출하고 있음을 알 수 있다. 이는 흡연가구의 5분위 기준 담배지출액 비율 계산 결과에서도 동일하게 나타났다. 둘째, 담배는 소득이 증가함에 따라 담배지출이 크게 증가하지 않음에 반해, 주류는 소득증가에 비례하여 증가하기 때문에 담배지출액과 주류지출액이 소득에 따라 서로 다를 수 있음을 보였다. 셋째, 기존 연구의 탄력성 수치를 활용하여 담배지출액비율을 계산한 결과, 50% 가격인상시 1-3분위의 담배지출액비율은 이전에 비해 부담이 증가하였고, 100% 인상율일 경우 저소득가구의 담배지출액비율은 이전과 같은데 비해 비저소득가구의 담배지출액비율은 더 증가하는 것으로 나타났다. 이에 근거할 때, 담배가격 인상이 저소득계층의 담배지출액을 증가시키지 않으므로 가격인상이 타당하다고 주장을 정당화시켜준다고 말할 수 있다. 넷째, 흡연가구 기준으로 볼 때, 현행 담배소비세는 세후소득분배상태를 악화시키는 것으로 나타났다. 현행 담배소비세 납부 이후의 지니계수인 0.344에 비해 담배소비세 50% 인상은 0.344, 100%인상은 0.346으로 인상을 시켜 세후소득분배상태를 더 악화시키는 것으로 나타났다. 또한 Kakwani 지수 측정결과에서도 담배소비세는 역진적인 조세로 기능하고 있는 것으로 나타났다. 이는 담배가격 인상시 형평성 측면을 고려할 필요성이 있음을 시사해준다.

\* 서울시정개발연구원 연구위원

\*\* 충북대 경제학과 교수

## 1. 서론

2005년 우리나라는 선진국에 비해 매우 높은 흡연율을 낮춘다는 명분으로 담배 소비세와 각종 부과금을 인상하거나 신설하면서 담배와 관련된 총부과금(이하 담배소비세)을 급속히 인상하였다. 이와 같이 담배소비세를 통해 약 40%에 이를 정도로 담배가격이 인상되자 흡연자들이 반발하였지만 정부가 원하는 대로 흡연율을 낮추는데 성공하여 2005년 12월 52.3%이었던 흡연율이 2006년 6월 47.5%, 2006년 12월 44.1%, 2007년 6월 42.5%로 떨어졌다.<sup>1)</sup> 일반적으로 담배가격 인상은 1~2년 동안은 흡연율 감소에 효력이 있지만, 중장기적으로 흡연율은 더 이상 하락하지 않고 안정기에 접어드는 것으로 알려져 있다 (윤형호·김성준, 2007). 최근 질병관리본부는 현재 2,500원의 담뱃값을 6,000원 인상해 8,000원으로 올렸을 경우, 2010년 흡연율은 현행 42%에서 30.4%로 급감할 것이라고 주장하였다. 만약에 흡연율을 흡연자의 수량이라고 생각한다면 이것은 가격이 225% 인상되면 수량은 28%가 감소된다는 것을 의미한다.

그 동안 정부의 담배인상시기를 보면, 흡연자들의 가격인상에 대한 저항을 고려하여 인상주기를 대략 약 5년 주기로 하고 있는 것으로 보인다. 2005년 담배가격 인상도 2001년 담배소비세 인상 이후 5년만이다 (<표 1> 참조). 이런 주기에 맞추었는지 2010년 들어 보건복지부는 다시 흡연율을 낮춘다는 명분으로 담배가격 100% 이상 인상을 검토하고 있다고 언론에 공표하였다. 더욱이 보건복지부는 가격정책이 국민건강을 위해 흡연율을 낮추는 가장 효과적인 수단이라고 주장하고 있다. 또한 각국의 GDP 대비 담배가격을 비교한 결과, 국내 담배가격이 낮기 때문에 담배소비세 인상을 통해 담배가격 인상이 필요하다는 주장이다.

한편, 지금까지 학계의 연구들은 담배소비세 인상이 흡연율에 영향을 미치므로 결과적으로 담배소비세 인상을 지지하고 있다고 말할 수 있다 (김원년, 2006). 일부에서는 담배소비세 인상이 흡연율을 감소시키는 효과가 있는 것은 사실이지만 흡연율 감소가 담배가격 인상이 아니라 각종 흡연규제와 금연교육에 의해 이루어

---

1) 최근 발표된 통계청의 『2010년 사회조사』에 따르면, 20세 이상 인구 가운데 흡연인구는 24.7%로 흡연율은 1999년 이후 매년 감소세가 이어지고 있고, 특히 남자의 흡연율(47.3%)이 처음으로 50% 이하로 내려왔다고 발표하였다. 참고로 남자 흡연율은 1989년에는 75.4%였다.

질 수 있다고 주장한다. 실제로 담배소비세 인상이 흡연율에 영향을 미치는 영향을 분석할 때, 이와 같은 비가격 요인을 통제하기가 어려운 것은 사실이므로 흡연율에 대한 영향을 과장될 수 있다. 일부에서 담배소비세 인상을 반대하는 이유로 등장하고 있는 것은 담배가격 인상이 저소득층에게 더 영향을 미친다는 것이다. 후술하겠지만, 담배소비액이 소득과 무관하게 일정하기 때문에 담배가격인상이 상대적으로 저소득층에게 불리하게 작용한 것이기 때문이다.

이와 같은 반대론자들의 의견에 근거할 때, 담배소비세 인상이 가계에 어떠한 영향을 미치는지 알아보는 것도 의미가 있을 것이다. 실제로 흡연가구가 부담하는 담배지출은 담배가격인상으로 증가하게 될 것이고 결국은 담배지출액이 소득에서 차지하는 비율이 증가할 것이기 때문이다. 따라서 담배지출액비율은 저소득가구의 담배지출액비율은 상당히 높을 것이고 소득분위가 올라감에 따라 감소한다. 이러한 상황에서 담배가격 인상이 가계재정에 끼치는 영향은 소득분위별로 다를 것이고 특별히 저소득가구에 크게 영향을 미칠 것이다. 이와 같음에도 담배소비세와 관련된 선행연구들은 담배소비세 인상이 흡연율에 미치는 영향에만 주목하였지 가계소득 또는 지출에 미치는 영향은 고려하지 않았다 (김원년, 2006; 윤형호·김성준, 2007).

따라서 본 연구는 대부분의 선행연구와 달리 소득분위별로 혹은 소득계층별로 담배가격이 가계에 어떠한 영향을 끼치는지 살펴볼 것이다. 이를 위해 본 연구에서는 현행 담배소비세 아래서 담배지출액이 가구소득에서 차지하는 비율을 분석하고 특별히 흡연가구의 담배지출액은 소득분위에 관계없이 동일함을 보여줄 것이다.

더 나아가 담배소비세 인상은 저소득가구의 지출에 영향을 미칠 뿐만 아니라 흡연가구들의 소득재분배에도 영향을 미칠 것이다. 즉, 정부가 담배소비세 인상을 통해 가구로부터 세금을 거두어가면 결과적으로 흡연가구의 가처분소득을 줄어든 것이다. 만약 담배소비세 인상이 고소득층 흡연가구와 저소득층 흡연가구에게 모두 동일한 세금을 부과하여 저소득층으로부터 소득대비 세금을 더 거두어 간다면 가계들의 세후소득불평등은 악화될 것이다. 이 경우 담배소비세 인상은 전반적으로 흡연율을 낮추는 효과를 거두었는지는 몰라도 소득불평등은 악화되는 부작용을 초래할 것이다.

이상의 문제의식 하에서 본 연구는 2009년 재정패널 자료를 활용하여 소득분위

별로 담배지출액과 담배지출액비율을 분석하고, 또한 현행 담배소비세가 흡연가구의 소득불평등에 미친 영향을 추정해본다. 또한 담배소비의 소득계층별 가격탄력성을 전제하여 최근 논의되는 담배 값 인상폭이 소득분위별로 소득에서 담배지출액이 차지하는 비율을 어떻게 변화시키는지와 담배가격 인상 후에 소득계층별로 지불하는 담배소비세를 추정해보고 담배소비세 지불이후에 일어나는 소득불평등 변화를 살펴본다.

본 연구의 구성은 서론에 이어 2장에서는 담배세 인상과 흡연을 추이를 살펴본다. 3장에서는 소득분위별 소득 대비 담배지출액비율을 전체가구와 흡연가구로 구분하여 논의한다. 4장에서는 담배와 유사한 중독성 강한 주류의 소득대비 지출비율을 살펴본다. 5장에서는 담배가격인상이 가계재정에 미치는 영향을 탄력성 개념을 이용하여 논의한 뒤, 세후 소득분배상태에 미치는 영향을 지니계수와 Kakwani 지수를 활용하여 분석해본다. 6장에서는 분석내용들을 요약하고 정책적 시사점은 제시한다.

## II. 최근 담배소비세 인상과 흡연을 추이

2010년 현재 담배에는 담배소비세 641원, 지방교육세 320.5원, 건강증진부담금 354원, 폐기물 부담금 7원 등 총 1,323원이 부과되고 있다. 이와 같이 담배에 부과되고 있는 세율들은 종량세로서 소비의 원천인 소득에 대한 과세라기보다는 외부불경제를 유발하는 소비를 억제하기 위한 처벌조세(punitive tax) 또는 교정조세(corrective tax)의 성격을 가진다. 여기에 대표적인 종가세인 부가가치세가 각종 종량세율과 출고가 (공장도가격 2,000원의 경우 497원) 합계액의 10%로 부과된다. 본 연구에서는 분석의 편의상 이들 세액들을 담배소비세라 총칭한다.

담배관련 세제 인상의 가계재정 및 소득분배 파급효과 분석

<표 1> 담배소비세 부과 연혁

인상시기	인상내용	담배소비세							부가세
		담배 소비세	공익 사업 부담금	교육세	폐기물 부담금	국민 건강 기금	연초 기금	소계	
1989. 4. 1	담배소비세 전환	360						360	
1994. 1. 1	담배소비세 인상	460	20					480	
1996. 7. 1	교육세신설	460		184				644	
1996. 12. 28	폐기물부담금			184	4			648	
1997. 5. 1	국민건강증진 기금	460		184	4	2		650	
1999. 1. 1	부가세신설	460		184	4	2			공급가 의 10%
2001. 1. 1	담배소비세와 교육세 인상	510		255	4	2		771	
2002. 1. 1	연초생산 안정화 기금	510		255	4	2	10	781	
2002. 2. 1	국민건강기금 인상	510		255	4	150	10	929	
2005. 1. 1	담배소비세, 교육세, 국민건강기금, 폐기물, 연초기금 인상	641		320.5	7	354	15	1,337.5	

주: 윤형호·김성준(2007)

이제 담배소비세의 부과연혁을 논의해본다 (<표 1> 참조). 1989년 최초로 담배 소비세라는 명목으로 360원의 종량세가 부과된 후, 5년이 지난 1994년에는 27.8% 인상된 460원으로 상향조정되었고, 이 때 공익사업부담금 20원이 신설되어 부과되기 시작하였다. 1996년에는 교육세가 신설되어 184원이 부과되면서 담배소비세 총액이 644원으로 인상되었다. 다시 1996년 말에 폐기물부담금이 4원 추가되어 2005년 이후 7원으로 상향조정되어 현재에 이르고 있다. 1997년에는 국민건강기금이 2원 부가되기 시작하여 2002년 150원으로 대폭 인상된 뒤 2005년 이후 354원씩 부과되고 있다. 1999년에는 부가가치세가 부과되기 시작하였다. 2001년 담배소비세

가 460원에서 510원으로 10.9%, 교육세는 184원에서 255원으로 38.6% 인상되었으며, 이 때부터 연초기금이 10원씩 부과되기 시작하였는데, 이는 2010년 현재 기금 목표액이 달성되어 부과되고 있지 않다. 2002년에는 당시 적자가 심각했던 건강보험재정을 충당한다는 명목으로 국민건강기금부담금을 2원에서 150원으로 대폭 인상하여 상당히 많은 논란을 불러일으켰다. 2005년에는 담배소비세를 510원에서 641원으로 25.7% 인상하였고 건강증진부담금도 136%나 인상하여 현재에 이루고 있다. 교육세 역시 255원에서 320.5원으로 25.7%나 인상되었다.

<표 1>과 동일하게 연도별로 담배유형별로 담배소비세 변천 내역을 살펴본 것이 <표 2>이다. 흔히 판매되고 있는 담배는 20개비를 기준으로 하고, 나머지 담배들은 무게 기준으로 부가되고 있다. <표 2>에서 보듯이 현재 시점에서 가장 높은 세율은 엽결련으로 50그램 당 3,270원에 이른다.

<표 2> 담배소비세의 세율구조 변천과정

(단위 : 원)

구분	과세표준	세율			
		1989~1993	1994~2000	2001~2004	2005~현재
200원 초과 결련	20개비당	360	460	510	641
100원~200원 결련		40	40	40	
100원 이하 결련		0	0	0	
파이프 담배	50그램당	700	910	910	1,150
엽결련	50그램당	2,000	2,600	2,600	3,270
100원 초과 각련	50그램당	700	910	910	1,150
100원 이하 각련		0	0	0	
씹는 담배	50그램당	800	1,040	1,040	1,310
냄새 맡는 담배	50그램당	500	650	650	820

자료 : 임주영 외 3(2008), p. 11에서 인용

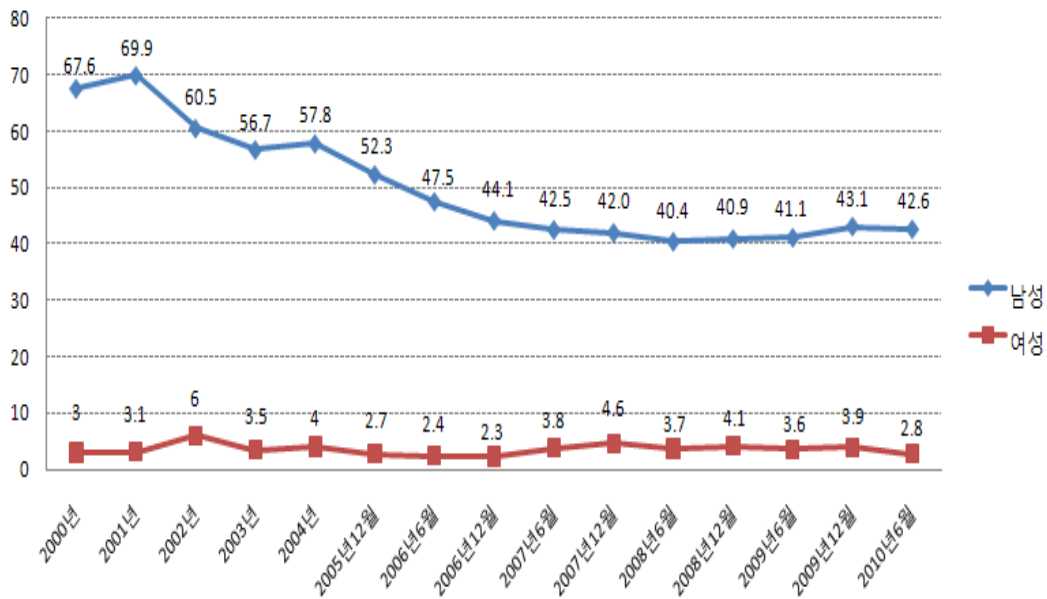
한편, 흡연을 변화에 대해서 살펴보면, 전술하였듯이 2000년 이후 남성기준 흡연율은 담배소비세율이 인상된 2001년과 2005년에 분명하게 떨어지고 있음을 볼 수 있다 (<그림 1> 참조). 구체적으로 보면, 2002년 남성기준 흡연율은 2001년 69.9%에서 60.5%로 떨어졌고, 2006년 6월 흡연율은 2004년 57.8%에 비해 크게 떨어졌는데, 이는 담배소비세 등의 인상으로 담배가격이 1,500원에서 2,500원으로 66.7% 인상되어 가격에 민감하게 반응한 결과라고 판단된다. 눈에 띄는 것은 2005

년 담배소비세 등의 조정이후 관련 세율들이 변화가 없었기 때문에 2007년 이후 흡연율은 큰 변화를 보이고 있지 않는 것으로 보인다. 이 추세에서 전술한 담배가격의 인상이 단기적인 효과에 그치고 있다는 기존 연구들의 결과를 확인할 수 있다. 한편, 여성의 흡연율은 4%이하로 낮은 편이다.

연령별로 흡연율을 살펴보면 (<그림 2> 참조), 자료한계로 2006년 3월 이후 통계치만을 제공하였다. 절대적인 수치를 보면, 20대와 30대의 흡연율이 가장 높고 60대 고령자의 흡연율은 가장 낮다. 추세를 보면, 최근 연도로 올수록 연령이 높아질수록 점차 흡연율이 하락추세를 보여주고 있다. 그러나 30대 흡연율은 다른 연령대에 비하여 하락폭이 크지 않은 것으로 나타났다.

<그림 1> 우리나라의 성별 흡연율 추이

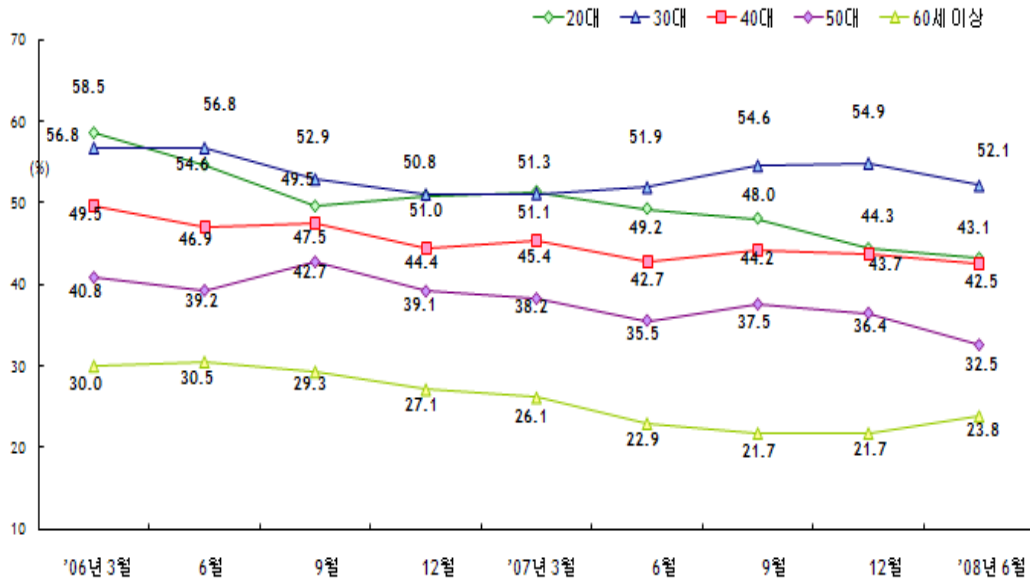
(단위: %)



주: 지역별 인구수 비례 무작위 추출법에 의해 선정된 만 19세 이상 성인 남녀 약 2,000여 명을 표본으로 추출

주: 갤럽, 한국금연운동협의회

<그림 2> 우리나라의 연령별, 연도별 흡연율 추이



주: 갤럽, 한국금연운동협의회

### Ⅲ. 소득분위별 소득대비 담배지출 비율

#### 1. 사용자료와 소득정의

본 연구에서 사용한 자료는 2009년 기준 『재정패널』 자료이다. 재정패널자료는 한국조세연구원에서 조세정책과 행정을 연구하고 분석하는데 활용할 수 있는 실증적인 조사 자료를 수집하기 위해 2008년부터 조사, 발표하고 있는 자료이다. 동 조사는 5,000여 가구, 총 7,000여명에 이르는 가구원을 매년 조사하며, 조사방식은 조사원이 질문하고 그 응답을 조사원이 기록하는 면접타계식(face-to-face interview)을 기본으로 하고 있다.

한편, 본 연구의 주제인 소득 대비 담배지출 비율을 분석하기 위해서는 비율계산에서 분모인 소득을 어떤 것으로 정의하여 처리할 것인가가 중요하다. 문제는 소득은 생애주기를 따라 안정적이기 않기 때문에 현재의 일시적인 소득(transitory

income)을 비율계산의 기초로 삼는 것은 적절하지 않을 수 있다. 일반적으로 가계는 생애 전반의 소득흐름을 감안하여 현재의 지출을 결정하므로 소비항목별 지출을 분석할 때 현재의 일시적인 소득 (transitory income)보다는 항상소득(permanent income)을 사용하는 것이 적절하다. 문제는 항상소득이 관측되지 않기 때문에 관측가능하고 항상소득으로 볼 수 있는 소득을 선택하는 것이 필요하다 이론적으로 가계는 평생 소득흐름을 감안하여 현재 시점에서 적정 지출(optimal expenditure)을 선택한다고 본다. 이런 시각에 근거할 때, 현재 지출을 항상소득의 대리변수(proxy value)로서 보는 것이 타당할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 소득 대비 담배소비지출 비율을 계산할 때 경상소득이 아닌 총지출로 사용한다.

## 2. 분위별 담배지출 비율

전술하였듯이 담배소비세의 소득계층별 파급효과를 분석하기 위해서 분위별 담배소비지출 비율을 계산한다. 분위별 담배지출비율  $r_i$ 은 해당분위의 월평균 담배지출액 (혹은 월담배지출액)을 월평균지출액 (혹은 월지출액)로 나누어 구한다.  $i$ 를 소득분위라 하면  $i=1, \dots, 10$ 이 된다.<sup>2)</sup>  $J_i$ 는  $i$ 분위의 총관측치이다.  $y_{ij}$ 는  $i$ 분위  $j$ 번째 가구의 지출,  $t_{ij}$ 는  $i$ 분위  $j$ 번째 가구의 담배지출액이다.  $s_{ij}$ 는  $i$ 분위  $j$ 번째 가구의 흡연여부를 알려주는 더미이다. 즉, 흡연가구이면  $s_{ij} = 1$ , 아니면  $s_{ij} = 0$ 이다. 흡연가구의 담배지출  $t$ 은 소득수준에 관계없이 일정하다고 가정한다. 그러면 소득  $i$ 분위의 담배지출비율  $r_i$ 은 다음과 같다.<sup>3)</sup>

$$r_i = \frac{\sum_{j=1}^{J_i} t_{ij}}{\sum_{j=1}^{J_i} y_{ij}} = \frac{\sum_{j=1}^{J_i} s_{ij} \times t}{\sum_{j=1}^{J_i} y_{ij}} = \frac{\sum_{j=1}^{J_i} s_{ij}/J_i}{\sum_{j=1}^{J_i} y_{ij}/J_i} \times t = (i \text{분위 평균흡연률} / i \text{분위 평균지출}) \times t$$

- 2) 분위구분을 소득이 아닌 총지출액으로 하였지만 이하에서는 소득분위라는 용어로 사용한다.  
 3) 이 같이 구한 분위별 담배지출 비율은 정확하지 않을 수도 있다. 정확한 분위별 담배지출 비율은 동일분위 내의 개별가구의 담배지출 비율을 계산한 후에 이들 값의 평균을 분위별 담배지출 비율로 하는 것이다. 하지만 두 방법이 거의 동일한 분위별 담배지출 비율을 가져오기 때문에 본 연구에서는 소득과 흡연율의 영향을 비교적 명확히 보여주는 첫 번째 방법을 택한다.

상기 식에 의하면 담배지출비율  $r_i$ 은 평균지출(소득)액과 흡연율에 의해 결정된다. 즉, 흡연율이 낮거나 평균소득이 높으면 담배지출비율  $r_i$ 은 감소한다.

## 1) 전체가구

먼저 재정패널(2009)의 조사 대상인 5,014여 가구 가운데 지출액이 없는 8가구를 제외한 5,006가구를 대상으로 월 지출 금액에 따라 오름차순으로 정리한 뒤, 이를 10분위로 구분한다. 5,006여 가구를 10분위로 나누었기 때문에 분위별 가구수는 약 500가구이다. 가구원 가운데 한명이라도 흡연자가 있으면 흡연가구라고 정의하였다. 이 기준에 따라 개인별이 아닌 가계별 흡연율을 계산한 결과, 전체 가구의 흡연율이 평균 42.5%이었다. 이 흡연율 수치는 보건복지부가 발표한 2008년 12월 남성 흡연율 40.9%와 유사하다. 가구원 중 흡연자들의 담배지출액을 모두 합산하였다.

<표 3> 10분위별 총지출액, 담배지출액, 담배지출액비율 및 흡연율

(단위: 만원)

구분	월평균지출액 (A)	월평균 담배지출액(B)	B/A(%)	흡연율
1분위	30.54	1.18	3.87%	21.00%
2분위	54.80	2.14	3.91%	33.80%
3분위	76.58	2.61	3.40%	38.60%
4분위	98.11	3.17	3.23%	45.60%
5분위	113.29	3.78	3.33%	51.00%
6분위	147.56	3.20	2.17%	46.40%
7분위	174.45	4.04	2.31%	52.00%
8분위	201.56	3.35	1.66%	45.80%
9분위	264.52	3.52	1.33%	45.00%
10분위	411.75	3.24	0.79%	44.86%
전체평균	157.62	3.02	1.92%	42.41%

주: 전체가구 기준

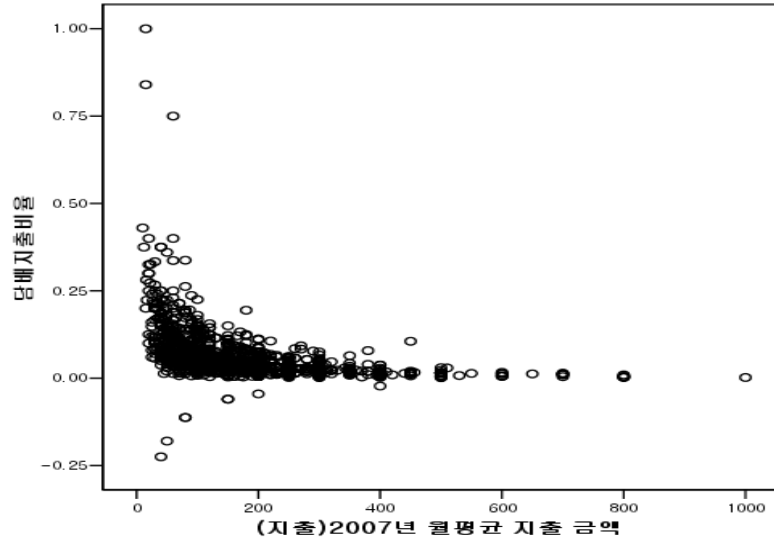
여기서는 분위별로 흡연 여부와 무관하게 모든 가구의 담배지출을 구한 후에 이를 분위별 가구 수로 나누어 분위별 평균담배지출비율을 구하였다 (이하 <표 3> 참조). 1분위의 평균담배지출액은 1.18만원으로 현저히 적고, 2분위 2.14만원, 3분위 2.61만원으로 비교적 적다. 이것은 <표 3>에 제시되었듯이 1~3분위의 흡연율이 낮기 때문에 일어난 것이다. 하지만 4분위 이상의 가구로 한정해보면, 월평균 담배지출액은 약 3만원 범위 내에서 균일하다. 다만, 예외적으로 7분위의 담배지출액은 약 4.04만원으로 가장 높았다.

소득분위별 흡연율을 보면, 전체적으로 소득(총지출)과 흡연율의 일정한 관계를 찾아볼 수 없다. 소득 1분위 가구의 흡연율은 21.0%, 소득 2분위 33.8%, 소득 3분위 38.6%로 전체 평균인 42.41%보다는 낮다. 이들 저소득 가구는 주로 고령자로 구성된 1, 2인 가구가 많고, 특히 여성 단독 가구가 많기 때문에 흡연율이 낮은 것으로 판단된다.<sup>4)</sup> 소득 4분위부터 흡연율은 소득증가와 무관하게 45%~50%의 흡연율을 유지하고 있다. 이처럼 분위별 흡연율은 소득과 일정한 관계를 보여주지 않고 있다.

하지만 소득수준이 절대적으로 낮은 분위들은 소득이 절대적으로 낮기 때문에 소득 1분위와 소득 2분위의 담배지출 비율은 3.87%와 3.91%로 가장 높은 것으로 나타났다. 그 결과, 저소득 분위에 속하는 소득 1분위~소득 5분위 사이의 담배지출액 비율은 3% 이상으로 상대적으로 높았다. 특히, 소득 5분위의 담배지출액비율은 3.33%로 소득 1분위의 담배지출액비율 3.87%에 비해 크게 작지 않다. 저소득 계층에서는 소득이 증가할 때 흡연율이 올라가기 때문에 담배지출액비율은 감소하지만 비교적 안정적이라고 볼 수 있다.

4) 특별히 소득1분위의 가구의 80.4%가 55세 이상의 고령자 1인가구이고 특별히 69.1%가 여성고령자 1인가구이다. 정부의 흡연율 통계에 의해서도 60세 이상 고령자와 여성의 흡연율이 매우 낮다.

&lt;그림 3&gt; 모든 가구의 월지출과 월담배지출의 산포도



한편, 소득 6분위부터는 소득이 증가함에 따라 담배지출 비율은 큰 폭으로 감소하고 있는데, 이는 소득증가와 함께 흡연을 역시 감소하기 때문이다. 특히, 소득 5분위에서 소득 6분위로 넘어가면서 담배지출액비율은 3.33%에서 2.17%로 급감하였다. 따라서 소득 5분위를 임계점이라고 볼 수 있다. 또한, 소득 8분위의 담배지출액 비율은 1.66%, 소득 10분위의 담배지출액비율은 0.79%로 빠르게 감소하였다. 전체적으로 보면, 최고 담배지출액비율을 보여주는 2분위의 3.91%와 최저의 담배지출액비율을 보여주는 소득 10분위의 0.79%과는 그 격차가 4배 이상에 이른다. 한편, <그림 3>에 제시된 산포도는 5,014가구의 월지출과 월담배지출의 짝 (pair)을 보여주고 있다. 특히, 저소득 구간(0만원~100만원)에 속한 가구들의 담배지출액 비율의 편차가 매우 심하기 때문에 저소득 가구의 작지 않은 가구들의 담배지출액 비율은 매우 크다고 볼 수 있다. 따라서 이들 저소득가구 중 담배지출이 높은 집단에게는 담배값 인상이 큰 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다. 이는 소득분배에 대한 과급효과가 역진적인 것으로 나타나는 실증결과로 확인된다. 자세한 내용은 후술한다.

## 2) 흡연가구

지금까지는 흡연가구와 비흡연 가구를 모두 포함하여 분위별로 담배지출액비율을 계산하였기 때문에 소득분위별 담배지출 비율의 편차가 축소되었을 가능성이 있다. 하지만 본 연구가 담배소비세를 통한 담배가격 인상정책이 가계에 미치는 효과를 분석하는 것이기 때문에 흡연가구만을 대상으로 하는 것이 적절할 것이다. 이하에서는 10분위와 5분위로 나누어 분석해본다.

### (1) 10분위 분석

<표 3>에서 보듯이 흡연가구는 전체 가구수의 42.41%인 2,123가구이다. 이 가구들을 이전의 전체가구와 같은 지출기준으로 10분위로 구분하면 분위별 가구수가 현저하게 줄게 될 것이다. 그럼에도 1차적으로 흡연가구를 10분위로 나누어 분석한다.

전체가구의 월평균 담배지출액은 5.70만원인데 비해 흡연가구의 월평균 담배지출액은 7.85만원으로 차이가 있다. 또한 1, 2분위를 제외하고 대부분 담배지출액이 7만원대에 이른다. 총지출 대비 담배지출액 비율은 1분위가 13.35%로 매우 높고, 2분위부터 소득이 증가하면서 안정적으로 떨어지고 있는데, 소득 8분위는 3.60%, 9분위는 2.92%, 10분위는 1.77%로 나타났다.

구체적으로 전체가구 기준의 1분위 담배지출액비율인 3.87%와 흡연가구 기준의 1분위의 비율인 13.35%를 비교하면, 저소득 흡연가구들이 담배소비에 과도하게 지출하고 있음을 알 수 있다. 또한 흡연가구들의 분위별 담배지출액비율의 최대격차, 즉 10분위 비율 대비 1분위 비율을 나누어 보면 7.5배 차이가 난다. 전체가구 기준으로 는 4.9배 차이밖에 되지 않아 흡연가구들의 소득계층간 최대 격차가 훨씬 큰 것을 알 수 있다.

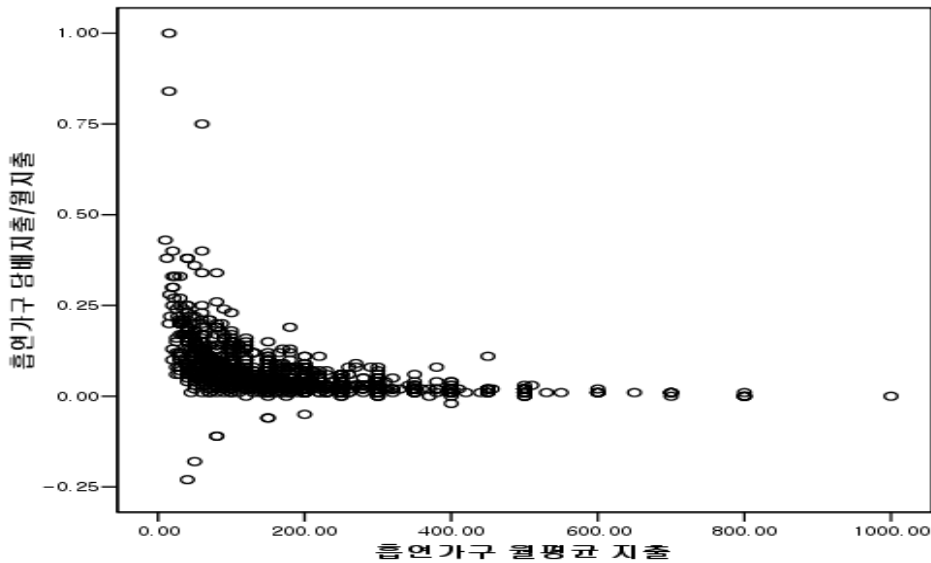
<표 4> 10분위별 총지출액, 담배지출액, 담배지출액비율 및 흡연율

(단위 : 만 원)

구분	월평균지출액(A)	월평균담배지출액(B)	B/A(%)
1분위	42.73	5.70	13.35%
2분위	70.92	6.76	9.54%
3분위	94.72	7.19	7.59%
4분위	104.36	7.13	6.83%
5분위	134.61	7.03	5.22%
6분위	151.99	7.35	4.83%
7분위	187.98	7.67	4.08%
8분위	205.28	7.39	3.60%
9분위	269.24	7.85	2.92%
10분위	406.94	7.20	1.77%
전체	167.22	7.13	6.16%

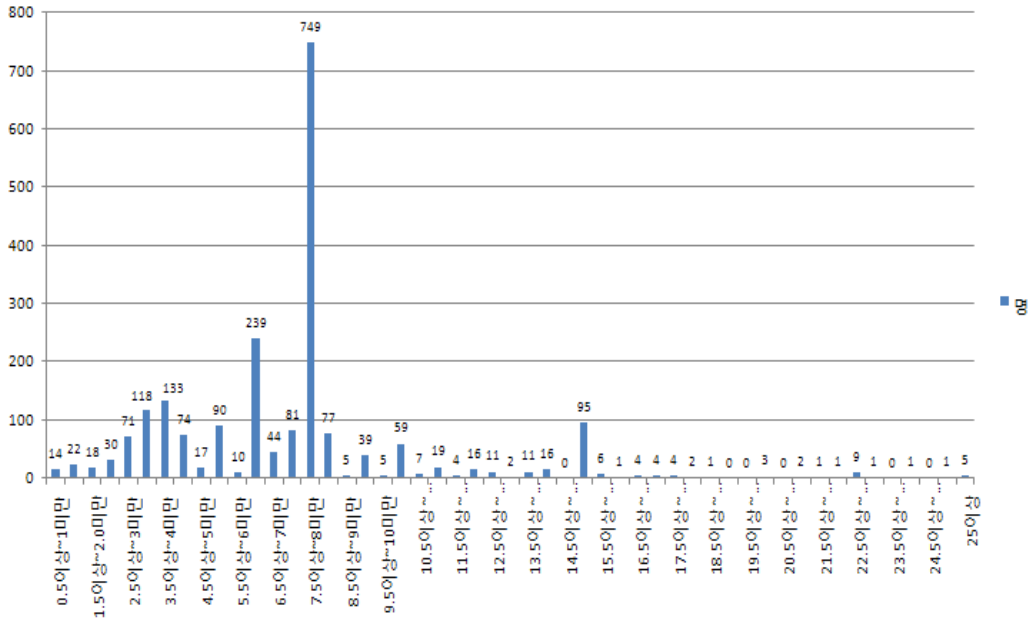
주: 흡연가구 기준

<그림 4> 흡연가구의 월지출액과 월담배지출액의 산포도



<그림 5>에 제시된 흡연가구 2,123 가구의 흡연지출 분포를 보면, <표 4>에서 제시된 평균담배지출액에서 확인할 수 있듯이, 약 36%인 749가구가 75,000~80,000 원, 전체의 52.4%인 1,113 가구가 60,000~80,000원 수준에서 지출하고 있음을 알 수 있다.

<그림 5> 흡연가구의 담배지출액 분포



(2) 5분위 분석

전체가구에 비해 작은 가구인 흡연가구 기준의 분위구분은 분위별 가구수가 현저하게 차이가 나게 마련이다. 따라서 여기서는 분위별 가구수를 비슷하게 만들기 위해 5분위 계층으로 구분한다 (<표 5> 참조).

<표 5> 10분위별 총지출액, 담배지출액, 담배지출액비율 및 흡연율

(단위 : 만 원)

구분	월평균지출액(A)	월평균담배지출액(B)	B/A(%)
1분위	56.83	6.23	10.97%
2분위	99.54	7.16	7.19%
3분위	143.30	7.19	5.01%
4분위	196.63	7.53	3.83%
5분위	338.57	7.52	2.22%
전체	167.22	7.13	4.26%

5분위별 월평균 담배지출은 6.23만원에서 7.52만원까지 분포되어 있는데, 이는 대충 한 가구에 흡연자가 한명 있으며 갑당 2,500원 정도 하는 담배를 하루 한 갑 피우는 것을 의미한다. 또한 5분위로 나누어 담배지출액 비율을 계산한 결과, 1분위 10.97%, 2분위 7.19%, 3분위 5.01%, 4분위 3.83%, 5분위 2.22%였다. 특히, 전체 가구 1분위와 2분위의 담배지출액비율 3.87%와 3.91%를 흡연가구 1분위의 10.97%를 비교해보면, 저소득 흡연가구들이 담배소비에 과도하게 지출하고 있음을 알 수 있다.

또한 흡연가구들의 분위별 담배지출액비율의 최대격차를 배율로 계산해보면, 5분위 대비 1분위의 배율은 4.94배에 이르렀다. 이는 전체 가구 기준 10분위의 4.89배와 큰 차이가 없다. 하지만 흡연가구를 10분위로 나눌 경우, 그 배율이 7.5배였다는 점에 비추면 차이가 있다. 이와 같이 흡연가구의 소득분위별 흡연을 배율에 미루어 볼 때, 담배값 인상은 저소득가구의 지출을 증가시킬 뿐만 아니라 흡연가구의 소득분위별 담배지출액비율 배율을 더 확대시킬 것으로 예상된다.

## IV. 주류와 담배지출 비율

담배와 술은 둘 다 대표적인 중독재화(addicted goods)이므로 대부분의 국가에서는 두 재화 소비를 억제하기 위해 세금을 부과하고 있다.<sup>5)</sup> 현재 담배에는 가격과 관계없이 담배소비세 641원, 지방교육세 320.5원, 국민건강증진부담금 354원, 폐기물 부담금 7원의 합계인 1,323원이 부과되고 있다.

---

5) 이와 같은 성격의 조세를 죄악세(sin tax)라고 부른다. 작년에 이 용어에 대한 거부감으로 용어를 바꾼다는 논의가 상당히 있었으나, 아직까지 적절한 용어가 제시되어 있지 않아 불가피하게 죄악세라는 용어를 그대로 사용하였다.

담배관련 세제 인상의 가계재정 및 소득분배 파급효과 분석

<표 6> 담배소비세 내역

(단위 : 원)

공장도담배가격	2,000
출고가	497
정액부과금	1,323
출고가+정액부과금	1,820
부가가치세 (출고가+정액부과금)*0.1	182
공장도담배가격	2,000
담배소비세(정액부과금+부가가치세)	1,504
담배소비세/공장도담배가격	75.2%
소비자가격(공장도가격*1.25)	2,500
담배소비세/소비자담배가격	60.2%

이제 소비자 가격 2,500원을 기준으로 그 내역들을 살펴본다 (<표 6> 참조). 현재 시장지배적 지위를 가지고 있는 KT&G에서 담배부과금을 포함한 공장도가격 폭은 1,900원에서 4,000원으로 그리 크지 않다. 예를 들어, 공장도가격이 2,000원인 담배라면, 각종 담배관련 세금 합계액인 1,323원과 출고가 497원의 합계인 1,820원의 10%인 182원이 부가가치세가 부과된다. 따라서 이들 부과금과 부가가치세의 합계는 1,504원이 되는데, 이는 공장도가격 2,000원의 75.2% 또는 소비자가격 2,500원의 60.2%가 된다.

한편, 주류는 알코올 도수에 따라 다르지만 원칙적으로 가격에 비례하여 세금을 부과하고 있다. 예를 들면, 소주, 양주(위스키, 브랜디, 보드카 등등) 및 맥주는 주세가 출고가가격의 72%, 교육세는 주세의 30%, 부가가치세는 “출고가+주세+교육세”의 10%가 붙는다. 이처럼 원칙적으로 주류에 부과되는 세금들은 출고가에 비례한다. 또한 막걸리에 대한 주세는 출고가가격의 5%, 교육세가 주세의 10%, 부가가치세가 (출고가+주세+교육세)의 10%가 붙고 있다. 이상에서 보듯이 양주는 소주와 맥주, 막걸리에 비해 출고가가 매우 높다. 일반적으로 소득이 증가함에 따라 양주에 대한 구입이 늘어날 것이다. 따라서 주류와 관련된 세금을 인상하면 담배와는 달리 고소득층들이 더 많은 부담을 할 것이다. 한편, 저소득자가 가격이 낮은 막걸리를 선택함으로써 조세부담을 줄일 수 있을 것이다. 이를 확인하기 위해 담배지

출액과 주류지출액을 소득분위별로 비교해본 결과 소득간 주류지출액과 담배지출액의 차이는 확연히 다른 것으로 나타났다. 담배지출액의 경우, 최저분위인 1분위의 1.18만원과 최고 분위인 10분위의 4.04만원은 3.4배 차이가 나지만, 주류지출액은 1분위 0.75만원, 10분위 4.99만원으로 6.6배 이상 차이가 난다. 따라서 가구들은 각자의 소득수준에 따라 적절한 가격의 주류를 선택하므로 고소득자는 많은 주류세를 지불하고, 저소득자는 적은 세금을 지불한다고 볼 수 있다. 반면, 담배의 경우 담배값의 차이가 없고 담배소비세 자체가 종량세 성격을 지니므로 소득에 관계없이 비교적 균일한 세금을 지불한다고 말할 수 있다.

<표 7> 전체가구의 10분위별 담배지출비율과 주류지출 비율

(단위: 만원)

구분	월평균지출액 (A)	월평균 담배지출액(B)	B/A(%)	월평균 주류지출(C)	C/A(%)
1분위	30.54	1.18	3.87%	0.75	2.45%
2분위	54.80	2.14	3.91%	1.32	2.41%
3분위	76.58	2.61	3.40%	1.77	2.31%
4분위	98.11	3.17	3.23%	2.28	2.33%
5분위	113.29	3.78	3.33%	1.82	1.61%
6분위	147.56	3.20	2.17%	2.61	1.77%
7분위	174.45	4.04	2.31%	2.57	1.47%
8분위	201.56	3.35	1.66%	2.27	1.13%
9분위	264.52	3.52	1.33%	3.76	1.42%
10분위	411.75	3.24	0.79%	4.99	1.21%
전체평균	157.62	3.02	1.92%	2.42	1.53%

요약하면, 담배는 소득이 증가함에 따라 담배지출이 크게 증가하지 않음에 반해, 주류는 소득증가에 비례하여 증가하기 때문에 담배지출액과 주류지출액이 소득에 따라 서로 다르다는 것이다. <표 7>에 따르면, 상대적으로 2분위와 10분위의 담배지출액비율의 차이가 4배를 넘어 저소득가구의 담배지출이 가구에 지출부담을 주고 있음에 반해, 주류의 경우 최저와 최고 지출액비율의 차이가 2배에 불과하여 담배에 비교하여 가계재정에 상대적으로 작은 부담을 주고 있다고 볼 수 있다.

## V. 담배소비세 인상의 가격 파급효과

### 1. 분위별 담배지출액비율에 대한 효과

국내 선행연구들을 일별해보면, 대부분이 담배수요의 가격탄력성을 0.27에서 0.685범위 내에서 추정하고 있다. 김성준(2002)는 가격탄력성을 0.27로 비교적 낮게 추정하였고, 민희철(2007)은 0.36, 김원년(2006)은 1개월, 3개월, 6개월 후 가격탄력성을 각각 0.685, 0.623, 0.548로 추정하였다.

전술하였듯이 담배는 명확한 대체재(substitute)가 없고 중독재화(addicted good)이므로 가격인상 후 금연을 한 사람들이 다시 흡연을 하게 되어 시간이 지남에 따라 가격효과가 점차 낮아지게 된다. 따라서 가격효과는 가격인상으로 인한 일시적 금연효과가 사라지고 수요가 안정적인 시점에서 추정하는 것이 바람직하다. 이러한 면에서 김원년(2006)의 효과는 단기적인 가격효과를 추정하였기 때문에 가격효과가 과대 추정될 것이다. 이 점을 고려하면 담배값 인상의 가격에 대한 장기적인 영향을 분석할 때, 김성준(2002)와 민희철(2007)의 가격탄력성을 고려하여 약 0.3 안팎으로 보는 것이 적절하다고 판단된다.

문제는 전술한 바와 같이 분위별로 흡연율이 다르기 때문에 가격탄력성도 소득 분위별로 다르다고 보는 것이 타당할 것이다. Farrelly et. al (2001)에 의하면, 미국은 여성, 저소득자, 청소년, 흑인 및 라틴계의 가격탄력성이 크다고 한다. 문제는 현재 국내 연구 중에서 소득계층별 가격탄력성을 실증한 연구가 없다는 것이다. 따라서 가격재정에 관한 담배가격인상의 효과를 분석하기 위해서는 소득분위별 가격탄력성에 관한 적절한 가정이 필요하다. <표 3>에 의하면, 소득 1~3분위의 담배지출과 흡연율이 상대적으로 낮은 것을 알 수 있다. 이에 근거하면 과거 담배가격인상이 저소득계층에 더 영향을 미쳤다고 볼 수 있다.

따라서 본 연구에서는 소득1~3분위의 저소득계층의 가격탄력성은 0.5, 다른 소득분위의 가격탄력성은 0.2라고 가정한다. 그러면 전체적으로 가격탄력성은 약 0.3이라고 볼 수 있다. 사실 저소득가구의 가격탄력성 0.5는 상당히 큰 가격효과라고 볼 수 있다. 이는 담배가격을 100% 인상하면 흡연자의 절반이 금연한다는 것을 의미하기 때문이다.<sup>6)</sup>

<표 5>에 따르면, 흡연가구의 담배지출은 소득 1분위를 제외하고 소득분위에 관계없이 거의 70,000원을 지출하고 있다. 따라서 분석의 편의를 위해 소득에 관계없이 흡연가구는 70,000원을 담배값으로 지출하고, 담배소비자가격을 2,500원(공장도가격 2,000원)이라고 가정하면, 한 달에 28갑을 소비, 거의 매일 1갑 정도를 소비한다고 볼 수 있다. 이제 전술한대로 소비자 가격을 50%와 100% 각각 인상하고 가격탄력성을 각각 0.2와 0.5라고 가정하면, 소득1~3분위와 소득 4~10분위의 담배소비량은 <표 8>과 같이 감소한다.7)

<표 8> 담배가격인상률과 가격탄력성별 담배소비 감소량

인상률, 가격탄력성	0.2(소득4~10분위)	0.5(소득1~3분위)
50%	25	21
100%	22	14

참고로 소비자 담배가격이 50%와 100% 인상될 때 가격이 각각 3,750원과 5,000원으로 상향조정된다. 각각의 가격증가율과 가격탄력성에 대해 흡연가구의 가격인상 후에 담배지출과 본래지출 70,000원 대비 증가율은 <표 8>의 담배소비감소량을 가지고 <표 9>와 같이 계산할 수 있다. 예를 들면, 가격이 100% 올랐을 때 가격탄력성이 0.2이라면 담배소비량은 22갑으로 6갑 줄었지만 담배지출은 111,000원으로 대폭 증가한다는 것이다. 따라서 최초 지출액 70,000원에 비해 증가율은 1.571이다. <표 9>에 의하면, 가격탄력성이 증가함에 따라 담배소비량은 줄어들고 이에 따라 담배지출액은 감소한다. 만약 가격탄력성이 0.5라면 담배소비량은 절반인 14갑으로 줄고 담배지출액은 이전과 동일한 70,000원이 된다.8)

- 6) 이것은 가격인상 후 흡연자들이 금연을 하거나 전과 똑 같은 양의 담배를 소비한다는 가정 하에서 타당하다.
- 7) 이 점은 조심스런 해석이 필요하다. 실제로 가격이 대폭적으로 인상되면 흡연자는 금연을 하거나 기존소비량을 계속하지 소비량을 줄이지는 않는다. 하지만 개인들의 개별적인 행위를 통합하여 분위별로 본다면 소비량이 감소한다고 볼 수 있다.
- 8) 이론적으로 가격과 수량이 극한에서 조금 변할 때 가격탄력성 -1보다 낮을 때 가격인상은 언제나 지출의 증가를 초래한다. 여기서는 가격탄력성이 -0.5임에도 불구하고 가격이 100% 증가하였을 때 지출이 증가하지 않았다. 이것은 가격이 대폭적으로 변하였기 때문에 이론적인 논의가 적용될 수 없기 때문이다.

<표 9> 소득계층별 가격인상 후 담배지출과 증가율

(단위 : 원)

구분	0.2(소득4~10분위)		0.5(소득1~3분위)	
	담배지출액	증가율	담배지출액	증가율
50%	93,750	1.339	78,750	1.125
100%	110,000	1.571	70,000	1.000

다음은 담배가격 인상률이 50%일 때, 주어진 소득 1~3분위 가구(이하 저소득가구)와 소득 4~10분위(이하 비저소득가구) 각각의 가격탄력성 아래서 <표 9>에서 구한 담배지출 증가율을 이용하여 담배지출 70,000원에 곱하면 <표 10>에서와 같이 담배가격인상 후에 소득분위별로 담배지출액과 담배지출액비율을 계산할 수 있다. 저소득가구에 대한 가격인상 효과를 보면, 소득 1분위, 2분위, 3분위의 담배지출 비율은 15.01%, 10.72%, 8.54%가 되어 이전의 13.34%, 9.53%, 8.54%에 비해 부담이 증가된다. 한편, 비저소득가구에 대한 가격인상 효과를 보면 담배지출 비율은 상대적으로 더 증가하게 된다.

한편, 주어진 저소득가구와 비저소득가구의 담배지출액비율은 <표 5>와 같다. 담배가격 인상률이 100%일 때, 저소득 가구에 대한 가격인상 효과는 가격탄력성이 0.5이기 때문에 저소득가구의 담배지출액비율은 이전과 같다. 이는 단위당 가격이 100% 증가하였지만 담배소비량이 절반으로 감소하였기 때문이다. 비저소득가구에 대한 가격인상 효과는 가격탄력성이 0.2이기 때문에 여전히 담배지출액비율은 더 증가하게 된다. 이러한 점에 근거하여 국회예산정책처는 담배가격 인상이 저소득계층의 담배지출액을 증가시키지 않기 때문에 가격인상이 타당하다고 주장하고 있다. 하지만 이렇다 하더라도 저소득가구는 가격이 100% 인상된 후, 동일한 금액을 지출하여 또는 소비량을 절반으로 줄여 가계재정에 실질적인 영향을 주지는 않지만 정부는 이전보다 더 많은 담배소비세를 거두어 간다. 이는 후술하게 된다.

&lt;표 10&gt; 소득분위별 담배지출액과 담배지출액비율 변화 추이

구분	현재			가격증가 후			
				0.2(소득4~10분위)		0.5(소득1~3분위)	
	지출액	만원	%	지출액(만원)	%	지출액(만원)	%
1분위	42.73	5.7	13.34			6.41	15.01
2분위	70.92	6.76	9.53			7.61	10.72
3분위	94.72	7.19	7.59			8.09	8.54
4분위	104.36	7.13	6.83	9.55	9.15		
5분위	134.61	7.03	5.22	9.41	6.99		
6분위	151.99	7.36	4.84	9.86	6.48		
7분위	187.98	7.67	4.08	10.27	5.46		
8분위	205.28	7.39	3.60	9.90	4.82		
9분위	269.24	7.85	2.92	10.51	3.90		
10분위	406.94	7.2	1.77	9.64	2.37		

주: 가격증가율 50% 기준

&lt;표 11&gt; 소득분위별 담배지출과 담배지출 비율

구분	현재			가격증가 후			
				0.2(소득4~10분위)		0.5(소득1~3분위)	
	지출액	만원	%	지출액(만원)	%	지출액(만원)	%
1분위	42.73	5.7	13.34			5.70	13.34
2분위	70.92	6.76	9.53			6.76	9.53
3분위	94.72	7.19	7.59			7.19	7.59
4분위	104.36	7.13	6.83	11.20	10.73		
5분위	134.61	7.03	5.22	11.04	8.20		
6분위	151.99	7.36	4.84	11.56	7.61		
7분위	187.98	7.67	4.08	12.05	6.41		
8분위	205.28	7.39	3.60	11.61	5.66		
9분위	269.24	7.85	2.92	12.33	4.58		
10분위	406.94	7.2	1.77	11.31	2.78		

주: 가격증가율 100% 기준

## 2. 담배가격인상의 소득분배 파급효과

앞서 <표 5>에서 본 것처럼, 거의 모든 분위에서 담배지출액이 균등하고 담배소비세는 담배지출의 약 60%를 차지하기 때문에 정부는 담배소비세를 통해 가계의 실질소득이 변화되고 있다. 전술한대로 흡연가구들은 소득에 상관없이 월 약 7만원 정도를 담배구입에 지출하고 있다. 소비자 가격의 약 60%가 담배소비세이므로 흡연가구들은 소득에 관계없이 약 4.2만원을 담배소비세의 형태로 정부에 납부하게 된다. 이렇게 정부가 흡연가구들에게 소득에 관계없이 4.2만원을 거두어 가면 가구들간의 소득불평등 상태가 변화될 것이다. 즉, 담배소비세는 가처분소득을 변화시켜 세후 소득분배상태에 영향을 준다는 것이다.

현재 담배소비세는 소비자가격의 60%이지만, 만약 가격을 50% 혹은 100% 인상한다면 담배소비세가 소비자가격에서 차지하는 비중은 더욱 높아질 것이다. 먼저 담배값을 공장도가격 2,000(혹은 소비자가격 2,500원)원을 기준으로 100%와 50% 올렸을 때, 담배소비세가 얼마나 올라갔는지 추정해본다. 현재 공장도가격이 2,000원일 때, 담배소비세는 1,504원으로 소비자가격 2,500원의 60.2%이다. 분석의 편의상 담배의 출고가 변하지 않는다고 가정한다. 이제 공장도 담배값 (혹은 소비자가격)을 50%와 100% 각각 올려 3,000원 (혹은 3,750원)과 4,000원 (혹은 5,000원)이 되었을 때 담배소비세를 계산해보면, <표 12>에서 보는 것처럼 소비자가격의 각각 66.7%와 70.0%가 된다. 특별히 세율뿐만 아니라 <표 10>과 <표 11>에서처럼 흡연가구의 담배지출액이 증가된다. 이에 따라 담배소비세 부담은 더욱 증가하게 되고 가처분소득도 감소하게 되어 세후 소득분배상태는 더욱 불평등해질 것이다

<표 12> 소비자가격에서 담배소비세가 차지하는 비중

공장도담배가격	2,000	3,000	4,000
출고가	497	497	497
정액부과금	1,323	2,231	3,139
출고가+정액부과금	1,820	2,728	3,636
부가가치세 (출고가+담배소비세)*0.1	182	272	364
공장도담배가격	2,000	3,000	4,000
담배소비세	1,504	2,503	3,503
담배소비세/공장도담배가격	75.2%	83.4%	87.6%
소비자가격(공장도가격*1.25)	2,500	3,750	5,000
담배소비세/소비자담배가격	60.2%	66.7%	70.0%

이상에서 살펴본 소득분배상태의 변화는 담배소비세 지급전과 지급후의 지니계수를 계산하여 살펴본다. 전체 가구 수를  $n$ , 가구  $i$ 의 지출을  $y_i$ 라 하면 지니계수는 다음과 같이 정의된다.

$$G = 1 - \frac{2}{n-1} \left( n - \frac{\sum_{i=1}^n iy_i}{\sum_{i=1}^n y_i} \right)$$

먼저 전체가구 기준의 지니계수를 구한 다음, 개별가구의 담배지출의 60%를 정부가 거두어 같다는 가정 하에서 담배소비세 납부 후의 지출액을 계산한 후 지니계수를 구한다 (이하 <표 13> 참조). 담배소비세 납부 전 지니계수는 0.375, 납부 이후의 지니계수는 0.378로 증가하였다 (변화율 기준 0.8%). 이 결과에 근거할 때, 담배소비세 인상에 따른 담배가격 인상이 소득불평등 정도를 약간 증가시켜 세후 소득분배상태를 악화시킨다고 볼 수 있다. 문제는 전술하였듯이 비흡연가구가 전체가구의 과반이 넘기 때문에 정부의 담배소비세 징수가 크게 지니계수를 크게 악화시켰다고 볼 수 없다.

실제로 담배가격 인상은 흡연자의 금연을 목표로 시행하는 것이고, 실제로 비흡연가구 소득에 아무런 영향이 없으므로 흡연가구로 제한하여 지니계수의 변화를 보는 것이 타당할 것이다. 흡연가구로 제한하여 지니계수를 추정한 결과, 납부전 지니계수인 0.336에서 납부 후에 0.344로 높아져 세후 소득분배상태(변화율 기준 2.3%)를 악화시켰다고 볼 수 있다.

<표 13> 현재 담배가격 아래 담배소비세 지급전후의 지니계수

구분	담배소비세 지급 전 지니계수	담배소비세 지급 후 지니계수
전 가구	0.375	0.378
흡연가구	0.336	0.344

이제 담배가격인상 이후의 지니계수 변화를 통해 소득분배에 어떤 영향을 줄 것인지를 논의해본다. 담배가격이 50% 증가 후에 개별 흡연가구들의 담배소비량

을 안다면, <표 12>의 담배세율을 적용하여 개별가구들의 실질소득을 구할 수 있고 이를 이용하면 담배가격 인상 이후의 지니계수를 구할 수 있다. 앞서 저소득가구의 가격탄력성을 0.5로 가정하였고, <표 10>은 그 때의 담배지출액비율의 증가율을 보여주고 있다. 이들 증가율을 저소득가구의 개별가구에 적용하면 담배가격 증가 후에 담배지출액을 계산해낼 수 있다. 마찬가지로 비저소득가구의 개별가구에 대해서도 담배가격 인상 후의 담배지출액을 구할 수 있다. 이렇게 구한 모든 개별가구의 담배지출액에 <표 12>의 담배세율 66.7%를 곱하여 정부가 개별가구들로부터 거두어 가는 담배소비세액을 계산할 수 있다. 이렇게 개별가구의 담배소비세액을 이용하여 지출로부터 담배소비세액을 차감하여 개별가구의 담배소비세 지출 후의 순지출을 계산한 후 지니계수를 최종적으로 구한다. 같은 논리와 절차로 담배가격이 100% 인상된 뒤의 지니계수를 구할 수 있다.

먼저 지니계수를 구하기 전에 가격인상에 따라 저소득가구와 비저소득가구의 담배지출액과 담배소비세액이 얼마나 증가하며 이에 따라 지출 대비 담배소비세의 비율이 얼마나 증가하는지 살펴본다. 이로써 담배소비세 부담의 증가정도를 알 수 있다. <표 14>에서 보듯이 현행 담배가격 및 담배소비세 아래서 전 분위의 평균 지출액은 167.22만원, 평균 담배지출액은 7.13만원, 그 중 담배소비세액은 4.28만원을 지불하고 있다. 따라서 담배소비세액을 전체 지출로 환산하여 비중을 구해 보면 총지출액의 2.56%를 차지한다. 저소득가구와 비저소득가구로 구분하여 살펴 보면, 각각의 담배소비세액의 총지출 대비 비율은 5.66%와 2.11%이다. 즉, 저소득가구들은 지출의 5.66%를 담배소비세로 지불하기 때문에 상대적으로 비저소득가구에 비하여 훨씬 더 큰 조세부담을 지고 있는 것으로 나타났다.

만약에 담배가격이 50% 인상된다면, 저소득가구들의 담배지출은 7.37만원으로 증가하고, 그 중 4.92만원을 담배소비세액으로 납부할 것이다. 따라서 이들 가구의 담배소비세의 지출비율은 이전의 5.66%에서 7.08%로 (혹은 1.4%p) 증가하여 조세부담이 가중될 것이다. 비저소득가구의 경우도 담배지출은 9.87만원으로 증가하고 그 중 6.59만원을 담배소비세로 지불하게 되어 담배소비세액의 총지출 대비 비율은 이전의 2.11%에서 3.15%로 (혹은 1.0%p) 증가하여 조세부담이 더 커질 것이다. 결과적으로 저소득가구의 담배소비세 부담이 상대적으로 더 크게 증가함을 알 수 있다.

만약에 담배가격이 100% 인상된다면, 저소득가구들의 담배지출은 6.55만원으로

이전과 동일하다. 하지만 담배소비세는 3.93만원에서 4.59만원으로 증가하고 이에 따라 담배소비세의 총지출 대비 비율은 이전 5.66%에서 6.61%로 (혹은 1.0%p) 증가하여 비록 담배지출액은 증가하지 않지만 조세부담은 가중된다. 이것은 전술한 대로 정부의 조세수입이 증가할 수 있음을 보여주는 결과이다. 비저소득가구의 담배지출액은 10.08만원으로 더욱 증가할 것이며 이 중 7.05만원을 담배소비세액으로 지불하고 담배소비세의 총지출 대비 비율은 이전 2.11%에서 3.88%로 (혹은 1.7%p) 증가하여 조세부담이 크게 증가할 것이다.

<표 14> 가격인상 이후에 담배지출, 담배소비세, 담배소비세 비율

구분		저소득가구	비저소득가구	전 분위
현재	평균 지출액	69.46	209.03	167.22
	평균 담배지출액	6.55	7.37	7.13
	평균 담배소비세	3.93	4.42	4.28
	담배소비세/총지출(%)	5.66%	2.11%	2.56%
50% 인상	평균 지출액	69.46	209.03	167.22
	평균 담배지출액	7.37	9.87	9.12
	평균 담배소비세	4.92	6.59	6.09
	담배소비세/총지출(%)	7.08%	3.15%	3.64%
100% 인상	평균 지출액	69.46	209.03	167.22
	평균 담배지출액	6.55	11.58	10.08
	평균 담배소비세	4.59	8.11	7.05
	담배소비세/총지출(%)	6.61%	3.88%	4.22%

이상의 계산결과를 이용하여 지니계수를 계산해보면, 가격을 각각 50%와 100% 인상하였을 경우, <표 15>에서 보듯이 각각의 지니계수는 0.344에서 0.346으로 악화된다.

<표 15> 흡연가구의 지니계수

구분	지니계수	담배소비세 기준 집중도지수
담배소비세가 없을 때	0.336	0.0
현행 담배가격	0.344	0.033
담배가격 50%인상	0.346	0.067
담배가격 100%인상	0.346	0.114

지금까지 지니계수만으로 담배소비세를 납부한 이후의 소득불평등도 변화를 살펴 보았다. 이제는 담배소비세가 과연 소득분배상태에 역진적으로 작용하는지 아니면 누진적으로 작용하는지를 논의해본다. 이를 위해서는 다양한 누진성 측정지표를 사용하면 되겠지만, 본 연구에서는 대표적인 누진성측정지표인 Kakwani지수를 이용한다. Kakwani 지수(K)는 Kakwani(1980)에서 제시된 지표로서 아래와 같은 식으로 정의된다.

$$K = C_t - G_b$$

단,  $C_t$ : 담배소비세 집중도지수,  $G_b$ : 세전소득 기준 지니계수

담배소비세 집중도지수는 지니계수와 동일한 방법으로 계산할 수 있는데, 즉 지니계수는 인구 누적 비율 대비 누적소득비율을 활용하는 것임에 반해, 집중도지수는 인구누적비율 대비 조세(담배소비세) 누적비율을 활용하여 계산한다. Kakwani 지수는 지수값이 0보다 작으면 역진적인 조세, 0과 같으면 비례적인 조세, 0보다 크면 누진적인 조세라고 판정한다. 이 근거를 예를 들어 설명해본다. 누적비율 50%의 가구들이 누적소득비율이 30%에 연계된 것이 지니계수인데, 담배소비세는 누적비율 50% 가구들이 50%를 부담한다면 담배소비세가 소득분배에 역진적으로 작용했다고 설명할 수 있다는 것이다. 후자의 담배소비세 집중도지수는 지니계수보다 그 값이 작을 것이므로 그 차이가 음(-)이 된다.

앞에서 보였지만, 세전소득 기준 지니계수는 0.336인데, 현행 담배가격 하에서는 담배소비세액의 집중도지수는 0.033이고, 담배가격이 50% 인상될 경우의 담배소비세액의 집중도지수는 0.067, 100% 인상은 0.114로 산출되었다. 이들 담배소비세액의 집중도지수와 세전지니계수의 차이를 구하면, 각각 -0.303, -0.269, -0.222로 산출되어 담배소비세가 역진적인 조세로 기능하고 있다고 판정할 수 있다. 눈여겨볼 것은 담배소비세를 100% 인상하여 담배값을 올릴 경우가 50%인상일 경우에 비하여 상대적으로 덜 역진적이라는 것이다.

## VI. 요약 및 정책적 시사점

지금까지 2009년 재정패널 자료를 활용하여 소득분위별로 담배지출액과 담배지출액비율을 분석하고, 현행 담배소비세가 흡연가구의 소득불평등에 미친 영향을 추정해보았다. 또한 담배소비의 소득계층별 가격탄력성을 기존 연구에 근거하여 전제한 뒤, 담배값 인상폭이 소득분위별로 소득에서 담배지출이 차지하는 비율을 어떻게 변화시키는지와 담배가격 인상 후에 소득계층별로 지불하는 담배소비세를 추정해보고 담배소비세 납부 이후에 초래될 소득불평등 변화와 역진성 여부를 살펴보고 있다.

지금까지의 분석결과를 흡연가구를 중심으로 요약해보면 다음과 같다 첫째, 1, 2분위를 제외하고 대부분 담배지출액이 7만원대에 이르고, 총지출 대비 담배지출액 비율이 1분위가 13.35%로 매우 높고, 2분위부터 소득이 증가하면서 안정적으로 하락하고 있다. 특히, 전체가구 기준의 1분위 담배지출액비율인 3.87%와 흡연가구 기준의 1분위의 비율인 13.35%를 비교하면, 저소득 흡연가구들이 담배소비에 과도하게 지출하고 있음을 알 수 있다. 둘째, 흡연가구의 5분위 기준 담배지출액 비율을 계산해보면 1분위 10.97%, 2분위 7.19%, 3분위 5.01%, 4분위 3.83%, 5분위 2.22%였다. 특히, 전체가구기준 1분위와 2분위의 담배지출액비율 3.87%와 3.91%를 흡연가구 1분위의 10.97%를 비교해보면, 저소득 흡연가구들이 담배소비에 과도하게 지출하고 있음을 알 수 있다. 이상의 두 결과에서 저소득흡연가구들의 담배소비액 지출의 과다를 확인할 수 있었다. 셋째, 담배는 소득이 증가함에 따라 담배지출이 크게 증가하지 않음에 반해, 주류는 소득증가에 비례하여 증가하기 때문에 담배지출액과 주류지출액이 소득에 따라 서로 다를 수 있음을 보였다. 넷째, 저소득가구의 가격탄력성을 0.5, 비저소득가구의 가격탄력성은 0.2라고 가정(전체적으로 0.3)하에서 담배지출액비율을 계산하였다. 50% 가격인상시 저소득가구 중 1분위, 2분위, 3분위의 담배지출액비율은 이전에 비해 부담이 증가하였고, 비저소득가구의 담배지출액비율은 상대적으로 더 크게 증가하는 것으로 나타났다. 담배가격 인상률이 100%일 때, 저소득가구의 담배지출액비율은 이전과 같은데 비해 비저소득가구의 담배지출액비율은 더 증가하는 것으로 나타났다. 이 점에 근거할 때, 담배가격 인상이 저소득계층의 담배지출액을 증가시키지 않으므로 가격인상이 타

당하다는 주장이 힘을 얻고 있다. 다섯째, 흡연가구 기준으로 담배소비세 납부 전 지니계수는 0.336, 납부 이후의 지니계수는 0.344로 현재 담배소비세는 세후소득분배상태를 악화시키고 있다. 여섯째, 현행 담배소비세 납부 이후의 지니계수인 0.344에 비해, 담배소비세 50% 인상은 0.344, 100%인상은 0.346으로 인상시켜 세후 소득분배상태를 더 악화시키는 것으로 나타났다. 또한 대표적인 누진성측정지표인 Kakwani 지수 측정결과, 두 경우 모두 0보다 작은 것으로 나타나서 담배소비세가 역진적인 조세로 기능하고 있음을 보였다.

이상을 요약하면, 담배소비세를 통해 담배가격을 인상할 경우 상대적으로 저소득층의 세부담이 더 커질 것이고, 그로 인해 세후소득분배상태가 악화되는 것으로 나타났다. 따라서 담배가격 인상을 검토할 때, 형평성 측면을 고려할 필요성이 있음을 시사해준다.

## 참고문헌

- 김원년(2006), “담배가격 인상이 흡연수요에 미치는 영향”, 한국인구학, 제29집 제2호, pp. 195-213
- 민희철 (2007), “이산선택 모델을 이용한 담배제품 수요추정”, 재정포럼, 2007, 12호
- 윤형호 · 김성준(2007), “담뱃세 인상정책의 흡연억제 효과: 시계열자료를 통한 실증분석” 규제연구, 제16집 제2호, pp. 81-102
- 임주영 외 3, 담배관련 제세의 물가연동방안에 관한 연구, 2008.4, 서울시립대 지방세연구소.
- 통계청, 『2010년 사회조사』
- Farrelly, Matthew C., Bray, Jeremy W., Pechacek, Terry, and Woollery Trevor.(2001), “Responses by Adults in Cigarette Prices by Socio-demographic Characteristics”, Southern Economic Journal, Vol. 68, No. 1, pp. 156-165
- Kakwani, Income Inequality and Poverty: Methods of Estimation and Policy Applications, Oxford University Press, 1980.

# 재정패널의 대체표본 특성 분석

□ 송헌재/한국조세연구원 부연구위원



## 목 차

I. 서론 .....	278
II. 국내외 주요패널의 패널 유지율 현황 .....	280
III. 표본추가 및 교체와 관련된 국내외 사례 조사 .....	282
IV. 대체표본 특성 분석 .....	287
1. 재정패널 2차년도 원표본 가구 이탈 현황 .....	287
2. 원표본 가구와 대체표본 가구 비교 분석 .....	289
V. 결론 .....	302
참고문헌 .....	304



## 재정패널의 대체표본 특성 분석

송헌재\*



### 초 록

재정패널은 2차년도 조사에서 조사에 참여하지 않은 원표본을 대체하는 대체표본을 발굴하여 조사하였다. 2차년도에 대체된 표본은 3차년도 조사에서도 반복·조사되었으며 앞으로도 지속적으로 추적·조사할 계획에 있다. 패널조사 2차년도 시점에서 대체표본을 발굴하여 조사한 경우는 국내외를 막론하고 그 선례를 찾아볼 수 없는 새로운 시도이다. 본 연구는 재정패널 2차년도 가구 자료를 재정패널 2차 년도에서 이탈한 원표본 가구와 이를 대체한 대체표본가구 간에 얼마나 유사성이 있는지 살펴보고자 하였다. 대체표본은 원표본에 비하여 상대적으로 젊고 자녀수가 많은 가구들로 구성되었으며 임금근로자 비율이 높았고 자영업자 비율은 상대적으로 낮게 나타났다. 또한 1인가구의 비율이 낮고 가구주의 경제활동 참가율도 높은 집단으로 구성되었다. 가구경제적인 특성을 살펴보면 대체표본은 가구 소득과 소비지출 측면에서 비교적 원표본의 특성을 올바르게 반영하고 있다고 평가할 수 있는 반면 자가 보유 비율이 원표본의 평균에 미치지 못하여 원표본이 갖고 있던 부동산 자산 규모는 충분히 반영하고 있지 못하였다. 즉, 부동산 자산 규모가 큰 가구의 체계적인 이탈이 발생하였고 대체표본 만으로는 이러한 이탈에 의해 발생하는 편의를 올바르게 고려할 수 없음이 드러났다. 그러나 조사 차수가 증가함에 따라 대체표본의 자가 보유비율 및 순자산의 규모도 점진적으로 증가할 것으로 예상되기 때문에 장기적인 관점에서 매우 유용한 표본이 될 것으로 기대할 수 있다. 이와 더불어 대체표본에서 소득증빙 서류 제출비율이 월등히 높게 나타났고 이러한 점이 반영되어 3차년도 조사에서 93%의 높은 유지율을 기록하였다. 따라서 대체표본은 재정패널의 패널 유지율 향상에 기여할 것으로 판단된다.

\* 한국조세연구원 부연구위원, e-mail: heonjaes@kipf.re.kr

## I. 서론

한국조세연구원은 조세정책과 복지정책이 국가와 가계에 미치는 영향분석, 조세에 대한 부담과 복지 수혜자의 연계성 분석 그리고 조세 모의실험 운용을 위한 데이터베이스 구축을 위해 2008년부터 제정패널 데이터를 구축하기 시작 하였다. 패널데이터는 1회 조사에 그치는 것이 아니라 횡단면적인 단위의 표본(개인, 가구, 기업 등)을 추출하여 이 패널표본들을 복수년도에 걸쳐서 관찰·조사하는 것으로서 패널에 포함된 표본의 관측되지 않은 이질성을 통제할 수 있는 커다란 장점을 갖는다. 최근 패널자료를 활용한 연구의 중요성이 부각되면서 우리나라 패널조사 종수가 급격히 늘어나고 있다. 최근 통계청에서 조사한 바<sup>1)</sup>에 따르면 2010년 5월 현재 우리나라 공공부문에서 진행 중인 패널 데이터는 1998년부터 구축하기 시작한 노동패널을 포함하여 19종에 달하는데<sup>2)</sup> 특히 2005년부터 2008년까지는 매년 3개의 신규패널이 작성되었다. 패널 조사는 일회성의 횡단면조사에 비하여 응답부담과 작성비용이 크기 때문에 조사의 체계적 관리가 중요하다. 또한 자료의 효과적인 활용을 위해서는 그 패널에 포함된 가구와 가구원 표본의 대표성을 담보하는 것이 매우 중요하다고 할 수 있다.

그러나 응답자의 조사 참여를 강제할 수 있는 수단이 없기 때문에 패널 데이터의 특성상 조사 차수가 증가함에 따라 표본의 이탈이 발생하게 된다. 이는 응답자의 강력한 응답 거절, 표본가구의 이사 등으로 인한 추적 실패, 병원입원·해외이민·1인 가구 사망으로 인한 가구 소멸 등의 사유로 인해 발생하게 되는데 대부분의 패널에서 특히 2차년도 조사에서 표본 이탈이 가장 많이 관측된다. 이렇듯 2차년도 조사에서 표본의 이탈율이 가장 높게 나타나는 이유는 조사년도 초기에는 매년 반복 조사가 필요한 패널조사에 대한 응답자의 이해도 부족으로 인하여 응답자의 협조를 얻기가 쉽지 않고 이에 따라 응답 거절의 확률이 높아지기 때문이다. 또한 이사 가구의 경우 조사 기관에 그러한 사실을 알리지 않을 확률이 높고 그로 인한 추적 실패의 사유가 많이 관측되는 경향이 있다. 그러나 조사차수가 증가함에 따라

---

1) 통계청(2010. 5. 25) “공공부문 패널 효율화 방안”

2) 9개의 정부출연기관, 4개 공단 및 재단 등 총 13개 기관에서 패널 데이터를 구축하고 있는데 노동부, 복지부, 교과부 등 관련부처가 위탁하는 방식으로 작성하고 있다.

응답자의 패널조사 이해도가 증가하고 패널에 속한 표본의 응답자와 면접원 간에 충분한 신뢰가 쌓이게 되어 응답 거절의 확률이 감소하고 추적 실패로 인한 이탈이 감소하여 점차 안정적인 패널 유지율을 보이게 된다. 이러한 표본의 이탈은 패널 데이터의 대표성에 영향을 줄 수 있기 때문에 주의가 필요하다. 만일 이러한 이탈이 무작위로 발생한다면 표본의 대표성에 미치는 영향이 미미할 수 있으나 어떠한 특정 패턴에 따라 이루어진다면(예를 들어 고소득층 혹은 저소득층의 이탈이 지속적으로 높게 나타난다면) 패널의 대표성에 손상을 입게 되어 패널에 포함된 가구만 대상으로 한 분석은 의도하지 않은 편의를 발생시킬 수 있다<sup>3)</sup>. 따라서 모든 패널 조사에서 이탈율을 최소화해서 패널 유지율을 높이는 것이 매우 중요한 문제이다. 특히 재정패널의 경우 세금에 관한 질문이 있고, 또한 “근로소득원천징수영수증”과 “종합소득 신고내역서”를 제출할 것을 요구하고 있기 때문에 그 어떤 패널보다 표본 가구가 민감하게 반응할 유인이 크다고 볼 수 있다.

재정패널은 2차년도 조사가 마무리 된 시점에서 1차년도에 조사된 5014가구 중 618가구가 2차년도 조사에서 이탈하여 12.7%의 이탈율을 기록하였다. 송헌재(2009)는 재정패널에서 2차년도에 이탈한 가구들의 경우 1차년도 조사 자료를 바탕으로 가구 소득과 소비지출이 높았고 종합소득세 신고비율이 높았으며 소득 증빙서류 제출율이 낮았음을 관찰하였다. 따라서 표본의 이탈이 무작위로 발생하지 않았다는 점을 알 수 있다. 이러한 체계적인 이탈 현상은 표본의 대표성에 관하여 의문을 갖게 하기 때문에 앞으로 이를 뒷받침 할 수 있는 지속적인 연구가 필요할 것이다. 그런데 여기서 한 가지 주목할 점이 있는데 재정패널은 2차년도 조사에서 국내의 다른 패널에서는 시도하지 않았던 표본대체를 시도하였다. 이는 해외의 패널 조사에서도 선례를 찾아볼 수 없으며 이러한 표본대체를 통해 2차년도 조사에서 이탈한 원표본 가구들을 대체하는 618가구를 새로 발굴하여 패널에 포함시켰다<sup>4)</sup>. 특히 재정패널은 3차년도 조사에서 원표본 가구인 5014가구를 포함하여 2차년도에 대체표

3) 패널데이터에서 표본이탈에 관한 연구는 Hausman and Wise (1979)로부터 시작되었을 정도로 역사가 깊을 뿐 아니라 표본 이탈로 인한 편의를 고려한 추정방법이 고안될 정도로 이에 대한 매우 풍부한 연구결과들이 나와 있다. 우리나라 패널의 표본이탈에 대한 연구로는 김대일·남재량·류근관(2000), 이상호(2005), 송헌재(2009) 등을 들 수 있다.

4) 2차년도 조사에서 총 대체표본가구는 620가구에 이른다. 그러나 2차년도 조사가 마무리될 무렵에 응답을 거절하였던 원표본 가구중 2 가구가 조사에 응하여 원표본을 대체하는 가구는 618가구로 정의한다.

본으로 발굴한 618가구를 재추적하여 조사하였으며 앞으로도 원표본과 마찬가지로 계속 조사할 예정이다. 재정패널 3차년도 조사를 마치고 난 시점에서 원표본 유지율은 83.2%로 집계되었다<sup>5)</sup>. 그러나 2차년도 분가가구를 제외한 원표본과 대체표본으로 구성된 5,014가구의 3차년도 유지율은 92.8%에 달하여 매우 높은 유지율을 기록하였다. 특히 대체표본의 경우 618가구 중 575가구의 재조사에 성공하여 93%의 유지율을 나타냈는데 대체표본의 경우 상대적으로 고소득층이 많이 포함되었다는 점에서 이는 매우 고무적인 현상으로 인식할 수 있다.

본 연구의 주제는 2차년도에 새롭게 포함된 대체표본이 원표본과 얼마나 유사한 가구들로 구성되었는지 분석하는데 있다. 이러한 분석을 통해 새롭게 시도된 2차년도 표본 대체의 정당성을 평가하고 앞으로 대체표본의 활용가능성에 대한 시사점을 제공하는 것으로 목적으로 한다. 본고는 다음과 같이 구성되어 있다. 먼저 II장에서 국내외 주요 패널 조사의 3차년도 패널조사 시점까지의 표본 유지율에 관하여 알아본다. III장에서는 표본대체 및 추가와 관련된 해외 및 국내 사례를 찾아본다. IV장에서는 2차년도 패널에 포함된 대체표본에 대한 분석을 진행한다. 마지막으로 V장에서는 이상의 분석에 근거하여 재정패널 대체표본의 활용가능성에 대한 시사점을 제공한다.

## II. 국내의 주요패널의 패널 유지율 현황

패널데이터 제공자의 중요한 역할중 하나는 표본이탈을 최소화하여 데이터의 품질을 높이기 위해 노력하는 것이다. 우리나라의 대표적인 패널조사라고 할 수 있는 노동패널의 경우 10차년도까지 원표본 유지율이 77.1%에 달하는데 이는 상당히 높은 수준의 조사 성공률을 보이는 것으로서 그 품질 면에서 손색이 없는 수준이라고 평가할 수 있다. <표 1>은 노동패널의 원표본유지율을 각국의 대표적인 가구패널조사와 비교하고 있다.<sup>6)</sup> 패널조사는 2차년도와 3차년도 조사에서 이탈을

---

5) 원표본 유지율을 계산할 때 1차, 2차, 3차 조사에 모두 포함된 원표본 가구와 더불어 2차년도 조사에는 포함되지 않았으나 3차년도 조사에는 참여한 가구를 포함하였다.

6) III장에서 해외패널에 대하여 보다 자세하게 설명하였다.

이 높게 나타나고 조사 차수가 진행됨에 따라 유지율이 안정화되는 경향이 나타나는 게 일반적인 현상인데 <표 1>은 이러한 경향을 잘 보여주고 있다. 노동패널의 경우 3차년도 조사시점까지의 원표본 유지율이 80.9%로 조사되었는데 그 이후 4차년도 조사부터는 표본 유지율이 77%선에서 유지되었다. 해외의 주요 패널에서도 3차년도 시점에서 13% 이상의 원표본 이탈을 경험한 것을 보여준다. 또한 조사차수 증가에 따라 이탈율의 증가율은 감소한 것을 확인할 수 있다.

아래의 <표 2>는 노동패널에 추가하여 복지패널, 재정패널, 국민노후보장패널 등 현재 국내에서 조사 중인 주부가구패널 중에 3차년도 이상 조사가 완료된 패널조사 가구의 원표본 유지율 현황을 보여주고 있다. 복지패널의 경우 2차년도 조사에서 92.1%의 가장 높은 유지율을 보였고 3차년도 조사에서도 86% 이상의 유지율을 나타내어 원표본 유지 측면에서 가장 성공적으로 운영되었다<sup>7)</sup>. 다른 가구 패널에서는 2차년도 조사에서 유사한 정도의 유지율을 보여주고 있는데 모두 10% 이상의 이탈이 관찰되었다. 또한 해외 패널의 경우에서처럼 3차년도 조사에서 이탈율의 증가율이 감소한 것을 알 수 있다. 이러한 패턴이 유지된다면 복지패널의 경우 80% 이상의 패널 유지율을 지속적으로 유지하고 여타의 국내 패널의 경우에서도 70% 중후반의 원표본 유지율 수준으로 안정화 될 것으로 예상된다.

<표 1> 각국의 가구패널조사와 노동패널 원표본유지율

(단위: %, 연도)

	미국 PSID	독일 GSEP	영국 BHPS	노동패널
2차년도	89.0	89.9	87.7	87.6
	(1969)	(1985)	(1992)	(1999)
3차년도	86.3	86.0	81.5	80.9
	(1970)	(1986)	(1993)	(2000)
4차년도	83.7	84.9	79.9	77.3
	(1971)	(1987)	(1994)	(2001)
5차년도	81.2	81.3	76.8	77.3
	(1972)	(1988)	(1995)	(2002)

7) 복지패널은 4차년도 조사에서도 86.3%의 원표본 유지율을 기록하였다.

	미국 PSID	독일 GSEP	영국 BHPS	노동패널
6차년도	78.8	79.2	77.3	77.2
	(1973)	(1989)	(1996)	(2003)
7차년도	76.6	78.4	76.0	78.0
	(1974)	(1990)	(1997)	(2004)
8차년도	74.1	78.9	74.1	77.5
	(1975)	(1991)	(1998)	(2005)
9차년도	71.2	78.4	72.1	77.8
	(1976)	(1992)	(1999)	(2006)
10차년도	69	78.8	70.4	77.1
	(1977)	(1993)	(2000)	(2007)

자료: 10차년도 한국노동패널 기초분석보고서(2007)

<표 2> 국내 주유가구패널 3차년도 조사까지의 원표본유지율

(단위: %, 연도)

	노동패널	복지패널	재정패널	국민노후보장패널
2차년도	87.6	92.1	87.7	89.0
	(1999)	(2007)	(2009)	(2007)
3차년도	80.9	86.7	83.2	83.0
	(2000)	(2008)	(2010)	(2009)

자료: 각 패널조사 기초분석 보고서

### Ⅲ. 표본추가 및 교체와 관련된 국내외 사례 조사

서론에서 전술하였듯이 재정패널은 2차년도 조사에서 이탈한 원표본을 대체하기 위한 대체표본을 발굴하여 조사하였다. 연구자의 조사 결과에 의하면 패널사업의 2차년도 조사에서 이렇게 대체표본을 조사한 경우는 국내외를 막론하고 선례를 찾을 수 없었다. 기존의 패널조사는 종단적 분석이 중요한 연구목적이므로 기존 표본에 대한 추적조사에만 집중해 왔으며, 원 표본의 이탈이 심각한 수준에 이르렀다고 판단되는 시점에 표본의 대체를 고려하는 것이 일반적이었다. 따라서 조사

차수가 진행됨에 따라 표본의 전국대표성을 확보하고자 새로운 표본을 추가하거나 표본을 교체하는 사례를 찾을 수 있었다. 이에 본 장에서는 국내외 패널에서 표본의 추가 및 교체를 실행한 사례를 소개하고자 한다.

1968년에 조사가 시작된 미국의 PSID<sup>8)</sup>(Panel Study of Income Dynamics)의 경우 처음에는 빈곤층 1,872 가구를 포함하는 총 4,802가구의 원표본으로 구성되었다. 1990년 표본의 대표성을 확보하고 Latino(Mexico, Puerto Rico, and Cuba) 이민자에 대한 의미 있는 통계를 추출하기 위해 이들에 대하여 2,043가구를 추가 추출하였다. 미국 노동시장의 가장 특징적인 면 가운데 하나는 이민에 의한 노동력 구성의 변동인데 1차년도에 이들이 지나치게 과소 추출되었고 또한 그 이후의 이민자들에 대한 표본추출도 오랫동안 시행되지 않았음을 반영한 결과이다. 그러나 Latino 이민자들이 아시아 이민자를 포함한 전체 이민자를 대표하지 못하는 점과 패널사업의 재정상 이유로 Latino 표본은 1995년에 PSID 조사에서 제외되었다. 이후 1997년에 PSID 조사에서 커다란 변화가 있었는데 먼저 원표본과 분가가구로 이루어진 8,800여 순수표본(core sample) 가구의 수를 6,168가구로 줄였다. 또한 1968년 이후 미국으로 이민온 441개의 이민가구(Immigrant Refresher Sample)를 새롭게 원표본 가구에 추가하였다. 1999년에는 70개의 이민가구를 추가하여 새롭게 6,434가구로 구성된 PSID의 조사가 이루어 졌고 이때부터 격년으로 조사가 진행되어 오고 있다.

독일에서 인구 및 소득 통계의 수립을 목적으로 실시되고 있는 GSOEP<sup>9)</sup>(German Socio-Economic Panel)의 경우 독일의 통일과정에서 여러 번의 추가 표집이 이루어 졌다. 1984년 1차년도 조사당시에는 서독지역만을 대상으로 독일인 표본(표본 A) 4,528가구와 터키, 유고슬라비아, 스페인, 이탈리아인 가구주로 구성된 외국인표본(표본B) 1,395가구를 추출하여 조사하였다. 그 후 GSOEP는 통일 6개월 전인 1990년 6월에 동독지역으로 표본을 확대하였다. 1990년에 시작된 동독 거주자 표본은 외국인이 제외된 독일인 표본(표본 C)으로만 구성되었다가 1994, 1995년도에 이민자 표본(표본 D)이 추가되었다. 이민자 표본은 표집시기에 따라 D1(236가구)과 D2(295가구)로 나뉘며, 가구원 중에서 1984년 이후 외국에서 서독으로 이주한 가구원이 1명 이상인 가구로 구성되었다. 1998년에는 기존의 표본들

8) PSID web-site에서 참조. "<http://psidonline.isr.umich.edu/Guide/Overview.html>"

9) GSOEP에 관한 조사내용은 강석훈(1998)과 이상호(2006)를 참조하였다.

과는 독립적으로 서독인 표본(표본 A와 유사한 방식)의 추가가 이루어진 표본 E가 추출되었다. 2000년에는 독일인과 이주자 표본을 모두 포함하는 표본 추가(표본 F)가 다시 한 번 이루어졌고 마지막으로, 2002년에는 소득분포의 양 극단에 해당되는 가구들이 지나치게 과소 표집되었다는 판단 하에 새로운 표본을 구성하기로 하였다. 이 중에서 홈리스와 같은 극빈계층은 추적조사가 어려울 뿐더러 결과의 신뢰성도 확보하기 어렵다고 판단하여 결국 고소득층에 대해서만 추가표집을 실시하기로 결정하고 2002년에는 월소득이 7,500DM(3,835EURO) 이상인 가구들에서 '표본 G'에 대한 추가표집이 이루어졌으며, 2003년부터는 이 중에서도 4,500EURO 이상인 가구들만을 선별하여 추적하였다. 이러한 지속적인 표본추가 결과 2000년 이후에는 매년 20,000가구 이상의 표본이 조사되고 있다. 아래의 <표 3>은 GSOEP의 표본 특성을 잘 정리하여 요약하고 있다.

<표 3> GSOEP의 표본 특성

표본	시작연도	가구	개인	표본
A, B	1984	5,921	16,205	서독 거주자(A: 독일인가구, B: 외국인가구)
C	1990	2,179	6,131	동독에 거주하는 독일인 가구
D1	1994	236	733	1984년 이후 서독으로 이주한 가구
D1/D2	1995	522	1,665	
E	1998	1,067	2,470	서독에 거주하는 독일인 가구
F	2000	6,052	14,525	독일에 거주하는 독일인 및 이주민 가구
G	2002	1,224	3,538	월소득이 7,500DM(3,835EURO)이상인 가구

영국에서는 사회·경제구조의 변화 추세를 관찰하고 이에 대한 정보를 수집, 분석하여 21세기 영국의 정치·사회·경제구조를 예측함으로써 각종 정책 수립의 기초 자료로 활용하고자 1991년부터 BHPS<sup>10)</sup>(British Household Panel Study) 조사를 시작하였다. 표본추출을 위해 우편번호 지역(Postcode sector)을 1차 표본단위(Primary Sampling Unit)로 설정하고 이로부터 7,331가구의 표본가구를 2단 층

10) BHPS에 관한 조사내용은 강석훈(1998), 금재호a(1998), 이상호(2006)를 참조하였다.

화통계추출방법으로 추출하였는데 1991년 1차년도 실제응답가구의 수는 5,130가구에 달하였다. 1999년부터는 스코틀랜드와 웨일즈 지역 표본이 추가되었다. 원래 이들 지역의 표본수가 너무 적다고 판단되어 분석에 필요한 충분한 사례수를 확대하는 것이 첫 번째 이유였고, 정부정책의 변화가 미치는 효과를 잉글랜드와 비교하고자 하는 이유도 있었다. 이로써 기존에 400~500가구에 그쳤던 이 지역 표본에 2,000가구가 추가로 표집되었다. 다음으로 2001년에는 북아일랜드 표본 약 2,900가구가 추가되었다. 이로써 GSOEP는 2001년부터 영국의 전 지역을 포괄하게 되었다.

PSID, GSOEP, GSOEP에서는 조사 차수가 증가하면서 새로운 표본이 추가되는 현상이 관찰되었다. 표본의 추가표집과 더불어 표본의 교체가 관찰되는 경우도 있었다. 1993년에 시작된 캐나다의 대표적인 가구 패널인 SLID<sup>11)</sup>(The Survey of Labour and Income Dynamics)의 경우 노동력조사(LFS, Labor Force Survey)의 표본에서 추출한 15,000가구와 이들 15,000가구에 속한 개인은 모두 31,000명으로 제 1차 패널이 구성되었다. SLID는 아래의 <표 4>에서 보여주는 것처럼 1996년부터 매 3년마다 조사대상자가구의 절반정도가 교체되도록 패널이 설계되었다. 1995년까지 초기 3년 동안은 표본수의 변화 없이 제 1차 패널만으로 패널조사를 실시하였는데 1996년에 LFS에서 추출한 제 2차 패널이 기존의 제 1차 패널에 추가되었다. 따라서 1998년까지의 3년 동안은 제 1차 및 제 2차의 2개 패널이 동시 유지되었고 1998년을 마지막으로 6년 동안 유지되던 제 1차 패널이 탈락하게 되었다. 1999년에 제 3차 패널이 새로 참가하게 됨에 따라서 1999년부터 SLID는 제 2차 및 제 3차의 두 패널이 구성되어 조사되어 오고 있다. 이러한 표본 설계의 주된 이유는 표본을 주기적으로 교체하여 시간의 경과에 따라 표본일부가 탈락하기 때문에 발생하게 되는 대표성의 문제를 해결하고 조사내용의 유연성을 도모하기 위함이고 응답가구의 부담을 감안하여 패널이 교체되는 시기를 6년으로 정하였다.

11) SLID에 관한 조사내용은 금재호b(1998)를 참조하여 정리하였다.

&lt;표 4&gt; SLID의 표본설계

1993		1996		1999		2002		2005	
제1차 패널									
		제2차 패널							
					제3차 패널				

1970년부터 가구의 소비지출, 소득, 일자리정보, 자산 및 부채보유현황을 조사해 온 미국의 CES<sup>12)</sup>(Consumption Expenditure Survey) 조사의 경우에도는 면접조사의 경우 동일한 가구를 분기에 한 번씩 5번에 걸쳐 조사하고 새로운 표본으로 교체하는 rotating panel 조사방식을 취하고 있다. CES는 자동차, 내구재 등 상대적으로 규모가 큰 소비지출의 경우 면접조사를 실시하고 있으며 이와 더불어 일일가계부(dairy) 작성 방식의 조사방식으로 식료품, 담배구입비, 주류구입비 등의 세부 소비지출 항목을 조사하고 있다. 각각의 가구는 연속된 이주에 걸쳐 두 번의 일일가계부(dairy)를 받아서 그 기간 동안 매일 모든 가구 소비지출 항목을 작성하도록 하고 있으며 매년 표본이 교체된다. 또한 면접타계식과 일일가계부작성조사 대상은 해당 표본이 다르게 구성되어 있다. 즉 각각 별도의 표본을 조사대상으로 하고 있다.

국내 패널의 경우에도 표본 추가의 사례를 찾아볼 수 있다. 노동패널의 경우 6차년도 조사시점(2003.2)에서 표본추가를 고려한 적이 있었다. 표본유지율이 6차년도 조사부터 75%이하로 떨어질 가능성이 높다는 점과 서울·경기 지역의 표본이탈율이 타지역에 비해서 상대적으로 크다는 점, 그리고 농촌 지역으로 제외된 도시가구만을 표본에 포함시키고 있다는 점을 고려하여 원표본 5,000가구의 20%선인 1,000가구 추가 계획을 세웠으나 6차년도 조사를 마친 시점에서 원표본유지율이 77.2%로 안정적인 유지에 성공하였다고 판단하여 표본 추가 계획을 철회한 경험이 있다<sup>13)</sup>. 그러나 결국에는 2009년 12차 조사에서 농촌 지역을 새롭게 포함하고 그동안 표본 이탈율이 높았던 지역에서 새로운 표본을 발굴하여 총 1,415가구의 추가 표본

12) CES web-site에서 참조. "http://www.bls.gov/cex/csxann08.pdf"

13) 한국노동연구원 노동패널팀의 간담회 자료(2003. 2) 참조

이 한국노동패널연구의 표본에 포함되었다.

국내패널 중에 노동패널의 표본추가 이전에도 표본의 추가표집을 경험한 패널조사가 있었다. 한국농촌경제연구원에서는 2004년부터 과일, 채소, 과채, 축산물 지출 현황 등을 조사하는 한국소비자패널을 구축하였는데 2007년과 2010년 두 번에 걸쳐 표본을 추가한 경험이 있다. 1차 조사에서 표본추출지역은 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산, 경기(일산/분당)에 한정하였는데 2007년에는 각 지역에 표본을 추가하였고, 2010년에는 춘천과 충주 지역의 표본을 추가하였다. 그러나 노동패널을 제외하고 상대적으로 조사 차수가 짧은 국내패널 중에 한국소비자패널 이외에 표본을 추가하거나 교체한 사례는 찾아 볼 수 없었다.

## IV. 대체표본 특성 분석

재정패널은 2차년도 조사에서 대체표본은 1차년도 조사 과정에서 표본을 대체했던 방식과 동일한 방식으로 선정되었다. 즉 표본의 대체 방식은 확률추출법에 의거하였는데 이탈한 표본(n)이 속해 있던 조사구 내에서 가구리스트 정렬 순서상  $n+1 \rightarrow n-1$  순서로 체계적인 대체를 실시하였다. 이렇게 랜덤화의 원리를 이용함으로써 탈락된 표본과 여러 가지 변수의 균형을 맞출 수 있을 것으로 기대할 수 있다. 따라기대했 장에서는 과연 이러한 방식으로 대체된 표본이 이탈한 원표본과 얼마나 유사한 패턴을 보이는지 살펴보았다. 이를 위해 먼저 1절에서 2차년도 조사에서 원표본의 이탈 현황을 살펴본다. 다음으로 2절에서 원표본의 이탈 원인별로 원표본과 대체표본을 비교하여 전반적인 대체표본의 유사성을 평가하고 이탈원인에 따라 체계적인 차이점이 발견되는지 검토하였다.

### 1. 재정패널 2차년도 원표본 가구 이탈 현황

<표 5>는 재정패널 2차년도 조사에서 원표본 가구의 지역별, 이탈 사유별 이탈현황을 보여주고 있다. <표 5>의 마지막 열은 2차년도 이탈 가구 수를 1차년도 원표

본 가구 수로 나누어서 구하였는데 1차년도 총 5,014 가구 중 2차년도에 618가구가 이탈하여 총 이탈율은 12.3%로 나타났다. 지역별로 이탈현황을 살펴보면 서울이 19%의 이탈율을 보여 가장 높았고 다음으로 충북, 인천, 경기, 부산, 대전, 대구, 울산의 순으로 이탈율이 높았는데 충북을 제외하고 수도권과 광역시의 이탈율이 도 지역의 이탈율보다 높았다. 이탈 사유별로 살펴보면 강력거절이 차지하는 비중이 63%로 가장 높았고 이사 등으로 인한 추적실패가 24%, 그밖에 병원입원, 해외이민, 1인 가구 사망으로 인한 가구 소멸 등의 사유가 13% 정도로 나타나서 강력거절로 인한 가구 이탈의 비율이 압도적으로 많았다. 지역별로는 서울과 경기지역에서는 강력거절로 인해 이탈한 가구 수가 많았고 대구지역에서는 강력거절이 차지하는 비율이 매우 높았다.

<표 5> 재정패널 2차년도 가구 이탈 현황

	강력거절 (A)	추적실패 (B)	기타 <sup>1)</sup> (C)	이탈 가구수 (A+B+C)	1차년도 가구수	이탈율 <sup>2)</sup> (%)
서울	124	55	25	204	1,075	19.0
부산	24	6	14	44	385	11.4
대구	28	1	0	29	285	10.2
인천	28	8	4	40	246	16.3
광주	10	3	1	14	185	7.6
대전	10	8	2	20	181	11.0
울산	10	3	0	13	140	9.3
경기	76	34	14	124	876	14.2
강원	4	4	2	10	175	5.7
충북	16	7	6	29	171	17.0
충남	10	4	2	16	205	7.8
전북	15	2	1	18	255	7.1
전남	6	0	1	7	255	2.7
경남	16	7	1	24	290	8.3
경북	15	5	6	26	290	9.0
합계	392	147	79	618	5,014	12.3

주: 1) 기타에는 1인 가구 사망, 병원입원, 해외이민 등이 포함됨

2) 이탈율: 이탈 가구수/1차년도 가구수

자료: 2차년도 재정패널

## 2. 원표본 가구와 대체표본 가구 비교 분석

본 절에서는 구체적으로 원표본가구와 대체표본 가구들의 가구주 위주의 인구통계학적 특성과 가구 소득, 가구 소비지출 그리고 가구자산 및 부채 등에 관한 전반적인 크기를 비교하고 세부 항목별로 특히 차이가 발생하는 내용을 살펴본다. 2차년도에 이탈한 원표본의 경우 1차년도 자료인 2007년 자료에 대한 통계치이고 대체표본의 경우 2008년 자료에 대한 통계치이므로 소득과 소비, 자산과 부채 항목은 소비자물가지수를 반영하여 2008년 실질 값으로 변환하였다.<sup>14)</sup>

### 가. 가구 인구통계학적 특성

아래의 <표 6>은 원표본과 대체표본에 대하여 가구의 인구통계학적 특성을 가구주를 중심으로 요약하여 설명하고 있다. 전반적으로 볼 때 대체표본의 가구원 수가 0.215명 많은데 이는 통계적으로 유의미한 차이이며(P-value=0.0033) 대부분 동거하는 자녀수의 차이에 기인한다. 가구주의 경우 2차년도(2008년)에 이탈한 원표본의 경우 2007년과 2008년에 가구주 지위에 변화가 없었다고 가정하고 분석을 진행하였다. 가구주의 연령<sup>15)</sup>을 비교하여 보면 대체표본의 가구주가 약 1.54세 어린 것으로 나타났으며 5%의 유의수준에서 통계적으로 유의미한 차이를 보였다(P-value=0.0459). 가구주의 교육 연수의 경우 대체표본 가구주의 교육 연수가 0.68년 높은 것으로 나타났는데(P-value=0.0042) 이는 가구주의 연령의 차이에서 어느 정도 기인한 것으로 생각한다. 원표본에서 1인 가구 비율이 약 3% 정도 높게 나타났으나 이는 통계적으로 유의미한 차이는 아니었다. 여성 가구주 비율은 원표본에서 5% 이상 높았는데 특히 추적 실패 가구와 기타 이탈 사유의 가구에서 그 비율의 차이가 큰 것으로 나타났다. 즉, 대체표본에서 남성 가구주의 비율이 높은 것으로 파악되었는데 이러한 차이는 가구주 임금근로자 비율과 미취업자 비율의 차이에 그대로 반영되어 나타나고 있다. 가구주 임금근로자 비율의 경우 대체표본에서 5.7% 높았는데(P-value=0.0439) 여성가구주 비율에서 차이가 크게 났던 추적실패와 기타 사유로 인한 대체의 경우에서 이 비율 역시 큰 차이를 보였다. 가구주 미취업

14) 2007년과 2008년 사이에 경제 환경에 커다란 변화가 없다는 가정이 전제된 분석방법이다. 보다 엄밀한 비교를 위해서는 1년간의 경제성장률까지 고려할 필요가 있다.

15) 2008년 가구주의 연령은 2007년 가구주 연령에 한 살을 더하여 계산하였다.

자 비율에서는 여성가구주 비율에서 차이가 나는 두 가지 사유로 인한 대체표본에서 원표본에 비해 상대적으로 낮은 수준을 보이고 있는데 비해 강력거절 사유로 인한 대체에서는 그다지 차이를 보이고 있지 않기 때문에 전반적인 수준에서는 두 집단 간에 차이가 없다는 귀무가설을 5%의 유의수준에서 기각하지 못하였다 (P-value=0.0510). 가구주의 자영업자 비율은 오히려 원표본에서 2.8% 높은 것을 관찰할 수 있었다. 이러한 차이가 통계적 유의성을 보여주고 있지는 않지만 (P-value=0.2688) 가구주 종사자 지위에 대한 통계를 종합하여 보면 2차년도에 이탈한 원표본을 대체하는 대체표본에 상대적으로 임금근로자 가구의 비율이 높게 포함되었음을 알 수 있다.

<표 6>의 결과를 요약하면 대체표본은 원표본에 비해 가구원 중에 자녀의 비중이 높았고 이로 인해 가구원 수가 많았다. 가구주의 경우 가구주의 연령이 낮아서 상대적으로 젊은 가구가 많았고 교육 연수가 높았으며 남성 가구주의 비율이 높았다. 가구주의 종사상 지위를 살펴보면 임금근로자가 상대적으로 많이 포함되었으며 현재 경제 활동에 참여하고 있는 가구주의 비율이 높은 것으로 나타났다.

<표 6> 가구 인구통계학적 특성

이탈사유	강력거절		추적실패		기타		전체	
	원표본	대체표본	원표본	대체표본	원표본	대체표본	원표본	대체표본
가구원 수	3.181 (0.064)	3.235 (0.064)	2.449 (0.101)	2.905 (0.105)	2.468 (0.142)	3.038 (0.133)	2.916 (0.053)	3.131 (0.051)
가구원 자녀수	1.186 (0.051)	1.306 (0.050)	0.741 (0.074)	1.136 (0.079)	0.734 (0.098)	1.241 (0.104)	1.023 (0.040)	1.257 (0.039)
가구주 연령	49.15 (0.651)	47.1 (0.648)	41.24 (1.151)	43.13 (1.028)	52.37 (2.005)	47.01 (1.352)	47.68 (0.577)	46.14 (0.512)
가구주 교육연수	12.48 (0.221)	12.95 (0.204)	13.06 (0.297)	13.49 (0.276)	11.06 (0.645)	13.27 (0.440)	12.44 (0.179)	13.12 (0.156)
1인 가구 비율(%)	9.69 (1.50)	11.7 (1.63)	29.3 (3.76)	21.8 (3.42)	30.4 (5.21)	12.7 (3.76)	17.0 (1.51)	14.2 (1.41)
여성 가구주 비율(%)	17.9 (1.94)	16.1 (1.86)	24.5 (3.56)	14.3 (2.90)	29.1 (5.14)	16.5 (4.20)	20.9 (1.64)	15.7 (1.46)
가구주 임금근로자 비율(%)	51.5 (2.53)	54.1 (2.52)	55.1 (4.12)	68.0 (3.86)	48.1 (5.66)	55.7 (5.62)	51.9 (2.01)	57.6 (1.99)

이탈사유	강력거절		추적실패		기타		전체	
	원표본	대체 표본	원표본	대체 표본	원표본	대체 표본	원표본	대체 표본
가구주 자영업자 비율(%)	31.4 (2.35)	29.3 (2.30)	24.5 (3.56)	19.0 (3.25)	21.5 (4.65)	20.3 (4.55)	28.5 (1.82)	25.7 (1.76)
가구주 미취업자 비율(%)	17.1 (1.90)	15.8 (1.85)	19.7 (3.29)	9.52 (2.43)	30.4 (5.21)	22.8 (4.75)	19.4 (1.59)	15.2 (1.45)
표본 수	392	392	147	147	79	79	618	618

주: 1) 괄호안 숫자는 표준오차

2) 가구주 임금근로자에는 일용직 근로자 포함

자료: 1~2차년도 재정패널

## 나. 가구 소득

재정패널에서는 가구원 조사표에서 15세 이상의 가구원 중 소득이 있는 가구원에  
게 2008년 연간 소득을 조사하고 있다. 그러므로 가구원 조사표에서 확인된 소득  
을 합산하면 해당 가구의 소득 금액을 계산할 수 있다<sup>6)</sup>. <표 7>은 연간 소득 항  
목으로 근로소득, 사업소득(매출 및 소득), 부동산 임대 소득, 이자 및 배당소득,  
국민연금·건강보험·고용보험·산재보험 등을 포함하는 사회보험소득, 가구 외부  
로부터 받은 사적이전소득, 국민기초생활보장급여·정부지원 현금 등을 포함하는  
공적이전소득, 그리고 가구 경조사 소득·민간 보험급여 및 연금 소득·그 외 기  
타소득을 합한 기타소득으로 구분하여 조사한 결과를 보여주고 있다

강력거절로 이탈한 가구를 대체한 표본의 경우 가구소득이 626만원 작게 추정되  
었다(P-value=0.0183). 세부 항목별로 살펴보면 근로소득과 사업소득에서 차이가  
보이는데 이러한 차이는 가구주의 연령의 차이에 기인하였을 것으로 생각할 수  
있다. 그러나 근로소득과 사업소득에서 두 집단 간에 통계적 유의성은 발견할 수  
없었다. 부동산임대소득의 경우 통계적으로 유의미한 117만원의 차이가 관찰되었  
는데 부동산임대소득에서 차이가 나는 이유는 가구 자산 중 부동산 자산의 차이  
에서 발생하였을 것으로 추측할 수 있다.

16) 1백만원 이하의 이자 및 배당소득은 조사하지 않았기 때문에 금융소득에 있어 과소추정의 가능  
성이 있다.

추적실패와 기타사유로 이탈한 가구에서는 가구 소득의 규모에서 통계적으로 유의미한 차이를 발견할 수는 없었으나 평균 수준에서는 대체표본의 가구 소득이 높았다. 이와 더불어 소득의 세부 항목을 살펴보면 대체표본에서 근로소득의 비율이 높고 사업소득의 비율이 낮게 나타나서 추적실패와 기타사유로 대체된 표본에서는 원표본 가구에 비해 근로자 가구가 보다 많이 포함되었음을 알 수 있었다. 그 밖의 소득 항목에서는 평균적인 규모에서는 어느 정도 차이가 관찰되었으나 표준오차 역시 크게 추정되었기 때문에 뚜렷한 차이를 보인다고 평가하기는 어려운 것으로 판단된다<sup>17)</sup>.

전체적으로 살펴보면 전체 618 대체가구의 연간 가구소득이 원표본가구의 가구 소득에 비하여 327만원 낮게 추정되었으나 두 집단의 평균 가구소득이 같다는 귀무가설을 5%의 유의수준에서 기각하지 못하였다((P-value=0.1170). 따라서 대체된 표본이 원표본에 비해 소득 수준이 떨어진다고 평가할 수는 없다고 판단된다. 강력거절로 이탈한 가구의 경우 소득 수준이 낮은 가구들로 대체되었으나 그 외 사유로 이탈한 가구에서는 오히려 소득 수준이 높은 가구들로 대체가 이루어졌기 때문에 전반적으로는 원표본과 대체표본 사이에서 가구소득 규모의 차이는 크지 않게 나타난 것으로 평가할 수 있다. 그러나 강력거절 사유로 인한 이탈의 경우 원표본가구의 부동산임대소득이 대체된 가구의 해당 소득에 비하여 높은 수준이었음을 감안하면 높은 수준의 부동산 자산을 보유한 가구들이 대거 이탈하였고 대체표본에서 이러한 가구를 충분히 대체하지 못하였음을 의심하여 볼 수 있다. 이는 원표본과 대체표본의 가구 자산 규모의 차이를 검증함으로써 확인할 수 있으며 아래의 (5)항에서 추가적인 설명을 하고자 한다.

17) 사적이전소득에 관하여서는 2차년도 조사에서 연 2회 이상 같은 명목으로 받은 정기적인 돈과 세뱃돈이나 어버이날 같은 특정한 날에 주고받은 돈을 구별하여 질문하였다. 이에 반하여 1차년도 조사에서는 별도의 설명 없이 정기적인 이전소득에 관하여서만 질문하였다. 따라서 사적이전 소득에서 차이가 발생하는 것은 질문 방식의 차이에 기인한 측정오차가 포함되었을 개연성이 있다. 기타소득의 경우에서도 1차년도 조사에서는 이전소득을 포함하여 응답하도록 질문하였으나 2차년도 조사에서는 이를 제외한 기타소득을 응답하도록 하였다. <표 7>은 이러한 차이를 조정하여 1차년도 조사에서 이전소득을 제외한 금액만이 기타소득에 포함되도록 하였다. 그러나 이러한 질문 방식의 차이가 응답에 영향을 미칠 수 있음을 고려하면 기타소득의 차이에 큰 의미를 부여하기는 어렵다고 생각한다.

&lt;표 7&gt; 가구 소득

(단위: 만원)

이탈사유	강력거절		추적실패		기타		전체	
	원표본	대체 표본	원표본	대체 표본	원표본	대체 표본	원표본	대체 표본
근로소득	2769 (189.4)	2414 (141.7)	2450 (273.2)	2932 (227.0)	1971 (310.3)	2557 (270.9)	2593 (142.6)	2552 (110.6)
사업소득	1291 (148.5)	1150 (125.5)	1155 (276.9)	689.1 (139.8)	924.9 (255.0)	785.9 (217.9)	1212 (119.1)	996.4 (91.23)
금융소득	38.38 (13.63)	31.95 (13.79)	10.9 (7.56)	1.056 (1.06)	2.684 (2.68)	4.545 (4.55)	27.38 (8.89)	21.24 (8.85)
부동산임대소득	177.4 (65.60)	60.41 (19.67)	28.35 (20.51)	43.01 (25.53)	53.53 (35.51)	1.558 (1.56)	126.6 (42.40)	48.87 (13.93)
사회보험소득	58.59 (14.36)	66.36 (16.56)	34.39 (22.53)	17.51 (14.20)	48.39 (22.22)	76.96 (53.28)	51.58 (10.94)	56.28 (13.00)
사적이전소득	43.37 (14.72)	26.86 (4.80)	118 (28.38)	278.4 (213.1)	97.89 (31.53)	28.44 (12.98)	68.09 (12.26)	85.9 (50.03)
공적이전소득	12.53 (4.75)	49.65 (7.75)	32.31 (12.72)	24.89 (11.82)	22.84 (10.97)	40.22 (18.38)	18.56 (4.50)	42.67 (6.14)
기타소득	186.9 (34.76)	158.9 (45.10)	111.7 (40.16)	31.13 (11.44)	204.3 (73.96)	147.5 (107.3)	171.4 (25.85)	127.6 (32.02)
가구 총소득 <sup>1)</sup>	4594 (213.9)	3966 (158.3)	3920 (320.6)	4045 (315.7)	3320 (359.3)	3673 (271.3)	4274 (163.3)	3947 (129.8)
표본 수	392	392	147	147	79	79	618	618

주: 1) 가구 경조사 소득, 민간 보험급여 및 연금 소득, 그 외 기타소득을 합한 금액임

2) 항목별 소득을 모두 더한 수치임

자료: 1~2차년도 재정패널

## 다. 가구 납부 소득세

재정패널 가구원용 조사표에 응답한 가구원 중 근로소득세를 납부했거나 종합소득세 확정 신고를 한 사람에 대해서는 소득공제 현황과 결정세액을 추가로 조사했다. 또한 소득세를 납부한 응답자에게 소득증빙서류를 제출하도록 요청하였다. 송헌재(2009)에 의하면 1차년도 소득증빙서류 제출가구비율에서 패널유지 가구와 패널이탈 가구 간에 커다란 차이가 관찰되었는데 패널에 유지된 가구들에서는 36%의 제출비율을 나타낸 반면 강력거절이탈 가구들에서는 16.7%, 추적실패 가구들에서는 11.6%라는 저조한 제출비율을 보였다. 근로소득만 있다고 보고한 가구의 경우에 근로소득세를, 종합소득세를 신고한 가구원만 있는 경우 종합소득세를 가구단위로 합산하고, 근로소득세만 납부한 가구원과 종합소득세를 신고한 가구원이 함께 있는 경우 근로소득세와 종합소득세의 합으로 계산된 실제로 가구에서 납부했다고 보고한 세금의 크기<sup>18)</sup> 또한 평균적으로 원표본유지 가구들과 패널이탈 가구들 간에 차이를 보였다.<sup>19)20)</sup> 이러한 결과를 종합하면 납부세금이 높을수록 소득증빙서류를 제출하지 않는 경향이 높았고 이러한 가구들이 패널에서의 이탈확률이 높았다. 따라서 재정패널의 표본유지에 있어서 소득증빙서류 제출여부가 매우 중요한 역할을 하고 있음을 알 수 있다.

<표 8>은 2008년 실질금액 기준으로 2차년도 조사에서 이탈한 원표본의 2007년

- 18) 재정패널 1차년도 조사에서 1749가구에서 근로소득세만 납부하였고, 535가구에서는 종합소득세만 신고하였으며 96가구에서 근로소득세와 종합소득세 모두 납부하였다고 응답하였다. 2631가구에서는 근로소득세를 납부하거나 종합소득세를 신고한 가구원이 없었던 것으로 계산되었다. 따라서 2631가구의 경우 소득증빙서류를 제출할 필요가 없었던 것으로 추정할 수 있다. 총 5014가구 중 3가구는 어느 그룹에 속하는 지 추적할 수 없었다. 2차년도 조사에서는 1739가구에서 근로소득세만 납부하였고 445가구에서는 종합소득세만 신고하였으며 108가구에서 근로소득세와 종합소득세 모두 납부하였다고 응답하였다.
- 19) 재정패널에서 근로소득세 결정세액과 종합소득세 결정세액은 소득이 있는 개인단위로 설문하고 있다. 1차년도 조사에서 근로소득세 납부자 중 모름/무응답이라고 응답한 705명과 종합소득세 신고자 중 모름/무응답이라고 응답한 243명이 있는 가구의 경우 가구 납부 세금을 결측치로 처리하였다. 2차년도 조사에서도 근로소득세 납부자 중 모름/무응답이라고 응답한 경우가 모두 523건 관찰되었고 종합소득세 신고자 중 모름/무응답이라고 응답한 경우도 183건 관찰되었다. 따라서 <표 9>에 보고된 내용은 결측치가 발견된 가구를 제외한 분석결과이다. 관측된 결측치 수가 무시할 수 없을 정도로 크기 때문에 이를 제외한 분석이 편의를 가져올 수도 있으나 이로 인한 영향은 본고의 수준을 넘는 것이므로 여기서 다루지 않기로 한다.
- 20) 그러나 이러한 금액의 차이에서 통계적 유의성은 관찰되지 않았다.

도 소득세 납부에 관한 정보와 대체표본의 2008년 소득세 납부 사항을 설명하고 있다. 전반적으로 대체표본에서 근로소득세 납부비율이 높게 나타났으며 종합소득세 납부비율은 낮은 것으로 조사되었다. 이러한 결과는 대체표본에 임금근로자 가구주의 비율이 자영업자 가구주 비율보다 높게 포함된 결과를 반영하고 있다. 가구 납부 소득세의 크기를 비교하면 비록 통계적으로 유의미한 차이는 아니었으나 (P-value=0.1184) 원표본 가구에서 소득세를 58만원 더 많이 납부했던 것으로 나타났다. <표 7>에서 보인 가구 소득 크기의 차이가 가구 소득세의 차이로 이어진 것으로 여겨진다. <표 8>에서 무엇보다 눈에 띄는 것으로 원표본과 대체표본 사이에 소득증빙서류 제출비율의 차이를 들 수 있다. 소득증빙서류 제출비율은 소득세를 납부한 가구이면서 소득세의 크기에서 결측치가 관찰되지 않은 약 180가구를 대상으로 계산하였는데 대체표본에서 무려 세 배 이상의 제출비율을 보였다. 42.2%의 제출비율은 2차년도 패널에 유지된 가구의 1차년도 제출비율(36%)을 상회하는 수준으로 대체표본에 패널 조사에 적극적인 가구가 많이 포함되어 있다고 평가할 수 있으며 3차년도 조사에서도 이들 가구의 높은 유지율을 예상할 수 있었다. 실제로 대체표본은 3차년도 조사에서 93%의 높은 유지율을 기록하여서 패널 유지 확률을 예측하는데 있어서 소득증빙서류 제출 여부의 중요성을 확인할 수 있었다.

&lt;표 8&gt; 가구 납부 소득세

(단위: %, 만원)

이탈사유	강력거절		추적실패		기타		전체	
	원표본	대체표본	원표본	대체표본	원표본	대체표본	원표본	대체표본
근로소득세 납부비율(%)	38.8 (2.46)	39.2 (2.48)	36.6 (4.01)	49.3 (4.21)	35.4 (5.42)	45.5 (5.71)	37.8 (1.96)	42.3 (2.01)
종합소득세 납부비율(%)	17.9 (1.94)	13.4 (1.73)	18.6 (3.24)	11.3 (2.66)	12.7 (3.76)	9.09 (3.30)	17.4 (1.53)	12.4 (1.34)
가구 납부 세금 <sup>1)</sup>	207.0 (28.58)	147.4 (38.72)	200.6 (73.56)	149.7 (38.77)	194.6 (48.38)	138.1 (45.85)	204.0 (25.91)	146.3 (26.35)
소득증빙서류 제출비율 <sup>1)</sup> (%)	16.7 (3.51)	40.5 (4.68)	11.6 (4.95)	48.7 (8.90)	13.6 (7.49)	40 (9.10)	15.1 (2.68)	42.2 (3.77)
표본 수	392	392	147	147	79	79	618	618

주: 1) 소득세(근로소득세+종합소득세)를 납부한 가구만을 대상으로 계산하였음  
자료: 1~2차년도 재정패널

## 라. 가구 소비지출

재정패널은 가구설문의 “가계지출현황” 부문에서 부모나 자녀에 대한 용돈, 경조사비, 대출 이자, 정부에 납부하는 사회보험료 및 세금, 저축, 투자 등을 제외하고 직접 소비하여 지출한 월평균 비용을 질문하였다. 1차년도 조사에서는 세부지출항목으로 주거비, 통신비, 식료품비, 주류비, 담배구입비, 문화생활비, 유류비에 대해서는 월평균 지출금액을, 교육비, 보건의료비, 통신장비 구입비, 여행·스포츠 레저비, 경조사비, 기부금, 가구원 용돈 및 차량보험료는 한 해 동안의 총지출금액을 조사하였다<sup>21)</sup>. 2008년에는 가전제품 구입비, 교통비, 의류 및 잡화구입비, 화장품 및 이비용비가 조사 항목에 추가되었다. <표 9>는 1차년도와 2차년도에 공통적으로 질문한 세부 항목에 대한 월평균 소비지출 금액과 세부 항목의 합으로 계산된 월평균 가구 소비지출금액의 평균과 표준오차를 보여주는 표이다<sup>22)</sup>. 연간 지출 금액을 조사한 경우 12로 나누어 월평균 금액으로 조정하였다.

강력거절 사유로 이탈한 가구와 대체된 가구 사이에서는 월평균 가구 소비지출 금액에서는 차이가 없는 것으로 나타났다. 세부 항목별로 살펴보면 원표본 가구에서 보건의료비가, 대체표본 가구에서는 교육비와 가구원 용돈이 높은 것으로 나타났는데 이러한 차이는 가구주의 연령의 차이와 가구 내 자녀수의 차이에 기인하는 것으로 추측할 수 있다. 가구주의 연령이 높은 원표본 가구에서 보건 의료비의 지출 확률이 높을 것으로 예상되며 자녀수가 많은 대체표본에서 교육비 지출과 자녀에게 학비 명목으로 지출한 용돈의 비율이 높게 나타난 것으로 짐작할 수 있다<sup>23)</sup>.

21) 재정패널은 각각의 소비지출 항목에 대해서도 세부항목에 대하여서 매우 자세하게 질문하고 있다. 예를 들어 주거비 항목의 경우 전기료, 수도료, 도시가스 요금, 난방용 유류비, 연탄, LPG 등의 한 달 평균 납부금액을 묻고 있다. 따라서 주거비는 세부 항목 응답의 합으로 구해진다. 이러한 경우 하나의 세부항목에서 결측값이 관찰되면 그 가구의 주거비는 결측값을 갖게 된다.

22) 지출한 액수가 없다고 응답한 경우도 모두 포함하여 평균 금액을 계산하였다.

23) 재정패널에서는 가구설문의 “개인이전지출 및 개인이전소득” 부문에서 한 해 동안 가구에서는 함께 살고 있는 가구원간에 용돈이나 학비 지원 용도로 주거나 받은 비용 가구원 용돈에 관하여 조사하고 있는데 이에 대한 질문에서도 1차년도 조사와 2차년도 조사에서 차이점이 발견된다. 1차년도 조사에서는 정기적으로 지원되는 용돈에 대해서만 조사하였고 2차년도 조사에서는 비정기적인 용돈에 대한 조사도 병행하였다. <표 9>에서는 비교의 일관성을 위해 2차년도 조사에서

추적실패사유로 이탈할 가구의 경우 대체표본의 월평균 소비지출이 18만원 높은 것으로 나타났으나 통계적 유의성은 없었다(P-value=0.3969). 이 경우에서도 대체표본에서 교육비와 용돈의 지출금액이 높은 것이 관찰되었는데 역시 가구 구성원의 차이로 인해 발생한 것으로 보인다. 기타사유로 이탈한 경우에는 대체표본에서 월평균 소비지출 규모가 62만에 이를 정도로 큰 것을 알 수 있었는데 이 경우에 대체된 가구에서 1인 가구의 비율이 원표본 가구에 비하여 현저하게 낮았고 자녀수가 0.5명 이상 높았던 점이 작용한 것으로 생각할 수 있다. 또한 대체표본의 가구소득이 높았음을 감안하면 이러한 차이가 어느 정도 설명될 수 있을 것이다. 그러나 기타사유로 이탈한 가구의 비율이 높지 않았기 때문에 전체 표본을 대상으로 원표본과 대체표본의 월평균 소비지출 금액을 비교하면 통계적으로 유의미한 차이가 없는 것으로 나타났다(P-value=0.1285).

원표본과 대체표본의 가구 소비지출 행위에 대하여 평가하자면 대체표본에 상대적으로 젊은 가구가 포함되었고 자녀수가 많게 구성되어 있어서 이러한 차이가 지출항목 구성에 영향을 미친 것으로 판단된다. 그러나 총 소비지출 규모에서는 두 집단 간에 뚜렷한 차이를 발견할 수 없었다.

&lt;표 9&gt; 월평균 가구 소비지출

(단위: 만원)

이탈사유 표본 구분	강력거절		추적실패		기타		전체	
	원 표본	대체표 본	원 표본	대체표 본	원 표본	대체표 본	원 표본	대체표 본
주거비	23.9 (0.73)	21.98 (0.79)	31.38 (2.19)	28.39 (3.13)	23.59 (2.60)	24.38 (1.72)	25.65 (0.78)	23.81 (0.93)
통신비	17.62 (0.66)	15.41 (0.45)	16.44 (0.89)	14.99 (0.66)	12.98 (1.01)	14.63 (1.09)	16.74 (0.49)	15.21 (0.35)
통신장비 구입비	1.255 (0.14)	1.282 (0.15)	1.593 (0.38)	1.01 (0.23)	1.506 (0.53)	0.802 (0.26)	1.368 (0.14)	1.156 (0.12)
식료품 구입비	45.68 (1.47)	45.23 (1.52)	42.87 (2.76)	42.47 (2.12)	40.02 (3.28)	41.85 (3.67)	44.28 (1.22)	44.14 (1.18)

정기적으로 지원되는 용돈에 대한 정보만을 이용하여 가구원 용돈 통계를 구하였는데 이러한 질문 방식의 차이가 조사 금액의 차이를 유도하였을 가능성도 배제할 수 없다.

## 제2회 재정패널학술대회

이탈사유 표본 구분	강력거절		추적실패		기타		전체	
	원 표본	대체표 본	원 표본	대체표 본	원 표본	대체표 본	원 표본	대체표 본
외식비	17.7 (0.99)	15.64 (0.76)	16.89 (1.35)	16.22 (0.98)	13.69 (2.12)	14.54 (1.45)	17.0 (0.76)	15.64 (0.56)
공교육비	15.56 (1.63)	19.26 (1.52)	15.01 (2.31)	21.53 (2.58)	9.487 (2.45)	26.01 (8.58)	14.65 (1.22)	20.65 (1.58)
사교육비	24.44 (2.39)	27.79 (2.35)	20.91 (4.01)	25.85 (3.96)	17.49 (5.52)	24.74 (4.48)	22.71 (1.92)	26.94 (1.85)
문화생활비	6.098 (0.42)	5.672 (0.45)	6.125 (0.68)	5.567 (0.56)	4.639 (0.76)	5.119 (0.62)	5.918 (0.33)	5.577 (0.33)
여행·스포츠 레저비	8.925 (0.96)	5.986 (0.61)	9.601 (1.75)	6.491 (1.31)	9.478 (2.30)	3.16 (0.58)	9.157 (0.79)	5.745 (0.50)
경조사비	8.82 (0.60)	7.034 (0.54)	5.601 (0.68)	6.26 (0.58)	5.666 (0.91)	6.784 (1.45)	7.651 (0.43)	6.818 (0.41)
기부금	5.662 (1.28)	5.255 (0.80)	1.848 (0.46)	4.426 (1.25)	5.619 (2.48)	3.397 (1.55)	4.748 (0.88)	4.82 (0.62)
보건의료비	14.19 (1.62)	9.387 (0.98)	10.23 (1.60)	9.704 (1.94)	12.78 (5.20)	9.448 (2.07)	13.12 (1.28)	9.47 (0.82)
차량유지비	24.46 (1.26)	23.39 (1.21)	18.67 (2.08)	21.76 (1.68)	18.55 (2.73)	22.86 (6.05)	22.34 (1.01)	22.94 (1.17)
가구원 용돈	27.68 (2.86)	53.19 (3.53)	19.01 (3.91)	50.22 (5.88)	21.21 (6.16)	60.28 (11.52)	24.78 (2.18)	53.39 (3.02)
주류비	2.496 (0.31)	1.831 (0.19)	3.454 (0.55)	1.929 (0.22)	3.677 (1.04)	1.862 (0.48)	2.875 (0.27)	1.858 (0.14)
담배구입비	3.619 (0.25)	2.842 (0.22)	3.731 (0.38)	3.175 (0.36)	3.029 (0.51)	3.239 (0.48)	3.57 (0.19)	2.972 (0.17)
월평균 가구 소비지출 <sup>1)</sup>	249.1 (9.54)	256.4 (9.56)	237.9 (15.20)	256.1 (15.18)	197.9 (22.14)	260.2 (26.56)	240.2 (7.62)	256.8 (7.82)
표본 수	392	392	147	147	79	79	618	618

주: 1) 세부소비항목을 모두 더한 수치임  
자료: 1~2차년도 재정패널

### 마. 가구 자산 및 부채

앞의 (2)항에서 가구 소득에 관하여 살펴보던 중에 강력거절 사유로 인한 이탈의 경우 원표본가구의 부동산임대소득이 대체된 가구의 해당 소득에 비하여 높은 수

준이었음을 발견하였다. 이러한 차이가 발생한 원인으로 원표본과 대체표본의 부동산 자산 규모의 차이에서 원인들 찾을 수 있을 것으로 짐작하였는데 아래의 <표 10>은 이를 확인하여 준다. 강력거절 이탈가구를 대체한 가구들의 자가 소유비율이 50%에 미치지 못하여 원표본 가구 평균뿐 아니라 재정패널 2차년도 전체 표본 평균인 60.45%에도 10% 이상의 차이가 발생하였다. 이러한 차이는 부동산 자산 규모의 차이를 가져왔는데 차이의 크기가 평균 8천 6백만원에 달하였다. 금융자산 및 기타 자산에서는 두 집단 간에 큰 차이가 발생하고 있지 않았으며 금융부채와 비금융부채를 합한 가구 총부채의 규모는 원표본에서 평균 천 백만원 높은 수준인 것으로 나타나 총자산에서 총부채를 차감한 가구 순자산의 규모에서는 두 집단 사이에서 7천 5백만원의 차이가 발생하였다. 즉 강력거절 가구를 대체한 가구는 원표본의 자산 규모를 충분히 반영하지 못하는 가구들이 선정된 것으로 판단되어 대체표본의 한계점을 드러내고 있다.

추적실패 사유로 이탈한 가구를 대체한 가구들은 자가 소유비율에서 매우 비슷한 양상을 보이고 있으며 자동차 보유비율은 오히려 18% 이상 높은 것으로 나타났다. 또한 부동산 자산에서는 평균 6천 백만원 정도 높은 것으로 나타났으나 표준편차의 크기 역시 크게 추정되어 통계적으로 유의미한 차이는 없었다(P-value=0.1651). 추적실패 가구의 대체표본에서 부동산자산과 금융자산 및 기타자산을 포함하는 총자산의 평균 규모가 오히려 부동산 자산의 평균보다 작게 추정된 것은 부동산자산이 매우 높은 소수의 표본에서 다른 자산에 대한 결측치가 존재하기 때문인 것으로 파악되었다. 이러한 차이를 감안하더라도 추적실패 사유의 경우에는 두 집단 간에 순자산 규모의 차이가 그리 크지 않다고 볼 수 있을 것으로 판단된다.

기타사유로 인한 이탈의 경우에는 강력거절 경우와 마찬가지로 대체표본에서 자가 소유비율이 떨어지고 부동산 자산 규모에서도 평균 6천 6백만원의 차이가 발생하였다. 그러나 추적실패의 경우와 같이 표본의 크기가 크지 않은 관계로 표준오차 역시 크게 추정되어 통계적 유의성은 없는 것으로 나타났다(P-value=0.3237). 부동산 자산 규모의 차이는 결국 가구 순자산 크기의 차이로 이어져 이 경우에도 원래의 가구에 비하여 자산규모가 작은 가구들로 대체가 이루어졌음을 알 수 있었다.

가구 순자산 규모의 크기에서는 가구 소득의 경우와는 달리 강력거절로 이탈한 가구의 경우와 기타 사유로 이탈한 가구의 순자산보다 낮은 수준의 순자산을 보유

하고 있는 가구들로 대체가 이루어졌고 추적실패로 인해 대체된 가구에서 이러한 차이를 보충할 수 있을 정도의 순자산 규모를 보이지 못하였기 때문에 결국 전반적으로는 원표본과 대체표본 사이에서 원표본과 대체표본 사이에서 가구자산 규모에 있어서 유의미한 차이가 발생하였다(P-value=0.0223). 같은 조사구에서 가구리스트 정렬 순서상 n+1 → n-1 순서로 체계적인 대체를 실시하였음에도 불구하고 이러한 차이가 발생한 이유는 고소득층이 밀집한 조사구에서 자가 소유보다는 전세의 주거형태를 가진 가구들이 대체표본에 보다 많이 포함되었기 때문인 것으로 분석할 수 있다. 즉, 가구소득 수준면에서는 비슷하더라도 입주 형태에 따라 거주하는 주택의 자산 규모에 상당한 차이가 발생할 수 있음이 반영된 결과라고 생각된다.

(5)항의 분석 결과는 다음과 같은 시사점을 준다. 가구의 소득세는 소득 규모에 따라 결정되는데 이러한 부동산 자산 규모의 차이는 부동산 임대소득의 차이를 가져올 수 있으므로 대체표본을 이용한 분석을 수행하면 원표본이 추적되었을 경우와 비교하여 소득세에 관한 분석에서 과소추정의 편이가 발생할 수 있음을 보여준다고 하겠다. 또한 부동산 처분에서 발생하는 양도소득에 대하여서도 올바른 분석이 어려울 수 있음을 의미하므로 이러한 한계점을 인식한 분석이 필요하다고 하겠다.

&lt;표 10&gt; 가구 자산 및 부채

(단위: %, 백만원)

이탈사유	강력거절		추적실패		기타		전체	
	원 표본	대체표 본	원 표본	대체표 본	원 표본	대체표 본	원 표본	대체표 본
자가 소유비율(%)	63.3 (2.44)	48.5 (2.53)	32.0 (3.86)	38.8 (4.03)	58.2 (5.58)	40.5 (5.56)	55.2 (2.00)	45.1 (2.00)
자동차 보유비율(%)	68.6 (2.35)	68.1 (2.36)	51.7 (4.14)	70.1 (3.79)	49.4 (5.66)	58.2 (5.58)	62.1 (1.95)	67.3 (1.89)
부동산자산 <sup>1)</sup>	319.6 (26.72)	233.14 (17.25)	172.87 (28.95)	233.81 (33.00)	244.78 (53.61)	178.88 (39.82)	275.25 (19.68)	226.62 (14.38)
금융자산	31.01 (5.13)	32.83 (3.73)	23.83 (3.91)	23.52 (3.49)	21.65 (4.06)	17.34 (2.73)	28.09 (3.42)	28.59 (2.53)
기타자산	5.19 (2.52)	0.94 (0.39)	15.16 (14.25)	0.002 (0.002)	1.06 (0.77)	0.65 (0.63)	7.03 (3.75)	0.68 (0.26)

이탈사유 표본 구분	강력거절		추적실패		기타		전체	
	원 표본	대체표 본	원 표본	대체표 본	원 표본	대체표 본	원 표본	대체표 본
총자산	350.8 (29.38)	261.6 (18.82)	208.1 (36.10)	228.5 (29.64)	270.6 (56.33)	196.0 (40.15)	306.5 (21.85)	245.4 (14.79)
금융부채	29.71 (4.74)	18.95 (2.40)	17.25 (7.35)	18.74 (4.30)	19.03 (6.01)	13.53 (2.98)	25.38 (3.56)	18.21 (1.87)
비금융부채	15.85 (2.41)	15.13 (2.60)	13.21 (4.70)	14.93 (4.11)	7.913 (4.04)	17.17 (5.52)	14.2 (1.96)	15.34 (2.04)
총부채	45.56 (5.36)	34.12 (3.79)	30.46 (8.77)	32.77 (6.10)	26.94 (7.22)	30.84 (6.82)	39.59 (4.10)	33.39 (2.94)
순자산 <sup>2)</sup>	304.8 (28.44)	229.7 (17.14)	178.5 (31.20)	182.8 (22.30)	243.4 (54.02)	168.2 (36.55)	266.8 (20.77)	210.8 (13.00)
국민기초생활 보장급여 수급비율(%)	2.3 (0.76)	4.08 (1.00)	5.44 (1.88)	0.68 (0.68)	6.33 (2.76)	3.8 (2.16)	3.56 (0.75)	3.24 (0.71)
표본 수	392	392	147	147	79	79	618	618

주: 1) 부동산자산은 거주하고 있는 주택의 시가 혹은 전월세 보증금을 포함한 가격임

2) 순자산=총자산-총부채

자료: 1~2차년도 재정패널

IV절의 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 대체표본은 2차년도에 이탈한 원표본 가구들에 비하여 상대적으로 젊고 자녀수가 많은 가구들로 구성되었다. 임금근로자 비율이 높았으며 자영업자 비율은 상대적으로 낮게 나타났다. 또한 이러한 대체표본으로 인해 1인가구의 비율이 낮고 가구주의 경제활동 참가율도 높은 집단이 재정패널에 보다 많이 포함되었다. 가구경제적인 특성을 살펴보면 대체표본은 가구 소득과 소비지출 측면에서 비교적 원표본의 특성을 올바르게 반영하고 있으며 이탈사유에 따른 차이 역시 크지 않은 편이라고 평가할 수 있는 반면 자가 보유 비율이 원표본의 평균에 미치지 못하여서 원표본이 갖고 있던 부동산 자산 규모는 충분히 반영하지 못하고 있는데 특히 강력거절로 인해 이탈한 가구를 대체하는 가구에서 이러한 특징이 두드러지게 나타났다. 이를 해석하면 부동산 자산 규모가 큰 가구의 체계적인 이탈이 발생하였고 대체표본 만으로는 이러한 이탈에 의해 발생하는 편의를 올바르게 고려할 수 없음이 드러났다고 볼 수 있다. 그러나 소득 및 소득세에 관한 단기적인 분석을 수행하는데 있어서는 별 문제가 없을 수 있다고 판단된다.

따라서 이러한 점에 유념하여 접근한다면 소득증빙서류 제출비율이 월등히 높았던 점을 감안하여 볼 때 보다 적극적으로 패널조사에 참여하는 대체표본을 패널 분석에서 제외할 필요는 없다고 생각한다. 조사 차수가 증가함에 따라 대체표본의 자가 보유비율 및 순자산의 규모도 점진적으로 증가할 것으로 예상되기 때문에 장기적인 관점에서는 매우 유용한 표본이 될 것으로 기대할 수 있다.

## V. 결 론

재정패널은 이러한 표본대체를 통해 재정패널은 2차년도 조사에서 이탈한 원표본 618가구를 대체하는 가구들을 새로 발굴하여 패널에 포함시켰다. 해외의 패널조사에서 조사 차수가 증가함에 따라 표본의 추가 및 교체가 이루어진 경험이 다수 있긴 하지만 2차년도 조사 시점에서 표본대체를 시도한 경우는 국내외를 막론하고 어떠한 패널에서도 시도한 적이 없었다. 재정패널 3차년도 조사에서도 대체표본은 추적·조사되었으며 앞으로도 1차년도 원표본가구와 마찬가지로 패널에 포함되어 관리될 예정이다. 본 연구에서는 앞으로 대체표본의 활용 가능성을 모색하고자 가구의 인구통계학적인 측면과 가구 경제적 측면에서 대체표본들이 원표본을 다양하게 비교하였다. 이러한 과정을 통해 3차년도 자료가 완성되었을 때 과연 대체표본을 원표본에 추가하여 분석에 이용하는 것에 문제점은 없는지 1차적인 검증을 시도하였다.

분석 결과에 따르면 가구의 인구통계학적이 측면에서 대체표본은 원표본과 비교하여 보다 젊은 가구로 구성되었고 함께 살고 있는 자녀수도 많은 것으로 드러났다. 이러한 가구 구성원의 차이가 가구 소비지출 행위에 영향을 미쳐 교육비에 대한 지출 비율이 높게 나타났다. 가구 소득 및 소비지출 규모에서는 원표본과 대체표본의 차이가 두드러지지 않았으나 가구 자산에서는 대체표본의 부동산자산 규모가 원표본에 비하여 현저히 낮게 나타났고 이러한 차이는 가구 소득 항목 중 부동산임대소득의 크기의 차이에도 반영되었다. 따라서 재정패널을 이용하여 가구 자산에 관한 분석을 수행하고자 할 때 대체표본의 사용에 보다 신중할 필요가 있다. 그

러나 대체표본은 소득증빙서류 제출비율에서 원표본보다 월등히 높은 수치를 보여 패널 조사에 매우 적극적인 집단으로 분류되었으며 이러한 성향은 3차년도 조사에서 93%의 높은 유지율의 결과로 이어졌다. 2차년도에 이탈한 가구들 중 고소득 가구의 비율이 높았고 이로 인해 가구 소득세의 규모가 컸던 가구들의 패널 이탈확률이 높았다. 또한 이들 가구에서 소득증빙서류 제출비율이 매우 저조하였던 점을 미루어 볼 때 원표본을 대체하는 대체표본에서 소득증빙서류의 제출비율이 높고 재조사 응답비율도 높게 나타난 점은 매우 고무적인 현상으로 이해할 수 있다. 비록 부동산 자산 규모에 있어서는 원표본에 미치지 못하지만 가구소득과 소비지출의 크기에서 유사한 집단이 패널에 충원되었다는 점은 표본의 대표성 측면에서 매우 바람직하고 이에 더하여 이들의 차후년도 이탈 확률이 낮다는 것은 패널 자료의 장점을 극대화 할 수 있는 기회를 제공한다고 평가할 수 있을 것이다.

본 연구는 단순히 두 집단 간의 기초통계를 비교하는 수준에서 분석을 진행하였다. 그러나 이러한 분석방법은 여러 가지 한계점을 지닌다. 먼저 1차년도와 2차년도 설문지의 응답방식의 변경이 가져올 수 있는 문제점을 충분히 고려하지 못하였다. 또한 2개 년도에 걸쳐 물가상승률의 변화만을 고려하였고 개별 가구에 미치는 고유 효과(idiosyncratic shock)를 전혀 고려하지 않았다. 2차년도 이탈한 가구들의 경우 2차년도 시점에서 겪은 변화가 대체표본의 조사 결과와 깊은 상관이 있다면 이러한 체계적인 변화를 추정하여 비교분석에 반영할 필요가 있을 것이다. 이에 더하여 보다 엄밀한 분석을 위해서는 1차년도 자료를 이용하여 패널 이탈 확률을 추정하는 모델을 고안하고 이에 기초하여 대체표본의 3차년도 이후 패널 유지 확률을 추정한 후 2차년도 시점에서의 표본 대체에 관한 유용성에 대한 심도 있는 토론을 전개할 필요가 있을 것이다. 그러나 계량 모델을 적용한 엄밀한 분석 및 이에 근거한 대체표본의 실효성에 관한 연구는 차후 연구과제로 남겨두기로 하겠다.

## 참고문헌

- 강석훈, 「유럽의 패널조사현황과 시사점: 가구패널조사와 국제비교학적인 관점을 중심으로」, 한국노동패널 워킹페이퍼 시리즈, 한국노동연구원, 1997.
- 김재호a, 「패널조사의 응답자 관리」, 한국노동패널 워킹페이퍼 시리즈, 한국노동연구원, 1998.
- 김재호b, 「캐나다의 노동패널조사」, 한국노동패널 워킹페이퍼 시리즈, 한국노동연구원, 1998.
- 김대일·남재량·류근관, 「한국노동패널 표본의 대표성과 패널조사 표본이탈자의 특성연구」, 『노동경제논집』, Vol.23, 한국노동경제학회, 2000, 1~33
- 남재량·이상호·최효미·신선옥·배기준, 「제10차(2007)년도 한국 가구와 개인의 경제활동」, 『한국노동패널 기초분석보고서』, 한국노동연구원, 2008.
- 이상호, 「서구주요패널의 조사전략변화와 시사점」, 『노동리뷰』, 제2006권, 16호, 한국노동연구원, 2006,
- \_\_\_\_\_, 「한국노동패널(KLIPS)의 표본이탈 분석」, 『노동리뷰』, 제2005권, 11호, 한국노동연구원, 2005, 66~80
- 송헌재, 「재정패널가구의 대표성과 표본이탈 가구의 특성 분석」, 『제 1회 재정패널 학술대회 자료집』, 한국조세연구원, 2009.
- 한국노동연구원 노동패널팀, 「한국노동패널(KLIPS) 6차년도 조사 표본 추가 (supplement) 계획」, 한국노동연구원, 2003.
- 한국조세연구원 재정패널사업팀, 「2차(2009)년도 재정패널 기초분석보고서」, 한국조세연구원, 2009.
- Hausman, J. and D. Wise, "Attrition Bias in Experimental and Panel Data," *Econometrica*, Vol.47, No2, 1979, 445~473