

제 4 회  
재정패널 학술대회  
발표자료집

2012. 11

## 개 요

- 주 제 제4회 재정패널 학술대회
- 일 시 2012년 11월 27일(화) 13:30~17:50
- 장 소 코엑스 컨벤션 컨퍼런스룸(남) 317호
- 진행순서

13:30~14:00 등록

14:05~14:20 개회사

▶ 개회사 조원동 한국조세연구원 원장

14:30~16:00 제1세션(317호 BC홀)

▶ 사회자 홍범교(한국조세연구원)

### I -1. 근로유형간 사회보험 및 노후소득보장 격차 발생 요인에 관한 연구

▶ 발표자 김경아(국민연금연구원)

김동준(한국개발연구원)

▶ 토론자 박능후(경기대학교 사회복지학과)

### I -2. 소득세의 수평적 불평등도 추정

▶ 발표자 김우철(서울시립대학교 세무학과)

▶ 토론자 이영환(계명대학교 세무학과)

### I -3. 근로장려세제(EITC)의 정책적 효과성과 개선방안

▶ 발표자 김정호(연암 세무회계사무소/인제대학교 경영학부)

▶ 토론자 전영준(한양대학교 경제금융학부)

14:30~16:00 제2세션(317호 A홀)

▶ 사회자 현진권(한국경제연구원)

II-1. 소득빈곤과 자산빈곤과의 연계성 분석

▶ 발표자 임병인(충북대학교 경제학과)

▶ 토론자 김태완(한국보건사회연구원)

II-2. 부채 보유 가구의 채무위험상태 지속성에 대한 특성 분석

▶ 발표자 김경현(한국조세연구원)

▶ 토론자 김영일(한국개발연구원)

II-3. 공적이전소득이 사적이전소득에 미치는 영향

▶ 발표자 석상훈(한국고용정보원)

김현수(국민연금연구원)

▶ 토론자 김수완(강남대학교 사회복지학과)

16:00~16:20 중간 휴식

16:20~17:50 제3세션(317호 BC홀)

▶ 사회자 박정수(이화여자대학교 사회과학부)

III-1. 베이비붐 세대의 기부 특성과 기부에 영향을 미치는 요인

▶ 발표자 조선주(한국여성정책연구원)

오현경(한국여성정책연구원)

▶ 토론자 강철희(연세대학교 사회복지학과)

III-2. 베이비붐 세대의 노동시장 지위변화 유형 분석

▶ 발표자 오지연(한국조세연구원)

▶ 토론자 최옥금(국민연금연구원)

### Ⅲ-3. 소비세 물가연동제의 지수선택: 담배소비세를 중심으로

- ▶ 발표자 박상원(한국외국어대학교 국제통상학과)  
성명재(한국조세연구원)
- ▶ 토론자 고 선(중앙대학교 경제학과)

16:20~17:50 제4세션(317호 A홀)

- ▶ 사회자 박종규(한국금융연구원)

### IV-1. Consumer Choice of Durable Goods: The Case of Expenditure on Passenger Cars in Korea

- ▶ 발표자 성명재(한국조세연구원)
- ▶ 토론자 전병힐(한국외국어대학교 국제통상학과)

### IV-2. 수입차 선택 모형에 관한 연구

- ▶ 발표자 윤형호(서울연구원)
- ▶ 토론자 김지영(한국조세연구원)

### IV-3. 개인연금가입 결정요인 분석

- ▶ 발표자 윤성주(한국조세연구원)
- ▶ 토론자 남재우(자본시장연구원)

17:50 폐회



## 총 목 차

- **소득세의 수평적 불평등도 추정** ..... 1  
김우철 (서울시립대학교 세무학과)
- **근로유형간 사회보험 및 노후소득보장 격차 발생  
요인에 관한 연구** ..... 31  
김경아 (국민연금연구원)  
김동준 (한국개발연구원)
- **근로장려세제(EITC)의 정책적 효과성과 개선방안** ..... 65  
김정호 (연암 세무회계사무소/인제대학교 경영학부)
- **소득빈곤과 자산빈곤과의 연계성 분석** ..... 95  
임병인 (충북대학교 경제학과)
- **부채 보유 가구의 채무위험상태 지속성에 대한 특성 분석** ..... 133  
김경현 (한국조세연구원)
- **공적이전소득이 사적이전소득에 미치는 영향** ..... 177  
석상훈 (한국고용정보원)  
김현수 (국민연금연구원)
- **베이비붐 세대의 기부 특성과 기부에 영향을 미치는 요인** .....  
조선주 (한국여성정책연구원)  
오현경 (한국여성정책연구원)

- 베이비붐 세대의 노동시장 지위변화 유형 분석 .....  
오지연 (한국조세연구원)
  
- 소비세 물가연동제의 지수선택: 담배소비세를 중심으로 .....  
박상원 (한국외국어대학교 국제통상학과)  
성명재 (한국조세연구원)
  
- Consumer Choice of Durable Goods:  
The Case of Expenditure on Passenger Cars in Korea .....  
성명재 (한국조세연구원)
  
- 수입차 선택 모형에 관한 연구 .....  
윤형호 (서울연구원)
  
- 개인연금가입 결정요인 분석 .....  
윤성주 (한국조세연구원)



# 소득세의 수평적 형평성에 관한 분석

■ 김 우 철\*

---

\* 서울시립대 세무학과





# 차 례

|                                 |    |
|---------------------------------|----|
| I. 서 론 .....                    | 5  |
| II. 소득세의 수평적 불평등의 개념과 측정 .....  | 6  |
| 1. 수평적 불평등의 원인 .....            | 6  |
| 2. 수평적 불평등도의 지표 .....           | 7  |
| 3. 불평등도 추정방법 .....              | 8  |
| III 소득계층별 실효세율의 분포 .....        | 9  |
| IV. 수평적 불평등에 관한 실증분석 .....      | 15 |
| 1. 수평적 불평등도 추정: 비모수적 추정방법 ..... | 15 |
| 2. 회귀분석 .....                   | 23 |
| V. 결론 .....                     | 25 |
| VI. 참고문헌 .....                  | 26 |
| <부록> .....                      | 27 |



# 소득세의 수평적 형평성에 관한 분석

김 우 철

## 요 약

소득세의 수직적 형평성에 관한 연구는 비교적 많은 반면, 소득세의 수평적 형평성에 관한 연구는 상대적으로 빈약한 편이다. 본 연구에서는 동일한 소득수준에 대해 소득공제 등의 요인으로 인해 상이한 세부담이 적용되는 소득세의 수평적 불평등 문제를 정식으로 다룬다. 이를 위해 먼저 소득세의 수평적 불평등도 측정을 위한 기본 개념을 설명한 후, 실효세율의 조건부 변동계수를 활용하여 수평적 불평등에 대한 국지적 지표를 비모수적 계량경제 모형에 의해 추정하는 방법을 제안하였다. 논문에서 개발한 방법론에 기초하여 우리나라 근로소득세의 수평적 불평등도를 실증분석하기 위해 한국조세연구원 재정패널 조사의 소득세 증빙자료가 이용되었다.

2007년~2010년 기간의 소득세 자료를 실증분석한 결과 3,000만원 중반~4,000만원 사이의 소득구간에서 소득세의 수평적 불평등 현상이 가장 심각한 것으로 나타났다. 소득세 실효세율의 개인 간 차이는 소득공제 제도의 활용도 차이와 관련이 깊다. 소득세 실효세율과 소득공제율의 조건부 변동계수 간 회귀분석 결과, 보험료공제와 연금저축공제, 그리고 장기주식형저축공제의 경우에 공제활용도의 개인적 차이가 세부담의 수평적 불평등을 높이는 것으로 나타났다. 반면, 교육비와 의료비 공제의 경우에는 개인 간 소득공제율의 상대적인 차이와 소득세 부담의 수평적 불평등도 간에 오히려 역(-)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다.

## I. 서 론

소득수준에 따른 세부담 차이의 공정성을 다루는 소득세의 수직적 불평등에 관한 연구는 많았지만, 동일한 수준의 소득에 대해 상이한 세금이 부담이 부과되는 문제를 다루는 소득세의 ‘수평적 불평등’에 대한 연구는 상대적으로 매우 적은 편이라 말할 수 있다. 우리나라의 소득세 누진도가 매우 높음을 고려할 때 소득의 수직적 불평등 문제는 심각하지 않은 것으로 판단되나, 동일한 소득수준의 납세자 간 세부담 차이가 얼마나 큰 지에 대해서는 거의 알려진 바가 없어 이에 대한 연

구가 필요하다. 우리나라의 경우 광범위한 소득공제 제도의 존재로 인해 소득세 부담은 다양한 소득외적 요인에 의해 크게 달라질 수 있기에 소득세의 수평적 불평등은 정책적 측면에서 중요한 연구 과제라 할 수 있다. 본 연구는 먼저 소득세의 수평적 불평등을 어떻게 측정할 것인가에 대한 방법을 제안하고, 이를 실제자료를 활용하여 구체적으로 추정하고자 한다. 소득계층별로 추정한 소득세의 수평적 불평등도 비교를 통해 어느 소득계층에서 수평적 형평성 문제가 심각한지를 판단할 수 있다. 또한 연도별 수평적 불평등도 추정치를 통해서 수평적 형평성 문제가 시간에 따라 어떠한 추이를 보이는가에 대해서도 분석한다. 이와 관련하여 특히 중요한 문제는 현 정부의 소득세 감세정책이 소득세의 수평적 형평성에 어떠한 영향을 미쳤는가에 대한 평가이다. 끝으로 소득세의 수평적 불평등에 대한 직접적인 원인에 해당하는 다양한 소득공제 제도 중 어느 항목들이 수평적 형평성에 상대적으로 더 많이 위배되는지를 분석한다.

## Ⅱ. 소득세의 수평적 불평등의 개념과 측정

### 1. 수평적 불평등의 원인

동일한 소득수준에 있음에도 세부담의 차이가 발생하는 가장 중요한 이유는 납세자별로 소득공제 제도의 활용에서 차이가 있기 때문이다. 다양한 종류의 소득공제 제도로 인해 납세자가 속하는 가구의 인적 특성 및 소비·저축 행위의 차이는 동일 소득의 과세표준을 다르게 만들 수 있다. 본 연구의 직접적인 대상이 되는 소득공제 항목은 대략 20여개가 넘는다. 주요 항목들은 크게 근로소득공제, 각종 인적공제, 특별공제, 조세특례제한법상의 주요 소득공제 등으로 구성된다. 아래의 <표 1>은 분석에 이용되는 소득공제의 주요 항목을 표시한 것이다.

<표 1> 주요 소득공제제도

- 근로소득공제
- 인적공제\*: 기본공제, 추가공제, 다자녀추가공제
- 특별공제: 보험료, 의료비, 교육비, 주택임차차입금, 장기주택저당차입금, 월세액, 기부금
- 조특법상의 주요 소득공제: 개인연금저축, 연금저축, 주택마련저축, 신용카드, 우리스주조합출연금, 장기주식형저축

## 2. 수평적 불평등도의 지표

동일 소득수준에서의 소득세 부담 차이가 수평적 불평등의 핵심이라면, 소득세액의 차이를 통해 세부담의 절대적인 차이를 측정한 것을 절대적 불평등도로 정의할 수 있다. 반면, 평균세율의 차이를 이용하여 세부담의 상대적인 차이를 측정하는 것을 상대적 불평등도로 정의한다. 수평적 불평등도의 기본개념은 측정의 기준이 되는 소득이 일정하게 주어지는가의 여부에 따라 국지적 불평등도(local measure of horizontal inequality)와 전체적 불평등도(global measure of horizontal inequality)로 구분된다. 전자는 불평등도를 특정하게 주어진 소득 수준에서의 세부담 차이를 의미하며, 후자는 전체 소득분포를 고려하여 소득수준별 세부담 차이를 총계화한 지표를 의미한다.

수평적 불평등을 측정하는 지표를 정의하기 위해서는 먼저 주어진 소득수준 하에서 상대적인 소득세 부담(즉, 소득세 평균세율)이 어떻게 분포되어 있는가(conditional distribution of average tax rates, under a given level of income)에 대한 문제에서 출발할 필요가 있다. 이러한 조건부 분포의 중심위치(예를 들어, 조건부 평균이나 조건부 중위수)로부터 각 납세자의 소득세 부담이 얼마나 흩어져 있는가를 지표화한 것이 소득세의 국지적인 수평적 불평등도이다. 대표적인 국지적 수평적 불평등도 지표로 아래와 같은 소득세 실효세율의 조건부 분산(또는 표준편차)이나 조건부 IQR(InterQuartile Range)를 이용할 수 있다.

local measure of vertical inequality of income tax

$$Var(ATR|Y=y),$$

여기에서  $ATR$  = 평균세율,  $Y$  = 소득

이러한 국지적 수평적 불평등도를 전체 소득의 분포를 감안하여 평균화하게 되면, 전체적인 수평적 불평등도를 얻을 수 있다.

global measure of vertical inequality of income tax

$$= E[Var(ATR|Y=y)],$$

### 3. 불평등도 추정방법

주어진 소득수준에 대한 소득세율의 conditional distribution을 구하기 위해서는 소득세에 관한 개별미시자료가 필수적으로 요구된다. 이와 관련하여 조세연구원의 재정패널조사에서 제공되는 것과 같은 개별납세자의 공식적인 납세 자료는 본 연구의 목적에 매우 적합하다고 할 수 있다. 수평적 불평등도 추정의 기본과정은 동일 소득수준의 평균적인 소득세 실효세율과의 차이를 도출하는 것이다. 먼저 비모수적(nonparametric) 또는 모수적(parametric) 방법에 의해 조세함수(tax function)를 추정하게 되면, 각 개인의 소득세 실효세율이 동일수준의 평균적인 실효세율에서 얼마나 이탈되어 있는가에 대한 정보는 잔차항에 나타나게 된다.

$$\text{잔차항 } e_i = ATR_i - E(ATR_i|Y_i = y)$$

국지적인 소득세의 수평적 불평등도가 소득수준에 어떻게 반응할 지에 대해서 사전에 이를 예측하는 것은 매우 어렵다. 소득과 수평적 불평등도 간의 기본적인 함수관계를 설정하기란 이론적으로 사실상 불가능하기에 추정과정에서 모수적 제약(parametric restriction)에 의해 구애받지 않는 비모수적 접근방법(nonparametric

method)을 활용하여 국지적 불평등도 함수를 추정하는 것이 적절하다. 구체적인 추정을 위해서 다음의 비모수적 회귀모형을 이용한다.

$$e_i^2 = v(Y_i) + \epsilon_i,$$

where  $v(\bullet)$ : an unknown function,

$$\epsilon_i: E(\epsilon_i | Y_i) = 0, \forall i$$

Nadaraya-Watson kernel method와 같은 nonparametric kernel smoothing method에 의해 국지적인 소득세의 수평적 불평등도를 추정하기로 한다.

전체적인 소득세의 수평적 불평등도는 소득수준별 국지적 불평등의 평균으로 정의되기에, 개별 납세자의 관측소득에 대응하는 국지적 불평등도의 단순평균에 의해 쉽게 추정된다.

global measure of vertical inequality of income tax

$$VI = \hat{E}(v(Y)) = n^{-1} \sum_{i=1}^n \hat{v}(Y_i)$$

### III 소득계층별 실효세율의 분포

소득세의 수평적 불평등을 분석하기 위한 기본적인 단계로 먼저 소득계층별 실효세율의 분포를 살펴보는 것이 필요하다. 본 장에서는 실효세율의 분포가 소득계층별로 어떻게 다르게 나타나는지를 실제자료를 통해 실증적으로 분석한다. 분석을 위해서는 『재정패널조사』의 소득과 소득세 자료를 이용한다. 이 자료는 한국조세연구원에서 조세정책을 연구하고 분석하는데 활용할 목적으로 수집된 것으로 2008년부터 조사, 발표되고 있다. 재정패널조사에서 조사한 항목들은 가구의 인구통계학적인 변수를 비롯하여 가구의 소득과 가계지출 현황 및 소득세 자료를 포함하고 있다. 본 연구에서는 2008년~2011년 『재정패널조사』 자료를 이용하는데, 이 자료의 소득은 2007년~2010년을 기준으로 조사된 것이다. 재정패널 조사자료 중 소득세 증빙자료를 제공한 가구를 대상으로 개인의 소득과 소득세, 소득공제



내역 등의 정보들을 활용하여, 소득세의 실효세율이 소득계층별로 어떠한 차이를 보이는가를 분석한다.

<표 2>는 2011년의 소득세 자료를 대상으로 1억원 미만의 소득구간을 10개로 구분한 후 개별 소득계층에 대해서 실효세율 분포와 관련한 기본적인 특성을 정리한 것이다. 먼저 개별 소득구간의 관측치를 살펴봄으로써 소득분포의 개략적인 모습을 확인할 수 있다. [그림 1]을 보면 1억원 미만의 관측치(총 1,471개) 중 대부분이 주로 1,000만원 이상 6,000만원 미만 구간에 위치하고 있음을 알 수 있다. 분포의 형태가 기본적으로 오른쪽 방향으로 치우쳐 있는(skewed to the right) 전형적인 소득분포의 모습을 보이고 있어, 소득의 중간값이 평균값보다 작게 나타나고 있다. [그림 2]는 개별 소득구간 내 실효세율 자료들의 평균값과 중간값을 보여주고 있다. 그림에 따르면 소득수준이 상승함에 따라 실효세율의 평균과 중간값이 모두 상승하는 누진세 구조의 특성을 잘 보여주고 있다. 4,000만원 미만의 소득구간에서는 평균 실효세율이 1% 미만으로 실질 세부담이 상대적으로 낮은 반면, 4,000만원 초과구간에서는 실효세율이 빠르게 상승하여 1억원 미만 구간의 경우 7%를 상회하게 된다. 소득구간별 실효세율의 중간값은 평균값과 크게 차이가 나지 않아, 서로 유사한 움직임을 보이고 있다.

소득세의 수평적 형평성과 밀접한 관련을 갖는 것은 소득구간 내의 실효세율 자료들이 평균이나 중간값을 중심으로 얼마나 흩어져 있는가를 나타내는 통계량일 것이다. [그림 3]은 대표적인 산포도 관련 통계량인 표준편차와 4분위범위수(IQR)를 이용하여, 소득구간별 실효세율의 흩어진 정도를 측정한 것이다. 그림을 보면, 실효세율의 산포도는 4,000만원 이상의 소득구간에서 상대적으로 매우 크게 나타나고 있다. 4,000만원 미만 구간에서는 실효세율의 표준편차가 1% 미만으로 매우 작지만, 6,000만원 미만과 8,000만원 미만 구간에서는 2% 내외의 큰 값을 보이고 있다. 4분위범위수(IQR) 또한 7,000만원 미만의 소득구간에서 가장 큰 값(2.5%)을 보이고, 4,000만원 미만 구간에서는 1% 미만의 작은 값을 나타내고 있다. 실효세율의 산포도가 소득수준이 높아짐에 따라 상승하는 현상이 수평적 불평등도가 소득수준에 비례하여 커진다는 것을 직접 의미한다고 보기는 어렵다. 그 이유는 소득수준이 올라갈수록 실효세율의 평균이 상승하여 산포도의 절대적 수준이 높을 수밖에 없기 때문이다. 이러한 점 때문에 산포도의 적절한 비교를 위해서는 평균

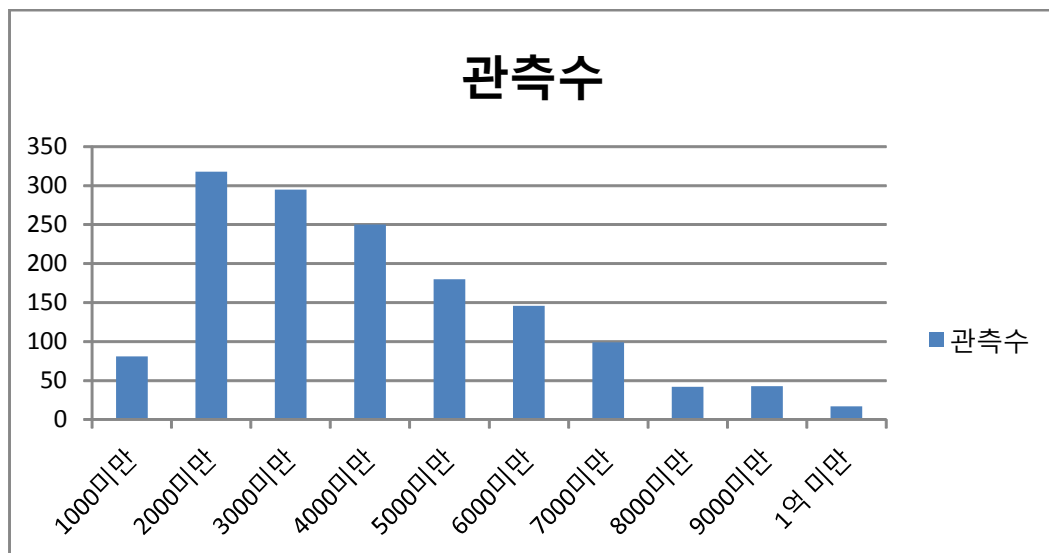
값의 차이로 인한 부분을 적절히 통제해줄 필요가 있다. 표준편차를 평균값으로 나눈으로써 구해지는 변동계수(coefficient of variation)는 표준편차의 이러한 한계를 보완하기 위한 목적으로 이용되는 대표적인 통계량이다. 유사한 이유로 IQR를 평균으로 나눈 값을 통해 자료들이 보이는 상대적인 산포도를 비교할 수 있다. [그림 4]는 각각 소득구간별 실효세율의 변동계수와 평균 실효세율에 대한 4분위 범위수의 비율을 보여주고 있다. 표준편차와 4분위범위수를 이용한 결과와 달리, 실효세율의 상대적인 산포도는 5,000만원 미만의 소득구간에서 상대적으로 더 크게 나타나고 있다. 변동계수의 경우 5,000만원 미만 소득구간에서는 0.8~1.3의 상대적으로 큰 값을 보이는 반면, 5,000만원 초과구간에서는 0.2~0.4의 작은 값을 나타내고 있어, 대체로 소득이 낮을수록 수평적 불평등도가 더 높다는 알 수 있다. 평균 대비 4분위범위수의 비율 역시 5,000만원 미만의 소득구간에서는 1.0~1.7의 높은 상대적 산포도를 보이지만, 5,000만원 초과 구간에서는 1미만의 작은 값을 갖는 것으로 나타나 소득세의 수평적 불평등 현상이 낮은 소득수준에서 더 심각할 수 있다는 가능성을 시사한다.

마지막으로 [그림 5]은 소득구간별 실효세율의 왜도를 보여주고 있다. 그림을 보면 소득이 6,000만원 미만 소득구간에서는 왜도가 양(+)의 값을 갖는데 양(+)의 왜도값은 분포가 우측으로 긴 꼬리를 갖고 있음을 의미한다. 이는 6,000만원 미만의 소득구간에서는 상대적으로 낮은 실효세율에 몰려있음을 알 수 있다. 반면 7,000만원 이상 소득구간에서는 왜도가 음(-)의 값을 보이며, 이는 7,000만원 이상의 소득구간에서는 상대적으로 높은 실효세율에 치우쳐 있음을 의미한다. 특이한 것은 1천만원 미만의 소득구간에서 큰 왜도값을 보이는데, 그 이유는 0의 실효세율을 갖는 관측치들이 많기 때문으로 보인다.

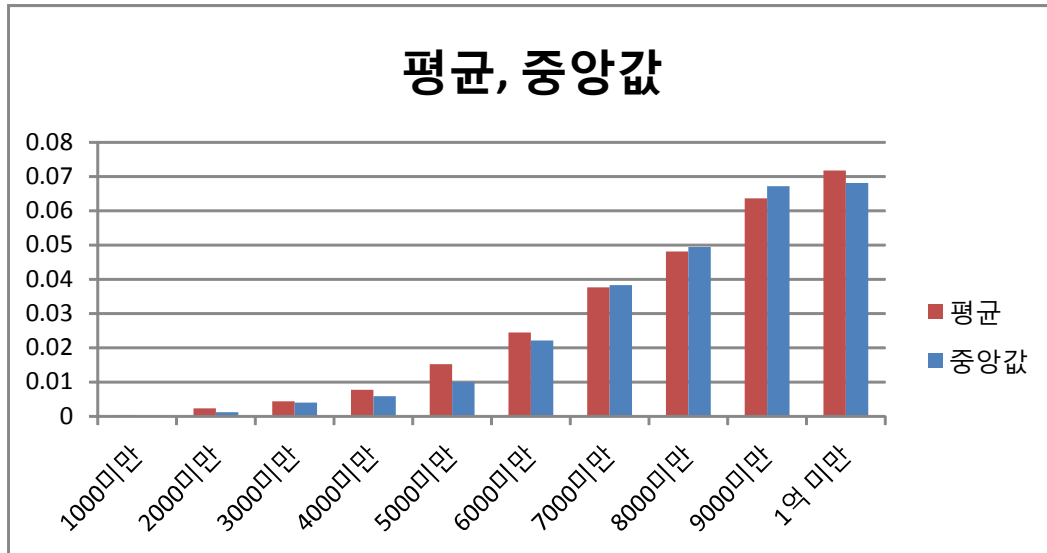
<표 2> 2011년 재정패널 조사자료

| 구분     | 1000만<br>미만 | 2000만<br>미만 | 3000만<br>미만 | 4000만<br>미만 | 5000만<br>미만 | 6000만<br>미만 | 7000만<br>미만 | 8000만<br>미만 | 9000만<br>미만 | 1억<br>미만 |
|--------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|----------|
| 평균     | 0.03%       | 0.23%       | 0.44%       | 0.77%       | 1.52%       | 2.45%       | 3.76%       | 4.81%       | 6.36%       | 7.18%    |
| 중앙값    | 0.00%       | 0.12%       | 0.40%       | 0.58%       | 1.00%       | 2.22%       | 3.83%       | 4.94%       | 6.72%       | 6.82%    |
| 표준편차   | 0.24%       | 0.30%       | 0.42%       | 0.78%       | 1.37%       | 1.98%       | 1.73%       | 1.57%       | 2.12%       | 1.38%    |
| 왜도     | 9.0         | 3.4         | 0.8         | 1.8         | 1.4         | 3.1         | -0.1        | -0.4        | -1.0        | 1.1      |
| 첨도     | 80.9        | 28.5        | 0.2         | 3.8         | 2.6         | 20.5        | -0.8        | -0.2        | 1.5         | 0.4      |
| 최소값    | 0.00%       | 0.00%       | 0.00%       | 0.00%       | 0.00%       | 0.00%       | 0.17%       | 1.33%       | 0.06%       | 5.46%    |
| 최대값    | 2.14%       | 3.24%       | 2.16%       | 4.57%       | 8.00%       | 17.37%      | 7.22%       | 8.31%       | 9.64%       | 10.38%   |
| 범위     | 2.14%       | 3.24%       | 2.16%       | 4.57%       | 8.00%       | 17.37%      | 7.05%       | 6.97%       | 9.58%       | 4.92%    |
| 최빈값    | 0           | 0           | 0           | 0           | 0           | 0           | N/A         | N/A         | N/A         | N/A      |
| 1분위수   | 0.00%       | 0.00%       | 0.00%       | 0.22%       | 0.49%       | 1.03%       | 2.43%       | 3.67%       | 5.44%       | 6.17%    |
| 3분위수   | 0.00%       | 0.40%       | 0.74%       | 1.06%       | 2.38%       | 3.39%       | 4.98%       | 5.92%       | 7.67%       | 7.18%    |
| IQR    | 0.00%       | 0.40%       | 0.74%       | 0.84%       | 1.89%       | 2.36%       | 2.55%       | 2.25%       | 2.22%       | 1.00%    |
| 관측수    | 81          | 318         | 295         | 250         | 180         | 146         | 99          | 42          | 43          | 17       |
| 변동계수   | 8.63        | 1.31        | 0.95        | 1.00        | 0.90        | 0.81        | 0.46        | 0.33        | 0.33        | 0.19     |
| IQR/평균 | 0.00        | 1.73        | 1.67        | 1.09        | 1.24        | 0.96        | 0.68        | 0.47        | 0.35        | 0.14     |

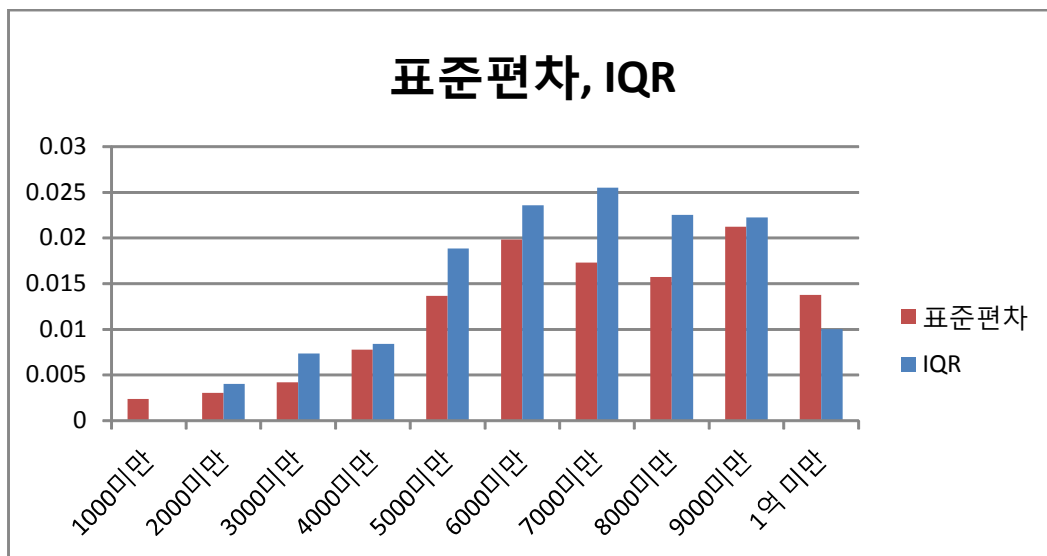
[그림 1] 소득구간별 인원수



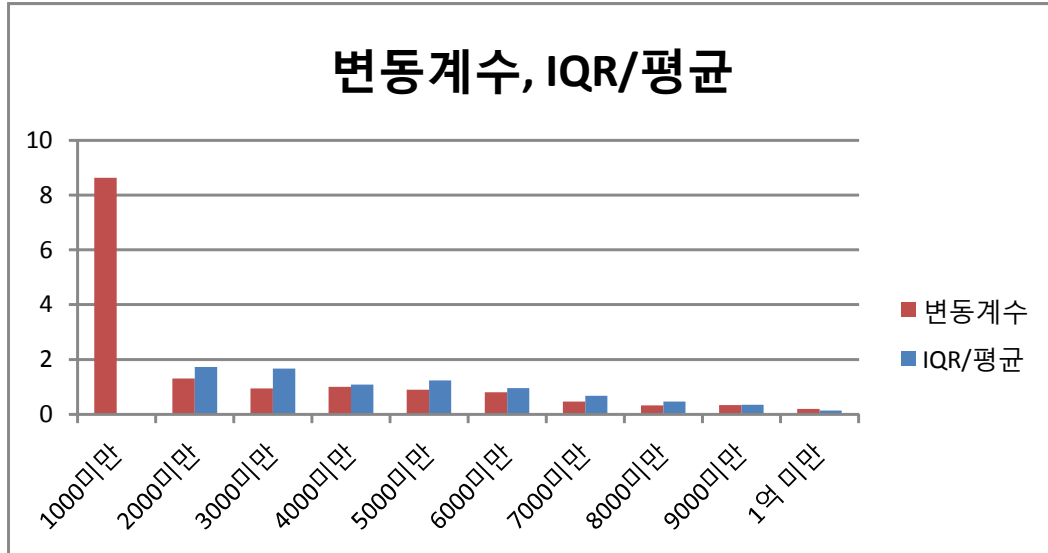
[그림 2] 소득구간별 평균과 중앙값



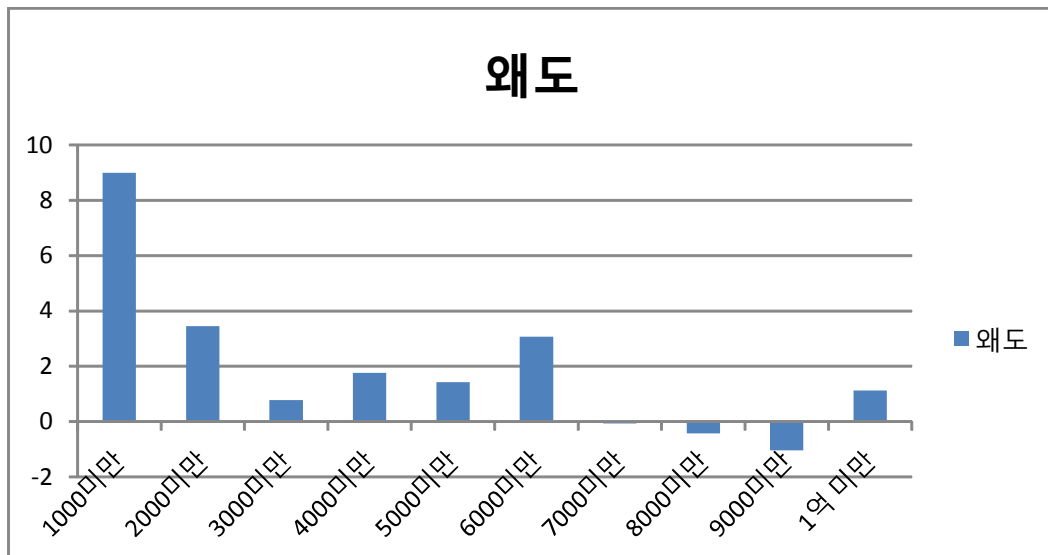
[그림 3] 소득구간별 표준편차와 4분위범위수



[그림 4] 소득구간별 변동계수, IQR/평균



[그림 5] 소득구간별 왜도



## IV. 수평적 불평등에 관한 실증분석

### 1. 수평적 불평등도 추정: 비모수적 추정방법

III장에서는 소득을 1,000만원 간격으로 동일하게 구분한 후, 개별 구간 내 소득세 실효세율의 표본분포 자료에 의거해 소득세의 수평적 불평등에 관한 예비적인 분석을 실시하였다. 여기서는 II 장에서 정의한 수평적 불평등도의 국지적 지표를 비모수적인 방법을 활용하여 추정한 결과를 소개한다. 이러한 방법은 임의적인 기준에 따라 소득을 구분해야 하는 문제로부터 자유롭다는 점 이외에, 국지적인 수평적 불평등도를 소득의 연속적인 함수로 파악할 수 있다는 장점이 있다.

조세함수를 실효세율의 소득에 대한 조건부 평균으로 정의한 후, II 장의 3절에서 소개한 비모수적 방법에 따라 추정한 결과가 [그림 6]부터 [그림 10]까지 정리되어 있다. 결과를 보면 각 년도의 조세함수는 모두 소득에 대해 양(+)의 기울기를 갖는 부드러운 곡선의 형태로 주어진다. 4,000만원 미만의 소득수준까지는 조세함수가 완만한 속도로 증가하지만, 4,000만원을 초과하는 경우에는 평균적인 실효세율이 이전에 비해 상대적으로 빠른 속도로 커짐을 알 수 있다. 이러한 속성은 분석대상 기간인 2007년~2010년 동안에 공통적으로 나타나는 현상이다. 그러나 기간별로 조세함수의 크기는 다소 상이하게 나타나고 있다. 현 정부의 소득세 감세 정책이 시행되기 이전 기간인 2007년과 2008년에 비해 감세 실시 이후 기간인 2009년과 2010년의 실효세율의 조건부 평균이 더 작게 나타나고 있음을 확인할 수 있다.

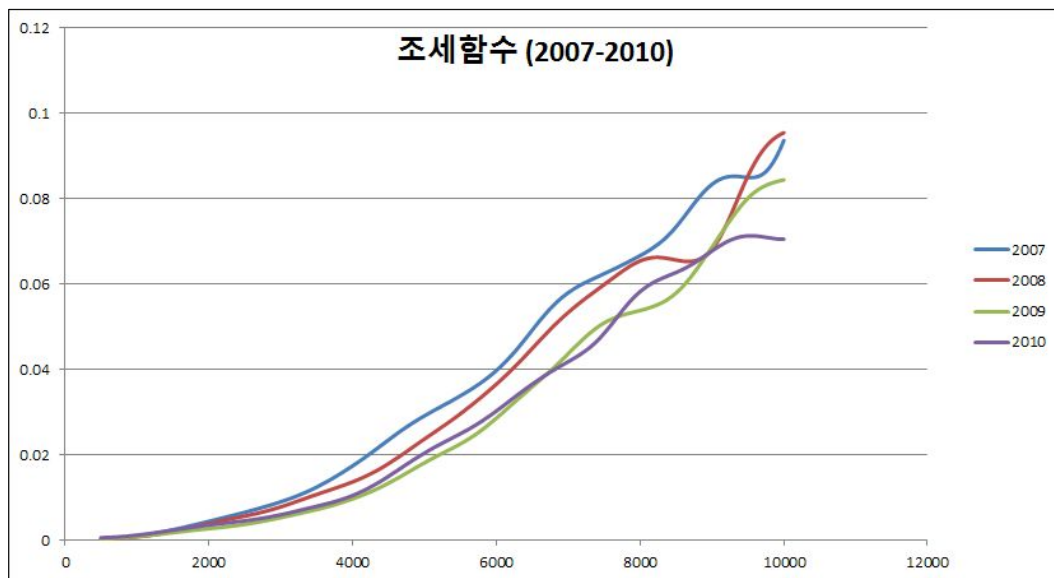
각 년도의 실효세율 자료를 조세함수에 대비한 그림들을 보면, 소득이 동일한 경우에도 개별 납세자의 실효세율이 조건부 평균을 중심으로 비교적 넓게 분산되어 있어, 소득세의 수평적 불평등 현상을 간접적으로 보여주고 있다. 개별 실효세율이 조건부 평균을 중심으로 흩어진 정도를 통계적으로 지표화하기 위해 일차적으로 실효세율의 조건부 표준편차를 구할 필요가 있다. II장에서 설명한 바와 같이, 실효세율의 조건부 표준편차는 개별 실효세율과 조건부 평균 사이의 차이인 잔차항을 제공한 후 이를 소득에 대해 smoothing함으로써 구해진다(보다 구체적으로는 smoothing한 값의 양의 제곱근으로 주어짐). 실효세율의 조건부 표준편차

에 대한 추정결과를 보면, 4개년 모두 실효세율의 조건부 표준편차가 소득에 대해 비례적으로 커지고 있음을 알 수 있다. 보다 구체적으로는 4,000만원을 경계로 소득이 상승함에 따라 표준편차가 1% 미만의 값에서 2% 내외 수준으로 증가하는 모습을 보이고 있다. 개별 잔차항의 scattered plot과 조건부 표준편차를 대비시킨 그림들에서 알 수 있듯이, 개별 실효세율 자료에서 소득 정보에 의해 설명되지 않는 부분(noise)의 크기가 소득이 클수록 더욱 커지고 있는 것이다. 이러한 현상은 기본적으로 실효세율의 평균적인 크기가 커지게 되면, noise의 크기도 자연적으로 함께 커지는 점과 관련이 있을 수 있다. 이러한 형태의 이분산성(heteroscedasticity)은 다양한 형태의 실제 자료에서 나타날 수 있다는 점이 경험적으로 잘 알려져 있다. 실효세율과 같은 자료의 경우에도 소득이 높아 평균적으로 높은 수준의 세율에 직면하는 납세자가 평균적인 수준에서 벗어나는 정도는 낮은 세율을 직면하는 납세자에 비해 더 클 것이라고 보는 것이 자연스럽다. 따라서 표준편차의 단순 비교보다는 평균의 차이를 적절히 통제해주는 변동계수를 활용하여 상대적인 산포도를 비교하는 것이 보다 적절한 방법에 해당한다. [그림 16]은 [그림 11]의 조건부 표준편차를 [그림 6]의 조건부 평균으로 나눈 결과인 조건부 변동계수를 보여준다. 절대적인 산포도에 해당하는 조건부 표준편차와 달리, 평균의 차이를 조정 한 후의 상대적인 산포도는 소득이 상승함에 따라 오히려 하락하는 정반대의 모습을 보이고 있다. 1,500만원 미만 저소득 계층의 경우가 실효세율의 조건부 변동계수가 2 이상으로 매우 크고, 2,000만원과 5,000만원 사이의 소득계층에서는 변동계수가 1 내외의 값을 보이며, 5,000만원을 초과하는 경우의 고소득층에서는 변동계수가 0.5 이하의 상대적으로 낮은 수준에 위치하고 있다. 실효세율의 상대적인 산포도가 소득에 반비례하는 결과는 소득세의 수평적 불평등도가 고소득층보다는 중간소득층에서, 그리고 중간소득층보다는 저소득층에서 상대적으로 더 심각하다는 사실을 의미한다.

그러나 1,500만원 미만 저소득층의 실효세율이 사실상 0에 가깝다는 점을 고려하면, 저소득층의 높은 변동계수는 그 의미를 재고할 필요가 있다. 2,000만원 미만 소득수준에 대응하는 실효세율의 조건부 평균이 0.36% 이하라는 점을 고려하면, 이러한 소득수준은 실질적인 면세점에 위치한다고 볼 수 있다. 변동계수의 정의상 면세점 이하의 소득 수준을 제외하는 것이 타당하기에, 변동계수에 기초하여

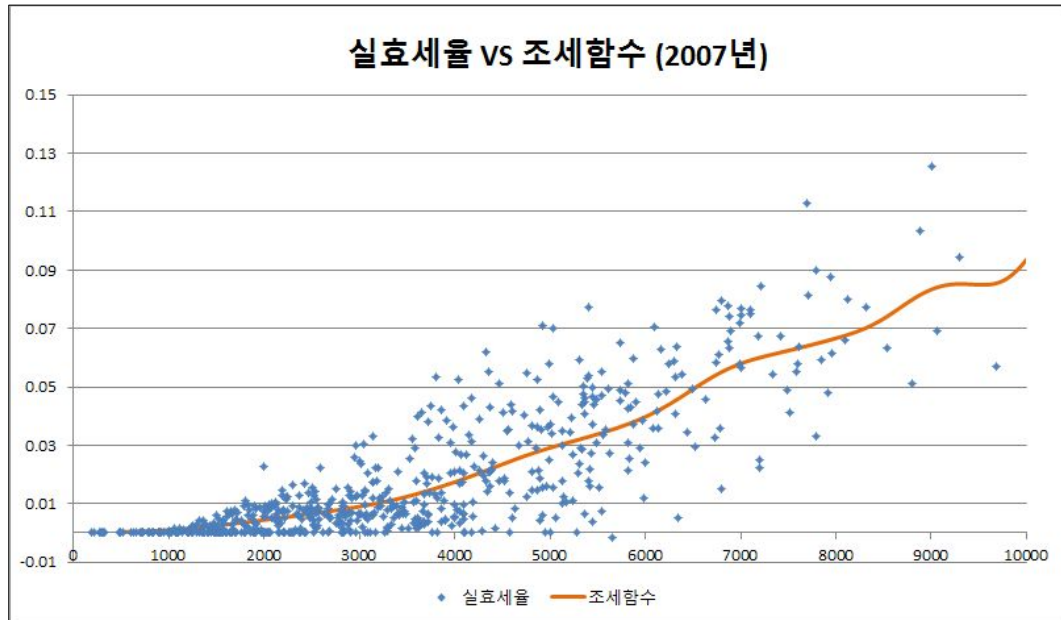
실효세율의 상대적인 산포도를 적절히 비교하기 위해서는 소득구간을 약 2,000만원 이상으로 한정할 필요가 있다. 2,000만원 미만의 저소득 구간을 제외하는 경우에는 변동계수가 상대적으로 가장 높은 구간은 3,000만원 대 중반과 4,000만원 사이에 해당한다. 특히, 4,000만원 내외 소득구간의 변동계수는 6,000만원 이상의 소득구간에 비해 약 3 배 정도로 더 높게 나타나고 있다. 즉, 3,000만원 대 중반과 4,000만원 사이의 소득계층에서는 개별 납세자 간 실효세율의 상대적인 차이가 매우 높아, 다른 소득계층에 비해 소득세의 수평적 형평성 문제가 상대적으로 더 심각하다는 것을 의미한다.

[그림 6]

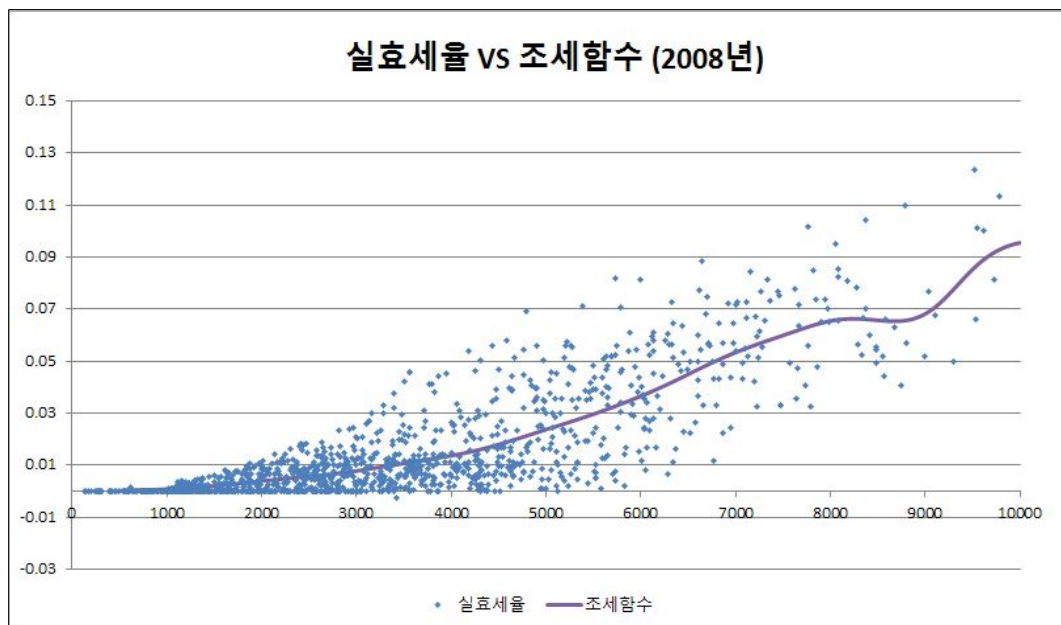




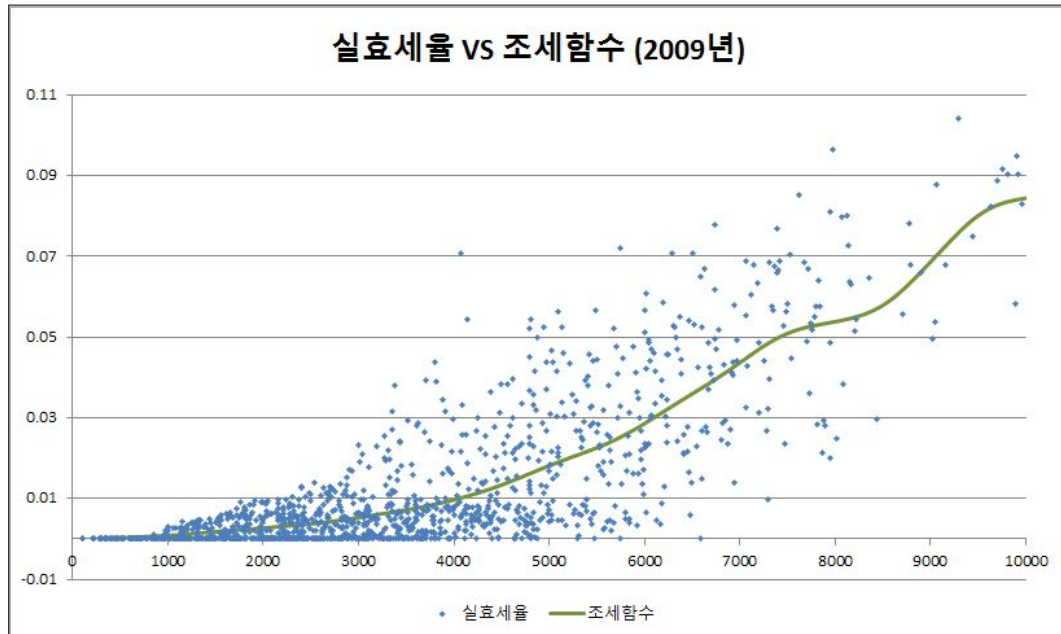
[그림 7]



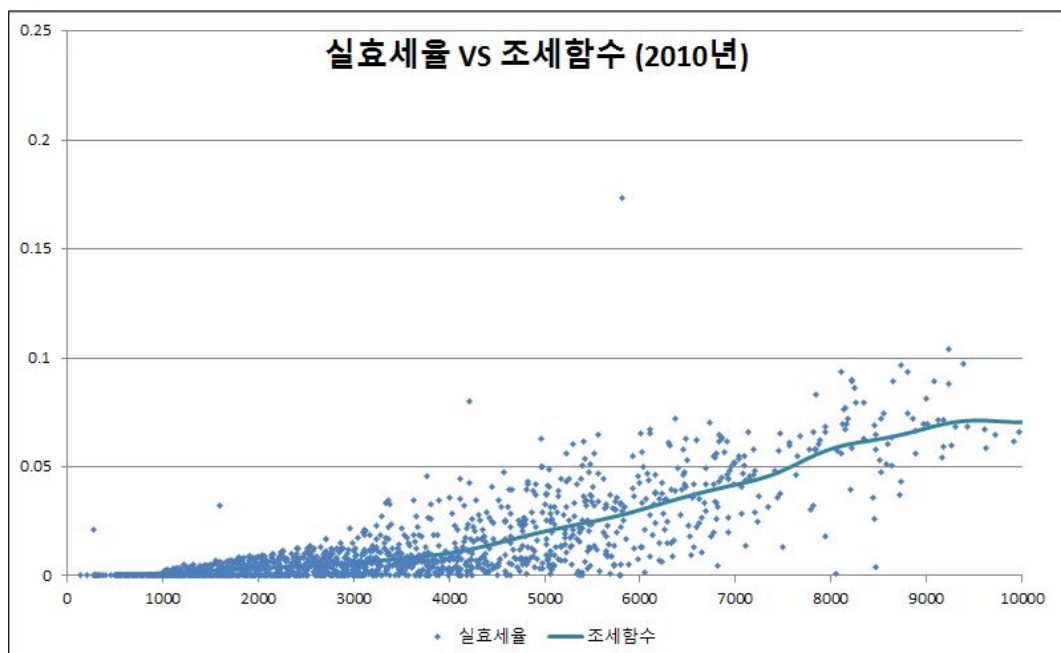
[그림 8]



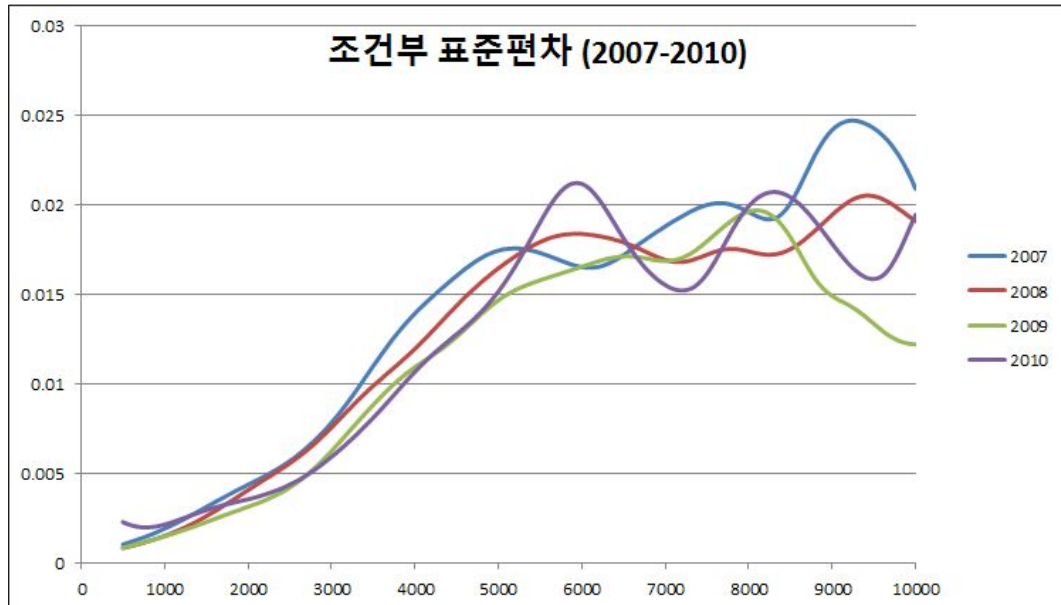
[그림 9]



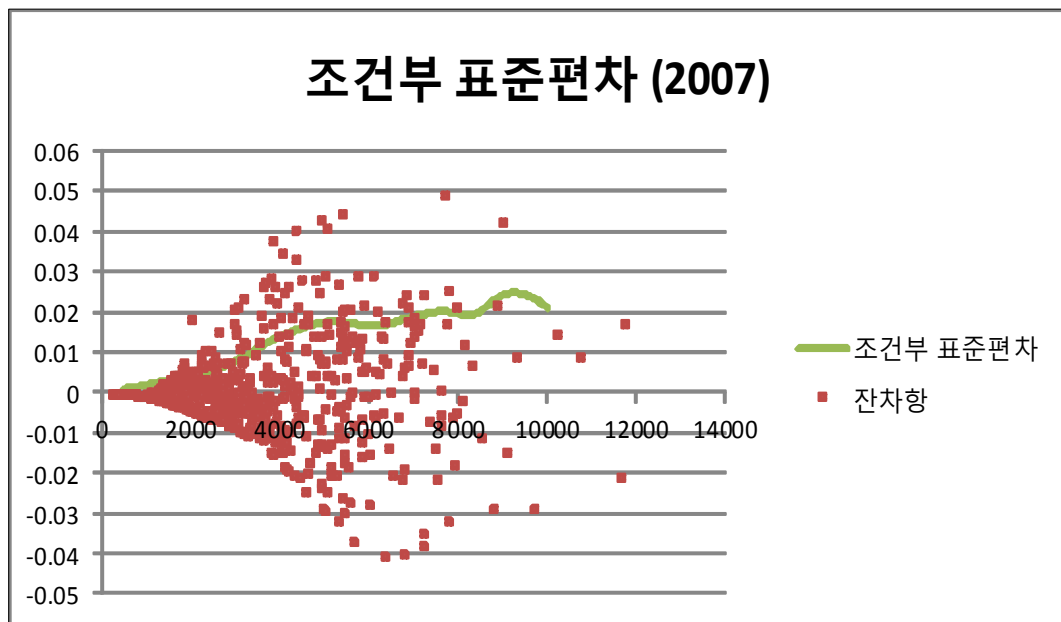
[그림 10]



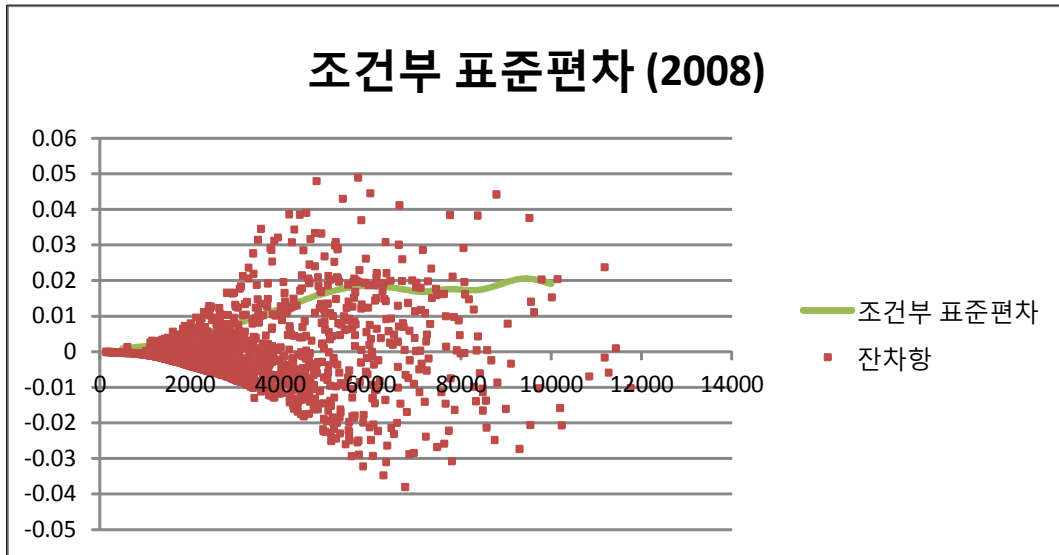
[그림 11]



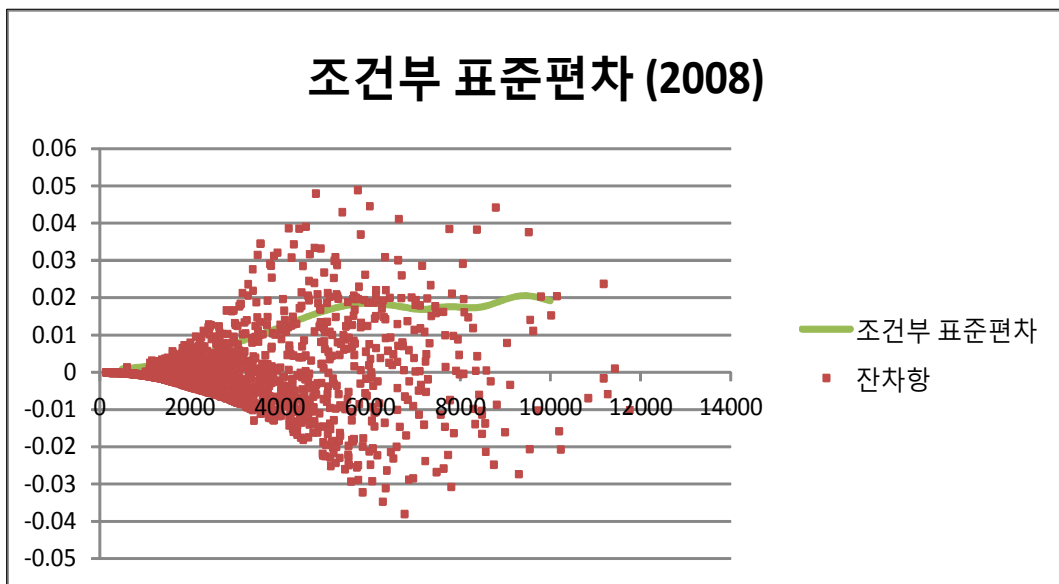
[그림 12]



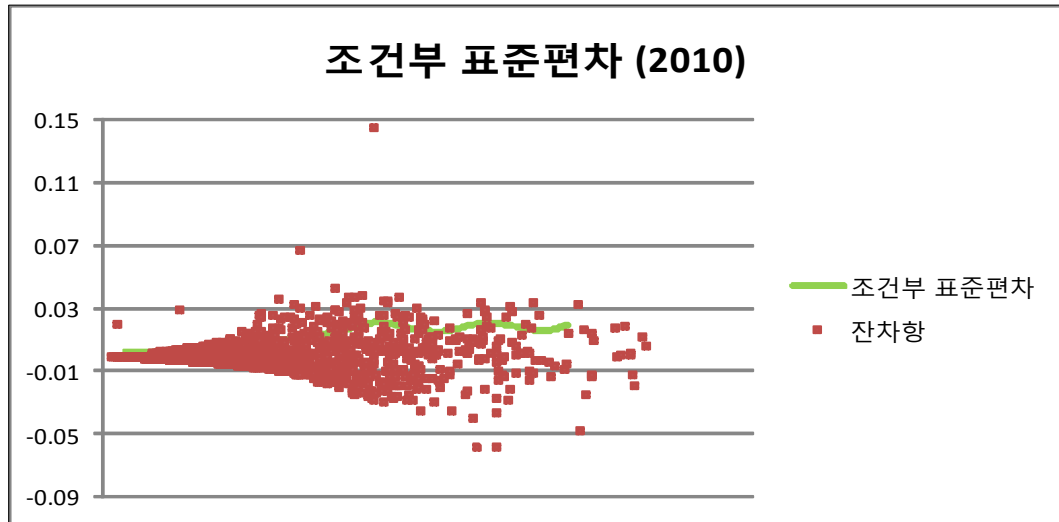
[그림 13]



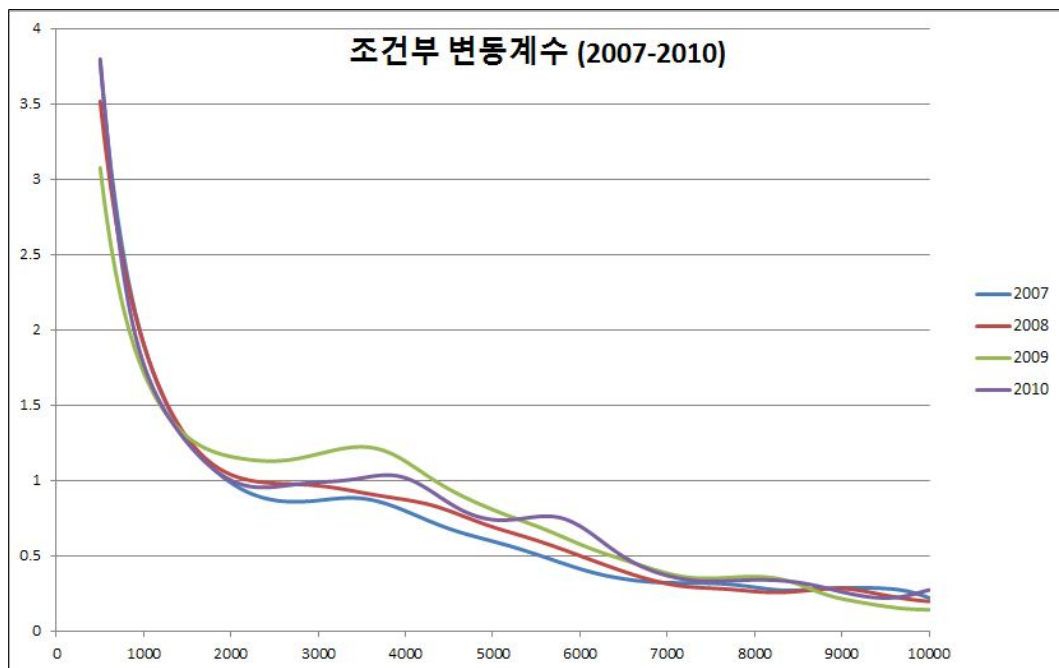
[그림 14]



[그림 15]



[그림 16]



## 2. 회귀분석

전 절에서는 조건부 변동계수의 개념을 이용하여 소득세의 수평적 불평등도에 대한 국지적 지표를 추정한 결과를 소개하였다. 면세점을 제외하는 경우에 3,000만원 대 중반과 4,000만원 사이의 소득수준에서 소득세의 수평적 불평등도가 가장 높았다는 것은 이 소득계층에서 소득공제의 활용도 차이가 상대적으로 가장 크다는 것을 간접적으로 의미한다. 전절의 분석이 단순히 소득세의 수평적 불평등도 차이를 비교하였다면, 여기서의 관심은 수평적 불평등도의 주된 원인을 이해하는 것이 있다. 보다 구체적으로 수평적 불평등의 직접적인 원인에 해당하는 다양한 소득공제 제도 중에서 어느 공제 항목이 수평적 불평등을 가장 크게 발생시키는가에 대해 분석하고자 한다.

분석의 기본 과정은 크게 두 가지로 나뉜다. 첫 번째 단계는 실효세율과 관련한 전절의 비모수적 추정과 동일한 과정을 재정패널조사의 납세자별 소득공제 내역에 적용하여, 개별 소득공제 항목의 소득공제율에 대한 조건부 평균과 조건부 표준편차, 그리고 조건부 변동계수를 추정한다. 두 번째 단계에서는 이렇게 구한 실효세율과 소득공제율의 조건부 표준편차 또는 변동계수 간의 상관관계에 대해 분석하는 것이다. 실효세율과 개별 소득공제율 모두 소득 수준에 따라 평균값이 크게 달라지기에 표준편차와 같은 절대적 산포도보다는 변동계수와 상대적인 산포도를 통해 수평적 불평등도를 분석하는 것이 적절할 것이다.

[표 3]은 소득세 실효세율의 조건부 변동계수와 소득공제율의 조건부 변동계수 간의 상관관계 추정결과를 정리한 것이다. 표에 따르면, 기타공제를 제외한 모든 소득공제 제도의 경우, 소득공제율의 조건부 변동계수와 실효세율의 조건부 변동계수는 서로 양(+)의 상관관계에 있음을 보여준다. 즉, 동일한 소득계층에서 개인 간 개별소득공제율의 차이가 클수록 소득세 실효세율의 차이도 커지는 경향이 있는 것으로 나타났다. 이러한 경향은 특히 연금저축공제와 보험료공제의 경우에 가장 강한 것으로 보이지만, 공제항목 간 차이는 상관관계수의 차이는 그리 크지 않다.

[표 3] 실효세율 조건부 표준편차(변동계수)와 소득공제율

조건부 표준편차(변동계수) 간의 상관관계

|             | 보험료<br>공제 | 의료비<br>공제 | 교육비<br>공제 | 주택자금<br>공제 | 기부금<br>공제 | 개인연금<br>저축공제 |
|-------------|-----------|-----------|-----------|------------|-----------|--------------|
| 조건부<br>표준편차 | -0.79     | -0.47     | -0.84     | -0.13      | 0.86      | 0.17         |
| 조건부<br>변동계수 | 0.93      | 0.84      | 0.9       | 0.8        | 0.91      | 0.96         |

|             | 연금저축<br>공제 | 신용카드 등<br>공제 | 우리사주조합<br>출자 | 장기주식형<br>저축 | 기타공제  |
|-------------|------------|--------------|--------------|-------------|-------|
| 조건부<br>표준편차 | -0.43      | -0.95        | 0.61         | -0.56       | -0.13 |
| 조건부<br>변동계수 | 0.94       | 0.89         | 0.87         | 0.92        | -0.1  |

소득세 실효세율과 소득공제율의 변동계수 간 상관관계를 올바르게 이해하기 위해서는 상관계수의 단순한 비교보다는 양자 간의 회귀분석을 이용하는 것이 필요하다. 다른 소득공제율의 변동계수가 실효세율의 변동계수에 미치는 영향을 사전에 통제한 상태에서, 특정 소득공제의 공제율 변동계수가 소득세 실효세율의 변동계수에 주는 영향을 분리해서 평가할 수 있기 때문이다. 이를 통해 단순 상관계수의 비교만으로는 파악할 수 없었던 소득 공제의 수평적 불평등이 실효세율의 수평적 불평등에 미치는 인과적 관계를 이해할 수 있게 된다. 다음의 [표 4]는 실효세율 조건부 변동계수를 소득공제율 조건부 변동계수에 대해 회귀분석한 결과를 정리한 것이다. 결과를 보면, 단순 상관계수의 추정결과와 달리, 다수 공제항목의 경우에 개별 공제의 변동계수와 실효세율의 변동계수 간에 음(-)의 상관관계가 존재하는 것을 알 수 있다. 이러한 결과에 따르면, 교육비와 의료비 공제의 개인간 차이의 증가는 오히려 소득세 부담의 수평적 불평등도를 떨어뜨리게 되는 효과가 있음을 의미한다. 반면, 보험료와 연금저축공제, 그리고 장기주식형 저축공제는 소득공제율의 변동계수가 클수록 실효세율의 변동계수가 커지는 경향이 있어, 공제의 개인간 차이가 클수록 소득세 부담의 수평적 불평등도는 높아지는 경향이 있다.

<표 4> 실효세율 조건부 변동계수의 소득공제율 조건부 변동계수에 대한  
회귀분석

| Variable | Estimate  | Standard Error | t-value   | Prob >  t | Standardized Estimate | Cor with Dep Var |
|----------|-----------|----------------|-----------|-----------|-----------------------|------------------|
| CONSTANT | 0.648936  | 0.108093       | 6.00351   | 0         | ---                   | ---              |
| 보험료공제    | 0.824947  | 0.22077        | 3.736674  | 0         | 0.288438              | 0.930729         |
| 의료비공제    | -0.219342 | 0.124381       | -1.763475 | 0.08      | -0.347231             | 0.843306         |
| 교육비공제    | -0.163529 | 0.055384       | -2.952621 | 0.004     | -0.446292             | 0.896122         |
| 주택자금공제   | -0.062209 | 0.049095       | -1.267104 | 0.207     | -0.157427             | 0.798699         |
| 기부금공제    | -0.124519 | 0.103413       | -1.204094 | 0.23      | -0.17794              | 0.907232         |
| 개인연금저축공제 | 0.046354  | 0.021593       | 2.146681  | 0.033     | 0.413834              | 0.958157         |
| 연금저축공제   | 0.272088  | 0.058691       | 4.635934  | 0         | 1.120903              | 0.939853         |
| 신용카드등 공제 | -0.109674 | 0.228488       | -0.480001 | 0.632     | -0.125802             | 0.888785         |
| 우리사주조합출자 | -0.000285 | 0.001998       | -0.142768 | 0.887     | -0.00497              | 0.871622         |
| 장기주식형 저축 | 0.020232  | 0.008212       | 2.463661  | 0.015     | 0.383987              | 0.923424         |
| 기타공제     | 0         | 0              | -1.144373 | 0.254     | -0.014756             | -0.097653        |

R-squared: 0.978

Rbar-squared: 0.977

## V. 결론

소득세의 수직적 형평성에 관한 연구는 비교적 많은 반면, 소득세의 수평적 형평성에 관한 연구는 상대적으로 빈약한 편이다. 본 연구에서는 동일한 소득수준에 대해 소득공제 등의 요인으로 인해 상이한 세부담이 적용되는 소득세의 수평적 불평등 문제를 정식으로 다룬다. 이를 위해 먼저 소득세의 수평적 불평등도 측정을 위한 기본 개념을 설명한 후, 실효세율의 조건부 변동계수를 활용하여 수평적 불평등에 대한 국지적 지표를 비모수적 계량경제 모형에 의해 추정하는 방법을 제안하였다. 논문에서 개발한 방법론에 기초하여 우리나라 근로소득세의 수평적



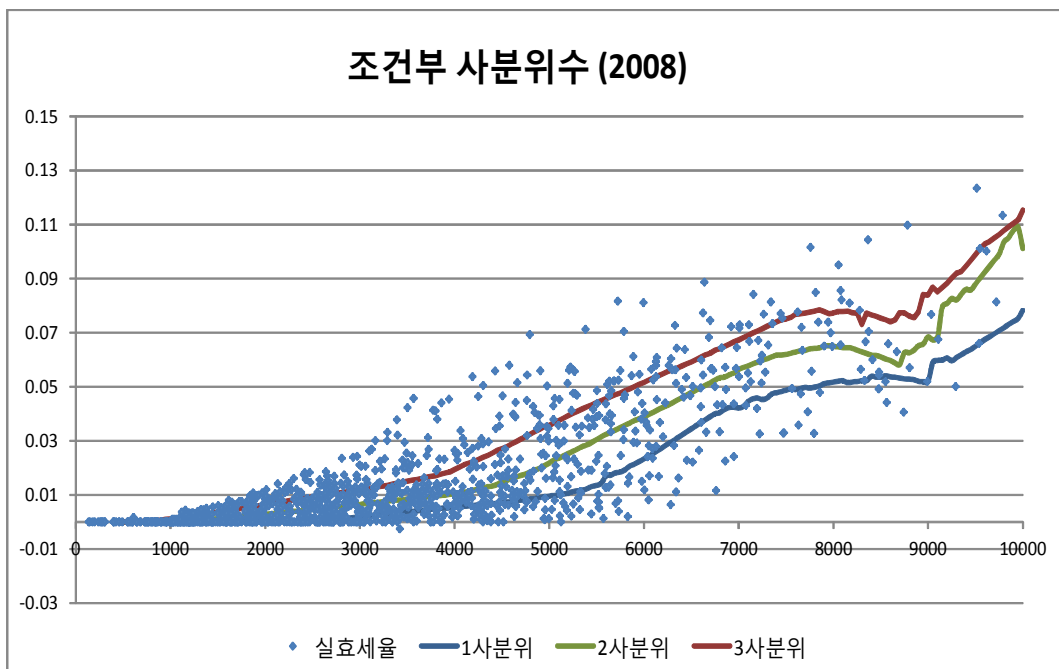
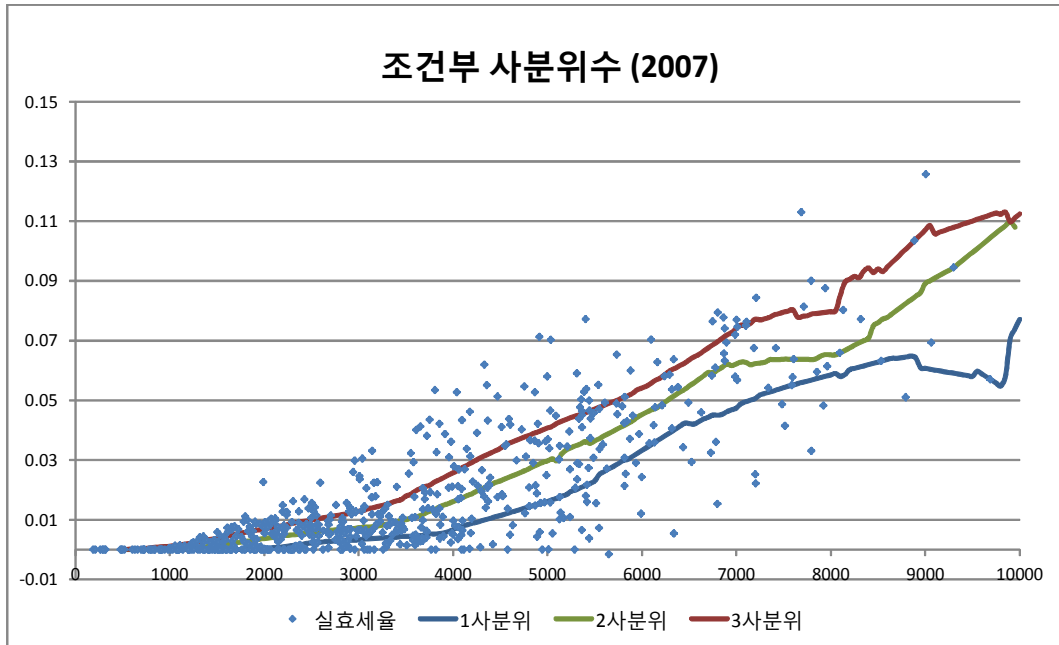
불평등도를 실증분석하기 위해 한국조세연구원 재정패널 조사의 소득세 증빙자료가 이용되었다.

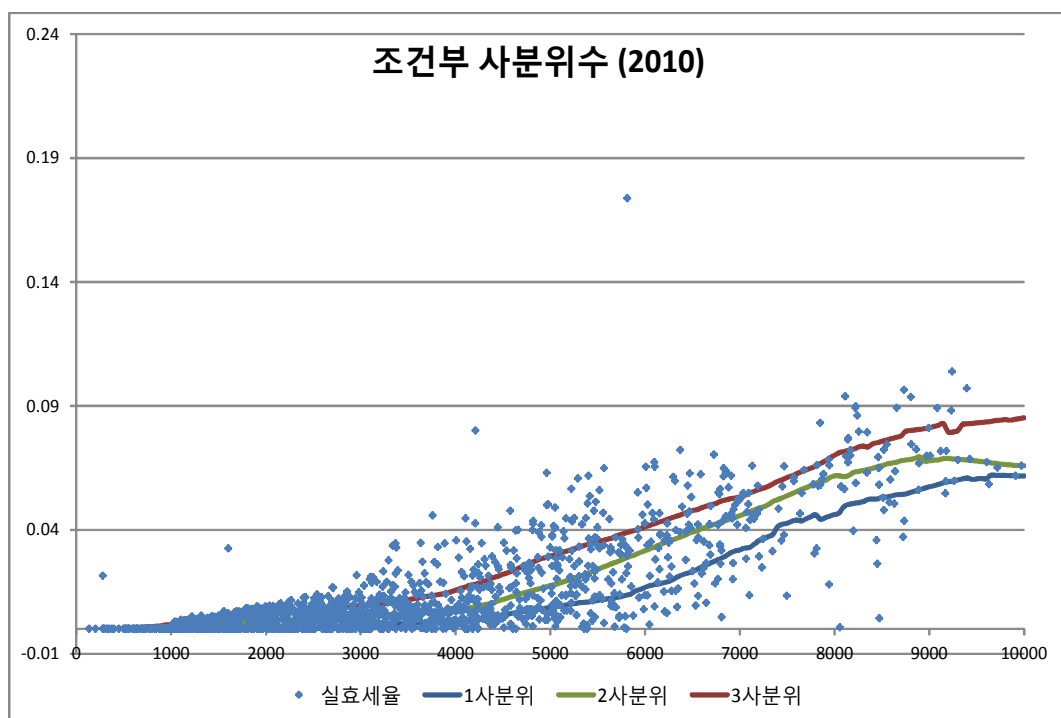
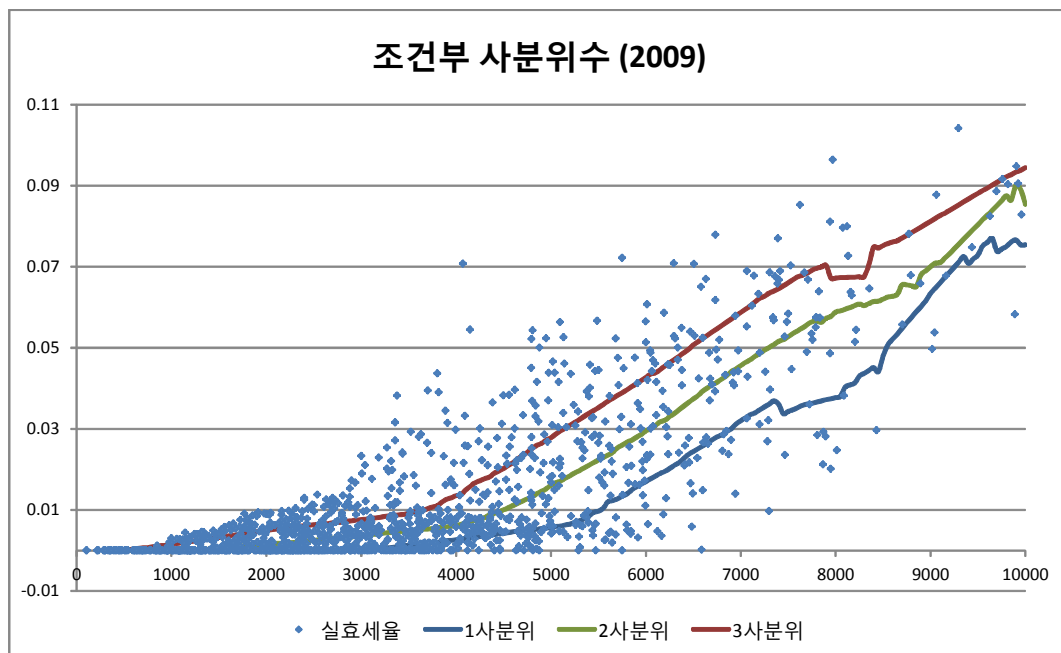
2007년~2010년 기간의 소득세 자료를 실증분석한 결과 3,000만원 중반~4,000만원 사이의 소득구간에서 소득세의 수평적 불평등 현상이 가장 심각한 것으로 나타났다. 소득세 실효세율의 개인 간 차이는 소득공제 제도의 활용도 차이와 관련이 깊다. 소득세 실효세율과 소득공제율의 조건부 변동계수 간 회귀분석 결과, 보험료공제와 연금저축공제, 그리고 장기주식형저축공제의 경우에 공제활용도의 개인적 차이가 세부담의 수평적 불평등을 높이는 것으로 나타났다. 반면, 교육비와 의료비 공제의 경우에는 개인 간 소득공제율의 상대적인 차이와 소득세 부담의 수평적 불평등도 간에 오히려 역(-)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다.

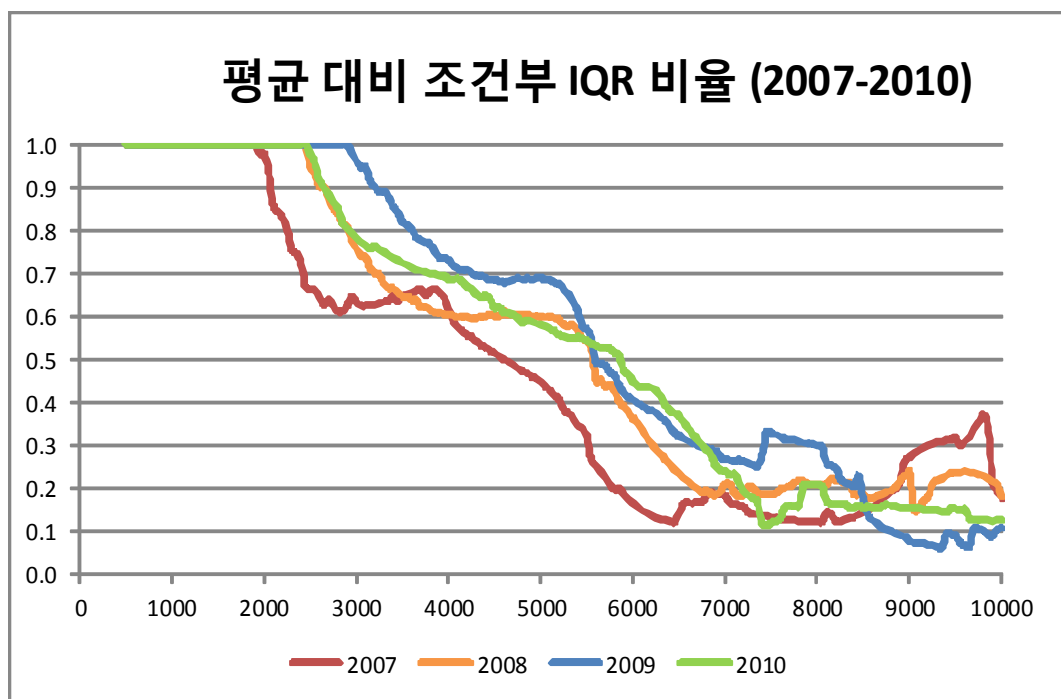
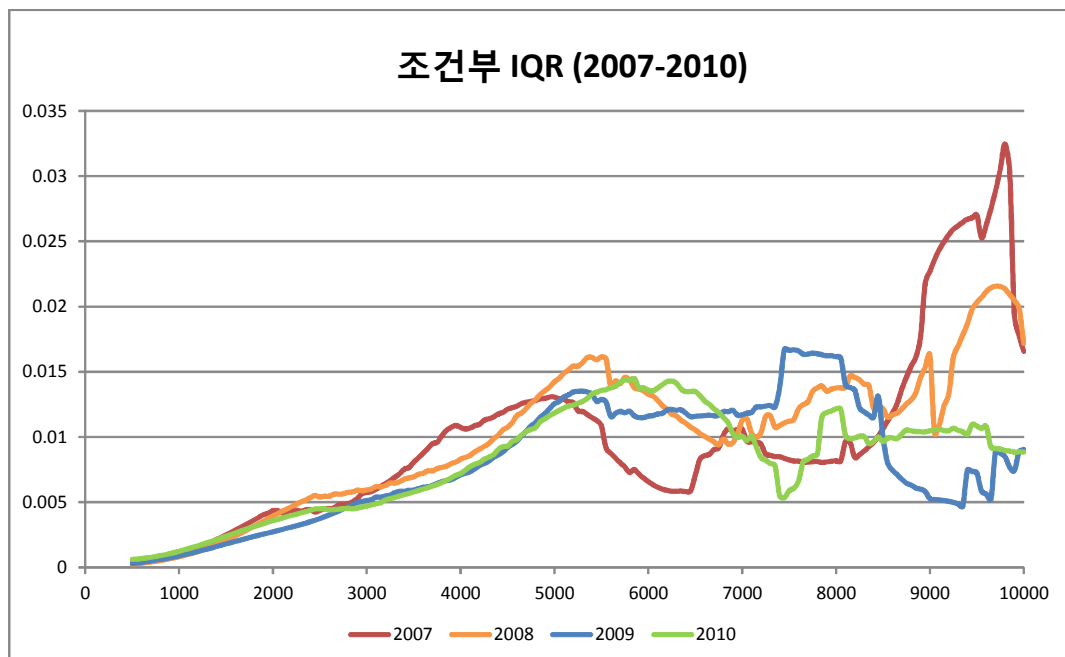
## VI. 참고문헌

- Suits, Daniel B. (1977). "Measurement of Tax Progressivity". American Economic Review 67 (4): 747 - 752.
- Kakwani, Nanak C. (1979)," Measurement of Tax Progressivity: An International Comparison, Economic Journal 89 March
- 김우철 · 강민지, 우리나라 근로소득세제의 특성 분석, 국회예산정책처 2011
- 성명재 · 전영준, 소득세 공제체계 개편의 형평 · 과표양성화 효과분석: 인적공제 개편을 중심으로, 한국조세연구원, 2009
- 성명재, "1990년대 이후 정부별 소득세 개편이 세부담 및 소득재분배에 미친 효과 분석," 재정학연구, 제4권 제1호, 한국조세연구원, 2011
- 전병렬(2011), 반복비례법을 이용한 소득세 감면규모 추정, 재정학연구
- 국세청, 국세통계연보, 각년도
- 조세개요, 기획재정부, 2012
- 조세지출예산서, 기획재정부, 2011

## <부록>







<실효세율 조건부 표준편차의 소득공제율 조건부 표준편차에 대한 회귀분석>

| Variable | Estimate  | Standard Error | t-value    | Prob > t | Standardized Estimate | Cor with Dep Var |
|----------|-----------|----------------|------------|----------|-----------------------|------------------|
| CONSTANT | 0.002355  | 0.003811       | 0.618094   | 0.537    | ---                   | ---              |
| 보험료공제    | 0.007132  | 0.025915       | 0.275215   | 0.783    | 0.012988              | -0.787029        |
| 의료비공제    | 0.017228  | 0.038873       | 0.443184   | 0.658    | 0.029874              | -0.467369        |
| 교육비공제    | 0.168432  | 0.020069       | 8.392657   | 0        | 0.521257              | -0.835184        |
| 주택자금공제   | 0.151691  | 0.041266       | 3.675961   | 0        | 0.218385              | -0.130094        |
| 기부금공제    | -0.22     | 0.054998       | -4.000152  | 0        | -0.229434             | 0.857353         |
| 개인연금저축공제 | 2.971744  | 0.431666       | 6.884363   | 0        | 0.174594              | 0.166305         |
| 연금저축공제   | 0.693347  | 0.157732       | 4.395726   | 0        | 0.383835              | -0.432741        |
| 신용카드등 공제 | -0.880834 | 0.043065       | -20.453467 | 0        | -1.725914             | -0.952392        |
| 우리사주조합출자 | 0.518443  | 0.085968       | 6.030679   | 0        | 0.273957              | 0.606005         |
| 장기주식형 저축 | -0.015347 | 0.226825       | -0.067659  | 0.946    | -0.003067             | -0.556922        |
| 기타공제     | 2.863542  | 3.102172       | 0.923076   | 0.357    | 0.042541              | -0.134511        |

R-squared: 0.984

Rbar-squared: 0.983



## 근로유형간 사회보험 및 노후소득보장 격차 발생요인에 관한 연구\*

■ 김 경 아\*\* · 김 동 준\*\*\*

\* 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, wirtschaft@skku.edu

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



# 차 례

|                                               |    |
|-----------------------------------------------|----|
| I. 문제제기 .....                                 | 35 |
| II. 선행연구 .....                                | 38 |
| 1. 근로유형별 노동시장 성과 격차분석 연구 .....                | 38 |
| 2. 취약 근로계층 실태 및 사회보험 사각지대 해소 방안 논의관련 연구 ..... | 40 |
| 3. 패널분석 모형 적용 기존 실증분석 연구 .....                | 43 |
| III. 분석자료 및 분석방법 .....                        | 44 |
| 1. 분석자료 .....                                 | 44 |
| 2. 분석방법 .....                                 | 45 |
| IV. 실증분석 결과 .....                             | 50 |
| 1. 횡단면자료 분석 결과 .....                          | 50 |
| 2. 패널자료 분석 결과 .....                           | 52 |
| V. 요약 및 결론 .....                              | 58 |
| VI. 참고문헌 .....                                | 60 |
| [부록] .....                                    | 63 |





# 근로유형간 사회보험 및 노후소득보장 격차 발생요인에 관한 연구

김경아 · 김동준

## 요 약

본 연구에서는 한국조세연구원의 「재정패널조사」 2차~4차(2008년~2010년 기준) 조사 자료를 대상으로 첫째, 우리나라 근로자들의 근로유형별 사회보험 가입현황에 대한 격차를 비교분석하고, 둘째, 근로유형, 인구학적 및 가구특성을 고려한 패널분석을 통해 이들 변수들이 사회보험 및 공·사적연금 가입과 수준에 미치는 영향에 대해 살펴보았다. 먼저, 횡단면자료에 대한 분석을 통해 근로유형별 가입현황을 살펴본 결과, 근로유형의 격차에 따라 사회보험 가입에 취약한 계층이 여전히 다수 발생하고 있음을 확인할 수 있었다. 특히, 임시 및 일용직 임금근로자와 영세자영자와 같이 일반적으로 노동시장에서 가장 불안정하고 불규칙적인 근로환경에 처해있는 계층으로 알려져 있는 취약근로 계층의 사회보험 가입률이 특히 저조한 것으로 나타났다. 또한, 이러한 근로계층의 사회보험가입에 있어서의 취약성은 근로유형의 격차가 사회보험 및 공·사적연금 가입과 수준에 미치는 영향에 대한 패널분석 결과를 통해서도 재차 확인할 수 있었다. 따라서 이처럼 근로환경이 열악하고 고정적이고 안정적인 소득확보가 어려운 근로계층에 대한 사회적 지원이 사회보험 전 분야에 걸쳐 추진될 필요가 있다고 보인다.

## I. 문제제기

최근 우리나라의 노동시장은 유연성이 크게 확대되었고, 이로 인해 노동시장의 불안정성이 커지고 있으며, 일반 근로자들과 비교하여 저소득 근로자의 경우 빈곤의 심화 역시 초래되고 있다. 실제 우리나라 노동시장 구조는 자영업(무급가족종사자 포함)의 높은 비중<sup>1)</sup>, 비정규직(한시적 근로자, 시간제근로자, 비전형근로자)<sup>2)</sup> 임금근로자의 확대(2011년 8월 기준, 임금근로자의 34.2%) 등 불안정성과 근

1) 약 698만5천명, 총 취업자(2,449만5천명)대비 약 28.5% 수준(2011년 8월 기준).

2) 비정규직근로자: 1차적으로 고용형태에 의해 정의되는 것으로 ①한시적 근로자 ②시간제 근

로 여건 간 격차가 크게 발생하고 있는 형태를 보이고 있다.<sup>3)</sup>

자본주의 발달시기에 있어서의 경제활동참가자는 대다수를 차지하는 임금근로자, 소수의 기업주(사업주), 그리고 소농, 기술자 등의 자영자로 구성되어져 있었다. 이 중 제일 먼저 사회적 보호의 필요성이 제기된 집단은 ‘노동’을 통해 생계를 꾸려나가는 임금근로자 집단이었다. 이는 임금근로자들의 경우 노동시장에서 퇴장 내지는 퇴출될 경우 더 이상은 소득을 얻지 못하게 되고, 이로 인해 해당 근로자 및 가족의 생계를 위협하는 상황이 초래될 수 있기 때문이었다. 이에 따라, 사회보험을 중심으로 이루어진 사회보장제도는 이들 임금근로자들의 소득중단에 대비하기 위하여 마련된 제도라 할 수 있다. 이때 사회보험제도의 급여 지급을 위해 필요한 비용은 임금근로자와 고용주(혹은 국가도 포함)가 공동으로 부담하도록 함으로써 근로자에게 과중한 부담이 되는 것을 방지하도록 하여왔다.

또한 과거에는 임금근로자로서 경쟁력을 상실한 계층에게 있어 자영업이 하나의 돌파구로서 노동시장의 완충장치로서 작용하였으나, 시대적 변화로 인해 자영업 역시 더 이상 노동시장으로부터 이탈된 임금근로자의 돌파구로서 역할을 할 수 없게 되었다. 1980년대 이후 주기적으로 발생한 경제위기와 산업 전반에 걸친 구조조정의 여파는 자영자들에게도 경제적 타격을 주어 많은 영세자영자들이 빈곤 위험에 처할 가능성 역시 높아지게 되었다. 이에 따라 이들 자영자들에 대한 사회적 보호 역시 필요하게 되었고, 이들 취약 자영자에 대한 사회적인 안전망의 구축 역시 중요한 사회적 이슈로 대두되게 되었다.<sup>4)</sup> 이에 덧붙여, 최근 들어 크게 확산되고 있는 노동시장의 유연성 확대와 불안정한 일자리의 지속적인 증가는 근로자

---

로자 ③비전형 근로자 등으로 분류

- ① 한시적 근로자: 근로계약기간을 정한 근로자(기간제 근로자) 또는 정하지 않았으나 계약의 반복 갱신으로 계속 일할 수 있는 근로자와 비자발적 사유로 계속 근무를 기대할 수 없는 근로자(비기간제근로자)를 포함
- ② 시간제 근로자: 직장(일)에서 근무하도록 정해진 소정의 근로시간이 동일 사업장에서 동일한 종류의 업무를 수행하는 근로자의 소정 근로시간보다 1시간이라도 짧은 근로자로, 평소 1주에 36시간미만 일하기로 정해져 있는 경우가 해당됨
- ③ 비전형 근로자: 파견근로자, 용역근로자, 특수형태근로종사자, 가정 내(재택, 가내)근로자, 일일(단기)근로자를 포함

(통계청, 「2011년 8월 경제활동인구조사 - 근로형태별 및 비임금 근로 부가조사 결과」, 2011. 10, p.33 참조).

3) 통계청, 「2011년 8월 경제활동인구조사 - 근로형태별 및 비임금 근로 부가조사 결과」, 2011. 10, p.2, p.21 및 통계청, 「2011년 8월 고용동향」, 2011. 9, p.2 참조.

4) EU(2010), p.5 및 이승렬 외 4인(2009), pp.185~187 참조.

자신과 그 가족의 경제적 안정을 위협하고 빈곤의 심화를 가져오는 요인으로 작용하고 있다.

이는 근로시기의 소득격차가 중국에는 노후소득의 격차로까지 이어지는 문제를 야기 시킬 수 있음을 보여주는 부분으로, 인구학적 특성과 함께 근로유형의 차이(정규직/비정규직(임시직, 일용직, 시간제 근로자 등) 등으로 인해 각 개인별 소득격차가 발생할 뿐만 아니라, 사회보험 가입에 있어서의 격차, 기본적인 노후소득 보장 수단인 국민연금, 그리고 개인연금 등 공·사적 노후소득보장에 있어서도 격차발생 가능성으로 이어지고 있다.

따라서 근로자 자신과 가족의 안전을 보장해주기 위한 국가적 차원의 사회보험 제도<sup>5)</sup>의 역할이 더욱더 절실히 필요한 시기라 할 수 있다. 그러나 안타깝게도 우리나라의 사회보험제도의 혜택을 받지 못하는 취약계층은 이 사회에 여전히 다수 존재하고 있으나, 이들에 대한 좀 더 면밀한 실태파악과 이를 기반으로 한 개선방안에 대한 논의가 활발하게 이루어지지 못하고 있는 상황이다.

이에 따라 우리나라 근로자들의 사회보험 가입 및 노후소득보장 준비 현황을 좀 더 세부적으로 살펴보고 시사점에 대해 논의해보기 위해, 본고에서는 근로유형의 차이에 따라 사회보험 및 공사적연금 가입격차가 발생하고 있는지 여부를 살펴보고, 국내 근로자들의 사회보험 및 공·사적 노후준비에 영향을 미치는 요인들에 대해 논의해보고자 한다. 이를 위해, 재정패널 2~4차(2008년~2010년 기준) 자료를 대상으로, 국내 근로계층의 사회보장 현황 및 격차분석을 수행하고 시사점에 대해 논의하고자 한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 근로유형별 노동시장 현황 및 사회보장제도 관련 논의 및 연구 관련 선행연구들에 대해 살펴보았다. 다음으로 Ⅲ장에서는 분석자료 및 분석방법에 대해 제시하고, Ⅳ장에서는 노동시장 환경의 격차와 사회보험 가입 및 노후준비 격차간의 관계에 대한 실증분석 결과를 제시하고 시사점에 대해 논의하였으며, 마지막 Ⅴ장에서는 요약 및 결론을 제시하였다.

---

5) 사회보험은 노동능력의 상실에 대비한 산업재해보험 및 건강보험과 노동기회의 상실에 대비한 연금보험 및 실업보험의 4대 보험으로 크게 구분할 수 있음. 우리나라에서는 산업재해보험(산재보험)과 건강보험을 실시하고 있으며, 국민연금제도는 1988년 1월부터, 고용보험(실업보험에 고용개발과 고용촉진사업 등을 추가하여 고용보험으로 지칭)은 1995년 7월부터 시행되었음.

## II. 선행연구

### 1. 근로유형별 노동시장 성과 격차분석 연구

먼저 근로유형별 노동시장 성과 격차를 분석한 연구로는 안주엽(2001. 3), “정규근로와 비정규근로의 임금격차”, 정진호외 4인(2005), “한국의 근로빈곤 연구”, 홍경준(2005. 5), “근로빈곤층에 대한 탐색적 연구: 개념정의와 실태파악”, 김교성·최영(2006. 5), “근로계층의 빈곤 결정요인에 관한 다층분석” 및 반정호(2009. 9), “경제위기 시기의 취약계층의 고용과 빈곤 - 임시·일용직 근로자를 중심으로 -” 등이 있다.

안주엽(2001. 3)에서는 「한국노동패널조사」 1차년도와 2차년도 자료의 임금근로자 표본을 대상으로 전환회귀모형을 이용하여 고용형태의 선택식과 시간 당 임금 결정식을 추정하였다. 또한 임금격차를 생산성 특성에 의한 임금격차와 임금차별의 두 요인으로 분해하여 분석하였다. 분석결과, 첫째, 여성, 청년층, 고연령층, 저학력자, 건강상 문제가 있는 자 등 근로취약계층과 이전 직장에서 비정규로 일한 경우 비정규근로를 선택할 확률이 높으며, 금융소득과 부동산소득은 정규근로를, 사회보험소득이나 이전소득은 비정규근로를 선택할 확률이 높게 나타남을 제시하였다. 둘째, 비정규근로와 정규근로의 고용형태에 따라 42%의 임금격차가 존재하며, 근로시간을 감안한 시간당 임금에서도 35%의 격차가 존재하고 있으며, 임금결정에 영향을 미치는 요인들을 통제한 후에도 비정규근로의 임금이 약 19% 낮은 것으로 나타났음을 제시하였다. 셋째, 교육수준이나 근속기간으로 측정한 인적자본 수준은 정규근로의 임금에 미치는 효과가 유의적인 반면, 비정규근로 임금에 대해서는 비유의적임을 제시 하였다.

정진호외 4인(2005)에서는 절대빈곤층의 규모 및 특성을 제시하고, 외환위기 이후의 근로빈곤의 실태와 특성에 대해 살펴보고, 빈곤계층의 경제활동상태와 빈곤 탈출에 미치는 영향분석 역시 수행하였다. 또한, 소득이전의 빈곤완화 효과에 대한 분석 후, 정책적 시사점에 대해 논의하였다. 분석결과에 기반 하여 이들이 제시한 정책적 시사점을 정리하면, 전체빈곤가구의 약 1/2이 근로빈곤가구이며, 특히 임금가구보다 자영업자가구에서 빈곤율이 상대적으로 높게 나타났음을 제시하였

다. 그리고 이에 근거하여, 다음과 같은 가구유형별 특성화된 탈빈곤 정책이 필요함을 주장하였다. 첫째, 근로능력이 없는 빈곤가구에 대해서는 기초생활보장제도의 내실화가 보다 전향적으로 검토되어야 한다. 예컨대 소득 이외의 수급자격 요건을 보다 완화하여 생계급여를 지급받지 못하는 빈곤층을 축소하는 방안을 제안하였다. 둘째, 근로능력이 있지만 노동시장에 참여하는데 일정한 제약이 있는 빈곤계층(취업빈곤계층)에 대해서는 의료·교육·주거 등 사회복지서비스를 확충하여 일할 여건을 조성해주거나, 또는 사회적 일자리, 자활사업, 창업지원 등을 통하여 취업을 촉진시킬 것을 제안하였다. 셋째, 취업해 있지만 빈곤한 계층인 근로빈곤층에 대해서는 이들이 주로 최저임금제도의 영향을 받는 비정규직 근로자임을 고려할 때, 최저임금제도의 내실화뿐만 아니라 비정규직에 대한 적정수준의 사회적 보호정책이 필요함을 주장하였다. 마지막으로 근로빈곤층을 직접 지원하는 근로장려세제(EITC)가 최저임금제도보다 근로빈곤층 보호에 보다 효과적일 뿐만 아니라, 국가도 책임져야 한다는 관점에서 이를 우리의 현실에 부합되도록 시행하는 방안을 적극 검토해야함을 강조하였다.

다음으로 홍경준(2005. 5)에서는 근로빈곤층의 특성에 맞는 개념정의의 방법을 제안하고, 그러한 개념정의에 따를 때 근로빈곤층의 실태가 어떠한지를 규명하고자 하였다. 본 연구결과에서 제시한 근로빈곤층은 '빈곤한 가구의 가구원 중 조사시점에서 지난 6개월 이내에 노동시장에서 일하거나, 구직활동을 수행한 경험이 있는 사람'으로 정의된 바 있다. 연구자는 분석 결과, 근로빈곤층의 절대 다수는 어떠한 형태로든 일을 하고 있는 것으로 나타났다는 점을 주목해야함을 강조하였다.

김교성·최영(2006. 5)에서는 우리나라 근로빈곤층의 실태와 특성을 파악하고 근로빈곤층의 정태적 결정요인을 파악하는데 연구의 목적을 두었다. 이를 위해 한국노동패널조사의 제2차년도(1999년)부터 제7차년도(2004년)의 반복측정 자료를 개인간(between-person), 개인내(within-person), 2층(two-level)으로 병합하여 자료를 구성하고, 이를 통해 각 수준의 변수들이 근로자의 빈곤지위여부에 미치는 영향을 일반화 선형모형(HGLM: hierarchical generalized linear model)을 이용하여 추정하였다. 추정 결과, 우리나라 취업자 가운데 가구소득이 빈곤선 이하의 생활을 하는 근로빈곤층(개인)의 규모는 약 10% 내외의 규모를 보이는 것으로 제시되었다. 이러한 근로계층의 빈곤지위에 영향을 미치는 요인으로는 성별, 교육수준, 결혼상

태, 취업형태, 고용업종, 고용직종 등으로 제시되었으며, 이외 가구원수, 연령 등은 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 제시되었다.

마지막으로 반정호(2009. 9)에서는 2002년 ~ 2009년의 통계청의 「경제활동인구조사」 원자료를 대상으로 한 현황분석을 통해 우리나라 임시·일용직 근로자의 고용현황과 이들 취약 근로계층 가구의 취약한 소득수준과 빈곤실태에 대해 제시하고, 정부차원에서 이들 취약 근로계층에 대한 고용안정 및 가구생계유지를 위한 정책적 노력이 필요함을 강조하였다.

## 2. 취약 근로계층 실태 및 사회보험 사각지대 해소 방안 논의관련 연구

저소득 근로자 및 임시직 등 근로환경 취약성에 처할 위험이 높은 근로자일수록 사회적 보호로부터도 취약할 가능성이 높음을 제시한 해외연구로는 Julia Lane의 3인(2003), “Pathways to work for low-income workers: The effect of work in the temporary help industry”이 대표적이다. 해당 연구에서는 연령, 성별 및 교육 수준과 같은 인구학적 특성과 함께 산업유형, 주당 근로시간 등 근로환경 관련 변수들을 고려하여 미국 취약 근로자들의 노동시장 성과 격차와 사회적 보호의 필요성에 대해 논의한 바 있다.

취약 근로계층 실태 및 사회보험 사각지대 해소 방안 논의관련 국내연구로는 황덕순(2003), “취약계층 근로자의 고용보험·국민연금 적용실태와 개선방안”, 유경준·심상달(2004), “취약계층 보호정책의 방향과 과제”, 박찬임·박성재·김화순·김종일(2007), “취약계층 고용서비스 이용실태 및 서비스강화방안”, 장지연 외 5인(2011), “노동시장 구조와 사회보장체계의 정합성” 및 이병희 외 6인(2012), “사회보험 사각지대 해소 방안 - 사회보험료 지원정책을 중심으로” 등이 있다.

먼저 황덕순(2003), “취약계층 근로자의 고용보험·국민연금 적용실태와 개선방안”에서는 2002년 경제활동인구조사 부가조사와 행정통계 자료를 이용하여 취약계층 근로자의 국민연금 및 고용보험 가입실태를 분석하고, 사회보험 가입여부에 대한 로짓분석 결과를 통해 사업체 규모와 고용형태가 가입률에 유의미한 영향을 미친다는 사실을 제시하였다. 황덕순(2003)은 2002년 경제활동인구조사 부가조사 자료를 이용하여 사회보험 가입여부에 대한 로짓분석(횡단면 분석)을 통해, 사업체

규모와 고용형태가 가입률에 유의미한 영향을 준다는 사실을 제시하고 있는데, 본 선행연구가 횡단면 분석이기는 하나, 본고의 주제와 가장 관련성 있는 추정방법을 사용한 것으로 보인다. 2003년 연구에서 연구자는 근로유형별 사회보험 가입 대상자의 규모를 추정하고 가입률을 산정하는 과정에서 얻은 사업체 규모, 고용형태 등이 중요한 영향을 미칠 것이라는 시사점을 기반으로, 주요 설명변수들을 설정하여 사회보험 가입률 결정요인 분석을 수행하였다. 연구자가 제시한 근로유형 관련 주요변수로는 종사상지위, 근로시간형태, 근로장소, 직업, 사업체 규모 및 산업유형 변수이다. 이와 함께 연구자는 연령, 교육수준, 성별과 같은 인구학적 특성과 각 개인의 소득수준을 대변하는 변수로 시간당 임금의 자연대수 값 역시 설명변수로 설정하고 추정을 수행하였다.

다음으로 유경준·심상달(2004), “취약계층 보호정책의 방향과 과제”에서는 소득 불평등 및 빈곤규모의 국제비교 및 정책적 시사점을 제시하고, 외국 및 우리나라의 근로연계 복지정책에 대한 비교 평가 및 발전방안에 대해 논의하였다. 개선방안으로 취약계층 보호를 위한 고용보험 및 건강보험제도 개선방향 논의, 취약계층 지원을 위한 기업의 사회공헌 활성화 방안 등에 대해 논의하였다.

다음으로 박찬임·박성재·김화순·김종일(2007), “취약계층 고용서비스 이용실태 및 서비스강화방안”에서는 취약계층 범주 및 규모를 제시하고, 주요 선진국의 공공고용서비스 현황 및 정책 동향에 대해서도 제시하였다. 또한 한국 고용서비스의 구조와 현황에 대해서도 살펴보고, 취업취약계층의 고용서비스 이용실태 분석과 시사점에 대해서도 논의하고, 정책적 개선방안에 대해 제시하였다.

장지연 외 5인(2011), “노동시장 구조와 사회보장체계의 정합성”에서는 노동-복지의 정합성(유연안정성을 중심으로)에 대한 검토 및 우리나라에 대한 시사점을 제시하였다. 그리고 영국, 독일, 스웨덴에 대한 관련 해외사례 검토 및 시사점을 제시하였다. 또한 저임금 노동 발생원인 분석 및 시사점을 제시하고, 영세 자영업 종사자의 노동이동 실태 분석 및 시사점 역시 제시하고, 복지 담론의 재구성을 위한 정책적 제언 등에 대해서도 논의하였다.

또한 한국개발연구원(2011), “취약계층 고용안전망 강화방안 연구”에서는 고용노동부의 고용형태별 근로실태조사(2009년)와 통계청의 경제활동 부가조사(2009년 3월, 8월)상의 임금근로자의 사회보험 가입률 현황을 고용형태, 산업, 규모 및 직업



별로 비교해 분석결과를 제시하고 취약계층의 사회보험 가입률 취약성에 대해 논의하였다. 또한 국민연금 가입행태의 차이 및 미가입 원인에 대한 실증분석을 위해 한국보건사회연구원 「한국복지패널(KOWPS) 조사」 자료를 사용하여 분석을 수행하였다. 연구자들은 2008년 조사자료 중 국민연금 가입대상인 18세부터 59세의 총 4,115표본을 추출하여 Probit 모형을 통해 회귀분석을 시행하고, 국민연금 가입 사각지대 문제를 논의하였다. 회귀분석 결과, 임금근로자의 경우 소득, 교육수준 및 가입자 연령 등의 변수가 국민연금 가입여부에 유의한 영향을 주고 있으며, 고용형태의 경우에도 연금가입률과 뚜렷한 상관관계가 있는 것으로 나타났음을 제시하였다. 상용직의 가입확률은 임시직에 비해 23.0%p 정도 높아 큰 차이가 있는 반면, 일용직의 경우에는 8.4%p 정도 낮게 추정되어, 고용형태가 불안정할수록 연금가입률이 떨어짐을 제시하였다. 또한 이러한 개인적 특성들을 통계적으로 통제 한 후에도 근로자의 가입률은 종사 업종이나 사업장 규모 등에 따라서도 유의한 영향을 받고 있음을 제시하였다. 즉, 근로자가 속한 사업장 규모가 영세할수록 가입률에 부정적 영향을 주는 것으로 나타났으며, 특히 10인 미만 사업장 근로자의 가입률은 10인 이상 사업장에 비해 8~11%p 정도 낮음을 제시하였다. 그리고 종사업종의 경우에는 제조업근로자에 비해 타 산업부문의 연금가입률이 현격하게 낮은 것으로 추계되었음을 제시하였다.

그리고 이병희 외 6인(2012), “사회보험 사각지대 해소 방안 - 사회보험료 지원 정책을 중심으로”에서는 우리나라 사회보험 사각지대 실태와 해소 방안에 대해 논의하였다. 이를 위해 주요국(영국, 독일, 프랑스)의 사회보장과 사회보험료 지원 정책 해외사례 분석(법적 기초와 쟁점을 중심으로) 및 시사점을 제시하고, 사회보험료 지원정책의 법적 의의와 쟁점에 대해서 논의하고 향후 우리나라 지원정책에 있어서 필요한 개선방안 등에 대해 기술하였다.

또한, 다층연금 가입현황을 인구학적 특징, 고용형태별로 분류하여 현황을 제시한 국내연구도 있는데, 이는 전희정·임란(2011), “다층연금체계의 가입구조와 특성 분석”이 가장 최근에 연구된 선행연구이다. 해당 연구는 2~4차년도 「한국복지패널조사」 자료를 사용하여, 인구학적 변수 국민연금, 퇴직(연)금, 개인연금 가입여부를 통해 노후소득보장에서 핵심적인 역할을 하고 있는 다층연금체계의 전체적인 가입구조 및 특성을 실증적으로 분석하였다. 분석 결과, 우리나라의 연금가입

유형 및 가입수준에 상당한 격차가 존재하며, 가입자 및 사업체 특성, 각 연금제도의 성격에 따라서 이러한 다층연금의 가입구조의 구조 역시 다양한 형태로 격차가 발생하고 있음을 제시하였다. 이에 따라, 연구자들은 분석결과를 토대로 노후소득보장을 위한 다층연금체계는 각 연금제도의 실질적인 기준과 특성을 기반으로, 가입자의 여건 및 실제 연금가입수준에 맞추어 단계적으로 설계되고 구축되어야 한다는 주장을 제기하였다.

### 3. 패널분석 모형 적용 기존 실증분석 연구

그밖에 패널분석 모형을 적용한 저소득 노동시장 분석, 근로유형별 노동시장 성과 및 임금격차를 실증 분석한 연구들로는 다음과 같은 연구들이 있다. 먼저, 남재량(2007), “비정규 근로와 정규 근로의 임금격차에 관한 연구 - 패널자료를 사용한 분석”에서는 2001~2005년 경제활동인구조사 부가조사를 사용하여 실증분석을 수행하였다. 또한 이병희외 4인(2008), “저소득 노동시장 분석”에서는 가계조사, 경제활동인구조사, 한국노동패널 7차+8차 결합 자료를 사용하여 실증분석을 수행하였으며, 윤윤규·성재민(2011), “저임금근로자의 노동시장 이행경로 및 결정요인 분석”에서는 한국노동연구원의 한국노동패널조사(KLIPS) 직업력 자료를 사용하여 실증분석을 수행하였다.

그러나 미시자료를 대상으로 한 패널자료를 구축 후, 인구학적 및 근로유형별 격차가 각 개인의 사회보험 가입 및 공·사적 연금 가입에 미치는 영향을 동태적으로 분석한 연구는 찾기 어렵다. 물론, 황덕순(2003)에서 2002년 경제활동인구조사 부가조사 자료를 이용하여 사회보험 가입여부에 대한 로짓분석을 통해, 사업체 규모와 고용형태가 사회보험 가입률에 유의미한 영향을 준다는 사실을 제시한 사례가 있으나, 이는 한 시점의 상황만을 파악할 수 있는 횡단면 분석에 한정되어 있다. 따라서 본 연구에서는 미시자료인 한국재정패널조사 1차~4차 자료(2008년~2011년 기준)에 대한 동태적 패널분석을 통해 첫째, 근로유형별 격차가 각 개인의 사회보험 가입 및 공·사적 연금 가입에 미치는 영향을 분석하고, 둘째, 근로유형별 격차가 각 개인의 사회보험수급액 및 공·사적 연금수급에 미치는 영향에 대해서도 분석하여 시사점을 논의해보고자 한다.

### Ⅲ. 분석자료 및 분석방법

#### 1. 분석자료

본고의 분석대상 자료로 활용하고 있는 재정패널 조사 자료에 대해 간단히 소개하면 다음과 같다.

한국조세연구원은 조세정책과 행정을 연구하고 분석하는데 활용할 수 있는 실증적인 조사 자료를 수집하기 위해 2008년부터 재정패널조사를 수행하고 있다.<sup>6)</sup> 재정패널 조사는 가구주를 대상으로 하는 가구조사와 가구원으로 인정된 개인을 대상으로 하는 가구원조사로 나뉜다. 조사대상 가구는 제주도·도서지역을 제외한 전국의 일반가구로 2008년 구축된 가구인 5,014가구와 2009년에 구축된 가구인 추가표본 620가구, 그리고 2009년 이후 분가하여 1차년도 이후부터 신규로 발생한 분가가구이다.

가구원조사는 조사대상 가구의 만 15세 이상의 가구원 중 근로소득, 사업소득, 부동산임대소득, 이자 및 배당소득(1백 만원 이상), 연금/보험소득, 기타소득, 정부 현금보조금 등의 소득이 있는 가구원을 조사하였다. 따라서 경제활동을 하지 않는 고령자라 할지라도 연금소득이나 재산소득이 있을 경우 조사대상에 포함시켰다. 조사주기는 1년이며, 현장실사 시점은 종합소득신고자 신고가 끝나는 5월부터 9월 말까지이다. 조사방법은 조사원에 의한 면접타계식(face-to-face interview) 조사방법을 사용하며, 응답자가 심야에 귀가해 만나기 어렵거나 관련 서류를 확인해 응답할 필요가 있는 경우에 한하여 유치 조사 방법을 함께 사용하고 있다.<sup>7)</sup>

재정패널 가구자료의 경우, 가구 기본현황 뿐 아니라 가구 복지현황 및 소득 및 자산·부채 등 경제 상태에 대한 다양하고 상세한 정보를 제공하고 있어, 가구유형 및 여건의 차이에 따른 가구의 소득 및 복지수준 현황과 유형별 격차 등에 대한 다양한 분석을 수행하는데 활용도가 높은 분석 자료라 사료된다. 또한 재정패널 개인자료의 경우, 가구원 각 개인의 경제활동과 소득, 사회보험 및 퇴직연금

6) 한국조세연구원(2010.12), 1-3차년도 조사자료 사용자 안내서, pp.1~3 참조.

7) 한국조세연구원(2012.7), 1-4차년도 재정패널 조사 사용자안내서, pp.1~11 참조.

납부에 대한 상세한 정보를 제공하고 있어, 근로유형의 차이에 따른 현재소득 및 사회보험 가입 격차와 노후소득보장 격차 발생 요인에 대한 실증분석을 위한 적절한 자료라 사료된다.

본 연구에서는 각 개인의 인구학적 정보와 개인의 근로 유형의 차이가 각 개인의 소득 및 사회보험 가입 격차발생에 미치는 영향과 노후소득보장을 위한 준비에 미치는 영향을 종합적 및 다각적으로 살펴보고자 하므로, 재정패널 2~4차 가구 및 개인자료의 매칭자료를 대상으로 패널분석을 수행하였다. 단, 1차 자료의 경우, 비임금소득자의 자료가 존재하지 않음으로 분석에 편의가 발생할 수 있으므로 제외하였음을 사전적으로 밝히고자 한다.

## 2. 분석방법

본장에서는 노동시장 환경 격차와 사회보험 및 공·사적연금 가입간의 관계에 대한 분석을 위해, 각 요인들의 실제적인 영향 여부를 확인하기 위한 실증분석을 수행하고자 한다. 이는 분석결과를 통해, 첫째, 근로환경에 있어 취약한 근로계층의 불안정한 노동시장 여건과 불규칙적인 소득 등으로 인해 사회보험 및 공·사적연금 가입 역시 낮을 가능성이 지속적으로 발생하고 있는지 여부를 살펴보기 위함이다. 또한, 근로유형별 격차가 현재 사회보험의 수급액 및 공·사적연금 수급액에 미치는 영향의 차이 역시 지속적으로 발생하고 있는지 여부를 분석하여, 이를 근거로 현재의 근로환경과 근로소득의 취약성이 향후 우리나라 근로자들의 사회보장제도에 미칠 영향에 대해서도 가늠해보기 위함이다.

이를 위해 첫 번째로 각 연도 횡단면 자료에 대한 분석을 통해, 우리나라 근로자들의 근로유형별 사회보험 가입현황에 대한 격차를 비교분석하였다. 이는 동태적 변화에 대한 패널분석에 앞서, 해당 자료에 대한 기초분석을 통해 현재 국내 근로자들의 근로유형 그룹 간 사회보험 가입에 있어서 격차가 발생하고 있는지 여부에 대해서 사전적으로 그 현황을 살펴보기 위함이다. 근로유형별 사회보험 가입현황을 분석하기 위해, 본고에서는 다음과 같이 7개 유형의 범주를 사전적으로 규정한 후, 이에 기초하여 근로유형별 사회보험 및 공·사적 연금 가입현황을 살펴보고자 한다.

<표 1> 7개 유형의 범주

| 유형 범주 | 사회보험 가입현황      |
|-------|----------------|
| 유형1   | 공적연금+건강보험+고용보험 |
| 유형2   | 공적연금+건강보험      |
| 유형3   | 공적연금+고용보험      |
| 유형4   | 국민연금           |
| 유형5   | 건강보험           |
| 유형6   | 고용보험           |
| 유형7   | 모두 미가입         |

다음으로 두 번째로는 2~4차(2008년~2010년) 조사 자료를 패널자료로 구축한 후, 이에 대한 패널분석을 2차적으로 수행하였다. 물론 1차적으로 수행한 기초적인 가입현황 분석을 통해서도 사회보험 및 공·사적연금 가입상태의 근로유형별 격차를 비교분석하는 것은 가능하다. 그러나 기초통계 분석의 경우 사회보험 및 공·사적연금 가입에 영향을 미치는 다른 변수들의 영향을 완전히 통제한 것이 아니기 때문에, 인과관계 내지는 영향을 미치는 요인에 대한 해석에 주의가 필요할 수 있다. 예를 들어, 분석에서 공적연금 및 개인연금 가입확률이 높게 나타난 쪽이 정규직 임금근로자일 확률이 높다고 해서 정규직 임금근로자일수록 공·사적 연금 가입확률이 반드시 높다고 주장할 수는 없기 때문이다. 이는 정규직 임금근로자일수록 소득 수준이 상대적으로 높기 때문에 공·사적 연금 가입 확률이 높은 것이 취업 때문인지 아니면 소득수준이 높기 때문인지 구분하기 어려운 측면이 있기 때문이다. 따라서 엄밀한 분석을 위해서는 소득수준과 같은 혼동요인을 통제한 상황에서 근로유형의 격차가 사회보험 및 공·사적연금가입 확률에 미치는 영향을 분석하는 것이 필요하다. 이에 따라, 본장에서는 혼동요인을 적절히 통제한 상황에서 근로유형의 격차가 사회보험 및 공·사적연금가입과 수준에 미치는 영향에 대한 분석을 수행하고자 한다.

각 개인의 사회보험 및 공·사적연금 가입과 수준에 영향을 미치는 요인들로 본고에서 고려하고자 하는 변수들은 첫째, 앞서 2장에서 살펴본 선행연구들에서 제시되었던 변수들과 둘째, 연구자들이 사전적으로 현황분석을 통해 살펴본 결과 중요

한 요인으로 작용하리라 판단되는 변수들을 중심으로 선택하였음을 밝히고자 한다.

먼저, 황덕순(2003), “취약계층 근로자의 고용보험·국민연금 적용실태와 개선방안”에서 연구자는 근로유형관련 주요변수로 종사상지위, 근로시간형태, 근로장소, 직업, 사업체 규모 및 산업유형 변수를 고려하였다. 이와 함께 연구자는 연령, 교육수준, 성별과 같은 인구학적 특성과 각 개인의 소득수준을 대변하는 변수로 시간당 임금의 자연대수 값 역시 설명변수로 설정하고 추정을 수행하였다. 다음으로 Julia Lane외 3인(2003), “Pathways to work for low-income workers: The effect of work in the temporary help industry”에서는 연령, 성별 및 교육수준과 같은 인구학적 특성과 함께 산업유형, 주당 근로시간 변수를 핵심적 요소로 고려하였다. 또한, 한국개발연구원(2011), “취약계층 고용안전망 강화방안 연구”에서는 인구학적 특성과 함께 고용형태, 사업장규모 및 업종과 같은 근로환경 격차가 국민연금 가입 결정에 중요한 영향 변수로 작용함을 제시하였다.

또한, 가장 많은 표본수를 보유한 조사자료 중 하나인 동시에, 연구자들이 사전적으로 우리나라 근로자들의 현황을 살펴볼 수 있는 대표적 자료인 통계청의 「2011년 8월 경제활동인구조사 부가조사」 자료<sup>8)</sup>를 대상으로 근로유형별 사회보험(국민연금, 산재 및 고용보험) 가입여부 퇴직금 적용여부 실태를 확인해 본 결과, 기존의 국내외 실증연구 결과들과 동일하게 고용형태, 사업장규모 및 업종과 같은 근로환경 격차와 사회보험(국민연금, 산재 및 고용보험)<sup>9)</sup> 가입여부 및 퇴직금 적용여부 간에 밀접한 연관성이 있음을 확인 할 수 있었다.<sup>10)</sup> 참고로, 「2011년 8월 경제활동인구조사 부가조사」에 대한 분석을 통한 우리나라 경제활동인구의 사회보험 가입현황을 살펴본 결과를 종합하면, 우리나라의 세 가지 사회보험 중 건강보

8) 「2011년 8월 경제활동인구조사 부가조사」 자료의 총 관측치수는 67,766개이며, 이중 근로활동 정보를 확인할 수 있는 관측치수는 45,896개로, 본고에서는 해당 45,896개 자료에 대한 분석을 사전적으로 수행하였음.

9) 사회보험은 노동능력의 상실에 대비한 산업재해보험 및 건강보험과 노동기회의 상실에 대비한 연금보험 및 실업보험의 4대 보험으로 크게 구분할 수 있음. 우리나라에서는 산업재해보험(산재보험)과 건강보험을 실시하고 있으며, 국민연금제도는 1988년 1월부터, 고용보험(실업보험에 고용개발과 고용촉진사업 등을 추가하여 고용보험으로 지칭)은 1995년 7월부터 시행되었음. 단 1차 확인결과, 「2011년 8월 경제활동인구조사 부가조사」의 경우 각 근로유형별 산재보험 가입현황에 대한 응답 관측치수가 많지 않아, 사회보험 가입현황 분석결과에서 제외하였음을 사전적으로 밝히고자 함.

10) 통계청의 「2011년 8월 경제활동인구조사 부가조사」 자료를 대상으로 한 근로유형별 사회보험(국민연금, 산재 및 고용보험) 가입여부 및 퇴직금 적용여부 분석결과는 [부록]의 표를 참조 바람.

험의 가입현황이 상대적으로 가장 양호한 상태를 보이고 있었다. 그러나 국민연금 및 건강보험뿐만 아니라 가장 양호한 가입 수준을 보이고 있는 건강보험의 경우에도, 근로유형별 세부적 가입현황을 살펴본 결과 여전히 사회보험 가입에 취약한 계층이 다수 발생하고 있음을 확인할 수 있었다. 특히, 임시 및 일용직 임금근로자, 농림어업, 숙박 및 음식점업, 도소매업, 건설업 및 운수업, 그리고 농림어업직, 판매 및 서비스직과 단순노무직과 같이 일반적으로 노동시장에서 가장 불안정하고 불규칙적인 근로환경에 처해있는 계층으로 알려져 있는 취약근로계층의 사회보험 가입률이 특히 저조한 것으로 나타났다.

지금까지 살펴본 기존 선행연구들의 실증분석에서 주로 활용되어진 변수들과 연구자들이 통계청의 「2011년 8월 경제활동인구조사 부가조사」 자료에 대한 사전 실태분석을 통해 확인한 근로유형 변수들을 참조하여, 이에 따라, 본고의 사회보험 및 공·사적연금 가입과 수준에 영향을 미치는 요인들에 대한 패널추정을 위한 주요 영향변수들 역시 근로유형 관련 변수를 우선적으로 가장 중요한 관심변수들로 고려하고자 한다.

재정패널 개인자료의 경우 각 개인의 경제활동상태에 대한 세부적 정보를 제공하고 있는데, 해당 부분에서는 조사년도 5월 1일 기준 평소 소득활동 여부, 현재 주된 일자리 취업형태(임금/비임금), 종사상지위(상용직/임시직/일용직/고용원이 없는 자영업자/고용원을 둔 사업주/무급가족종사자), 근무시간 형태(전일제/시간제), 정규직 근로자 유무, 사업내용(산업유형) 및 주로 하는 일(직업유형) 등의 정보를 확인할 수 있다. 또한 가구자료를 통해서도 해당 개인이 속한 가구의 소득수준, 자산 및 부채 등 경제 상태에 대한 정보를 확인할 수 있다.

이러한 다양한 변수들 중 본 패널분석에서 주로 고려한 근로유형관련 주요변수는 종사상지위(현재 주된 일자리 - 종사상 지위)와 정규직 근로 여부(현재 주된 일자리 - 정규직 근로자 여부) 변수이다. 물론 다양한 고용형태를 고려하여 세부적 분석을 수행하여 근로유형별 격차에 따른 사회보험 및 공·사적 연금 가입 및 수준 격차를 다양하게 분석한 결과를 제시하고 시사점을 논의하는 것이 바람직한 방법임을 연구자들 역시 인지하고 있다. 그러나 본 연구의 경우 3년간의 자료를 연결하여 패널자료를 구축 후 추정을 수행하여 동태적 특성과 영향력을 파악하고자 하는데 분석의 목적을 두고 있어, 지나치게 많은 더미변수의 사용은 자칫 중요

한 영향을 미칠 수 있는 변수들의 설명력을 약화시키는 요인으로 작용할 가능성이 존재한다. 이에 따라, 추정과정에서 많은 정보를 잃는 문제가 발생할 수 있음을 고려하여, 본고에서는 근로유형 분류기준을 최소한의 기준으로 한정하였음을 밝히고자 한다.

이와 함께 연령, 교육수준, 성별과 같은 인구학적 특성과 함께, 자신이외의 가구 소득의 자연대수 값 역시 함께 고려하였다. 단, 본고의 분석대상 자료인 재정패널에서는 사업체 규모 및 근로 장소에 대한 정보 제공변수는 제시되지 않고 있어, 해당 부분에 대한 변수고려는 사전적으로 배제하였다.

분석을 위한 추정모형은 형태에 따라 두 가지 모형으로 설정하였다. 첫 번째 모형에서는 사회보험가입, 공적연금가입 및 사적연금가입 여부를 나타내는 더미변수를 종속변수로 하며, 두 번째 모형에서는 사회보험의 수급액, 공적연금 또는 사적연금 수급액의 자연대수 값을 종속변수로 하였다.

먼저 사회보험/공적연금/사적연금 가입여부를 나타내는 더미변수를 종속변수로 사용한 첫 번째 모형에 대한 추정을 위해 본고에서는 다음의 식(1)과 같은 일반적인 패널 GLS 모형을 사용하였다.<sup>11)</sup>

$$Y_{it} = \beta X_{it} + \eta_i + \epsilon_{it}$$

(단,  $i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$ ) (1)

단, 위의 식(1)에서  $Y_{it}$ 는 종속변수인 사회보험/공적연금/사적연금 가입유무이며,  $X_{it}$ 는 개인의 근로유형 및 개인 및 가구 특성을 나타내는 설명변수들의 벡터이며,  $\epsilon_{it}$ 는 오차항을 의미한다. 또한 여기에서  $\eta_i$ 는 관찰되지 않지만 사회보험 또는 /공적연금/사적연금 가입결정에 영향을 미치는 가구특성들을 포괄하는 개별효과를 의미한다. 식 (1)에서 가구의 개별효과가 고정효과인지 또는 랜덤효과인지에 따라 패널모형의 추정은 고정효과 패널모형과 랜덤효과 패널모형으로 구분된다. 즉 고정효과 패널모형은 추정과정에서 설명변수가 개별효과인  $\eta_i$ 와 상관관계를

---

11) Hsiao(2002) 참조.



가지는 것을 허용하는 모형이고 랜덤효과 패널모형은 이를 허용하지 않는 모형이다. 설명변수와 개별효과인  $\eta_i$  와의 상관관계가 없을 때, 고정효과 추정량보다 랜덤효과 추정량이 더욱 효율적이다.

다음으로 사회보험 수급액, 공적연금 수급액 또는 사적연금 수급액 총합의 자연대수 값이 종속변수인 두 번째 모형의 추정과 관련하여, 본고에서는 다음과 같이 패널 GLS모형으로 추정하였다.

$$\ln(Y_{it}) = \beta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

단, 위의 식(2)에서  $Y_{it}$  는 종속변수로 개인  $i$ 의 사회보험 수급액 / 공적연금 수급액 또는 사적연금 수급액의 자연대수 값이며,  $X_{it}$  는 개인의 근로유형 및 개인 및 가구 특성을 나타내는 설명변수들의 벡터이며 사용변수는 앞서의 (1)식의 설명변수들과 동일 적용하였으며,  $\epsilon_{it}$  는 오차항을 의미한다.

## IV. 실증분석 결과

### 1. 횡단면자료 분석 결과

패널분석에 앞서 1차적으로 한국재정패널 2차 및 4차(2008년 및 2010년 기준)의 횡단면 자료에 대한 기초통계 분석결과, 전체적으로 국내 근로자들의 사회보험 가입현황은 다소 취약한 측면이 발생하고 있는 것으로 나타났다. 특히 앞서 사전적으로 정의한 바와 같이, 세부적으로 사회보험가입 유형을 7개로 분류하여 유형별 분포를 살펴본 결과, 안정적인 근로환경에 있을 가능성이 가장 높은 상용직 임금 근로자를 제외하고는 나머지 근로유형의 근로자들의 사회보험 가입현황이 상당히 취약한 것을 확인 할 수 있었다.

<표 2> 종사상지위별 사회보험가입 유형별 분포

(단위 : 명, %)

| 구분   |       |    | 유형1   | 유형2   | 유형3   | 유형4   | 유형5   | 유형6   | 유형7   | 합 계   |
|------|-------|----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 공적연금 |       |    | 가입    | 가입    | 가입    | 가입    | 미가입   | 미가입   | 미가입   |       |
| 건강보험 |       |    | 가입    | 가입    | 미가입   | 미가입   | 가입    | 미가입   | 미가입   |       |
| 고용보험 |       |    | 가입    | 미가입   | 가입    | 미가입   | 미가입   | 가입    | 미가입   |       |
| 2008 | 상용직   | 수  | 2,230 | 534   | 23    | 63    | 11    | 1     | 0     |       |
|      |       | 비중 | 93.2  | 26.5  | 85.2  | 14.5  | 15.9  | 100.0 | 0.0   | -     |
|      | 임시직   | 수  | 107   | 104   | 2     | 71    | 5     | 0     | 2     |       |
|      |       | 비중 | 4.5   | 5.2   | 7.4   | 16.3  | 7.3   | 0.0   | 13.3  | -     |
|      | 일용직   | 수  | 48    | 209   | 2     | 89    | 10    | 0     | 3     |       |
|      |       | 비중 | 2.0   | 10.4  | 7.4   | 20.5  | 14.5  | 0.0   | 20.0  | -     |
|      | 자영자   | 수  | 5     | 861   | 0     | 192   | 39    | 0     | 9     |       |
|      |       | 비중 | 0.2   | 42.8  | 0.0   | 44.1  | 56.5  | 0.0   | 60.0  |       |
|      | 사업주   | 수  | 4     | 297   | 0     | 14    | 4     | 0     | 0     | -     |
|      |       | 비중 | 0.1   | 14.8  | 0.0   | 3.2   | 5.8   | 0.0   | 0.0   |       |
|      | 무급종사자 | 수  | 0     | 7     | 0     | 6     | 0     | 0     | 1     |       |
|      |       | 비중 | 0.0   | 0.3   | 0.0   | 1.4   | 0.0   | 0.0   | 6.7   | -     |
|      | 전체    | 수  | 2,394 | 2,012 | 27    | 435   | 69    | 1     | 15    | 4,953 |
|      |       | 비중 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | -     |
| 2010 | 상용직   | 수  | 2,098 | 605   | 17    | 202   | 0     | 0     | 0     |       |
|      |       | 비중 | 94.6  | 31.4  | 58.6  | 12.7  | 0.0   | 0.0   | 0.0   | -     |
|      | 임시직   | 수  | 80    | 98    | 6     | 230   | 0     | 0     | 0     |       |
|      |       | 비중 | 3.6   | 5.1   | 20.7  | 14.5  | 0.0   | 0.0   | 0.0   | -     |
|      | 일용직   | 수  | 33    | 162   | 6     | 265   | 1     | 0     | 0     |       |
|      |       | 비중 | 1.5   | 8.4   | 20.7  | 16.7  | 100.0 | 0.0   | 0.0   | -     |
|      | 자영자   | 수  | 4     | 800   | 0     | 582   | 0     | 0     | 0     |       |
|      |       | 비중 | 0.2   | 41.5  | 0.0   | 36.6  | 0.0   | 0.0   | 0.0   |       |
|      | 사업주   | 수  | 3     | 249   | 0     | 47    | 0     | 0     | 0     | -     |
|      |       | 비중 | 0.1   | 12.9  | 0.0   | 3.0   | 0.0   | 0.0   | 0.0   |       |
|      | 무급종사자 | 수  | 0     | 13    | 0     | 264   | 0     | 0     | 0     |       |
|      |       | 비중 | 0.0   | 0.7   | 0.0   | 16.5  | 0.0   | 0.0   | 0.0   | -     |
|      | 전체    | 수  | 2,218 | 1,927 | 29    | 1,590 | 1     | 0     | 0     | 5,765 |
|      |       | 비중 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | -     |

주 : 공적연금은 국민연금+특수직역연금임.

자료 : 한국제정패널조사 2차 및 4차(2008년 및 2010년 기준) 개인자료.

예를 들어, 2008년 기준 상용직 임금근로자의 경우 공적연금 및 건강보험, 고용보험의 세 가지 모든 사회보험에 가입한 근로자의 비중이 93.2%이었으며, 2010년의 경우에는 이 비중이 94.6%로 더욱 증가하여 지난 2년간 사회보험가입의 확대 효과가 발생하였음을 확인할 수 있다. 그러나 그에 반해, 임시직 및 일용직 임금근로자와 종업원이 없는 자영자(영세 자영자)의 사회보험가입은 그 비중이 지나치게 낮은 것을 확인할 수 있었다. 이들 임시 및 일용직 임금근로자들의 경우 고용계약을 통해 장기간의 안정적인 근로소득 확보가 불가능할 뿐만 아니라, 근로자의 변경 역시 수시로 발생하는 특성을 보인다. 그리고 이러한 근로 불안정성은 입출입이 빈번한 우리나라 자영업 노동시장에서도 동일하게 발생하고 있어, 이들 취약 근로계층 모두 국민연금을 포함한 사회보험의 장기적인 가입 및 납부가 불가능하거나 희박할 가능성이 그 어느 근로유형보다 가장 높으며, 이러한 요인으로 인해 전반적인 사회보험 가입률이 가장 낮은 그룹이 될 수밖에 없는 필연적인 취약계층이 될 수밖에 없다고 보인다. 따라서 빈번한 근로이동이나 불규칙적인 근로활동, 불안정한 근로계약관계를 유지할 수밖에 없는 특성을 가진 이들 취약 근로자들에 대한 사회적 지원이 필요함을 시사하고 있다고 보인다.

## 2. 패널자료 분석 결과

앞 절에서 살펴본 바와 같이, 국내 근로자 중 임시직 및 일용직 임금근로자와 영세 자영자의 사회보험가입은 안정적인 근로환경의 상용직 임금근로자에 비해 낮은 수준을 보여 현재 뿐만 아니라 향후 노후소득보장 측면에 있어서도 취약할 수 있음을 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 근로환경의 차이가 국민연금 및 기타 사회보험, 그리고 더 나아가서는 사적연금 가입과 유지에 있어 중요한 영향을 미칠 수 있는 개연성을 가지고 있음을 의미하고 있다. 이에 따라, 본 절에서는 각 요인들의 실제적인 영향 여부를 확인하기 위해, 한국재정패널 2~4차(2008년~2010년) 조사 자료를 패널자료로 구축한 자료를 이용하여 사회보험 및 공·사적연금 가입 결정요인에 관한 패널분석을 수행하였다.

## (1) 활용변수 및 기초통계량

먼저 활용변수에 대해 정리한 내용은 다음과 같다.

<표 3> 패널분석 활용변수

| 사용변수         | 내용                                                                                       |
|--------------|------------------------------------------------------------------------------------------|
| 연금 및 사회보험 가입 | 공적연금, 건강보험, 고용보험, 민간퇴직연금, 민간연금저축/펀드/연금신탁, 민간연금보험에 대하여 가입시 각각 1로 하여 합산(최대 6)하여 가입의 정도를 산출 |
| 사회보험소득       | 개인의 공적연금 및 사회보험 소득의 총액                                                                   |
| 민간보험소득       | 개인의 민간퇴직연금, 민간연금저축·펀드·연금신탁, 민간연금보험                                                       |
| 종사상 지위       | 평균소득의 크기에 따라 무급가족종사자(1), 일용직(2), 임시직(3), 고용원이 없는 자영업자(4), 상용직(5), 고용원을 둔 사업주(6)          |
| 성별           | 여자(0), 남자(1)                                                                             |
| 연령           | 연령(만)                                                                                    |
| 교육           | 최종교육기관 기준                                                                                |
| 개인총소득        | 임금, 사업, 이자 및 배당, 부동산 임대, 연금보험소득, 이전소득, 기타소득(연도별 자료누락이 존재하여 상속, 증여 제외)                    |
| 배우자소득        | 배우자가 존재할 경우 배우자 소득                                                                       |
| 가구총소득        | 가구 내 모든 소득자의 개인총소득을 합산                                                                   |
| 자신 이외의 가구소득  | 가구총소득에서 본인의 총소득을 제외한 소득                                                                  |

분석에 앞서, 먼저 분석 자료의 기초통계량에 대해 간단히 살펴보면 다음과 같다.

<표 4> 분석자료의 기초통계

(단위: 만원, 세, 개)

| 변수         | 2008      |     |         | 2009      |     |         | 2010      |     |         |
|------------|-----------|-----|---------|-----------|-----|---------|-----------|-----|---------|
|            | 평균        | 최소  | 최대      | 평균        | 최소  | 최대      | 평균        | 최소  | 최대      |
| 연금가입여부     | 2.44      | 1   | 6       | 2.43      | 1   | 6       | 2.36      | 1   | 6       |
| 사회보험소득의 총액 | 703.65    | 18  | 5,000   | 640.38    | 8   | 4,200   | 741.35    | 17  | 5,400   |
| 민간보험소득의 총액 | 963.03    | 60  | 3,600   | 983.70    | 50  | 4,440   | 1,083.63  | 50  | 10,000  |
| 종사상 지위     | 4.35      | 1   | 6       | 4.33      | 1   | 6       | 2.40      | 1   | 6       |
| 성별         | 0.49      | 0   | 1       | 0.49      | 0   | 1       | 0.49      | 0   | 1       |
| 연령         | 36.52     | 1   | 96      | 37.18     | 1   | 97      | 37.66     | 1   | 98      |
| 교육         | 3.80      | 1   | 8       | 3.82      | 1   | 8       | 3.85      | 1   | 8       |
| 개인총소득      | 2,332.35  | 2   | 66,000  | 2,413.26  | 5   | 90,000  | 2,821.83  | 3   | 93,000  |
| 배우자소득      | 5,024.19  | 2   | 105,090 | 5,242.08  | 2   | 105,090 | 5,577.83  | 2   | 49,000  |
| 가구총소득      | 11,921.76 | 120 | 143,000 | 12,247.42 | 120 | 143,000 | 12,224.58 | 120 | 143,000 |
| 자신이외의 가구소득 | 10,855.66 | 12  | 143,000 | 11,043.97 | 20  | 143,000 | 11,085.18 | 120 | 143,000 |

주 : 모든 소득은 연간 기준임.

먼저, 사회보험소득과 민간보험소득의 총액은 2008년과 비교하여 2010년에는 점진적으로 상승한 것으로 나타났다. 또한, 가구총소득의 경우 지난 3년간 일부 하락한 것으로 나타났으나, 그에 반해 개인 총소득과 배우자소득은 점진적으로 상승한 것으로 나타났다.

## (2) 패널자료 분석 결과

다음의 <표 5>에는 근로환경과 인구학적 가구특성의 격차와 사회보험 및 공·사적연금 가입간의 관계를 분석한 결과들이 제시되어 있다. 추정 결과에서 정(+)의 추정치는 해당 변수가 사회보험 및 공·사적연금 가입에 긍정적으로 기여한다는 것을 의미한다.

먼저 인구학적 특성이 국민연금 가입에 미치는 영향을 살펴보면, 남성에 비해 여성이 사회보험 및 공·사적연금을 가입할 가능성이 낮은 것으로 나타났으며, 연령이 높을수록 그리고 교육수준이 높을수록 사회보험 및 공·사적연금 가입 가능성이 높은 것으로 나타났으며 이는 시간의 흐름에 따라 좀 더 크게 발생하는 것

으로 나타났다. 다음으로 종사상 지위를 고려한 결과, 상대적으로 안정적인 근로 환경에 놓여 있는 상용직 임금근로자와 사업주에 비해 임시직과 일용직 임금근로자와 영세 자영자의 사회보험 및 공·사적연금 가입 가능성이 낮게 나타났다. 또한 개인총소득과 자신 이외의 가구소득이 높을수록 사회보험 및 공·사적연금 가입 가능성 역시 높은 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 사회보험과 연금의 가입이 근로활동과 그에 따른 소득에 의해 많은 영향을 받을 수밖에 없음을 보여주는 부분이라 사료된다.

<표 5> 사회보험 및 연금 가입에 미치는 영향 분석결과

| 구분             | 확률효과모형    |       |       |           |       |       |
|----------------|-----------|-------|-------|-----------|-------|-------|
|                | 임금근로자     |       |       | 비임금근로자    |       |       |
|                | 계수값       | 표준오차  | p>z   | 계수값       | 표준오차  | p>z   |
| 종사상지위          | 0.022***  | 0.005 | 0.000 | 0.186***  | 0.017 | 0.000 |
| 연령             | 0.030***  | 0.006 | 0.000 | 0.053***  | 0.008 | 0.000 |
| 연령자승           | -0.001*** | 0.000 | 0.000 | -0.001*** | 0.000 | 0.000 |
| 성별             | 0.079***  | 0.023 | 0.000 | 0.163***  | 0.030 | 0.000 |
| 교육             | 0.042***  | 0.010 | 0.000 | 0.059***  | 0.013 | 0.000 |
| ln(개인총소득)      | 0.524***  | 0.016 | 0.000 | 0.040***  | 0.015 | 0.010 |
| ln(자신이외의 가구소득) | 0.190***  | 0.017 | 0.000 | 0.061***  | 0.018 | 0.001 |
| 상수항            | -3.900*** | 0.177 | 0.000 | -1.476*** | 0.248 | 0.000 |
| $R^2$          | 0.2895    |       |       | 0.1913    |       |       |

주: 1) \* :  $p<0.1$ , \*\*:  $p<0.05$ , \*\*\*  $p<0.01$

또한 본고의 서두에서 논의한 바와 같이, 근로유형의 격차와 인구학적 및 가구의 특성의 차이는 사회보험 및 공·사적 연금의 가입여부 뿐만 아니라 가입수준에도 영향을 미칠 가능성이 높다. 이에 따라, 본 절에서는 추가적으로 근로유형, 인구학적 및 가구특성의 차이가 사회보험 및 공·사적 연금의 가입수준에 미치는 영향 역시 추가적으로 살펴보았다. 물론 공·사적 연금수준의 경우에는 각 개인의 가입이력을 고려하여 예상연금액을 산정한 후, 이에 대한 격차를 비교하는 것이 좀 더 정확한 분석방법이라는 점에 대해서는 연구자들 역시 동감한다. 본 분석 자

료인 재정패널의 경우 개인자료 내에 ‘은퇴 후 예상하는 공적연금 연감 수령액’ 변수를 제공하고 있으나, 이는 각 개인의 가입이력을 기준으로 산정된 값이 아니라는 점에서 한계가 존재한다. 또한, 현재의 공·사적연금 수급액 총액 및 수급개월 수(이는 공적연금의 경우에만 정보가 제공됨)만이 제공되고 있어, 향후 연금을 수급할 각 개인에 대한 예상연금액 산정이 현재로서는 어려운 상황이다.

이에 따라, 본고에서는 한정적이기는 하나 개인자료의 연금/보험 관련 지출항목의 각 유형별 지출액을 참고하여, 근로유형, 인구학적 및 가구특성의 차이가 사회보험 및 공·사적 연금의 가입수준에 미치는 영향을 분석한 결과를 제시하였다.

먼저 사회보험 및 공·사적 연금의 가입수준에 대한 패널분석에 앞서 1차적으로 횡단면 분석을 수행하였다. 횡단면 분석을 위해 관측치수를 확인한 결과, 민간보험소득의 경우 자료수가 적어(2010년 38개, 2009년 33개, 2008년 29개) 관측치수 부족의 문제가 우려됨에 따라, 본고에서는 해당 변수를 분리하지 못하고 민간보험소득 및 사회보험 소득을 합산한 금액의 log값을 종속변수로 사용하였다. 따라서 본고에서는 보험소득이 있을 경우 현재 경제활동을 하고 있을 경우와 그렇지 않은 경우, 그리고 경제활동을 하고 있다면 유형에 따라 어떠한 영향을 가지고 있는가를 확인해보았다.

횡단면 분석 결과, 경제활동을 하고 있지 않을 경우 인적 특성에 의하여 영향을 받으며 특히 자신이외의 가구소득이 높을수록 더 많은 보험소득을 얻을 수 있는 것으로 나타났다. 이는 교육수준과 맞물려 현재의 보험소득이 높음은 과거 더 높은 교육수준과 소득을 지니고 있었을 가능성을 시사 한다고 보인다. 또한, 만일 보험소득이 있음에도 불구하고 현재 경제활동을 하고 있을 경우에는 임금근로자와 비임금근로자 모두 자신이외의 가구소득보다는 보험소득을 제외한 자신의 총소득이 높을수록 보험소득이 높은 것으로 나타났다. 이 역시 교육수준과 과거에 더 높은 수준의 소득을 지니고 있음에 따라 더 높은 보험료 납입에 따른 더 높은 급여를 받고 있음을 의미한다. 또한 이 경우 성별변수는 유의적이지 않고 모두 동일한 특성을 지니고 있었다.

<표 6> 횡단면 분석결과

| 구분             | 횡단면 분석    |          |      |          |          |       |           |          |      |
|----------------|-----------|----------|------|----------|----------|-------|-----------|----------|------|
|                | 비경제활동     |          |      | 경제활동     |          |       |           |          |      |
|                |           |          |      | 임금근로자    |          |       | 비임금근로자    |          |      |
|                | 계수        | 표준<br>오차 | p>z  | 계수       | 표준<br>오차 | p>z   | 계수        | 표준<br>오차 | p>z  |
| 종사상지위          |           |          |      | -0.079   | 0.025    | 0.002 |           |          |      |
| 연령             | 0.081***  | 0.009    | 0.00 | 0.045*** | 0.017    | 0.01  | 0.073***  | 0.012    | 0.00 |
| 연령자승           | -0.001*** | 0.000    | 0.00 | -0.001** | 0.000    | 0.02  | -0.001*** | 0.000    | 0.00 |
| 성별             | 0.322***  | 0.071    | 0.00 |          |          |       |           |          |      |
| 교육             | 0.302***  | 0.021    | 0.00 | 0.078*** | 0.029    | 0.01  | 0.250***  | 0.027    | 0.00 |
| ln(개인총소득)      |           |          |      | 0.627*** | 0.061    | 0.00  | 0.357***  | 0.041    | 0.00 |
| ln(자신이외의 가구소득) | 0.266***  | 0.032    | 0.00 |          |          |       |           |          |      |
| $Adj R^2$      | 0.988     |          |      | 0.981    |          |       | 0.982     |          |      |

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

다음으로 불균형패널을 구성하여 분석한 경우 Hausman test결과 고정효과모형이 더 효율적인 추정량을 지니는 것으로 나타나, 고정효과모형에 대한 추정결과를 제시하였다. 그러나 전반적으로 계수 값들의 유의성이 낮아, 앞서의 가입여부의 추정결과보다 유의성인 전반적으로 떨어지는 것으로 나타났다. 이는 앞서의 가입여부의 추정 시보다 가입수준을 나타내는 금액정보를 확인할 수 있는 관측치수가 상대적으로 적은데 그 원인 중 하나가 작용한 것으로 보인다. 패널자료를 구축 후 추정하는데 있어, 본고의 관심변수인 사회보험 및 공·사적 연금의 가입액의 정보를 제공하는 관측치의 수가 적다는 것은 그만큼 추정결과와 유의성에 영향을 미치는 요인 중 하나로 작용할 가능성이 높기 때문이다.

이러한 한계에도 불구하고, 분석결과에 대한 함의를 간단히 기술하면 다음과 같다. 먼저, 경제활동을 하지 않는 경우 보험소득이 연령과 역의 관계를 갖는 것으로 나타났으며, 현재 경제활동을 하고 있는 경우에는 연금소득을 제외한 자신의 총소득이 연금소득과 정의 관계를 가지나 경제활동을 하고 있지 않은 경우에는 자신이외의 가족의 소득이 정의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 그러나 남성일수록



그리고 교육수준이 높을수록 사회보험 및 공·사적 연금의 가입수준에 정(+)의 영향을 미친다는 일반적인 결과는 도출되었다.

<표 7> 고정효과모형 분석결과

| 구분              | 고정효과모형    |       |       |          |       |       |          |       |       |
|-----------------|-----------|-------|-------|----------|-------|-------|----------|-------|-------|
|                 | 비경제활동     |       |       | 경제활동     |       |       |          |       |       |
|                 |           |       |       | 임금근로자    |       |       | 비임금근로자   |       |       |
|                 | 계수        | 표준 오차 | p>z   | 계수       | 표준 오차 | p>z   | 계수       | 표준 오차 | p>z   |
| 종사상지위           |           |       |       | -0.043*  | 0.02  | 0.06  |          |       |       |
| 연령              | -0.157*** | 0.05  | 0.00  | -0.023   | 0.02  | 0.16  | 0.756**  | 0.39  | 0.05  |
| 연령자승            | 0.001***  | 0.00  | 0.01  |          |       |       | -0.005*  | 0.00  | 0.10  |
| 성별              | 0.267***  | 0.09  | 0.00  |          |       |       |          |       |       |
| 교육              | 0.093**   | 0.04  | 0.03  |          |       |       |          |       |       |
| ln(개인총소득)       |           |       |       | 0.534*** | 0.09  | 0.00  | 0.130*** | 0.05  | 0.01  |
| ln(자신 이외의 가구소득) | -0.474*** | 0.09  | 0.00  |          |       |       |          |       |       |
| 상수항             | 14.663*** | 1.75  | 0.00  | 3.387*** | 1.33  | 0.01  | -23.207* | 12.58 | 0.07  |
| $R^2$           |           |       | 0.159 |          |       | 0.204 |          |       | 0.102 |

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

## V. 요약 및 결론

본고에서는 한국조세연구원의 「재정패널조사」 2차~4차(2008년~2010년) 조사 자료를 대상으로 첫째, 우리나라 근로자들의 근로유형별 사회보험 가입현황에 대한 격차를 비교분석하고, 둘째, 근로유형, 인구학적 및 가구특성을 고려한 패널분석을 통해 이들 변수들이 사회보험 및 공·사적연금 가입과 수준에 미치는 영향에 대해 살펴보았다.

먼저, 횡단면자료에 대한 분석결과, 우리나라의 사회보험 중 건강보험의 가입현황이 상대적으로 가장 양호한 상태를 보이고 있는 것으로 나타났다. 또한 근로유

형별 세부적 가입현황을 살펴본 결과, 근로유형의 격차에 따라 여전히 사회보험 가입에 취약한 계층이 다수 발생하고 있음을 확인할 수 있었다. 특히, 임시 및 일용직 임금근로자와 영세자영자와 같이 일반적으로 노동시장에서 가장 불안정하고 불규칙적인 근로환경에 처해있는 계층으로 알려져 있는 취약근로계층의 사회보험 가입률이 특히 저조한 것으로 나타났다. 또한, 이러한 취약 근로계층의 사회보험 가입에 있어서의 취약성은 근로유형의 격차가 사회보험 및 공·사적연금가입과 수준에 미치는 영향에 대한 패널분석 결과를 통해서도 확인할 수 있었다.

따라서 이처럼 근로환경이 열악하고 고정적이고 안정적인 소득확보가 어려운 우리나라 근로계층에 대한 사회적 보호와 지원은 사회보험 전 분야에 걸쳐 추진될 필요가 있다고 보인다. 물론, 노동시장의 유연화와 불안정의 확대는 급변하는 사회적 변화, 그리고 노동환경의 변화와 지속적인 경제적 성장 속에서 필수불가결하게 따를 수밖에 없는 현상이라 여겨진다. 그러나 노동시장의 불안정성 확대로 인해 근로자 자신과 그 가족들이 겪게 될 경제적 불안과 고통을 덜어주고 도와주는 역할은 국가의 몫이라 생각되어진다.

물론 최근 국내외 경제상황의 급격한 변화와 대내외적 상황의 악화 등과 같은 사회보험제도 이외의 외적인 요인들로 인해, 그 어느 때보다 정부예산의 효율적인 운영과 재정안정이 그 어느 때보다 필요한 시기라는 점에 공감은 하고 있다. 그러나 불안정한 근로활동으로 인해 현재 소득확보의 어려움을 겪고 있는 취약 근로계층이 현재의 노동능력과 노동기회 상실을 보완해주기 위한 사회보험뿐만 아니라 은퇴 후 기본적인 노후소득보장까지 소외되지 않도록, 사회보험 지원을 강화하고 대책을 마련하는 것 역시 정부가 필수적으로 힘써야 할 부분이라 여겨진다.

마지막으로 본 논문의 한계 및 향후과제에 대해 논의하면 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서는 기본적인 패널자료 구축 후 근로유형, 인구학적 및 가구 격차가 사회보험 및 공·사적연금 가입과 수준에 미치는 영향을 동태적으로 분석하였으나, 동태적 분석에 있어 좀 더 세부적으로 중요한 변수들을 고려하거나 종합적으로 검토하지 못한 한계가 존재한다. 특히, 사회보험 및 공·사적연금 수준변수에 대한 추가적인 검토와 검증은 반드시 차후에라도 필요한 부분이라 사료된다. 둘째, 본고 결론에서는 이들 취약근로계층의 어려움을 개선해주기 위한 지원방안에 대한 필요성을 제기하고 있으나, 좀 더 추가적인 심도 있고 세부적인 논의가 이루어지

지 못하고 있다는 점 역시 본 연구의 한계라 여겨진다. 셋째, 근로자들의 유형별 노동시장 특성과 변화과정에 대한 좀 더 세밀하고 종합적인 검토가 선행되었어야 할 필요성이 존재하나, 이러한 사전적 연구가 미처 이루어지지 못한 점 역시 본 연구의 한계라 사료되며, 이에 대한 연구는 향후과제로 남기고자 한다.

## VI. 참고문헌

- 김교성·최영, 「근로계층의 빈곤 결정요인에 관한 다층분석」, 『한국사회복지학』 제58권 제2호, 한국노동경제학회, 2006. 5., pp.119~141.
- 남재량, 「비정규 근로와 정규 근로의 임금격차에 관한 연구 - 패널자료를 사용한 분석 -」, 『노동경제논집』, 제30권 제2호, 한국노동경제학회, 2007, pp.1~31.
- 박찬임·박성재·김화순·김종일, 『취약계층 고용서비스 이용실태 및 서비스강화 방안』, 정책자료 2007-02, 한국노동연구원, 2007.
- 반정호, 「경제위기 시기의 취약계층의 고용과 빈곤 - 임시·일용직 근로자를 중심으로 -」, 『월간 노동리뷰』, 2009년 9월호, 한국노동연구원, 2009. 9., pp.40~53.
- 이병희외 4인, 『저소득 노동시장 분석』, 연구보고서 2008 - 01, 한국노동연구원, 2008.
- 이병희 외 6인, 『사회보험 사각지대 해소 방안 - 사회보험료 지원정책을 중심으로 -』, 연구보고서 2012-01, 한국노동연구원, 2012.
- 유경준·심상달, 『취약계층 보호정책의 방향과 과제』, 연구보고서 2004-01, 한국개발연구원, 2004.
- 유경준, 「비정규직 문제와 정책방향」, 『KDI정책포럼』, 제224호(2010-04), 한국개발연구원, 2010. 3., pp.1~18.
- 윤윤규·성재민, 『저임금근로자의 노동시장 이행경로 및 결정요인 분석』, 한국노동연구원, 2011.
- 장지연 외 5인, 『노동시장 구조와 사회보장체계의 정합성』, 정책연구 2011-10, 한국노동연구원, 2011.

- 전희정 · 임란, 「다층연금체계의 가입구조와 특성 분석」, 『보험학회지』 제90집, 한국보험학회, 2011, pp.107~135.
- 정진호외 4인, 『한국의 근로빈곤 연구』, 연구보고서 2005-03, 한국노동연구원, 2005.
- 안주엽, 「정규근로와 비정규근로의 임금격차」, 『노동경제논집』 제24권 제1호, 한국노동경제학회, 2001. 3., pp.67~96.
- 통계청, 「2011년 8월 경제활동인구조사 - 근로형태별 및 비임금 근로 부가조사 결과 보도자료」, 2011. 10.
- \_\_\_\_\_, 「2011년 8월 고용동향」, 2011. 9.
- 한국개발연구원, 『취약계층 고용안전망 강화방안 연구』, 고용노동부 용역보고서, 2011. 12.
- 한국조세연구원, 『1-3차년도 조사자료 사용자 안내서』, 2010. 12.
- \_\_\_\_\_, 『1-4차년도 재정패널 조사 사용자안내서』, 2012. 7.
- 홍경준, 「근로빈곤층에 대한 탐색적 연구: 개념정의와 실태파악」, 『한국사회복지학』 제57권 제2호, 2005. 5., pp.119~142.
- 황덕순, 「취약계층 근로자의 고용보험 · 국민연금 적용실태와 개선방안」, 『노동정책연구』 제3권 제3호, 한국노동연구원, 2003., pp.87~109.
- Bernhard Ebbinghaus and Mareike Gronwold, “International Policy Diffusion or Path Dependent Adaptation? The Changing Public-Private Pension Mix in Europe,” ISA RC 19 Conference, 2009. 8.
- Julia Lane, Kelly S. Mikelson, Pat Sharkey, Doug Wissoker, “Pathways to work for low-income workers: The effect of work in the temporary help industry”, Journal of Policy Analysis and Management Volume 22, Issue 4, pages 581 - 598, Autumn (Fall), 2003. 9.
- Marston, Stephen T., “Employment Instability and High Unemployment Rate,” Brookings Papers in Economic Activity 1, 1976, pp.169~203.

Schmitt, Hubert-Ralph and Kunert Gerd, *Neue Wege der betrieblichen Altersversorgung: Ein praktischer Leitfaden für den Arbeitgeber*, FinanzBuch Verlag, 2005.

—————, *Social risk management through transitional labour markets*, *Socio-Economic Review*, 2006. 4., pp.1~33.

Steffen Heinrich, “Flexible jobs but polarised politics? -The political consequences of expanding non-regular labour in Japan,” prepared for the International Joint Workshop for Doshisha and partner universities, March 1-2. 2012.

The Japan Institute for Labour Policy and Training, “Non-regular Employment-Issues and Challenges Common to the Major Developed Countries,” JILPT REPORT No.10, 2011 JILPT Seminar on Non-regular Employment, 2011.

Wouter van Ginneken, “Extending social security: Policies for developing Countries,” ESS Paper No.13, Social Security Policy and Development Branch International Labour Office(ILO), 2003.

## [부록]

<부표 1> 근로유형별 국민연금 및 퇴직금 가입률

(단위 : 명, %)

| 항 목   |                       | 국민연금   |        |        | 퇴직금    |        |        |
|-------|-----------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
|       |                       | 가입자 비중 | 가입자 수  | 전체     | 가입자 비중 | 가입자 수  | 전체     |
| 종사상지위 | 자영자                   | 57.26  | 3,149  | 5,499  | -      | -      | 5,499  |
|       | 고용주                   | 78.15  | 1,731  | 2,215  | -      | -      | 2,215  |
|       | 무급가족종사자               | -      | -      | 2,098  | -      | -      | 2,098  |
|       | 임금근로자 전체              | 64.23  | 18,166 | 28,283 | 55.02  | 15,560 | 28,283 |
|       | 임금_상용근로자              | 93.97  | 14,540 | 15,473 | 93.98  | 14,542 | 15,473 |
|       | 임금_임시근로자              | 34.89  | 3,093  | 8,866  | 11.21  | 994    | 8,866  |
|       | 임금_일용근로자              | 13.51  | 533    | 3,944  | 0.61   | 24     | 3,944  |
| 사업장규모 | 1~4인                  | 12.11  | 1,780  | 14,698 | 7.09   | 1,039  | 14,698 |
|       | 5~9인                  | 44.99  | 2,535  | 5,634  | 33.81  | 1,905  | 5,634  |
|       | 10~29인                | 66.97  | 4,325  | 6,458  | 57.19  | 3,693  | 6,458  |
|       | 50~99인                | 79.46  | 4,543  | 5,717  | 72.31  | 4,134  | 5,717  |
|       | 100~299인              | 86.89  | 2,319  | 2,669  | 82.88  | 2,212  | 2,669  |
|       | 300인 이상               | 91.26  | 2,664  | 2,919  | 88.28  | 2,577  | 2,919  |
| 근로형태  | 직접고용                  | 74.86  | 17,372 | 23,206 | 64.00  | 14,851 | 23,206 |
|       | 파견                    | 82.04  | 201    | 245    | 68.57  | 168    | 245    |
|       | 용역                    | 84.23  | 593    | 704    | 76.85  | 541    | 704    |
|       | 특수고용                  | 35.00  | 322    | 920    | 0.33   | 3      | 920    |
|       | 재택근무                  | 15.96  | 15     | 94     | 4.26   | 4      | 94     |
| 산업    | 농림어업                  | 4.29   | 82     | 1,912  | 2.41   | 46     | 1,912  |
|       | 광업                    | 85.37  | 35     | 41     | 75.61  | 31     | 41     |
|       | 제조업                   | 68.62  | 4,536  | 6,610  | 64.19  | 4,243  | 6,610  |
|       | 전기가스수도업               | 91.67  | 132    | 144    | 91.67  | 132    | 144    |
|       | 하수처리, 원료재생, 환경복원업     | 84.17  | 101    | 120    | 75.83  | 91     | 120    |
|       | 건설업                   | 42.66  | 1,320  | 3,094  | 27.76  | 859    | 3,094  |
|       | 도소매업                  | 30.77  | 1,705  | 5,541  | 24.26  | 1,344  | 5,541  |
|       | 숙박 및 음식점업             | 14.29  | 521    | 3,647  | 21.42  | 781    | 3,647  |
|       | 운수업                   | 45.46  | 866    | 1,905  | 15.75  | 300    | 1,905  |
|       | 출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업 | 76.14  | 654    | 859    | 71.94  | 618    | 859    |
|       | 금융보험업·부동산업            | 60.89  | 1,146  | 1,882  | 48.51  | 913    | 1,882  |
|       | 교육서비스업                | 52.59  | 1,632  | 3,103  | 46.12  | 1,431  | 3,103  |
| 직업    | 기타개인사회서비스업            | 73.40  | 1,545  | 2,105  | 22.07  | 443    | 2,007  |
|       | 전문기술관리직               | 27.45  | 551    | 2,007  | 57.52  | 3,979  | 6,918  |
|       |                       |        |        |        | 61.91  | 481    | 777    |
|       | 사무직                   | 63.71  | 495    | 777    | 73.23  | 4,417  | 6,032  |
|       | 판매서비스직                | 62.47  | 4,322  | 6,918  | 18.20  | 1,707  | 9,381  |
|       | 농림어업직                 | 78.02  | 4,706  | 6,032  | 1.67   | 28     | 1,674  |
|       | 기능직                   | 25.22  | 2,366  | 9,381  | 45.40  | 3,691  | 8,130  |
|       | 단순노무직                 | 2.75   | 46     | 1,674  | 24.25  | 1,257  | 5,183  |

주 : 1) 비중은 국민연금 당연가입대상자(60세 미만) 총인원수 대비 각 근로유형 그룹별 퇴직금 가입자 수 비중임.

2) ' - '은 해당 항목에 대한 응답 자료가 없는 경우임.

자료: 통계청, 「2011년 8월 경제활동인구조사 근로형태별 및 비임금 근로 부가조사」 원 자료.

<부표 2> 근로유형별 고용보험 및 건강보험 가입률

(단위 : 명, %)

| 항 목   |                       | 고용보험   |        | 건강보험(직장의료보험) |        | 전체     |
|-------|-----------------------|--------|--------|--------------|--------|--------|
|       |                       | 가입자 비중 | 가입자 수  | 가입자 비중       | 가입자 수  |        |
| 종사상지위 | 자영자                   | -      | -      | -            | -      | 8,512  |
|       | 고용주                   | -      | -      | -            | -      | 2,433  |
|       | 무급가족종사자               | -      | -      | -            | -      | 3,179  |
|       | 임금근로자 전체              | 47.51  | 15,095 | 69.83        | 22,187 | 31,772 |
|       | 임금 상용근로자              | 77.81  | 12,619 | 93.72        | 15,199 | 16,218 |
|       | 임금 임시근로자              | 22.18  | 2,330  | 51.14        | 5,372  | 10,504 |
|       | 임금 일용근로자              | 2.89   | 146    | 32.00        | 1,616  | 5,050  |
| 사업장규모 | 1~4인                  | 6.18   | 1,236  | 16.66        | 3,334  | 20,013 |
|       | 5~9인                  | 34.91  | 2,270  | 53.73        | 3,494  | 6,503  |
|       | 10~29인                | 52.63  | 3,895  | 70.14        | 5,191  | 7,401  |
|       | 50~99인                | 58.88  | 3,645  | 80.96        | 5,012  | 6,191  |
|       | 100~299인              | 72.03  | 1,991  | 87.27        | 2,412  | 2,764  |
|       | 300인 이상               | 68.06  | 2,058  | 90.74        | 2,744  | 3,024  |
| 근로형태  | 직접고용                  | 55.70  | 14,102 | 83.02        | 21,018 | 25,317 |
|       | 파견                    | 71.58  | 209    | 83.56        | 244    | 292    |
|       | 용역                    | 74.31  | 784    | 87.68        | 925    | 1,055  |
|       | 특수고용                  | 2.04   | 20     | 63.89        | 628    | 983    |
|       | 재택근무                  | 6.67   | 8      | 41.67        | 50     | 120    |
|       |                       |        |        |              |        |        |
| 산업    | 농림어업                  | 1.27   | 64     | 4.28         | 215    | 5,027  |
|       | 광업                    | 73.33  | 33     | 80.00        | 36     | 45     |
|       | 제조업                   | 63.42  | 4,478  | 70.54        | 4,981  | 7,061  |
|       | 전기·가스·수도업             | 77.55  | 114    | 89.80        | 132    | 147    |
|       | 하수·폐기물처리, 원료재생, 환경복원업 | 75.94  | 101    | 83.46        | 111    | 133    |
|       | 건설업                   | 30.43  | 1,059  | 51.52        | 1,793  | 3,480  |
|       | 도소매업                  | 23.13  | 1,482  | 35.49        | 2,274  | 6,407  |
|       | 숙박 및 음식점업             | 8.32   | 332    | 27.27        | 1,088  | 3,990  |
|       | 운수업                   | 37.81  | 831    | 44.63        | 981    | 2,198  |
|       | 출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업 | 64.52  | 562    | 78.53        | 684    | 871    |
|       | 금융보험업·부동산업            | 46.94  | 1,011  | 66.30        | 1,428  | 2,154  |
|       | 교육서비스업                | 17.85  | 576    | 58.41        | 1,885  | 3,227  |
|       | 보건 및 사회복지서비스업         | 62.76  | 1,463  | 70.53        | 1,644  | 2,331  |
|       | 기타개인사회서비스업            | 18.77  | 444    | 32.81        | 776    | 2,365  |
| 직업    | 관리직                   | 51.85  | 463    | 64.17        | 573    | 893    |
|       | 전문가 및 관련 종사자          | 43.87  | 3,157  | 65.43        | 4,708  | 7,196  |
|       | 사무직                   | 61.73  | 3,810  | 79.18        | 4,887  | 6,172  |
|       | 판매 및 서비스직             | 15.81  | 1,651  | 32.70        | 3,415  | 10,442 |
|       | 농림어업직                 | 1.0    | 43     | 2.10         | 94     | 4,476  |
|       | 기능직                   | 45.54  | 4,067  | 56.90        | 5,082  | 8,931  |
|       | 단순노무직                 | 24.45  | 1,904  | 44.03        | 3,428  | 7,786  |

주: 1) 비중은 각 근로유형 그룹별 총 인원수 대비 고용보험 및 건강보험 가입자 수 비중임.

2) ‘-’은 해당 항목에 대한 응답 자료가 없는 경우임.

자료 : <부표 1>과 동일.



# 근로장려세제(EITC) 정책의 효과성과 개선방안에 관한 연구

■ 김 정 호 \*

---

\* 부산대학교 박사, 세무사, E-mail : taxskim@daum.net





# 차 례

|                                   |    |
|-----------------------------------|----|
| I. 서론 .....                       | 70 |
| II. 이론적 배경과 선행연구 .....            | 71 |
| 1. EITC .....                     | 71 |
| 2. 선행연구 .....                     | 78 |
| III. 근로장려금 지급현황 .....             | 81 |
| 1. 지난 3년간의 근로장려금의 지급현황 .....      | 81 |
| 2. 지난 3년간의 근로장려금의 지급요건 현황 .....   | 83 |
| 3. 지난 3년간의 근로장려금의 인구통계학적 현황 ..... | 85 |
| IV. 근로장려세제 발전방향 .....             | 87 |
| 1. 주택요건을 폐지하고 재산요건으로 일원화 .....    | 87 |
| 2. 맞벌이 부부의 급여 차등화 .....           | 88 |
| 3. 개인자영업자 등의 적용 .....             | 89 |
| 4. 농·어민 등의 적용 .....               | 90 |
| 5. 근로장려세제와 소득세제의 조화 .....         | 90 |
| V. 결론 .....                       | 91 |
| VI. 참고문헌 .....                    | 92 |



# 근로장려세제(EITC) 정책의 효과성과 개선방안에 관한 연구

김 정 호

## 요 약

근로장려세제(Earned Income Tax Credit, 이하 EITC)는 정부가 소득이 일정금액 이하인 사람들에게 가구별 근로소득 수준에 따라 산정된 근로장려금을 세금 환급형태로 지급하여 근로빈곤층의 근로유인을 재고하고 실질소득을 지원하기 위한 근로연계형 소득지원제도(Workfare)이다. 일하는 빈곤층(Working Poor)의 근로유인을 재고하고 실질소득을 지원하기 위한 최초의 환급형 세액공제(refundable tax credit)제도인 근로장려세제는 2009년도에 처음 시행되었다. 근로장려세제를 시행한 지 올해로 4년차로 본래의 취지에 맞게 차상위빈곤층의 근로를 유인하여 근로장려금이 적절히 지급되었는지 등의 근로장려세제의 효과성에 대하여 먼저 알아보고, 본 제도의 도입으로 인한 제도상·정책상의 문제점을 고찰 한 후 근로장려세제의 중·장기적인 발전을 위한 개선방향을 제시하고자 한다.

근로장려세제의 중·장기적 발전을 위해서는 몇 가지 측면에서 미비한 제도의 개선과 보완이 필요하다. 첫째, 근로장려금 지급대상자 선정시의 중복요건인 기존의 주택요건을 폐지하고 재산요건으로 제도개선의 일원화가 필요하다. 둘째, 제도 개선된 부양자녀수에 대한 근로장려금의 차등지급뿐만 아니라 홀벌이 부부에 대한 맞벌이 부부의 급여차등화를 고려하여 이차소득자의 노동공급이 감소되지 않도록 제도개선이 필요하다. 셋째, 과세관청의 소득파악 미비로 인한 제도 적용이 연기된 자영업자와 근로소득자와의 형평성을 고려하여 자영업자에 대한 근로장려금 혜택을 받을 수 있도록 하여야 한다. 넷째, 농·어민의 소득파악의 미비로 인한 근로소득자와의 과세형평성 문제뿐만 아니라 마지막으로 근로장려세제와 소득세제의 중복공제 혜택의 여부도 고려하여야 할 것으로 판단된다.

**한글 색인어:** 근로장려세제, 근로장려금, 소득파악

## I. 서론

근로장려세제(Earned Income Tax Credit, 이하 EITC)는 정부가 소득이 일정금액 이하인 사람들에게 가구별 근로소득 수준에 따라 산정된 근로장려금을 세금 환급형태로 지급하여 근로빈곤층의 근로유인을 재고하고 실질소득을 지원하기 위한 근로연계형 소득지원제도(Workfare)이다. 일하는 빈곤층(Working Poor)의 근로유인을 재고하고 실질소득을 지원하기 위한 최초의 환급형 세액공제(refundable tax credit)제도인 근로장려세제는 2009년도에 처음 시행되었다. 국민기초생활수급자로 국가로부터 지원을 받는자 보다는 차상위계층<sup>1)</sup>인 근로장려세제 대상자는 근로를 제공함에도 불구하고 최저생계비 이하수준의 생활을 하는 자들을 주 대상으로 하여 국가에서 일정부분을 보조 및 지원해 주는 제도를 말한다. 근로장려세제는 차상위계층에 있는 근로자들로 하여금 근로를 통한 국가로부터 지원을 받을 수 있도록 근로의욕을 재고하여 경제활동을 유도 할뿐만 아니라, 복지국가로서의 기초생활수급자의 차 상위계층을 지원해주는 취지로 도입됨으로서 “복지와 경제성장”에 기여할 취지로 도입되었다. 차상위계층인 근로자들이 근로장려금을 수급받기 위해서는 4가지 요건인 총소득 요건, 부양자녀 요건, 주택여부 요건, 그리고 총재산 요건을 모두 충족하여야 근로를 통한 일정부분을 국가로부터 지원받을 수 있는 근로장려세제 대상자로 선정이 된다.

1975년 미국에서 처음 시행된 근로장려세제는 현재 지속적으로 확대·발전되어 저소득 근로계층을 위한 가장 중요한 소득지원제도로 정착되어 가고 있으며, 이는 미국을 필두로 이후 유럽의 영국, 덴마크, 핀란드, 스웨덴, 네덜란드, 프랑스, 벨기에와 캐나다, 호주 등 선진국들도 이와 유사한 제도를 도입 발전시켜가고 있다. 근로장려세제는 사회보장이 취약한 저소득 근로계층을 보호하기 위한 효과적인 지원제도로, 기존의 단순한 소득지원 위주의 복지정책(Welfare)에서 근로연계형 소득지원제도(Workfare)로 전환해 나가는 선진국형 복지정책이다.

우리나라의 근로장려세제는 2008년 12월 12일 국회의 본회의에서 의결된 조세특별제한법 개정안에 따라 근로장려금의 수급조건을 일부 완화하여 연간 최대지급

---

1) 차상위계층이란 국민기초생활보장법상에서 규정된 법적, 행정적 개념으로 소득인정액이 최저생계비 대비 120%미만이면서 수급권자가 아닌 계층을 지칭한다.

액도 200만원으로 상향조정하여 시행하게 되었다. 근로장려세제를 시행한 지 올해로 4년차로 본래의 취지에 맞게 근로장려금이 적절하게 지급되었는지 등의 근로장려세제의 효과성에 대하여 알아보고, 본 제도의 도입으로 인한 제도상·정책상의 문제점을 고찰 한 후 근로장려세제의 중·장기적인 발전을 위한 개선방향을 제시하고자 한다.

## Ⅱ. 이론적 배경과 선행연구

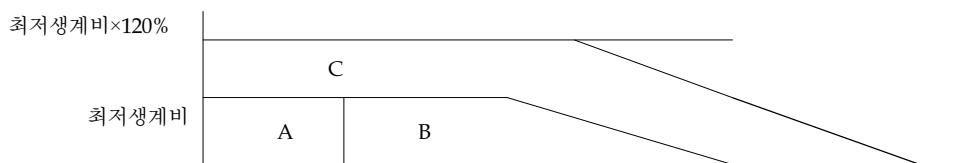
### 1. EITC

#### 가. EITC란?

근로장려세제는 일정수준 이하의 근로소득이 있는 가구를 대상으로 적용되는 환급 가능한 세액공제제도 형태로서 근로활동에 참여하고 있는 저소득가구에 대한 소득지원을 목적으로 하는 선진국형 복지제도이다. 근로장려세제의 특징 중의 하나는 개별가구에 대한 급여가 기존의 소득세체계 내에서 제공되기 때문에 복지프로그램과 소득세체계가 연계된 형태인 근로연계형 소득지원제도로 운영된다는 점과 일정수준까지는 근로소득이 증가할수록 근로장려금이 증가하기 때문에 기존의 복지프로그램에 비해 상대적으로 높은 근로유인효과를 기대할 수 있다는 점이다.

근로장려세제는 국민기초생활보장제도에 의해 혜택을 받는 최하 빈곤층의 차상위계층<sup>2)</sup>으로 직업은 있으나 저임금 등의 이유로 빈곤층 부근에 있음에도 불구하고 국가의 복지지원에서 소외된 근로계층으로 근로를 통한 근로장려금을 지원하

#### 2) 차상위계층의 범주



A: 수급권자, B: 비수급 빈곤층, C: 근접빈곤층

출처: 차상위계층 실태조사, 한국보건사회연구원(2005)

는 제도이다. 근로장려세제는 근로를 통한 정부의 복지지원 정책으로 근로장려금의 혜택을 받기 위해서는 일을 통한 근로소득이 있어야 하므로, 근로능력이 없는 취약계층이나 근로능력이나 근로의욕이 있어도 실직상태에 있는 빈곤층의 경우에는 근로장려금을 제공받을 수 없다는 한계점을 지니고 있다. 따라서 근로장려세제는 기존의 공공부조제도를 대체하는 제도가 아니라 근로소득이 있는 차상위계층을 위한 소득보조제도인 근로연계형 소득지원제도로써 보완적 성격을 갖는다고 할 수 있다.

정부의 각종 재정지출 정책과 조세지원 정책을 결합한 형태인 근로장려세제는 노동유인과 행정비용 측면에서 효율성 제고가 가능한 제도이다. 경제성장과정에서 나타나는 빈곤층의 문제는 복지사회를 지향하는 국가발전 과정에서 해결해야 할 중요한 과제로, 국가는 노인, 장애인 등의 기초생활수급자를 위한 최저생활보장에 힘써야 한다. 동시에 저소득층이 스스로 노력을 통해 중산층으로 도약할 수 있는 기회를 제공하여 사회안전망의 효율성 제고가 필요하다. 우리나라의 사회안전망<sup>3)</sup>은 일반국민을 대상으로 한 4대 사회보험과 절대빈곤층 보호를 위한 국민기초생활보장 제도로 이원화해야 할 필요성이 있다. 즉 절대빈곤층에 대해서는 국민기초생활보장 제도가 최저생계를 보장하고 있어 상당수준의 보호체계를 갖추고 있다. 또한 일반국민에 대해서는 4대 사회보험으로 노령, 질병 등 사회적 위험에 대하여 1차적으로 보호해준다. 그러나 여전히 일을 해도 빈곤에서 벗어나지 못하는 근로빈곤층에 대한 사회적 보호가 취약한 실정이어서 차 상위계층의 열악한 경제활동 지원과 차 상위계층과 기초수급자와의 형평성 등의 이유 외에도 근로소득공제에 비해 근로장려세제의 편익 대비 효율성과 우수성이 OECD 주요국 대비 복지수준 확대 등의 이유에 EITC제도 도입의 필요성이 근거하는 것이다(정유석, 2007).

### 3) 우리나라 사회안전망 비교

| 구분 | 국민기초생활보장제                             | 근로장려세제                                       | 사회보험                                 |
|----|---------------------------------------|----------------------------------------------|--------------------------------------|
| 목적 | - 노인·장애인, 소년소녀가장 등 근로의욕 취약계층에 대한 생계보장 | - 근로저소득층의 일을 통한 빈곤 탈출 지원<br>- 사회안전망의 사각지대 해소 | - 일정소득이 있는 국민을 노령·질병 등 사회적 위험으로부터 보호 |
| 내용 | - 최저생계비 미납 가구의 생계유지 부족 소득을 보충적으로 지원   | - 일한만큼 추가지원이 이루어지는 근로연계형 소득지원                | - 사회보험원리에 따라 본인 보험료 일정부담             |

## 나. 우리나라의 근로장려세제

### 1) 근로장려세제의 신청요건

근로장려세제가 처음 도입된 후 일부 제도의 개선이 있어왔으며, 근로를 통한 근로장려금을 지급받기위한 근로장려세제의 신청자격 요건은 다음의 <표 1>과 같이 배우자·부양자녀 요건, 총소득 기준금액 요건, 주택 요건, 그리고 재산 요건을 모두 충족하여야 근로장려세제의 신청자격 대상자가 된다.

첫째, 배우자·부양자녀 요건은 2011년 12월 31일 현재 배우자가 있고 18세 미만 부양자녀가 없거나, 18세 미만 부양자녀가 1명 이상을 부양하여야 한다. 부양자녀에는 입양자도 포함되며 부모가 없는 손자녀·형제자매의 자녀도 부양자녀 범위에 포함되며, 중증장애인 부양자녀는 연령제한을 적용받지 않는다. 다만, 부양자녀들의 연간 소득금액 합계 100만원이 넘는다면, 부양자녀로 보지 않는다.

<표 1> 근로장려금 신청자격

| 수급 요건       | 기존요건(2009)                 | 현행요건(2012)                                |
|-------------|----------------------------|-------------------------------------------|
| 총소득 요건      | 부부합산 소득 1,700만원 미만         | 부양자녀 수에 따라 부부합산 2,500만원 미만                |
| 배우자·부양자녀 요건 | 18세미만 자녀 1인 이상 부양세대        | 배우자 있고 18세 미만 자녀가 없거나, 18세미만 자녀가 1명이상인 세대 |
| 주택 요건       | 세대원 전원 무주택 세대              | 무주택 또는 6천만 원이하 소규모주택 한 채 소유세대             |
| 재산 요건       | 전세금, 예금 등 재산합계액 1억 원 미만 세대 | 소규모주택을 포함한 재산 합계액 1억 원미만 세대               |

둘째, 총소득 기준금액 요건은 부양자녀의 수에 따라 달라진다. 먼저 배우자가 있고 부양자녀가 없는 경우 총소득 기준금액요건은 부부합산 연 1,300만원, 부양자녀가 1명인 경우 연간 1,700만원, 부양자녀가 2명인 경우 연간 2,100만원, 마지막으로 부양자녀가 3명 이상인 경우에는 연간 총소득 기준금액은 2,500만원 미만이어야 한다. 근로소득자의 경우 총소득은 총급여액(연봉·비과세 소득)과 이자, 배당,



연금소득 등을 합산해 계산하며, 보험모집인과 방문판매원 등의 경우에는 사업소득에서 각종 필요경비를 제외한 금액을 총소득(사업소득-각종 필요경비)으로 포함한다.

셋째, 주택요건은 2011년 6월 1일 기준 세대원 전원이 무주택 상태이거나 기준시가 6,000만 원 이하 소규모 주택 한 채를 소유한 경우로 제한한다. 마지막으로, 재산요건<sup>4)</sup>으로 2011년 6월 1일 기준 세대원 전원이 소유한 재산의 합계액이 1억 원 미만이어야 한다. 재산에는 주택과 토지 및 건축물, 자동차, 전세금, 금융재산, 유가증권, 골프회원권, 부동산을 취득할 수 있는 권리 등이 모두 포함된다. 다만 모든 요건을 충족했다라도 국민기초생활보장급여(생계, 주거, 교육)를 3개월 이상 받았거나 외국인(대한민국 국적자와 혼인한 경우 제외) 등은 신청을 해도 근로장려금 지원 대상자일 수 없다.

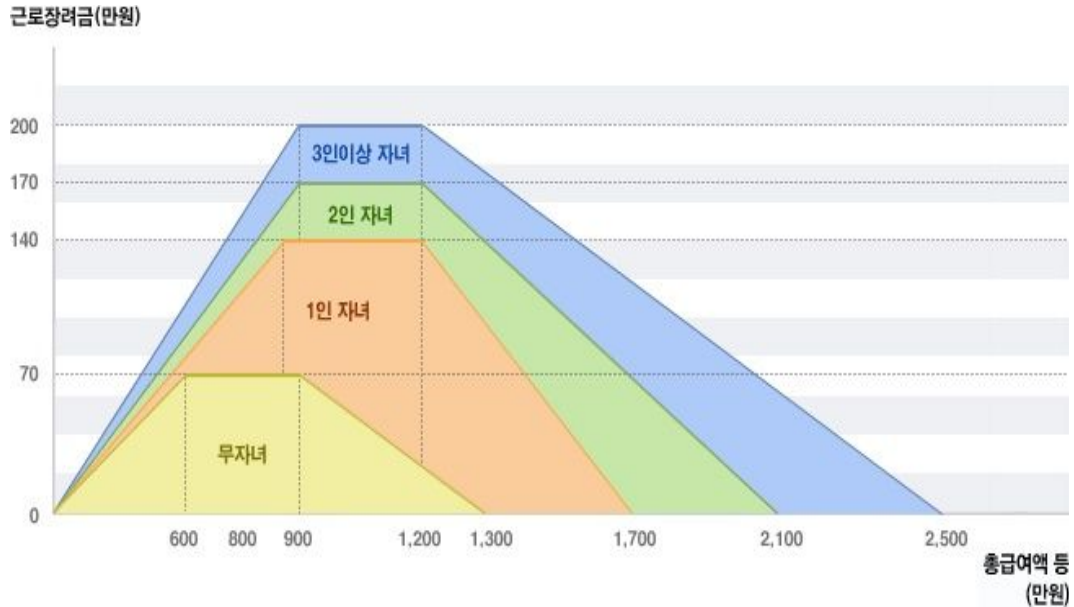
## 2) 근로장려금 산정방법

근로장려금은 직전년도의 총급여액을 기준으로 계산하되 거주자의 배우자가 근로소득이 있는 때에는 해당거주자와 그 배우자 중 주 소득자의 급여액에 그 배우자의 급여액을 합산하여 총급여액을 산정한다. 즉 가구단위 적용으로 가구단위 적용 시 부부의 과세대상 근로소득을 합산한 금액을 기준으로 한다. 이와 같은 산식에 의해 산출되는 우리나라 근로장려세제의 모형을 도식화 하면 [그림 1]과 같이 부양자녀와 부부합산 총급여액 등에 따라 달리 산정된다.

4) 재산기준 범위와 평가방법은 다음과 같다.

| 재산의 종류           | 포함되는 재산의 범위                               | 평가 방법                                                                             |
|------------------|-------------------------------------------|-----------------------------------------------------------------------------------|
| 토지 및 건축물         | 재산세 부과대상의 토지 및 건축물                        | 시가표준액                                                                             |
| 승용자동차            | 영업용 승용자동차 제외                              | 시가표준액                                                                             |
| 전세금              | 전세금(임차보증금 포함)                             | 임대차계약서 상의 전세금 및 보증금                                                               |
| 금융재산             | 개인별 합계액 500만 원 이상인 예금·적금·부금·예탁금과 투자신탁     | 금융재산의 잔액                                                                          |
| 유가 증권            | 개인별 합계액 500만 원 이상인 주식, 채권                 | - 상장주식 : 최종시세가액<br>- 그 외 주식 및 채권 : 액면가액                                           |
| 골프장 회원권          | 회원제 골프장을 이용할 수 있는 회원권                     | 국세청의 기준시가                                                                         |
| 부동산을 취득할 수 있는 권리 | - 조합원입주권<br>- 분양권<br>- 토지상환채권<br>- 주택상환사채 | - 입주권 : 기존건물평가액±청산금<br>- 분양권 : 소유기준일까지 불입금액<br>- 토지상환채권 : 액면가액<br>- 주택상환사채 : 액면가액 |

[그림 1] 2012년 근로장려세제(EITC) 모형



[그림 1]과 같이 근로장려금은 부양자녀와 부부합산 총급여액 등에 따라 달리 산정이 된다. 무자녀의 경우에는 최대근로장려금이 70만원으로 총소득기준은 1,300만원을 한도로 한다. 반면에 18세 미만의 자녀가 1명인 경우에는 총소득기준으로 1,700만원까지 최대 140만원의 근로장려금을 지원받을 수 있으며, 18세 미만의 자녀가 2명인 경우에는 총소득기준으로 2,100만원까지 최대 170만원의 근로장려금을, 마지막으로 18세 미만의 자녀가 3명 이상의 경우에는 총 소득기준으로 2,500만원까지 최대 200만원의 근로장려금을 지원받게 된다. 실질적으로 부양자녀가 많을 경우에는 기초생계비가 더 많이 발생하는 것을 감안하여 4단계<sup>5)</sup>로 구분하고 있다.

2012년 근로장려세제 모형은 처음 도입시의 근로장려세제<sup>6)</sup>의 한계점을 보완 개

##### 5) 2012년 근로장려세제(EITC) 적용범위

| 구분    | 무자녀       | 1인 자녀       | 2인 자녀       | 3인 이상 자녀    |
|-------|-----------|-------------|-------------|-------------|
| 최대지급액 | 70만원      | 140만원       | 170만원       | 200만원       |
| 총소득기준 | 1,300만원   | 1,700만원     | 2,100만원     | 2,500만원     |
| -점증구간 | 0~600     | 0~800       | 0~900       | 0~900       |
| -평탄구간 | 600~900   | 800~1,200   | 900~1,200   | 900~1,200   |
| -점감구간 | 900~1,300 | 1,200~1,700 | 1,200~2,100 | 1,200~2,500 |

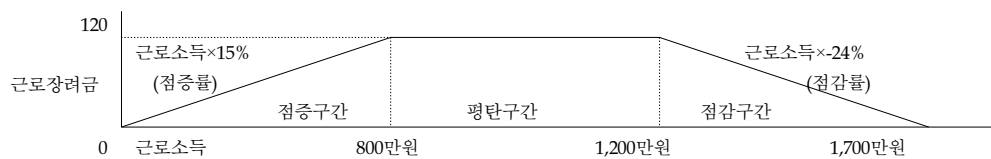
선하였다. 도입 초기에는 부양자녀가 1명 이상인 경우로 부양자녀에 따른 총급여액의 차등을 두지 않았으나, 부양자녀가 많을 경우 최소한의 기초생계비부담<sup>7)</sup>이 증가함을 감안하여 부양자녀 수에 따라 총급여액의 차등을 두어 근로장려세제 모형을 산정하여 실질적으로 근로의욕을 제고한 복지형 제도로 개선·보완한 4단계<sup>8)</sup>로 구분하여 근로장려세제를 나타내고 있다.

#### 6) 도입초기인 2009년 근로장려세제

Panel A: 2009년 근로장려세제(EITC) 적용범위

| 연간 근로소득            | EITC 급여액               |
|--------------------|------------------------|
| ① 0 ~ 800만원        | 근로소득 × 15%             |
| ② 800만 ~ 1,200만원   | 120만원 정액 지급            |
| ③ 1,200만 ~ 1,700만원 | (1,700만원 - 근로소득) × 24% |

Panel B: 2009년 근로장려세제(EITC) 모형



주) 재정경제부, 보도자료, 2007.

#### 7) 연도별 최저생계비

| 연도   | 1인 가구   | 2인 가구   | 3인 가구     | 4인 가구     | 5인 가구     | 6인 가구     |
|------|---------|---------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 2006 | 418,309 | 700,849 | 939,849   | 1,170,422 | 1,353,242 | 1,542,382 |
| 2007 | 435,921 | 734,412 | 972,866   | 1,205,535 | 1,405,412 | 1,609,630 |
| 2008 | 463,047 | 784,319 | 1,026,603 | 1,265,848 | 1,487,878 | 1,712,186 |
| 2009 | 490,845 | 835,763 | 1,081,186 | 1,326,609 | 1,572,031 | 1,817,454 |
| 2010 | 504,344 | 858,747 | 1,110,919 | 1,363,091 | 1,615,263 | 1,867,435 |
| 2011 | 532,583 | 906,830 | 1,173,121 | 1,439,413 | 1,705,704 | 1,971,995 |

주) 국세통계연감 2006~2011

#### 8) 배우자와 부양자녀에 따른 4단계 근로장려세제 구분

Panel A: 배우자가 있으나 부양자녀가 없는 경우

| 총급여액 등           | 근로장려금                 |
|------------------|-----------------------|
| 0원~600만원 미만      | 총급여액 등×7/60           |
| 600만원~900만원 미만   | 70만원                  |
| 900만원~1,300만원 미만 | (1,300만원-총급여액 등)×7/40 |

### 3) 부정수급 방지대책

근로장려세제는 신청자의 신청에 의해 지급되는 것으로 수급요건, 근로소득 산정에 있어서 부정수급의 소지가 있다. 근로장려세제를 30년 이상 시행하고 있는 미국의 경우에도 부정수급 등 오류지급비율이 높은 것으로 보고되고 있다. 따라서 원칙적으로는 근로자가 제출한 소득내역과 고용주가 제출한 지급조서 등이 상호 일치됨이 확인된 경우에만 근로소득으로 인정해 근로장려세제를 적용하게 될 것이며 시행초기에는 급여수준을 근로자의 사회보험료 납부에 필요한 최소금액 수준으로 설정해 부정수급 소지를 최소화 하여야 할 것이다. 또 수급요건 허위 기재 등의 기타 부정한 방법으로 허위 신청 시에는 5년간 근로장려금 지급을 제한하고 오류로 지급된 근로장려금을 환수한다.

### 4) 신청 및 지급절차

첫째, 전년도 근로소득 발생요건으로 근로소득을 포함한 부부합산 총소득 1,700만 원 등 4가지 요건을 모두 충족해야 신청이 가능하며, 둘째, 당해 연도 5월 1일부터 31일까지 근로장려금을 신청하고, 셋째, 6월 1일부터 8월 31일까지 근로장려금 정밀심사 및 결정(관할 세무서장이 결정, 8월 말 까지 결정하기 어려운 경우에는 한 달간 결정 연장 가능)하며, 넷째, 9월 1일부터 31일까지 근로장려금을 지급한다(신청서에 기재된 계좌번호로 송금하거나 현금으로 직접 지급, 단 고의나 중과실

Panel B: 부양자녀가 1명인 경우

| 총급여액 등             | 근로장려금                   |
|--------------------|-------------------------|
| 0원~800만원 미만        | 총급여액 등×7/40             |
| 800만원~1,200만원 미만   | 140만원                   |
| 1,200만원~1,700만원 미만 | (1,700만원-총급여액 등)×28/100 |

Panel C: 부양자녀가 2명인 경우

| 총급여액 등             | 근로장려금                  |
|--------------------|------------------------|
| 0원~900만원 미만        | 총급여액 등×17/90           |
| 900만원~1,200만원 미만   | 170만원                  |
| 1,200만원~2,100만원 미만 | (2,100만원-총급여액 등)×17/90 |

Panel D: 부양자녀가 3명 이상인 경우

| 총급여액 등             | 근로장려금                 |
|--------------------|-----------------------|
| 0원~900만원 미만        | 총급여액 등×2/9            |
| 900만원~1,200만원 미만   | 200만원                 |
| 1,200만원~2,500만원 미만 | (2,500만원-총급여액 등)×2/13 |

로 허위 신청한 사람은 2년간, 서류 위변조 등 부정한 행위를 통해 허위 신청한 사람은 자격요건이 해당되어도 5년간 근로장려금 지급을 제한). 부정수급으로 확인된 근로장려금은 전액 추징되며 환급일로부터 환급취소결정일까지 일 0.03%의 이자상당액을 징수한다. 이와 같이 사기, 기타 부정한 방법으로 근로장려금을 지급받거나 받도록 한 자는 지급제한 뿐만 아니라 조세법처벌법이 정하는 바에 따라 징역 또는 벌금 등의 처벌을 받을 수 있다.

근로장려세제 신청 및 환급과 환급의 제한 내용을 간략히 요약하면 <표 2>와 같다.

<표 2> 근로장려금 신청·환급 및 환급의 제한

| 요 건     | 내 용                                                  |
|---------|------------------------------------------------------|
| 신 청     | 매년 5월 종합소득세 신고와 함께 신청                                |
| 결정 및 환급 | 신청 후 3개월 내(8월)결정, 1개월 범위 내에서 연장가능, 결정 후 30일 내 환급(9월) |
| 환급 제한   | 고의·중과실(2년), 사기·기타 부정한 방법(5년)                         |

## 2. 선행연구

근로장려세제에 관한 선행의 연구들은 주로 근로소득공제와 근로소득세액공제에 초점이 맞추어져 연구하여 왔다. 국외의 경우에는 미국을 필두로 유럽국가에서 근로장려세제를 시행하여 다양한 연구들이 이루어져 왔으나, 국내의 경우에는 도입된지 얼마 되지 않아 근로장려세제에 대한 정책적 발전방안 등의 연구와 근로소득공제와 근로소득세액공제에 초점에 맞추어 과세형평성에 미치는 효과 등의 연구가 주를 이루고 있다.

Scholz(1994)는 EITC제도가 근로자들의 근로의욕을 재고할 것이라는 가정 하에 근로장려금 지급 구간모형에서 점증구간에서는 노동공급이 증가하여 근로를 통한

경제성장과 복지제도의 효과에 긍정적인 영향을 미치나, 평면구간과 점감구간에서의 노동공급이 감소하는데 주목해야한다는 결론을 도출하였고, Holtzblatt et al.(1994)과 Neumark and Washer(2000)는 EITC제도의 확대에 의하여 절대적 빈곤 수준이 감소되는 효과를 가져 온다는 결과를 보여주고 있다. Ellwood(2000)는 EITC제도로 인해 양부모 가구의 경우 배우자 여성의 경제활동 참여가 감소한다는 점을 보여주고 있으며, 이 밖에도 다양한 상황 하에서의 EITC제도의 결혼 패널티와 지원규모에 미치는 영향에 대한 연구 등이 있다.

근로장려세제, 근로소득공제와 근로소득세액공제에 관한 국내의 선행연구로는 김근중(1997), 손광락(1999), 원윤희(2001), 전병목·원종학(2003), 이상은(2007), 이기형·김상영(2009) 등이 있다.

김근중(1997)은 근로소득공제가 근로자의 가처분소득에 미치는 효과와 예산비용 등을 분석한 결과, 가처분소득의 증가는 일부 소득계층에 집중되어 있고 조세의 수직적 공평성의 기준에서 효과가 미흡하여 공제율이나 공제한도 인상을 통해 확대하는 방안도 효율성과 공평성의 측면에서 여러 가지 문제가 있다고 분석하였다. 이러한 문제점에 대하여 근로소득세액이 아닌 근로소득을 기준으로 세액공제액을 산정하여 공평성을 제고하고자 하며, 면세점 이하 근로소득자도 혜택을 볼 수 있도록 환급 제도인 점퇴구간의 도입으로 일정소득 이상의 근로자는 이 제도로부터 제외시켜야 한다는 방안을 제시하였다.

손광락(1999)은 소득공제와 EITC제도의 취지를 사업소득자에 비해 상대적으로 높은 근로소득자의 세부담을 경감하는 수단으로 규정하고 양자의 경제적 효과를 비교 평가하였다. 분석결과, 소득공제가 EITC에 비해 소득분배에 역진적이며 근로자의 편익증가 또는 예산비용 등 효율성 측면에서도 열등하다고 분석하였다. 또한, 소득공제의 경우에는 소득공제의 한도액으로 인하여 일정소득 이상에서는 표준공제로 작용받게 되는 문제점이 발생한다고 보았다. 따라서 형평성과 효율성의 개편 방안의 관점에서 우수한 EITC제도로 통합할 것을 주장하였고, 미국의 EITC제도 도입시 면세점 이하의 저 소득자에 대한 환급 등 형평성 개선 효과가 있음을 보여주고 있다.

원윤희(2001)는 가구인원수별 최저생계비 수준이 면세점에 비하여 너무 낮다는

분석결과를 통하여 면세점 수준을 최저생계비 수준까지 인하되어야 한다는 전제 하에 기본공제 및 표준공제 등의 개편방안과 병행하여 대안을 설정하였다. 10분위 계층별 소득 자료를 기반으로 하여 제도개편의 재분배효과가 명확화 하였고 국민 기초생활보장제도의 효과와 연계함과 동시에 미국의 EITC제도 방식에 근거하여 실시하였다. 반면에 전병목·원종학(2003)은 국제비교를 통해 근로소득세제의 문제 점을 지적하고 공제제도 개편방안을 지적하였지만, 구체적인 대안을 제시하지 못 하였다. 근로소득공제가 근로소득세액공제 보다 비효율적이라는 점을 지적하고 근로소득세액공제의 확대와 근로장려세제의 도입을 주장하였다.

이상은(2007)은 시행이전의 정부의 근로장려세제의 정책적 과제를 제시하고 있다. 근로를 통한 차상위계층의 근로유인을 제고하고 실질소득을 지원하는 근로연 계형 소득지원제인 근로장려세제를 시행하기 위한 선정기준이나 정부예산등의 정책적 과제를 제시하고 있다. 반면에 이기형·김상영(2009)은 근로장려세제를 통하여 근로를 통한 조세지원으로 차상위계층의 근로의욕을 재고시키며, 조세제도를 통한 소득재분배효과를 가져올 것으로 기대하였다. 시행초기인 만큼 선진국의 EITC제도의 형태와 특성을 알아보고, 근로장려세제의 정책 또는 행정적 미비점에 대하여 고찰하며 바람직한 정책방향을 제시하고 있다.

이상에서 살펴본 선행연구들의 내용을 종합해보면 세 부담 경감 정책수단으로서 기존의 빈곤층에 대한 소득보조의 형태보다는 미국의 EITC제도를 중심으로 통합 하는 것이 보다 효율적이고 타당하다는 결론을 얻을 수 있었다. 따라서 본 연구는 근로장려세제의 시행이 안착되기 위해서 이제 동안 근로장려세제를 분석해보고 시행초기의 문제점을 개선하고 발전할 수 있는 정책적 개선과제와 바람직한 발전 방안의 연구가 필요하다.

### Ⅲ. 근로장려금 지급현황

#### 1. 지난 3년간의 근로장려금 지급현황

근로장려세제가 처음 시행된 2008년에 대한 근로장려금을 지급받은 2009년부터 2011년까지의 3년간의 근로장려금 지급현황<sup>9)</sup>을 분석한 결과는 다음과 같다. 처음 지급된 2009년의 경우 전체 근로장려금 총수급금액은 4,537억이며, 수급 가구 수는 591천 가구로 한 가구당 77만원의 근로장려금을 지급하였고, 2010년의 경우 전체 근로장려금 총수급금액은 4,369억이며, 수급 가구 수는 566천 가구로 한 가구당 77만원의 근로장려금을 지급하였다. 그리고 2011년의 경우에는 전체 근로장려금 총수급금액은 4,020억이며, 수급가구는 522천 가구로 한 가구당 77만원의 근로장려금을 지급하였다. 각 년도의 총근로장려금과 수급가구를 근로장려금 수급모형에서 분석한 결과는 [그림 2]와 같다.

9) 3년간의 근로장려금 지급현황  
Panel A (2009년)

| 근로소득       | ~800만원 구간 | 800만원~1,200만원 구간 | 1,200만원~1,700만원 구간 | 전체      |
|------------|-----------|------------------|--------------------|---------|
| 총 수급 금액    | 1,660억    | 1,975억           | 902억               | 4,537억  |
| 수급가구 수     | 286천 가구   | 165천 가구          | 140천 가구            | 591천 가구 |
| 가구당 평균수급금액 | 58만원      | 120만원            | 64만원               | 77만원    |

Panel B (2010년)

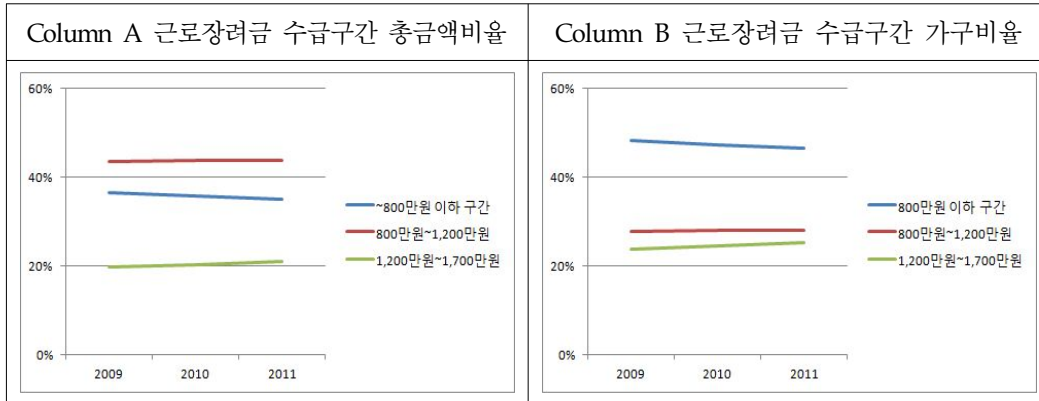
| 근로소득       | ~800만원 구간 | 800만원~1,200만원 구간 | 1,200만원~1,700만원 구간 | 전체      |
|------------|-----------|------------------|--------------------|---------|
| 총 수급 금액    | 1,568억    | 1,909억           | 892억               | 4,369억  |
| 수급가구 수     | 268천 가구   | 159천 가구          | 139천 가구            | 566천 가구 |
| 가구당 평균수급금액 | 58만원      | 120만원            | 64만원               | 77만원    |

Panel C (2011년)

| 근로소득       | ~800만원 구간 | 800만원~1,200만원 구간 | 1,200만원~1,700만원 구간 | 전체      |
|------------|-----------|------------------|--------------------|---------|
| 총 수급 금액    | 1,412억    | 1,764억           | 844억               | 4,020억  |
| 수급가구 수     | 243천 가구   | 147천 가구          | 132천 가구            | 522천 가구 |
| 가구당 평균수급금액 | 58만원      | 120만원            | 64만원               | 77만원    |



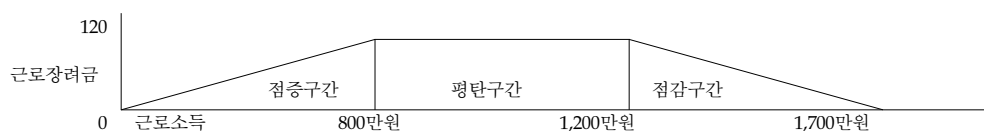
[그림 2] 지난 3년간의 근로장려금 지급현황



[그림 2]의 Column A<sup>10)</sup>에서와 같이 전체 근로장려금 지급은 총소득의 평탄구간인 800만원에서 1,200만원의 구간에서 가장 높으며, 점증구간인 800만 원 이하의 구간, 그리고 점감구간인 1,200만원에서 1,700만원의 구간 순으로 나타나고 있다. 반면에 Column B의 근로장려금 수급구간 가구비율은 점증구간이 총소득이 800만원 이하의 구간이 가장 많은 것을 알 수 있고, 그 다음으로 평탄구간인 800만원 1,200만원, 점감구간인 1,200만원에서 1,700만원 구간 순으로 나타내고 있다.

근로장려세제 도입 3년간의 근로장려금 수급현황을 분석한 결과 지난 3년간의 근로장려금의 총급여액과 지급대상가구수가 점증적으로 줄어들고 있음을 알 수 있다. 반면에 근로장려금을 가장 많이 받는 구간인 평탄구간(800만원에서 1,200만원, 최대 120만원)은 3년간의 높은 비율의 변화가 없으나, 점증구간인 800만 원 이하의 경우는 수급가구수의 감소로 총수급금액이 감소하고 있으며, 반대로 점감구간인 1,200만원에서 1,700만원의 경우는 수급가구수의 증가로 총수급금액이 증가하고 있음을 알 수 있다. 따라서 3년간의 전체적인 총근로장려금 수급금액과 수급가구수의 감소는 근로장려세제의 취지에 맞게 일을 통한 근로의욕의 제고로 경제

10) 근로장려세제(EITC)모형



활동을 활성화하며 복지국가로서의 조세환급의 효과에 영향이 있다고 볼 수 있다. 근로장려금 구간모형의 분석에서 알 수 있듯이 총소득이 낮은 구간(점증구간, 800만원 이하구간)에서는 근로장려금을 더 많이 받기 위하여 근로자의 근로의욕이 증진되어 근로장려금을 받고자 하는 동기부여적 성격이 있을 수 있으나, 총소득이 높은 구간(점감구간, 1,200만원에서 1,700만원 구간)에서는 근로장려금을 더 많이 받기 위하여 근로의욕이 저하될 수도 있음을 시사하고 있다.

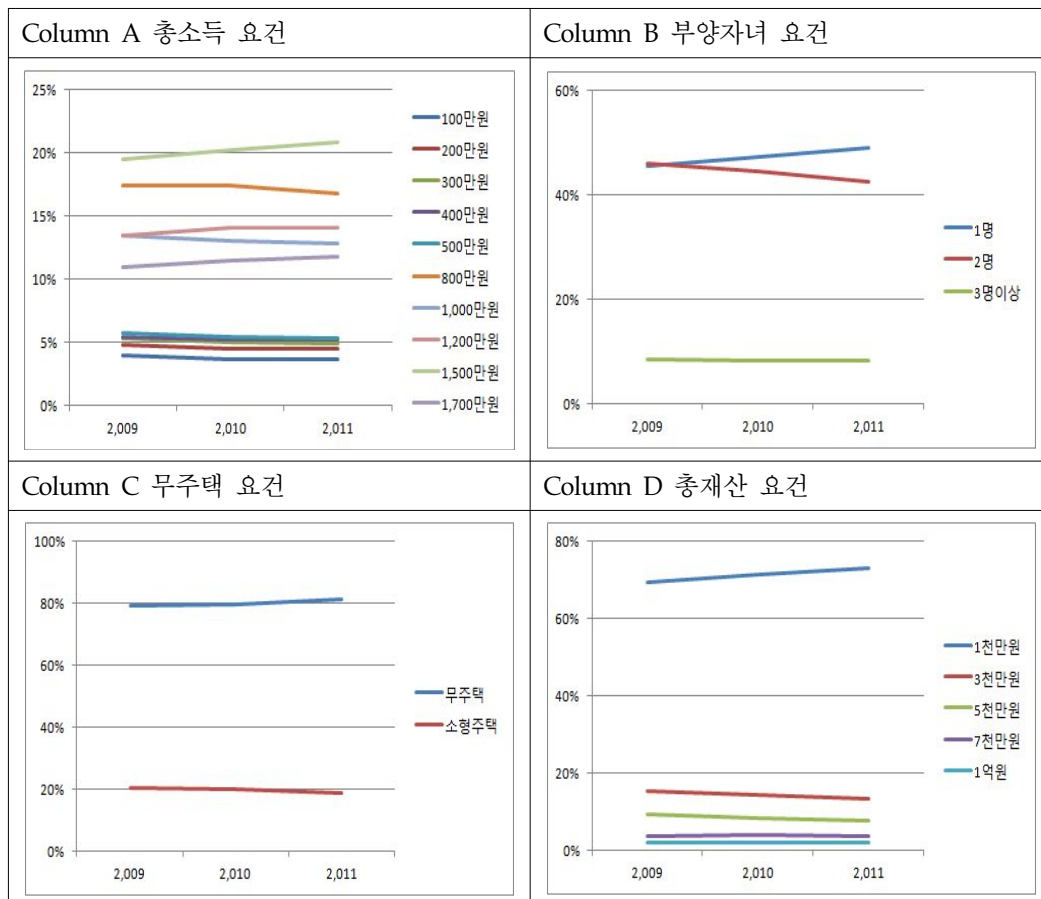
## 2. 지난 3년간의 근로장려금의 지급요건 현황

[그림 3]은 지난 3년간의 근로장려금을 지급받기 위한 지급요건인 4가지를 나타내고 있다. 먼저 Column A의 총소득요건 비율은 점감구간인 1,500만원, 평탄구간인 800만원과 1,200만원, 점증구간인 500만원, 그리고 점감구간인 1,700만원의 순으로 나타나고 있다. 총소득이 증가할수록 근로장려금이 작아지는 점감구간인 1,500만원과 1,700만원에서 각각 20%, 13%로 총 33%를 차지하고, 총소득이 증가하더라도 근로장려금이 가장 높은 평탄구간인 800만원과 1,200만원에서 각각 17%, 14%로 총 31%를 차지하고, 총소득이 증가할수록 근로장려금이 높아지는 점증구간인 500만원에서 13%정도를 차지하고 있고, 그 외 총소득에서는 5%구간 전후에 머물러 있다. Column B의 부양자녀 요건은 1인 자녀의 경우가 50%를, 2인 자녀의 경우는 40%, 그리고 3인 자녀 이상의 경우에는 10% 정도를 차지하고 있다. 1인 자녀를 둔 경우 근로장려금의 수급대상자가 됨으로 자녀의 출산 등에도 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 시사하고 있으며 그 비율 또한 매년 증가하고 있다. 반면 3인 이상의 자녀도 10% 이상으로 자녀수의 증가에 따른 기초생활비의 증가를 고려하여 2012년 근로장려금 산정에 대한 제도개선 사항이 반영되었다.

Column C의 주택 요건 경우에는 무주택비율이 80%이고 소형주택의 비율이 20%로 나타나고 있다. 마지막으로 Column D의 총재산 요건에는 총재산이 1천만원 미만인 가구가 전체의 70%정도를 차지하고 있으며, 총재산이 3천만원, 5천만원 등의 순위로 나타나고 있다. Column C와 D의 경우 차상위계층인 근로자들이 근로를 통한 근로장려금을 지원받기 이전에는 기초생활수급자만큼의 열악한 환경에서 생활하고 있는 것으로 판단할 수 있다. 70%이상의 근로장려금 수급 가구가

무주택과 총재산이 1천만 원 미만으로 3년간의 비율이 전체적으로 증가하고 있어, 복지혜택을 받지 못한 사회에 소외된 가구를 생계형 복지혜택을 받을 수 있도록 근로장려세제를 활성화 하는 것이 무엇보다 시급한 과제라 판단된다. 따라서 근로장려금 수급요건인 총소득요건, 부양자녀 요건, 주택요건, 그리고 재산요건에 맞추어 실질적으로 생계가 곤란한 가구를 가려내어 실질적으로 근로를 통한 복지혜택이 제공될 수 있도록 하는 것이 중요하다.

[그림 3] 근로장려금 지급요건

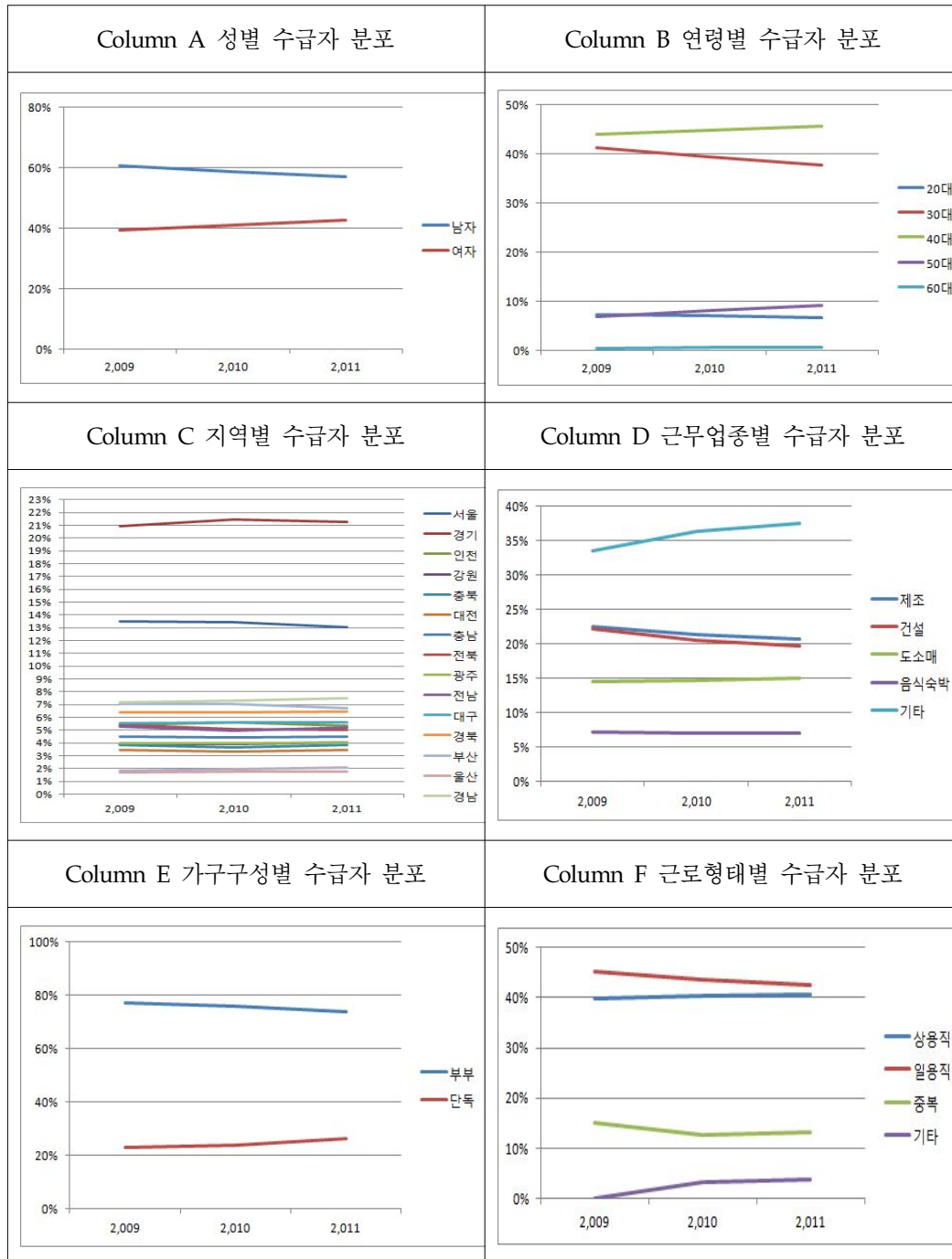


### 3. 지난 3년간의 근로장려금의 인구통계학적 현황

[그림 4]는 지난 3년간의 근로장려금을 지급받은 인구통계학적 현황을 나타내고 있다. 먼저 Column A의 성별 수급자 분포는 남자가 60%, 여자가 40%정도를 차지하나, 여자와 남자 차이비율이 줄어들고 있음을 알 수 있다. 이는 여성의 사회생활의 진출이 증가한 것과 이혼 등의 사회적 변화로 인하여 여성이 차지하는 비율이 증가하여 남성의 비율과 차이가 줄어들어 가는 것으로 판단된다. Column B의 연령별 수급자 분포는 40대와 30대가 주를 이루고 있고 그 다음으로 50대와 20대가 각각 10%를 차지하고 있다. 사회생활을 시작하여 결혼과 자녀를 출산하는 30대를 지나서 40대의 가구가 가장 생활이 힘들어지는 사회구조패턴임을 알 수 있다.

Column C의 지역별 수급자 분포로 경기도가 20%, 서울특별시가 13% 등의 순으로 나타났으며, 울산광역시가 가장 낮은 2%를 보였다. 전체인구의 반 이상이 경기도와 서울에 몰려 있기 때문에 경기도와 서울특별시의 수급자가 많은 것으로 판단되며, 울산광역시의 경우 자동차와 조선, 정유 산업 등의 기반시설의 조성으로 상대적으로 비율이 낮은 것으로 판단된다. Column D의 근무업종별 수급자분포는 기타, 제조와 건설, 도·소매 그리고 음식·숙박업의 순으로 나타났다. 건설의 경우는 대부분 일용직인 남성일 가능성이 높을 것으로 판단되며, 음식·숙박업의 경우 여성일 가능성이 높고, 제조, 도·소매의 순으로 나타났다. Column E의 가구구성별 수급자비율 분포는 부부가 80%, 단독이 20%로 나타나 이혼한 가정의 비율이 20% 정도임을 알 수 있다. 마지막으로 Column F의 근로형태별 수급자분포는 일용직, 상용직 등의 순으로 나타났다. 일용직이 45%를 차지하고 상용직이 40%이나, 일용직이 줄어들고 상용직이 증가하고 있는 것으로 보아 본 근로장려제도의 근로장려금으로 인하여 근로의욕을 재고시켜 안정적인 경제활동을 유인하는 효과가 있을 것으로 판단된다.

[그림 4] 인구통계학적 근로장려금 지급현황



## IV. 근로장려세제 발전방향

2009년부터 현재까지 지난 3년간 근로장려세제의 제도상·정책상의 문제점을 고찰한 후 본 근로장려세제의 개선방안은 5가지로 다음과 같이 제시할 수 있다. 첫째 현행제도상 근로장려금 산정 요건을 개선하고, 둘째 최근 부양자녀 수에 따른 최저생계비를 반영한 근로장려금으로 제도를 일부 수정 개선하였으나, 추가로 홀벌이 부부에 대한 맞벌이 부부 급여 차등화를 조정할 필요성이 제기되며, 셋째 일반근로자들뿐만 아니라 개인 자영업자와 농·어민 등으로 확대 적용하여 소외된 영세자영업자들과 농·어민들에게도 본 혜택이 주어질 수 있도록 하여야 하며, 마지막으로 근로장려세제와 소득세제와의 조세정책상의 형평성 등을 고려하여야 할 것으로 판단된다.

### 1. 주택요건을 폐지하고 재산요건으로 일원화

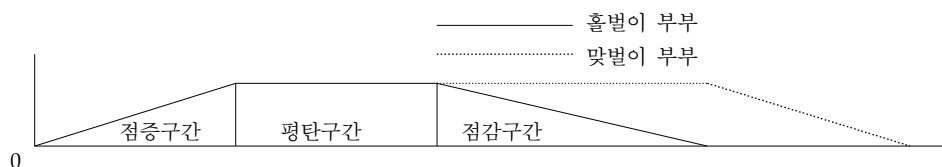
우리나라의 근로장려세제의 수급요건 중 재산 요건과는 별도로 주택 요건을 추가로 두고 있기 때문에 다주택보유자 또는 기준시가 6,000만원 초과 1주택보유자의 경우 주택요건 불충족으로 총재산이 기준금액인 1억 원을 초과하지 않음에도 불구하고 수급대상에서 제외되는 문제가 발생할 수 있다. 이처럼 총재산이 1억 원 미만이지만 보유하고 있는 주택가격이 6,000만원을 초과 또는 다주택보유자는 근로장려금 수급대상에서 제외되는 문제를 해소하기 위해서는 수급요건 중에서 주택요건을 폐지하고, 재산요건으로 일원화하는 방안을 검토할 필요가 있다. 우리나라 국민 정서상 주택 등 부동산의 보유는 투기수단으로 인식되어 상대적으로 엄격한 기준을 적용하고 있지만, 주택요건을 별도로 두는 것은 재산 요건 외의 중복요건으로 형평성 측면에서도 문제점으로 지적되고 있다. 또한 최초 ETIC제도를 시행한 미국의 경우에도 소득요건, 자산요건, 거주요건, 부양자녀요건 등을 두고 있으나, 따로 주택요건을 두고 있지는 않다.

## 2. 맞벌이 부부의 급여 차등화

2012년도 근로장려세제는 부양자녀수에 따라 총급여를 차등화하여 현실성있게 부양자녀수에 따른 최저생계비수준을 감안하여 근로장려세제를 개선하였다. 그 외에도 추가로 가구단위 근로장려금으로 인한 가구내 이차소득자의 노동공급 감소 우려에 대응하여 장기적으로 맞벌이 부부에 대한 급여체계 차등화를 추가로 고려하여야 한다. 가구단위의 근로장려세제 시행시 우려되는 부정적 효과 중의 하나는 최대적용소득 주변의 소득수준에 있는 맞벌이 부부 가구 중에서 이차소득자의 노동공급 감소의 문제이다. 향후 근로장려세제가 확대될 경우 맞벌이 부부의 이차소득자의 노동공급감소가 상당할 것으로 판단 할 수 있다. 그러므로 근로장려세제를 효과적으로 정착시키기 위해서는 근로장려세제의 확대와 가구내 이차소득자의 노동공급 변화에 따라 장기적으로 맞벌이 부부에 대한 우대제도를 고려하는 것이 적절하다고 판단된다.

맞벌이 부부에 대한 차등적 체계를 고려함에 있어서, 동일한 소득수준에서 동일한 수의 아동을 부양하는 가구들간에 있어 맞벌이 부부 가구의 부양부담이 단독 가구에 비해 더 크다고 보기는 어렵기 때문에 맞벌이 부부에 대해 더 높은 급여수준을 제공할 필요는 없다. 오히려 맞벌이 부부의 경우 이차소득자의 소득에 따른 적용 제외문제로 인해 이차소득자의 노동공급이 감소될 우려 될 소지가 있다. 그러므로 맞벌이 부부의 경우 급여수준 자체를 인상하기 보다는 점감구간의 적용 소득범위(즉, 점감구간의 시작 및 끝소득 부분)를 확대하여 이차소득자의 노동공급 감소에 대응하는 것이 적절할 것으로 판단된다.

[그림 5] 미국의 맞벌이 부부에 대한 급여체계 차등화



### 3. 개인자영업자 등의 적용

현재의 근로자의 급여액<sup>11)</sup>과 수급대상을 확대하게 되면 현재수급자에 대한 지원수준이 현실화되는 반면, 소득 파악 문제로 적용시기가 연기되어 있는 자영업자와의 불형평성은 더욱 확대되는 문제가 발생한다. 자영업자에 대한 적용시기는 현재 2014년으로 계획되어 있는바, 현재의 급여수준을 유지한다고 하더라도 자영업자에 대한 적용시기가 근로소득자에 비하여 6년 지연됨으로써 자영업자 1가구당 평균 462만원<sup>12)</sup>의 정부지원의 격차가 발생하게 된다.

자영업자에 대한 근로장려세제 적용시기가 근로소득자에 비하여 6년 지연됨으로써 헌법 제 11조의 국민 평등권 위배의 소지가 있으며, 공정사회로의 형평성의 가치에도 부합되지 않는다. 자영업자에 대한 적용시기가 지연되는 이유는 이들 계층에 대한 소득파악<sup>13)</sup>이 되지 않고 있기 때문인데, 소득파악의 의무는 과세관청에 있다. 이러한 문제의 소지에도 불구하고 근로소득자에 대한 급여수준과 적용대상을 확대하는 것은 자영업자와의 불평등을 지금보다 더욱 확대하는 결과를 초래하기 때문에 장기적인 관점에서 정책의 우선순위를 결정해야 한다.

이러한 문제를 해결하기 위해서는 근로장려세제가 자영업자에 대하여 최초로 적용될 예정인 2014년 소득에 대한 환급시 과거 6년간 적용하지 못함으로써 초래한 불이익을 보충해 주어야 하지만, 현실적으로 이 또한 용의하지 않다. 따라서 근로소득자에 대한 급여수준과 적용대상을 확대함으로써 이러한 불평등이 더욱 심화될 것인바, 이에 대한 해결방안을 우선 모색해야 하는 것이 순리이다. 지금으로서 가장 시급한 과제는 자영업자 소득파악을 위한 세제 및 세정상 개편작업을 착실

11) 현재의 근로장려세제 대상자는 근로소득((보험모집, 방문판매 포함)이 있거나 또는 근로소득이 있으면서 사업소득(보험모집, 방문판매 제외)과 기타소득이 있는자를 주 대상으로 하며, 근로소득이 없는 자영업자는 대상에서 제외되어 있다.

12) 근로장려금은 연간 한 가구당 평균 77만원씩의 혜택이 주어지므로 6년간 총 442만원의 금액만큼의 격차가 발생한다.

13) 개인사업자의 소득신고현황(2010년)

| 개인사업자            | 확정신고대상            |                   |                   |                 | 과세미달무<br>신고자      |
|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-----------------|-------------------|
|                  | 계                 | 기장신고              | 추계신고              | 비사업자등           |                   |
| 523만 명<br>(100%) | 383만 명<br>(73.2%) | 215만 명<br>(41.0%) | 138만 명<br>(26.5%) | 26만 명<br>(4.9%) | 140만 명<br>(26.8%) |

주) 국세통계연람 2010



하게 준비하는 것이다. 그렇지 않으면 자영업자에 대한 제도 적용이 현재 예정된 2014년에 불가능하거나, 부실하게 운용될 수밖에 없는 실정이다.

#### 4. 농·어민 등의 적용

자영업자뿐만 아니라 농·어민의 경우 농민의 60%이상이 1ha(약 3,000평) 미만을 경작하는 등 영세한 농업구조로서 소득과약이 어려워 현재로서는 정확한 소득과약이 시급한 과제이다. 다만, 정부는 농어민을 지원하기 위한 농업소득세에 대한 비과세규정, 영세농어민에 대한 국민연금, 건강보험료 지원, 농업직불제 등 다양한 농어민 지원제도를 운영하고 있으므로 중장기적으로 농·어민에 대한 소득과약시스템을 개발하는 등 지속적인 제도 개선이 필요하며 농어민에 대한 각종 지원정책과 연계하여 적용 검토를 하여야 할 것이다.

#### 5. 근로장려세제와 소득세제의 조화

근로장려세제가 도입됨에 따라 소득세법상 근로소득공제, 소득공제 중 특별공제 세율구간 등이 개편될 필요성이 있다. 근로장려세제의 도입은 사회보장체제의 일부를 조세체계로 흡수하는 의미를 가진다. 우리나라의 소득세법에서 면세자가 전체근로자<sup>14)</sup> 중 약 40%에 육박하고 있는데 면세자의 비중이 높다는 것은 과세당국에서도 저소득층에 대한 소득관리가 제대로 이루어지고 있지 못하다는 것을 의미하므로 면세점을 낮출 필요가 있다. 면세점을 낮출 경우 저소득층에 대한 소득과약이 더 쉬워질 것이다.

소득세법상 근로소득공제는 소득구간별로 높은 비율의 소득을 공제하는데 앞으로 일률적으로 10% 축소한다거나 소득세의 과세표준과 세율을 조정하여 면세점을

14) 근로소득 연말정산 현황(2010년)

| 2010  | 급여총액     |             | 과세대상근로소득 |             | 근로소득금액   |             |
|-------|----------|-------------|----------|-------------|----------|-------------|
| 신고인원  | 1,518만 명 | 401,086,049 | 1,514만 명 | 396,289,348 | 1,514만 명 | 266,608,547 |
| 과세대상자 | 924만 명   | 356,351,431 | 924만 명   | 352,372,502 | 924만 명   | 249,057,758 |
| 과세미달자 | 593만 명   | 44,734,618  | 590만 명   | 43,916,845  | 590만 명   | 17,550,789  |

주) 국세통계연람 2010

낮출 수 있다. 특히, 소득세법상 특별공제 중 소수자추가공제를 폐지하면서 다자녀추가공제를 신설한 것도 소득세와 근로장려세제의 조화를 이룬 것이라 할 수 있다. 근로장려세제가 가구에 대한 세액공제의 일종이라면, 근로소득공제 또는 근로장려세제와 조화될 수 있도록 개편될 필요가 있다. 이러한 근로소득공제의 개편에 대해서는 이해관계자가 대립되지만 조세구조의 효율화를 위해서는 필요하다.

## V. 결론

근로장려세제는 국가의 중·장기적 재정건전성 확보가 중요한 가운데, 국민의 복지수요가 지속적으로 증가하는 상황에서 1차 사회안전망인 4대 사회보험과 최후 사회안전망인 국민기초생활보장제도의 사각지대에 놓인 근로빈곤층에 대한 소득을 지원하고, 수급자의 근로유인을 강화하기 위하여 최초로 도입된 환급가능한 세액공제(refundable tax credit)제도이다. 현재 제도시행 3년간의 지급현황 자료를 가지고 분석한 결과를 토대로 근로장려세제의 중·장기발전을 위한 방향을 제시하였다.

근로장려세제의 중·장기적 발전을 위해서는 몇 가지 측면에서 미비한 제도의 개선과 보완이 필요하다. 첫째, 근로장려금 지급대상자 선정시의 중복요건인 기존의 주택요건을 폐지하고 재산요건으로 제도개선의 일원화가 필요하다. 둘째, 홀벌이 부부에 대한 맞벌이 부부의 급여 차등화를 고려하여 이차소득자의 노동공급이 감소하지 않도록 제도개선이 필요하다. 셋째, 과세관청의 소득과악 미비로 인한 제도 적용이 연기된 자영업자와 근로소득자와의 형평성과 헌법상 보장된 평등권 차원에서 자영업자에 대한 근로장려혜택을 받을 수 있도록 하여야 한다. 넷째, 농·어민의 소득과악의 미비로 인한 근로소득자와의 과세형평성 문제뿐만 아니라 마지막으로 근로장려세제와 소득세제와의 중복공제 혜택의 여부도 고려하여야 할 것으로 판단된다.

## VI. 참고문헌

- 김근중(1997), “근로소득공제제도가 근로자의 가처분 소득에 미치는 효과”, 재정논집 제 12집 제12호.
- 김재진(2011), “근로장려세제의 운영평가와 시사점”, 계간세무사(여름호).
- 박능후(2003), “EITC 특성과 소득보장기능”, 보건복지포럼, 한국보건사회연구원, 2003년 4월호.
- 손광락(1999), “근로소득세액공제와 근로소득공제제도의 경제적 효과”, 재정논집 제 14집 제 1호, 한국제정학회.
- 이상은(2007), “근로장려세제의 평가와 정책과제”, 사회보장연구 제23권 제3호.
- 전병목·원종학(2003), “근로소득세 공제체계 정비방안”, 정책토론회, 한국조세연구원.
- 정기현(2008), “우리나라 근로장려세제의 현황 및 정책과제”, 조세연구. 제 34차 학술발표 논문.
- 정유석(2007), “주요 선진국과의 비교를 통한 최적 EITC제도의 도입방안”, 시립인천전문대학.
- 이기형·김상영(2009), “근로장려세제(EITC)제도의 발전방안에 관한 연구”,
- 원윤희(2001), “근로소득세액공제제도의 개편방안”, 재정논집, 제 15권 2호
- 근로장려세제, 국세청 홈택스(Hometax), 2011.
- 국세통계연감, 2009~2011.
- Ellwood, T. and David(2000), " The Impact of the Earned Income Tax Credit and Social Reforms on Work, Marriage and Living Arrangement," National Tax Journal, Vol. 53, No.4.
- Holzblatt, J., J. McCubbin and R. Gillette(1994), "Promoting Work Though the EITC," National Tax Journal, Vol. 47.
- Neumark, David and William Wascher(2000), "Using the EITC to Increase Family Earning: New Evidence and a Comparison with the Minimum Wage," National Tax Journal, Vol.54, No.2.
- Scholz, John Karl(1994), "The Earned Income Tax Credit: Participation, Compliance, and Antipoverth Effectiveness", National Tax Journal.

<Abstract>

## **An Evaluation and Policy Tasks of the Korean Earned Income Tax Credit**

**Jeong Ho Kim\***

Korean's Earned Income Tax Credit(EITC) is refundable tax credit given to a claimant whose family's (or a claimant and his/her spouse's) annualized earned income is less than KRW 13million. The amount of tax credit is categorized into four tiers based on earned income of claimant. The objective of EITC is to give an incentive for the working poor to participate in economic activities more aggressively and to support their real income. The main beneficiary of EITC is those who are just above the poverty line. This study evaluates the EITC and suggests some future policy tasks, so EITC is supported to distribute cash benefits from 2009 on the basis of the household income of 2008. this study on effect of its implementation and related problems and attempted to propose measures for its improvement thus offered opportunity for checking on problems liable to be overlooked in the process of its introduction and st early stage of its implementation.

EITC is expected to function as a social safety net for the working poor, to help low-income workers to alleviate poverty and stand on their own feet, to give an incentive for them to participate in economic activities, and to improve efficiency and equality in tax and welfare policies.

This study addressed the issues involved in the process of its introduction and implement in detail and also presented a few directions which were summaries for introduction of EITC system suitable to situation in our country.

**Key Words** : Eared Income Tax Credit(EITC), subsidy for working, identifying income.

---

\* PhD graduated school of Pusan National University, Certified Tax Accountant





# 소득빈곤과 자산빈곤과의 연계성 분석

■ 임 병 인\*

---

\* 충북대학교 경제학과



## 차 례

|                                |     |
|--------------------------------|-----|
| I. 연구의 필요성 및 연구목적 .....        | 100 |
| II. 국내외 기존 연구 .....            | 102 |
| III. 유형별 소득과 빈곤율 측정결과 .....    | 105 |
| 1. 유형별 소득 .....                | 105 |
| 2. 소득빈곤 개념과 (소득)빈곤율 측정결과 ..... | 106 |
| 3. 자산빈곤 개념과 (자산)빈곤율 측정결과 ..... | 110 |
| 4. 소득빈곤과 자산빈곤의 연계성 분석 .....    | 111 |
| IV. 빈곤의 결정요인 추정 .....          | 117 |
| 1. 추정모형 .....                  | 117 |
| 2. 추정결과 .....                  | 118 |
| V. 요약 및 정책적 시사점 .....          | 127 |
| VI. 참고문헌 .....                 | 130 |





# 소득빈곤과 자산빈곤과의 연계성 분석

임 병 인

## 요 약

본 연구는 재정패널자료 2~4차년도 자료로써 소득유형별 소득빈곤율과 자산빈곤율을 제시한 뒤, 소득빈곤가구를 다시 자산빈곤여부로 두 집단으로 나누어 각 특성을 살펴보고, 프로빗 및 다항로짓모형을 이용하여 소득 및 자산빈곤결정요인 등을 추정해보았다. 주요 분석결과를 정리하면, 첫째 분석대상기간 동안 소득빈곤과 자산빈곤 모두 하락하고 있다. 둘째, 소득빈곤가구이지만 자산비빈곤가구의 자산과 소득을 소득빈곤이면서 자산빈곤인 가구와 비교한 결과, 후자의 소득이 낮고 부채는 더 많아 소득빈곤층의 부채를 줄이거나 소득빈곤으로 떨어지기 전에 자산형성을 도울 수 있는 제도가 요구된다. 셋째, 소득빈곤이면서 자산비빈곤가구의 순자산은 모두 양(+)임에 반해 자산빈곤가구는 음(-)으로 나타나 빈곤상태가 예상보다 더 길어질 수 있음을 시사해준다. 넷째, 소득빈곤가구를 자산빈곤과 자산비빈곤가구로 구분하여 가구주 특성 차이를 본 결과, 여성가구, 임금근로자 가구, 고연령 가구, 저학력, 직업이 불안정하거나 비경제활동인구에 속할수록 소득빈곤이면서 자산빈곤에 위치할 가능성이 더 컸다. 다섯째, 유형별 소득기준 빈곤여부를 결정하는 요인에 대한 추정결과, 가구주의 교육수준이 높을수록, 여성 가구주일수록, 가구내 취업자가 많을수록, 소득빈곤 및 자산빈곤확률을 감소시키는 것으로, 반면에 가구주의 직업이 불안정하거나 비경제활동인구이거나 가구원수가 많을수록 빈곤가구일 확률이 높아지는 것으로 추정되었다. 여섯째, 빈곤 유형에 대한 다항로짓 추정결과, 소득 및 자산기준 모두 비빈곤인 가구와 비교할 때, 가구주학력수준이 높으면, 가구주가 여성일수록 소득빈곤 또는 소득 및 자산빈곤일 가능성이 낮아짐을 의미한다. 또한 임금근로자일 경우 소득빈곤일 가능성이 낮아지는데 반해, 소득 및 자산빈곤일 가능성은 더 작아진다고 볼 수 있다. 가구주 직업이 불안정 또는 연령이 증가할수록 빈곤이 심화될 가능성이 더 커지는 것으로 나타났다. 또한 취업가구원수가 증가하면 소득빈곤과 소득 및 자산빈곤가구가 모두 비빈곤인 가구와의 차이가 연도와 무관하게 작아지는 것으로 나타났다.

## I. 연구의 필요성 및 연구목적

어느 나라건 경제위기 뒤에는 빈곤악화가 심각한 문제로 제기된다. 우리나라도 예외가 아니어서 1997년 말 외환위기, 2008년 9월 리먼 브라더스(Lehman Brothers) 파산 이후 불거진 미국발 금융위기 이후 급속한 경기침체에 직면하였을 뿐만 아니라 그로 인해 취약계층들이 빈곤계층으로 추락하여 고통을 받았다. 경제 위기는 직접적으로 해당된 산업부문의 근로자들과 연관산업들의 근로자들에게 구조조정 등의 고통을 주어 경제 전체의 소비여력을 저하시켜 소비 및 투자부진으로 이어지고, 이로 인해 취약계층들을 빈곤층으로 추락시킨다.

문제는 빈곤층은 낮은 소득 또는 아예 소득이 없어 소비지출여력이 줄어 극단적인 경우 생계유지를 하지 못해 인간적인 삶을 영위할 수 없다는 것에 있다.

그러나 실업 또는 빈곤층으로 추락했을 때, 근로기간 동안 축적해 놓은 주식, 채권 등과 같은 금융자산, 토지나 건물 같은 부동산 등이 있으면 당분간 소비지출재원으로 충당할 수 있어 일정 기간 생계유지가 가능하다. 이와 같이 자산은 소득을 획득하지 못할 때, 소득획득활동을 재개할 때까지 일정 기간 동안 일상 생활을 영위하는데 필요한 재원을 자산매각을 통하여 활용할 수 있다는 점에서 중요한 의미를 가진다. 따라서 자산보유는 소득빈곤을 일정기간 해소할 수 있다는 점에서 빈곤해소 또는 빈곤율 축소에 상당히 큰 역할을 할 수 있다. 이는 소득빈곤과 자산빈곤에 동시에 해당되는 가구일 경우, 빈곤이 장기화되거나 고착화될 수 있음을 시사해준다. 이와 같음에도 그 동안 빈곤 관련 연구는 주로 소득빈곤에만 초점을 맞추어 왔거나 자산빈곤만을 논의하는 수준에 그치고 있다고 볼 수 있다. 이는 물론 관련 연구에 필요한 소득빈곤과 자산빈곤을 동시에 다룰 수 있는 가계금융조사 또는 재정패널자료 등과 같은 자료가 없었던 것이 원인일 수 있다.

한편, 국내외 빈곤 관련 연구를 살펴본다. 먼저 빈곤의 결정요인 분석을 통해 빈곤의 원인 파악에 초점을 맞추고 있는 해외 연구로는 McLaughlin and Jensen(1995), Eller(1996), Rank and Hirschl(2001), Iceland(1997b), Stevens(1999), McCulloch(2003), McKernan and Ratcliffe(2005) 등이 있고, 국내 연구로는 김교성·최영(2006), 김안나(2007), 임병인(2009), 이경진 (2011) 등을 들 수 있다. 또한 특정 계층, 즉, 여성,

노인, 장애인 등에 한정한 빈곤 관련 국내·외 연구들도 있는데, 해외연구로는 Brady and Kall(2008), Aassve, Iacouvou, and Mencariain(2006) 등이 있고, 국내 연구로는 석재은(2010)이 있다. 빈곤감소 정책의 효과를 분석한 국내외 기존연구도 있는데, Smeeding(2001, 2005)와 홍경준(2011) 등이 이에 해당된다.

이외 자산빈곤 관련 연구로는 Oliver and Shapiro(1990), Haveman and Wolff(2001), Short and Ruggles(2005), Gornick, Sierminska and Smeeding(2009), Brandolini, Magri, and Smeeding (2010), 이태진·신영석·김미곤·노대명(2005), 남상호(2009) 등이 있다.

본 연구는 기존 연구와 달리 소득빈곤과 자산빈곤을 각각 분석하지 않고 동시에 파악하여 소득빈곤과 자산빈곤의 연계성을 살펴본다는 점에서 차이가 있다.

본 연구의 목적은 첫째, 위와 같은 인식 하에서 재정패널자료 2~4차년도 자료를 이용하여 소득빈곤을 구한 뒤, 소득빈곤계층들의 자산보유 형태와 자산빈곤 관련 연구에서 제시하고 있는 자산빈곤기준으로 자산빈곤 여부를 살펴보고, 둘째 소득 유형별 소득빈곤과 자산빈곤 여부를 기준으로 각각의 결정요인을 추정, 분석하는 것에 있다.

본 연구의 구성은 서론에 이어 2장에서는 국내외의 빈곤 관련 연구를 소득빈곤과 자산빈곤으로 대별하여 논의한다. 3장에서는 유형별 소득을 재정패널자료와 OECD기준을 비교하여 제시한 뒤, 절대 및 상대빈곤선을 유형별 소득으로 나눈 뒤, 각각의 빈곤율을 제시한다. 이어서 자산빈곤 개념과 자산빈곤율 측정결과를 제시한 뒤 분석한 뒤, 소득빈곤과 자산빈곤을 연계하여 소득빈곤여부와 자산빈곤 여부를 기준으로 각 가구의 특성을 설명한다. 4장에서는 각 소득유형별 빈곤의 결정요인은 프로빗모형, 소득과 자산빈곤여부는 다항로짓모형으로 추정한 뒤, 그 결과들을 논의한다. 마지막 5장에서는 분석결과들을 요약하고 정책적인 시사점들을 제시한다.

## II. 국내외 기존 연구

여기서는 빈곤과 관련한 국내외 연구들을 연구주제별로 구분하여 살펴본다. 먼저, 빈곤의 결정요인 분석을 통해 빈곤의 원인 파악에 초점을 맞추고 있는 연구들이 있다. McLaughlin and Jensen(1995), Eller(1996), Rank and Hirschl(2001) 등이 기존 빈곤에 관한 이론에 대하여 실증분석을 통해 여성, 저학력이 빈곤에 진입할 확률이 높이는 원인으로 분석하였으며, 또한 일반적으로 가구주가 청년층일 경우 빈곤 진입 가능성이 높음을 확인하였다. Iceland(1997b), Stevens(1999) 등은 가구의 교육수준이 높으면 빈곤 탈출의 가능성이 높아지지만, 가구의 연령이 생산가능연령이 아닌 경우 빈곤에서 탈출할 확률이 줄어들 수 있음을 보였다. McCulloch(2003)는 편부 또는 편모이거나 자녀의 수가 많은 가구일수록 빈곤에 진입할 확률이 높아짐을 밝혔으며, 근로자가 고숙련이거나 경제 환경의 활황으로 인해 고용률이 증가하는 경우, 빈곤에서 탈출할 확률은 증가하는 것으로 나타나지만, 편부모 가구는 빈곤 진입 이후 탈출할 확률이 감소하는 것을 밝혔다. 이 밖에 McKernan and Ratcliffe(2005)는 가구의 연령이 낮고, 흑인, 여성 가구의 경우에 빈곤에 진입할 확률이 증가하나, 고학력 및 가구 구성원의 취업 비율이 높을수록 빈곤에서의 탈출확률이 높아지는 것을 보였다. 이와 관련된 국내의 연구로는 김교성·최영(2006)에서 연령은 근로자의 빈곤에 유의적인 영향을 주지 않고, 미혼보다 기혼자가 빈곤으로 진입할 확률이 낮은 것으로 나타난 반면, 임시직, 일용직, 자영업 등이 빈곤으로 진입할 확률은 높다는 점을 보였다. 김안나(2007) 역시 미혼에 비해 기혼자가 빈곤으로 진입할 확률이 낮고, 또한 여성 가구주, 30세 미만보다 60세 이상의 노인가구주가 빈곤에 빠질 확률이 높은 것을 밝혔다. 또한 임병인(2009)은 글로벌 금융위기로 인해 빈곤 및 고용에 미친 파급효과를 분석한 결과, 글로벌 금융위기가 우리나라의 빈곤 정도를 증가시켰음을 보였다.

둘째, 특정 계층, 즉, 여성, 노인, 장애인 등에 한정된 빈곤 관련 국내·외 연구가 있다. 국외 연구로는 Brady and Kall(2008)은 1969년에서 2000년까지 선진 복지국가들을 대상으로 전체 여성과 남성의 빈곤율을 분석하였으며, 선진 복지국가에서 여성빈곤이 보편적으로 나타나고 있음을 밝히고, 그 원인을 제시하였다.

Aassve, Iacouvou, and Mencariain(2006)은 사회민주주의 국가의 경우 청년 빈곤의 상대적 규모가 크고 특정시기에 집중되는 경향이 있고, 보수주의 국가들의 경우 상대적으로 규모도 적고 완만한 곡선을 나타냈다. 반면, 서유럽의 경우 청년빈곤보다 아동빈곤의 규모가 상대적으로 크게 나타났음을 보였다. 국내 연구로는 석재은(2010)이 있는데, 그는 2009년 제1차 서울복지패널 조사자료를 활용하여 공적연금의 노인빈곤 완화 효과를 분석하였는데 공적연금이 노인의 빈곤완화에 상당한 역할을 수행하고 있음을 보였으며, 고소득층은 공적연금소득이 노후생활에 안정성을 제공하고 있음을 밝혔다. 이정진(2011)은 복지패널을 이용하여 상대빈곤율을 구하였는데, 중위소득의 50%를 기준으로 할 때, 시장소득 기준은 1차 자료는 20.41%, 2차 자료는 20.43%, 3~4차 자료는 19.62%, 5차 자료는 18.41%로 계산되었다. 경상소득 기준으로는 1차 자료 17.04%, 2차 자료 16.83%, 3차 16.29%, 4차 자료는 15.56%, 5차 자료는 14.29%, 가처분소득은 경상소득 기준보다 약간 낮았다.

셋째, 빈곤감소 정책의 효과를 다룬 국내외 기존 연구를 살펴본다. Smeeding(2001)은 거의 모든 국가에서 노령연금이 중간 및 낮은 계층에서 압도적으로 가장 중요한 소득원이며, 저소득층 노인들의 경우에는 공공부조에 크게 의존하고 있음을 밝혔다. Smeeding(2005)은 빈곤정책의 빈곤감소효과를 분석하면서, 오스트리아, 벨기에 및 독일과 같은 국가들의 사회보험이 상대빈곤의 62~75%를 감소시키는 반면, 공공부조의 경우 핀란드는 상대빈곤의 34%, 영국은 33%를 감소시키는 것으로 보고하였다. 국내 연구로써 홍경준(2011)은 근로빈곤층에 대한 공적 소득이전(소득보장정책과 취업유인정책)에 의해 분배효과가 발생하는 것을 살펴보았으며, 근로빈곤층에 대한 소득이전은 빈곤과 불평등을 완화하지만 사각지대가 너무 광범위해 그 실제적인 효과는 대단히 미미한 것으로 나타났다.

다음은 본 연구의 주요 주제인 자산빈곤 관련 국내외 연구를 살펴본다. 먼저 해외 연구를 살펴본다. Oliver and Shapiro(1990)<sup>1)</sup>는 자산빈곤을 ‘가구가 소유한 금융자산(financial asset)의 가치가 ‘0’ 또는 음(negative)일 경우’로 정의하였는데, 이 기준은 가구가 보유할 수 있는 자산의 구성 중 대표적인 유동자산(liquid asset), 순자산(net asset)이 제외되었기 때문에 포괄적인 자산빈곤 설명이 어렵다는 지적을 받았다. Haveman and Wolff(2001)는 자산빈곤(asset-poor)이란 ‘가구나 개인이

1) A household as asset poor “if its financial asset value is zero or negative.”

일정기간(period of time) 동안 그들의 기본적인 욕구(basic needs)를 충족시키는데 충분하지 않은 유형자산자원(wealth-type resource)을 가진 경우<sup>2)</sup>로 정의하였다. 구체적으로 정의를 논의해보면, ‘기본적인 욕구’는 4인 가족(부모와 2인 자녀)이 최소한으로 생활할 수 있는 수준을 유지시켜주는 재원, ‘일정기간(period of time)’이란 어떠한 사건으로 가구의 수입 공급원이 차단되었을 때 이전에 가지고 있던 자산으로 일정 기간 동안 생활을 유지하도록 요구 받는 기간(보통 3개월), ‘유형자산 자원’은 총자산에서 총부채를 뺀 순자산(net worth), 가계금융자산을 공제한 순자산, 퇴직연금(IRAs) 등의 연금자산을 제외하고 화폐전환이 용이한 재정적인 자산과 현금 등으로 정의하였다. 그들은 유형자산자원이 5,000달러 이하이면 “절대자산빈곤”에 해당된다고 하여 추정결과를 논의하고 있다. Short and Ruggles(2005)는 Haveman and Wolff(2001)가 제시한 자산빈곤의 정의를 기초로 노인여성의 자산빈곤을 분석하였고, Gornick, Sierminska and Smeeding(2009)은 Haveman and Wolff (2001)의 정의 중에서 ‘일정기간(period of time)’을 3개월에서 6개월로 확대하여 노인여성의 자산빈곤을 분석하였다. Brandolini, Magri, and Smeeding(2010)<sup>3)</sup>은 전기의 순자산이 예비적 저축률과 소득빈곤선의 곱보다 작으면 자산빈곤으로 규정하여 소득충격으로 인해 줄어드는 소득을 얼마만큼 자산으로 대체할 준비가 되어있는지를 평가하였다. 그들은 기준 상대소득빈곤선은 균등화된 가처분소득(equivalent disposable income) 중위값의 50%로 규정하였고, 연소득빈곤선의 1/4를 절대적 자산빈곤 기준으로 정의하여 계산하였다. 다음으로 국내의 자산빈곤 관련 연구를 살펴본다. 이태진·신영석·김미곤·노대명(2005)은 자산빈곤선을 추출하고 적용하기 위해 필요한 기준 자산을 순자산이라 정의한 뒤, “부동산 + 동산 + 금융자산 - 부채”방식으로 계산하고, 자산빈곤선을 기준자산에 대한 중위자산의 50%로 설정하였다.<sup>4)</sup> 남상호(2009)는 소득빈곤에 적용되는 절대와 상대의 개념을 자산빈곤에 동일하게 적용하였다. 우선 자산빈곤에서 자산을 가구의 총자산에서

2) A household as asset poor “if the access that family members have to wealth-type resource is insufficient to enable them to meet its basic needs for some limited period of time”

3) 이들은 자산빈곤을 정의할 때 빈곤(poverty)보다는 취약성(vulnerability)이라는 용어를 사용함

4) 이들은 자산빈곤선을 획일적으로 적용하기는 힘들므로 4인 가구를 표준가구로 설정한 뒤, OECD기준의 가구균등화 지수를 적용하여 산출하였다.

총부채를 뺀 순자산으로 정의한 뒤, 절대자산빈곤을 순자산이 최저생계비 6개월 금액에 미달하는 가구로 정의하였다. 절대자산빈곤율은 복지패널 2차 자료는 13.3%, 3차 자료는 12.4%로 산출되었다. 상대자산빈곤은 상대소득빈곤의 소득을 순자산으로 대체하여 순자산 중위값의 40%, 50%, 60%에 미달하는 가구로 각각 정의하여 보였다.

### Ⅲ. 유형별 소득과 빈곤을 측정결과

#### 1. 유형별 소득

본 연구의 주제가 소득빈곤과 자산빈곤의 연계성 분석이므로, 먼저 소득빈곤 산출의 기준인 소득의 유형을 논의하는 것이 필요하다. 본 연구는 OECD 기준 소득 분류기준에 근거하여 1차 소득, 시장소득, 총소득, 가처분소득 기준에 근거하여 빈곤율을 추계하며, 재정패널조사(NaSTaB) 2~4차 년도(조사대상 연도: 2008~2010년)를 활용하였다 (<표 1> 참조). 다만, 재정패널조사는 고소득층 가구 및 저소득층 가구를 과대표집(over sampling)하였다는 점을 유의해야 한다.<sup>5)</sup>

재정패널조사는 가구자료에서 가구의 총소득을 찾을 수 없는 관계로 분석대상 연도의 가구원자료를 이용하여 가구소득을 집계하였다.<sup>6)</sup> 1차 소득은 가구원의 근로소득금액, 사업소득금액, 부동산임대소득, 이자 및 배당소득금액 등을 합산하였다. 시장소득은 1차 소득에 가구 외부에서 받은 용돈, 생활비, 학비 등, 그 외 기타소득, 퇴직연금소득총액, 연금신탁·연금펀드·연금저축소득, 연금보험소득, 보장보험(질병·상해·사망)소득, 저축보험소득 등을 합산한 것이다. 총소득은 시장소득에 유형별 정부지원현금소득<sup>7)</sup>, 사회보조금 등을 합산한 것이다. 가처분소득은

5) 재정패널조사는 저소득계층 표본수가 작아 일반적인 방식의 표본추출로는 원하는 만큼의 표본을 얻어내기가 힘들 것으로 판단하여 고소득층 300가구, 저소득층 300가구 정도를 추가로 표집하였다. 이를 위해 다른 통계자료를 바탕으로 고소득층 밀집주거지역과 저소득층 밀집주거지역을 선정하고, 이 지역에서 인구주택총조사 조사구를 과대표집(oversampling)하는 방식을 채택하였다(재정패널조사: 1~4차년도 조사자료 사용자 안내서, p. 17 참조).

6) 1~3차년도 가구자료와 달리 4차년도 가구자료는 새롭게 경상소득 조사·보고하고 있다.



총소득에서 사업장가입자 국민연금보험료, 지역가입자 국민연금보험료, 임의계속 가입자 국민연금보험료, 특수직역연금보험료, 사업장가입자 건강보험료, 지역가입자 건강보험료, 연간 고용보험료, 근로소득세(결정세액), 종합소득세(결정세액)<sup>8)</sup> 등을 차감하여 산출하였다. 이상을 OECD기준과 연계하여 제시한 것이 <표 1> 이다.

<표 1> 『재정패널』의 소득기준과 OECD 기준 소득기준의 비교

| 재정패널                      |       |                  |         | OECD                                         |                           |                         |                       |                                                                 |
|---------------------------|-------|------------------|---------|----------------------------------------------|---------------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------------------------------------------------|
| 소득                        | 비경상소득 | 경조소득 등           |         | -                                            |                           |                         |                       |                                                                 |
|                           | 경상소득  | 근로소득             |         | wage and salary income                       | 1차 소득<br>(primary income) | 시장소득<br>(market income) | 총소득<br>(Gross Income) | 가처분소득<br>(disposable income)<br>= 총소득<br>- 사회보험료<br>분담금<br>- 조세 |
|                           |       | 사업소득             |         | self-employment income                       |                           |                         |                       |                                                                 |
|                           |       | 부동산임대소득          |         | property income                              |                           |                         |                       |                                                                 |
|                           |       | 기타소득             | 사적      | occupational pension & private transfer      | -                         |                         |                       |                                                                 |
|                           |       |                  | 공적      | social insurance & assistance & cash benefit | -                         | -                       |                       |                                                                 |
|                           | 가계지출  | 비소비지출            | 공적연금보험료 |                                              | 사회보험료 분담금                 |                         |                       |                                                                 |
| 사회보험료<br>(건강보험료, 고용보험료 등) |       |                  |         |                                              |                           |                         |                       |                                                                 |
| 조세                        |       |                  | 소득세     |                                              |                           |                         |                       |                                                                 |
|                           |       | 재산세, 자동차세, 기타 조세 |         |                                              |                           |                         |                       |                                                                 |
| 소비지출                      |       |                  |         | 12개 지출항목(식료품, 보건, 의료 등)*                     |                           |                         |                       |                                                                 |

## 2. 소득빈곤 개념과 (소득)빈곤율 측정결과

빈곤 개념에는 절대적 빈곤과 상대적 빈곤이 있다. 절대적 빈곤은 기준이 일반적으로 인간의 기초 욕구를 충족하기 위한 필수품 및 필수품 획득에 필요한 자원으로 정의한다. 본 연구도 기존 연구와 마찬가지로 절대적 빈곤의 기준을 최저생계비를 사용한다. 더 나아가 비빈곤이지만 사실상 빈곤이라고 볼 수 있는 차상위

7) 이하의 설명은 4차년도 개인자료에 근거한 것이며, 2~3차년도는 가구자료에서 근거한 것이다.

8) 이는 3~4차년도에 국한되며, 2차년도의 경우 사업장, 지역, 임의, 특수직역연금을 구분하지 않고 국민연금보험료 총액으로 조사되었다. 이는 건강보험료에도 동일하게 적용되었다.

계층과 차차상위계층도 각각 최저생계비의 120%, 최저생계비의 150%를 기준선으로 하여 함께 제시한다.

상대빈곤율은 유형별 가구소득의 중위소득을 구한 뒤, OECD기준에 따라 중위소득의 40%, 50%, 60%을 상대빈곤선 기준으로 하여 계산하였다. 두 빈곤선에 의한 빈곤율은 대표적인 빈곤지표인 빈곤율(Head-count Ratio) 공식으로 산출한다.<sup>9)</sup>

<표 2>에는 절대빈곤선 기준으로 사용되는 최저생계비를 2008년부터 2010년까지 제시하고, 더불어 소득유형별로 중위소득을 구한 뒤 그에 근거하여 상대빈곤선을 제시해보았다.

<표 2> 절대 및 상대빈곤선과 기타 기준

(단위: 만원)

| 연도   | 구분        | 1차 소득   | 시장소득    | 총소득     | 가처분소득   |
|------|-----------|---------|---------|---------|---------|
| 2008 | 기초생계비     | 1,446.6 |         |         |         |
|      | 차상위       | 1,822.8 |         |         |         |
|      | 차차상위      | 2,278.5 |         |         |         |
|      | 중위소득의 40% | 1,300.4 | 1,347.6 | 1,400.0 | 1,328.0 |
|      | 중위소득의 50% | 1,600.0 | 1,620.0 | 1,645.5 | 1,547.5 |
|      | 중위소득의 60% | 1,920.0 | 1,944.0 | 1,974.6 | 1,857.0 |
| 2009 | 기초생계비     | 1,519.0 |         |         |         |
|      | 차상위       | 1,736.0 |         |         |         |
|      | 차차상위      | 2,170.0 |         |         |         |
|      | 중위소득의 40% | 1,558.5 | 1,611.1 | 1,668.0 | 1,571.6 |
|      | 중위소득의 50% | 1,625.5 | 1,684.5 | 1,750.0 | 1,660.0 |
|      | 중위소득의 60% | 1,950.6 | 2,021.4 | 2,100.0 | 1,992.0 |
| 2010 | 기초생계비     | 1,635.7 |         |         |         |
|      | 차상위       | 1,962.9 |         |         |         |
|      | 차차상위      | 2,453.6 |         |         |         |
|      | 중위소득의 40% | 1,440.0 | 1,444.0 | 1,493.6 | 1,439.2 |
|      | 중위소득의 50% | 1,800.0 | 1,805.0 | 1,867.0 | 1,799.0 |
|      | 중위소득의 60% | 2,160.0 | 2,166.0 | 2,240.4 | 2,158.8 |

주: 최저생계비는 4인 가구 기준

9) 가구소득이 최저생계비에 미달하는 가구들로 계산한 빈곤율과는 다소 차이가 있을 수 있다.

<표 2>에 제시된 절대 및 상대빈곤선기준에 근거하여 소득유형별 빈곤율을 제시한 것이 <표 3>이다. 먼저 소득유형별로 2008~2010년의 절대빈곤율을 살펴본다. 1차 소득 기준 빈곤율은 2008년 22.9%, 2009년 24.4%, 2010년 22.6%으로 나타났는데, 2008년 말 금융위기로 인해 빈곤율이 높아졌다가 약간 하락되었다. 시장소득 기준 빈곤율은 2008년 21.6%, 2009년 22.4%, 2010년 20.4%으로 나타났는데, 이 역시 2008년 말 금융위기로 인해 빈곤율이 높아졌다가 다시 회복되었음을 보여주지만, 2010년 빈곤율이 2008년에 비하여 더 낮아졌다. 시장소득 기준 빈곤율이 더 낮은 것은 <표 2>에서 보듯이 기업연금과 사적이전소득이 포함되었기 때문이다. 시장소득 관련 빈곤율을 전가구(1인 가구 포함)기준으로 보인 보건사회연구원(2011)의 통계에 따르면<sup>10)</sup>, 2008년 11.6%, 2009년 12.8%, 2010년 11.1%였다. 본 연구의 수치에 비하여 절반 수준에 불과하다. 총소득(OECD 기준 경상소득)기준 빈곤율은 2008년 20.7%, 2009년 19.3%, 2010년 18.1%로 나타났는데, 이는 오히려 2008년 말 금융위기와 무관하게 계속 하락추세를 보여주고 있어 보건사회연구원(2011)에서 제시한 총소득 기준 빈곤율의 추세, 즉 2008년 8.0%, 2009년 8.4%, 2010년 7.8%와 다소 차이가 있다. 특징적인 것은 가처분소득 기준 빈곤율인데, 이는 총소득기준과 다르게 3개 연도에서 모두 높게 나타났다. 이는 사회보험료 및 조세액이 크게 영향을 주어 더 많은 가구들이 최저생계비 기준선 이하에 위치하고 있음을 말해준다. 이는 보건사회연구원(2011)의 발표수치(2008년 8.8%, 2009년 9.5%, 2010년 8.7%)와 추세가 동일하다. 한편, 비빈곤 가구지만 기초생계비 기준을 차상위, 차차상위 계층으로 확대·적용하였을 경우 소득유형과 무관하게 기준선 이하에 위치하는 가구들이 더 많아지는 것으로 나타났다.

한편, 한국보건사회연구원(2011)에 제시된 한국복지패널자료를 이용한 빈곤율을 보면, 시장소득 기준 2008년 19.6%, 2009년 18.5%, 경상소득 기준 2008년 15.6%, 2009년 14.3%, 가처분소득 기준 2008년 15.2%, 2009년 13.5%로 산출되어 본 연구의 추정치와 큰 차이가 없다.<sup>11)</sup> 다음으로 소득유형별 2008~2010년의 상대빈곤율을 중위소득의 40%기준에 의한 측정치로 설명한다. 1차 소득 기준 상대빈곤율은

10) 보건사회연구원 (2011)발표 수치는 통계청 발표 「가계동향조사」 자료를 이용한 수치이다.

11) 비록 연도는 다르지만, 한국보건사회연구원(2011)에 제시된 한국노동패널자료를 이용한 2002년부터 2006년까지의 빈곤율이 27.0%, 26.8%, 24.6%, 21.8%, 21.8%로 본 연구의 추정치와 더 유사하게 산출되었다.

<표 3> 소득유형별 빈곤율 측정 결과

(단위: %)

| 구분   |                |       | 1차<br>소득<br>(A) | 시장<br>소득<br>(B) | 총소득<br>(C) | 가처분<br>소득<br>(D) | 빈곤감소효과 |     |      |
|------|----------------|-------|-----------------|-----------------|------------|------------------|--------|-----|------|
|      |                |       |                 |                 |            |                  | A-B    | B-C | C-D  |
| 2008 | 절대빈곤           | 최저생계비 | 22.9            | 21.6            | 20.7       | 21.3             | 1.3    | 1.0 | -0.7 |
|      |                | 차상위   | 28.6            | 26.9            | 23.7       | 25.5             | 1.8    | 3.2 | -1.8 |
|      |                | 차차상위  | 34.2            | 32.5            | 29.5       | 32.2             | 1.7    | 3.0 | -2.7 |
|      | 상대빈곤<br>(중위소득) | 40%   | 21.6            | 20.0            | 17.4       | 18.4             | 1.6    | 2.6 | -1.0 |
|      |                | 50%   | 24.8            | 23.8            | 23.1       | 22.6             | 0.9    | 0.7 | 0.5  |
|      |                | 60%   | 29.2            | 28.2            | 27.7       | 27.7             | 1.0    | 0.5 | 0.0  |
| 2009 | 절대빈곤           | 최저생계비 | 24.4            | 22.4            | 19.3       | 20.9             | 2.0    | 3.1 | -1.6 |
|      |                | 차상위   | 26.0            | 24.7            | 24.1       | 25.3             | 1.2    | 0.6 | -1.2 |
|      |                | 차차상위  | 33.3            | 32.2            | 31.3       | 32.8             | 1.2    | 0.8 | -1.4 |
|      | 상대빈곤<br>(중위소득) | 40%   | 24.5            | 23.4            | 20.9       | 21.6             | 1.2    | 2.5 | -0.7 |
|      |                | 50%   | 25.3            | 24.0            | 21.9       | 22.5             | 1.4    | 2.0 | -0.6 |
|      |                | 60%   | 29.7            | 29.8            | 27.7       | 28.4             | -0.1   | 2.1 | -0.7 |
| 2010 | 절대빈곤           | 최저생계비 | 22.6            | 20.4            | 18.1       | 18.9             | 2.2    | 2.3 | -0.8 |
|      |                | 차상위   | 27.3            | 25.1            | 23.0       | 23.9             | 2.2    | 2.1 | -1.0 |
|      |                | 차차상위  | 34.2            | 32.3            | 30.1       | 31.0             | 2.0    | 2.2 | -0.9 |
|      | 상대빈곤<br>(중위소득) | 40%   | 19.8            | 18.3            | 16.2       | 16.1             | 1.6    | 2.1 | 0.1  |
|      |                | 50%   | 23.9            | 23.7            | 21.9       | 21.6             | 0.2    | 1.9 | 0.2  |
|      |                | 60%   | 29.5            | 27.9            | 26.3       | 26.3             | 1.6    | 1.6 | -0.1 |

2008년 21.6%, 2009년 24.5%, 2010년 19.8%으로 나타났고, 시장소득 기준 빈곤율은 2008년 20.0%, 2009년 23.4%, 2010년 18.3%으로 나타났다. 총소득기준 빈곤율은 2008년 17.4%, 2009년 20.9%, 2010년 16.2%였고, 가처분소득 기준 빈곤율도 2008년 18.4%, 2009년 21.6%, 2010년 16.1%로 산출되었다. 이상에서 소득유형과 무관하게 2008년 말 금융위기가 빈곤율을 높이고 있음을 잘 보여주고 있다. 참고로 2008년은 총소득기준보다 가처분소득 기준 빈곤율이 절대소득빈곤기준에서는 높았지만, 2009년과 2010년은 상대빈곤율에서도 유사한 경우가 나타나고 있다.

보건사회연구원(2011)의 빈곤통계를 이용하여 중위소득 40% 기준 상대빈곤율을 시장소득, 총소득(경상소득), 가처분소득 기준으로 2008년부터 2010년까지 제시해 보면 다음과 같다. 시장소득은 2008년 12.2% 2009년 13.0%, 2010년 12.7%, 총소득

은 2008-10년 모두 9.4%, 가치분소득은 2008년 9.0% 2009년 9.2%, 2010년 9.3%로 나타나서 본 연구의 산출결과의 1/2에 불과하였다.

### 3. 자산빈곤 개념과 (자산)빈곤율 측정결과

본 연구에서는 자산빈곤을 남상호(2009)와 같이 순자산이 최저생계비 6개월 금액에 미달하는 가구로 정의한다. 자산빈곤을 측정하기 위해서 재정패널조사에서 어떤 항목들을 자산과 부채로 조사하고 있는지를 확인한 결과, 부동산자산 및 관련 부채, 금융자산 및 관련 부채, 그리고 자동차 가격 등이 있었다. 우선 일반재산은 '가구원이 거주주택의 전세 및 월세의 보증금', '가구원의 비거주주택의 전세 및 월세의 보증금', '주택 이외 건물(상가 등)의 전세 및 월세의 보증금', '현재 거주주택 외 보유주택', '주택 이외의 보유 부동산(임야, 전답, 토지, 상가)', '보유 회원권(골프, 콘도 등)', '농기계, 가축', '선박, 건설중장비' 등이며, 재산가액은 이들 변수의 합계를 활용한다. 둘째, 금융재산은 '은행 등 금융기관 예적금', '펀드 가입 금액', '채권 보유 금액', '주식 보유 금액', '저축성 보험, 연금성 보험', '빌려준 돈', '기타 금융자산', '작년 한 해 주택마련저축 또는 주택마련펀드 불입한 금액' 등을 합산하여 계산하였다. 셋째, 자동차 재산가액은 자동차의 조사연도와 연식 차이에 연간 감가상각율을 5%로 할인하여 현가를 산출하고 각 가구가 보유(최대 6대)하고 있는 자동차 가치를 합산하였다.

한편, 부채는 '정부지원 주택자금 대출 금액', '금융기관 주택담보 대출', 그리고 '세입자에게 돌려주어야 할 전세금, 임대보증금' 등, 금융부채는 '금융재산에서 학자금 대출', '금융기관 대출', 그리고 '기타' 등을 이용한다. 참고로 재정패널조사 2차 년도의 경우 금융기관 주택담보대출과 금융기관대출을 구별하지 않았으나, 3~4차 년에는 이를 구분하였다. 즉, 2차 년도의 경우 금융부채의 규모가 3~4차 년도에 비해 크게 조사되어 금융재산이 과소 추산될 가능성이 있다.

이상에서 살펴본 자산에서 부채를 차감한 순자산을 기준으로 2008년부터 2010년까지 자산빈곤율을 구한 결과, 2008년 32.3%, 2009년 32.8%, 2010년 28.9%로 산출되었다. 특징적인 것은 최저생계비 기준이 매년 상향조정되었음에도 자산빈곤율은 점차 하락추세를 보여주고 있어 비교적 긍정적인 경향을 보여주고 있다고 볼 수

있다. 이 수치는 남상호(2009)에서 제시한 수치(2006년 13.3%, 2007년 12.4%)보다 더 높다.

#### 4. 소득빈곤과 자산빈곤의 연계성 분석

본 연구는 소득빈곤을 기준으로 소득빈곤가구가 자산빈곤에 처해있는지를 판별하여 해당 가구들의 특성을 살펴보는 것에 연구목적이 있다. 먼저 소득빈곤 여부와 자산빈곤여부를 가지고 행렬(Matrix)를 작성하여 연도별로 어떤 변화를 보여주는지를 살펴보았다 (<표 4> 참조).

<표 4> 소득유형별 소득빈곤가구와 자산빈곤가구 구성비 비교

(단위: 가구, %)

| 구분     | 연도   | 자산 비빈곤           |                  |                  |                  | 자산 빈곤          |                |                  |                  |
|--------|------|------------------|------------------|------------------|------------------|----------------|----------------|------------------|------------------|
|        |      | 1차 소득            | 시장 소득            | 총소득              | 가처분 소득           | 1차 소득          | 시장 소득          | 총소득              | 가처분 소득           |
| 소득 비빈곤 | 2008 | 2,623<br>(54.91) | 2,723<br>(57.00) | 2,769<br>(57.97) | 2,765<br>(57.88) | 936<br>(19.59) | 992<br>(20.77) | 1,042<br>(21.81) | 1,013<br>(21.21) |
|        | 2009 | 2,490<br>(53.58) | 2,619<br>(56.36) | 2,743<br>(59.03) | 2,674<br>(57.54) | 908<br>(19.54) | 982<br>(21.13) | 1,073<br>(23.09) | 1,002<br>(21.56) |
|        | 2010 | 2,575<br>(56.38) | 2,710<br>(59.34) | 2,858<br>(62.58) | 2,837<br>(62.12) | 809<br>(17.71) | 877<br>(19.2)  | 941<br>(20.6)    | 929<br>(20.34)   |
| 소득 빈곤  | 2008 | 612<br>(12.81)   | 512<br>(10.98)   | 466<br>(9.76)    | 470<br>(9.84)    | 606<br>(12.69) | 550<br>(11.79) | 500<br>(10.47)   | 529<br>(11.07)   |
|        | 2009 | 632<br>(13.6)    | 503<br>(10.86)   | 379<br>(8.16)    | 448<br>(9.64)    | 617<br>(13.28) | 543<br>(11.72) | 452<br>(9.73)    | 523<br>(11.25)   |
|        | 2010 | 674<br>(14.76)   | 539<br>(11.8)    | 391<br>(8.56)    | 412<br>(9.02)    | 509<br>(11.15) | 441<br>(9.66)  | 377<br>(8.25)    | 389<br>(8.52)    |

먼저 소득비빈곤가구의 경우, 자산빈곤 여부와 무관하게 소득의 범위가 커지면 서, 즉 1차 소득, 시장소득, 총소득(경상소득)으로 갈수록 그 비중이 증가하다가 가처분소득기준에서 다소 하락하는 추세로 나타나고 있다. 이는 빈곤을 측정 결과와 유사한 추세이다. 이에 반해 소득빈곤의 경우는 자산빈곤과 무관하게 소득이 경상소득(총소득)으로 갈수록 구성비가 하락하다가 가처분소득 기준에서 약간 높아지는 것으로 나타났다.

이제 1차 소득 기준으로 구성비를 비교해보면, 소득빈곤과 자산빈곤에 모두 해당되지 않는 가구들을 보면, 2008년 54.9%, 2009년 53.6%로 미미하게 하락하였지만, 2010년에 다시 56.4%로 증가하였다. 소득빈곤이 아니면서 자산빈곤에 처한 가구들은 2008년 19.6%, 2009년 19.5%, 2010년에는 17.7%로 하락추세를 보여주어 자산빈곤가구들이 점감하고 있는 것으로 나타났다. 소득빈곤가구인데 자산빈곤에 직면하지 않은 가구들은 2008년 12.8%, 2009년 13.6%, 2010년 14.8%로 증가하고 있음에 반해, 소득빈곤가구이면서 자산빈곤에 처한 가구 비중은 2008년 12.7%, 2009년 13.3%, 2010년 11.2%로 증가하다가 하락하고 있다.

다음은 시장소득 기준으로 소득빈곤과 자산빈곤에 모두 해당되지 않는 가구들을 보면, 2008년 57%, 2009년 56.4%로 미미하게 하락하였지만, 2010년에 다시 59.3%로 증가하였다. 둘째, 소득빈곤이 아니면서 자산빈곤에 처한 가구들은 2008년 20.8%, 2009년 21.1%, 2010년에는 19.2%로 다소 하락추세를 보여주어 자산빈곤가구들이 점감하고 있는 것으로 나타났다. 셋째, 소득빈곤가구인데 자산빈곤에 직면하지 않은 가구들은 2008년 11.0%, 2009년 11.0%, 2010년 11.8%로 미미하지만 증가하고 있다. 넷째, 소득빈곤가구이면서 자산빈곤에 처한 가구 비중은 2008년 11.8%, 2009년 11.7%, 2010년 9.7%로 하락추세를 보여주어 비교적 긍정적인 경향을 보여주고 있다. 정리하면, 소득빈곤과 자산빈곤에 모두 해당되지 않는 가구 비중이 2008년부터 2010년까지 증가하고 있으며, 소득빈곤이면서 자산빈곤인 가구 비중도 점차 감소하고 있어 긍정적인 모습을 보여주고 있다.

총소득(경상소득) 기준으로 구성비들을 비교해보면, 소득비빈곤가구이면서 자산비빈곤가구의 비중은 2008년 58.0%, 2009년 59.0%, 2010년 62.6%로 계속 증가하고 있다. 소득비빈곤가구이면서 자산빈곤에 처한 가구들은 2008년 21.8%, 2009년 23.1%, 2010년에는 20.6%로 증가에서 하락추세로 반전되고 있다. 소득빈곤가구인데 자산빈곤에 직면하지 않은 가구들은 2008년 9.8%, 2009년 8.2%, 2010년 8.6%로 하락하다가 증가하고 있음에 반해, 소득빈곤가구이면서 자산빈곤에 처한 가구 비중은 2008년 10.5%, 2009년 9.7%, 2010년 8.3%로 계속 하락하고 있어 비교적 긍정적인 방향임을 짐작하게 한다.

마지막으로 가처분소득 기준의 경우, 소득비빈곤가구이면서 자산비빈곤가구의 비중은 2008년 57.9%, 2009년 57.5%, 2010년 62.1%로 증가추세를 보여주고 있다.

소득비빈곤가구이면서 자산빈곤에 처한 가구들은 2008년 21.2%, 2009년 21.6%, 2010년에는 20.3%로 증가하다가 하락하였다. 소득빈곤가구인데 자산빈곤에 직면하지 않은 가구들은 2008년 9.8%, 2009년 9.6%, 2010년 9.0%로 계속 하락하고 있지만, 소득빈곤가구이면서 자산빈곤에 처한 가구 비중은 2008년 11.1%, 2009년 11.3%로 미미하게 증가하였다가 2010년 8.5%로 다시 하락하고 있는 것으로 나타났다.

이상의 4개 유형 소득의 분석결과를 정리하면, 개략적으로 소득비빈곤가구이자 자산비빈곤가구의 비중이 2008년부터 2010년까지 증가추세를, 소득빈곤가구이자 자산빈곤가구의 비중은 소득유형에 따라 약간의 차이는 있지만 2008년에 비해 2010년 수치가 하락하여 긍정적인 방향임을 추측하게 한다.

<표 5> 소득빈곤-자산빈곤가구의 소득 및 자산현황

(단위: 만원)

| 구분 |         | 소득 및 자산유형 |       | 자산       |          |          |         |         |         |
|----|---------|-----------|-------|----------|----------|----------|---------|---------|---------|
|    |         |           |       | 비빈곤      |          |          | 빈곤      |         |         |
|    |         |           |       |          |          |          |         |         |         |
|    |         |           |       | 2008     | 2009     | 2010     | 2008    | 2009    | 2010    |
| 소득 | 비<br>빈곤 | 자산유형      | 금융자산  | 3,392.2  | 3,840.1  | 4,338.4  | 807.4   | 903.1   | 978.4   |
|    |         |           | 금융부채  | 1,518.5  | 817.8    | 681.3    | 4,730.3 | 1,661.4 | 1,895.5 |
|    |         |           | 부동산자산 | 12,398.6 | 13,194.8 | 14,732.4 | 1,198.7 | 913.1   | 1,089.9 |
|    |         |           | 부동산부채 | 1,641.1  | 2,357.0  | 2,970.8  | 1,903.4 | 4,587.8 | 5,113.6 |
|    |         | 소득유형      | 1차 소득 | 3,986.3  | 4,115.4  | 4,424.7  | 3,273.7 | 3,438.1 | 3,727.1 |
|    |         |           | 시장소득  | 4,073.6  | 4,252.5  | 4,623.9  | 3,363.6 | 3,581.1 | 3,876.8 |
|    |         |           | 총소득   | 4,091.6  | 4,342.6  | 4,718.0  | 3,387.7 | 3,663.2 | 3,934.5 |
|    |         |           | 가처분소득 | 3,855.8  | 4,139.2  | 4,516.6  | 3,163.3 | 3,458.6 | 3,763.9 |
|    | 빈곤      | 자산유형      | 금융자산  | 1,923.1  | 2,268.2  | 2,338.1  | 167.4   | 136.3   | 172.0   |
|    |         |           | 금융부채  | 624.5    | 522.6    | 542.8    | 1,470.7 | 917.9   | 793.1   |
|    |         |           | 부동산자산 | 6,986.3  | 6,908.9  | 8,386.1  | 283.3   | 562.1   | 393.4   |
|    |         |           | 부동산부채 | 800.2    | 958.5    | 1,759.3  | 619.5   | 1,651.9 | 1,127.8 |
|    |         | 소득유형      | 1차 소득 | 362.1    | 393.6    | 457.1    | 330.7   | 357.7   | 397.1   |
|    |         |           | 시장소득  | 454.9    | 504.6    | 579.2    | 436.2   | 476.3   | 542.6   |
|    |         |           | 총소득   | 566.0    | 868.4    | 971.9    | 616.3   | 748.0   | 730.5   |
|    |         |           | 가처분소득 | 638.7    | 699.5    | 935.1    | 497.8   | 540.9   | 708.8   |

주: 시장소득 기준



한편, <표 5>는 2008~2010년 소득빈곤과 자산빈곤 여부를 2×2 매트릭스 형태로 나타낸 뒤, 각 유형별로 금융자산과 부채, 부동산자산 및 부채 등을 제시한 것이다. 우선 소득과 자산이 모두 빈곤에 해당되지 않는 가구는 2008년 이후 모두 금융자산은 증가하고 있는 반면에 금융부채는 급격하게 감소하고 있다. 소득도 유형과 관계없이 2008년 이후 계속 증가하고 있다. 둘째, 소득비빈곤가구이면서 자산빈곤에 처한 가구들은 금융자산이 미미하게 증가하고 있지만, 금융부채가 그에 비하여 월등하게 많다, 그러나 금융자산에 비하여 훨씬 큰 것으로 나타났다. 소득도 소득비빈곤가구-자산비빈곤가구에 비하여 상당히 낮게 나타났다. 셋째, 소득빈곤가구이면서 자산이 빈곤층에 속하지 않는 가구를 보면, 금융자산과 부채규모가 소득비빈곤-자산비빈곤가구에 비하여 훨씬 크지만, 소득비빈곤가구-자산빈곤가구에 비해서는 금융자산의 규모는 크고 부채규모는 작았다. 소득은 소득비빈곤가구에 비하여 현저하게 작았다. 넷째, 소득빈곤가구이면서 자산빈곤가구는 금융자산의 규모는 현저하게 다른 3개 유형 가구에 비하여 현저하게 작고, 부채규모는 소득빈곤-자산비빈곤가구에 비하여 더 크게 나타났다. 소득도 1차 소득과 시장소득의 경우 소득빈곤가구-자산비빈곤가구에 비하여 낮았지만, 2008년의 총소득은 소득빈곤-자산비빈곤가구에 비하여 높았지만 다른 연도와 다른 유형의 소득은 모두 낮은 것으로 나타났다.

부동산 자산과 부동산 부채의 경우, 소득비빈곤가구-자산비빈곤가구가 자산규모가 월등하게 커 1억원 이상이며 그 규모도 2008년 이후 매년 증가하고 있다. 그러나 소득비빈곤가구이면서 자산빈곤가구의 경우, 부동산 자산의 규모는 감소하지만 부채규모는 현저하게 증가하고 있었다. 소득빈곤가구이면서 자산비빈곤가구의 경우, 부동산 자산의 규모는 연도가 지나면서 점증하지만, 부동산 부채규모는 그에 비하여 훨씬 더 빠르게 증가하고 있는 것으로 나타났다. 소득빈곤-자산빈곤가구의 경우, 부동산규모의 규모도 지나치게 작지만, 부동산 부채가 자산에 비하여 훨씬 컸다.

한편, 순자산 개념에 근거하여 설명해보면, 첫째, 소득비빈곤가구-자산비빈곤가구의 경우 금융순자산과 부동산순자산은 지속적으로 양(+)의 값을 보여주고 있다. 둘째, 소득비빈곤-자산빈곤가구의 경우 금융 및 부동산순자산은 음(-)의 값으로 나타났다. 셋째, 소득빈곤-자산비빈곤가구의 경우 금융순자산과 부동산순자산은 양

(+)이었고, 넷째, 소득과 자산이 모두 빈곤인 가구는 두 유형의 순자산이 모두 음(-)으로 나타났다. 이상에서 자산비빈곤가구의 경우, 금융자산과 부동산자산의 순계, 즉 순자산은 모두 양이고, 자산빈곤가구는 순자산이 모두 음이어서 만약에 소득빈곤에 처할 경우, 빈곤상태가 지속될 수 있음을 시사해준다.

<표 6> 가구주 성·근로형태별 자산 빈곤 및 비빈곤가구 비교

| 구분    | 연도   | 남자   | 여자   | 비임금근로 | 임금근로 |
|-------|------|------|------|-------|------|
| 자산빈곤  | 2008 | 59.2 | 40.8 | 76.7  | 23.3 |
|       | 2009 | 58.7 | 41.3 | 80.4  | 19.6 |
|       | 2010 | 57.4 | 42.6 | 79.2  | 20.8 |
| 자산비빈곤 | 2008 | 67.8 | 32.2 | 80.7  | 19.3 |
|       | 2009 | 67.7 | 32.3 | 80.4  | 19.6 |
|       | 2010 | 70.2 | 29.8 | 84.1  | 15.9 |

이제 소득빈곤가구 중에서 자산빈곤과 자산비빈곤가구로 구분하여 가구주 특성별 차이를 설명해본다. 먼저 여성가구가 자산빈곤가구인 비중이 더 높게 나타났다(<표 6> 참조). 또한 임금근로자가 비임금근로자에 비하여 자산빈곤가구에 상대적으로 더 많이 포함되었다. 성별로는 연도별로 증가하고 있으나, 임금근로자의 경우는 하락하는 추세를 보이고 있다.

<표 7> 가구주 연령별 자산 빈곤 및 비빈곤가구 비교

|      | 구분     | 연도   | ~25세<br>미만 | ~30세<br>미만 | ~35세<br>미만 | ~40세<br>미만 | ~45세<br>미만 | ~50세<br>미만 | ~55세<br>미만 | ~60세<br>미만 | ~65세<br>미만 | ~70세<br>미만 | 70세<br>이상 | 합계    |
|------|--------|------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|-----------|-------|
| 소득빈곤 | 자산빈곤   | 2008 | 0.8        | 0.7        | 1.3        | 3.0        | 5.9        | 7.3        | 7.8        | 3.5        | 7.8        | 14.2       | 47.9      | 100.0 |
|      |        | 2009 | 0.2        | 0.5        | 2.3        | 3.9        | 5.8        | 7.5        | 7.0        | 4.1        | 8.1        | 12.5       | 48.3      | 100.0 |
|      |        | 2010 | 0.4        | 0.4        | 2.4        | 3.5        | 7.7        | 6.5        | 5.1        | 3.5        | 7.9        | 14.5       | 48.1      | 100.0 |
|      | 자산 비빈곤 | 2008 | 0.5        | 1.3        | 3.1        | 4.1        | 6.2        | 6.2        | 3.9        | 5.4        | 9.3        | 11.6       | 48.4      | 100.0 |
|      |        | 2009 | 0.2        | 1.7        | 2.4        | 4.9        | 8.4        | 5.5        | 4.4        | 4.0        | 11.7       | 13.1       | 43.7      | 100.0 |
|      |        | 2010 | 0.0        | 1.2        | 2.7        | 3.9        | 5.2        | 6.1        | 5.5        | 5.0        | 12.0       | 14.7       | 43.8      | 100.0 |

<표 8> 가구주 학력별 자산 빈곤 및 비빈곤가구 비교

|      | 구분     | 연도   | 안받았음 | 초등학교 | 중학교  | 고등학교 | 전문<br>대학교 | 대학교  | 대학원<br>석사 | 대학원<br>박사 | 합계    |
|------|--------|------|------|------|------|------|-----------|------|-----------|-----------|-------|
| 소득빈곤 | 자산빈곤   | 2008 | 18.2 | 29.2 | 17.5 | 23.9 | 2.3       | 8.9  | 0.0       | 0.0       | 100.0 |
|      |        | 2009 | 18.3 | 30.3 | 13.1 | 26.4 | 1.6       | 9.2  | 0.8       | 0.2       | 100.0 |
|      |        | 2010 | 19.8 | 28.9 | 14.9 | 24.8 | 2.9       | 7.5  | 1.2       | 0.0       | 100.0 |
|      | 자산 비빈곤 | 2008 | 15.0 | 25.3 | 11.1 | 27.6 | 4.6       | 14.2 | 1.6       | 0.5       | 100.0 |
|      |        | 2009 | 11.2 | 24.5 | 14.1 | 28.6 | 4.3       | 15.7 | 1.6       | 0.0       | 100.0 |
|      |        | 2010 | 11.9 | 26.0 | 13.6 | 27.3 | 3.1       | 16.0 | 1.6       | 0.4       | 100.0 |

<표 9> 가구주 직업별 자산 빈곤 및 비빈곤가구 비교

|    | 구분     | 연도   | 행정<br>관료직 | 전문직 | 사무직 | 판매<br>/서비스직 | 기능직 | 노무직  | 농림<br>어업 | 군인  | 기타<br>취업 | 전업<br>주부 | 무직<br>(퇴직) | 학생  | 합계    |
|----|--------|------|-----------|-----|-----|-------------|-----|------|----------|-----|----------|----------|------------|-----|-------|
| 빈곤 | 자산빈곤   | 2008 | 0.5       | 0.7 | 1.0 | 11.7        | 8.1 | 13.2 | 6.4      | 0.0 | 1.5      | 10.1     | 45.5       | 1.3 | 100.0 |
|    |        | 2009 | 0.3       | 1.6 | 1.9 | 12.3        | 7.0 | 11.5 | 5.5      | 0.0 | 2.3      | 15.1     | 41.5       | 0.6 | 100.0 |
|    |        | 2010 | 0.4       | 1.0 | 2.9 | 11.6        | 5.1 | 12.8 | 5.5      | 0.0 | 1.6      | 11.2     | 47.7       | 0.2 | 100.0 |
|    | 자산 비빈곤 | 2008 | 0.3       | 2.1 | 2.6 | 13.1        | 6.7 | 7.4  | 15.5     | 0.0 | 3.3      | 7.7      | 40.7       | 0.7 | 100.0 |
|    |        | 2009 | 0.2       | 2.1 | 3.6 | 14.2        | 8.1 | 6.0  | 14.4     | 0.0 | 1.7      | 9.7      | 39.1       | 0.5 | 100.0 |
|    |        | 2010 | 0.1       | 2.2 | 3.4 | 13.4        | 7.4 | 7.1  | 16.3     | 0.0 | 1.5      | 8.2      | 40.1       | 0.3 | 100.0 |

둘째, 연령별로 자산빈곤 및 비빈곤가구를 비교하면 (<표 7> 참조), 자산빈곤가구가 연령이 더 높은 것으로 나타났는데, 50세 이상의 가구주 비율을 보면, 자산빈곤가구가 2008년과 2009년에는 더 높았지만 2010년에는 자산빈곤가구에서 50세 이상이 차지하는 비율이 다소 낮았다. 셋째, 학력별로 비교해보면 (<표 8> 참조), 무학가구주와 초졸 및 중졸가구주는 자산빈곤가구에 속한 비중이 더 높았지만 고졸 이상 가구주들은 자산비빈곤에 속하는 비중이 더 높았다. 이로써 학력이 높을수록 자산빈곤가구에 속하지 않을 가능성이 더 높다고 볼 수 있다. 이는 대학원석사와 박사학위 소지자들은 소득빈곤에 속하는 비중이 현저하게 낮다는 사실에서 잘 확인된다. 넷째, 직업별로 자산빈곤 여부를 비교해보면 (<표 9> 참조), 당연히 무직(퇴직)인 가구주들이 소득빈곤이면서 자산빈곤에 속한 비중이 상대적으로 높았다. 전업주부와 노무직이 자산빈곤에 속한 비중이 더 높았다. 반면에 농림어업과 판매 및 서비스직 가구주들은 자산비빈곤에 속하는 비중이 더 크게 나타났다. 행정관료직, 전문직과 사무직은 상대적으로 자산빈곤가구에 속한 비중이 현저하게 낮았고, 군인은 전혀 없는 것으로 나타났다.

## IV. 빈곤의 결정요인 추정

본 장에서는 가구의 특성이 다양한 소득, 소득-자산, 그리고 자산 빈곤의 결정에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보고자 한다. 먼저 프로빗모형(probit model)을 사용하여 각 소득항목별 빈곤 확률 결정요인과 그 크기를 파악하고, 다항로짓(multinomial logit)모형 추정을 통해 연도별 소득·자산 모두 비빈곤 가구를 기준으로 소득 빈곤 가구, 소득 빈곤이면서 동시에 자산빈곤인 가구 등의 3개 범주를 사용하여 빈곤에 영향을 미치는 요인들을 찾아낸다.

### 1. 추정모형

본 연구에서는 가구특성변수들이 소득, 소득-자산, 그리고 자산 빈곤의 결정에 어떠한 영향을 미치는지 결정요인과 그 크기를 알아보고자 한다. 우선 프로빗모형(probit model)을 사용하여 빈곤 확률 결정요인과 그 크기를 파악한다.

$$\Pr(y_i = 1|X) = F(X_i\beta)$$

$$\Pr(y_i = 1|X) = \Phi(X_i\beta) = \int_{-\infty}^{X_i\beta} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{z^2}{2}\right) dz$$

여기서  $X_i$ 는 독립변수들의 벡터이다.  $F(\cdot)$ 는 표준정규분포함수(standard normal distribution)이며, 표준정규 변환된  $\Phi(\cdot)$ 은 0과 1사이에 확률 값을 갖게 된다.

본 연구에 사용된 데이터는 『재정패널』 2차(2008년), 3차(2009년), 4차(2010년)의 3개 연도별 횡단면자료이다. 본 연구는 1차적으로 빈곤 규모를 파악하는 것을 목적으로 하여 신규조사자, 분가가구 등을 제거하지 않고, 각 년도의 자료를 사용하였기 때문에 연도별로 표본수가 2008년은 4,777가구, 2009년 4,647가구, 2010년 4,567가구로 달랐다. 종속변수는 소득항목별 빈곤여부(빈곤가구 = 1, 빈곤비빈곤가구 = 0)와 자산빈곤 여부(순자산 기준, 자산빈곤가구=1, 자산비빈곤가구 = 0)가 사용된다. 독립변수는 가구의 빈곤 결정요인을 설명하는 가구의 특성, 구체적으로 가구주의 교육수준, 성별, 취업형태, 직업, 연령, 취업가구원수와 가구원수를 사용하였다. 모형 1과 모형 2의 차이는 모형 2가 취업가구원수와 가구원수를 추가로 통제하고 있다는 것이다.

## 2. 추정결과

2008~2010년 빈곤요인을 결정하는 변수들의 주요한 특징은 다음과 같다. 우선 가구주의 교육수준이 높아짐에 따라, 여성 가구주일수록, 그리고 가구내 취업자가 많아지면 소득, 소득·자산 빈곤 확률을 감소시키는 것으로 나타났다. 반면에 가구주의 직업<sup>12)</sup>이 불안정하거나 비경제활동인구일 때 빈곤의 확률을 높이고, 가구원수가 많아지면 빈곤가구일 확률이 높아지는 것으로 나타났다.

12) 본 연구에서 활용된 직업은 변수값이 클수록 직업의 안정성이 낮다고 볼 수 있다 (<표 9>의 직업 유형 참조). 따라서 가구주직업의 회귀계수가 모두 통계적으로 유의하면서 부호가 양(+)으로 나타났다는 것은 직업안정성이 낮을수록 빈곤확률이 커지고 있다는 것을 의미한다. 다만, 2009년의 경우, 양(+)의 부호를 갖지만 통계적으로 유의하지 않았다.

특징적인 결과는 2008년과 2009년 가구주의 취업형태가 임금근로자일 경우 소득, 소득·자산 기준 빈곤일 확률이 감소하는 것으로 나타났으나, 2010년 가구주가 임금근로자이면 소득, 소득·자산 빈곤일 확률이 높아지는 것으로 나타났다. 반면 2008년 가구주가 임금근로일 경우 순자산 기준의 빈곤 확률이 높은 것으로 나타났으나, 2010년 임금근로 가구주 가구일 경우 자산빈곤일 가능성이 오히려 낮아지는 것으로 확인되었다. 즉, 2008~2010년 기간 동안 가구주의 임금근로 여부가 자산빈곤 결정에 미치는 영향이 뒤바뀐 것이다.<sup>13)</sup>

2008년, 2009년, 그리고 2010년 결과에서 가구주의 교육수준은 소득, 소득·자산, 자산 빈곤 기준에 불문하고 교육수준이 증가함에 따라 빈곤 확률을 감소시키는 것으로 나타났다(<표 10>~<표 12> 참조). 또한 공통적으로 취업가구원수와 가구원수를 통제했을 때 빈곤감소효과가 크게 나타나는 것으로 나타났으며, 이는 연도별로 개별 변수들의 한계효과(marginal effect)를 계산한 <표 13>~<표 15>에서 확인할 수 있다. 가구주의 성별(남성=1, 여성=2)은 여성 가구주일 때 빈곤일 확률이 높게 나타나고 있으며, 소득 기준이 1차 소득에서 총소득으로 가면서 확률크기는 작아지고 있다. 반면에 순자산을 기준으로 빈곤여부에 미치는 영향은 여성 가구주일 때 소득 기준으로 가구주의 성별이 미치는 영향보다는 다소 줄어드는 것으로 나타났다. 더불어 모형에서 가구원수 및 취업가구원수를 통제할 경우 두 변수는 빈곤 결정에 서로 반대의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 예로 동일한 소득 및 자산 수준을 보유하지만 가구원 수가 많을 경우 절대 빈곤선의 반대상인 가구균등화 소득은 적어지며, 반면에 취업가구원수의 증가는 가구 소득을 증가시켜 빈곤선 이하일 가능성을 낮춘다는 것은 당연한 결과라고 볼 수 있다.

전술한 <표 3>의 빈곤율 추정결과에서 2009년은 2008년에 비해 소득, 자산 기준 빈곤율이 공통적으로 증대된 양상을 보이는 것으로 나타났다. 이와 같은 배경 하에서 2009년 빈곤결정요인의 변화를 살펴보면, 첫째, 소득(시장소득) 기준으로 가구주의 교육수준이 빈곤 확률에 미치는 영향은 가구원수 및 취업가구원

13) 이에 관해서는 비정규직 증가여부가 주요 요인인지를 파악할 필요가 있을 것으로 판단되는데, 이는 향후 연구과제로 넘긴다.

수를 통제했을 경우 빈곤감소 영향이 커진 반면 통제하지 않았을 경우 오히려 적어진 것으로 나타났다. 또한 가구주의 성별이 여성, 가구주의 직업이 불안정적이라는 요인이 빈곤에 미치는 영향은 줄어드는 반면, 가구주의 취업형태가 임금근로인 경우 빈곤가구가 아닐 확률은 오히려 증가하였다. 2009년에 비해 2010년은 소득, 자산 기준 빈곤율이 다시 하락한 양상을 보이는데 이 때 2008~2009년 감소했던 한계효과는 2010년 다시 증가하고, 2008~2009년 증가했던 한계효과는 2010년 다시 감소하여 빈곤이 악화될 경우 가구주의 교육수준, 취업형태, 연령 등은 빈곤악화 시 빈곤확대에 미치는 영향이 큰 주요한 변수라는 점을 확인할 수 있다. 둘째, 자산 기준 빈곤의 경우 2008~2009년 기간 중 가구주의 교육수준이 높을수록 자산빈곤에 처할 확률이 낮아지고, 취업가구원수가 많은 경우 자산빈곤에 처할 가능성은 더욱 낮아지며, 가구원수가 많을 경우 자산빈곤일 확률이 더 높아지는 것으로 나타났다.

<표 16>은 빈곤 유형에 대한 다항로짓 추정결과이다. 가구주의 교육수준은 소득과 자산 모두 비빈곤 가구와 비교할 때, 가구주의 학력수준이 높으면 소득빈곤 또는 소득 빈곤이면서 자산빈곤일 가능성이 낮아짐을 의미한다. 가구주의 성별은 소득빈곤가구와 소득 및 자산 빈곤 가구에서 여성일 가능성을 더 크게 하는 것으로 확인된다.

<표 10> 빈곤결정요인 추정결과 (2008년)

|                        | 1차소득      |           | 시장소득      |           | 총소득       |           | 가처분소득      |            | 순자산       |           |
|------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|------------|------------|-----------|-----------|
|                        | 모형 1      | 모형2       | 모형 3      | 모형 4      | 모형 5      | 모형 6      | 모형 7       | 모형 8       | 모형 9      | 모형 10     |
| 가구주 교육수준               | -0.104*** | -0.170*** | -0.131*** | -0.190*** | -0.107*** | -0.159*** | -0.189***  | -0.251***  | -0.114*** | -0.125*** |
|                        | [0.0194]  | [0.0206]  | [0.0192]  | [0.0203]  | [0.0193]  | [0.0202]  | [0.0192]   | [0.0203]   | [0.0159]  | [0.0162]  |
| 가구주 성별<br>(1=남성, 여성=2) | 0.599***  | 0.537***  | 0.361***  | 0.322***  | 0.305***  | 0.263***  | 0.367***   | 0.369***   | 0.108**   | 0.244***  |
|                        | [0.0623]  | [0.0707]  | [0.0611]  | [0.0684]  | [0.0610]  | [0.0679]  | [0.0595]   | [0.0666]   | [0.0530]  | [0.0573]  |
| 취업형태<br>(1=임금근로자)      | -0.316*** | -0.241*** | -0.357*** | -0.289*** | -0.390*** | -0.328*** | -0.361***  | -0.297***  | 0.0975**  | 0.117**   |
|                        | [0.0550]  | [0.0572]  | [0.0559]  | [0.0579]  | [0.0568]  | [0.0587]  | [0.0552]   | [0.0573]   | [0.0459]  | [0.0463]  |
| 가구주 직업                 | 0.233***  | 0.128***  | 0.189***  | 0.0929*** | 0.177***  | 0.0860*** | 0.143***   | 0.0523***  | 0.0534*** | 0.0586*** |
|                        | [0.0124]  | [0.0143]  | [0.0123]  | [0.0144]  | [0.0123]  | [0.0145]  | [0.0122]   | [0.0144]   | [0.0106]  | [0.0118]  |
| 가구주 연령                 | 0.0173*** | 0.0191*** | 0.0129*** | 0.0148*** | 0.0112*** | 0.0128*** | 0.00641*** | 0.00850*** | 0.000284  | 0.00186   |
|                        | [0.00233] | [0.00248] | [0.00232] | [0.00245] | [0.00233] | [0.00245] | [0.00230]  | [0.00242]  | [0.00190] | [0.00193] |
| 취업가구원수                 |           | -0.887*** |           | -0.757*** |           | -0.701*** |            | -0.719***  |           | -0.0782** |
|                        |           | [0.0571]  |           | [0.0543]  |           | [0.0541]  |            | [0.0529]   |           | [0.0336]  |
| 가구원수                   |           | 0.103***  |           | 0.139***  |           | 0.130***  |            | 0.165***   |           | 0.139***  |
|                        |           | [0.0239]  |           | [0.0241]  |           | [0.0241]  |            | [0.0237]   |           | [0.0184]  |
| 상수항                    | -3.104*** | -1.649*** | -2.340*** | -1.262*** | -2.281*** | -1.267*** | -1.531***  | -0.658**   | -0.452*** | -1.026*** |
|                        | [0.207]   | [0.269]   | [0.202]   | [0.265]   | [0.203]   | [0.266]   | [0.199]    | [0.261]    | [0.171]   | [0.206]   |
| 관측치                    | 4,777     | 4,777     | 4,777     | 4,777     | 4,777     | 4,777     | 4,777      | 4,777      | 4,777     | 4,777     |

주: 1) [ ]는 표준오차

2) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1



<표 11> 빈곤결정요인 추정결과 (2009년)

[illegible]

<표 12> 빈곤결정요인 추정결과 (2010년)

|                                   |                   | 1차소득                   |                        | 시장소득                   |                        | 총소득                    |                         | 가처분소득                 |                       |
|-----------------------------------|-------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|
|                                   |                   | 모형 1                   | 모형2                    | 모형 3                   | 모형 4                   | 모형 5                   | 모형 6                    | 모형 7                  | 모형 8                  |
|                                   |                   | -0.0863***             | -0.159***              | -0.0974***             | -0.157***              | -0.156***              | -0.210***               | -0.162***             | -0.210***             |
| 가구주 교육수준                          |                   | [0.0196]               | [0.0211]               | [0.0195]               | [0.0206]               | [0.0205]               | [0.0215]                | [0.0203]              | [0.0203]              |
|                                   | 가구주 성별<br>(1=남성)  | 0.465***<br>[0.0622]   | 0.330***<br>[0.0702]   | 0.243***<br>[0.0617]   | 0.151**<br>[0.0689]    | 0.211***<br>[0.0620]   | 0.175**<br>[0.0690]     | 0.187***<br>[0.0616]  | 0.162***<br>[0.0616]  |
|                                   | 취업형태<br>(1=임금근로자) | 0.445***<br>[0.0563]   | 0.522***<br>[0.0585]   | 0.441***<br>[0.0579]   | 0.497***<br>[0.0598]   | 0.482***<br>[0.0604]   | 0.527***<br>[0.0621]    | 0.501***<br>[0.0591]  | 0.547***<br>[0.0606]  |
|                                   | 가구주 직업            | 0.166***<br>[0.0112]   | 0.0822***<br>[0.0127]  | 0.134***<br>[0.0112]   | 0.0592***<br>[0.0128]  | 0.0907***<br>[0.0115]  | 0.0238*<br>[0.0132]     | 0.0891***<br>[0.0114] | 0.0202<br>[0.0114]    |
|                                   | 가구주 연령            | 0.0200***<br>[0.00245] | 0.0206***<br>[0.00262] | 0.0151***<br>[0.00245] | 0.0164***<br>[0.00260] | 0.00592**<br>[0.00252] | 0.00798***<br>[0.00267] | 0.00461*<br>[0.00249] | 0.00703<br>[0.00249]  |
|                                   | 취업가구원수            |                        | -0.735***<br>[0.0470]  |                        | -0.603***<br>[0.0451]  |                        | -0.531***<br>[0.0459]   |                       | -0.525***<br>[0.0459] |
|                                   | 가구원수              |                        | 0.0823***<br>[0.0244]  |                        | 0.118***<br>[0.0246]   |                        | 0.151***<br>[0.0253]    |                       | 0.162***<br>[0.0253]  |
|                                   | 상수항               | -3.639***<br>[0.204]   | -2.216***<br>[0.258]   | -3.051***<br>[0.202]   | -2.065***<br>[0.258]   | -2.260***<br>[0.208]   | -1.630***<br>[0.266]    | -2.118***<br>[0.205]  | -1.572***<br>[0.205]  |
|                                   | 관측치               | 4,567                  | 4,567                  | 4,567                  | 4,567                  | 4,567                  | 4,567                   | 4,567                 | 4,567                 |
| 주: 1) [ ]는 표준오차                   |                   |                        |                        |                        |                        |                        |                         |                       |                       |
| 2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 |                   |                        |                        |                        |                        |                        |                         |                       |                       |
|                                   |                   |                        |                        |                        |                        |                        |                         |                       |                       |
|                                   |                   |                        |                        |                        |                        |                        |                         |                       |                       |
|                                   |                   |                        |                        |                        |                        |                        |                         |                       |                       |
|                                   |                   |                        |                        |                        |                        |                        |                         |                       |                       |
|                                   |                   |                        |                        |                        |                        |                        |                         |                       |                       |
|                                   |                   |                        |                        |                        |                        |                        |                         |                       |                       |

<표 13> 주요 변수의 한계효과(2008년)

| 변수                                   |             |  | 빈곤여부(1차 소득) |            | 빈곤여부(시장소득) |            | 빈곤여부(총소득)  |            | 빈곤여부(가처분소득) |            |
|--------------------------------------|-------------|--|-------------|------------|------------|------------|------------|------------|-------------|------------|
|                                      |             |  | 모형 1        | 모형2        | 모형 1       | 모형 2       | 모형 1       | 모형 2       | 모형 1        | 모형 2       |
|                                      | 가구주<br>교육수준 |  | -0.0274***  | -0.0438*** | -0.0309*** | -0.0434*** | -0.0235*** | -0.0338*** | -0.0440***  | -0.0556*** |
|                                      | 가구주 성별      |  | 0.157***    | 0.138***   | 0.0850***  | 0.0732***  | 0.0669***  | 0.0557***  | 0.0853***   | 0.0817***  |
|                                      | 취업형태        |  | -0.0839***  | -0.0625*** | -0.0854*** | -0.0666*** | -0.0873*** | -0.0705*** | -0.0851***  | -0.0667*** |
|                                      | 가구주 직업      |  | 0.0612***   | 0.0329***  | 0.0445***  | 0.0212***  | 0.0390***  | 0.0182***  | 0.0332***   | 0.0116***  |
|                                      | 가구주 연령      |  | 0.00456***  | 0.00491*** | 0.00304*** | 0.00338*** | 0.00247*** | 0.00270*** | 0.00149***  | 0.00188*** |
|                                      | 취업 가구원수     |  |             | -0.228***  |            | -0.172***  |            | -0.148***  |             | -0.159***  |
|                                      | 가구원수        |  |             | 0.0265***  |            | 0.0316***  |            | 0.0275***  |             | 0.0366***  |
| 주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 |             |  |             |            |            |            |            |            |             |            |
|                                      |             |  |             |            |            |            |            |            |             |            |
|                                      |             |  |             |            |            |            |            |            |             |            |
|                                      |             |  |             |            |            |            |            |            |             |            |

<표 14> 주요 변수의 한계 효과(2009년)

| 변수                                   | 가구주 교육 수준 | 빈곤여부(1차 소득) |             | 빈곤여부(시장소득)  |             | 빈곤여부(총소득)  |            | 빈곤여부(가처분소득) |            |
|--------------------------------------|-----------|-------------|-------------|-------------|-------------|------------|------------|-------------|------------|
|                                      |           | 모형 1        | 모형2         | 모형 1        | 모형2         | 모형 1       | 모형2        | 모형 1        | 모형2        |
|                                      |           | -0.0226***  | -0.0465***  | -0.0321***  | -0.0492***  | -0.0354*** | -0.0473*** | -0.0439***  | -0.058***  |
|                                      | 가구주 성별    | 0.155***    | 0.119***    | 0.0733***   | 0.0459***   | 0.0498***  | 0.0296**   | 0.0671***   | 0.044***   |
|                                      | 취업형태      | -0.136***   | -0.140***   | -0.117***   | -0.117***   | -0.102***  | -0.101***  | -0.119***   | -0.120***  |
|                                      | 가구주 직업    | 0.0509***   | 0.0253***   | 0.0317***   | 0.0108***   | 0.0201***  | 0.00368    | 0.0244***   | 0.0059***  |
|                                      | 가구주 연령    | -0.00502*** | -0.00504*** | -0.00347*** | -0.00347*** | -0.00127** | -0.00121** | 0.00155***  | 0.00155*** |
|                                      | 취업가구원수    |             | -0.218***   |             | -0.159***   |            | -0.120***  |             | -0.130***  |
|                                      | 가구원수      |             | 0.0367***   |             | 0.0356***   |            | 0.0282***  |             | 0.032***   |
| 주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 |           |             |             |             |             |            |            |             |            |

<표 15> 주요 변수의 한계 효과(2010년)

| 변수 | 가구주 교육 수준 | 빈곤여부(1차 소득) |            | 빈곤여부(시장소득) |            | 빈곤여부(총소득)  |            | 빈곤여부(가처분소득) |            |
|----|-----------|-------------|------------|------------|------------|------------|------------|-------------|------------|
|    |           | 모형 1        | 모형2        | 모형 1       | 모형2        | 모형 1       | 모형2        | 모형 1        | 모형2        |
|    |           | -0.0235***  | -0.0421*** | -0.0230*** | -0.0357*** | -0.0311*** | -0.0398*** | -0.0337***  | -0.041***  |
|    | 가구주 성별    | 0.126***    | 0.0876***  | 0.0574***  | 0.0343**   | 0.0420***  | 0.0382**   | 0.0388***   | 0.030***   |
|    | 취업형태      | 0.121***    | 0.139***   | 0.104***   | 0.113***   | 0.0957***  | 0.0997***  | 0.104***    | 0.101***   |
|    | 가구주 직업    | 0.0452***   | 0.0218***  | 0.0316***  | 0.0135***  | 0.0180***  | 0.00450*   | 0.0185***   | 0.000***   |
|    | 가구주 연령    | 0.00543***  | 0.00546*** | 0.00357*** | 0.00373*** | 0.00118**  | 0.00151*** | 0.000958*   | 0.00118*** |
|    | 취업가구원수    |             | -0.195***  |            | -0.137***  |            | -0.100***  |             | -0.101***  |
|    | 가구원수      |             | 0.0219***  |            | 0.0268***  |            | 0.0285***  |             | 0.030***   |

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

|  |  |  |  |  |  |  |  |  | 빈곤여부 순자산 |  |
|--|--|--|--|--|--|--|--|--|----------|--|
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |          |  |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |          |  |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |          |  |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |          |  |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |          |  |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |          |  |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |          |  |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |          |  |

취업형태는 소득빈곤과 소득 빈곤이면서 자산빈곤인 가구 모두 1% 유의한 수준에서 음(-)의 값을 나타낸다. 이는 소득 및 자산 항목이 모두 비빈곤인 가구에 비해 임금근로 가구주의 경우 소득 빈곤일 가능성이 낮아지는데 반해, 소득 빈곤이면서 자산 빈곤인 경우 그 크기가 작아진다.<sup>14)</sup> 가구주의 직업과 연령은 양(+)의 값을 가지며, 소득 빈곤인 가구와 소득 빈곤이면서 자산 빈곤인 가구주 직업이 불안정해지고 더불어 연령이 증가함에 따라 소득과 자산이 모두 비빈곤인 가구와의 차이가 더 커지는 것으로 나타나고 있다. 다시 말해서, 소득 빈곤 및 소득 빈곤이면서 자산빈곤인 가구의 경우 가구주 직업이 불안정하고, 연령이 증가함에 따라 빈곤이 심화될 가능성이 더 커진다고 해석할 수 있다.

가구의 특성 중 취업가구원수와 가구원수를 통제할 경우 그렇지 않았을 경우에 비해 가구주의 성별과 직업이 미치는 영향이 줄어드는 것으로 보인다. 취업가구원수의 증가는 소득 빈곤 및 소득 빈곤이면서 자산빈곤인 가구와 모두 비빈곤인 가구의 차이를 줄이는 것으로 나타나고 있으며, 2008년의 경우 취업인원의 증가는 소득 빈곤인 가구일 확률을 0.065 낮출 뿐 만 아니라, 소득 및 자산이 모두 빈곤인 가구는 0.79만큼 빈곤 확률이 감소하는 것으로 나타났다.<sup>15)</sup> 반면에 가구원수의 증가는 소득 빈곤 가구일 확률을 0.00052만큼 소득 빈곤이면서 자산빈곤일 확률을 0.263만큼 감소시키는 것으로 나타났다. 취업가구원수 및 가구원수의 통제여부와 관계없이 이상의 결과는 연도를 불문하고 유지되고 있는 것으로 확인되었다.

14) 다항로짓 모형에서 계수값의 의미해석에 주의할 필요가 있다. 예를 들어, 2008년 소득 빈곤 가구에서 취업형태는 -0.891이라는 것은 소득과 자산이 모두 비빈곤인 가구와 소득 빈곤 가구의 차이(log-odds)가 줄어든다는 것이며, 소득 빈곤이면서 자산 빈곤인 가구의 경우 -0.299로써 역시 임금근로일 경우 소득과 자산이 모두 비빈곤인 가구와 그 차이가 줄어든다는 것을 의미한다. 단, 계수의 크기를 해석하는 것은 확률의 차이 또는 부분효과(partial effect)를 계산함으로써 가능하다. 본 연구에서 계산한 바에 따르면 소득 빈곤인 경우 가구주직업이 임금근로자일 때 소득 빈곤일 확률은 -0.06624만큼 줄어들고, 소득 빈곤이면서 자산 빈곤인 경우 임금근로자 가구이며 그 확률은 -0.00031만큼 주는 것으로 나타났다. 즉, 임금근로자여부는 소득 빈곤이면서 자산 빈곤 가구일 확률에 미미한 영향을 준다는 것을 알 수 있다.

15) 평균관계효과는 다항로짓 추정 후 델타방식(Delta-method)를 통해 산출된 결과이며, 이에 대해 별도로 기술하지 않는다.

## V. 요약 및 정책적 시사점

지금까지 재정패널자료 2~4차년도 자료로써 소득유형별 소득빈곤율과 자산빈곤율을 제시하고, 소득빈곤가구의 자산빈곤여부로 두 집단으로 나누어 그 특성을 살펴보고 있으며, 마지막으로 프로빗 및 다항로직모형을 이용하여 빈곤결정요인 등을 추정해보았다.

주요 분석결과를 정리하면, 첫째 소득유형과 무관하게 2008년 말 금융위기로 인해 소득빈곤율이 높아져 빈곤가구가 증가한 것으로 나타났다. 또한 소득범위가 커질수록 소득빈곤율은 하락하고 있지만, 가처분소득 기준 빈곤율은 총소득(경상소득)기준 빈곤율보다 높았다.

둘째, (절대)자산빈곤율은 2008년 32.3%, 2009년 32.8%, 2010년 28.9%로 산출되어 하락추세를 보여주고 있다. 이 수치 역시 연도는 다르지만, 남상호(2009)가 제시한 수치인 13%보다 훨씬 크게 나타났다. 셋째, 소득유형과 무관하게 소득비빈곤 및 자산비빈곤가구 비중은 분석 대상 기간 내내 증가추세를, 소득빈곤 및 자산빈곤가구 비중은 1차 소득을 제외하고는 모두 하락추세를 보여주고 있다. 이상의 분석결과에서 추세로 보아 소득빈곤과 자산빈곤 모두 하락하고 있다고 볼 수 있다. 넷째, 특히 소득빈곤가구 중에서 자산빈곤가구를 별도로 추출하여 소득빈곤가구이지만 자산비빈곤가구의 자산과 소득을 비교한 결과, 소득은 낮고 부채는 더 많은 것으로 나타났다. 결국 소득빈곤이 전제된 상황에서 자산빈곤을 줄여주기 위해서는 소득빈곤층의 부채를 장기적으로 줄일 수 있는 방안 또는 자산을 장기적으로 형성할 수 있는 제도가 요구된다고 판단된다. 이와 관련하여 현재 우리나라에서 운용되고 있는 자산형성지원제도, 즉 농어가목돈마련저축(정부가 농어민에게 특별금리를 제공), 희망키움통장(서민의 목돈마련을 위한 지원하기 위해 장려금 및 대응자금을 지원), 서울희망플러스통장(주거자금, 소규모창업자금, 본인과 자녀의 고등교육 및 직접훈련비 마련 목적의 저축지원을 위해 대응자금 지원) 등을 참고하여 빈곤층의 자산형성을 도울 방안을 수립하여 추진할 필요가 있다. 또한 순자산 기준으로 보면, 자산비빈곤가구의 순자산은 모두 양(+)이고, 자산빈곤가구는 음(-)으로 추계되어 이들 가구가 실제로 소득빈곤층으로 떨어질 경우, 다른 공적보장제

<표 16> 빈곤 유형에 대한 다항로짓 추정결과

| 변수                | 2008년                  |                        |                        |                        | 2009년                  |                        |                        |                        | 2010년                  |                        |                        |                        |
|-------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                   | 모형 1                   |                        | 모형 2                   |                        | 모형 1                   |                        | 모형 2                   |                        | 모형 1                   |                        | 모형 2                   |                        |
|                   | 소득빈곤<br>가구             | 소득빈곤<br>자산빈곤           | 소득빈곤<br>가구             | 소득빈곤<br>자산빈곤           | 소득빈곤<br>가구             | 소득빈곤<br>자산빈곤           | 소득빈곤<br>가구             | 소득빈곤<br>자산빈곤           | 소득빈곤<br>가구             | 소득빈곤<br>자산빈곤           | 소득빈곤<br>가구             | 소득빈곤<br>자산빈곤           |
| 가구주 교육수준          | -0.156***<br>[0.0415]  | -0.319***<br>[0.0437]  | -0.265***<br>[0.0439]  | -0.447***<br>[0.0471]  | -0.136***<br>[0.0414]  | -0.328***<br>[0.0448]  | -0.267***<br>[0.0439]  | -0.497***<br>[0.0484]  | -0.0897**<br>[0.0395]  | -0.300***<br>[0.0482]  | -0.178***<br>[0.0416]  | -0.431***<br>[0.0512]  |
| 가구주 성별<br>(1=남성)  | 0.476***<br>[0.133]    | 0.735***<br>[0.127]    | 0.341**<br>[0.150]     | 0.804***<br>[0.146]    | 0.345***<br>[0.129]    | 0.569***<br>[0.123]    | 0.0439<br>[0.147]      | 0.512***<br>[0.144]    | 0.159<br>[0.132]       | 0.615***<br>[0.134]    | -0.0493<br>[0.147]     | 0.558***<br>[0.154]    |
| 취업형태<br>(1=임금근로자) | -0.891***<br>[0.139]   | -0.299**<br>[0.138]    | -0.814***<br>[0.143]   | -0.156<br>[0.144]      | -0.934***<br>[0.137]   | -0.634***<br>[0.139]   | -0.971***<br>[0.140]   | -0.680***<br>[0.143]   | -1.083***<br>[0.141]   | -0.318**<br>[0.158]    | -1.169***<br>[0.143]   | -0.403**<br>[0.163]    |
| 가구주 직업            | 0.288***<br>[0.0270]   | 0.376***<br>[0.0283]   | 0.105***<br>[0.0332]   | 0.184***<br>[0.0346]   | 0.199***<br>[0.0264]   | 0.265***<br>[0.0280]   | 0.0464*<br>[0.0273]    | 0.0866***<br>[0.0291]  | 0.173***<br>[0.0230]   | 0.304***<br>[0.0272]   | 0.0646**<br>[0.0265]   | 0.126***<br>[0.0324]   |
| 가구주 연령            | 0.0263***<br>[0.00529] | 0.0202***<br>[0.00535] | 0.0271***<br>[0.00558] | 0.0277***<br>[0.00579] | 0.0284***<br>[0.00535] | 0.0207***<br>[0.00557] | 0.0268***<br>[0.00548] | 0.0272***<br>[0.00586] | 0.0369***<br>[0.00538] | 0.0177***<br>[0.00605] | 0.0362***<br>[0.00566] | 0.0217***<br>[0.00652] |
| 취업가구원수            |                        |                        | -1.332***<br>[0.133]   | -1.501***<br>[0.134]   |                        |                        | -1.063***<br>[0.102]   | -1.330***<br>[0.108]   |                        |                        | -0.832***<br>[0.0960]  | -1.420***<br>[0.126]   |
| 가구원수              |                        |                        | 0.145***<br>[0.0560]   | 0.392***<br>[0.0558]   |                        |                        | 0.103*<br>[0.0557]     | 0.440***<br>[0.0548]   |                        |                        | 0.0797<br>[0.0553]     | 0.374***<br>[0.0613]   |
| 상수항               | -4.716***<br>[0.448]   | -4.899***<br>[0.466]   | -2.180***<br>[0.611]   | -3.443***<br>[0.630]   | -4.188***<br>[0.440]   | -3.876***<br>[0.462]   | -1.424**<br>[0.577]    | -2.277***<br>[0.605]   |                        |                        | -2.354***<br>[0.560]   | -2.608***<br>[0.665]   |
| 관측치               | 4,777                  |                        |                        |                        | 4,647                  |                        |                        |                        | 4,567                  |                        |                        |                        |

주: 1) [ ]는 표준오차

2) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

도가 없는 한 빈곤상태가 예상보다 더 길어질 수 있음을 시사해준다. 이 결과에서도 자산형성지원제도가 정당화된다고 볼 수 있다. 다섯째, 소득빈곤가구를 자산빈곤과 자산비빈곤가구로 구분하여 가구주 특성별 차이를 살펴본 결과, 여성가구(연도별로는 증가), 임금근로자 가구(연도별 하락), 고연령 가구, 저학력일수록, 무직 또는 비경제활동인구에 속할수록 소득빈곤이면서 자산빈곤에 위치할 가능성이 더 큰 것으로 분석되었다. 여섯째, 유형별 소득기준 빈곤여부를 결정하는 요인에 대한 추정결과, 가구주의 교육수준이 높을수록, 여성 가구주일수록, 가구내 취업자가 많을수록, 소득빈곤 및 자산빈곤확률을 감소시키는 것으로, 반면에 가구주의 직업이 불안정하거나 비경제활동인구이거나 가구원수가 많을수록 빈곤가구일 확률이 높아지는 것으로 추정되었다. 특징적인 것은 2008~9년과 달리 2010년에는 임금근로자가 빈곤확률을 높이는 것으로 추정되었다는 것이다. 또한 공통적으로 취업가구원수와 가구원수를 통제했을 때 빈곤감소효과가 크게 나타났다. 일곱째, 빈곤 유형에 대한 다항로짓 추정결과, 소득 및 자산기준 모두 비빈곤인 가구와 비교할 때, 가구주학력수준이 높으면, 가구주가 여성일수록 소득빈곤 또는 소득 및 자산빈곤일 가능성이 낮아짐을 의미한다. 또한 임금근로자일 경우 소득빈곤일 가능성이 낮아지는데 반해, 소득 및 자산빈곤일 가능성은 더 작아진다고 볼 수 있다. 가구주 직업이 불안정 또는 연령이 증가할수록 빈곤이 심화될 가능성이 더 커지는 것으로 나타났다. 또한 취업가구원수가 증가하면 소득빈곤과 소득 및 자산빈곤가구가 모두 비빈곤인 가구와의 차이가 연도와 무관하게 작아진다. 여섯째와 일곱째 분석결과를 보면, 빈곤결정요인들이 일반적인 예상과 크게 다르지 않음을 보여준다.

이상의 분석결과 중에서 분석대상기간 중 2010년에는 이전 2개 년도와 달리 가구가 임금근로자일 경우 빈곤확률을 높이는 요인으로 나타났다는 것은 비정규직 증가라는 노동시장의 현실에 비추어 향후 연구과제라고 사료된다. 이외에도 동일한 가구가 분석대상 초기부터 연고다 지나면서 어떤 경로를 거쳐 빈곤층으로 진입 또는 탈출하는지를 살펴보는 것이 필요할 것이다. 이 역시 향후 과제로 넘긴다.



## VI. 참고문헌

- 강성민·유태균(2009), “자산빈곤이행 가능성에 영향을 미치는 요인에 관한 연구”, 『사회복지연구』, 제40권 제1호, pp. 115-138
- 김교성·최영(2006), “근로계층의 빈곤결정요인에 관한 다층분석.”, 한국사회복지학회, 58, pp. 119-141.
- 김안나(2007), “한국 근로빈곤층의 특성과 결정요인 분석”, 사회복지정책, Vol.29, pp. 145-168.
- 남상호(2007), “우리나라 가구의 자산분포현황과 시사점”, 2007년 경제학회 공동학술대회 발표논문
- 남상호(2009), 「저소득층의 자산실태 분석」, 한국보건사회연구원
- 남상호·권순현(2008), “우리나라 중·고령자 가구의 자산분포 현황과 빈곤분석: 국민노후보장패널(KReIS)자료를 중심으로”, 『보건사회연구』, 제28권 제2호, pp. 3-32
- 석상훈(2011), “자산빈곤과 빈곤지속”, 『사회보장연구』 제27권 제2호, pp. 163-186
- 석상훈·김현수(2012), “노인빈곤의 실태와 결정요인 분석-생애 근로이력과의 연관성을 중심으로”, 『재정학연구』, 제5권 제3호, pp. 99-124.
- 석재은(2010), “공적연금 및 기초노령연금의 빈곤감소 효과 및 효율성: 서울시를 중심으로”, 사회복지정책, Vol.37, No.3, 193-214.
- 이경진(2011), “2005~2009년 주요 집단별 소득수준의 변화와 빈곤율 변화”, 『보건복지포럼』, 한국보건사회연구원.
- 이태진·신영석·김미곤·노대명(2005), 『저소득층 자산형성지원프로그램 시행방안』, 한국보건사회연구원
- 임병인(2009), “글로벌 경제위기 극복을 위한 빈곤복지정책 현황과 역할.”, 국제무역경영연구원, International Trade Business Institute Review, 15권, 1, pp. 59-91.
- 홍경준(2011), “공적 소득이전의 분배효과분석: 근로빈곤층을 중심으로”, 사회복지정책, Vol.38, No.2, pp. 65-88.

- Aassve, Iacovou, and Mencarini(2006), "*Youth Poverty and Transition to Adulthood in Europe*", *Demographic Research*, 15(2), pp. 21-50.
- Brady and Kall (2008), "*Nearly Universal, But Somewhat Distinct: The Feminization of Poverty in Affluent Western Democracies, 1969-2000*", *Social Science Research*, 37, pp. 976-1007.
- Caner, N.A. and E.N. Wolff (2004), "*Asset Poverty in the United States, 1984-1999: Evidence from the Panel Study of Income Dynamics*," *Review of Income and Wealth*, Vol. 50, No.4, 493-518
- Eller(1996), "*Who Stays Poor? Who Doesn't?*" *Current Population Reports, Dynamics of Economic Well-Being, Poverty 1992-1993*
- Haveman and Wolff(2001), "*Who Are the Asset Poor?: Levels, Trends, and Composition, 1983-1998*," *Institute for Research on Poverty, Discussion Paper no. 1227-01*.
- Haveman, R. and E.N. Wolff (2004), "*The Concepts and Measurement of Asset Poverty: Levels, Trends and Composition 1983-2001*," *Journal of Economic Inequality*, Vol. 2, No.2
- Iceland(1997b), "*Urban Labor Markets and Individual Transitions Out of Poverty*," *Demography*, 34(3), pp. 429-441.
- McCulloch(2003), "*Local Labour Markets and Transitions Into and Out of Poverty: Evidence from the British Household Panel Study Waves 1 to 8*", *Environment and Planning*, 35, pp. 551-568.
- McKernan and Ratcliffe(2005), "*Events that Trigger Poverty Entries and Exits*", *Social Science Quarterly*, 86, pp. 1146-1169.
- McLaughlin and Jensen (1995), "*Becoming Poor: The Experience of Elders*," *Rural Sociology*, 60(2), pp. 202-223.
- Rank and Hirschl(2001), "*The occurrence of poverty across the life cycle: Evidence from the PSID*," *Journal of Policy Analysis and Management*, 20, pp. 737-755.
- Rank and Hirschl(2010), "*Estimating the Life Course Dynamics of Asset Poverty*,"

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



# 부채 보유 가구의 채무위험상태 지속성에 대한 특성 분석: 재정패널을 이용하여

■ 김 경 현\*

---

\* 한국조세연구원 연구원, khkim@kipf.re.kr, 02-2186-2312



## 차 례

|                                   |     |
|-----------------------------------|-----|
| I. 서 론 .....                      | 137 |
| II. 이론적 배경 및 선행연구 .....           | 139 |
| III. 채무위험상태 가구 정의 .....           | 144 |
| IV. 분석 자료 및 기초 결과 .....           | 147 |
| 1. 조사 기관별 가계부채 규모 비교 .....        | 147 |
| 2. 채무위험상태 가구의 부채, 자산, 소득 구성 ..... | 151 |
| 3. 채무위험상태 가구의 채무 부담 .....         | 154 |
| V. 모형 설정 및 분석 결과 .....            | 161 |
| VI. 결 론 .....                     | 168 |
| VII. 참고문헌 .....                   | 169 |



# 부채 보유 가구의 채무위험상태 지속성에 대한 특성 분석: 재정패널을 이용하여

김 경 현

## 요 약

본 연구는 우리나라 부채 보유 가구의 채무위험상태 지속성에 대한 분석을 목적으로 하여 오차항의 1계 자기상관 가정을 갖는 동태적 임의효과 패널 프로빗 모형(Dynamic Random-effects Panel Probit Model)을 적용하였다. 그 결과 우리나라 부채 보유 가구 중 과거 채무위험상태 경험이 있는 경우 상당히 높은 확률로 지속되는 것을 확인하였고, 채무위험상태의 연령 프로파일 결과와 연령 교차항 상태의존성의 결과에서 모두, 60세 이상 고령층의 위험확률이 가장 높은 것으로 나타났다. 특히 과거 채무위험상태를 경험했던 60세 이상 고령층의 경우 다른 연령층에 비해 약 1.9배 정도로 위험상태가 지속될 확률이 높게 추정되었다. 이는 고령층에서 가계 재무 문제가 한 번 발생할 경우 자율적인 채무조정이 매우 힘든 계층이라는 것을 의미하며, 우리나라와 같이 고령화 사회에 진입한 국가에서 가계 채무상태 악화의 지속성은 사회 안전망 구축에도 심각한 문제가 될 수 있다는 것을 시사한다. 따라서 사회적 취약 계층인 고령층 가계의 채무 조정을 위한 지속적인 지원책이 필요할 것으로 보인다.

**핵심주제어:** 부채 보유 가구, 채무위험상태, 상태의존성, 동태적 임의효과 패널 프로빗 모형, 재정패널

## I. 서 론

가구의 부채 보유는 양면성을 지니고 있다. 합리적 가구의 적절한 부채의 보유는 가계에 부족한 유동성을 공급함으로써 예산제약에서 벗어나 일정 수준의 소비를 유지시켜 가구의 효용에 도움을 줄 수 있으나, 가구의 부채 상환 능력을 벗어난 과도한 부채 보유 상태에서는 오히려 가계의 재무 건전성에 악영향을 미칠 수



있다. 이는 곧 가구로 하여금 채무불이행을 결정하게 되는 요인이 될 수 있으며, 악성채무 가구의 지속적인 증가는 금융기관의 건전성에도 영향을 주어 경제에 악영향을 미칠 우려가 있다. 따라서 부채의 양면적 특성을 고려할 때, 과다 부채를 보유한 가구를 살펴보는 것이 더 중요한 문제일 수 있다.

최근 금융감독원의 자료<sup>1)</sup>에 따르면, 가계 대출의 연체율은 2012년 4월 기준으로 0.9%에 이르고 있으며, 2005년 이후 감소하던 연체율의 추이가 2008년 금융위기 이후 다시 상승하고 있다.<sup>2)</sup> 또한 한국은행에서 발표한 가계 신용 중 가계 대출의 규모도 2011년 857.1조원으로 지속적으로 증가하고 있으며, 2012년 1월 기준 소득 구간별 연체율은 저소득자의 경우 고소득자보다 상대적으로 증가율의 폭이 크게 상승하고 있는 것으로 발표하였다.<sup>3)</sup>

가계 부채에 대한 금융 당국의 총량 지표로 살펴보면 가계의 부채 증가와 연체율의 상승, 그리고 소득과 연체율의 관계에서 우리나라 가구의 채무 부담이 가계 채무 상태가 취약한 계층을 중심으로 점차 증가하고 있는 것을 알 수 있다. 특히 저소득층의 채무 부담의 정도가 다른 계층에 비해 상대적으로 증가하고 있는 것으로 판단된다. 그러나 총량 지표에서 나타난 연체율의 정도나 부채의 규모 정도만으로는 개별 가구의 채무 부담 문제점을 파악하기 어렵다. 따라서 개별 가구의 채무 부담 정도를 측정하기 위하여 가구 단위의 미시적 접근이 필요하다. 일반적으로 채무 부담의 정도를 측정하는 기준은 ‘자산 대비 부채 비율’, ‘소득 대비 부채 비율’, ‘원리금상환 비율’ 등으로 저량적 측면과 유량적 측면을 통해 파악한다. 특히 시간에 따라 응답자를 추적 조사하는 패널 자료는 개별 가구의 관찰된 특성의 변화를 확인할 수 있는 장점이 있다. British Household Panel Survey(BHPS)를 사용하여 가구의 재무부담(Financial Stress)에 대해 연구한 Cox et al.(2002)의 사례에서 보듯이, 개별 가구의 동태적 채무 상황을 살펴보기 위한 패널 자료의 사용은 큰 장점이 있다.

본 연구에서는 개별 가구의 이질적 특성(Heterogeneity)을 고려한 가구 단위의 미시 자료를 사용하여 우리나라 부채 보유 가구의 채무위험상태 결정 요인과 지

---

1) 금융감독원 금융통계시스템

2) 2005년 1.1%, 2006년 0.7%, 2007년 0.6%, 2008년 0.6%, 2009년 0.5%, 2010년 0.6%, 2011년 0.7%, 2012년 4월 0.9%.

3) 한국은행 금융안정보고서 2012년 4월호.

속성을 분석함으로써 가계 대출 부실화의 잠재적 위험 요인을 비교 및 검증할 것이다. 이를 위해 II장에서는 개별 가구가 부채를 보유하게 되는 이론적 배경 및 본 연구의 주제와 관련된 선행연구를 살펴보고, III장에서는 채무위험상태 가구에 대한 정의를 내리며, IV장에서 분석 자료에 대한 신뢰도 및 특성을 논의한다. 그리고 V장에서는 본 연구에 적합한 모형 설정과 실증 분석을 하며, VI장 결론에서 개별 가구의 채무위험상태에 대한 특성을 바탕으로 기초적 정책 시사점을 밝히고 분석의 제한점과 발전 방향에 대해 논의한다.

## II. 이론적 배경 및 선행연구

전통적으로 합리적 가구를 가정하였을 때, 항상소득가설이나 생애주기가설에서 부채의 보유는 생애주기에 따라 효용을 극대화하기 위한 결과로 보고 있다. 이 가설에 따르면 아직 자산의 형성과 소득이 적은 생애주기 전반부의 청년층과 은퇴 시기를 맞은 노령층에게 부채(부의 저축)가 발생하게 된다. 김우영·김현정(2009)은 확장된 생애주기가설(Augmented Life-cycle Hypothesis)을 소개하며, 유동성 제약, 예비적 동기 등에 의하여 기존 생애주기가설에서 주장한 것보다 부(Wealth)의 축적이 더 많이 이루어 질 수 있다는 점과 우리나라와 같이 부의 축적이 실물 자산으로 이루어질 경우 이를 담보로 하여 금융부채를 동반할 가능성의 예를 들어, 자산과 부채의 증가가 동시에 발생할 수 있음을 주장하였다. 특히 유경원(2009)에 따르면, 가계의 부채와 자산이 동시에 결정되는 점에 착안하여 기존의 국내 연구와는 차별적인 결과를 도출하였다. 2변수 토빗(Bivariate Tobit) 모형을 적용하여 자산과 금융부채 간의 상관계수를 실증 분석한 결과, 금융자산과 금융부채 간에는 부(-)의 관계, 부동산 자산을 포함한 총자산과 금융부채 간에는 정(+)의 관계가 있는 것을 발견하였다. 이 결과는 금융부채가 많을수록 금융자산은 적게 보유하며 부동산 자산을 포함한 총자산은 많게 보유하는 행태를 보인 것으로, 우리나라 가구의 경우 부동산 자산의 보유는 부채의 증가와 연결된다는 것으로 해석할 수 있다. 따라서 이러한 양상으로 인하여 저금리 기조와 실물자산 가격

의 급격한 상승은 부채의 규모를 증가시키는 요인이 되며 부채 보유의 지속적 요인이 되는 것으로 보았다. 결국 우리나라 가구는 상환 능력 이상의 과도한 부채를 보유하게 될 유인이 존재하며, 다양한 요인에 의하여 부채를 상환하지 못하게 되는 채무불이행으로 이어질 가능성이 있다.

최근 우리나라 가구의 채무불이행 결정 요인을 중심으로 한 채무 부담에 대한 연구를 살펴보면, 연체율은 가계의 과다 채무 상태를 나타내는 척도 중 하나로 인식하고 있다. 즉, 부채를 보유한 가구에서 과다 채무 부담으로 인한 대출 연체가 지속적으로 발생될 시에는 고율의 연체 이자를 부담하거나 채무자, 연대 보증인, 담보 물건에 대한 강제 집행, 신용 불량자 등록 등의 불이익으로 가계의 유동성에 상당한 제약이 발생하게 된다. 따라서 연체(Arrear)를 경험 한 가구는 또 다른 형태의 채무위험상태 신호로 간주할 수 있다.

김영식·장민·변동준(2011), 위정범·백홍기(2008), 지규현·김정인·최창규(2006)은 우리나라 가구의 주택담보대출에 대한 채무 부담 정도가 연체율에 미치는 영향을 실증 분석 하였다. 저자들의 연구 결과를 살펴보면, 공통적으로 소득 대비 부채의 비율, 부동산 자산 대비 부채의 비율이 클수록 연체율에 통계적으로 유의한 정(+)의 효과가 있는 것으로 나타났다. 그 외 채무불이행 결정요인에 대한 연구에는 이기춘·박근주(1997)의 우리나라 소비자 신용에 미치는 요인에 대한 분석, 최현자·조혜진(2008)의 다중 연체자의 채무재조정 결정 요인 연구, 이은영·허은정(2005)의 자체 설문 조사 자료를 활용한 우리나라 부채 보유 가구의 연체 행동에 대한 분석 등이 있다.

최근 가계 부채의 위험도를 측정한 국내의 연구보고서도 발간되고 있다(김영일·임경목, 2010; 김현정, 2010; KB금융지주 경영연구소, 2012). 가계 부채 위험도의 주요 측정 요인으로서는 부채의 규모를 나타낸 척도로써 자산 대비 부채, 소득 대비 부채의 비율 등으로 결과를 도출하고 있다. 또한 소득 대비 원리금상환 비율을 주요 측정 요소로 살펴보았으며, 김영일·임경목은 유량적 측면에서 소득에서 생활비와 부채상환액 차감한 부채상환여력이라는 지표를 바탕으로 분석하였다. 또한 저자들의 연구결과에 따르면 2005에서 2008년까지 과다 부채를 보유한 고위험군의 고착화 현상이 다소 개선되었으며, 고위험군에서 저위험군으로 이동하는 비중이 높게 나타난 점을 들어, 우리나라 가계 부문의 재무건전성이 개선되었음을

평가하였다. 그러나 대부분의 가구에서 부채상환여력이 높지 않은 점을 근거로 가계 부문의 부채 구조조정이 필요한 것으로 결론을 내렸다.

해외의 연구 사례에서는 채무 부담 문제에 대한 다각적인 연구가 존재하며, 가계 부채에서 상당한 비중을 차지하고 있는 주택담보대출(Mortgage Loan)의 채무불이행(Default)과 회수(Repossession) 결정에 미치는 영향에 대한 연구가 많이 이루어졌다. Jackson and Kaserman(1980)은 옵션가격결정이론(Option Pricing Theory)을 바탕으로 자산가설(Equity Theory)과 지불능력가설(Ability-to-pay Theory)의 두 가지 측면에서, 완전한 자본시장 하에서의 채무불이행 결정에 대한 검증을 시도하였다. 미국의 주택담보대출 시장의 주요 채무불이행 결정의 요인으로서는 상환계약 기간과 담보자산가치 대비 부채비율(Loan-to-value Ratio: LTV)이 채무불이행의 결정 가능성을 높인다는 자산가설에 입각한 결과를 도출하였고, 이와는 반대로 영국의 사례를 연구한 Lambrecht *et al.*(1997)는 이자율과 소득에서 통계적으로 유의한 결과가 도출된 것을 바탕으로 지불능력이 더 중요한 요인인 것으로 판단하였다. Whitley, Windram and Cox(2004)은 기존의 연구들이 주로 주택담보대출에 대한 실증 분석에 국한되었던 것에 반해 추가적으로 신용카드대출의 연체율 결정 요인에 대해 분석하였다. 그 분석 결과, 주택자산 대비 부채, 소득 대비 이자상환 비율은 주택담보대출과 신용카드대출의 연체를 설명하는데 모두 중요한 역할을 하였으나, 실업율은 주택담보대출에서만 통계적으로 유의성을 보여 지불능력가설을 지지하였다. 또한 영국의 사례와 유사하게, 심종원 외(2009)에서도 실업율, 소비자물가지수 등 지불능력에 영향을 주는 변수들에서 유의성을 보여 우리나라의 경우에도 지불능력가설을 더 지지하는 것으로 보았다. 따라서 채무불이행을 결정하게 되는 연구 결과를 살펴보면 국가별 경제적 특성과 대출의 특성 등에 따라 다른 결과가 도출될 가능성이 있음을 시사한다.

Böheim and Taylor(2000)은 주택담보대출에 대한 횡단 분석이 주를 이루었던 기존 연구들과 달리, 패널 자료를 이용한 분석을 하였다. 특히, 과거의 부채상환 문제가 현재에도 정(+)의 영향을 미치는 것을 발견하였으며, 이혼, 실업과 같은 역사건(Adverse Event) 또한 가계 부채상환 부담에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반대로 소득의 크기는 부(-)의 영향으로 나타났다. 이 연구에서 주목할 점은 재무적 문제가 있었던 가구의 두 연속적인 시점의 상관관계가 약 0.43으로

나타나 불과 약 60%의 가구만이 채무부담의 어려움을 벗어났으며, 과거의 재무적 문제는 강한 상태의존성을 갖는다는 사실이다. May and Tudela(2005)은 동태적 임의 효과 패널 프로빗 모형(Dynamic Random-effects Panel Probit Model)을 사용하여 주택담보대출의 연체율과 관련된 가구의 개별 특성 및 재무적 특성에 대해 분석하였다. 특히 저자들은 Böheim and Taylor의 계량모형에서 오차항의 1계 자기상관 가정을 적용하여 과거 채무상환문제의 경험이 현재에도 강한 통계적 유의성을 갖는다는 것을 확인하였다. 이에 대해 저자들은 과거의 지불 문제를 경험해왔던 가구들은 현재의 대출 계약의 조건이나 계약의 변화로 인하여 영향을 받을 수 있으며, 이러한 경우 과거의 경험이 실제 가구들의 행태에 영향을 미칠 수 있음을 주장하였다. 즉, 과거에 문제를 경험하지 않은 가구와 경험을 했던 가구에서 차이가 발생할 수 있는 것을 시사하였는데, 차입자의 과거 부채상환에 대한 문제는 미래의 신용에 영향을 미쳐 대출자가 과거 기록을 바탕으로 대출 상태에 영향을 미칠 수 있다는 점과 차입자가 과거 채무상환문제의 경험으로 인하여 채무불이행에 관한 낙인(Stigma)을 줄이고자 노력하게 되는 측면에서 강한 상태의존성을 설명하였다. 또한 저자들의 연구에서 실업경험, 20%이상의 이자상환비율, 높은 자산가치 대비 부채는 채무상환 문제를 일으킬 확률이 높았다. 특히 가계의 재무적 주요 특성 중 통계적 유의성을 보인 것은 주택담보대출의 부채상환 이자율이며 이자율의 상승으로 인하여 채무상환 문제를 발생시킬 확률이 증가한다는 것을 발견하였다.

Duygan-Bump and Grant(2009)은 기존 연구와 달리, 주택담보대출 뿐만 아니라 그 외의 가계 부채에 대해서도 채무 부담의 결정 요인을 분석하였다. 주로 가구의 채무 위험은 소득과 건강의 악화와 같은 역사건(Adverse Shock)에 의한 영향을 많이 받으며, 채무상환 행동에 영향을 미치는 역사건의 정도가 채무불이행의 불이익 정도에 의존하는 것을 발견하였다. 이 결과는 일부 차입자들이 채무상환에 대해 전략적으로 접근하는 행태의 근거로 보았다. Wilkins and Wooden(2009)은 호주의 사례를 바탕으로 가계의 부채 원천 구성을 살펴보고, 자산 대비 부채의 비율과 소득 대비 부채의 비율, 원리금상환 비율을 중심으로 채무부담의 정도를 살펴 보았다. 특히, 채무 부담의 척도로 The Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA)에서 조사하고 있는 문항인 재무적 압박(Financial Stress)에

대한 주관적 지표를 기준으로 결론을 내리고 있다. 결과적으로 소득 대비 부채의 비율에서 뚜렷한 차이를 보였으며, 높은 소득 대비 부채비율을 가진 가구일수록 재무적 압박을 크게 느끼고 있는 것으로 나타났다. Bajari, Chu and Park(2010)은 서브프라임 모기지 차입자가 채무불이행을 결정하는 이유가 장기적인 부(Wealth)의 측면 때문인지 단기적 신용 제약 때문인지에 대해 모형을 설정하여 실증 분석하였다. 그 결과 채무불이행 결정 요인은 주택가격의 하락, 저신용자의 증가, 그리고 채무상환부담의 증가가 주요 원인인 것으로 분석하였다.

Brown and Taylor(2008)은 독일, 영국 그리고 미국의 패널자료를 사용하여 가구의 부채, 금융자산, 순자산의 결정 요인과 가구의 재무적 부담에 대한 결정 요인을 연구하였다. 특히 Cox *et al.*(2002)에서 주요 재무적 부담의 요소로 살펴본 부(-)의 순자산, 소득 대비 부채 비율, 소득 대비 주택담보대출 상환비율, 소득 대비 저축 비율 등이 분석에 사용되었다. 특히 전체적으로 분석 대상인 국가들의 연령 효과에서는 젊은 연령의 가구주일수록 가계의 재무 건전성에 가장 취약한 것으로 나타났다. 또한 공통적으로 기혼인 경우와 양호한 건강상태인 경우 부(-)의 영향이 있는 것으로 나타났으나 그 외의 인구학적 특성인 성별, 자녀수, 가구원수, 교육수준, 그리고 현재 고용상태 등에서는 각 국가별로 다른 결과가 도출되었다.

기존 연구들을 살펴본 결과, 항상소득-생애주기가설에서와 같이 항상 적절한 부채 보유는 이루어지지 않으며, 과다 채무 부담의 결과인 연체는 소득 대비 부채의 비율에서 영향을 많이 받는 것으로 나타나 가계의 현금흐름이 매우 중요한 측면이라는 것을 알 수 있다. 또한 과다한 채무로 인한 가계의 재무적 곤경은 지속적으로 발생하는 것으로 나타나, 과다 채무상태인 가계의 채무 조정에 매우 어려움을 갖는 것을 살펴볼 수 있다.

### Ⅲ. 채무위험상태 가구 정의

그렇다면 과다 채무 상태의 가구에 대해서 어떻게 정의를 내릴 수 있을까? 기본적으로 가구의 보유 자산과 소득보다 더 많은 부채를 보유한 경우 과다 채무 상태인 것으로 판단해 볼 수 있다. 즉, 어떤 한 시점에서 측정되는 저장(Stock)의 개념인 부채 및 자산과 가계의 현금흐름(Flow)을 기준으로 가구가 보유하고 있는 총 자산(Asset)과 원금상환여력(Repayment Margin)으로도 부채상환이 어려운 가계를 채무위험상태로 보는 것이다.

우선, 가구가 부채를 상환하기 위하여 보유하고 있던 총자산을 처분하고도 부채 잔액이 남아있는 경우 다음과 같이 과다 채무상태인 것으로 판단할 수 있다:

$$\text{부의 순자산(Negative Net Asset)} = \text{자산} - \text{부채} < 0. \quad (1)$$

그러나 부(-)의 순자산이라도 한 해 동안 현금흐름이 양호한 상태였다면 과다 채무 상태를 개선할 여력이 있을 것이다. 반대로 순자산의 여력이 양호하더라도 현금흐름이 좋지 않았다면 가계의 채무 상태는 점차 악화될 가능성이 높아 질 것이다. 따라서 가계의 현금흐름 상태를 나타내기 위한 원금상환여력을 다음과 같이 정의해 볼 수 있다:

$$\text{원금상환여력(Repayment Margin)} = \text{경상소득} - \text{경상소비} - \text{대출이자지급액}^4) \quad (2)$$

※ 경상소득은 10% 준조세 제외한 금액이며, 경상소비는 준조세 지출금액이 제외된 금액임.

---

4) 본 연구에서 정의한 대출이자지급액은 연말 잔액을 기준으로 한국은행에서 발표하는 가계대출 가중평균금리로 추정하였다. 이는 어떤 가구에서 원금상환이 발생했을 경우 한 해 동안 어느 시점에서 발생했는지 확인하기 어렵고, 새로 차입을 했을 경우 추가 발생한 대출규모에 대한 정보가 없어 한 해 동안 지출한 이자지급액을 정확히 측정하기가 어렵다. 따라서 중간 시점에 원금을 상환했다면(또는 추가 차입을 했다면) 대출이자지급액이 다소 과소(또는 과대) 추정이 되는 문제점이 있더라도 연말 기준 금융대출 잔액을 이용하여 측정하는 방법을 사용하였다. 본 연구에서 사용하는 원금상환여력은 그 가계의 현금흐름에 대한 기준을 정하기 위하여 구성한 것으로, 추정의 문제에도 불구하고 부(-)의 원금상환여력이 발생하였

일반적으로 현금흐름 측면에서 부채상환여력은 원금상환과 이자지급을 동시에 고려한 원리금 상환액을 사용하나, 원금상환이 원금일시상환 방식, 원금균등분할 방식, 원리금균등분할 방식, 거치 후 분할 상환 방식 등으로 다양하여 비교적 일정하게 발생하는 대출이자지급액만을 고려하여 설정하였다. 따라서 식(2)에서는 경상소득, 경상소비, 그리고 금융기관의 대출과 동시에 발생하는 이자지급액을 포함함으로써 일정한 수준의 가계 현금흐름을 파악할 수 있고, 이를 원금상환여력으로 정의하여 원금상환 발생시 순자산에 미치는 영향의 정도를 가늠해 볼 수 있다.

<표 1> 채무위험상태 정의

| 구분  | 원금상환여력      | 순자산         | 채무상태  |
|-----|-------------|-------------|-------|
| 사례1 | $RM < 0$    | $NA < 0$    | 채무위험  |
| 사례2 | $RM < 0$    | $NA \geq 0$ | 악화 가능 |
| 사례3 | $RM \geq 0$ | $NA < 0$    | 개선 가능 |
| 사례4 | $RM \geq 0$ | $NA \geq 0$ | 양호    |

앞서 정의한 순자산과 원금상환여력을 고려하여 네 가지의 사례로 가구의 채무상태를 나누어 보았다. 첫째, 한 해 동안 원금상환여력이 좋지 않았던 가구의 경우 부족한 유동성의 제약이나 원금상환 등으로 인해 보유하고 있던 자산을 매각하거나 새로운 차입을 통하여 일정 수준의 현금흐름 상태를 유지하려 할 것이다. 결과적으로 과도한 부채의 증가 또는 자산의 감소로 인하여 부(-)의 순자산이 나타났을 가능성이 있어, 이러한 재무적 특성을 갖는 가구는 본 연구의 주요 관심 대상인 채무위험상태의 가구로 정의하였다. 즉, 채무위험상태 가구는 유동성의 제약으로 추가적인 차입 및 자산 처분이 발생할 여지가 있으나, Bajari *et al.*(2010)의 연구결과와 같이 신용 제약으로 추가 차입이 어렵거나 자산의 처분이 어려워 유동성을 확보하기 힘든 상황에서는 채무불이행의 결정으로까지 이어질 가능성이 높다. 특히 채무위험상태 가구는 소득의 충격과 같은 역사건(Adverse Event)의 거시경제상황에 취약하며, 신용 제약으로 고이자율이 반영된 악성 부채를 보유할 경우 악순환이 지속될 가능성이 높다(사례1).

다만 채무상환에 대한 어려움을 겪고 있는 것으로 판단해 볼 수 있다.



둘째, 원금상환여력이 양호하지 않은 가계에서 부족한 유동성 확보를 위한 추가적인 차입 또는 자산 처분의 행태를 보였음에도 결과적으로 정(+)의 순자산이었다면, <사례 1>보다는 다소 나은 상황이나 점차 해당 가계의 재무 건전성이 악화될 가능성이 높다(사례2).

셋째, 한 해 동안 원금상환여력이 양호했던 가계의 경우 유동성 제약에서 비교적 자유로울 것이며 그 차액만큼 저축이나 금융상품에 투자를 하여 자산을 증가시켰을 유인이 크고, 신용 상태가 비교적 양호한 가구일 가능성이 크다. 만약 현금흐름 상태가 양호한 가계에서 원금상환이 발생하였음에도 불구하고 정(+)의 순자산 상태였다면 다른 사례들과 비교해 가장 재무건전성이 양호한 가구라고 판단할 수 있다(사례4). 반면에 현금흐름 상태는 양호하나 추가 차입이나 원금상환, 과도한 채무상태 지속 등의 이유로 부(-)의 순자산 상태인 가계라도 현재의 양호한 원금상환여력으로 채무 상태가 점차 개선될 여지가 있다(사례3). 즉, <사례 3>과 같이 결과적으로 부(-)의 순자산이라도 현금흐름이 양호했던 가계는 신용상태 건전성 및 일반금융기관의 추가 차입이 용이하여 <사례 1>과는 달리 채무위험상태로 판단하기 어렵다. 그러나 <사례 3>에 해당하는 가계의 경우 소득 및 지출의 감소에 영향을 주는 역사건이 발생할 시에는 잠재적 채무위험상태가 될 가능성이 높다. 그러므로 본 연구에서 한 해 동안의 현금흐름(원금상환여력)이 좋지 않았으며 결과적으로 부(-)의 순자산이 나타난 가구를 대상으로 채무위험상태 가구로 정의<sup>5)</sup> 하였다.

---

5) 채무위험상태에 해당되는 가구의 재무 상황은 다음과 같은 상황에서 더욱 악화되었을 가능성이 존재 한다: (i)실업, 건강악화 등 역사건으로 인한 소득감소 발생; (ii)경기변동에 의한 영향; (iii)주택가격 하락으로 인한 자산충격; (iv)변동금리 대출로 인한 이자 상승 충격; (v) 원금상환 만기 도래시 실물자산 처분의 어려움 발생.

## IV. 분석 자료 및 기초 결과

본 연구에서 사용된 자료는 한국조세연구원에서 통계청의 승인(제 34101호)으로 작성하고 있는 재정패널조사(National Survey of Tax and Benefit: NaSTaB)<sup>6)</sup>이다. 재정패널조사는 2008년부터 조사가 매년 이루어지고 있으며 가구 단위의 소득-조세-지출-복지를 포괄하는 자료로써 개별 경제 주체들의 경제적 상황과 변화를 동태적으로 분석할 수 있는 유용한 자료이다. 재정패널조사는 재주도를 제외한 전국 15개 시도에 거주하고 있는 일반가구에 대해 조사한다. 표본은 1차년도에 구축된 5,014가구와 2차년도에 추가로 추출된 620가구로 총 5,634가구이다. 본 연구에 사용된 재정패널조사의 시계열은 2007년부터 2010년으로 총 4개년도의 자료이며, 개별 가구의 소득 및 자산, 부채 등을 세부적인 항목<sup>7)</sup>으로 조사하고 있어 이번 연구 주제에 적합한 자료이다.

### 1. 조사 기관별 가계부채 규모 비교

<표 4>는 재정패널조사의 가계부채 규모의 신뢰도를 확인하기 위하여 조사 기관별로 비교한 것이다. 우선 우리나라 가계의 총부채 파악이 가능한 자료로는 1997년부터 한국은행에서 작성하여 발표하는 ‘가계신용’이 대표적이다. 가계신용은 가계부채를 가계대출과 판매신용으로 나누어 조사하고 있으며, 특히 가계대출은 개인이나 가계, 비영리 목적의 대출을 받은 개인사업자, 부업자금대출을 받은 비사업자를 대상으로 한다는 점이 특징이다. 즉, 자영업자의 영리목적 대출은 제외된다. 판매신용은 신용카드사나 할부금융사 등을 통해서 상품 또는 서비스의 형태로 신용이 제공되는 것을 말한다. 가계신용은 우리나라 총부채를 파악하기 위하여 유용한 자료이나, 재정패널조사에서 조사하는 부채 항목 중 하나인 영리 목적의 자영업 가구에 대한 금융기관 부채 금액 규모는 파악할 수 없다는 단점이 있다. 반면에 한국은행 자금순환통계의 개인금융부채는 가계, 소규모 개인기업, 민간비영리 단체를 포함하고 있고 영리 목적의 자영업자를 포함하게 되어 가계신용에서

6) 보다 자세한 내용은 재정패널조사 기초분석보고서를 참고하십시오.

7) [부록 1] 재정패널조사 부채 및 자산, 소득 항목 구성 참고.

제외된 사업자 등록을 한 자영업자의 부채 금액을 파악할 수 있으나, 이 역시 비영리단체의 부채 규모를 포함하고 있어 본 연구에서 구성하고자 하는 일반적인 가계의 부채 규모를 파악하기 어렵다. 즉, 본 연구의 부채 구성과 비교하여 금융기관부채에서 가계신용의 개인대출은 가계부채를 과소평가할 수 있으며 자금순환 통계의 개인금융부채는 과대 평가될 우려가 있다. 또한 우리나라와 같이 전세, 보증부 월세와 같은 독특한 주거 점유형태를 갖는 상황에서 부채 규모 추정시 임대보증금을 제외하면 실제 가구가 느끼는 채무 부담 정도에 대해 과소 추정할 우려가 있어 이를 포함하는 것이 중요하다.

재정패널조사와 가장 유사한 성격의 자료는 2010년부터 통계청에서 작성한 ‘가계금융조사’가 있다. 가계금융조사는 가계 부문의 미시적 재무건전성을 파악하기 위한 패널 조사이며 표본설계 및 층화기준, 표본 추출방법, 조사대상 등이 재정패널조사와 유사하여 비교하기에 적합한 특성이 있다. 또한 부채 총액을 구성하기 위한 세부 항목도 재정패널조사와 비슷하다.<sup>8)</sup> 그러나 재정패널조사에서 부채의 조사시점은 연말(12월말)이며, 가계금융조사는 1/4분기말 기준으로 다소 차이가 있다. 한국은행의 가계신용과 개인금융부채는 각 분기별과 연말 기준으로 발표하고 있다.

모든 조사 기관의 자료를 비교 분석해 볼 수 있는 2010년도 가구 부채 규모 결과를 살펴보면, 재정패널조사와 가계금융조사의 금융 부채는 각각 437.6조원, 487.1조원으로 재정패널조사의 금융부채 규모가 다소 낮게 조사되었다. 조사시점을 고려하면 금융부채 추정 규모의 차이가 더욱 클 것으로 보이며, 좀 더 엄밀히 비교하기 위해서는 2011년 가계금융조사의 부채결과와 비교하는 것이 더 나을 것으로 판단되지만, 다소 과대 추정된 상태에서 비교되는 문제가 있어 2010년 기준으로 비교를 하였다. 한국은행에서 발표하고 있는 가계대출잔액 및 개인금융부채의 규모는 대략 793.8조원에서 1,016.6조원 사이로 나타나 금융부채의 총규모가 설문응답 방식인 패널 조사의 결과보다 상당히 큰 것을 확인할 수 있다. 호주의 가구 패널인 Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA)를 사용하여 가계부채의 부담에 대해 분석한 Wilkins and Wooden(2009)에 따르면, 패널 자료의 부채와 자산에서 과소 추정되는 것을 발견하였으며, Juster *et al.*(1999)의 분석

8) 보다 자세한 내용은 2010년 가계금융조사 결과 보도자료를 참고하시오.

자료인 Panel Study of Income Dynamics(PSID)에서도 같은 현상이 나타난 것으로 보고 하였다. 기존 연구에서 보듯이 설문응답 방식의 패널 조사에서는 응답자들이 과소 보고하는 행태를 보이는 것을 알 수 있으며, 이는 재정패널조사와 가계금융조사에서도 역시 같은 조사 결과를 보이는 것으로 판단된다.<sup>9)</sup>

패널자료로서 유사한 표본틀 및 표본추출 과정을 갖는 재정패널조사와 가계금융조사의 결과를 비교해보면, 2010년 평균 부채액은 각각 3,969.7만원, 4,263.4만원으로 가계금융조사의 평균 부채액이 더 큰 것으로 나타났다. 그러나 부채를 보유한 가구들만을 대상으로 한 평균 부채액에서는 재정패널조사가 8,274.8만원으로 약 1,000만원 이상 높게 조사되었다. 이는 역시 조사시점에 의한 차이와 상대적으로 조사 대상 가구의 부채 보고의 응답비율 차이에서 발생하였을 가능성이 있다. 즉, 재정패널조사에서 2010년 부채가 있다고 보고한 가구는 전체의 47.7%, 가계금융조사는 약 60.0%로, 상대적으로 가계금융조사의 부채 응답자 비율이 높았다. 즉, 재정패널조사에서는 상대적으로 부채가 없다고 응답한 가구의 비율이 낮다는 것을 의미한다.

재정패널조사에서는 연간 상환액에 대한 조사표 문항의 변동이 차수가 진행됨에 따라 발생하였다. 1, 2차년도에서 연간 상환액 문항은 정부 주택자금 지원과 학자금대출에 대한 것만 조사되었고, 3차년도 조사부터 그 외 일반 금융기관 대출에 대해서도 연간 상환액에 대한 조사를 하였다. 따라서 재정패널조사에서는 금융기관에 지급한 원리금상환액을 연도별로 일치시켜 추정하기가 매우 복잡하다. 또한 금융기관 대출의 이자 지급액도 조사되고 있지 않아 재정패널조사에서 원리금 상환액을 추정하기는 어렵다. 이에 차선택으로 이자 지급액은 연말 잔액에 대한 한국은행의 금융기관 가중평균금리를 적용하여 추정하였다. 2010년 재정패널조사와 가계금융조사의 연간 원리금 상환액을 비교한 결과를 살펴보면, 전체 가구의 경우 각각 308.3만원, 484.4만원으로 금융 부채 규모 결과와 마찬가지로 재정패널조사에서 상대적으로 과소 추정된 것을 확인할 수 있다. 부채를 보유한 가구만을 비교하

---

9) KB금융지주 경영연구소(2012)에 따르면 가계금융조사의 경우 금융관련 항목의 특성상, 평균이 중위수보다 큰 형태의 분포로 대부분의 관측치가 좌측에 분포되어 있고, 오른쪽 부분의 분포에서 충분한 표본 추출이 이루어지지 않은 점을 들어 총량이 작게 추정되었음을 지적하였다. 이는 부채 뿐만 아니라 자산 및 소득에도 해당되는 사항으로 전체적으로 위험을 저평가하지는 않을 것이며, 극히 일부의 고자산-고부채 보유층을 제외한 전체적인 가구의 분포 및 비율 등을 분석하는데 문제가 없을 것으로 보았다.

였을 때에도 각각 642.3만원, 814.1만원으로 역시 재정패널조사에서 과소 추정되었다. 그러나 가계금융조사와 비교하여 부채의 규모가 작게 추정되었을 뿐만 아니라 부채규모에 맞춰 원리금상환액도 추정되었으므로 전반적으로 채무 부담에 대한 위험군을 평가하기 위한 자료로 큰 문제가 되지 않을 것으로 판단된다.

따라서 재정패널조사의 활용은 가계 부채 고위험군에 대한 분석에 용이할 것으로 보이며, 일반적으로 자산, 부채, 소득이 과소 보고되는 설문응답 방식의 패널조사 성격에 재정패널조사가 부합되어 조사의 신뢰도가 크게 낮지 않은 것으로 보인다. 이러한 재정패널조사 자료의 신뢰도를 바탕으로 연도별 부채 규모를 살펴보면 우리나라 가계의 총부채 규모는 지속적으로 증가하고 있고, 이는 부채 원천 중 임대보증금의 증가율이 상당히 반영된 것으로 보인다. 즉, 2007년 대비 2010년 금융부채와 임대보증금의 증가율은 각각 8.4%, 39.8%로 상당한 차이가 있는 것을 발견할 수 있다. 이 결과는 주택 시장의 변화에 의해서 채무 부담이 증가한 것으로 볼 수 있으며, 이는 주택 시장의 상황에 따라 개별 가구들이 가계 재무관리에 상당한 영향을 받는 것으로 추측된다.

<표 2> 조사 기관별 가구 부채 규모 비교

| 구분  | 한국은행 가계대출잔액 |       |       |                  |       | 한국은행 개인금융부채 |       |       |        |        |
|-----|-------------|-------|-------|------------------|-------|-------------|-------|-------|--------|--------|
|     | '07         | '08   | '09   | '10              | '11   | '07         | '08   | '09   | '10    | '11    |
| 총부채 | 595.4       | 648.3 | 734.3 | 793.8<br>(740.8) | 857.1 | 744.2       | 802.3 | 854.8 | 1016.6 | 1103.5 |

1. 연말잔액 기준. 소괄호는 1/4분기말 잔액 기준.
2. 단위: 조원

<표 3> 조사 기관별 가구 부채 규모 비교(계속)

| 구분  |    | 재정패널조사 |       |       |       | 가계금융조사 |       |
|-----|----|--------|-------|-------|-------|--------|-------|
|     |    | '07    | '08   | '09   | '10   | '10    | '11   |
| 총부채 |    | 565.7  | 597.6 | 592.2 | 679.3 | 721.2  | 910.8 |
|     | 금융 | 400.8  | 397.5 | 416.0 | 437.6 | 487.1  | 628.4 |
|     | 임대 | 140.0  | 192.5 | 182.4 | 232.5 | 233.4  | 281.3 |
|     | 기타 | 26.5   | 8.2   | 13.8  | 13.7  | 0.6    | 1.0   |

| 구분               |          | 재정패널조사 |        |        |        | 가계금융조사 |        |
|------------------|----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
|                  |          | '07    | '08    | '09    | '10    | '10    | '11    |
| 평균<br>부채액        | 전체       | 3437.1 | 3576.8 | 3558.9 | 3969.7 | 4263.4 | 5204.8 |
|                  | 부채<br>보유 | 7012.6 | 7107.3 | 7256.8 | 8274.8 | 7165.1 | 8289.2 |
| 평균<br>원리금<br>상환액 | 전체       | 173.2* | 173.6* | 296.7  | 308.3  | 484.4  | 599.9  |
|                  | 부채<br>보유 | 353.4* | 345.0* | 605.0  | 642.3  | 814.1  | 955.5  |

1. 재정패널은 연말 잔액 기준, 가계금융조사는 1/4분기말 잔액 기준
2. 단위: 총부채는 조원, 그 외에는 만원 (가중치 적용 결과)
3. 재정패널조사의 금융기관대출 이자상환액은 한국은행의 가계대출 가중평균금리('07: 7.13%; '08: 7.31%; '09: 5.43%; '10: 5.35%) 적용함.
4. \*: 재정패널조사에서 '07, '08년은 이자지급액임.

## 2. 채무위험상태 가구의 부채, 자산, 소득 구성

<표 3>은 연도별 채무위험상태 가구와 채무위험상태에 포함되지 않은 부채 보유 가구(이하 채무비위험상태 가구)를 구분하여 부채, 자산, 그리고 소득의 구성을 나타낸 결과이다. 채무위험상태 가구의 평균 부채액은 2009년을 제외하고 채무비위험상태 가구에 비해 대부분 약 2배 정도 많은 것으로 나타났다. 이는 중위수를 기준으로 나누어 본 상위 집단과 하위집단의 차이에서 명확한 사실을 발견할 수 있다. 즉, 채무위험상태 가구들 중 중위수 초과에 해당되는 상위 집단의 평균 부채액의 경우 채무비위험상태 가구들보다 상당한 차이가 있는 것으로 나타났다. 특히, 2009년에는 상위 집단에서 평균 부채액의 변동의 폭이 분명하게 나타난 점으로 보아 경제상황에 의한 영향이 반영된 결과로 보여진다. 또한 채무위험상태 가구들의 하위 집단 평균 부채액의 규모도 다소 감소하였다는 사실이 특징이다.

부채 원천별 구성을 살펴봤을 때, 부채의 감소 원인이 일반 금융기관의 대출에서 큰 폭으로 감소하였다는 점에 주목할 필요가 있다. 즉, 금융위기로 인하여 민간금융기관에서 신용이 취약한 계층에 대한 여신의 조건 강화 또는 비율을 줄였을 것으로 추측해 볼 수 있으며, 한편으로는 채무 조정 능력이 어느 정도 있는 채

무위험상태의 가구가 과다 부채를 축소(Deleveraging)하기 위하여 금융기관대출을 줄인 노력의 결과일 수도 있다. 따라서 이 결과는 경제상황 변화에 취약한 모습을 보이는 채무위험상태 가구에 대한 지속적인 관리의 중요성을 시사한다.

총자산의 규모에서도 채무위험상태와 채무비위험상태의 가구에서도 큰 차이를 보였다. 주목할 점은 2009년 전·후를 기점으로 두 집단의 평균 자산 규모의 비중 차이이다. 2009년 전에는 평균 자산이 약 6배 정도의 차이를 보였으나 2009년 이후에는 10배 이상의 차이가 나타나, 가구들의 자산 보유에 있어서도 금융위기의 영향이 컸을 것으로 예상된다. 특히, 채무위험상태 가구는 상대적으로 금융자산의 비중이 상당히 낮았으며, 부동산 자산의 규모도 채무비위험상태의 가구보다 매우 작은 특징이 있어 부동산 시장 변화에 민감하게 반응하는 것을 살펴 볼 수 있다. 따라서 채무위험상태 가구가 보유한 자산의 특성은 부채를 상환하기 위한 자산의 유동화가 상당히 취약하며, 주택 시장의 경기 변동에 매우 민감할 것으로 판단된다.

본 연구에서 현금흐름의 대응으로 정의한 원금상환여력의 원천에서는 2009년에 경상소득이 다소 감소한 것과 부채 감소의 영향으로 대출이자 지급액이 다소 줄어든 것 외에는 부채나 자산의 변화에 비해 뚜렷한 차이는 없었다. 그러나 전반적으로 채무위험상태 가구의 경상소득 규모에서는 우리나라의 4인 가족 기준의 최저생계비<sup>10)</sup> 수준을 다소 상회하는 것으로 나타났다. 즉, 대부분 채무위험상태 가구는 최저생계비 수준의 낮은 소득으로 경제활동을 하고 있는 저소득계층의 특성을 갖고 있는 것으로 추측해 볼 수 있다.

채무위험상태인 가구들의 재무적 특성은 부채의 규모에 비해 자산의 규모가 상당히 작다는 특징이 있다. 또한 소득과 소비지출에서도 낮은 수준의 현금여력이라는 점이다. 특히 2009년 부채와 자산의 규모 감소가 채무위험상태 가구에서 분명히 나타난 것으로 보아 금융위기와 같은 심각한 경기 변동에 민감한 계층인 것을 알 수 있었다. 이러한 결과를 종합하여 살펴보면, 전반적으로 채무위험상태 가구는 우리나라에서 경제적으로 취약하거나 신용이 상당히 낮은 계층인 것으로 보이며, 채무상환능력이 매우 낮아 채무불이행을 경험하였거나 채무불이행 결정으로 이어질 가능성이 높은 계층으로 볼 수 있다.

10) (4인가족 기준) 2007년 약 120만원, 2008년 약 126만원, 2009년 약 132만원, 2010년 약 136만원.

<표 4> 채무위험상태 가구의 부채, 자산, 소득 구성

| 구 분    | '07           |                 | '08             |     | '09             |     | '10             |     |
|--------|---------------|-----------------|-----------------|-----|-----------------|-----|-----------------|-----|
|        | (1)           | (2)             | (1)             | (2) | (1)             | (2) | (1)             | (2) |
| 총부채    |               | 12574.9 6546.9  | 12111.6 6722.3  |     | 7564.0 6911.9   |     | 12953.2 7815.5  |     |
|        | (a)           | 22547.1 11984.3 | 23054.1 12244.4 |     | 14067.3 13041.0 |     | 22017.7 14352.3 |     |
|        | (b)           | 1875.4 1508.5   | 1816.1 1615.0   |     | 1214.8 1810.8   |     | 1992.1 1864.6   |     |
|        | 정부지원<br>주택자금  | 125.3 636.3     | 1012.1 676.6    |     | 120.7 234.3     |     | 659.1 277.9     |     |
|        | 학자금대출         | 142.4 53.8      | 112.9 77.7      |     | 409.3 72.0      |     | 250.3 73.9      |     |
|        | 금융기관<br>대출    | 10710.4 3858.5  | 10428.4 3576.1  |     | 5570.9 4411.5   |     | 11411.1 4516.6  |     |
|        | 임대보증금         | 96.7 1755.4     | 197.3 2318.5    |     | 817.9 2059.4    |     | 214.6 2789.6    |     |
|        | 기타            | 1500.1 242.9    | 361.0 73.5      |     | 645.2 134.6     |     | 418.0 157.6     |     |
| 총자산    |               | 4093.9 27230.2  | 4598.9 27909.7  |     | 2773.2 29295.3  |     | 3455.0 34142.6  |     |
|        | 금융자산          | 566.0 2378.1    | 377.6 2609.9    |     | 189.0 2826.8    |     | 406.7 3094.9    |     |
|        | 부동산자산         | 3506.7 24232.2  | 4211.3 25084.8  |     | 2542.6 26190.3  |     | 2844.6 30792.2  |     |
|        | 기타자산          | 21.3 619.9      | 10.1 214.9      |     | 41.6 278.2      |     | 203.7 255.5     |     |
| 원금상환여력 |               | -978.8 1053.4   | -1210.4 718.7   |     | -868.1 1013.2   |     | -987.8 1232.1   |     |
|        | 연간<br>경상소득    | 1662.1 3851.1   | 1607.8 3908.0   |     | 1442.6 4150.3   |     | 1987.2 4502.1   |     |
|        | 월평균<br>소비지출   | 141.0 174.0     | 151.1 206.8     |     | 152.9 205.5     |     | 176.4 213.3     |     |
|        | 연간대출<br>이자지급액 | 782.7 324.3     | 844.5 316.5     |     | 331.3 256.2     |     | 659.1 260.5     |     |
| obs.   |               | 154 2143        | 131 2252        |     | 120 2050        |     | 88 2132         |     |

1. (1): 채무위험상태 가구, (2): 채무비위험상태 가구
2. 단위: 만원(평균 금액임)
3. (a)는 중위수 초과 집단 평균, (b)는 중위수 이하 집단 평균
4. 가중치 적용 결과임.



### 3. 채무위험상태 가구의 채무 부담

<표 4>는 연도별 채무위험상태 가구와 부채 보유 가구의 채무 부담에 대한 지표를 바탕으로 비교한 결과이다. Cox *et al.*(2002)의 연구에서 설정한 채무부담 지표를 참고하여 가계의 보유 자산 상태와 현금흐름을 확인할 수 있도록 자산 및 소득 대비 부채 지표를 사용하였다. 총자산 대비 총부채의 비율에서 중위수를 기준으로 2007년 채무위험상태인 가계는 4.1, 전체 부채보유 가구는 0.3으로 그 차이가 10배 이상으로 나타났다. 이러한 추세는 2009년까지 유지되다가 2010년에는 더욱 큰 차이를 보였다. 이는 <표 3>에서 채무위험상태 가구의 경우 2009년의 평균 부채액과 평균 총자산액이 전년도와 비교하여 동시에 상당히 감소하였으나, 2010년에는 부채 규모가 이전 수준으로 회복된 반면 자산의 증가율은 그에 미치지 못하였기 때문인 것으로 보인다.

경상소득 대비 총부채 비율에서는 부채를 보유한 전체 가구의 중위수 비율은 변화가 전혀 없었던 반면, 채무위험상태 가구의 부채 평균액이 가장 낮았던 2009년에 그 비율이 2.6으로 가장 낮게 나타났고, 2007년에는 5.0으로 가장 높았다. 이 결과에서 보듯이 2009년은 금융위기에 대한 경제적 충격으로 채무위험상태 가구의 재무구조에 큰 영향을 미쳤을 가능성이 있다. 즉, 금융위기로 인한 경제 충격은 가구들의 소득보다도 자산에 더 큰 영향을 미쳤을 것으로 보인다. 그러나 가계의 현금흐름에 대한 채무 부담 지표인 경상소득 대비 총부채의 비율이 채무위험상태 가구에서 상당히 높게 나타난 점은 채무불이행 결정의 주요한 원인이 될 수 있어 우려할 만한 수준인 것으로 보인다.

실물자산보다 유동화가 비교적 용이한 금융자산 대비 총부채의 비율의 결과에서는 다른 지표보다도 더욱 분명한 차이를 보였다. 중위수 기준으로 대부분 금융자산이 존재하지 않는 채무위험상태의 가구들이 집중되어 있으며, 하위 25번째 가구에서도 부채를 보유한 전체 가구의 중위수 기준 지표보다도 약 5배 이상으로 높게 채무 부담을 갖고 있는 것으로 나타났다. 이 결과에서 채무위험상태 가구들의 특성 중 하나는 금융자산을 보유하기 어려운 계층으로 판단되며, 이는 곧 실물자산이 실제 자산의 주요 구성이며 실물자산에 의한 의존도가 매우 크다는 것을 의미한다.

대부분의 기존 연구에서 큰 관심을 갖는 지표 중 하나인 소득 대비 원리금상환 비율(Debt Service Ratio: DSR)<sup>11)</sup>의 경우, 일반금융대출에 대한 연간상환액을 조사하지 않은 2007년과 2008년을 제외한, 2009년과 2010년에는 채무위험상태 가구들이 부채를 보유한 전체 가구들보다 약 3~4배 정도로 높은 부담비율을 보였다. 따라서 채무위험상태 가구들은 소득에서 차지하는 원리금 상환비율에서도 상당히 큰 채무 부담을 지고 있는 것으로 볼 수 있다.

채무 부담 지표의 결과를 종합해 보면, 채무위험상태의 가계는 전반적으로 모든 채무 부담 지표에서 매우 큰 비율을 나타냈으며, 특히 금융자산 대비 총부채의 비율에서 매우 심각한 과다 채무 상태임을 파악할 수 있었다. 또한 원리금 상환 비율에서도 역시 심각한 채무부담을 겪고 있는 상태인 것으로 나타나 채무위험상태 가구들의 지속적인 감독과 관리의 필요성이 요구되는 결과이다.

<표 5> 채무위험상태 가구의 채무부담

| 구분   | '07    |      | '08    |      | '09    |      | '10    |      |
|------|--------|------|--------|------|--------|------|--------|------|
|      | 위험     | 전체   | 위험     | 전체   | 위험     | 전체   | 위험     | 전체   |
| (1)  | 4.1    | 0.3  | 3.6    | 0.3  | 4.4    | 0.3  | 6.2    | 0.2  |
| (2)  | 5.0    | 1.2  | 3.8    | 1.2  | 2.6    | 1.2  | 3.7    | 1.2  |
| (3)  | (30.0) | 6.7  | (27.8) | 5.0  | (28.0) | 5.0  | (20.0) | 4.8  |
| (4)  | -      | -    | -      | -    | 0.19   | 0.06 | 0.23   | 0.06 |
| obs. | 154    | 2297 | 131    | 2383 | 120    | 2170 | 88     | 2220 |

1. 중위수 기준임. (3)의 소괄호 값은 하위 25% 기준임.

2. (1)총자산 대비 총부채, (2)경상소득 대비 총부채, (3)금융자산 대비 총부채, (4)경상소득 대비 원리금상환

11) 박양수 외(2012)에 따르면 DSR이 40%이상인 가구를 부채 상환 취약 가구로 상정하고 있으며, Hansen(1997)의 TAR(Threshold Autoregressive)모형으로 도시 근로자 가구의 소비에 영향을 미치기 시작하는 임계치를 추정한 결과, 이자상환 비율이 2.50%를 상회하면 가구에서 소비 위축이 발생하는 것으로 도출하였다. 그러나 토론문에서 김영일(KDI)은 우리나라 가계 부채의 경우 이자만 지급하는 거치식 일시상환 대출의 비중이 높아 원리금 분할상환 대출의 비중이 높은 미국 등에서 설정한 40% 기준을 그대로 적용하는 것에 문제를 제기하고 있다.

#### 4. 채무위험상태 가구 인구·경제적 특성

<표 5>는 채무위험상태 가구의 인구·경제적 특성에 대하여 부채를 보유한 전체 가구를 기준으로 해당 세부 항목의 비율로 비교한 표이다. 부채를 보유한 전체 가구 대비 채무위험상태 가구의 해당 비율은 2007년 6.65%, 2008년 5.58%, 2009년 5.64%, 2010년 4.19%로 전체 비중에서 차지하는 비중은 낮았으며 점차 감소하는 추세를 보이고 있다.

연도별 인구학적 특성 중 가구주의 연령 결과에서는 29세 이하와 60세 이상 계층에서 채무위험상태 가구 비율의 변동성이 가장 크게 나타났다. 반면에 30, 40, 50대의 경우 큰 변동 없이 점차적으로 감소하는 추세를 보였다. 연령별 분포의 주요 특징은 29세 이상 계층은 2008년에 8.7%로 가장 높은 분포를 보였으나 그 다음해에는 1.3%로 급격히 감소한 점과, 60세 이상 계층에서 2007년 8.9%로 큰 비율이었으나 2010년에는 2.5%로 급격히 감소하였다는 점이다. 특히 60세 이상 연령대에서는 변동성 뿐만 아니라 2010년을 제외하고 부채를 보유한 전체 가구 대비 채무위험상태 가구의 비율을 전반적으로 상회하는 분포를 보여 재무적 안정성이 제일 취약한 연령층인 것으로 판단된다. 이는 다른 연령층에 비해 부채의 보유 규모가 작은 편에 속하지만, 소득이 상대적으로 적게 발생하는 시기일 뿐만 아니라 자산의 축적이 어려운 계층이라는 점에서 채무위험상태로 전락할 가능성이 높은 것으로 예상할 수 있다.

가구주의 성별이 여성인 경우 채무위험상태인 비율이 남성 가구주에 비해 높은 비율인 것으로 나타났으며, 그 추세는 점차 감소하는 모습을 보였다. 일반적으로 우리나라 가구주의 대부분 구성이 남성이라는 점을 고려할 때 여성이 가계를 책임지고 있는 경우는 해당 가구의 경제·사회적 위치가 취약하다는 것으로 볼 수 있다. 가구주의 교육수준에서는 최종학력에 의한 차이가 명확히 나타났다. 대학졸업 이상의 학력과 그 이하의 학력 비율에서 차이가 뚜렷하였으며, 특히 고졸 이하의 학력을 갖는 집단에서 가구주의 교육 수준이 낮아질수록 채무위험상태 가구에 해당되는 분포 비율이 점차 증가하는 것을 살펴볼 수 있다. 모든 연도에서 같은 결과를 보였다는 점은 가구주의 학력수준에 따라 가구의 재무관리 상태에 차이가 발생할 가능성이 높고, 일반 금융기관 대출에 있어 상대적으로 고학력자보다 취약

한 신용의 문제로 가계에 부족한 유동성을 위해 추가로 차입하기가 어려운 계층일 가능성이 있다.

가구주가 미혼인 경우 2007년과 2008년에는 채무위험상태에 처한 가구의 분포 비율이 높았으나, 2009년 이후에는 이전처럼 뚜렷한 차이를 보이지 않았다. 가구주의 종사상 지위에서는 상대적으로 소득이 적을 것으로 예상되는 일용직, 무급가족종사자, 무직(학생, 주부 포함) 계층에서 채무위험상태 가구의 분포 비율이 높게 나타났다. 특히 일용직에서 지속적으로 높은 비율이 나타났는데, 이는 고용상태가 불안정하고 소득의 수준이 낮은 경우 채무위험상태에 놓일 가능성이 매우 높다는 점을 시사한다. 반면 무급가족종사자나 무직자의 경우에는 채무위험상태 비율이 높은 편이나 점차 감소하는 것을 확인할 수 있으며, 2010년에는 그 비율의 차이가 다른 계층과 큰 차이를 보이지 않았다는 특징이 있다. 즉, 고용상태가 일정하지 않은 계층은 채무상환능력에 있어 불안정한 계층인 것으로 판단된다.

가구원수가 1인 또는 5인 이상인 가구에서 채무위험상태가 높은 것으로 나타났다. 1인 가구를 제외하고 채무위험상태인 가구의 비율을 살펴보면, 가구원수가 증가할수록 점차 비율이 줄어드나 5인 이상일 때 다시 높게 나타났다. 또한 이들 계층 중 3인 가구와 5인 이상인 가구에서 비율의 변동성이 높게 나타났다. 경제활동 인구에서 제외되는 15세 미만의 자녀수의 결과를 살펴보면 자녀가 없는 가구와 3명 이상인 가구에서 채무위험상태 비율이 높게 나타났다. 결과적으로 자녀수가 많을수록 채무위험상태가 될 가능성이 높으며, 우리나라의 가계 지출 구조상 자녀양육비, 교육비 지출의 부담과 관련이 있을 것으로 보인다.

부채를 보유한 전체 가구의 부채 규모에서 채무위험상태 가구가 차지하고 있는 부채의 규모 비중은 2007년 12.0%, 2008년 9.6% 순으로 높았으며, 2009년 이후로는 부채 및 자산이 감소한 영향 때문에 비교적 높은 비중이 나타나지 않았다. 이는 채무위험상태 가구의 부채 규모가 점차 줄면서 금융기관의 재무건전성에 큰 문제가 되지 않는다고 판단할 수도 있다. 그러나 추정된 부채 총액 규모는 2010년 기준 약 46조원으로, 본 연구의 대상인 채무위험상태 가구의 현금흐름 상태가 매우 심각하다는 점을 고려한다면 이 계층의 채무부담정도를 간과하기에는 심각한 문제가 될 수 있다. 채무위험상태 가구들의 자산의 비중은 상당히 낮으며, 이들 가구의 부채규모 비중에 비해 우려할만한 수준인 것을 확인할 수 있다. 특히 2010

년에는 부채를 보유한 전체 가구의 자산 분포에서 차지하고 있는 비중이 0.4%에 불과하여, 부채 비중과 자산의 비중이 감소하였음에도 불구하고 여전히 채무 조정을 할 수 있는 여력이 매우 취약한 상태임을 알 수 있다.

원금상환여력의 주요 구성인 채무위험상태 가구의 연간 경상소득과 월평균 소비지출의 비중은 점차 감소하는 추세이며, 경상소득에 비해 월평균 소비지출이 차지하고 있는 비중이 상당히 큰 것으로 나타났다.

우리나라 가구의 대부분 자산 구성은 부동산 자산의 비중이 높고, 그 중에서도 주택이 차지하고 있는 비율이 높은 편이어서 주택에 대한 추가적인 채무지표 확인이 필요하다. 그 결과를 살펴보면, 보유한 주택이 없는 가구에서 채무위험상태인 비율이 상당히 높았으며 주거 형태에서는 보증부 월세와 무보증 월세의 비율이 높았다. 채무위험상태 가구가 주택을 보유했다라도 주택의 시가 총액 비중이 약 0.5%로 나타나 그 규모가 매우 미미하였으며, 거주 주택의 규모도 대부분 소형으로 나타나 경제적 취약층의 특성을 보였다. 따라서 채무위험상태 가구의 경우 주택과 같은 담보 성격의 실물자산이 채무조정을 위한 차선택이 되지 못하고 있다.

지금까지의 결과를 종합해 보면, 가구주의 연령이 높고 경제적으로 취약계층에 포함될 가능성이 높은 여성 가구주, 미혼인 가구주, 학력수준이 낮은 가구주, 그리고 고용형태가 일용직인 가구주에서 채무위험상태 비율이 높은 것으로 나타났다. 또한 부채의 비중에 비해 가구의 자산과 소득의 비중은 매우 낮았으나 소비지출의 비중은 다소 높은 편인 것으로 나타났다. 이는 채무위험상태 가구가 유동성의 어려움에 처하고 있을 가능성이 높으며, 추가적인 자금 확보를 위한 대출도 신용 제약으로 인하여 어려운 상황일 수 있다. 즉, 이러한 특성을 갖는 가구는 신용의 제약이 존재할 것으로 판단되는 계층이 주를 이루고 있으며, 자율적으로 채무조정을 실행하기 매우 어려운 계층으로 보인다. 따라서 채무위험상태 가구는 다중채무 또는 악성 부채를 보유하게 될 확률이 높을 뿐만 아니라 채무불이행으로 이어질 가능성이 매우 높은 집단일 수 있다.

<표 6> 채무위험상태 가구 인구·경제적 특성

| 구분(단위:%)         |           | '07   | '08   | '09   | '10   |
|------------------|-----------|-------|-------|-------|-------|
| 해당비율             |           | 6.65% | 5.58% | 5.64% | 4.16% |
| 가구주<br>연령        | 29세<br>이하 | 5.3%  | 8.7%  | 1.3%  | 5.7%  |
|                  | 30대       | 4.9%  | 4.6%  | 4.5%  | 3.2%  |
|                  | 40대       | 7.5%  | 6.8%  | 6.4%  | 5.4%  |
|                  | 50대       | 6.7%  | 4.4%  | 6.6%  | 4.5%  |
|                  | 60세<br>이상 | 8.9%  | 6.0%  | 5.9%  | 2.5%  |
| 가구주<br>성별        | 남성        | 5.3%  | 4.8%  | 4.7%  | 3.2%  |
|                  | 여성        | 13.9% | 10.2% | 10.7% | 9.9%  |
| 가구주<br>교육<br>수준  | 미취학       | 16.9% | 5.9%  | 6.4%  | 6.2%  |
|                  | 초졸        | 9.4%  | 9.1%  | 14.0% | 5.0%  |
|                  | 중졸        | 10.1% | 7.5%  | 9.4%  | 6.1%  |
|                  | 고졸        | 8.4%  | 7.7%  | 7.6%  | 5.7%  |
|                  | 대졸        | 2.8%  | 2.6%  | 2.0%  | 2.6%  |
|                  | 석사        | 1.1%  | 2.5%  | 1.7%  | 0.0%  |
|                  | 박사        | 0.0%  | 0.0%  | 0.0%  | 0.0%  |
| 가구주<br>혼인<br>상태  | 기혼        | 6.5%  | 5.3%  | 5.6%  | 4.0%  |
|                  | 미혼        | 10.2% | 11.2% | 5.7%  | 7.5%  |
| 가구주<br>종사상<br>지위 | 임금        | 2.3%  | 2.3%  | 3.7%  | 2.4%  |
|                  | 일용        | 16.4% | 21.7% | 13.8% | 13.6% |
|                  | 자영업       | 6.7%  | 5.4%  | 6.3%  | 5.4%  |
|                  | 사업주       | 10.7% | 3.6%  | 3.4%  | 4.0%  |
|                  | 무급        | 16.3% | 10.7% | 19.5% | 6.0%  |
|                  | 무직        | 14.5% | 11.4% | 10.0% | 5.6%  |
| 가구원수             | 1명        | 16.4% | 15.0% | 13.9% | 9.6%  |
|                  | 2명        | 6.4%  | 5.2%  | 4.8%  | 4.4%  |

| 구분(단위:%)      |        | ‘07   | ‘08   | ‘09   | ‘10   |
|---------------|--------|-------|-------|-------|-------|
|               | 3명     | 5.2%  | 3.9%  | 5.5%  | 3.9%  |
|               | 4명     | 4.9%  | 4.9%  | 3.3%  | 2.7%  |
|               | 5명 이상  | 8.2%  | 6.2%  | 8.6%  | 5.2%  |
| 15세 미만 자녀수    | 0명     | 7.4%  | 5.7%  | 6.2%  | 4.8%  |
|               | 1명     | 5.0%  | 4.9%  | 4.9%  | 3.3%  |
|               | 2명     | 5.8%  | 6.1%  | 4.3%  | 3.3%  |
|               | 3명 이상  | 9.6%  | 5.1%  | 8.7%  | 5.2%  |
| 가구 부채 비중      |        | 12.0% | 9.6%  | 6.1%  | 6.7%  |
| 가구 자산 비중      |        | 1.1%  | 1.0%  | 0.6%  | 0.4%  |
| 가구 연간 경상소득 비중 |        | 3.0%  | 2.4%  | 2.0%  | 1.9%  |
| 가구 월평균지출 비중   |        | 5.5%  | 4.1%  | 4.3%  | 3.5%  |
| 주거 형태         | 자가     | 2.1%  | 1.6%  | 1.5%  | 1.1%  |
|               | 전세     | 4.4%  | 4.5%  | 0.6%  | 2.0%  |
|               | 보증 월세  | 21.7% | 20.2% | 24.9% | 17.2% |
|               | 무보증 월세 | 54.0% | 36.7% | 60.3% | 40.5% |
|               | 기타     | 27.8% | 31.8% | 33.3% | 21.1% |
|               |        |       |       |       |       |
| 보유 주택 여부      | 미보유    | 18.4% | 17.1% | 17.2% | 13.2% |
|               | 1채이상   | 2.0%  | 1.6%  | 1.3%  | 1.0%  |
| 보유주택 시가총액 비중  |        | 0.5%  | 0.5%  | 0.6%  | 0.2%  |
| 거주 주택 규모      | 소      | 8.7%  | 8.5%  | 9.8%  | 6.3%  |
|               | 중      | 3.6%  | 3.4%  | 2.8%  | 2.1%  |
|               | 대      | 4.9%  | 3.5%  | 3.7%  | 3.9%  |

1. 가중치 적용한 결과임.
2. 부채보유 가구 기준임.
3. 거주주택규모는 전국주택가격동향조사의 기준에 따름.

## V. 모형 설정 및 분석 결과

### 1. 모형 설정

채무위험상태 가구의 기초 결과를 통하여 발견한 가구의 인구·경제적 특성을 바탕으로 본 연구의 주요 목적인 채무위험상태 가구의 지속성에 대한 분석을 시도한다. 자료는 재정패널조사(NaSTaB) 1차 ~ 4차년도 자료를 사용하며 균형 패널(Balanced Panel Data)로 구성하였다. 균형 패널 자료의 구성시 표본의 손실이 발생하여 기초 분석결과를 도출한 불균형 자료(Unbalanced Panel Data)와 다소 차이가 있을 것으로 예상하였으나, [부록 2]와 같이 실증회귀분석을 위한 기초 통계량에서는 큰 차이를 보이지 않았다. 균형 패널에 사용된 가구수는 865가구이며, 4개 연도의 시계열로 총 3,460개이다. 분석에 사용된 기본 모형은 동태적 임의효과 패널 프로빗 모형으로 다음과 같이 설정한다.

$$y_{it}^* = \beta_y y_{i,t-1} + y_{i,t-1} z_{it}' \beta_{yz} + x_{it}' \beta_x + \tau_t + v_{it} \quad v_{it} = \delta_i + u_{it} \quad y_{it} = 1[y_{it}^* > 0] \quad (3)$$

$$i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T.$$

$$(x_{it}', y_{it}) \text{ is observed, i.i.d. across } i.$$

$y^*$ 는 관측되지 않는 채무위험상태가 될 경향을 나타낸 것이다.  $x$ ,  $z$ 는  $y^*$ 에 영향을 주는 관측된 변수로서 서로 독립인 동일한 분포를 따른다는 가정(Independently and Identically Distributed: iid)을 만족하는 확률변수이다.  $x$ 에 포함되는 변수로는 채무위험상태 가구의 인구·경제적 특성의 기초 결과에서 나타난 가구주 성별, 연령, 혼인상태, 학력, 종사상 지위, 가구 구성원수, 보유주택 등이다.  $z$ 는 채무위험상태에서 주요 인구학적 특성을 보였던 연령과 종사상 지위를 모형에 포함하여 상태지속성에 대한 비교를 시도한다.

$\beta$ 는 추정계수이며,  $v_{it}$ 는 관측되지 않는 오차항으로 평균이 0이고 분산이  $\sigma_v^2$ 인 정규분포를 따른다고 가정한다. 패널자료에서 전체 오차항  $v_{it}$ (The Composite Error Term)의 특성은 다시 개인의 관측되지 않는 특성인  $\delta_i$ 와 모형의 순수 오차



항인  $u_{it}$ 를 포함한다. 단, 이번 연구에서는 금융위기로 인하여 가구의 재무 상태에 전반적인 영향력을 미쳤을 것으로 판단되어 시간에 대한 효과 확인을 위한 횡단면 효과 중 시간효과  $\tau_t$ (The Time Effect)를 포함하였다.

본 연구의 주요 관심 시차변수인  $y_{i,t-1}$ 은 과거 채무위험상태인 경우 1의 값을 가지며, 과거의 채무위험상태 가구는 현재에도 지속될 가능성이 있다는 가정을 모형에 적용한 것이다. 즉, 이를 상태의존성(The State Dependence)이라고 한다. 채무위험상태 가구의 상태의존성을 계량모형으로 검증함으로써 얻는 몇 가지 시사점 및 유의점이 있다. 첫째, 채무위험상태의 가구는 앞서 기초 분석에서도 살펴 보았듯이 경제적으로 취약계층일 가능성이 매우 높다. 이러한 가구가 유동성 부족으로 인해 추가 대출이 필요할 시 신용제약 등의 이유로 일반 금융권의 저리 대출을 받기가 상당히 어려울 수 있는 계층이다. 즉, 지속적인 유동성의 부족으로 자율적인 채무조정이 어려운 계층이기 때문에 과거의 재무적 어려움은 지속될 가능성이 매우 크다. 따라서 채무위험상태 지속성 확인을 위하여 동태적 임의효과 패널 프로빗 모형이 적합하다.

둘째, 조건부 확률을 통한 상태의존성 확인은 채무위험상태가 지속성이 존재하는 것으로 보여주었으나, 개별 가구의 관찰되는 특성과 관찰되지 않은 특성을 통제하지 않은 상태에서는 진정한 상태의존성(The True State Dependence)이라고 보기 어렵다. 따라서 본 연구에서 적용한 계량모형에서는 개별 가구들의 특성을 통제하여 추정하므로 상태의존성 확률의 결과가 더 중요한 의미를 갖는다. 셋째, 상태의존성을 검증하기 위해서 오차항이 자기상관을 따른다는 추가적인 가정이 필요하다. 즉, 개별 가구의 특성이 시간에 따라 연관이 되어 있을 가능성이 있으며, 이를 적절히 통제해 주지 않으면  $y_{i,t-1}$ 의 추정계수가 정확히 추정되지 않을 뿐만 아니라 모든 설명력을 가져갈 가능성이 있다. 따라서 모형의 전체 오차항에 대하여 다음과 같이 추가적인 가정이 필요하다:

$$v_{it} = \delta_i + u_{it}, \quad u_{it} = \rho u_{it-1} + e_{it}, \quad e_{it} \sim N(0, \sigma_e^2). \quad (4)$$

식(4)을 통하여 관측되지 않은 개별 가구의 특성의 임의효과(Random-effects) 설명력을 파악해 볼 수 있으며, 개별 가구의 특성이 시간에 따라 연관이 되어 있는

1계 자기상관 가정(이하 AR(1))<sup>12)</sup>을 통하여 추정 결과의 일치성과 효율성을 확보할 수 있다. 또한 동태적 임의효과 프로빗 모형은 Heckman(1981)에 의해 제기된 초기조건(The Initial Conditon) 문제<sup>13)</sup> 때문에 정확한 추정결과가 도출되지 않을 수 있다. 따라서 본 연구에서는 Heckman에 의해 개발된 모형에 따라 초기조건을 확률변수로 취급하여 추정하고 최종 추정결과를 도출한다.

## 2. 채무위험상태 지속성 조건부 확률

<표 7>은 균형패널 자료를 사용하여 채무위험상태 가구의 지속성에 대한 조건부 확률 결과이다. 크게 시기의 연속성을 전기( $t-1$ )와 전전기( $t-2$ )로 나누어 분석하였다. 전기에 채무위험상태였던 가구가 현재( $t$ )에도 채무위험상태로 될 확률은 2008년 0.49, 2009년 0.40, 2010년 0.39로 다소 감소하는 추세이나 대략적으로 60%의 가구만이 채무위험상태를 벗어난 것으로 확인할 수 있었다. 반면에 전기에 채무위험상태가 아니었던 가구가 현재에 채무위험상태일 가능성은 약 0.03정도로 극히 낮은 확률인 것으로 나타났다. 이 결과는 전전기를 조건부로 설정한 확률과 마찬가지로 나타났고, 특히 2009년에는 2007년의 채무위험상태가 지속될 조건부 확률이 0.45로 상당히 높았음을 확인할 수 있다. 약 60%의 가구만이 재무적 어려움에서 벗어났다는 본 연구의 결과는 영국의 부채상황으로 인한 재무적 곤경을 경험한 가구를 분석한 Böheim and Taylor(2000)의 연구결과와 비슷한 것으로, 우리나라의 채무위험상태 가구도 재무적 어려움에 대한 지속성 문제가 결코 작지 않은 것으로 판단된다.

<표 7> 채무위험상태의 지속성 조건부 확률

| 연도   | $P(y_t = 1   y_{t-1} = 1)$ | $P(y_t = 1   y_{t-1} = 0)$ | $P(y_t = 1   y_{t-2} = 1)$ | $P(y_t = 1   y_{t-2} = 0)$ |
|------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| 2008 | 0.49                       | 0.03                       | -                          | -                          |
| 2009 | 0.40                       | 0.03                       | 0.45                       | 0.02                       |
| 2010 | 0.39                       | 0.04                       | 0.38                       | 0.02                       |

1. 가중치 미적용 결과임.

12) Sterwart(2006)을 보시오.

13) Heckman(1981)을 보시오.

### 3. 실증회귀분석 결과

<표 7>은 채무위험상태 가구의 기초 분석과 조건부 지속성 확률 결과를 바탕으로 설정한 모형을 회귀 분석한 결과이다. 채무위험상태 가구의 기초 분석을 통하여 발견한 주요 인구학적 특성과 우리나라 가구의 주요한 자산구성 중 하나인 주택보유를 모형에 포함하여 채무위험상태 결정 요인에 대해 살펴보고자 하였고, 특히 생애주기-항상소득가설에서 나타나는 부채보유에 대한 연령 프로파일(Age Profile) 결과와 채무위험상태에서의 연령 프로파일 결과를 비교해 보기 위하여 가구주 연령의 제곱항( $age^2/100$ ) 변수를 추가하여 실증분석 하였다. 또한 채무위험상태의 지속성에 대한 고령층(60세 이상)의 효과를 살펴보기 위하여 시차 종속변수  $y_{i,t-1}$ 에 교차항을 허용하였다.

회귀분석결과를 살펴보면, 모형(1)과 모형(2)에서 모두  $Var(\delta)(=\sigma_\delta^2/(\sigma_\delta^2+\sigma_\epsilon^2))$ 이 통계적으로 유의한 결과를 보여, 관찰되지 않는 개별 가구의 특성을 고려하지 않을시 추정의 일치성에 문제가 발생할 수 있음을 확인할 수 있었다. 무엇보다도 모형(1)과 모형(2)의 임의효과 설명력이 33.0%, 32.3%으로 크게 나타났다는 점에 주목할 만하다.

모형(1)과 모형(2)의 계수의 통계적 유의성은 거의 유사하게 추정되었다. 그러나 오차항을 AR(1)으로 가정하여 추정한 모형(2)의 결과에서는 채무위험상태 시차변수  $y_{i,t-1}$ 의 추정 결과에 다소 차이가 있었다. 즉, 모형(2)의  $\rho$ 의 추정결과와 같이 부(-)의 유의성이 있음에도 불구하고 AR(1)을 가정하지 않는다면 시차변수  $y_{i,t-1}$ 의 추정계수가 과소 추정될 수 있으며, 설명변수  $x_{it}$ 는 과대 추정되는 결과를 초래할 수 있다. 결과적으로, 모형(1)에 비해 모형(2)에서 채무위험상태 시차변수  $y_{i,t-1}$ 에 대한 추정치가 0.506에서 0.802로 변화한 것을 확인할 수 있으며, 이는 모형의 설정에 있어 오차항의 가정에 유의해야 함을 보여준다. 그 밖에 설명변수의 추정계수에서는 전반적으로 모형(2)에서 모형(1)보다 작게 추정되었고, 추정의 효율성 또한 비교적 좋아진 것을 확인할 수 있다.

모형(2)의  $\rho$ 값이 통계적으로 부(-)의 유의성을 보였다는 점이 흥미로운 결과이다. 이 결과는 영국의 주택모기지대출 연체를 실증 분석한 May and Tudela(2005)의

연구결과와도 일치하는데, 저자들은 과거 재무적 곤경에 처했던 가구들은 소비를 줄이거나 더욱더 가계 재무관리에 주의를 기울이는 행태를 보이는 것으로 설명하였다. 본 연구의 채무위험상태 가구들의 2009년 기준 원리금 상환비율이 0.19였으며, 이자상환비율의 임계치가 2.50%를 상회하면 도시근로자 가계들은 소비지출을 줄이기 시작한다는 박양수 외(2012) 보고서의 연구결과와도 일치하는 것으로 볼 수 있어, 이는 어느 정도 신뢰성이 있어 보인다.

모형에서 초기조건(The Initial Condition)의 영향력을 확인할 수 있는  $\theta$ 의 값이 5% 유의수준에서 유의하게 추정되었다. 이는 가구들의 채무상태에 대해서 동태적 임의효과 패널 프로빗 모형을 사용하여 분석하고자 할 때, 초기조건을 무시하고 추정하게 되면 추정 결과의 일치성에 문제가 발생할 수 있음을 보여주는 것이다.

본 연구의 주요 관심 사항인 상태의존성에 대한 효과는 연령에서 뚜렷한 결과가 나타났으며, 과거에 채무위험상태였던 60세 이상의 가구주는 다른 연령대의 가구주들보다도 거의 1.9배<sup>14)</sup>정도 가까운 확률로 강한 상태의존성이 있는 것을 확인할 수 있다.

$$\text{60세 이상 가구주: } 0.802 + 0.709 = 1.511$$

$$\text{다른 연령대 가구주: } 0.802.$$

이 결과는 고령층인 가구주가 한 번 채무위험상태에 놓이게 될 경우 이를 벗어나기 매우 어려운 계층이라는 것을 시사한다. 또한 연령의 효과에서도 60세에 위험확률이 정점에 도달하며, 이는 곧 고령층의 채무위험에 대한 상태지속성 확률이 높다는 사실을 보조해 준다. 즉, 고령층은 자율적으로 과다한 채무를 조정할 능력이 상대적으로 낮은 것을 의미한다.

교육수준이 높거나 주택을 보유하여 자산이 상대적으로 많아 신용상태가 양호할 것으로 예상되는 가구주의 경우는 채무위험상태가 될 확률이 낮아지는 것으로 나타났다. 특히 주택을 보유한 가구에서의 추정 결과가 대학 졸업 이상자 보다 채무위험상태가 되지 않을 확률이 더 높게 나타났다. 우리나라 가구의 경우 실물자산

14) 모형(1)에서는 약 2.6배로 추정되어 오차항의 자기상관 가정을 배제하고 모형을 설정하면 그 상태지속성의 효과가 모형(2)와 비교하여 과대 추정됨을 확인할 수 있다.

중 주택 자산의 비율이 가장 높으며, 주택의 보유와 동시에 주택담보대출과 같은 금융기관 대출이 발생하는 경향이 있어, 주택을 보유한 가구 대다수는 본 연구에서 정의한 채무위험상태 가구에 포함되지 않았을 가능성이 있다. 이는 최근 우리나라에서 과도한 담보대출로 인하여 어려움을 겪고 있는 가구들보다도 채무위험상태 가구의 재무적 곤경 상태가 더욱 심각한 것으로 판단해 볼 수 있다.

고용상태가 일용직인 가구주는 채무위험상태가 될 확률이 상당히 높은 것으로 나타났다. 비교적 소득이 낮고 고용상태가 좋지 않은 일용직의 경우 자산과 현금 여력 모두에서 상당히 악화되어 있는 상태로 판단되어 채무위험상태의 지속성에 대해서도 추가 분석을 하였으나 통계적으로 유의하지 않았다. 그러나 추정계수에서 부(-)의 결과가 나타났다는 점은 과거에 채무위험상태를 경험했던 일용직 가구주는 채무위험상태가 될 확률이 낮아진다는 것의 의미하는데 이는 다양한 해석이 가능하다. 무엇보다도 개인워크아웃 또는 파산과 같은 회생제도를 신청하여 채무 재조정이 발생했을 가능성이 있다. 신용회복위원회의 보도자료<sup>15)</sup>에 따르면 월수입이 100만원 이하인 신청자가 전체 신청자의 54%를 상회하는 것으로 나타나, 소득이 낮은 가구들의 경우 재무적 어려움에 처했을 때 개인회생제도를 신청할 가능성이 매우 높다.

가구원 수보다도 15세 미만의 자녀수의 추정결과가 통계적으로 더 유의하게 나타난 것은 우리나라 가구의 소비지출 중 자녀에 대한 양육 및 교육비 비중이 높은 결과인 것으로 추정해 볼 수 있다. 또한 자녀에 대한 지출로 인한 가계의 어려움을 벗어나기 위해 과도한 대출로 인하여 자산 여력이 악화되었을 가능성도 있다.

기초 분석 결과에서 채무위험상태 가구의 경우 2009년에 전년도보다 부채 및 자산의 규모가 상당히 감소한 결과가 나타났고, 특히 금융기관 대출과 부동산 자산에 대한 영향이 상당히 컸다. 2009년 거시경제상황의 효과를 측정하기 위한 대응변수로서 연도 더미 변수를 추가하였다. 그 결과 추정치는 거의 0에 가까운 효과를 보였을 뿐만 아니라 통계적으로도 유의하지 않았다. 이는 <표 4>에서의 결과와 같이 채무위험상태 가구의 부채 규모가 줄었음에도 불구하고 동시에 자산의 규모

---

15) 2011년 기준 개인워크아웃 신청자는 총 76,839명이며, 월소득 규모별 100만원 이하 54.2%, 100만원 초과 150만원 이하 30.8%, 150만원 초과 200만원 이하 11.4%, 200만원 초과 300만원 이하 3.0%, 300만원 초과 0.6% 이다.

도 비슷한 수준으로 감소한 영향인 것으로 판단된다.

전반적인 회귀분석결과, 상태의존성 측면에서 영국의 주택담보대출 연체를 경험한 가구를 대상으로 분석한 May and Tudela(2005)의 결과와 유사하게 본 연구에서 정의한 채무위험상태 가구에서도 강한 상태의존성이 있는 것으로 나타났으며, 특히 우리나라의 60세 이상의 고령층에게 더욱 큰 것으로 추정되었다. 과다 부채 가구를 분석한 Brown and Taylor(2008)의 인구조학적 추정결과와도 매우 비슷한 결과를 보였다. 이는 본 연구에서 설정한 부(-)의 순자산과 부(-)의 원금상환여력 상태가 채무위험상태를 잘 보여주는 것으로 판단할 수 있다. 또한 가구의 채무위험 상태에서 주택 자산의 영향이 상당히 큰 것으로 나타나 주택시장의 변동에 민감하게 반응할 것으로 추측된다.

<표 8> 동태적 임의효과 패널 프로빗 모형 결과

| 설명변수                | (1)              |                |               |                | (2)              |                |               |                |
|---------------------|------------------|----------------|---------------|----------------|------------------|----------------|---------------|----------------|
|                     | Initial Conditon |                | Estimation    |                | Initial Conditon |                | Estimation    |                |
|                     | coeff.           | (s.e)          | coeff.        | (s.e)          | coeff.           | (s.e)          | coeff.        | (s.e)          |
| 채무위험 <sub>t-1</sub> |                  |                | <b>0.506</b>  | <b>(0.223)</b> |                  |                | <b>0.802</b>  | <b>(0.283)</b> |
| *60세이상              |                  |                | <b>0.817</b>  | <b>(0.389)</b> |                  |                | <b>0.709</b>  | <b>(0.396)</b> |
| *일용직                |                  |                | -0.661        | (0.440)        |                  |                | -0.674        | (0.443)        |
| 1                   | <b>-5.908</b>    | <b>(2.955)</b> | <b>-4.621</b> | <b>(1.412)</b> | <b>-5.585</b>    | <b>(2.509)</b> | <b>-4.563</b> | <b>(1.393)</b> |
| 여성                  | <b>0.796</b>     | <b>(0.373)</b> | 0.255         | (0.194)        | <b>0.753</b>     | <b>(0.313)</b> | 0.217         | (0.181)        |
| 연령                  | 0.163            | (0.113)        | <b>0.125</b>  | <b>(0.058)</b> | 0.153            | (0.100)        | <b>0.121</b>  | <b>(0.055)</b> |
| 연령제곱/100            | -0.125           | (0.103)        | <b>-0.104</b> | <b>(0.054)</b> | -0.117           | (0.092)        | <b>-0.100</b> | <b>(0.052)</b> |
| 기혼                  | -0.499           | (0.831)        | -0.248        | (0.482)        | -0.507           | (0.752)        | -0.252        | (0.451)        |
| 대졸이상                | <b>-0.938</b>    | <b>(0.410)</b> | <b>-0.362</b> | <b>(0.160)</b> | <b>-0.938</b>    | <b>(0.346)</b> | <b>-0.333</b> | <b>(0.154)</b> |
| 일용직                 | 0.329            | (0.388)        | <b>0.597</b>  | <b>(0.154)</b> | 0.305            | (0.243)        | <b>0.594</b>  | <b>(0.224)</b> |
| 가구원수                | 0.055            | (0.123)        | 0.016         | (0.069)        | 0.060            | (0.112)        | 0.011         | (0.066)        |
| 자녀수                 | 0.207            | (0.221)        | <b>0.223</b>  | <b>(0.106)</b> | 0.224            | (0.200)        | <b>0.213</b>  | <b>(0.099)</b> |
| 보유주택                | <b>-1.907</b>    | <b>(0.536)</b> | <b>-1.493</b> | <b>(0.215)</b> | <b>-1.800</b>    | <b>(0.361)</b> | <b>-1.446</b> | <b>(0.200)</b> |

| 설명변수          | (1)              |       |              |                | (2)              |       |               |                |
|---------------|------------------|-------|--------------|----------------|------------------|-------|---------------|----------------|
|               | Initial Conditon |       | Estimation   |                | Initial Conditon |       | Estimation    |                |
|               | coeff.           | (s.e) | coeff.       | (s.e)          | coeff.           | (s.e) | coeff.        | (s.e)          |
| 2009년         |                  |       | 0.017        | (0.118)        |                  |       | 0.019         | (0.125)        |
| $Var(\delta)$ |                  |       | <b>0.330</b> | <b>(0.112)</b> |                  |       | <b>0.322</b>  | <b>(0.104)</b> |
| $\theta$      |                  |       | <b>1.872</b> | <b>(1.031)</b> |                  |       | <b>1.819</b>  | <b>(0.821)</b> |
| $\rho$        |                  |       |              |                |                  |       | <b>-0.207</b> | <b>(0.119)</b> |
| log-like      |                  |       | -499.410     |                |                  |       | -498.279      |                |

## VI. 결 론

지금까지 우리나라 채무위험상태 가구에 대한 채무부담의 정도를 파악하기 위하여 부채와 자산의 정보를 이용한 순자산(저량적 측면)과 소득과 소비지출, 대출이자지급액의 정보를 이용한 원금상환여력(유량적 측면)을 동시에 고려하여 설정하고, 그에 대한 인구·경제적 특성을 살펴보았다. 또한 본 연구의 가장 중요한 관심사인 과거 채무위험상태를 경험한 가구의 상태의존성을 추정해 보았다. 그 결과 과거에 채무위험상태를 경험했던 60세 이상의 고령층의 경우 다른 연령대보다도 약 1.9배의 확률로 채무위험상태가 지속되는 것으로 나타났다. 또한 연령효과에서도 60세에 정점을 이루었다는 점에서, 60세 이상의 고령층에서는 가계의 재무상태에 문제가 발생할 경우 자율적으로 채무조정을 하기 매우 어려운 계층이라는 것을 보여준다. 우리나라와 같이 고령화 사회에 진입한 국가에서 경제적 취약층의 채무상태 악화의 지속성은 사회적으로 심각한 문제가 될 수 있으며, 자율적 채무조정을 유도하기 위한 고령층의 지원책이 필요할 것으로 보인다.

인구학적 특성에서 살펴본 결과, 신용제약이 높을 가능성이 있는 교육수준이 낮거나 고용상태가 불안정한 집단에서는 채무위험상태가 될 확률이 높았다. 특히 고

용상태가 매우 불안한 계층인 일용직에서 강한 정(+)의 효과가 나타나 자율적인 채무조정을 위한 고용 안정화의 필요성과 15세 미만의 자녀수에서 통계적으로 유의한 결과가 나타나, 자녀수에 따른 자녀양육비에 대한 부담이 큰 가구를 대상으로 한 채무조정 지원이 필요할 것으로 보인다.

최근 가계부채의 증가와 함께 우리나라 가계의 재무 상황에 대한 문제점이 크게 부각되고 있다. 이에 따라 가계부채 연착륙을 위한 논의가 활발하게 진행되고 있다. 또한 개인 워크아웃 제도, 사전 워크아웃 제도 등 정부의 지원으로 가계의 채무 조정에 대한 노력이 진행되고 있는 만큼, 과다 채무 가계를 위한 지원정책에 있어 최적의 효과를 얻기 위하여 자율적인 채무조정이 어려운 대상을 선별하여 적합한 지원책이 절실히 필요하다. 본 연구에서는 가계의 신용상태에 영향을 미칠 수 있는 주요 인구·경제적 특성을 모형에 포함하여 분석한 결과, 연령, 학력, 그리고 고용형태에 따라 채무위험상태에 미치는 영향이 큰 것으로 나타났다. 특히 신용회복위원회의 보도자료에서 나타난 개인워크아웃을 신청한 대다수는 저소득층, 중장년층, 그리고 낮은 규모의 부채보유 특성을 보여 본 연구에서의 실증분석결과와 일부분 일치하는 것으로 나타났다. 따라서 채무위험상태 가구는 결국 사회적·경제적 취약층으로 신용상태가 악화될 계층일 가능성이 높으며, 부족한 유동성을 확보하기 위하여 다중채무자 또는 악성 부채에 노출될 위험이 크다. 따라서 사회의 안전망 유지와 금융기관의 재무건전성을 위해서라도 현재 정부의 가계 채무조정 정책을 지속적으로 확대할 필요가 있어 보인다.

## VII. 참고문헌

금융위원회·금융감독원 보도자료, 가계부채 연착륙 종합대책, 금융위원회·금융감독원, 2011. 6. 29.

금융감독원 금융경제시스템, 가계대출 연체율 통계 자료.

김우영·김현정(2009), 가계부채가 소비에 미치는 영향: 미시자료를 중심으로, 한국은행 금융경제연구원, 經濟分析, 제15권 제3호, 2009.9.



- 김영식 · 장민 · 변동준(2011), 주택담보대출의 부실 가능성은?, 서울대 금융경제연구원, SIRFE Occasional Paper Series, 2011. 10. 25.
- 김영일 · 임경목(2010), 가계부채 위험도에 대한 평가: 미시자료를 중심으로, KDI 경제현안분석, 제3부 pp.189-199, 2010.
- 김현정(2010), 우리나라 가계부채의 특징과 민감도 분석, 한국경제포럼 , 제3집 제3호, p.77-94.
- 박양수 외 13명, 부채경제학과 한국의 가계 및 정부부채, 한국은행 2012년 4월 발간 자료집.
- 신용회복위원회 보도자료, 2011년도 신용회복위원회 활동실적, 신용회복위원회, 2012년 1월 27일.
- 심종원 · 정의철 · 정현정(2009), 주택담보대출 연체율 결정 요인에 관한 연구, 부동산학연구 제15집 제2호, 2009. 8, pp. 81~96.
- 유경원(2009), 가계부채 문제에 관한 분석: 미시자료를 중심으로, 한국은행 금융경제연구원 「經濟分析」 제15권 제4호.
- 이기춘 · 박근주(1997), 소비자신용 연체행동에 대한 관련요인, 한국가정관리학회지, 제15권 3호, pp.139-151, 1997.
- 이은영 · 허은정(2003), 부채가계의 연체행동 및 관련요인 분석, 소비자학연구, 제16권 제1호, 2005.3, pp.179-194.
- 위정범 · 백홍기(2008), 금리정책과 부동산담보대출 연체율, 기업경영연구, 제15권 제2호, 2008. 9, pp.17-40.
- 지규현 · 김정인 · 최창규(2006), 주택담보대출 위험관리를 위한 차입자 특성 분석, 대한국토 · 도시계획학회지 국토계획, 제41권 4호, p.117-128, 2006.08.
- 최현자 · 조혜진(2008), 다중연체자의 채무재조정 결정요인에 관한 연구, 소비자학연구, 제19권 제1호, p.25-46, 2008.3.
- 통계청 보도자료, 2010년 가계금융조사 결과, 통계청, 2010. 12. 30자.
- 통계청 보도자료, 2011년 가계금융조사 결과, 통계청, 2011. 11. 12자.
- 통계청 보도자료, 2006년 가계자산조사 결과, 통계청, 2007. 3. 8자.
- 한국은행 보도자료, 2010년 12월중 금융기관 가중평균금리, 한국은행 공보 2011-1-26호, 2011년 1월 29일.

- 한국은행 보도자료, 2011년중 자금순환(잠정), 한국은행 공보 2012-3-17호, 2011년 3월 16일.
- 한국은행 보도자료, 2012년 1/4분기중 가계신용(잠정), 한국은행 공보 2012-5-22호, 2012년 5월 24일.
- 한국은행 보도자료, 2010년 4/4분기중 가계신용, 한국은행 공보 2011-02-17호, 2011년 2월 22일.
- 한국은행(2012), 금융안정보고서, 한국은행 금융안정보고서, 2012. 4.
- KB금융지주 경영연구소(2012), 가계부채 고위험군 분석, CEO Report, 2012-04호.
- Bajari, P., S. Chu, M. Park(2010), An Empirical Model of Subprime Mortgage Default from 2000 to 2007, Working paper, 2010.
- Brown, Sarah and K. Taylor(2008), Household Debt and Financial Assets: Evidence from Germany, Great Britain and the USA, Journal of Royal Statistical Society, Vol. 171, 2008, pp.615-643.
- Böheim R. and Taylor M. P.(2000), My Home Was My Castle: Evictions and Repossessions in Britain, Journal of Housing Economics, 9, 287 - 319, 2000.
- Cox, P., Whitley, J. and Brierley, P. (2002) Financial pressures in the UK household sector: evidence from the British Household Survey. Bank of England Quarterly Bulletin, 42, 410 - 419.
- Duygan-Bump, B. and Grant, C. (2009), 'Household debt repayment behaviour: what role do institutions play?', Economic Policy, Volume 24, Issue 57, pages 107 - 140.
- Hall, R. E. (1978), Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence, The Journal of Political Economy, Volume 86, Issue 6, Dec., 2978, pp. 971-987.
- Hansen, B. E.(1997), Inference in TAR Models, Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics, Vol. 2, Number 1.
- Heckman, J. J.(1981), The incidental parameters problem and the problem of initial conditions in estimating a discrete time - discrete data stochastic process. In Structural Analysis of Discrete Data and Econometric

- Applications, ed. C. F. Manski and D. L. McFadden, 114 - 178.  
Cambridge, MA: MIT Press.
- Jackson, J., Kaserman, D., (1980), Default risk on home mortgage loans: a test of competing hypotheses, *The Journal of Risk and Insurance*, Vol. 47, No. 4 (Dec., 1980), pp. 678-690.
- Juster, F. T., Smith, J. P. and Stafford, F.(1999), 'The measurement and structure of house-hold wealth', *Labour Economics*, vol. 6, pp. 253 - 76.
- Lambrecht B., Perraudin W., Satchell S. (1997), Time to default in the U K mortgage market, *Economic Modelling* 14 (1997) 485-499.
- May, O. and Tudela, M. (2005), 'When is mortgage indebtedness a financial burden to British households? A dynamic probit approach', Bank of England, Working Paper no. 277.
- Stewart, M.(2006), Maximum simulated likelihood estimation of random-effects dynamic probit models with autocorrelated errors, *The Stata Journal* (2006) 6, Number 2, pp. 256 - 272.
- Wilkins R. and Wooden M. (2009), Household Debt in Australia: The Looming Crisis that Isn't, *The Australian Economic Review*, vol. 42, no. 3, pp. 358 - 66.
- Whitley J., Windram R. and Cox P.(2004), An empirical model of household arrears, Bank of England, Working Paper no. 214.

[부록 1] 재정패널조사 부채 및 자산, 소득 항목 구성

| 대분류   | 중분류         | 세부 항목                        |
|-------|-------------|------------------------------|
| 자산    | 금융 자산       | 은행 등 금융기관 예적금                |
|       |             | 펀드 가입 금액                     |
|       |             | 채권 보유 금액                     |
|       |             | 주식 보유 금액                     |
|       |             | 저축성 보험, 연금성 보험               |
|       |             | 빌려준 돈                        |
|       |             | 주택마련저축 또는 주택마련펀드             |
|       |             | 기타 금융자산                      |
|       | 부동산 자산      | 거주 주택                        |
|       |             | 거주주택 외 보유주택                  |
|       |             | 거주주택 이외 전월세 보증금              |
|       |             | 주택이외의 건물 전세 및 월세 보증금         |
|       |             | 주택 이외 보유 부동산(임야, 전답, 토지, 상가) |
|       | 기타<br>실물 자산 | 보유 회원권                       |
|       |             | 농기계, 가축                      |
|       |             | 선박, 건설중장비                    |
|       |             | 기타 실물 자산                     |
| 부채    | 금융 부채       | 정부지원 주택자금 대출                 |
|       |             | 학자금 대출                       |
|       |             | 금융기관 주택담보 대출                 |
|       |             | 그 외 금융기관 대출                  |
|       | 임대<br>보증금   | 세입자에게 돌려주어야할 전세금, 임대보증금      |
|       | 기타 부채       | 개인으로 빌린 돈, 사채, 이미 탄 계 등      |
| 경상 소득 |             | 근로소득, 사업소득, 재산소득, 이전소득       |

자료: 재정패널조사 가구 조사표

[부록 2] 균형 패널 기초통계량

| 변수명          | Balanced(n=3460) |       |         |       |        | Unbalanced(n=9070) |       |         |       |        |
|--------------|------------------|-------|---------|-------|--------|--------------------|-------|---------|-------|--------|
|              | M                | SD    | Min     | Med   | Max    | M                  | SD    | Min     | Med   | Max    |
| 채무상태         |                  |       |         |       |        |                    |       |         |       |        |
| 채무위험(=1)     | 0.06             | 0.23  | 0       | 0     | 1      | 0.05               | 0.23  | 0       | 0     | 1      |
| 가구주 특성       |                  |       |         |       |        |                    |       |         |       |        |
| 연령           | 47.8             | 11.1  | 23      | 46    | 88     | 48.0               | 12.0  | 18      | 46    | 93     |
| 연령(29세이하)    | 0.01             | 0.10  | 0       | 0     | 1      | 0.03               | 0.16  | 0       | 0     | 1      |
| 연령(30대)      | 0.24             | 0.43  | 0       | 0     | 1      | 0.25               | 0.43  | 0       | 0     | 1      |
| 연령(40대)      | 0.36             | 0.48  | 0       | 0     | 1      | 0.33               | 0.47  | 0       | 0     | 1      |
| 연령(50대)      | 0.22             | 0.42  | 0       | 0     | 1      | 0.21               | 0.41  | 0       | 0     | 1      |
| 연령(60세이상)    | 0.16             | 0.37  | 0       | 0     | 1      | 0.19               | 0.39  | 0       | 0     | 1      |
| 성별(여성=1)     | 0.11             | 0.31  | 0       | 0     | 1      | 0.12               | 0.32  | 0       | 0     | 1      |
| 성별(남성=1)     | 0.89             | 0.31  | 0       | 1     | 1      | 0.88               | 0.32  | 0       | 1     | 1      |
| 혼인상태(미혼=1)   | 0.02             | 0.15  | 0       | 0     | 1      | 0.04               | 0.18  | 0       | 0     | 1      |
| 혼인상태(기혼=1)   | 0.98             | 0.15  | 0       | 1     | 1      | 0.96               | 0.18  | 0       | 1     | 1      |
| 최종학력(미취학=1)  | 0.02             | 0.15  | 0       | 0     | 1      | 0.03               | 0.16  | 0       | 0     | 1      |
| 최종학력(초졸=1)   | 0.07             | 0.25  | 0       | 0     | 1      | 0.08               | 0.26  | 0       | 0     | 1      |
| 최종학력(중졸=1)   | 0.11             | 0.31  | 0       | 0     | 1      | 0.10               | 0.29  | 0       | 0     | 1      |
| 최종학력(고졸=1)   | 0.38             | 0.49  | 0       | 0     | 1      | 0.37               | 0.48  | 0       | 0     | 1      |
| 최종학력(대졸=1)   | 0.38             | 0.49  | 0       | 0     | 1      | 0.39               | 0.49  | 0       | 0     | 1      |
| 최종학력(석사=1)   | 0.03             | 0.18  | 0       | 0     | 1      | 0.04               | 0.19  | 0       | 0     | 1      |
| 최종학력(박사=1)   | 0.00             | 0.07  | 0       | 0     | 1      | 0.01               | 0.09  | 0       | 0     | 1      |
| 종사상지위(임금=1)  | 0.48             | 0.50  | 0       | 0     | 1      | 0.49               | 0.50  | 0       | 0     | 1      |
| 종사상지위(일용=1)  | 0.06             | 0.24  | 0       | 0     | 1      | 0.06               | 0.24  | 0       | 0     | 1      |
| 종사상지위(자영업=1) | 0.27             | 0.44  | 0       | 0     | 1      | 0.24               | 0.43  | 0       | 0     | 1      |
| 종사상지위(사업주=1) | 0.07             | 0.25  | 0       | 0     | 1      | 0.07               | 0.25  | 0       | 0     | 1      |
| 종사상지위(무급=1)  | 0.01             | 0.10  | 0       | 0     | 1      | 0.01               | 0.09  | 0       | 0     | 1      |
| 종사상지위(무직=1)  | 0.11             | 0.31  | 0       | 0     | 1      | 0.14               | 0.34  | 0       | 0     | 1      |
| 가구 및 재무적 특성  |                  |       |         |       |        |                    |       |         |       |        |
| 가구원수         | 3.50             | 1.13  | 1       | 4     | 8      | 3.38               | 1.20  | 1       | 4     | 9      |
| 15세미만자녀수     | 0.79             | 0.94  | 0       | 0     | 3      | 0.73               | 0.92  | 0       | 0     | 4      |
| 경상소득(만원)     | 4112             | 3101  | 0       | 3600  | 48992  | 4104               | 3434  | 0       | 3468  | 91200  |
| 순자산(만원)      | 21990            | 34499 | -194000 | 12000 | 500200 | 23584              | 42080 | -194000 | 11500 | 926500 |

| 변수명           | Balanced(n=3460) |       |     |       |        | Unbalanced(n=9070) |       |     |       |        |
|---------------|------------------|-------|-----|-------|--------|--------------------|-------|-----|-------|--------|
|               | M                | SD    | Min | Med   | Max    | M                  | SD    | Min | Med   | Max    |
| 월평균소비지출(만원)   | 211              | 122   | 15  | 200   | 1600   | 206                | 132   | 5   | 180   | 1700   |
| 보유주택시가총액      | 20986            | 26863 | 0   | 13000 | 421000 | 20918              | 30843 | 0   | 11000 | 450000 |
| 주택보유(=1)      | 0.83             | 0.38  | 0   | 1     | 1      | 0.77               | 0.42  | 0   | 1     | 1      |
| 거주형태(자가=1)    | 0.73             | 0.44  | 0   | 1     | 1      | 0.66               | 0.47  | 0   | 1     | 1      |
| 거주형태(전세=1)    | 0.16             | 0.37  | 0   | 0     | 1      | 0.20               | 0.40  | 0   | 0     | 1      |
| 거주형태(보증부월세=1) | 0.07             | 0.26  | 0   | 0     | 1      | 0.09               | 0.29  | 0   | 0     | 1      |
| 거주형태(무보증월세=1) | 0.02             | 0.12  | 0   | 0     | 1      | 0.02               | 0.12  | 0   | 0     | 1      |
| 거주형태(기타=1)    | 0.03             | 0.16  | 0   | 0     | 1      | 0.03               | 0.18  | 0   | 0     | 1      |





# 공적이전소득이 사적이전소득에 미치는 영향

■ 석 상 훈\* · 김 헌 수\*\*

---

\* 전 한국고용정보원 부연구위원(현, 기획재정부 사무관)

\*\* 국민연금연구원 부연구위원





## 차 례

|                                             |     |
|---------------------------------------------|-----|
| I. 서론 .....                                 | 181 |
| II. 선행연구 검토 .....                           | 182 |
| 1. 공전소득 이전과 사적소득 이전간의 관계 .....              | 182 |
| 2. 공적이전소득의 정의와 공적소득 이전의 사적소득 이전에의 구축효과 .... | 184 |
| III. 실증분석 .....                             | 188 |
| IV. 결론 .....                                | 196 |
| V. 참고문헌 .....                               | 197 |



# 공적이전소득이 사적이전소득에 미치는 영향

석상훈 · 김현수

## 요 약

본 연구는 『재정패널』 1~4차 조사 자료를 사용하여 공적이전소득의 사적이전소득 구축효과에 대해 살펴보았다. 분석결과에 의하면, 공적이전소득의 사적이전소득 구축효과가 확인되었으며, 그 효과는 고령자 가구만을 분석하였을 경우에 더 크게 나타났다. 그리고 공적이전소득의 사적이전소득 구축효과는 기초노령연금 보다는 국민기초생활보장급여에 의해 발생하는 효과가 더 크게 나타났다. 이상의 결과는 복지 지출의 효율성을 보다 높이기 위해 공적이전지출이 수혜자나 수혜자 가구의 미치는 효과를 분석하여 이를 제도 설계 및 정비에 반영하는 것이 필요함을 보여준다.

## I. 서론

우리나라에서는 90년 말 이후 외환위기와 가족형태의 변화가 사적부양에 대한 인식의 변화로 나타났다. 예를 들면, 통계청 사회조사에 의하면, 노부모 부양책에 대한 견해를 주기적으로 관찰하였는데, “사회나 정부”가 부양책임이 있다고 답변 비율이 2002년 18.2%에서 2010년 47.4%로 증가한 것으로 나타났다 (강성호, 2011). 이러한 사회적 변화와 사회구성원의 의식 변화는 공적부양의 욕구증가로 이어지고 있으며, 통계청 자료에 의하면 국민 1인당 복지비용은 2002년 약 850천원에서 2010년 2,414천원으로 불과 8년 사이 1.84배가 증가한 것으로 나타나고 있다.

이러한 사적부양 의식의 변화와 복지성 공적이전소득이 증가로 인하여 최근 들어와 우리사회에서는 공적이전소득이 사적이전소득을 구축하고 있는지에 대한 연구가 활발하게 이루어지고 있다. 이에 대한 연장선상에서 본 연구에서도 공적이전소득이 사적이전소득에 미치는 영향에 대해 살펴보았다. 그러나 본 연구는 선행연구와 달리 이전소득 금액의 변화만이 아니라 이전소득이 총소득에서 차지하는 비

중의 변화를 함께 고려하여 분석하였다. 이를 위해 본 연구에서는 소득이전에 대한 정보가 다른 자료에 비해 다양하게 측정되어진 『재정패널』 1~4차 조사 자료를 사용하여 분석하였다. 이를 위해 2장에서는 공적이전소득과 사적이전소득간의 관계를 분석한 선행연구를 검토하고 이를 바탕으로 3장에서는 패널 토빗 모형을 통하여 공적이전소득이 사적이전소득을 구축하는지, 그리고 공적이전소득의 급여 종류에 따라 그 효과는 어떻게 나타나는지를 분석하였다. 그리고 4장에서는 분석 결과에 대한 요약·정리하였다.

## II. 선행연구 검토

### 1. 공전소득 이전과 사적소득 이전간의 관계

공전부양제도의 정책적 효과에 대한 주된 주제는 빈곤완화나 소득불평등 완화효과, 개인이나 가구소비의 변화, 개인 노동공급 행태, 그리고 공전이전소득의 사적이전소득에 대한 구축효과 여부 등 다양한 형태로 나타나고 있다(김희삼, 2008, 2010; Cox, 1987, McGarry and Schoenl, 1995).

공적소득 이전이 사적소득 이전에의 구축효과에 대한 논의에 앞서 가족부양에 대한 의미에 대해 논의한다. 이는 “공적부양”이라는 개념이 제도화되기 이전에 “사적부양”은 좁게는 가족구성원 사이 넓게는 사회구성원간의 유대감을 강화하는 중요한 수단이 되었기 때문이고, 공적부양제도는 이러한 근본정신을 제도화시킨다는 점에서 관련을 맺을 수밖에 없다.

한 예로, 국민기초생활보장제도는 소득활동이 현실적으로 매우 어렵거나 불가능하여 일상적인 생활이 어려운 계층을 대상으로 한 가장 기초적이지만 필요불가결한 사회안전망제도이다. 이 제도에 대한 적지 않은 문제를 제기하는 부분이 “수급요건” 중 “부양의무자”조건이다. “부양의무자”조건은 바로 “사적부양”의 기저를 제도에 반영한 것이라 할 수 있다.

한편, 사적부양측면에서, Becker(1974)는 가족구성원간의 소득이전<sup>1)</sup>은 가족구성

원간의 물질적 정신적 교류가 이루어지는 한 형태로 보는 데, 만약 가구주가 가족 구성원의 복지를 향상시킬 목적으로 천재지변에 대비한 보험에 가입하였다고 한다면, 보험료 기여는 가구주의 소비수준을 감소시키는데, 이러한 소비수준의 감소에 따른 효용감소는 각 가족구성원의 소비를 감소시킴으로 가구주가 느끼는 효용감소의 일부를 부담함으로써 가구주의 효용감소를 최소화할 수 있다고 보았다. 이러한 논리는 개인의 효용극대화 문제를 사회적 효용함수의 극대화 개념으로 확장시켰으며, 공적부양의 개념의 이론적 근거를 제공해 준다고 할 수 있다<sup>2)</sup>.

반면, 가족구성원간의 사적부양이 '교환적 동기'에 의해 이루어진다는 견해는 가족구성원이 다른 가족구성원에게 특정 서비스를 제공하고 이에 대한 대가를 지불하는 경제적 행위의 한 형태로 파악될 수 있다고 한다(Cox, 1987; 손병돈, 2008). 양육이나 가사 도움 등이 대표적 사례라 할 수 있다.

위와 같이 공적부양측면에서 공적소득 이전의 가장 중요한 기능인 빈곤완화와 사적부양측면에서 사적소득 이전 동기와의 관련성을 연결 지을 수 있다. 만약, 공적이전을 통해 한 가구나 가족구성원의 일부의 빈곤수준이 개선되었으나 사적소득 이전이 감소하였다면, 공적소득 이전이 '이타적 동기'에 의한 사전소득이전 행위를 대체하였다고 할 수 있다. 사적소득 이전의 또 다른 동기인 '교환적 동기' 측면에서 본다면, 공적소득 이전을 유발하는 빈곤, 장애, 고령 등의 원인에 의해 한 개인의 소득수준이 감소하고, 정상적인 생활을 위한 의존성이 높아짐에도 불구하고, 한 가족구성원 간 서비스 제공에 대한 대가를 지불하기 위한 행위로 인해 오히려 사적소득 수혜자의 소득수준을 높이는 결과를 낼 수 있다면, 공적소득 이전의 사적소득 이전에의 구축효과는 미미할 것이다(Cox, 1987).

- 
- 1) Becker(1974)는 이를 구매력(purchasing power)이전 한 형태로 보았다. 현금 및 현물이전 뿐 아니라 부모가 자녀에 대한 투자(양육)도 구매력이나 가족구성원을 위한 보험가입 등으로 포함될 수 있다.
  - 2) 이는 가구주가 자신의 소비감소를 희생한 형태이며 가족 구성원은 가구주의 소득감소를 공유한 것이므로 가족 구성원간의 '이타적 동기'에 의한 행위라고 할 수 있을 것이다.

## 2. 공적이전소득의 정의와 공적소득 이전의 사적소득 이전의 구축효과

### 가. 공적이전소득의 정의

국내연구를 중심으로 볼 때, 공적소득 이전이 사적소득 이전을 구축한다는 실증 분석 결과와 그 상반된 결과를 보이는 것은 연구자들의 연구목적, 분석자료, 분석방법에 의해 결정된다고 할 수 있다.

분석방법측면에서 실증분석 결과에 영향을 줄 수 있는 요소 중에 하나는 추정변수의 정의일 것이다. 예를 들면, 전승훈·박승준(2011)은 ‘공적이전소득’의 정의를 세 가지로 구분한다. 손병돈(2008)은 한국복지패널 1~2차 자료를 통해 공적이전소득을 자료가 제공하는 모든 공적소득이전액을 포함하는 것으로 정의하고 연구자의 분석목적에 따라 공적이전소득의 구성항목을 달리하여 구분하였다. 김희삼(2010)도 재정패널 1~2차 자료를 이용하여 분석목적에 따라 공적이전소득의 구성항목을 다양화하였다(<표 1> 참조).

위 연구자들의 ‘공적이전소득’정의를 보면, 변수를 구성하는 방식에 차이가 있는 것을 알 수 있다. 전승훈·박승준(2011)은 ‘공적연금’을 공통으로 포함하여 구성항목을 추가하는 방식으로 정의하였다. 이들이 구분한 ‘공적이전소득’의 이유는 분명치 않으나, 사회보험급여와 공공부조 급여가 혼합된 형태를 지니고 있어, 공적부양 제도의 성격을 간과한 면이 있다. 반면, 김희삼(2010)은 공적이전소득의 수혜계층과 급여의 성격에 따라 정의하지만, 정확한 구성항목을 알 수 없다는 점과 ‘유가환급여’의 역할을 강조한 것은 분석결과에 의존한 해석으로 이론적 또는 가설 등 사전적 분석에 의한 해석이 아닌 부분이 있다<sup>3)</sup>. 마지막으로 손병돈(2008)은 모든 공적이전 소득원을 ‘공적이전소득’으로 정의한 변수와 사회보장성 급여 비교적 분석목적상 ‘공적이전소득’의 ‘사적이전소득’에의 관련성을 분석하기 위한 목적이 분명해 보인다. 즉, 사회보장성 급여를 분리하여 봄으로써 공적부양 제도의 성격을 분리하여 분석하려는 시도를 하였다. 그렇지만, 기초노령연금이 공적연금에 포

3) 그러나 김희삼(2010)은 결론에서 공적부양제도의 의도하지 않는 수혜자들의 행태분석에 대한 그의 견해를 분명히 전달하고 있다는 점에서 ‘공적이전소득’의 목적의 의도를 짐작할 수 있다.

함되었는지 알 수 없으나 공적연금과 기초노령연금의 성격과 지원대상이 구분되는 만큼, 그의 구분도 공적부양제도의 성격 및 목적과 반드시 일치한다고 할 수 없다.

따라서 본 연구는 공적소득이전 제도의 성격에 따라 ‘공적이전소득’을 정의하여 분석한다. 즉, 공적부양제도를 각각 분류하여 “사적이전소득”과의 관련성을 분석한다. 먼저, ‘국민기초생활보장급여’와 사적소득 이전과의 관련성을 분석한다. 만약 구축효과가 발생하지 않고, 수혜자의 소득증가나 빈곤의 감소가 이루어 졌다면, 절대빈곤 해소라는 정책적 효과가 분명해 지는 것이면, 재정이 효율성이 증가하였다고 평가할 수 있을 것이다. 반면, 구축효과가 존재한다면, 김희삼(2010)이 지적했듯이 의도치 않는 관련 대상자들의 행태변화는 정책적 목적을 달성하는데 저해요인이 될 뿐만 아니라 재정의 효율성을 악화시키는 역할을 하기 때문에 그 제도에 대한 정책기저를 제고할 필요가 있음을 지적할 수 있을 것이다. 다만, 성명재·박기백(2009)이 지적했듯이 구축효과의 존재는 부양의무자내지 가족구성원의 사적이전지출 부담을 완화해 주는 의미가 있으므로, 한 사회가 지니는 사적이전소득의 총부담은 구축효과만큼 감소하는 역할을 한다. 만약 공공부조를 위한 조세부담은 구축효과 범위에서 이루어진다는 점과 공공부조 정책은 제도의 수혜대상자 세금을 부담하는 계층이 다를 수 있다는 점에서 구축효과의 존재는 일정 부분 소득재분배 효과도 지닌다고 할 수 있다. 마찬가지로 ‘기초노령연금’에 대해서도 유사한 해석이 가능할 것이다. 예를 들어, 기초노령연금의 사적이전소득에의 구축효과를 분석한다는 것은 가족구성원이 ‘이타적 동기’에 의한 사적이전을 구축할 가능성이 있다. 한편, 가족구성원 중 고령자는 손·자녀 돌봄이라든가 가족 간의 유대감을 강화하는 데 도움을 주고 다른 가족구성원이 사회서비스 제공자에게 대가를 지불한다면 구축효과를 발생하지 않을 수 있기 때문이다. 만약, ‘기초노령연금’이 사적소득 이전을 감소시킨다면, 노인빈곤의 사각지대 해소를 목적으로 한 정책의 본래 목적달성을 위한 재정지출의 비효율성을 지적할 수 있을 것이다<sup>4)</sup>.

4) 한편, 공적부양 제도에 대한 재정의 비효율성을 구축효과의 유무로 판단하는 것은 한계가 (이미 본문에서도 지적하였듯이) 있다. 이는 선별적 복지제도와 보편적 복지제도를 단지 재정의 효율성을 가지고 판단하기에는 무리가 있다는 논리와 유사하다고 할 수 있다. 현재 ‘기초노령연금’제도에 대한 논란이 적지 않다. 수급대상과 급여액을 확대해야 한다는 논리(보편적 기초연금제도로의 전환)와 선별적으로 수혜대상을 축소하는 대신 급여를 실질적으로 보전해야 한다는 논리가 각자의 정당성을 가지고 있기 때문이다. 아울러, ‘사적이전소득소득’의



결국, 공적이전소득 수혜 대상자의 계층화가 가능하고 이들 계층의 공적소득 이전과 사적소득 이전간의 구축효과를 보는 것은 앞서 언급한 부분을 보다 명확히 측정하고 그 수준을 가늠할 필요가 있다고 할 수 있으며, 각 제도의 정책적 효과를 판단하는 데 유용하다 하겠다.

<표 1> 공적이전소득의 정의 (예시)

| 저자                 | 구분                | 공적이전소득의 구성                                       |
|--------------------|-------------------|--------------------------------------------------|
| 전승훈, 박승준<br>(2011) | 공적연금              | 공적연금+기초노령연금                                      |
|                    | 공적이전소득1           | 공적연금+기초노령연금+사회수혜금                                |
|                    | 공적이전소득2           | 공적연금+기초노령연금+사회수혜금+사회적 현물이전                       |
| 손병돈(2005)          | 공적이전소득            | 분석자료가 제공하는 모든 공적이전소득                             |
|                    | 사회보험소득            | 공적연금+실업급여+산재보험의 소득보장형 급여                         |
|                    | 공공부조              | 공적이전소득-사회보험소득+공공부조가 아닌 보편적 급여(노인교통비)             |
| 김희삼(2010)1)        | 국민기초생활급여          | 좌동                                               |
|                    | 고령층 대상<br>공적이전 소득 | 공적연금+기초노령연금 등                                    |
|                    | 기타 공적이전<br>소득     | 장애연금+근로장려세제+공적이전소득-사회보험소득+공공부조가 아닌 보편적 급여(노인교통비) |
|                    | 유가환급금             | 좌동                                               |

주: 1) 저자는 구체적인 공적이전소득의 구성항목을 제시하지 않아 분석자료가 제공하는 구성항목을 근거로 하였음.

## 나. 공적소득 이전의 사적소득 이전의 구축효과

국내외 연구들을 살펴볼 때, 구축효과에 존재에 대한 일관된 결론에 도달한 것은 아니지만, 대체로 구축효과가 존재한다고 결론짓고 있다. 먼저 구축효과가 존재한다는 연구결과를 중심으로 살펴보면, 손병돈(2008)은 공적이전소득이 증가할수

---

감소가 관찰되는 이유 중에는 수혜자의 '도덕적 해이'문제도 한 원인이 될 수 있다. 수혜 대상자는 수혜자가 되기 위해 '사적이전소득'을 축소하거나 없다고 보고할 가능성이 높기 때문이다. '도덕적 해이'가 주는 결과를 계량적으로 측정하기 어려운 점이 있으나, 기초노령연금 및 국민기초생활보장 급여를 부정수급하는 사례가 존재하는 것도 사실이다.

록 사적이전소득이 감소하는 결과를 보였으며, 사회보험소득의 경우 그 효과가 불분명하다고 보았다. 그렇지만 공공부조의 경우는 명확하게 구축효과가 존재한다고 주장한다. ‘사회보험소득’을 구성하고 있는 공적연금, 실업급여, 그리고 산재보험은 소득활동기나 그 이후에 닥쳐 올 여러 위험에 대비해 보험료를 기여하고 위험이 실현될 때 보상받는 것이므로 사적소득 이전의 ‘이타적 동기’와는 구별될 수 있기 때문일 것이다.

McGarry and Schoeni(1995)는 Health Retirement Survey(HRS) 자료를 이용하여 사적이전소득의 ‘이타적 동기’에 대한 실증분석을 하였다. 고령자에 대한 금전적 이전은 수혜자의 소득을 감소시키는 방향으로 작용한다고 주장한다. 이는 공적소득 이전이 사전소득 이전을 대체할 개연성을 보여 준다고 하겠다.

김희삼(2008, 2010)은 1980년과 2003년 고령자의 소득구성비를 비교하였는데, 1980년에는 사적이전소득이 고령자 전체소득의 75.6%를 차지하였으나 2003년에는 31.4%로 20년이 넘는 기간을 통해 그 비중이 절반이하로 떨어졌으며, 공적이전소득은 각각 2.0%에서 15.0%로 늘어난 것으로 나타났다. 구축효과의 가능성을 제시하였다. 또한 Heckman의 self-selection bias를 조정한 Generalized Tobit 모형을 이용하여 공적연금소득과 사회보험수급액이 사전이전소득과 음의 상관관계를 보여 주었다.

한편, 재정패널을 이용한 분석에서는 공적이전소득 1만원당 사적이전소득이 1천 원 감소하나, 기초노령연금 등 고령층대상 공적이전소득은 5천의 사적이전소득을 줄이는 것으로 나타나 상당한 구축효과가 발생하는 것으로 나타났다.

강성호(2011)는 통계청 ‘(도시)가계조사’의 장기시계열 자료(1982~2008)를 이용하여 구축효과를 측정하였는데, 공적이전소득 1%p 증가하면 사전이전소득이 -0.896%p 감소한다고 보았다.

성명재·박기백(2009)은 재정패널을 이용한 분석에서 사적이전소득과 공적이전소득 간에는 -0.0281의 역의 상관관계가 존재함을 보이면서 구축효과 존재 가능성을 언급하였으며, 이어서 tobit분석을 통해 공적이전소득이 사전이전소득을 감소시키나<sup>5)</sup>, 통계적으로는 유의미하지 않았다. 그러나 사적이전소득액에 자연대부를 취한 경우, 계수값이 -1.31에 유의미한 결과를 보여, 구축효과가 존재함을 밝혔다.

---

5) 계수값은 -13.36이었음.

반면, 공적소득 이전이 사적소득 이전을 구축하지 않거나 그 효과가 미미하다는 연구결과들은 사전소득 이전의 ‘교환적 동기’에 이루어진다는 가설을 뒷받침하고 있다.

Cox and Jakubson(1995)은 미국의 ADFC<sup>6)</sup>와 OASDI(Old-Age, Survivors and Disability Insurance)가 사전이전소득에 양의 방향으로 영향을 미치는 결과를 보여주었다.

Schoeni(1996)도 OASDI가 사적이전소득을 구축하지 않았다는 결과를 보여 주는데, 손병돈(1995)은 위 두 연구가 횡단면 자료를 이용한 결과로써 패널분석의 필요성을 제시하였다.

국내연구 결과들을 살펴보면, 진재문(1999)은 만 55세 이상 서울특별시 거주자 500명을 대상으로 한 실태조사 결과를 토대로 공적소득 이전이 사적소득 이전에의 구축효과가 불분명하다고 주장한다(김희삼, 2010).

전승훈·박승준(2011)은 기존연구에 비해 다른 접근을 통해 두 변수간의 관련성을 분석한다. 1990년부터 2010년까지의 통계청 ‘가계동향조사’를 이용하여 시계열 분석과 패널분석을 하였다. 시계열분석에서는 벡터오차수정모형을 이용한 결과, 공적이전소득이 사적이전소득을 감소시키는 것이 통계적으로 유의미하지 않았다. 아울러 패널분석에서는 분석초기에 공적이전소득과 사적이전소득간의 음의 관계를 보이다가 분석기간 후반기에는 그 효과가 약화된다고 보았다.

### III. 실증분석

본 연구에서는 최근 선행연구에서 밝히고 있는 공적이전소득의 사적이전소득 구축효과가 가구별 특성을 통제한 상태에서도 발생하고 있는지를 살펴보았다. 이를 위하여 본 연구에서는 이전소득에 대한 정보를 다양하게 측정하고 있는 『재정패널』 1~4차 자료(소득정보: 2007년~2010년)를 사용하였다. 분석에서 사용된 표본의

---

6) “Aid to Families with Dependent Children (ADFC)”는 1996년 클린턴행정부 때, 수혜자의 근로의욕을 고취시키기 위해서 “Temporary Assistance for Needy Families (TANF)”로 대체되었다.

특성은 <표 2>와 같다.

본 연구에서는 그 동안 선행연구에서 분석하였던 이전소득의 금액의 변화뿐만 아니라 이전소득이 총소득에서 차지하는 비중의 변화를 살펴보기 위하여 종속변수로 로그 사적이전소득액과 가구 총소득에서 사적이전소득이 차지하는 비중을 도입하였다. 실제 분석에서는 로그 사적이전소득액과 사적이전소득 비중은 “0”의 값을 많이 가지고 있기 때문에 이를 분석하기 위하여 임의효과 토빗(Random-effects tobit) 모형을 사용하였다. 그리고 가구주가 지니고 있는 지능이나 능력부족 또는 낮은 동기수준과 같은 요인에 의해 영향을 받을 수 있기 때문에 이를 통제하기 위해 가구주의 학력수준, 연령, 연령의 제곱 그리고 성별 등의 변수가 도입하였다. 또한 각 모형이 배우자 존재여부에 따라 그리고 로그 총자산에 따라 영향을 받을 수 있기 때문에 이를 통제하기 위해 도입하였다. 그리고 본 연구에서 핵심적으로 살펴보고자 하는 공적이전소득의 효과를 구체적으로 살펴보기 위하여, 공적이전소득을 국민기초생활보장 급여와 기초노령연금 급여로 구분하였으며 이를 다시 수급여부와 수급액으로 구분하였다. 마지막으로, 공적이전소득의 주된 수혜계층인 고령자 가구에 대한 효과를 살펴보기 위하여 65세 이상의 고령자 가구 여부와 결합한 변수를 도입하였다.

<표 2> 분석자료의 기초통계

| 구분                |         | Mean  | Std. Dev. | Min    | Max    | Observations |        |
|-------------------|---------|-------|-----------|--------|--------|--------------|--------|
| 로그 사적이전소득         | overall | 1.340 | 2.372     | 0.000  | 10.309 | N            | 19,831 |
|                   | between |       | 1.951     | 0.000  | 8.499  | n            | 5,877  |
|                   | within  |       | 1.339     | -4.500 | 8.212  | T-bar        | 3,374  |
| 사적이전소득 비중         | overall | 0.084 | 0.222     | 0.000  | 1.000  | N            | 19,510 |
|                   | between |       | 0.198     | 0.000  | 1.000  | n            | 5,787  |
|                   | within  |       | 0.106     | -0.666 | 0.834  | T-bar        | 3,371  |
| 공적이전 수급여부         | overall | 0.137 | 0.344     | 0.000  | 1.000  | N            | 23,511 |
|                   | between |       | 0.285     | 0.000  | 1.000  | n            | 5,878  |
|                   | within  |       | 0.192     | -0.613 | 0.887  | T-bar        | 4,000  |
| 기초생보급여 수급여부       | overall | 0.039 | 0.192     | 0.000  | 1.000  | N            | 23,511 |
|                   | between |       | 0.173     | 0.000  | 1.000  | n            | 5,878  |
|                   | within  |       | 0.084     | -0.711 | 0.789  | T-bar        | 4,000  |
| 기초노령연금 수급여부       | overall | 0.115 | 0.319     | 0.000  | 1.000  | N            | 23,511 |
|                   | between |       | 0.255     | 0.000  | 1.000  | n            | 5,878  |
|                   | within  |       | 0.193     | -0.635 | 0.865  | T-bar        | 4,000  |
| 공적이전 수급*고령자 가구    | overall | 0.069 | 0.254     | 0.000  | 1.000  | N            | 23,511 |
|                   | between |       | 0.212     | 0.000  | 1.000  | n            | 5,878  |
|                   | within  |       | 0.139     | -0.681 | 0.819  | T-bar        | 4,000  |
| 기초생보급여 수급*고령자 가구  | overall | 0.016 | 0.125     | 0.000  | 1.000  | N            | 23,511 |
|                   | between |       | 0.111     | 0.000  | 1.000  | n            | 5,878  |
|                   | within  |       | 0.056     | -0.734 | 0.766  | T-bar        | 4,000  |
| 기초노령연금 수급*고령자 가구  | overall | 0.064 | 0.245     | 0.000  | 1.000  | N            | 23,511 |
|                   | between |       | 0.199     | 0.000  | 1.000  | n            | 5,878  |
|                   | within  |       | 0.143     | -0.686 | 0.814  | T-bar        | 4,000  |
| 로그 공적이전 급여        | overall | 0.831 | 1.904     | 0.000  | 7.621  | N            | 19,658 |
|                   | between |       | 1.605     | 0.000  | 7.139  | n            | 5,800  |
|                   | within  |       | 0.963     | -4.142 | 6.547  | T-bar        | 3,389  |
| 로그 기초생보 급여        | overall | 0.269 | 1.232     | 0.000  | 7.398  | N            | 19,658 |
|                   | between |       | 1.133     | 0.000  | 7.139  | n            | 5,800  |
|                   | within  |       | 0.440     | -4.781 | 5.508  | T-bar        | 3,389  |
| 로그 기초노령연금         | overall | 0.645 | 1.629     | 0.000  | 7.621  | N            | 19,836 |
|                   | between |       | 1.269     | 0.000  | 5.201  | n            | 5,877  |
|                   | within  |       | 0.956     | -3.563 | 6.360  | T-bar        | 3,375  |
| 로그 공적이전 급여*고령자 가구 | overall | 0.417 | 1.401     | 0.000  | 7.326  | N            | 19,658 |
|                   | between |       | 1.176     | 0.000  | 6.657  | n            | 5,800  |
|                   | within  |       | 0.699     | -4.284 | 5.912  | T-bar        | 3,389  |
| 로그 기초생보 급여*고령자 가구 | overall | 0.108 | 0.783     | 0.000  | 6.879  | N            | 19,658 |
|                   | between |       | 0.720     | 0.000  | 6.419  | n            | 5,800  |
|                   | within  |       | 0.290     | -4.455 | 5.258  | T-bar        | 3,389  |
| 로그 기초노령연금*고령자 가구  | overall | 0.361 | 1.263     | 0.000  | 7.326  | N            | 19,836 |
|                   | between |       | 0.993     | 0.000  | 5.201  | n            | 5,877  |
|                   | within  |       | 0.717     | -3.777 | 5.856  | T-bar        | 3,375  |

자료: 재정패널 1~4차 자료

<표 2> 분석자료의 기초통계(계속)

| 구분                 |         | Mean   | Std. Dev. | Min     | Max    | Observations |        |
|--------------------|---------|--------|-----------|---------|--------|--------------|--------|
| 가구원 수              | overall | 3.019  | 1.300     | 1.000   | 9.000  | N            | 19,660 |
|                    | between |        | 1.265     | 1.000   | 8.250  | n            | 5,800  |
|                    | within  |        | 0.324     | 0.019   | 6.019  | T-bar        | 3.390  |
| 취업자 수              | overall | 1.166  | 0.729     | 0.000   | 5.000  | N            | 19,714 |
|                    | between |        | 0.642     | 0.000   | 4.250  | n            | 5,802  |
|                    | within  |        | 0.344     | -0.834  | 3.416  | T-bar        | 3.398  |
| 가구주 연령             | overall | 50.650 | 14.336    | 16.000  | 97.000 | N            | 19,660 |
|                    | between |        | 14.290    | 18.000  | 97.000 | n            | 5,800  |
|                    | within  |        | 2.376     | 1.150   | 91.650 | T-bar        | 3.390  |
| 가구주<br>연령 제곱/100   | overall | 27.709 | 15.464    | 2.560   | 94.090 | N            | 19,660 |
|                    | between |        | 15.274    | 3.240   | 94.090 | n            | 5,800  |
|                    | within  |        | 2.480     | -20.806 | 69.794 | T-bar        | 3.390  |
| 가구주<br>성(1=남성)     | overall | 0.815  | 0.388     | 0.000   | 1.000  | N            | 19,660 |
|                    | between |        | 0.378     | 0.000   | 1.000  | n            | 5,800  |
|                    | within  |        | 0.096     | 0.065   | 1.565  | T-bar        | 3.390  |
| 가구주<br>학력(1=고졸 이상) | overall | 0.766  | 0.423     | 0.000   | 1.000  | N            | 23,511 |
|                    | between |        | 0.393     | 0.000   | 1.000  | n            | 5,878  |
|                    | within  |        | 0.158     | 0.016   | 1.516  | T-bar        | 4.000  |
| 배우자 유무<br>(1=있음)   | overall | 0.750  | 0.433     | 0.000   | 1.000  | N            | 19,836 |
|                    | between |        | 0.427     | 0.000   | 1.000  | n            | 5,877  |
|                    | within  |        | 0.111     | 0.000   | 1.500  | T-bar        | 3.375  |
| 로그 총자산             | overall | 8.415  | 2.717     | 0.000   | 13.764 | N            | 19,299 |
|                    | between |        | 2.390     | 0.000   | 13.228 | n            | 5,849  |
|                    | within  |        | 1.721     | -0.334  | 15.056 | T-bar        | 3.300  |
| 2007년(1차 조사)       | overall | 0.250  | 0.433     | 0.000   | 1.000  | N            | 23,511 |
|                    | between |        | 0.003     | 0.000   | 0.250  | n            | 5,878  |
|                    | within  |        | 0.433     | 0.000   | 1.000  | T-bar        | 4.000  |
| 2008년(2차 조사)       | overall | 0.250  | 0.433     | 0.000   | 1.000  | N            | 23,511 |
|                    | between |        | 0.001     | 0.250   | 0.333  | n            | 5,878  |
|                    | within  |        | 0.433     | -0.083  | 1.000  | T-bar        | 4.000  |
| 2009년(3차 조사)       | overall | 0.250  | 0.433     | 0.000   | 1.000  | N            | 23,511 |
|                    | between |        | 0.001     | 0.250   | 0.333  | n            | 5,878  |
|                    | within  |        | 0.433     | -0.083  | 1.000  | T-bar        | 4.000  |
| 2010년(4차 조사)       | overall | 0.250  | 0.433     | 0.000   | 1.000  | N            | 23,511 |
|                    | between |        | 0.001     | 0.250   | 0.333  | n            | 5,878  |
|                    | within  |        | 0.433     | -0.083  | 1.000  | T-bar        | 4.000  |

자료: 재정패널 1~4차 자료

먼저, 패널 토빗 분석을 통하여 가구별 특성을 통제한 상태에서 공적이전소득의 수급여부가 사적이전소득과 사적이전소득이 총소득에서 차지하는 비중에 미치는 영향에 대한 분석결과는 <표 3>에 제시되어 있으며, 이를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 전체 가구를 대상으로 분석한 결과에 따르면, 공적이전소득이 사적이전소득을 구축한다는 최근의 연구결과와는 달리 공적이전소득을 받는 경우에는 통계적으로 유의하게 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 그러나 통계적으로 유의하지는 않지만 사적이전소득이 차지하는 비중은 음(-)의 값으로 나타났다. 이는 공적이전소득이 사적이전소득을 감소시키는 것은 아니지만 사적이전소득의 변화폭이 공적이전소득의 변화폭 보다는 작게 나타나 사적이전소득이 차지하는 비중은 감소할 수 있다는 사실을 보여준다.

둘째, 공적이전소득을 국민기초생활보장 급여와 기초노령연금으로 구분하여 살펴보면, 국민기초생활보장 급여를 수급 받고 있는 경우에는 사적이전소득의 금액과 비중에 대해 모두 통계적으로 유의하게 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 그러나 김희삼(2010)의 연구와는 달리 기초노령연금을 수급 받고 있는 경우에는 사적이전소득의 금액과 비중에 대해 모두 통계적으로 유의하게 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이는 기초노령연금사업의 시행 전후를 분석한 김희삼(2010)의 연구 보다 분석기간이 연장될 경우에는 기초노령연금이 사적이전소득을 구축하지 않는다는 사실을 보여준다.

셋째, 고령자 가구만을 대상으로 분석을 하게 되면, 공적이전소득의 수급여부와 고령자 가구 여부의 교호항의 계수는 사적이전소득의 금액과 비중에 대해 모두 통계적으로 유의한 음(-)으로 나타났다. 그리고 공적이전소득을 국민기초생활보장 급여와 기초노령연금으로 구분할 경우에도 각각의 공적이전소득 수급여부와 고령자 가구 여부의 교호항의 계수는 사적이전소득의 금액과 비중에 대해 모두 통계적으로 유의한 음(-)으로 나타났다. 이는 공적이전소득의 사적이전소득 구축효과가 고령자 가구에서 크게 나타나고 있다는 사실을 보여준다. 특히, 이러한 효과는 기초노령연금 보다는 국민기초생활보장 급여를 수급 받고 있는 고령자 가구에서 더 크게 나타나고 있다. 이는 국민기초생활보장제도 자체가 사적이전소득을 감소시키는 유인을 제공하는 측면도 있다. 즉, 국민기초생활보장제도에서 대상자를 선정하기 위한 소득인정액을 산정하는데 있어 사적이전소득을 포함하고 있는 것과 무관하지 않을 것이다.

<표 3> 공적이전소득 수급 여부와 사적이전소득의 변화  
(Random-effects tobit regression)

| 구분               | 로그 사적이전소득   |        |             |        | 사적이전소득 비중  |        |            |        |
|------------------|-------------|--------|-------------|--------|------------|--------|------------|--------|
|                  | Coef.       | P>z    | Coef.       | P>z    | Coef.      | P>z    | Coef.      | P>z    |
| 공적이전 수급          | 0.750       | <0.001 |             |        | -0.006     | 0.680  |            |        |
| 기초생보급여 수급        |             |        | -2.092      | <0.001 |            |        | -0.228     | <0.001 |
| 기초노령연금 수급        |             |        | 1.257       | <0.001 |            |        | 0.039      | 0.015  |
| 공적이전 수급*고령자 가구   | -1.199      | <0.001 |             |        | -0.072     | <0.001 |            |        |
| 기초생보급여 수급*고령자 가구 |             |        | -2.392      | <0.001 |            |        | -0.259     | <0.001 |
| 기초노령연금 수급*고령자 가구 |             |        | -1.372      | <0.001 |            |        | -0.077     | <0.001 |
| 가구원수             | -0.622      | <0.001 | -0.603      | <0.001 | -0.045     | <0.001 | -0.043     | <0.001 |
| 취업자수             | -1.510      | <0.001 | -1.624      | <0.001 | -0.193     | <0.001 | -0.204     | <0.001 |
| 가구주 연령           | -0.243      | <0.001 | -0.230      | <0.001 | -0.025     | <0.001 | -0.023     | <0.001 |
| 가구주 연령 제곱/100    | 0.337       | <0.001 | 0.326       | <0.001 | 0.032      | <0.001 | 0.031      | <0.001 |
| 성(1=남성)          | -1.525      | <0.001 | -1.586      | <0.001 | -0.133     | <0.001 | -0.138     | <0.001 |
| 학력(1=고졸 이상)      | -1.340      | <0.001 | -1.342      | <0.001 | -0.101     | <0.001 | -0.101     | <0.001 |
| 배우자 유무(1=있음)     | 1.322       | <0.001 | 1.152       | <0.001 | 0.071      | <0.001 | 0.053      | 0.002  |
| 로그 자산            | -0.023      | 0.321  | -0.052      | 0.029  | -0.005     | 0.004  | -0.007     | <0.001 |
| 2007년            | -2.036      | <0.001 | -1.984      | <0.001 | -0.102     | <0.001 | -0.095     | <0.001 |
| 2008년            | 0.613       | <0.001 | 0.632       | <0.001 | 0.042      | <0.001 | 0.045      | <0.001 |
| 2009년            | 0.309       | 0.007  | 0.313       | 0.006  | 0.019      | 0.022  | 0.020      | 0.015  |
| 상수               | 4.284       | <0.001 | 4.578       | <0.001 | 0.592      | <0.001 | 0.621      | <0.001 |
| /sigma_u         | 4.431       | <0.001 | 4.253       | <0.001 | 0.326      | <0.001 | 0.303      | <0.001 |
| /sigma_e         | 3.738       | <0.001 | 3.746       | <0.001 | 0.257      | <0.001 | 0.257      | <0.001 |
| rho              | 0.584       |        | 0.563       |        | 0.616      |        | 0.583      |        |
| Number of obs    | 19,118      |        | 19,118      |        | 18,978     |        | 18,978     |        |
| Number of groups | 5,771       |        | 5,771       |        | 5,759      |        | 5,759      |        |
| Wald chi2(15)    | 2,286.670   |        | 2,453.380   |        | 3,204.660  |        | 3,631.700  |        |
| Prob > chi2      | <0.001      |        | <0.001      |        | <0.001     |        | <0.001     |        |
| Log likelihood   | -19,676.438 |        | -19,608.362 |        | -5,819.907 |        | -5,680.325 |        |
| left-censored    | 14,152      |        | 14,152      |        | 14,012     |        | 14,012     |        |
| uncensored       | 4,966       |        | 4,966       |        | 4,966      |        | 4,966      |        |

주: 1) 사적이전소득, 총자산(부동산 자산+금융 자산+기타 자산)은 로그 변화를 적용함  
 2) 기초노령연금은 1차 조사는 경로연금, 2차 조사는 기초노령연금+경로연금, 3~4차 조사는 기초노령연금으로 정의함.  
 3) 고령자 가구는 65세 이상 독거 노인가구이거나 65세 이상인 가구주과 그 배우자만으로 구성된 경우임.

자료: 재정패널 1~4차 자료



다음으로, 실제로 수혜를 받고 있는 공적이전소득 수급액이 사적이전소득에 미치는 영향에 대한 분석결과는 <표 4>에 제시되어 있으며, 이를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 전체 가구를 대상으로 분석한 결과에 따르면, 사적이전소득의 금액에 대해 공적이전소득의 수급액은 통계적으로 유의하게 양(+)의 값을 가지는 반면에, 사적이전소득의 비중에 대해서는 통계적으로 유의하게 음(-)의 값을 가지는 나타났다. 이는 앞서 살펴본 바와 같이 공적이전소득의 급여액과 사적이전소득의 금액은 같은 방향으로 변화하지만 소득의 변화폭에 있어서는 사적이전소득이 공적이전소득 보다는 작아 공적이전소득이 사적이전소득을 구축한다는 사실을 보여준다.

둘째, 전체 가구에 있어 공적이전소득의 급여액을 국민기초생활보장 급여와 기초노령연금으로 나누어 살펴보면, 국민기초생활보장 급여액은 사적이전소득의 금액과 비중에 대해 모두 통계적으로 유의하게 음(-)의 값을 갖는 반면에, 기초노령연금 수급액은 사적이전소득의 금액과 비중에 대해 모두 통계적으로 유의하게 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났다.

셋째, 고령자 가구만을 대상으로 분석을 하게 되면, 공적이전소득의 수급액과 고령자 가구 여부의 교호항의 계수는 사적이전소득의 금액과 비중에 대해 모두 통계적으로 유의한 음(-)으로 나타났다. 그리고 공적이전소득의 금액을 국민기초생활보장 급여와 기초노령연금으로 구분할 경우에도 각각의 공적이전소득 수급액과 고령자 가구 여부의 교호항의 계수는 사적이전소득의 금액과 비중에 대해 모두 통계적으로 유의한 음(-)으로 나타났다. 이는 앞서 살펴본 바와 같이 공적이전소득의 사적이전소득 구축효과는 고령자 가구에서 크게 나타나고 있으며, 이러한 효과는 기초노령연금 보다는 국민기초생활보장 급여를 수급 받고 있는 고령자 가구에서 더 크다는 사실을 보여준다.

<표 4> 공적이전소득 수급액과 사적이전소득의 변화  
(Random-effects tobit regression)

| 구분                   | 로그 사적이전소득   |        |             |        | 사적이전소득 비중  |        |            |        |
|----------------------|-------------|--------|-------------|--------|------------|--------|------------|--------|
|                      | Coef.       | P>z    | Coef.       | P>z    | Coef.      | Coef.  | P>z        | P>z    |
| 로그 공적이전 수급액          | 0.102       | 0.014  |             |        | -0.006     | 0.045  |            |        |
| 로그 기초생보급여 수급액        |             |        | -0.365      | <0.001 |            |        | -0.041     | <0.001 |
| 로그 기초노령연금 수급액        |             |        | 0.260       | <0.001 |            |        | 0.007      | 0.037  |
| 로그 공적이전수급액*고령자 가구    | -0.253      | <0.001 |             |        | -0.016     | <0.001 |            |        |
| 로그 기초생보급여 수급액*고령자 가구 |             |        | -0.457      | <0.001 |            |        | -0.048     | <0.001 |
| 로그 기초노령연금 수급액*고령자 가구 |             |        | -0.286      | <0.001 |            |        | -0.016     | <0.001 |
| 가구원수                 | -0.611      | <0.001 | -0.598      | <0.001 | -0.044     | <0.001 | -0.042     | <0.001 |
| 취업자수                 | -1.521      | <0.001 | -1.631      | <0.001 | -0.194     | <0.001 | -0.205     | <0.001 |
| 가구주 연령               | -0.254      | <0.001 | -0.231      | <0.001 | -0.026     | <0.001 | -0.024     | <0.001 |
| 가구주 연령 제곱/100        | 0.350       | <0.001 | 0.327       | <0.001 | 0.033      | <0.001 | 0.031      | <0.001 |
| 성(1=남성)              | -1.521      | <0.001 | -1.586      | <0.001 | -0.133     | <0.001 | -0.138     | <0.001 |
| 학력(1=고졸 이상)          | -1.359      | <0.001 | -1.340      | <0.001 | -0.103     | <0.001 | -0.101     | <0.001 |
| 배우자 유무(1=있음)         | 1.288       | <0.001 | 1.136       | <0.001 | 0.067      | <0.001 | 0.051      | 0.003  |
| 로그 자산                | -0.025      | 0.291  | -0.054      | 0.023  | -0.005     | 0.003  | -0.007     | <0.001 |
| 2007년                | -2.110      | <0.001 | -1.988      | <0.001 | -0.110     | <0.001 | -0.097     | <0.001 |
| 2008년                | 0.595       | <0.001 | 0.634       | <0.001 | 0.039      | <0.001 | 0.044      | <0.001 |
| 2009년                | 0.311       | 0.007  | 0.317       | <0.001 | 0.019      | 0.023  | 0.020      | 0.014  |
| 상수                   | 4.571       | <0.001 | 4.635       | <0.001 | 0.624      | <0.001 | 0.631      | <0.001 |
| /sigma_u             | 4.434       | <0.001 | 4.244       | <0.001 | 0.325      | <0.001 | 0.303      | <0.001 |
| /sigma_e             | 3.736       | <0.001 | 3.746       | <0.001 | 0.257      | <0.001 | 0.256      | <0.001 |
| rho                  | 0.585       |        | 0.562       |        | 0.615      |        | 0.582      |        |
| Number of obs        | 19,116      |        | 19,116      |        | 18,977     |        | 18,977     |        |
| Number of groups     | 5,771       |        | 5,771       |        | 5,759      |        | 5,759      |        |
| Wald chi2(15)        | 2,285.720   |        | 2,462.700   |        | 3,238.430  |        | 3,654.010  |        |
| Prob > chi2          | <0.001      |        | <0.001      |        | <0.001     |        | <0.001     |        |
| Log likelihood       | -19,674.286 |        | -19,603.447 |        | -5,804.973 |        | -5,670.686 |        |
| left-censored        | 14,150      |        | 14,150      |        | 14,011.000 |        | 14,011     |        |
| uncensored           | 4,966       |        | 4,966       |        | 4,966      |        | 4,966      |        |

주: 1) 사적이전소득, 공적이전소득, 총자산(부동산 자산+금융 자산+기타 자산)은 로그 변화를 적용함  
 2) 기초노령연금은 1차 조사는 경로연금, 2차 조사는 기초노령연금+경로연금, 3~4차 조사는 기초노령연금으로 정의함.  
 3) 고령자 가구는 65세 이상 독거 노인가구이거나 65세 이상인 가구주와 그 배우자만으로 구성된 경우임.

자료: 재정패널 1~4차 자료

## IV. 결론

본 연구는 최근 들어와 논의가 진행되고 있는 공적이전소득의 사적이전소득 구축효과에 대한 분석을 시도하였다. 분석결과를 요약·정리하면 다음과 같다.

첫째, 선행연구에서 확인된 바와 같이 최근에 들어와 공적이전소득은 사적이전소득을 구축하는 것을 확인할 수 있다. 그러나 공적이전소득이 사적이전소득을 대체하기 보다는 공적이전소득의 변화폭이 사적이전소득의 변화폭 보다 크게 나타나고 있기 때문인 것으로 파악된다. 이에 대한 원인은 자녀 세대의 경제상황과 소득이전 패턴에 대한 분석이 면밀하게 분석되어야 알 수 있겠지만, 우리가 유추해 볼 수 있는 것은 일반적으로 자녀 세대가 부모 세대에게 소득을 이전하는 주기나 금액 자체는 시간이 지남에 따라 크게 변화지 않는다는 사실이다. 이러한 가설이 맞는다면 사적이전소득의 변화는 거의 없기 때문에 공적이전소득의 사적이전소득 구축효과는 공적이전소득 급여액이 증가함에 따른 효과일 것이다.

둘째, 전체 가구를 대상으로 할 경우에는 국민기초생활보장 급여와 사적이전소득은 음(-)의 관계에 있지만, 기초노령연금과 사적이전소득은 양(+)의 관계에 있어 공적이전소득의 급여 종류에 따라 그 효과는 다르게 나타나고 있다. 그러나 고령자 가구만을 분석을 하게 되면, 공적이전소득의 급여 종류와는 상관없이 모든 공적이전소득은 사적이전소득을 구축하는 것으로 나타나고 있다. 그리고 그 효과는 기초노령연금 보다는 국민기초생활보장 급여가 더 크게 나타나고 있다.

이와 같이 복지성 공적소득이전은 수령 가구에 대해 정책당국이 의도하지 않았을 행태적 반응을 초래할 수 있다. 2000년 국민기초생활보장제도가 도입되고, 2008년에 기초노령연금제도가 시행되면서, 복지와 공적소득보장에 대한 민간의 기대치는 상승하고 있다. 인구구조의 고령화는 복지에 대한 수요를 지속적으로 팽창시키는 요인이 되고 있다. 따라서 복지 지출의 효율성을 보다 높이기 위해서는 공적이전지출이 수혜자나 수혜자 가구의 미치는 효과를 분석하여 이를 제도 설계 및 정비에 반영하는 것이 필요할 것이다(김희삼, 2010).

## V. 참고문헌

- 강성진 · 전형준, "사적이전소득의 동기와 공적이전소득의 구축효과에 대한 연구," 공공경제, 제10집 제1호, 2005, pp. 23-46
- 강성호, '부양의식 및 공적이전소득의 사적이전소득 구축효과와 소득보장효과,' 재정학논집, 제13집 제1호, 2011, pp. 113-143
- 김희삼, "사적소득이전과 노후소득보장," 한국개발연구, 제30집 제1호, 2008, pp. 71-103
- \_\_\_\_\_, "재정패널을 이용한 공적소득이전의 행태적 반응 분석," 제2회 재정패널학술대회, 2010
- 성명재 · 박기백, "공적이전소득의 사적이전소득 및 소비구조에 미치는 영향," 연구보고서 09-01, 한국조세연구원, 2009
- 손병돈, "공적 소득이전과 사적 소득이전의 관계," 사회복지연구, 제99호, 2008, pp. 343~364
- 윤희숙, "기초노령연금의 대상효율성 분석과 선정기준 개선방향", KDI 현안분석, 한국개발연구원, 2012.
- 전승훈, 박승준, "공적이전소득이 사적이전소득에 미치는 영향 분석," 한국경제연구, Vol. 29, No 4, pp. 171-205
- 진재문, "사회보장 이전과 사적 이전의 관계 분석," 사회복지연구, 제13호, 1999, pp. 167-199
- Becker, Garry S. "A Theory of Social Interaction," *Journal of Political Economy*, 82(6), 1974, pp. 1063-1093
- Cox, Donald. "Motive for Private Income Transfers," *Journal of Political Economy*, 95(3), 1987, pp. 508-546.
- Cox, D, and G. Jakubson. "The Connection between Public Transfers and Private Interfamily Transfer," *Journal of Public Economics* 57, 1995, pp. 129-167
- Cox, D, and M. Rank. "Inter-vivos Transfers and Intergenerational Exchange," *Review of Economics and Statistics*, 74(2), 1992, pp. 305-314

- McGarry, Kathleen and Robert F. Schoeni, "Transfer in the Health and Retirement Study: Measurement and the Redistribution of Resources within the Family," *Journals of Gerontology*, 1997, 52B: 82-92
- Robert F. Schoeni. "Does Aid to Family with Dependent Children Displace Familial Assistance?" *RAND Labour and Population Working Paper Series*, 1996, pp. 96-112



## 베이비붐 세대의 기부특성과 기부에 영향을 미치는 요인

■ 조선주\* · 오현경\*\*

---

\* 한국여성정책연구원 선임연구위원(sjcho@kwdimail.re.kr)

\*\* 한국여성정책연구원 위촉연구원(sundaymorningok@hanmail.net)



## 차 례

|                                          |     |
|------------------------------------------|-----|
| I. 서 론 .....                             | 203 |
| II. 선행 연구의 검토 .....                      | 205 |
| III. 우리나라 기부 관련 정책과 베이비붐 세대의 기부 특성 ..... | 208 |
| 1. 우리나라 기부 관련 법과 정책 .....                | 208 |
| 2. 베이비붐 세대의 기부특성 .....                   | 210 |
| IV. 연구의 대상 및 모형의 설정 .....                | 216 |
| 1. 자료의 특성 .....                          | 216 |
| 2. 모형의 설정 및 변수의 설명 .....                 | 218 |
| V. 실증분석 결과 .....                         | 221 |
| VI. 결 론 .....                            | 223 |
| VII. 참고문헌 .....                          | 225 |





# 베이비붐 세대의 기부특성과 기부에 영향을 미치는 요인

조선주 · 오현경

## 요 약

본 연구는 기부관련 정책의 변화와 급변하는 사회현상을 반영하는 베이비부머의 기부 특성·의미를 논의하고 실증분석을 실시한 것이다. 베이비부머 가구의 연간 평균 기부금은 160만원으로 분석되었으며, 그렇지 않은 가구보다 16만원 높은 것으로 나타났다. 실증분석 결과 베이비부머일수록 기부금을 증가시키는 것으로 나타났으며, 가구의 연간소득, 학력, 임금근로자 여부, 성별(여성)이 기부금에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 연구의 한계를 감안하더라도 이는 해당 집단의 기부를 활성화할 수 있음을 시사하는 결과이며, 기부정책이 기부자의 특성을 반영한 다원화, 맞춤형 정책으로 변화해야 한다는 의미로 해석할 수 있겠다.

**핵심 용어** : 베이비부머, 기부금

## I. 서 론

정부는 기부문화 활성화를 위해 개인의 기부금 공제한도를 개선하고, 기부금품의 모집 및 사용에 관한 법률(이하 기부금품법)개정안을 마련하는 등 각종 관련 정책과 법안을 제·개정하고 있다. 지난 10년간 우리 사회의 기부 규모는 약 3.4배가 확대되었으며 ('97년 2조 5천억에서 '07년 8조 7천억. 기획재정부, 2010), 개인 기부의 비중이 대폭 증가하는 등 기부에 대한 사회적 관심이 증가하고 있다('97년 '개인 37.3% : 법인 62.7%'에서 "'07년 개인 61.7% : 법인 38.3%'). 또한 국세청이 2006년부터 매년 집계하는 기부자 수는 연평균 10.4%에 이를 정도로 꾸준히 증가하는 추세다. 이는 적극적으로 개인 기부를 유도한 정부정책의 효과가 어느 정도 반영된 결과라고 할 수 있다(손원익, 2009). 이처럼 개인기부와 관련된 정부정책의 경우 지난 10년간 조세정책의 큰 변화가 두 번 있었는데 모두 소득 공제혜택을 대폭 확대하는 세제개편이 주된 내용이었다.

그러나 이러한 제도들의 효과는 충분하지 못하며, 우리나라의 기부문화 수준은 아직 낮은 것으로 평가되고 있다. 기부의 내용면에서 보면 개인 기부의 80%는 종교단체 헌금이고, 사회복지 분야 등에 대한 기부금은 그 수요에 비해 매우 부족한 실정이다. 기부금의 규모면에서도 GDP 대비 0.9% 수준으로 미국('07년 GDP 대비 2.7%, 'GIVING USA 2008')의 절반에 미치지 못하고 있다. 영국의 자선지원재단(Charitable Aid Foundation)이 발표한 세계기부지수(World Giving Index)에 따르면 우리나라 응답자의 27%가 자선단체에 금전적인 기부를 한 경험이 있는 것으로 조사됐다. 네덜란드(77%), 영국(73%), 미국(60%) 등에 비교해 턱없이 낮고 공적 복지제도가 발달한 스웨덴(52%), 핀란드(41%)와 비교해도 미진한 수준이다.

한편 우리사회는 점증하는 사회문제와 수요를 충족하기 위한 서비스 공급 방안을 다각적으로 모색해야 하는 현실에 직면해 있다. 다양한 사회적 요구에 대해 국가의 제도적 노력과 더불어 시장과 시민사회 영역을 포괄하는 민간부문의 참여와 자원동원을 통한 다원적 서비스 제공 인프라를 구축해야 할 필요성이 매우 높아지고 있기 때문에(한동우, 2011) 기부의 중요성은 더욱 더 커지고 있다.

또한 우리사회의 급격한 변화에 따라 공익적 서비스 제공을 위한 자원 조성 및 동원에 있어서의 다원화(pluralization)는 더욱 빠르게 진행될 것으로 예상된다. 이러한 급격한 변화 중 하나는 인구의 고령화와 저출산의 문제이다. 여기서 주목할 만한 것은 2010년부터 시작된 베이비붐 세대(1955년~ 1963년생)의 은퇴가 우리사회에 상당한 경제사회적 파급효과를 미칠 것으로 예상된다는 것이다. 그 이유는 현상은 민간부문의 다원적 서비스 제공의 측면에서 베이비붐 세대가 기부문화에도 적지 않은 영향을 미칠 것으로 예상되기 때문이다. 통계청 사회조사 결과 베이비부머를 대상으로 사회경제적 지위에 대한 주관적 계층의식을 조사한 결과 '중간층 이상'이라고 응답한 비율이 61.6%로 나타났으며 다른 하나는 베이비부머 중 지난 1년 동안 사회복지단체 등에 후원금(기부금)을 낸 비율이 40.9%로 15세 이상 인구의 기부비율보다 높았다는 내용이 제시되고 있다(통계청, 2010.4.). 이들 베이비붐 세대는 이전 세대보다 교육수준과 경제적인 노후 준비 정도가 높은 것으로 나타나 은퇴 이후 다른 생활양식과 가치관을 가지고 있는 노인집단이 될 것으로 전망하고 있다(이금룡, 2011).

정부 또한 은퇴세대에 이른 베이비붐 세대의 기부를 활성화시킬 수 있는 촉매제

가 될 수 있다는 판단에서 기부연금 도입<sup>1)</sup>을 추진 중이다. 기부연금이 도입될 경우 기부자가 노후생활과 기부라는 '두 마리 토끼'를 잡을 수 있게 된다는 취지에 서이다. 이처럼 정부가 새로운 형태의 기부에 관심을 기울이는 것은 조세나 보험료 인상만으로는 사회복지 재원을 부담하는 데 한계를 느끼기 때문이다. 특히 기부연금은 소액으로도 가능하다. 이런 이유로 미국·캐나다에서도 기부연금이 기부 활성화에 상당한 기여를 한 것으로 평가되고 있다. 기부연금 제도가 도입될 경우 대학병원·대학 등에 우선적으로 도입될 가능성이 높는데 저소득·소외계층의 의료비와 교육자금 등 민간복지 재원을 보완할 수 있을 것으로 예상되기 때문이다(보건복지부, 2012).

이처럼 개인의 기부가 활성화되고 기부문화가 성숙되어 가고 있는 현실에 비추어 우리의 조사와 연구들은 양과 질적인 측면에서 볼 때 다소의 미흡함과 미진함을 가졌다고 평가하겠다(조선주 외, 2009). 또한 정부도 기부의 사회경제적 가치를 인식하고 관련 정책 및 법 개정을 위해 많은 노력을 하고 있지만 기업(법인)기부와 개인 기부라는 포괄적인 범위의 정책을 수행할 뿐 개인 기부자의 특성을 반영하지 못하고 있는 실정이다.

따라서 본 연구는 급변하는 사회현상을 반영하여 베이비부머의 기부 특성과 그 의미를 분석하고, 기부에 영향을 미치는 요인을 실증분석하여 기부활성화를 위한 관련 정책 개선의 근거를 제공하고자 하였다.

## II. 선행 연구의 검토

개인 기부에 대한 기존의 연구들은 주로 설문조사를 활용한 기부의 결정요인에 관한 연구가 주를 이루며, 기부의 지속요인에 관한 연구, 기부에 대한 인정이나 보상 등에 관한 연구 등이 일부 수행되었다. 본 장에서는 상기의 연구들에 대해

---

1) 보건복지부는 한국 최초의 계획기부모델인 '기부자조언기금'의 첫 가입자가 나타났다고 발표했다. 기부자조언기금이란 기부자의 의사에 따라 기부금이 운영, 지원되는 형태로 재단설립과 비슷한 효과를 기대할 수 있다. 기존에 기부자가 기부 이후 손을 뗐다면 이제는 본인의 기부금을 관리 감독할 수 있게 된 셈이다(서울경제, 2012.09.23).

주요 실증연구들을 중심으로 논의하고자 한다.

먼저 기부의 결정요인에 관한 연구들이다. 대부분의 연구들에서 연령은 기부행동과 정적인 연관성을 갖는 것으로 나타났다(Putnam, 2000; Bekkers & Wiepking, 2006; Carmen, 2006; 강철희 외, 2008). 그러나 일정 연령까지 증가양상을 보이다가 그 이후에는 감소하는 비선형관계를 나타내거나(Midlarsky & Hannah, 1989), 경제요인을 통제할 경우 연령은 유의한 연관성이 없다는 결과도 있다(Lunn, Klay, and Douglass, 2001; Rooney, Steinberg & Schervish, 2001; 강철희, 2003; 박태규, 2004). 성별은 일반적으로 여성이 남성보다 기부행동 참여가 많은 것으로 나타나지만(Belfield & Beney, 2000; 황창순, 2001; Andreoni, Brown, & Rischall, 2003), 남성이 여성보다 기부행동의 적극성이나 기부규모가 더 크다는 연구결과(강철희, 1998; 김근령, 2000; Wunnava & Lauze, 2001; Andreoni et al., 2003; Bekkers, 2004; Lyons & Passey, 2005)나 성별에 따라 기부행동에 차이가 없다는 조사결과도 있다(Monks, 2003; Frey & Shutzer, 2002). 대부분 교육수준과 기부행동 사이에 정적인 관련성이 있는 것으로 분석되었지만(Aldrich, 2000; Bekkers, 2004; Wilhelm, et al., 2006), 이 역시 이들 간의 연관성이 없다는 연구결과들도 있다(Marx, 2000; Byant et al., 2003). 소득은 기부규모와는 양의 상관관계를 가지고 있는 것으로 나타났으나(Havens, O'Herlihy, & Schervish, 2007). 기부행동에는 음의 상관관계를 갖는 것으로 나타났다(Byant et al., 2003; Feldman, 2007) 한편 소득이 기부행동과 연관성이 없다는 연구결과도 있다(Schervish & Havens, 1995). 이외 종교활동(Bekkers, 2003; Brown & Ferris, 2007; Feldman, 2007), 행복감(Rohs, 1986; Christian, 2007; 이동진 외, 2011), 자원봉사활동의 경험(조선주, 2007) 등과 기부와의 관계를 분석한 연구결과들도 있다. 이상의 내용들을 요약하면 기부에 영향을 미치는 요인은 일원화할 수 없으며 실증분석에 따라 그 결과가 다르게 나타난다는 것이다.

다음은 기부의 지속 요인에 관한 연구들이다. 기부문화가 사회적으로 확산되기 위해서는 기부자들의 기부금액뿐 아니라 기부자들의 기부참여율 그리고 정기적인 기부자들의 수가 많아야 한다. 비록 기부자들의 평균기부금액이 증가하더라도 기부참여율이 높지 않다면 개인기부에 대한 저변확대가 이뤄지지 않기 때문이다. 우리나라에서는 개인 기부가 사회 전반적으로 확대되지도 않을 뿐 아니라, 기부를

통해 사회적 욕구를 충족시키는 것에 참여하는 구성원들이 매우 제한적일 수밖에 없기 때문이다. 개인기부에 대한 조사가 시작된 1999년 이후 기부참가자들의 기부 평균금액에서의 증가가 있었으나 기부참여율에서는 별로 큰 변화가 없었다는 점으로 볼 때 기부에 참여하는 수가 크게 증가했다고 볼 수 없다. 개인기부에 대한 실증적 연구는 주로 기부 금액의 결정요인에 집중되어 왔기 때문이다. 외국의 연구들도 앞서 기부금액 즉 기부수요(demand for charitable contribution)의 결정요인에 대한 연구들이 많다. 해당 연구들은 계량경제학적 연구의 고전적인 연구들로 Boskin and Feldstein (1978), Clotfelter (1980), Feldstein (1975), Reece (1979) 등에 의하여 시작된 이후 앞서 언급한 소득과 기부금에 관한 연구들이 이루어졌다(Byant et al., 2003; Havens, O'Herlihy, & Schervish, 2007; Feldman, 2007). 이들의 연구들은 연구의 초점은 정부의 세금유인(tax incentives)이 기부수요를 증가시키는 데 유의한 효과를 갖는지의 여부였다. 국내연구로 기부의 정기성을 결정짓는 요인을 분석(강철희외, 2007)한 연구가 있으며, 기부의 지속 요인을 기부의 회수로 대리하여 분석한 연구가 있다(박태규, 2007). 해당연구는 한국에서 기부에 참여하는 기부자들이 대부분 간헐적인 기부참여자라는 특징을 고려할 때 기부자들의 기부횟수를 결정하는 요인을 밝히는 분석방법이 보완적으로 이루어질 필요가 있다고 주장하고 있다.

마지막으로 기부에 대한 인정이나 보상 등에 대한 실증연구인데 해당연구 또한 지출요인에 관한 연구처럼 많지 않다. 특히 외국의 연구들은 앞서 언급한 바와 같이 기부금의 결정 요인에 관한 한 요소로서 인정이나 보상을 언급하였으며, 국내 연구들은 기부관련 외국의 제도들을 소개하는 연구가 주를 이룬다(손원익 외, 2008; 조선주 외, 2009). 기부에 대한 인정이나 보상은 기부금에 대해 세제 감면과 연관되어 있는데, 조세혜택은 개인기부에 참여하는 비율과 기부 금액에 영향을 미치는 것으로 분석하고 있다. 따라서 세제감면의 혜택이 지속적으로 실현된다면 개인기부활성화에 긍정적으로 영향을 미칠 것(손원익 외, 2008)이라고 하였다. 그러나 문화예술 분야에 대해서는 기부에 대한 세제혜택은 문화예술 기부에 대한 공감대를 이끌어 내기 위한 수단으로 여겨져야 되며 세제혜택 자체가 기부활성화 정책의 전부가 되어서는 안된다(한국문화관광정책연구원, 2009)고 제시하는 연구들도 있다.

이처럼 상기의 기부 현상에 관한 연구들을 살펴보면 기부에 있어 연령은 중요한 변수로 작용해 왔으며, 새로운 사회 환경의 변화로 인한 베이비부머의 은퇴는 기부에 주요한 영향을 미칠 것으로 예상된다. 아직 최근의 연구들은 사회변화로 인한 특정세대나 집단의 기부행동들에 대한 연구보다는 전반적으로 기부 자체를 매우 중요한 것으로 인정하되 기부의 동기 및 영향을 주는 요인을 분석하는 연구가 대다수를 이루고 있다. 따라서 본 연구에서는 연령별 기부특성 및 베이비부머의 기부 특성을 분석하고, 이들의 기부에 영향을 주는 요인을 분석하고자 하였다.

### Ⅲ. 우리나라 기부 관련 정책과 베이비붐 세대의 기부 특성

#### 1. 우리나라 기부 관련 법과 정책

우리나라 기부금관련 법은 1951년 「기부금품모집금지법」이 최초의 법이라고 할 수 있다. 이후 기부금품의 무분별한 모집규제, 기부금품의 모집·사용의 투명성 제고를 목적으로 하는 「기부금품모집규제법(1995.12)」과 성숙한 기부문화 조성을 위해 통제적 규제에서 모집 장려 및 사용에 대한 사후관리를 강화하는 것을 목적으로 하는 「기부금품의 모집 및 사용에 관한 법률(2007.5)」로 변화되었다.

특히 최근 기부금 모집을 장려하기 위한 정부정책은 조세정책을 중심으로 이루어지고 있다. 그 이유는 기부금이 민간이 제공하는 공공서비스의 성격을 지니고 있기 때문에 정부가 해당분야에 직접적 지원을 할 경우 구축효과가 발생할 수 있다. 또한 구축효과가 클 경우는 조세감면과 같은 간접적인 지원이 더 효율적이기 때문이다(조선주 외, 2007; 박기백, 2010).

먼저 기부금 단체에 기부금이나 후원금을 낸 경우 기부자가 근로자인 경우에는 기부금 소득공제를 받을 수 있다. 세법에 규정된 기부금단체에 기부하는 기부금은 소득공제 또는 손금으로 인정하고 있고, 기부금 단체의 공익성에 따라 소득공제 또는 손비인정 한도를 달리 규정하고 있다. 국가, 천재지변으로 인한 이재민을 위한 구호금품 등 공익성이 아주 높은 기부금은 법정기부금으로 분류하여 소득공제 또는 손비인정 한도(개인은 100%, 법인 50%)를 높게 인정하고, 사회복지시설 등에

대한 기부금은 지정기부금으로 분류하여 법정기부금 보다는 낮은 수준(개인 30%, 법인 10%)으로 소득공제 또는 손비인정을 하고 있다. 현물로 법정기부금단체 또는 지정기부금단체에 기부한 경우에도 기부한 자산의 장부가액(다만, 개인이 지정기부금 단체에 기부하는 경우에는 시가)으로 기부한 것으로 보아 기부금 손비인정 및 소득공제를 적용받을 수 있다. 이 때 ① 법정기부금 단체는 법인세법 제24조제2항에 열거된 단체와 기획재정부장관이 정하는 한국학교, 전문모금기관, 공공기관 등이다. 지정기부금 단체는 법인세법 시행령 제36조제1항, 시행규칙 별표12, 별표13에 열거된 단체와 기획재정부장관이 공고하는 사단·재단법인, 해외지정기부금 단체이다. 지정기부금 단체는 법령에 열거되어 별도의 지정절차가 필요 없는 기부금단체와 법령에 열거되어 있지 않으나 민법에 의해 설립된 단체로서 주무관청의 추천에 의해 기획재정부장관이 지정하는 기부금단체도 포함하고 있다.2)

<표 1> 기부금 종류 및 공제한도

| 종류                   | 공제한도                                               |
|----------------------|----------------------------------------------------|
| 정치자금기부금              | 근로소득금액                                             |
| 법정기부금                | 근로소득금액                                             |
| 특례기부금*1              | (근로소득금액 - 정치자금기부금 * 법정기부금공제액)×50%                  |
| 우리사주조합기부금            | (근로소득금액 - 정치자금기부금 * 법정기부금 * 특례기부금공제액)×30%          |
| 지정기부금*2<br>(종교단체 제외) | (근로소득금액 - 정치자금기부금 * 법정기부금 * 특례기부금 * 우리사주조합기부금)×30% |
| 종교단체 지정기부금           | (근로소득금액 - 정치자금기부금 * 법정기부금 * 특례기부금 * 우리사주조합기부금)×10% |

\* 1) 2011.6.30.까지 지출분에 한함(2011.7부터 법정기부금, 지정기부금으로 재분류)

\* 2) 종교단체 지정기부금(10% 한도)을 포함하여 30%를 초과할 수 없음

\* 순서대로 공제함

2) 해당 사단법인이 사회복지사업법에 의한 사회복지법인에 해당되면 지정기부금단체등에 해당되며 별도의 지정절차는 필요 없으며, 종교단체의 경우 민법 제32조에 따라 문화체육관광부장관 또는 지방자치단체의 장의 허가를 받아 설립되거나 그 소속단체인 경우 별도의 지정절차는 필요 없다.



## 2. 베이비붐 세대의 기부특성

### 가. 베이비붐 세대의 정의와 특성

‘세대’는 시간, 노화과정, 연령집단, 사회구조 등의 요인이 복합적으로 작용하여 형성되는 것으로, ‘새로이 출현하다(genos)’라는 뜻의 희랍어 어원을 가지고 있다. 일반적으로 이 세대란 말은 사람이나 상황에 따라 다양한 의미로 사용되고 있는데, 지금까지 세대문제를 연구하는 학자들이 사용해 온 세대의 의미는 크게 네 가지로 분류해볼 수 있다. 첫째, ‘부모세대’와 ‘자식세대’로 구분하는 것처럼 가계 계승의 원리로서 세대라는 말을 사용하는 경우, 둘째, 나이를 먹음에 따라 함께 연령층을 이동하는 동시 출생 집단(cohort)을 의미하는 경우, 셋째, ‘청소년세대’나 ‘대학생세대’라고 부를 때처럼 생애주기(life cycle)의 어느 단계에 있는 사람들을 통틀어 지칭하는 경우, 넷째, ‘전후세대’나 ‘4·19세대’ 등과 같이 어떤 특정한 역사적 경험을 공유한 사람들을 총칭하는 경우 등이다. 위의 어떤 경우에도 세대란 말은 나이와 매우 밀접한 관계를 가지고 있지만, 그 구체적인 의미는 조금씩 다르다. 세대라는 말을 위의 네 가지 가운데 어느 한 가지 의미로 사용하기도 하고, 동시에 두 가지 이상의 의미로 사용하기도 한다.

본 연구에서는 세대의 개념을 ‘동시 출생 집단, 즉 ‘같은 시기에 출생한 집단’이라는 의미로 이해하고자 한다. 여기서 비슷한 시기에 출생했다는 사실은 매우 중요하기 때문이다. 왜냐하면 같은 또래의 사람들은 어떤 역사적 사건과 상황을 생애주기의 동일한 단계에서 유사한 방식으로 경험할 가능성이 높기 때문이다. 이처럼 한 세대의 역사적, 문화적 경험의 공유는 다른 세대와 구분되는 그 세대 특유의 사고방식이나 행위유형을 형성하는 기초로 작용하기 때문이다.<sup>3)</sup>

이에 연령별로 기부의 특성을 분석하고, 베이비부머 세대와 그렇지 않은 세대의

---

3) 우리나라에서 세대에 관한 연구는 ‘신세대’라는 용어가 널리 통용되면서, ‘신세대’에 관한 논의가 세대문제 연구의 붐을 일으키게 되었다. 젊은 연구자들은 기성세대에 대한 도전적인 입장을 밝히기도 하였으며, 기성세대 역시 신세대에게 깊은 관심을 보이기 시작했다. 신세대에 대한 이러한 논의 이후에도 젊은 세대를 지칭하는 용어와 그들에 관한 논의는 지속적으로 재생산되었다. ‘X세대’ ‘Y세대’를 지나 ‘N세대’ ‘P세대’ ‘포스트386세대’ ‘Na세대’에 이르기까지, 기존의 세대와는 다른 젊은 세대의 특성을 밝히기 위한 다양한 노력은 지금도 이루어지고 있다(한국사회학회, 1990; 정근원, 1994).

기부 특성을 비교분석하고자 하였다. 특히 베이비붐 세대에 초점을 맞춘 이유는 2010년부터 기업의 정년연령인 55세에 달하기 시작하였고, 이로 인해 발생하는 대량 은퇴는 노동력 감소, 자산시장 수급 불균형 심화, 재정건전성 악화 등을 초래할 수 있어 우리사회에 상당한 경제 사회적 파급효과를 미칠 것으로 예상하고 있기 때문이다(김영숙 외, 2011).

## 나. 베이비부머의 기부현황과 특성

베이비붐 세대 및 연령별 기부특성을 분석하기 위하여 조세재정패널 1차~4차년도 조사의 자료를 분석하였다. 조세재정패널 자료는 가구 및 개인의 소득 및 소비 등 경제적 생활을 비롯하여 기부 및 복지관련 문화적 생활에 대한 변화를 종단면적으로 추적할 수 있는 자료를 구축해 놓고 있다. 본 연구의 분석에 사용된 표본 수는 총 3,954가구로서 1~4차 조사 공통가구를 추출한 것이다.

연령별로 살펴보면, 베이비부머 세대를 제외한 일반가구는 3,048가구로서 20대 1.1%, 30대 19.9%, 40대 30.8%, 50대 4.7%, 60대 21.0%, 그리고 70세 이상 25.5%의 분포를 보이고 있다. 1~4차의 추세를 살펴보면 20대, 30대 가구는 감소하고 70세 이상 가구는 증가하는 특징을 볼 수 있다.

<표 2> 가구 현황

| 구분    |          | 4차              | 3차              | 2차              | 1차              |
|-------|----------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 연령별   | 20~29세이하 | 34<br>(1.1)     | 49<br>(1.6)     | 83<br>(2.7)     | 111<br>(3.6)    |
|       | 30~39세이하 | 515<br>(16.9)   | 576<br>(18.9)   | 660<br>(21.6)   | 729<br>(23.9)   |
|       | 40~49세이하 | 938<br>(30.8)   | 855<br>(28.0)   | 747<br>(24.5)   | 644<br>(21.1)   |
|       | 50~59세이하 | 144<br>(4.7)    | 215<br>(7.0)    | 273<br>(8.9)    | 328<br>(10.7)   |
|       | 60~69세이하 | 641<br>(21.0)   | 665<br>(21.8)   | 651<br>(21.3)   | 653<br>(21.4)   |
|       | 70세이상    | 776<br>(25.5)   | 691<br>(22.6)   | 638<br>(20.9)   | 586<br>(19.2)   |
| 전체    |          | 3048<br>(100.0) | 3051<br>(100.0) | 3052<br>(100.0) | 3052<br>(100.0) |
| 베이비부머 |          | 906<br>(22.9%)  | 903<br>(22.8%)  | 902<br>(22.8%)  | 902<br>(22.8%)  |

모든 연령을 포함한 3,954가구 중 베이비붐 세대 가구는 전체의 22.9%로 나타났으며 1~4차가 거의 동일한 비율을 보이고 있다.

이들의 기부경험을 살펴보면 <표 3>과 같다. 작년 한해 기부경험을 질문한 결과 전체 3,954가구 중 1,426가구 36.1%가 지난 한 해 기부경험이 있는 것(4차년도 자료 기준)으로 나타났다.

이를 연령별로 살펴보면, 40대(23.6%)와 60대(16.8%), 70대(19.5%)가 높은 비중을 차지하고 있는 것으로 나타났다. 50대의 비율이 작은 이유는 해당연령 구간에 베이비부머가 포함되지 않았기 때문이다. 베이비부머의 기부경험을 살펴보면 다른 연령에 비해 높은 기부 경험(333가구, 23.4%)이 높은 것을 알 수 있다. 또한 1차부터 3차 자료까지는 연도별로 비율의 변화폭이 크지 않아 기부행위가 반복적 패턴으로 나타나고 있음을 알 수 있다.

아울러 저연령층보다 고연령층의 기부 비율이 높게 나타나 우리나라 고령층의 기부가 낮은 연령층에 비해 상대적으로 활발하다고 할 수 있다.

<표 3> 기부경험

(단위: 명, %)

| 구분    |          | 4차<br>yes      | 3차<br>yes      | 2차<br>yes      | 1차<br>yes     |
|-------|----------|----------------|----------------|----------------|---------------|
| 연령별   | 20~29세이하 | 14<br>1.0%     | 8<br>0.8%      | 22<br>2.2%     | 17<br>1.7%    |
|       | 30~39세이하 | 185<br>13.0%   | 190<br>18.0%   | 216<br>21.2%   | 240<br>24.0%  |
|       | 40~49세이하 | 336<br>23.6%   | 358<br>33.8%   | 263<br>25.8%   | 258<br>25.9%  |
|       | 50~59세이하 | 40<br>2.6%     | 94<br>8.9%     | 81<br>7.9%     | 124<br>12.4%  |
|       | 60~69세이하 | 240<br>16.8%   | 239<br>22.6%   | 227<br>22.3%   | 211<br>21.1%  |
|       | 70세이상    | 278<br>19.5%   | 169<br>16.0%   | 211<br>20.7%   | 148<br>14.8%  |
| 전체    |          | 1426<br>100.0% | 1058<br>100.0% | 1020<br>100.0% | 998<br>100.0% |
| 베이비부머 |          | 333<br>23.4%   | 383<br>36.2%   | 333<br>32.6%   | 374<br>37.5%  |

또한 베이비붐 세대의 연간 가구소득은 평균 4,093만원으로 기타 가구소득 3,971만원 보다 높은 것으로 나타났다(4차연도 자료). 베이비부머의 평균 기부금은 1차연도에 171만원, 2차연도 123만원, 3차연도에 205만원, 4차연도에 141만원으로 나타났다으며, 일반가구는 122만원, 159만원, 134만원, 162만원으로 나타났다. 4개 연도를 합산 평균한 결과 베이비부머 가구는 160만원, 일반가구는 144만원으로 베이비부머의 평균 기부금이 더 높은 것으로 나타났다(<표4>).

또한 연간 소비지출이 높으면 기부금이 높은 것으로 나타났으며, 소비지출이 적으면 기부금도 적은 것으로 나타났다. 일반가구의 경우는 연평균 기부금이 162만원으로 가구 소득의 4.1%, 전체 소비의 7.0%에 해당한다. 베이비부머가구의 연평균 기부금은 141만원으로 전체 소득의 3.5%이고, 전체 소비의 6.2%이다. 특히 소비지출의 규모는 1차연도에는 2,418만원이었으며, 2차연도에는 2,276만원, 2,852만원, 2,293만원으로 증가하다 감소하였다. 전체 소비지출에서 기부금이 차지하는 비중 또한 7.1%에서 5.4%, 7.2%, 6.2%로 나타났다.

<표 4> 가구의 연간 소득, 소비지출, 기부금

(단위: 만원)

| 구분        | 평균 총소득(A) |          | 평균 소비지출(B) |          | 평균 기부금(C) |        | 비율(%) |     |
|-----------|-----------|----------|------------|----------|-----------|--------|-------|-----|
|           | 평균        | 표준편차     | 평균         | 표준편차     | 평균        | 표준편차   | A/C   | B/C |
| · 4차연도    |           |          |            |          |           |        |       |     |
| · 일반가구    | 3,971.42  | 3,548.37 | 2,240.71   | 1,637.38 | 162.03    | 288.68 | 4.1   | 7.0 |
| · 베이비부머가구 | 4,093.74  | 4,475.44 | 2,293.46   | 1,625.03 | 141.91    | 236.42 | 3.5   | 6.2 |
| · 3차연도    |           |          |            |          |           |        |       |     |
| · 일반가구    |           |          | 1,924.02   | 1,362.90 | 134.20    | 258.26 |       | 7.0 |
| · 베이비부머가구 |           |          | 2,852.49   | 1,842.49 | 205.74    | 392.90 |       | 7.2 |
| · 2차연도    |           |          |            |          |           |        |       |     |
| · 일반가구    |           |          | 2,117.37   | 1,512.00 | 159.07    | 297.52 |       | 7.5 |
| · 베이비부머가구 |           |          | 2,276.33   | 1,546.78 | 123.70    | 205.25 |       | 5.4 |
| · 1차연도    |           |          |            |          |           |        |       |     |
| · 일반가구    |           |          | 1,660.50   | 1,228.65 | 122.62    | 216.38 |       | 7.4 |
| · 베이비부머가구 |           |          | 2,418.08   | 1,430.71 | 171.06    | 280.11 |       | 7.1 |

4차연도 조사자료를 바탕으로<sup>4)</sup> 연간소득과 기부금액과의 관계를 분석하였다(<표 5>). 먼저 연간 5,000만원 이상의 일반가구는 41.8%, 베이비부머 가구는 44.1%으로 베이비부머 가구가 더 높다. 또한 일반가구의 연평균 기부금액의 경우는 157만원이고, 베이비부머 가구의 경우는 141만원으로서 일반가구가 더 높게 나타났다. 연간 500만원 이상의 고 기부구간에는 일반가구의 경우 6.2%, 베이비부머 가구의 경우 4.5%로 나타났다. 특히 연간 기부금 범위 1~29만원 구간의 경우 일반가구가 31.5%, 베이비부머가구 31.8%가 분포되어 있음을 알 수 있다(<표 5>).

<표 5> 연간소득과 기부금

(단위: 회, %)

| 구분                     | 기부금액<br>연간소득        | ~29만원<br>이하  | 30~<br>59만원  | 60~<br>99만원 | 100~<br>199만원 | 200~<br>500만원 | 500만원<br>이상 | 전체             |
|------------------------|---------------------|--------------|--------------|-------------|---------------|---------------|-------------|----------------|
| 일반가<br>구               | 1,000만원미만           | 59<br>5.4%   | 18<br>1.6%   | 12<br>1.1%  | 5<br>.5%      | 4<br>.4%      | 0<br>0.0%   | 98<br>9.0%     |
|                        | 1,000~<br>2,000만원미만 | 43<br>3.9%   | 29<br>2.7%   | 8<br>.7%    | 25<br>2.3%    | 12<br>1.1%    | 1<br>.1%    | 118<br>10.8%   |
|                        | 2,000~<br>3,000만원미만 | 44<br>4.0%   | 23<br>2.1%   | 8<br>.7%    | 16<br>1.5%    | 20<br>1.8%    | 2<br>.2%    | 113<br>10.3%   |
|                        | 3,000~<br>4,000만원미만 | 56<br>5.1%   | 38<br>3.5%   | 13<br>1.2%  | 24<br>2.2%    | 36<br>3.3%    | 12<br>1.1%  | 179<br>16.4%   |
|                        | 4,000~<br>5,000만원미만 | 30<br>2.7%   | 37<br>3.4%   | 13<br>1.2%  | 21<br>1.9%    | 27<br>2.5%    | 8<br>.7%    | 136<br>12.4%   |
|                        | 5,000~<br>8,000만원미만 | 88<br>8.1%   | 52<br>4.8%   | 19<br>1.7%  | 26<br>2.4%    | 46<br>4.2%    | 27<br>2.5%  | 258<br>23.6%   |
|                        | 8,000만원이상           | 24<br>2.2%   | 25<br>2.3%   | 18<br>1.6%  | 28<br>2.6%    | 55<br>5.0%    | 41<br>3.8%  | 191<br>17.5%   |
|                        | 전체                  | 344<br>31.5% | 222<br>20.3% | 91<br>8.3%  | 145<br>13.3%  | 200<br>18.3%  | 91<br>8.3%  | 1093<br>100.0% |
|                        |                     |              |              |             |               |               |             |                |
|                        |                     |              |              |             |               |               |             |                |
| 베이<br>비<br>부<br>머<br>가 | 1,000만원미만           | 17<br>5.1%   | 7<br>2.1%    | 3<br>.9%    | 2<br>.6%      | 1<br>.3%      | 0<br>0.0%   | 30<br>9.0%     |
|                        | 1,000~<br>2,000만원미만 | 9<br>2.7%    | 6<br>1.8%    | 2<br>.6%    | 7<br>2.1%     | 8<br>2.4%     | 0<br>0.0%   | 32<br>9.6%     |
|                        |                     |              |              |             |               |               |             |                |

4) 1~3차연도의 소득은 범주형 변수이며, 4차연도의 소득만 금액으로 기재되어있기 때문에 4차 자료만을 <표 5>와 같이 분석하였다.

| 구분 | 기부금액      |             |             |             |               |               |             | 전체     |
|----|-----------|-------------|-------------|-------------|---------------|---------------|-------------|--------|
|    | 연간소득      | ~29만원<br>이하 | 30~<br>59만원 | 60~<br>99만원 | 100~<br>199만원 | 200~<br>500만원 | 500만원<br>이상 |        |
| 구  | 2,000~    | 16          | 7           | 4           | 6             | 4             | 0           | 37     |
|    | 3,000만원미만 | 4.8%        | 2.1%        | 1.2%        | 1.8%          | 1.2%          | 0.0%        | 11.1%  |
|    | 3,000~    | 15          | 13          | 2           | 12            | 6             | 0           | 48     |
|    | 4,000만원미만 | 4.5%        | 3.9%        | .6%         | 3.6%          | 1.8%          | 0.0%        | 14.4%  |
|    | 4,000~    | 12          | 3           | 5           | 7             | 8             | 4           | 39     |
|    | 5,000만원미만 | 3.6%        | .9%         | 1.5%        | 2.1%          | 2.4%          | 1.2%        | 11.7%  |
|    | 5,000~    | 26          | 17          | 5           | 16            | 15            | 5           | 84     |
|    | 8,000만원미만 | 7.8%        | 5.1%        | 1.5%        | 4.8%          | 4.5%          | 1.5%        | 25.2%  |
|    | 8,000만원이상 | 11          | 6           | 7           | 11            | 18            | 10          | 63     |
|    |           | 3.3%        | 1.8%        | 2.1%        | 3.3%          | 5.4%          | 3.0%        | 18.9%  |
| 전체 |           | 106         | 59          | 28          | 61            | 60            | 19          | 333    |
|    |           | 31.8%       | 17.7%       | 8.4%        | 18.3%         | 18.0%         | 5.7%        | 100.0% |

한편, 기부분야를 살펴보면 다음과 같다. 일반가구, 베이비부머가구 모두 종교단체에 기부(67.9%, 62.1%)를 많이 한 것으로 나타났다. 다음으로 사회복지기관(각각 23.0%, 30.4%), 정당(각각 3.1%, 3.0%), 교육기관(각각 1.7%, 1.4%), 문화예술 분야(각각 0.3%, 0.0%)순으로 나타났다.

여기서 주목할 만한 것은 베이비부머 가구가 일반가구보다 사회복지기관에 대해 기부하는 비율이 높으며, 문화예술기관에 기부하는 비율은 낮다는 것이다. 1~4차 자료 모두 비율은 조금씩 다르지만 상기와 같은 결과를 보이고 있다.

<표 6> 기부분야

(단위: 회, %)

| 구분              |        | 4차  |        | 3차  |        | 2차  |        | 1차  |        |
|-----------------|--------|-----|--------|-----|--------|-----|--------|-----|--------|
|                 |        | 빈도  | %      | 빈도  | %      | 빈도  | %      | 빈도  | %      |
| 일반<br>가구        | 정당     | 20  | 3.1    | 26  | 3.8    | 20  | 3.3    | 33  | 5.4    |
|                 | 교육기관   | 11  | 1.7    | 9   | 1.3    | 11  | 1.8    | 15  | 2.4    |
|                 | 사회복지기관 | 146 | 23.0   | 154 | 22.4   | 131 | 21.8   | 133 | 21.7   |
|                 | 문화예술   | 2   | 0.3    | 1   | 0.1    | 4   | 0.7    | 4   | 0.7    |
|                 | 종교     | 431 | 67.9   | 468 | 68.1   | 413 | 68.7   | 395 | 64.3   |
|                 | 기타     | 25  | 3.9    | 29  | 4.2    | 22  | 3.7    | 34  | 5.5    |
|                 | 합계     | 635 | 100.0  | 687 | 100.0  | 601 | 100.0  | 614 | 100.0  |
| 베이비<br>부머<br>가구 | 정당     | 7   | 3.3%   | 12  | 5.2%   | 10  | 4.7%   | 13  | 5.7%   |
|                 | 교육기관   | 3   | 1.4%   | 8   | 3.5%   | 5   | 2.4%   | 5   | 2.2%   |
|                 | 사회복지기관 | 65  | 30.4%  | 72  | 31.3%  | 48  | 22.7%  | 62  | 27.2%  |
|                 | 문화예술   | 0   | 0.0%   | 0   | 0.0%   | 0   | 0.0%   | 1   | .4%    |
|                 | 종교     | 133 | 62.1%  | 129 | 56.1%  | 139 | 65.9%  | 135 | 59.2%  |
|                 | 기타     | 6   | 2.8%   | 9   | 3.9%   | 9   | 4.3%   | 12  | 5.3%   |
|                 | 합계     | 214 | 100.0% | 230 | 100.0% | 211 | 100.0% | 228 | 100.0% |

\* 중복응답 포함

작년 한 해 기부금 지출행위자를 대상으로 근로소득 공제의 유무를 살펴보았다. 작년 한 해 기부금을 지출했으면서 근로소득 공제를 한 일반가구주 1,426명 중 173명만(12.1%)이 근로소득 공제를 신청했으며, 베이비부머가구주의 경우는 기부금 행위자 333명 중 45명(13.5%)이 근로소득 공제를 신청하였다.

<표 7> 기부행위자의 근로소득 공제 유무

(단위: 명, %)

| 구분      | 예   |         | 전체   |          |
|---------|-----|---------|------|----------|
| 일반가구    | 173 | (38.9%) | 1426 | (100.0%) |
| 베이비부머가구 | 45  | (39.5%) | 336  | (100.0%) |

## IV. 연구의 대상 및 모형의 설정

### 1. 자료의 특성

본 연구의 실증분석을 위한 자료는 조세재정패널 1~4차 자료이다. 해당 자료를 사용한 이유는 재정패널 조사자료가 개인의 행동을 예측하고 이를 바탕으로 하여 효과적인 조세재정 정책을 수립하고 시행하는 데 활용될 기초자료를 생산하는 것을 목적으로 하고 있기 때문이다. 최근 들어 기부의 실태를 파악하는 일은 정부 정책 입안 및 집행자, 전문가, 실무자를 비롯하여 언론 및 기부자들에게도 지대한 관심의 대상이 되고 있다. 그러므로 국세청은 기부금 단체에 기부금 내역 제출하도록 하고 있으나 이는 강제할 수 없으며, 기부금명세서를 국세청에 제출하더라도 납세자의 개인정보 차원에서 기부금에 대한 개별 자료가 공개되지 않는 실정이다. 따라서 소득(소득공제) 및 기부금 정보를 가지고 있는 조세재정패널 자료를 사용하였다.

<표 8> 재정패널 자료의 기준연도 및 조사연도

| 차수 | 기준연도  | 조사연도  |
|----|-------|-------|
| 4차 | 2010년 | 2011년 |
| 3차 | 2009년 | 2010년 |
| 2차 | 2008년 | 2009년 |
| 1차 | 2007년 | 2008년 |

사용 자료의 일반적인 특성은 다음과 같다(<표 9>). 전체 3,954가구 중 베이비부머 가구는 906가구이다.

<표 9> 사용 자료의 일반 특성

(단위: 명, %)

| 구분   |              | 4차   |       | 3차   |       | 2차   |       | 1차   |       |
|------|--------------|------|-------|------|-------|------|-------|------|-------|
|      |              | 일반   | 베이비부머 | 일반   | 베이비부머 | 일반   | 베이비부머 | 일반   | 베이비부머 |
| 성별   | 남성           | 78.7 | 86.9  | 79.3 | 87.2  | 79.9 | 87.9  | 79.8 | 87.7  |
|      | 여성           | 21.3 | 13.1  | 20.7 | 12.8  | 20.1 | 12.1  | 20.2 | 12.3  |
| 혼인상태 | 기혼(배우자있음)    | 75.7 | 85.1  | 93.6 | 97.6  | 93.0 | 98.6  | 91.9 | 97.7  |
|      | 기혼(사별,이혼)    | 18.5 | 13.0  | 6.4  | 2.4   | 7.0  | 1.4   | 8.1  | 2.3   |
|      | 미혼(결혼한적없음 *) | 5.9  | 1.9   | -    | -     | -    | -     | -    | -     |
| 교육정도 | 안받았음(미취학포함)  | 6.4  | 0.7   | 6.4  | 0.3   | 6.5  | 0.2   | 8.1  | 0.7   |
|      | 초등학교         | 15.1 | 4.5   | 15.3 | 4.5   | 14.9 | 5.0   | 15.5 | 6.4   |
|      | 중학교          | 10.5 | 13.9  | 10.8 | 14.2  | 10.9 | 11.0  | 10.7 | 13.2  |
|      | 고등학교         | 30.0 | 42.2  | 30.2 | 42.2  | 30.0 | 45.2  | 29.0 | 41.2  |
|      | 전문대학교        | 6.9  | 6.2   | 6.8  | 6.0   | 7.2  | 6.4   | 7.0  | 6.4   |
|      | 대학교          | 27.0 | 28.3  | 26.6 | 28.3  | 26.6 | 26.7  | 26.1 | 26.9  |
|      | 대학원 석사       | 3.1  | 4.1   | 3.0  | 4.2   | 2.9  | 4.8   | 2.9  | 4.7   |
|      | 대학원 박사       | 1.0  | 0.2   | 1.0  | 0.2   | 1.0  | 0.7   | 0.7  | 0.4   |
| 직업   | 행정관료직        | 1.1  | 2.5   | 1.3  | 4.7   | 1.6  | 3.2   | 0.9  | 3.4   |
|      | 전문직          | 4.1  | 6.4   | 4.6  | 5.2   | 4.4  | 4.7   | 4.9  | 5.3   |
|      | 사무직          | 18.4 | 20.1  | 19.0 | 19.9  | 18.0 | 22.0  | 19.4 | 24.1  |
|      | 판매/서비스직      | 17.2 | 21.3  | 17.0 | 22.5  | 17.8 | 23.6  | 18.4 | 25.7  |
|      | 기능직          | 15.2 | 25.8  | 15.8 | 25.0  | 14.4 | 24.3  | 13.4 | 21.0  |
|      | 노무직          | 7.5  | 10.2  | 7.3  | 9.4   | 7.6  | 9.3   | 6.4  | 7.2   |
|      | 농림어업         | 8.8  | 4.1   | 8.7  | 4.0   | 9.2  | 4.5   | 9.6  | 4.9   |
|      | 직업군인         | 0.3  | 0.3   | 1.8  | 1.4   | 2.1  | 2.0   | 2.3  | 1.3   |
|      | 기타 취업        | 1.4  | 1.4   | 5.1  | 2.5   | 4.2  | 1.6   | 5.5  | 2.1   |
|      | 전업주부         | 4.9  | 1.8   | 19.2 | 5.2   | 20.0 | 4.9   | 18.6 | 5.0   |



| 구분        |            | 4차   |       | 3차   |       | 2차   |       | 1차   |       |
|-----------|------------|------|-------|------|-------|------|-------|------|-------|
|           |            | 일반   | 베이비부머 | 일반   | 베이비부머 | 일반   | 베이비부머 | 일반   | 베이비부머 |
|           | 무직(퇴직)     | 21.0 | 5.8   | 0.3  | 0.1   | 0.7  | -     | 0.6  | -     |
|           | 학생         | 0.2  | 0.2   |      | -     |      | -     |      | -     |
| 종사상<br>지위 | 임금 근로자     | 54.1 | 51.0  | 53.9 | 51.4  | 54.2 | 49.5  | 53.7 | 49.5  |
|           | 일용 근로자     | 8.9  | 10.2  | 9.3  | 9.7   | 9.8  | 11.1  | 10.5 | 10.7  |
|           | 고용원없는 자영업자 | 30.3 | 29.1  | 30.9 | 29.3  | 29.4 | 29.6  | 30.1 | 30.2  |
|           | 고용원을 둔 사업주 | 5.7  | 8.7   | 5.1  | 8.5   | 5.7  | 8.8   | 5.2  | 8.8   |
|           | 무급 가족 종사자  | 0.9  | 1.0   | 0.8  | 1.0   | 0.9  | 0.9   | 0.6  | 0.7   |

\* 혼인상태는 1~3차는 기혼/ 미혼이었으며, 4차부터 기혼(배우자있음)/ 가혼(사별, 이혼)/ 미혼(결혼한적 없음)으로 분류

\* 무응답은 제외함

\* 일반가구 N=3954, 베이비부머 가구 N=906

## 2. 모형의 설정 및 변수의 설명

### 가. 모형의 설정

기부금은 가구의 소득 및 가구의 특성에 크게 의존한다(Byant et al., 2003; Havens, O'Herlihy, & Schervish, 2007; Feldman, 2007). 관련 연구에서도 나타난 바와 같이 가구 소득은 기부금에 대한 외생변수가 아니므로 내생성통제가 필요하다.

따라서 이와 같은 경우에 사용되는 대표적인 추정방식이 도구변수를 이용한 분석, 소득과는 관계가 있으나 기부금과는 관계가 없는 변수를 활용한 분석이 필요하다. 또한 표본선택모형(sample selection), 통제함수추정(control function estimator) 등이 주로 사용된다. 도구변수를 이용한 분석의 경우 도구변수, 즉 소득과는 관련이 있으나 기부금과 상관관계가 없는 변수를 찾아내는 것이 가장 중요하다. 그러나 분석할 수 있는 자료가 갖추어진 변수에는 한계가 있기 때문에 적합한 도구변수를 찾아내는 작업은 쉽지 않다. 한편 문헌에서 가장 많이 사용되는 표본선택모형의 경우 추정 과정이 복잡하고 추정이 성공하는 경우도 드물다. 또한 함수의 형태를 미리 가정하는 기존의 노동공급함수 추정방식에 따르면 함수 형태에 대한 가정에 따라 임금탄력성의 크기가 달라질 수 있다는 단점이 있다.

그러므로 가구주 개인  $i$ 의 기부금을  $y_{1i}$ , 소득 이외에 기부금에 영향을 미칠 수

있는 변수를  $x_{1i}$ , 가구주 개인  $i$ 의 소득을  $y_{2i}$ , 소득에 영향을 미칠 수 있는 변수를  $x_{2i}$ 라고 하면, 통제함수추정법은 다음과 같은 모형으로 설명할 수 있다.

$$\begin{aligned} y_{1i} &= \beta_1 + \beta_{x_1} x_{1i} + \beta_{y_2} y_{2i} + \beta_v \hat{v}_i + u_i \\ y_{2i} &= \beta_2 + \beta_{x_2} x_{2i} + v_i \end{aligned}$$

먼저  $y_{2i}$  방정식을 추정하여  $\hat{v}_i$ 를 구한 후에, 이를  $y_{1i}$  방정식의 독립변수로 포함시킴으로써  $y_{2i}$ 의 내생성을 통제하였다. 해당 방법은 기존의 도구변수를 이용한 방법에 비해 이 추정방법은 도구변수의 수에 제약이 없다는 장점을 갖는다. 또한  $y_{1i}$  방정식의 독립변수로  $y_{2i}$  뿐만 아니라  $y_{2i}$ 와 다른 변수의 교차항을 포함시킬 수 있다는 장점이 있다. 따라서 모형1과 모형 2의 분석모형은 통제함수추정법(control function estimator)을 사용하여 소득이 기부금에 미치는 영향을 분석한 것이다.

이러한 내생성의 문제를 해결하는 대안 중 또 다른 대안은 패널자료를 이용한 분석모형을 활용하는 것이다. 패널자료를 이용함으로써 얻는 가장 큰 장점은 자료의 형태로 직접 관찰되지 않는 변수로 인해 일어날 수 있는 문제를 해결할 수 있다는 데 있다. 모형1과 모형2는 확률효과모형과 고정효과모형으로 추정한 것이다. 확률효과(random effect) 모형은 이질성이 설명변수와 상관되어 있지 않다고 가정하고 이를 잔차항에 포함시켜 분석하며, 추정방법은 일반화된 최소자승법(Generalized Least Squares)을 이용한다. 즉, 설명변수와 표본(개인)의 미관찰 특성(unobserved effect, unobserved heterogeneity) 간에 상관관계가 없다고 가정한 모형이므로 내생성의 문제를 해결하기 어렵다. 반면 고정효과모형은 이질성이 설명변수와 상관되어 있다고 가정하고 이를 상수항에 포함시켜 분석하며, 추정방법은 최소자승법(Ordinary Least Squares)을 이용하는 것이다. 즉, 설명변수와 개인의 미관찰 특성이 상관관계가 있다고 가정한 모형으로 대안이 될 수 있다. 특히 실험이 불가능한 사회과학의 영역에서 표본에 대한 모든  $\gamma$ 가 관찰되는 자료는 없기 때문에, 이러한 관찰되지 않는 변수의 효율적인 통제는 결과의 신뢰도를 높이는 데 특히 중요하다. 이러한 점에서 패널자료는 다른 시점의 동일표본을 비교하는 것이 가능하기 때문에  $\gamma$ 를 통제하는데 매우 유용한 자료형태이다. 따라서 본 연구에서는 조세재정 패널자료를 활용함에 의해 시간의 변화에 따른 표본의 동태적 변화를 추적할 수 있을 뿐만 아니라 표본의 미관측 효과, 미관측 이질성(unobserved effect,

unobserved heterogeneity)을 통제할 수 있으므로 보다 엄밀한 조건에서 소득이 기부금에 미치는 효과, 베이비부머가 기부금에 미치는 효과를 파악할 수 있을 것으로 사료된다. 본 실증분석에서는 설명변수  $x$ 에 베이비부머 여부와 그 이외에 시간에 따라 변하는 개인의 특성을 포함시키고 피설명변수  $y$ 를 기부금로 하여, 베이비부머 여부가 기부금에 미치는 영향을 파악하고자 하였다. 그러나 고정효과(fixed effect)모형에서는 시간불변 변수는 모두 제거되기 때문에 시간불변 변수에 해당하는 변수의 효과를 추정할 수 없게 된다.

## 나. 변수의 설명

피설명변수는 가구주 개인의 연간기부금이다. 설명변수로는 개인의 특성을 나타내는 변수로 베이비부머 여부(더미변수), 성별(더미변수), 혼인상태(더미변수), 개인의 종사상 지위(더미변수; 임시직 및 일용직은 1, 자영업자, 사업주, 무급가족종사자는 1), 연령(조사연도-출생연도), 교육수준(서열척도), 기부분야(더미변수: 사회복지기관 1, 정당, 문화예술, 종교, 기타는 0)를 사용하였다. 가구의 특성을 나타내는 변수로는 가구의 연간소득(1차부터 3차 자료는 구간변수를 되어 있으므로 구간의 중간 값을 사용하였다), 가구의 연간 소비지출금액을 사용하였다. 분석 자료의 기술통계는 다음의 <표 10>과 같다.

<표 10> 사용 변수의 기초통계

| 구분             | N     | 평균        | 표준편차     | 최소값      | 최대값      |
|----------------|-------|-----------|----------|----------|----------|
| 내생변수           |       |           |          |          |          |
| ln(개인기부금)      | 15809 | -6.539507 | 5.341938 | -9.21034 | 8.294049 |
| ln(작년 연간소득)    | 15800 | 7.7899    | 0.875867 | 4.430817 | 11.44035 |
| ln(작년 직접 소비지출) | 15808 | 7.390272  | 0.758131 | 4.094345 | 10.22557 |
| 외생변수           |       |           |          |          |          |
| 베이비부머 여부       | 15809 | 0.228541  | 0.419906 | 0        | 1        |
| 연령             | 15809 | 51.65071  | 14.24516 | 20       | 93       |
| 성별             | 15809 | 0.812638  | 0.390214 | 0        | 1        |
| 혼인상태           | 15809 | 0.899867  | 0.300187 | 0        | 1        |
| 학력             | 15806 | 4.202391  | 1.62388  | 1        | 8        |
| 직업             | 15802 | 0.791609  | 0.462283 | 0        | 11       |
| 종사상 지위         | 12489 | 0.628313  | 0.483275 | 0        | 1        |
| 기부분야           | 3204  | 0.21598   | 0.411565 | 0        | 1        |

## V. 실증분석 결과

실증분석 결과는 <표 11>, <표 12>와 같다. 모형 1과 모형 2는 고정효과모형 및 확률효과모형에 통제함수추정법을 추가한 모형으로 소득이 기부금에 미치는 영향을 분석한 것이다. 즉, 가구의 소득이 개인의 기부금에 미치는 영향을 분석한 2단계 추정결과이다. 1단계에서 추정한 잔차항( $\hat{v}$ )을 설명변수로 포함시킨 제2단계 추정결과이다. 모형 3과 모형 4는 고정효과모형과 확률효과모형의 추정 결과이다.

모형1은 고정효과(fixed effect)모형으로 시간불변 변수는 모두 제거되기 때문에 시간불변 변수에 해당하는 변수의 효과를 추정할 수 없게 된다. 즉, 베이비부머 여부와 성별의 효과를 추정할 수 없었다. 모형2에서는 베이비부머가 기부금과 통계적으로 유의한 정의 계수를 갖는 것으로 나타났다. 또한 모형 1에서는 가구의 연간소득이 가구주의 기부금액에 양의 효과를 미치는 것으로 나타났으나 통계적으로 유의하지 않았다. 또한  $\hat{v}$ 도 통계적으로 유의하지 않았다.

이외에 여성일수록 학력이 높을수록 임금근로자 일수록 기부금액이 증가하는 것으로 나타났다.

<표 11> 실증분석 결과(1)

| 설명변수<br>피설명변수ln<br>(기부금) | 모형 1                      | 모형 2                       |
|--------------------------|---------------------------|----------------------------|
|                          | Coef. (Std. Err.)         |                            |
| 베이비부머여부                  | -                         | .3338076*<br>(.175861)     |
| 성별                       | -                         | -1.160458***<br>(.2246069) |
| 혼인상태                     | -1.063919**<br>(.4123588) | .7187093**<br>(.2538674)   |
| 학력                       | -.3035599<br>(.1826339)   | .6495628***<br>(.0563873)  |
| 직업                       | -.2688024<br>(1.049348)   | -.580187<br>(.9167765)     |
| 종사상 지위                   | .2441711<br>(.2598413)    | .5362035***<br>(.1444923)  |

| 설명변수 \ 피설명변수ln<br>(기부금) | 모형 1                      | 모형 2                       |
|-------------------------|---------------------------|----------------------------|
|                         | Coef. (Std. Err.)         |                            |
| ln(가구소득)                | .2070752<br>(.1423311 )   | -.0877275<br>(.1260916)    |
| $\hat{v}$               | .0619279<br>(.0894778 )   | -.0592663<br>(.0786577)    |
| 상수                      | -6.244083**<br>(1.974281) | -7.992879***<br>(1.579268) |
| num. of obs             | 7589                      | 7589                       |
| num. of group           | 3290                      | 3290                       |

\*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

앞서 모형 1과 모형2에서  $\hat{v}$ 가 통계적으로 유의하지 않았기 때문에 기부금을  $y_{1i}$ 과 소득  $y_{2i}$  간에 내생성이 존재하지 않음이 증명되었다. 모형3과 모형4인 고정효과 모형과 확률효과모형으로 추정하였다.<sup>5)</sup>

<표 12> 실증분석 결과(2)

| 설명변수 \ 피설명변수ln<br>(기부금) | 모형 3                      | 모형 4                       |
|-------------------------|---------------------------|----------------------------|
|                         | Coef.(Std. Err.)          |                            |
| 베이비부머여부                 | -                         | .3293694**<br>(.1603349 )  |
| 성별                      | -                         | -1.238023***<br>(.2088617) |
| 혼인상태                    | -.6090048**<br>(.2412612) | .3460234*<br>(.1864668)    |
| 학력                      | -.1225831<br>(.12735)     | .6391996***<br>(.0469383)  |

- 5) 먼저 고정효과 모형(모형3)의 적절성을 확인하기 위해, housman test를 통해 확률효과 모형과 고정효과 모형의 추정치의 차이를 비교하였다. 이 검정에서 귀무가설은 “고정효과 모형의 추정치와 확률효과 모형의 추정치는 구조적으로 다르지 않다”이며, 이 가설이 기각되면 고정효과 모형의 추정치를 선택하는 것이 합당하다. 검정 결과, 검정통계량( $\chi^2$ )은 89.13 ( $Prob > \chi^2 = 0.0000$ )으로 귀무가설은 기각되었다. 따라서 고정효과 모형을 이용하여 추정하는 것이 적절함을 알 수 있다(모형4).

| 설명변수 \ 피설명변수ln<br>(기부금) | 모형 3                       | 모형 4                       |
|-------------------------|----------------------------|----------------------------|
|                         | Coef.(Std. Err.)           |                            |
| 직업                      | .4286728<br>(.6685813)     | .3986258<br>(.6057417)     |
| 종사상 지위                  | .1369946<br>(.1920664)     | .4552364***<br>(.1239517)  |
| ln(가구소득)                | .1076744***<br>(.0544274)  | .1739992***<br>(.0509544)  |
| 상수                      | -6.702299***<br>(1.023702) | -10.71435***<br>(.7594067) |
| num. of obs             | 12480                      | 12480                      |
| num. of group           | 3523                       | 3523                       |

\*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

이상에서 베이비부머 여부 및 가구의 소득과 기부금과의 관계를 분석한 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 먼저 베이비부머일수록 기부금을 증가시키는 것으로 나타났다. 또한 가구의 소득이 높을수록 기부금이 증가하는 것으로 나타났다. 이 같은 결과는 베이비붐 세대가 이전 세대보다 경제적인 지위가 높으며 은퇴 이후 다른 생활양식과 가치관을 지닌 집단이 될 것이라는 기존의 연구결과를 뒷받침하는 결과라 할 수 있다. 또한 은퇴세대에 이르는 베이비붐 세대의 기부를 활성화시킬 수 있음을 시사한다. 아울러 여성일수록, 임금근로자가 자영업자 보다 기부금이 증가하는 것으로 나타났다. 이는 임금근로자가 자영업자 보다 기부의 정기성이 지속성이 높다는 해석을 할 수 있다.

## VI. 결 론

상기에서와 같이 본 연구는 기부관련 정책의 변화와 급변하는 사회현상을 반영하는 베이비부머의 기부 특성, 베이비부머의 기부가 갖는 의미를 분석하고, 재정패널 1~4차 자료를 이용하여 기부에 미치는 요인을 실증 분석하였다.

먼저 우리나라 기부금 관련 법은 1951년 「기부금품모집금집법」이 최초로 제정된 이래 기부금품의 무분별한 모집규제, 기부금품의 모집·사용의 투명성 제고를 목적으로 중심을 두는 법과 정책을 시행하였으며, 최근에는 성숙한 기부문화 조성을 위해 통제적 규제에서 모집 장려 및 사용에 대한 사후관리를 강화하는 법과 정책으로 변화되어왔다. 기부의 중요성을 인정하며 기부금 모집을 장려하기 위한 조세 정책을 중심으로 추진되고 있다. 그러나, 사회의 변화에 따른 기부관련 정책의 포괄범위 및 대상은 구체화되어 있지 않은 것으로 나타났다.

둘째, 재정패널 1~4차 자료를 사용하여 베이비부머의 기부 특성을 분석하였다. 분석결과 기부경험이 8.4%에서 9.7%, 8.4%, 9.5%로 매년 점점 증가하는 것으로 나타났다. 연간 기부금은 평균 141.91만원으로 전체 소득의 3.5%를 기부하고 있었으며, 전체 소비지출의 6.2%를 차지하고 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 기존의 기부에 있어 연령이 중요한 변수로 작용해왔으며, 새로운 환경 변화로 인해 베이비부머가 기부에 중요한 영향을 미칠 수 있음을 뒷받침하는 결과라고 사료된다.

또한 실증분석 결과 베이비부머일수록 기부금액이 증가하는 것으로 나타났다. 가구의 연간 소득이 높을수록 학력이 높을수록 임금근로자일수록 기부금액이 증가하는 것으로 나타났다. 이는 베이비부머 세대가 이전 세대보다 경제적 지위가 높으며 은퇴 이후에도 다른 생활과 가치관을 지닌 집단이 될 수 있으며 해당 집단에 기부를 활성화할 수 있음을 시사하는 결과라 할 수 있다. 이는 기부정책이 기부자의 특성을 반영한 다원화, 맞춤형 정책으로 변화해야한다는 의미로 해석할 수도 있을 것이다.

그러나, 본 연구는 다음의 한계를 지닌다. 재정패널 조사자료는 조사원에 의한 면접타계식 조사 방식이기 때문에 자료의 특성상 실제로 기부행위를 하였음에도 불구하고 소액기부의 경우에는 다수의 기부자가 이를 보고하지 않았을 가능성도 많으며 반대로 세액 등을 축소하기 위하여 종교기관 등에 실제 기부금보다 더 많은 기부액수를 기부했다고 하였을 수도 있다(박기백, 2010). 무엇보다도 본 연구에서는 구축효과나 주변의 기부행위에 대한 압력 등도 제외되어 있다. 또한 베이비부머 세대의 특성을 평가하기에는 충분한 시간이 경과하지 않았다는 점을 고려할 필요가 있다. 따라서 실증분석 결과는 유의해서 해석하여야 할 것이며 향후 추가 연구를 통하여 비교 또는 검증하는 절차가 필요하다.

하지만 이러한 제약점을 감안하더라도 본 연구는 베이비부머의 기부의 중요성과 그 특성, 기부금에 영향을 미치는 요인을 분석함으로써 기부 관련 정책개선에 근거를 제공하는 데 그 의의를 지닌다고 할 수 있다.

## VII. 참고문헌

- 강철희, 2003. “자선적 기부행동 및 자원봉사 참여행동에 대한 탐색적 분석”. 한국비영리연구, 2(2), pp.161-205.
- 강철희, 2007. “기부 및 자원봉사와 신뢰의 관계에 관한 연구”. 한국사회복지학, 59(3), pp.5-32.
- 강철희·주명관, 2008. “한국인의 기부참여 행동에 관한 연구: 정기적 참여, 비정기적 참여 및 미참여에 대한 비교분석”. 한국사회복지행정학, 10(1), pp.1-38.
- 김근령, 2000. “대기업 사무직 근로자들의 후원행동과 관련된 요인에 관한 연구”. 석사학위논문. 이화여자대학교.
- 김영숙 외, 2011. 노령지식인 사회참여사업평가 및 세부추진모형 설계, 보건복지부.
- 박기백, 2010. “조세감면이 근로소득자의 기부금에 미치는 영향”. 한국세무학회, 27(2), pp.143-158.
- 박태규, 2004. “자원봉사의 경제적 분석”. 한국비영리연구, 3(1), pp.115-143.
- 박태규, 한국에서 개인기부에 대한 경제학적 분석틀의 한계와 보완방안에 대한 소고: 1998-2004년의 조사 자료를 중심으로. 한국비영리연구 제6권 제2호(2007): 311-336p.
- 서울경제, 2012. “10억 주택 기부하면 3억 연금 받는다”, 2012.9.23.
- 손원익, 2010. 기업의 준조세 실태와 정책방향, 한국조세연구원
- 손원익·박태규, 2008. 한국의 민간기부에 관한 연구(규모 구조와 특징 관련 정책방향) 한국조세연구원
- 이금룡외, 2011. 자원봉사 동기와 동기충족 및 자원봉사활동 만족도와의 관계에 관한 연구 : 기능주의적 동기이론을 중심. 한국지역사회복지학, Vol.37.



- 이동진 · 유병희, 2011. “도시생활의 질 측정도구의 개발 : 서울시를 중심으로”. 한국 마케팅저널, 13(1), pp.1-26.
- 정근원, 1994. 비판적 영상교육 시급(저널리즘비평, Vol.12 No.[1994])
- 조선주, 2007. “성별 기부 특성에 관한 연구”. 한국비영리연구, 6(1), pp.165-203.
- 조선주, 2009. 여성자원봉사활동의 경제적 가치와 지원방안 연구; 한국여성정책연구원
- 한국문화관광연구원, 2009. 문화예술 분야 기부 활성화를 위한 정책적 지원 방안 연구
- 한동우, 2009. “한국의 기부문화 현황과 과제”. 중앙일보 시민사회환경연구소.
- 황창순, 2001. 개인 기부의 결정요인에 관한 연구 : 2000년 기부조사 데이터를 중심으로 (한국비영리학회 학술대회, Vol. No, [2001])
- Aldrich, T. 2000. “Reactivation lapsed donors: a case study”. International Journal of Nonprofit and Voluntary Sector Marketing, 5(3), pp.288-293.
- Andreoni, J., Brown, E., and Rischall, I. 2003. “Charitable Giving by Married Couples: Who Decides and Why Does It Matter?”. The Journal of Human Resources, 38, pp. 111-133.
- Andreoni, J., Brown, E., and Rischall, I. 2003. “Charitable Giving by Married Couples: Who Decides and Why Does It Matter?”. The Journal of Human Resources, 38, pp. 111-133.
- Bekkers, R, and Wiepking, P. 2006. “To Give or not to Give, that’s the Question. How Methodology is Destiny in Dutch Data”. Nonprofit & Voluntary Sector Quarterly, 35, pp.533-540.
- Bekkers, R. 2003. “Trust, Accreditation, and Philanthropy in the Netherlands”. Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly, 32, pp.596-615.
- Bekkers, R. 2004. Giving and volunteering in the Netherlands : Sociological and Psychological Perspectives. The Netherlands: Utrecht University.
- Bekkers, R. 2004. Giving and volunteering in the Netherlands : Sociological and Psychological Perspectives. The Netherlands: Utrecht University.
- Belfield, C. R. and Beney, A.P. 2000. “What Determines Alumni Generosity : Evidence for the UK”. Education Economics, 8, pp.65-80.

- Boskin, M.J., Feldstein, M.(1977), *Review of Economics and Statistics*, VOL.59 NO.3 pp351-4
- Brown, E. and Ferris, J. M. 2007.“Social Capital and Philanthropy: An Analysis of the Impact of Social Capital on Individual Giving and Volunteering”. *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 36, pp.85-99.
- Bryant, W. K., Slaughter, H. J., Kang, h. and Tax, A. 2003. “Participating in Philanthropic Activities:
- Carmen, K. G. 2006. “Social Influences and the Private Provision of Public Goods: Evidence from Charitable Contributions in the Workplace”. Unpublished Discussion Paper. Stanford Institute for Economic Policy Research : Stanford University.
- Clotfelter, C. T., “Tax Incentives and Charitable Giving: Evidence from a Panel of Taxpayers,” *Journal of Public Economics*, 1980, 13, pp. 319-340.
- Donating money and time”. *Journal of Consumer Policy*, 26, pp.43-73.
- Feldman, N. E. 2007. “Time is Money: Choosing between Charitable Activities”. *American Economic Journal: Economic policy*, 2(1), pp.103-113.
- Feldstein, M., “The Income Tax and Charitable Contributions; Part I-Aggregat and Distributional Effect,” *National Tax Journal*, 1975a, 28, pp. 81-100.
- Frey, B. and Slutzer, A. 2002. *Happiness and Economics*. Princeton : Princeton University Press.
- Havens, J. J., O’Herlihy, M. A. and Schervish, P. G. 2007. *Charitable Giving: How Much, by Whom, to What, and How. The Non-Profit Sector: A Research Handbook*. New Haven: Yale University Press.
- Havens, J. J., O’Herlihy, M. A. and Schervish, P. G. 2007. *Charitable Giving: How Much, by Whom, to What, and How. The Non-Profit Sector: A Research Handbook*. New Haven: Yale University Press.
- Lunn, J., Klay, R. and Douglass, A. 2001. “Relationships among Giving, Church Attendance, and Religious Beliefs: the Case of the Presbyterian Church(USA)”. *Journal of the Scientific Study of Religion*, 40, pp.765-775.

- Lyons, M. and Passey, A. 2005. *Giving Australia: Research on Philanthropy in Australia*. Sydney: University of Technology.
- Marx, J. D. 2000. "Women and Human Services Giving". *Social Work*, 45, pp.27-38.
- Monks, J. 2003. "Patterns of giving to Ones Alma Mater among Young Graduates from Selective Institution". *Economics of Education Review*, 22, pp.121-130.
- Putnam, R. D. 2000. *Bowling Alone: The collapse and revival of American community*. New York: Simon & Schuster.
- Reece, W.S(1979), *American Economic Review*, VOL.69 NO.1 pp142-51
- Rohs, F. R. 1986. "Social Background, Personality, and Attitudinal Factors Influencing the Decision to Volunteer and Level of Involvement Among Adult 4-H leaders". *Journal of Voluntary Action*, 15, pp.87-99.
- Rooney, P. M., Steinberg, K. S. and Schervish, P. G. 2001. "A Methodological Comparison of Giving Surveys: Indiana as a Test Case". *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 30(3), pp.551-568.
- Schervish, P. G. and Havens, J. J. 1995. "Do the Poor Pay More? Is the U-Shaped Curve Correct?". *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 24(1): 79-90.
- Wilhelm, M. O., Brown, E., Rooney, P. M., and Steinberg, R. 2006. "The Intergenerational Transmission of Generosity". *Journal of Public Economics*, 92(10-11), pp.2146-2156.
- Wunnava, P. V. and Lauze, M. A. 2001. "Alumni Giving at a Small Liberal Arts College: Evidence from Consistent and Occasional Donors". *Economics of Educational Review*, 20, pp.533-543.



# 베이비붐 세대의 노동시장 지위변화 유형 분석

- 재정패널조사 1차~4차 자료를 중심으로 -

■ 오 지 연\*

---

\* 한국조세연구원



## 차 례

|                             |     |
|-----------------------------|-----|
| I. 서론 .....                 | 233 |
| II. 선행연구 .....              | 235 |
| 1. 베이비붐 세대에 관한 선행연구 .....   | 235 |
| 2. 노동시장 지위변화에 대한 선행연구 ..... | 237 |
| III. 연구방법 .....             | 239 |
| 1. 분석자료 .....               | 239 |
| 2. 분석대상 .....               | 240 |
| 3. 분석방법 .....               | 244 |
| IV. 연구결과 .....              | 246 |
| 1. 최적 모형 선택 .....           | 246 |
| 2. 노동시장지위변화 유형별 특성 .....    | 250 |
| 3. 노동시장 지위변화 유형 결정요인 .....  | 259 |
| V. 결론 .....                 | 263 |
| VI. 참고문헌 .....              | 265 |



# 베이비붐 세대의 노동시장 지위변화 유형 분석

## - 재정패널조사 1차~4차 자료를 중심으로 -

오 지 연

### 요 약

본 연구는 재정패널조사의 1차 ~ 4차 자료를 활용하여 최근 5년간 이루어진 베이비붐 세대의 종사상 지위 변화를 파악하고 이를 유형화하여 베이비부머들의 노동시장 지위 변화 특성을 분석하였다. 이를 통해 1)재정패널조사의 활용방법의 다양성을 제시하고, 2)분석결과를 통한 정책시사점을 제시하는 데 기본 목적이 있다. 연구에 활용된 분석방법은 집단중심추세분석(group-based trajectory analysis)방법과 다항로지분석(multinomial logit analysis)방법이다. 집단중심추세분석은 사건 중심의 분석이 아닌 사건배열식 분석 방법으로 베이비부머들의 노동시장 지위변화를 전체적인 경로의 시각으로 살펴보고자 하였다. 그 결과 ‘비경활지속형’, ‘실업탈출형’, ‘자영업Ⅰ형’, ‘자영업Ⅱ형’, ‘임금근로이탈형’, ‘임금근로지속형’의 6가지 유형으로 노동시장 지위변화 패턴을 구분할 수 있었으며, 이들 유형은 연령, 성별, 가구주와의 관계, 배우자 직업유무, 교육년수, 가구원수, 주택거주형태, 거주지역에 따라 포함 될 가능성이 다른 것으로 나타났다. 특히 남성 가구주인 경우 노동시장에서 지속적인 지위를 유지하는 유형에 포함될 가능성이 높았고, 주택거주형태가 전세나 월세인 베이비부머들이 노동시장에서 낮은 지위의 유형에 포함될 가능성이 높아 이들을 위한 정책적 대안책의 마련이 필요하다는 시사점을 제공해주었다.

## I. 서 론

최근의 한국사회는 외환위기와 글로벌 금융위기라는 두 차례의 경제위기와 고령화 사회로의 진입을 경험하며 얼마나 많은 사람들이 어떤 과정을 경험하며 경제활동 측면에서 변화를 겪는가 하는 문제에 대해 큰 관심을 갖게 되었다. 특히 인구의 고령화가 매우 빠른 속도로 진행되고 있고, 평균 수명의 증가에도 불구하고



외환위기 이후 일반화 된 비자발적 퇴직으로 인해 중·고령 인구의 노동시장 지위변화가 두드러지고 있다. 이러한 면에서 한국의 베이비붐 세대는 급격한 경제·사회 변화를 최전선에서 경험하며 직업의 불안정성을 몸으로 겪은 중·고령 세대로 사회적 이슈의 중심이 되어 왔다.

한국의 베이비붐 세대란 6.25 전쟁 이후인 1955년부터 1963년에 걸쳐 태어난 세대를 의미하는 용어로, 이 기간에 태어난 816만 명, 2010년 기준 전체 인구의 14.6%를 차지하는 712만 5천여 명(통계청, 2010)을 지칭한다. 이들은 국내경제가 급성장하기 시작한 1980년대에 사회로 진출하여 외환위기 이전까지 ‘산업 일꾼’으로 활약하며 경제 호황기를 이끌었고, 가계 경제의 주된 수입원으로 부모와 자녀 세대를 모두 부양하는 버팀목 세대의 역할을 수행하였다.

베이비붐 세대의 경제활동 변화에 대한 관심이 고조된 것은 2010년 베이비붐 세대의 첫 출생자인 1955년생들이 기업의 일반적 정년연령인 55세에 도달하면서 부터이다. 전문가들은 ‘베이비붐 세대의 은퇴 폭탄’, ‘썰물 은퇴’ 등으로 불리는 베이비붐 세대의 은퇴에 대해 전체 베이비부머 중 약 77%가량인 549만 명의 취업자가 10년에 걸쳐 주된 일자리를 벗어날 것이라고 예측하고 있다(장호성 외, 2010). 그리고 한국사회 산업화의 본격적인 진행과 노동시장의 다변화를 경험한 세대인 만큼 향후 그들의 경제활동 상황이 매우 다양한 경로를 가지고 변화할 것이라고 추론한다(한경혜 외, 2011). 중·고령자에 속하는 베이비부머의 은퇴를 일시적으로 발생하는 사건이 아닌 시간경과에 따라 지속적으로 발생하는 프로세스의 일부분으로 인식하기 때문이다(Achtley, 1982). 덧붙여 부모세대와 비교하여 사회참여 욕구와 교육수준이 높은 베이비부머들은 전통적 부모부양의 가치관 약화와 경제적 노후준비의 부족으로 인해 사회적 혹은 경제적 의도로 주된 일자리를 그만 둔 이후에도 계속 노동시장에 남아 있을 것이라는 예측이 가능하다.

실제로 베이비부머들은 주된 직업으로부터의 퇴직 이후에도 재취업을 하거나 재취업을 위한 활동을 하고 있는 것으로 나타났으며(방하남 외 2010), 근로지속의사도 비교적 높은 것으로 나타났다(강은나 외, 2012; 서미경, 2011). 다만, 은퇴이후 노동시장에 남아 경제활동을 지속하고 있다하여도 기업 생태계 속에서 중·고령 노동자인 베이비부머들의 시장 지위가 이전 직업과 동일하게 유지되기는 어려운 실정이다. 고연령 취업자 집단에서 나타나는 고용형태의 특징 즉, 상용직 근로자

의 비중은 낮고, 임시직과 자영자의 비중이 높은 경향이 베이비붐 세대 취업자에게도 동일하게 나타나기 때문이다(박시내, 2010). 그렇다면, 베이비붐 세대의 노동시장에서의 지위변화는 2010년을 전후 하여 어떠한 유형으로 변화하고 있는지에 대한 의문이 생긴다.

지금까지 우리나라의 베이비부머를 대상으로 한 연구들 중 대표성 있는 표본을 대상으로 그들의 노동시장 지위변화에 대해 분석한 연구는 많지 않은 실정이다. 2010년 이후로 베이비붐 세대의 은퇴에 대한 관심이 증가하며 이들의 은퇴준비에 대한 연구 혹은 근로지속의사에 대한 연구 등 은퇴의 대응방안에 대한 연구는 진행되어 왔으나 그들이 실제로 경험하고 있는 지위변화에 대한 연구는 부족한 것이다. 이에 따라 본 연구에서는 최근 베이비붐 세대들의 노동시장 지위변화를 파악하고 그 영향요인을 규명하고자 한다.

또한 그들의 노동시장 지위변화를 전체적인 경로로 살펴보고자 하는 것에 본 연구의 또다른 의미가 있다. 앞서 은퇴가 사건(event)가 아니라 과정(process)라고 언급하였던 것과 같이 주된 직업에서 은퇴한 이후에도 다양한 근로형태로 일하고, 다양한 패턴으로 서서히 노동시장을 떠나는 형태로 은퇴의 개념이 변화하였고, 최근 노동시장에서의 지위변화를 경험하였을 베이비부머들의 이질성을 파악하기에는 과정과 경로로 이해되어야 할 필요가 있다고 보기 때문이다. 따라서 종사상 지위 변화 과정에 있어 뚜렷하게 구별되는 유형들이 존재하는지 그리고 유형들이 존재한다면 그 유형을 결정하는 요인들은 무엇인지에 대해 연구하고자 한다. 이러한 연구의 결과는 베이비부머의 최근 직업이동경향 및 노동시장 지위변화에 대한 다양한 이해방법을 제공 할 수 있을 것이며, 베이비부머의 노동시장 참가율 제고, 노후 소득보장을 위한 제도 마련의 기초자료로 활용될 수 있을 것이다.

## II. 선행연구

### 1. 베이비붐 세대에 관한 선행연구

베이비부머에 관한 관심이 고조되면서 가장 많은 연구가 이루어진 분야는 베이

비부머의 은퇴준비와 노년기 진입에 따른 사회경제적 영향력 및 정책방안에 관한 것이다(Kelly & Harding, 2004; Lusardi & Mitchell, 2007; 류애정, 2010; 백은영, 2011; 이기주·석재은, 2011; 정경희, 2010; 정호성 외 2010). 특히 그들이 노후대비를 위해 어떠한 자산을 보유하고 있는지(Kelly & Harding, 2004; Lusardi & Mitchell, 2006; 정호성 외, 2010), 연금가입 수준은 어떠한지(이기주·석재은, 2011), 은퇴 준비 유형은 어떠한지(백은영, 2011)를 다루는 연구들이 많았다.

최근 들어 베이비부머들의 근로생애에 대한 연구들이 축적되고 있으나 이제 시작단계인 수준이다. 대표적인 연구로는 김기현(2011), 방하남 외(2010)의 연구가 있다. 김기현(2011)은 베이비붐 세대의 근로생애를 분석하기 위해 한국교육개발원의 교육과 사회계층이동 조사 자료를 이용하였다. 이 연구에서는 베이비붐 세대의 초·중·고·대·직업, 40세 무렵 직업, 현직으로 이어지는 근로생애의 과정을 그 특성과 결정요인, 직업이동의 과정을 중심으로 살펴보았으며, 베이비붐 이전 세대와 이후 세대를 비교함으로써 베이비붐 세대의 고유한 특성이 무엇인지 살펴보았다. 그 결과 베이비부머들이 성에 따라 근로생애의 과정이 매우 다르며, 화이트칼라층의 직업 지위에서 하강이동의 가능성이 다른 세대 보다 높다는 결과를 보여주었다. 방하남·신동균·이성균·한준·김지경·신인철(2010)은 한국 베이비붐 세대의 근로생애 연구라는 보고서를 통해 베이비부머들의 근로생애와 생애 주된 일자리에서의 퇴직과 재취업, 베이비붐 세대의 경제적 부양부담, 건강과 노동능력, 베이비붐 세대의 경제적 자산과 사회적 자본에 대한 연구를 발표하였다. 이 중 근로생애에 대한 분석에서는 고령화패널과 노동패널의 자료를 통하여 1930년부터 1960년 출생자들의 코호트간 생애 주 직장 진입연령을 비교하고, 45세에 도달하였을때 생애 커리어 직장에서의 생존율을 출생년도별로 비교하였다. 마지막으로 근로생애 중후반에서의 경제적 상황을 태생 집단간 비교하였다. 그 결과 베이비붐 코호트 집단은 생애 커리어 직장에 다른 세대보다 빨리 정착하는 성향을 보였으며, 45세를 기준으로 커리어 직장의 생존률이 다른 코호트 집단에 비해 급격히 감소하였고, 그 이후 커리어 직장 개발에 성공하지 못한, 즉 불안정한 근로인생을 살아온 응답자의 비율이 높게 나타났다.

베이비부머의 근로에 대한 경로분석 연구는 아니지만 그들의 노년기 근로지속 의사 및 근로형태를 분석한 연구도 존재한다. 강은나·김혜진·김영선(2012)의 연

구가 그것인데, 이 연구에 따르면, 노년기 근로지속의사에 영향을 미치는 요인으로서는 성별, 주관적 건강상태, 가구원수, 가구소득, 자녀로의 경제적 하향이전(사적 이전지출), 현재 경제활동참여여부, 최장기간 종사상지위, 국민건강보험의 충분성 인식이라고 설명하였다.

## 2. 노동시장 지위변화에 대한 선행연구

노동시장내에서 지위변화를 다루는 연구들은 크게 두 가지 부류의 대상을 가지고 연구하였다. 저소득 노동자와 중·고령 노동자들을 대상으로 하는 것이다. 전자를 대상으로 하는 연구로는 성재민(2011)과 이병희(2008), 최옥금(2008)의 연구 등이 있다. 후자를 대상으로 하는 연구들은 주로 중·고령자의 은퇴과정에 대한 연구들로 은퇴과정의 유형을 구분하여 변화의 다양성을 해석한 연구(Cahill, K.E. · Giandrea, M.D. · Quinn, J.F., 2006; 박경하, 2011; 장지연, 2003; 홍백의 · 김혜연, 2010)와 은퇴 시기와 영향요인을 분석한 연구(Meadow, 2003; Taylor, 2001, 박경숙, 2003; 이승렬 · 최강식, 2007) 등이 있다.

성재민(2011)은 노동패널조사 자료를 다출구모형(competing risks model)과 복수상태이행모형(multiple state model)을 결합한 방법론을 활용하여 저소득에서 비저소득으로의 이행과 실업 및 비경활로의 이행, 실업 및 비경활로 이행한 사람들의 저소득으로의 재진입과 비저소득으로의 이행 등을 분석하였다. 그 결과 저소득 노동자들의 실업 및 비경활로의 이행확률이 더 높으며, 그 상태에서 일자리에 재진입하는 것 자체에 어려움을 경험하고, 이전 일자리에서 비자발적으로 이직한 경우 저소득의 굴레에서 빠져나오기 어려운 것으로 추정되었다. 이병희(2008)는 저소득 노동시장의 구조와 특징을 정태적인 측면에서 분석하고, 저임금·저소득 취업이 고착화되는지 분석하였다. 그 결과 비정규직 고용의 고착화, 영세 자영업 종사자의 비중 증가에 따라 비임금근로자가 저소득 근로에 종사하는 비중이 42%로 임금근로자(27%)보다 높다는 사실을 발견하였고, 저소득 취업자의 실직시 비경활상태로 전환하는 가능성이 높고, 상향 이동 가능성이 다른 OECD회원국에 비해 낮다는 결과를 제시하였다. 최옥금(2008)은 근로빈곤층의 직업력을 분석하기 위해 사건배열분석과 최적일치법을 활용하여 생애주기에 따른 노동경험이 어떻게 나타났는

지 분석하였다. 그 결과 근로빈곤층은 비빈곤층과 비교하여 일한 기간에서는 차이가 없었으나 성별에 따라 살펴본 결과 공백 기간과 공백의 수에서 비빈곤층과 차이를 보였다고 밝혔다.

중·고령 노동자들의 퇴직을 사건이 아닌 일련의 과정으로 인식하여 연령과 고용지위를 기준으로 은퇴과정을 구분한 연구들은 다음과 같다. 먼저, 은퇴과정의 이행 가능성과 이행 규모를 분석한 Cahill, K.E. · Giandrea, M.D. · Quinn, J.F.(2006)는 55세 이상 연령층 중 전일제 경력직을 이탈하는 52%가 10년의 관측기간 동안 직접적으로 노동시장에서 이탈하지 않고 교량적 일자리를 선택하였다는 결과를 제시하였다. 국내 연구로 장지연(2003)은 대안적 은퇴과정으로서 근로시간단축의 경로가 주요 유형에 속하는지 분석하였는데, 비임금근로자의 비율이 큰 중·고령자의 노동시장인만큼 비경제활동으로의 전환 못지않은 비율로 근로시간 단축으로의 전환을 경험한다고 밝혔다. 또한, 정규직 임금근로자의 경우 임시일용직이나 자영업창업을 통하여 근로시장에 잔류하다 은퇴하는 비율은 상대적으로 크지 않다고 분석하였다.

박경하(2011)는 최적일치법(optimal matching)과 군집분석(cluster analysis)을 적용하여 은퇴과정의 유형을 분석한 결과 주변적경제활동형, 사적이전의존형, 재진입제약형, 안정적퇴장형, 퇴장후재진입형의 5개 유형을 도출하였다. 이 연구에 따르면, 재진입제약형의 경우 ‘비경활과 국민연금 비수급’ 상태의 분포가 가장 높게 나타났으며, 퇴장후재진입형은 은퇴과정에서 재취업하여 늦은 연령기까지 고용상태를 유지할 가능성이 높았다. 이처럼 은퇴과정의 각 유형별 다양한 유형적 특성이 있음을 분석한 연구이다. 홍백의 · 김혜연(2010)은 집단중심추세모형을 통해 중·고령 남성의 퇴직 경로를 유형화한 결과 노동시장이탈형, 조기퇴직자형 I, 조기퇴직자형 II, 정규퇴직자영자형, 정규퇴직근로자형, 지속자영자형, 지속근로자형, 장기지속근로자형의 8가지 유형으로 분류하였다. 이 연구에서는 정규퇴직형의 경제적 상태가 다른 집단에 비해 상대적으로 높고, 지속자영자형 및 지속근로자형, 장기지속근로자형 등 정규퇴직시점 이후까지 근로를 지속하는 집단의 경제적 상태가 열악한 것으로 나타났다.

중·고령 노동자들의 은퇴 시기와 은퇴에 영향을 미치는 원인들에 대해 모형 분석을 통해 분석한 선행연구들은 다음과 같은 요인들이 퇴직이 일어나는 시점에

영향을 주는 요인이라고 분석하였다. 먼저, Meadow(2003)의 경우 개인적 특성, 일자리 관련 요인, 건강, 재정적 인센티브가 그 영향요인이라고 밝혔고, Taylor(2001)의 경우 학력, 부양자녀의 유무, 혼인상태, 삶의 가치가 퇴직 시점에 영향을 미치는 요인이라고 분석하였다. 우리나라의 연구 중에는 박경숙(2003)의 연구가 있는데, 55세 이상 고령자의 노동시장 이탈 과정에 은퇴제도, 노동시장의 불평등, 가족 조건과 같은 요인이 어떻게 작용하고 있는가를 살펴 본 결과 우리나라 고령자의 일자리 이동 중 전형적 배열은 장기 비취업상태이며, 성별, 가구주와의 관계, 가구 소득에 따른 개연성이 있다고 밝혔다. 은퇴시기에 공적 연금 자산이 미치는 효과를 분석한 이승렬·최강식(2007)의 연구결과에 의하면 국민연금 기대자산 수준이 높을수록 노동시장에서 은퇴할 확률은 높지만 그 효과는 미미한 수준인 것으로 나타났다.

### III. 연구방법

#### 1. 분석자료

본 연구에서는 최근 베이비붐 세대들의 노동시장 지위변화를 추적하고, 그들이 얼마나 다양한 경로를 가지고 노동시장에서 종사상 지위를 변화시키고 있는지 분석하고자 한다. 이를 위해 재정패널조사의 1~4차년도 자료를 활용하고자 하였다. 재정패널조사는 2008년도 1차년도 조사를 시작으로 매년 동일한 조사대상자들에게 동일한 문항을 응답받는 패널조사로서 2012년 5차년도 조사까지 진행된 종단조사(longitudinal survey)이다. 가구패널을 기준으로 하는 재정패널조사는 제주도를 제외한 15개 시도에서 추출한 5,000여 가구와 그 가구에 속하는 소득이 있거나 소득활동을 하는 7,000여명의 가구원을 대상으로 하는데, 가구의 경우 소득, 지출, 자산, 부채, 복지현황에 이르는 가계재정 전반의 사항을 조사하며, 개별 조사대상자인 가구원의 경우 본인의 경제활동상태, 소득, 보험관련 지출현황, 소득공제 현황 등 가구를 구성하는 개인의 경제 상태에 대해 조사한다. 이때 조사의 응답은 회상에 따르며, 대부분 조사의 직전년도를 기준으로 응답받고 있다. 개인의 경제

활동상태의 경우 1개년도 조사에서 시점을 달리하여 조사하고 있다. 조사 직전년도 12월 31일을 기준으로 개인의 경제활동상태를 조사하고, 조사시점(5월 1일 기준)을 기준으로 경제활동상태를 다시 한번 조사하는 것이다. 이런 이유로 4th wave라는 비교적 짧은 차수의 조사데이터임에도 불구하고 풍부한 시계열 자료의 확보가 가능하다.

재정패널조사의 1~4차년도 조사자료를 시계열자료로 구성하면 <표 3-1>과 같이 1명의 개인에게 7개의 경제활동상태 이력 즉, 직업력<sup>1)</sup>이 구성되어 진다. 이는 과거에 가졌던 직업을 총망라하여 기술한 회고적 정보에 비해 자료의 상대적 크기는 작다고 할 수 있으나 한 개인의 최근 경제활동 상태를 면밀히 파악할 수 있다는 점에서 유용한 자료로 활용 될 수 있다.

<표 3-1> 2007년~2011년간 경제 활동상태 조사내용

| 구분       | 조사시점          | 경제활동상태 조사내용                                  | 해당 자료를 포함하는 데이터 |
|----------|---------------|----------------------------------------------|-----------------|
| 경제활동 상태1 | 2007년 12월 31일 | 직업, 종사상 지위                                   | NaSTaB01H       |
| 경제활동 상태2 | 2008년 12월 31일 | 직업, 종사상 지위, 근로월수, 구직활동 정보(구직활동 사유, 미구직활동 사유) | NaSTaB02H       |
| 경제활동 상태3 | 2009년 5월 1일   |                                              | NaSTaB02P       |
| 경제활동 상태4 | 2009년 12월 31일 |                                              | NaSTaB03H       |
| 경제활동 상태5 | 2010년 5월 1일   |                                              | NaSTaB02P       |
| 경제활동 상태6 | 2010년 12월 31일 |                                              | NaSTaB04H       |
| 경제활동 상태7 | 2011년 5월 1일   |                                              | NaSTaB02P       |

## 2. 분석대상

분석대상이 되는 베이비붐 세대는 1955년부터 1963년 사이에 태어난 코호트 집단으로 2010년 기준 전체 인구의 14.6%를 차지한다. 재정패널조사의 전체 조사대

1) 1차년도 조사의 경우 조사직전년도 12월 31일을 기준으로 한 경제활동상태만 조사하였으며, 2차년도 이후부터 2개의 시점으로 경제활동상태를 조사하였다. 따라서 8개가 아닌 7개의 직업이력이 존재한다.

상가구인 5,798가구 중에서는 1,168가구, 약 20%를 차지하는 가구에서 베이비부머가 존재하는 것으로 나타났다. 가구원수로 계산하면 계속 조사에 응답한 가구의 가구원수(12,724명) 대비 12.7%에 해당하는 1,621명의 가구원이 베이비붐 세대인 것으로 나타났다.

베이비붐 세대와 다른 세대의 일반적 특성의 차이를 비교하기 위해 베이비붐 세대와 동일하게 9세 단위로 베이비붐 이전 세대와 이후 세대를 설정하였다. 베이비붐 이전 세대는 1946년부터 1954년 사이에 태어난 코호트 집단으로 2010년 기준 전체 인구의 8.9%를 차지한다. 이들은 일제 식민통치로부터의 해방과 한국전쟁 등 사회혼란기에 유년을 보내고, 4·19혁명을 거쳐 박정희 정부의 경공업중심의 노동집약적 산업화 시기에 초·중등교육을 받은 산업화 세대이다. 베이비붐 이후 세대는 1964년부터 1972년 사이에 태어난 코호트 집단으로 2010년 기준 전체 인구의 15.5%를 차지하며, 베이비붐 세대보다도 인구규모가 큰 인구집단이다. 이들은 2차 베이비붐 세대에 걸쳐져 있는 세대이다(김기현, 2011). 이들 코호트 집단들의 일반적 특성은 <표 3-2>와 같다.

분석대상이 되는 베이비붐 세대의 경우 여성과 남성의 성비가 거의 비슷한 모습이고, 이전세대는 남성의 비율이 여성보다 낮은 48.0%, 이후세대는 역시 남성의 비율이 48.5%로 남성의 비율이 약간 낮은 상태이다. 각 집단의 연령은 9세 단위로 분류되었으므로 각각 40대, 50대, 60대 초반의 평균 연령을 보이며, 출생코호트는 각 연도별로 9% ~ 12%의 분포를 보이고 있다. 혼인상태, 가구주와의 관계, 교육수준, 거주지역은 변동가능성이 있는 특성이므로, 2011년 12월말의 정보를 분석하였다. 먼저, 혼인상태는 베이비붐 세대의 '배우자 있음' 비율이 90.3%이며, 이전세대와 이후세대는 각 85.9%, 88.6%로 약간 낮았다. 가구주와의 관계를 보았을 때, 스스로 가구주인 경우가 베이비붐 세대에서는 55.3%이었고, 이전세대는 56.4%, 이후세대는 50.2%이었으며, 가구주의 배우자인 경우는 베이비붐 세대가 42.4%, 이전세대 38.6%, 이후세대는 43.9%로 대부분 가구주나 가구주의 배우자이었다. 다만 베이비붐 이전 세대의 경우 가구주의 부모인 경우가 3.5%로 두 코호트 집단에 비해 높았다. 최종학력을 기준으로 베이비붐세대의 교육년수는 평균 12.2년으로 고등학교를 졸업한 분석대상자의 비율이 45.8%로 가장 많고, 대학교를 졸업한 비율은 22.2%이었다. 이전세대의 평균 교육년수는 9.6년으로 고등학교 졸업의 비율은



30.6%에 그치고, 무학과 초등학교 졸업의 교육수준을 가진 비율이 각 5.0%와 25.3%로 베이비붐 세대보다 5배 가량 높은 수준이다. 베이비붐 세대의 교육수준이 이전 세대와 비교하여 높아졌다는 것을 확인 할 수 있는 부분이다. 이후 세대의 학력수준은 베이비붐세대의 학력보다 약간 더 높아진 것을 알 수 있는데, 평균 교육년수는 13.7년으로, 고등학교 졸업 수준의 학력을 가진 비율이 46.4%, 대학교 졸업의 학력을 가진 비율은 36.2%, 대학원 이상의 학력을 가진 비율도 4%로 고학력 분석 대상자의 비율이 상대적으로 높아진 것을 알 수 있다. 가구원수는 2007년 1차조사부터 4차조사까지의 평균 가구원수를 살펴보았는데, 베이비붐세대 가구의 평균 가구원수는 3.6명으로, 이 중 평균 1.5명이 소득이 있는 가구원이었다. 이전세대 가구의 평균 가구원수는 2.8명으로 베이비붐 세대 가구보다 약간 적었으며, 평균 1.4명이 소득이 있는 가구원이었다. 이후세대 가구의 평균 가구원수는 3.9명으로 베이비붐 세대 가구보다 약간 많았으나, 소득이 있는 가구원은 1.3명으로 적은 모습이었다. 4차년도 현재 주택의 거주형태는 자가가 3코호트 집단에서 가장 많았으나, 베이비붐세대(67%)를 중심으로 이전세대는 79.5%로 높은 편이고, 이후 세대는 59.8%로 낮았다. 분석대상자들의 거주지역을 살펴보면, 베이비붐 세대는 90.3%가 시지역에 거주하고, 이전 세대는 87.5%, 이후세대는 93.1%가 시지역에 거주하는 것으로 나타났다.

<표 3-2 > 분석대상의 일반적 특성

(단위 : %, 명)

| 구분 |           |                     | 이전 세대<br>(1946년~1954년) |       | 베이비붐 세대<br>(1955년~1963년) |       | 이후 세대<br>(1964년~1972년) |       |
|----|-----------|---------------------|------------------------|-------|--------------------------|-------|------------------------|-------|
|    |           |                     | 백분율                    | n     | 백분율                      | n     | 백분율                    | n     |
| 전체 |           |                     | 100.0                  | 1,081 | 100.0                    | 1,621 | 1,844                  | 100.0 |
| 성별 | 남성        |                     | 48.0                   | 519   | 50.6                     | 820   | 48.5                   | 894   |
|    | 여성        |                     | 52.0                   | 562   | 49.4                     | 801   | 51.5                   | 950   |
| 연령 | 출생<br>코호트 | 1946년/ 1955년/ 1964년 | 9.6                    | 104   | 9.9                      | 161   | 11.1                   | 205   |
|    |           | 1947년/ 1956년/ 1965년 | 12.5                   | 135   | 9.3                      | 150   | 10.4                   | 191   |
|    |           | 1948년/ 1957년/ 1966년 | 11.0                   | 119   | 11.3                     | 183   | 11.2                   | 206   |
|    |           | 1949년/ 1958년/ 1967년 | 11.8                   | 128   | 10.6                     | 172   | 10.2                   | 188   |
|    |           | 1950년/ 1959년/ 1968년 | 9.7                    | 105   | 12.3                     | 200   | 11.6                   | 214   |
|    |           | 1951년/ 1960년/ 1969년 | 9.4                    | 102   | 12.3                     | 200   | 12.0                   | 221   |
|    |           | 1952년/ 1961년/ 1970년 | 11.5                   | 124   | 11.1                     | 180   | 11.9                   | 220   |

| 구분                            |                |                     | 이전 세대<br>(1946년~1954년) |        | 베이비붐 세대<br>(1955년~1963년) |        | 이후 세대<br>(1964년~1972년) |        |
|-------------------------------|----------------|---------------------|------------------------|--------|--------------------------|--------|------------------------|--------|
|                               |                |                     | 백분율                    | n      | 백분율                      | n      | 백분율                    | n      |
|                               |                | 1953년/ 1962년/ 1971년 | 10.1                   | 109    | 11.9                     | 193    | 11.4                   | 211    |
|                               |                | 1954년/ 1963년/ 1972년 | 14.3                   | 155    | 11.2                     | 182    | 10.2                   | 188    |
|                               |                | 평균(S.D.)            | 60.9세                  | (2.64) | 51.9세                    | (2.53) | 43.0세                  | (2.55) |
| 혼인<br>상태 <sup>1)</sup>        |                | 배우자 있음              | 85.9                   | 929    | 90.3                     | 1,464  | 88.6                   | 1633   |
|                               |                | 배우자 없음              | 14.1                   | 152    | 9.7                      | 157    | 11.4                   | 211    |
| 가구<br>주와의<br>관계 <sup>1)</sup> |                | 가구주                 | 56.4                   | 610    | 55.3                     | 897    | 50.2                   | 926    |
|                               |                | 가구주의 배우자            | 38.6                   | 417    | 42.4                     | 687    | 43.9                   | 810    |
|                               |                | 자녀                  | 0.6                    | 7      | 1.2                      | 19     | 4.3                    | 79     |
|                               |                | 가구주의 부모             | 3.5                    | 38     | 0.7                      | 12     | 0.5                    | 10     |
|                               |                | 기타 친·인척             | 0.8                    | 9      | 0.4                      | 6      | 1.0                    | 19     |
| 교육<br>수준 <sup>1)</sup>        | 최종<br>교육<br>기관 | 무학                  | 5.0                    | 54     | 0.8                      | 13     | 0.2                    | 4      |
|                               |                | 초등학교                | 25.3                   | 274    | 6.6                      | 107    | 0.7                    | 12     |
|                               |                | 중학교                 | 26.2                   | 283    | 16.5                     | 268    | 3.0                    | 56     |
|                               |                | 고등학교                | 30.6                   | 331    | 45.8                     | 742    | 46.4                   | 856    |
|                               |                | 전문대학                | 1.8                    | 19     | 5.2                      | 85     | 9.5                    | 175    |
|                               |                | 대학교                 | 9.4                    | 102    | 22.2                     | 360    | 36.2                   | 668    |
|                               |                | 대학원 이상              | 1.7                    | 18     | 2.8                      | 46     | 4.0                    | 73     |
|                               | 교육년수           | 평균(S.D.)            | 9.6년                   | (3.89) | 12.2년                    | (3.13) | 13.7년                  | (2.34) |
| 가구<br>원수 <sup>2)</sup>        | 가구원수           | 평균(S.D.)            | 2.8명                   | (1.07) | 3.6명                     | (1.05) | 3.9명                   | (0.99) |
|                               | 소득 있는<br>가구원수  | 평균(S.D.)            | 1.4명                   | 0.72   | 1.5명                     | (0.60) | 1.3명                   | (0.47) |
|                               |                |                     |                        |        |                          |        |                        |        |
| 주택<br>거주<br>형태 <sup>1)</sup>  |                | 자가                  | 79.5                   | 859    | 67.0                     | 1,961  | 59.8                   | 1,102  |
|                               |                | 전세                  | 11.1                   | 120    | 19.6                     | 572    | 24.5                   | 452    |
|                               |                | 월세                  | 6.6                    | 72     | 9.8                      | 286    | 11.6                   | 214    |
|                               |                | 기타                  | 2.8                    | 30     | 3.6                      | 100    | 4.1                    | 76     |
| 거주<br>지역 <sup>1)</sup>        |                | 시지역                 | 87.5                   | 946    | 90.3                     | 1,464  | 93.1                   | 1,717  |
|                               |                | 군지역                 | 12.5                   | 135    | 9.7                      | 157    | 6.9                    | 127    |

주1) 혼인상태, 가구주와의 관계, 교육수준, 주택거주형태, 거주지역은 4차년도 조사당시 측정(2010년 말) 기준임.

주2) 가구원수는 2007년부터 2010년 평균 가구원수임.

### 3. 분석방법

본 연구는 베이비부머들의 노동시장 종사상지위 변화 경로가 이질적 특성을 가지는 몇 개의 유형으로 구성되어 있다는 가정하에 지위 변화의 궤적을 사건 배열 분석(event sequence analysis) 방법을 기반으로 하여 살펴보고자 하였다. 사건 배열 분석은 탐색적 자료 분석에 입각하여 일련의 연속된 상태를 서로 짝지어 비교하고, 그에 근거하여 유사한 것들을 집락으로 묶어 유형화를 가능하게 한다는 장점이 있다(한준, 2001). 사건 배열 분석방법으로 최적일치법(optimal matching analysis)과 집단중심추세분석법(group-based trajectory analysis)이 대표적인 분석 방법이다. 최적일치법은 1983년 Andrew Abbott에 의해 처음 사회과학에 도입된 이후로 사건의 발생순서에 대한 연구에 사용되어 왔다. 국내에서는 한준(2000, 2001), 박경하(2011), 박동열·이경미(2012), 최수정·정철영(2010), 최옥금(2008) 등의 연구에서 노동시장에서의 직업이동 유형화에 대한 분석틀로서 사용되었다. 그러나 최적일치법의 사용에 있어서는 몇 가지 문제점이 지적되어 왔는데, 그 중 가장 중요한 문제점은 집단을 유형화하는 방법으로 상태간의 거리를 측정하는 것이 연구자의 주관에 의해 결정되는 경우가 대부분이기 때문에 결과의 정확성을 낮추는 요인이 된다는 점이다(김혜연, 2010).

본 연구에서 사용한 집단중심추세분석방법은 초기 생애사 연구(예: Moen, 1985; Vandenheuvel, 1997)에서 일반적인 기술적 분석과 설명에 치중하여 시간에 따른 수많은 추세의 유형들을 설명하는 것에 그친 것과 비교하여 추세 모형을 통계치를 통해 검증하여 군집화하는 방법론이라 할 수 있다. 시간에 따른 행동경로를 추정하고, 군집으로 분류하며, 자료와의 최적의 적합도를 갖는 집단수를 검증하는 것이다. 특히, 집단중심추세방법의 경우 각 집단의 경로와 사례수 비율을 함께 추정하기 위하여 최대우도추정법(method of maximum likelihood estimation)을 사용하고, 자료의 개별 관찰치가 각 집단에 속할 사후배정확률(posterior probability)은 다범주로짓함수(multinomial logit function)로 추정한다. 자료에 나타난 개인들의 사건궤적 내용을 가장 잘 묘사하는 최적 모형은 모형적합도(BIC : Bayesian information criteria) 통계치를 가지고 판단하며, 최적 집단 모형의 선택을 위해 1 집단모형에서 시작하여 최적의 모형이 도출될 때까지 점차로 집단수를 늘려감으

로써 집단수를 결정함으로 연구자의 선택 보다 검증된 통계치에 근거하는 것이다. 최적 모형은 일반적으로 BIC 값이 가장 적은 것을 선택한다. 다만, 집단의 수를 증가시킴에 따라 BIC 값이 점차 감소하므로 최적 모형 선택에서는 BIC값의 차이가 큰 모형을 선택한다. 다음 <표 3-3>은 log-likelihood에 기초한 BIC차이로 유의한 모형을 선택하는 기준을 나타낸 표이다.

<표 3-3 > 최적 모형 선택 기준

| ln $\Delta$ BIC | Evidence Against H0  |
|-----------------|----------------------|
| 0 to 2          | Not worth mentioning |
| 2 to 6          | Positive             |
| 6 to 10         | Strong               |
| >10             | Very Strong          |

주) Johnes, Nagin and Roeder(2001), "A SAS Procedure Based on Mixture Models for Estimating Developmental Trajectories".

집단중심추세분석에서 각 집단의 구성원이 될 확률은 다항로짓함수로 추정되며, 매 조사시점의 종속변수인 확률밀도함수는 종속변수의 속성에 따라 푸아송 분포(Poisson distribution), 절단정규분포(Centered normal distribution), 이항로짓분포(Binary logit distribution) 등 각각 다른 분포를 이용하여 추정하게 된다(Nagin & Tremblay, 2005). 본연구의 종속변수는 노동시장 내 지위로서 ①비경활자, ②실업자, ③무급가족종사자, ④고용원이 없는 자영업자, ⑤고용원이 있는 자영업자, ⑥일용직 임금근로자, ⑦(상용+임시)임금 근로자의 7개의 범주로 구성되어 있다. 종속변수의 속성은 범주형 변수이나 고용지위를 나타내는 측면이 있기 때문에 서열 변수로 간주하여 비경활자를 1점으로 임금 근로자 7점까지 부여하여 절단정규분포로 추정하였다. 마지막으로 각 유형별 관련 변인들과의 관계를 구명하기 위해 다항로짓분석(multinomial logit analysis)을 활용하여 분석하였다.

## IV. 연구결과

### 1. 최적 모형 선택

베이비부머세대의 종사상지위 변화의 최적 모형을 선택하기 위해 1집단부터 9집단까지의 모형적합도(BIC)를 산출하였다. <표 4-1>은 각 모형마다 산출된 BIC 값과 BIC 값의 차이에 대한 자연로그값을 나타낸 표이다. 이 결과에 따르면, 집단의 수를 증가할수록 모형의 BIC 값은 점차 감소하지만 그 감소의 크기가 7집단모형에서 8집단모형으로 넘어가며 증가하였다가 9집단모형에서 감소하는 것을 알 수 있다. 한편, 최적 모형 선택시 유형의 비중이 5%이상인 모형을 선택하는 방법도 있다. <표 4-2>는 집단의 수를 늘려감에 따른 집단의 분기되는 과정과 유형의 비중을 나타낸 표이다. 8집단모형의 경우 BIC 값의 차이가 유의하였으나, 유형의 비중이 5% 미만인 집단이 존재하여 최적모형으로 선택하는 것에 유의할 필요가 있다. 이를 감안하여  $\ln\Delta BIC$ 가 5이상이며, 각 집단별 비중이 모두 5%이상인 6집단모형을 최적 모형으로 선택하였다.

<표 4-1 > 모형적합도

| 구분     | BIC      | $\Delta BIC$ | $\ln\Delta BIC$ |
|--------|----------|--------------|-----------------|
| 1집단 모형 | 26175.62 |              |                 |
| 2집단 모형 | 21642.93 | 4532.69      | 8.42            |
| 3집단 모형 | 19255.34 | 2387.59      | 7.78            |
| 4집단 모형 | 18963.52 | 291.82       | 5.68            |
| 5집단 모형 | 18752.11 | 211.41       | 5.35            |
| 6집단 모형 | 18598.73 | 153.38       | 5.03            |
| 7집단 모형 | 18551.74 | 46.99        | 3.85            |
| 8집단 모형 | 18335.56 | 216.18       | 5.38            |
| 9집단 모형 | 18268.55 | 67.01        | 4.20            |

<표 4-2 > 3~8집단 모형의 유형별 비중

| 구분  | 비경활 및 실업 |        | 자영업    |         | 임금근로       |               |              |                |
|-----|----------|--------|--------|---------|------------|---------------|--------------|----------------|
| 모형  | 3집단      | 27.6   |        | 34.7    |            | 37.7          |              |                |
|     | 4집단      | 24.6   | 9.4    | 29.4    |            | 36.6          |              |                |
|     | 5집단      | 25.3   | 7.3    | 26.7    |            | 7.7           |              | 33.0           |
|     | 6집단      | 24.4   | 6.2    | 13.4    | 17.2       | 5.5(임금근로 이탈형) |              | 33.4(임금근로 지속형) |
|     | 7집단      | 23.9   | 5.2    | 10.8    | 21.3       | 3.3           | 2.2          | 33.2           |
|     | 8집단      | 23.2   | 5.1    | 7.4     | 20.6       | 4.7           | 3.5          | 3.8 31.6       |
| 유형명 | 비경활 지속형  | 실업 탈출형 | 자영업 I형 | 자영업 II형 | 임금근로 이탈 I형 | 임금근로 이탈 II형   | 임금근로 이탈 III형 | 임금근로 지속형       |

주) 2집단 모형의 유형별 비중 : 65.2(근로지속), 34.8(비경활 및 실업)

<표 4-3>은 각 유형에 속할 사후배정확률의 평균값을 나타낸 것이다. 사후배정확률<sup>2)</sup>은 개인의 중단적인 행동패턴에 기초하여 계산 되는데, 이는 분석대상자의 행동패턴에 가장 잘 부합되는 유형에 배정되었다는 객관적인 근거를 제공하는 값이다(Chung, Hill, Hawkins, Christ and Nagin, 2001). 본 연구에서 사용한 6집단 모형의 사후배정확률은 모두 0.85이상의 비교적 높은 수준인 것으로 나타났다.

<표 4-3> 6집단 모형의 유형별 사후확률 평균

| 구분                | 비경활 지속형 | 실업탈출형 | 자영업 I형 | 자영업 II형 | 임금근로 이탈 I형 | 임금근로 지속형 |
|-------------------|---------|-------|--------|---------|------------|----------|
| Group Probability | 0.99    | 0.88  | 0.85   | 0.91    | 0.87       | 0.99     |

다음 [그림 1]부터 [그림 4]은 베이비부머의 연령 변화에 따른 종사상지위변화과정을 3집단모형부터 6집단모형까지 각각 유형화한 결과를 그림으로 나타낸 것이다. [그림 1]은 3개의 집단으로 베이비부머의 종사상지위변화를 나타낸 것인데, 비

2) Chung, Hill, Hawkins, Christ and Nagin(2001)에 의하면 사후배정확률(posterior probability)은 특정한 개인이 한 집단에 배치될 때 분류 오류가 적고, 표준오차나 추정계수의 편의가 발생할 확률이 적다는 것을 가정할 수 있는 통계치로 각 개인들은 사후배정확률이 가장 높은 집단에 소속되거나 각 집단에의 할당이 완벽하다는 것을 의미하는 것은 아니라고 지적하였다.

경황 상태에서 변화가 없는 유형과, 자영업 범주를 지속하고 있는 유형, 임금근로 범주를 지속 하고 있는 유형으로 군집화 된 것을 볼 수 있다. [그림 2]의 4집단 모형에서는 비경황 및 실업 범주에서 상향하는 유형이 새롭게 분기된 것을 알 수 있는데, 이 유형은 실업 상태를 벗어나 경제활동을 재시작하는 유형으로 판단되어 진다. [그림 3]의 5집단 모형에서는 자영업 범주의 유형 집단은 여전히 큰 변화가 없으며, 임금근로 집단에서 이탈하여 무급가족종사, 실업 집단으로 하향하는 유형 이 나타나기 시작한다. 이 유형의 궤적은 6집단 모형에서 더욱 뚜렷하게 나타났다. 본 연구에서 최적모형으로 선택한 6집단 모형의 추세분석 그림은 [그림 4]에 나타나 있다. 먼저, 그림의 가장 아래 낮게 나타나있는 유형은 '비경황지속형'으로 24.4%의 비율을 보이는 유형이다. 이 유형에 속하는 베이비부머들은 거의 대부분 2011년 5월 기준 비경황 상태를 유지하고 있는 분석대상자들로 비경황 상태가 아니라도 비경황상태에 놓인 경험이 있거나 향후 시간 변화에 따라 비경황로 진입 할 가능성이 높은 베이비부머들의 유형이다. 이들 유형의 베이비부머들을 정의하면 완전 은퇴 집단으로 판단 할 수 있다. 선행연구 중 보건복지부와 한국보건사회 연구원에서 조사한 '중년층 생활실태 및 복지욕구 조사' 자료를 바탕으로 베이비 붐 세대의 경제활동 참여여부를 분석한 강은나·김혜진·김영선(2012)의 연구결과 에 의하면 현재 경제활동을 하지 않고 있다는 응답이 21.07%로 나타나 본 연구의 '비경황 지속형' 집단의 비율과 약 3%p가량의 차이를 보이고 있었다. 그러나 본 연구의 목적이 추세분석이라는 것과 향후 비경황 집단으로 속할 가능성이 있는 베이비부머들까지 포함된 수치라는 것을 감안할 때 선행연구결과와 비슷한 수준의 추정이라고 할 수 있겠다. 그 위로 나타나는 유형은 실업상태를 탈출한 유형이라 하여 '실업탈출형'으로 명명하였는데, 비경황과 실업의 상태에서 시간 변화에 따라 자영업자, 임금근로자로 변화한 궤적을 갖는 베이비부머들이 속하는 유형으로 6.2%의 분포를 갖는다. '실업탈출형'에 속하는 베이비부머들의 최근 종사상지위를 살펴보면, 임금근로자와 고용원이 없는 자영업자에 대부분 분포하고 있다. 따라서 이들 유형에 속하는 베이비부머들이 어떠한 경로를 통해 노동시장에 재진입 하였는지 분석하고, 성공적인 사례를 연구한다면 베이비부머들의 퇴직후 일자리지원방안 마련에 의미 있는 기초자료로 활용될 수 있을 것이다. 그 다음으로 나타나는 유형은 자영업범주의 유형으로 5집단 모형까지 나타난 적 없는 유형이다. 종사

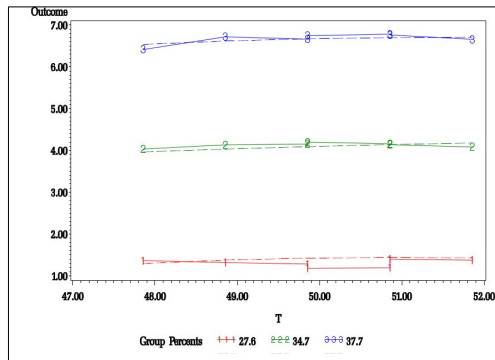
상지위 중 비임금근로자인 자영업자에 해당하는 범주는 고용원이 있는 자영업자와 고용원이 없는 자영업자로 나뉜다. 자영업의 규모 등을 간접적으로 파악할 수 있도록 하기 위함인데, 6집단 모형에서는 '고용원이 없는 자영업형(자영업1형)'과 '고용원이 있는 자영업형(자영업2형)'으로 분기된 유형이 새롭게 나타났다. '자영업1형'은 전체 중 13.4%를 차지하는 유형이며, '자영업2형'은 17.2%를 차지한다. 그 다음으로 임금근로자에 속하였던 베이비부머들이 시간의 경과에 따라 종사상 지위의 변화를 보이는 유형이 나타났는데, 이 유형을 '임금근로 이탈형'이라고 명명하였으며, 전체의 5.5%를 차지하는 집단으로 가장 작은 비중을 보였다. 그러나 이들 집단의 종사상지위 변화의 속도가 빠르고 한해가 다르게 하향하는 추세여서 사회적문제가 되고 있는 베이비붐세대의 대규모 은퇴의 시초가 되는 집단으로 판단되어 진다. 또한 다른 집단과 비교하여 무급가족종사자의 비율이 가장 높은 집단이었다(부록의 연도별 종사상지위 참조).

그래프의 가장 위쪽에 분포하고 있는 집단은 임금근로를 지속하고 있는 유형으로 '임금근로지속형'이라 명명하였으며, 전체에서 가장 큰 비중을 차지하는 33.4%의 분포를 보이고 있다. 이들 유형에 속하는 베이비부머들은 대부분 상용직 또는 임시직 임금근로자의 분포가 상당수를 차지하였다.

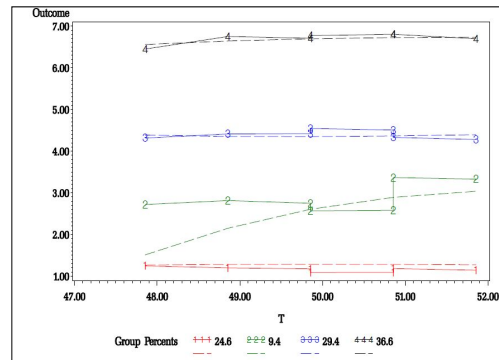
이러한 결과를 종합하여 살펴볼 때, 베이비부머들의 은퇴시작 연도인 2010년을 전후하여 노동시장에서 비교적 안정적인 일자리를 유지하고 있는 집단은 '임금근로 지속형', '자영업1형', '자영업2형'으로 전체의 64%를 차지하는 것으로 나타났고, 나머지 36%가량은 일자리를 가지고 있지 않거나, 노동시장에서 지위변화를 경험하고 있었음을 알 수 있다.



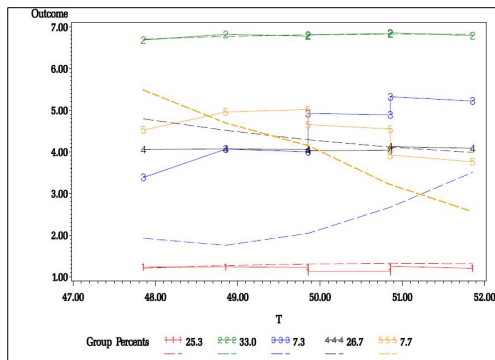
[그림 1] 종사상지위 변화  
모형-3집단모형



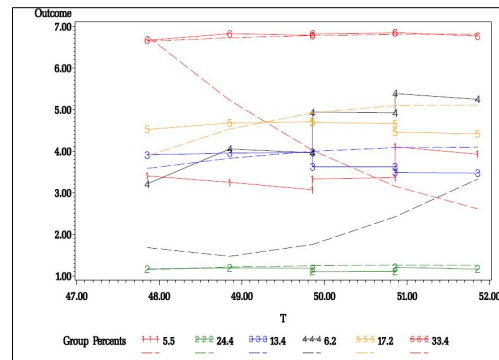
[그림 2] 종사상지위 변화  
모형-4집단모형



[그림 3] 종사상지위 변화  
모형-5집단모형



[그림 4] 종사상지위 변화  
모형-6집단모형



## 2. 노동시장지위변화 유형별 특성

베이비부머들의 노동시장 지위변화의 6가지 유형별 일반적 특성을 비교한 결과는 다음 <표 44>과 같다. 먼저 '비경활 지속형'의 성별 비율은 남성이 9.4%, 여성이 90.6%로 남성의 비율이 상당히 낮은 것을 알 수 있다. '임금근로지속형'의 남성 비율이 76.2%인 것과 대조적으로 남성의 비율이 높은 유형은 이외에도 '자영업 I형'과 '자영업 II형'으로 각각 54%와 74%의 남성 비율을 보였다. 반면, 노동시장에서 이탈하게 되는 '임금근로이탈형'과 노동시장에 재진입하는 '실업탈출형'에서는 여성의 비율이 각각 76.1%, 63%로 높게 나타났다. 여성들의 노동시장 지위변화가

더 많은 것을 보여주는 결과라 하겠다. 연령에 있어서는 자영업 유형들의 연령차이가 두드러졌는데, '자영업Ⅱ형'의 연령이 52.5세로 높았고, '자영업Ⅰ형'이 51.3세 낮았다. 혼인상태는 배우자 유무를 통해 살펴보았는데, 10명 중 8명 이상 배우자가 존재한다고 응답하여 유형간 통계적으로 유의미한 차이가 존재하지는 않았다. 다만, '임금근로이탈형'이 배우자가 존재하는 경우가 96.7%로 가장 많았고, '실업탈출형'이 배우자가 없는 경우가 14%로 높은 모습을 보였다. 배우자가 있고, 가구원으로 조사가 이루어진 경우에 한하여 1차년도 조사당시 12월말 기준으로 직업이 있었는지 분석한 결과, '비경활지속형'에 속하는 베이비부머들은 93.5%가 배우자 직업을 가지고 있는 것으로 나타났으며, '임금근로지속형'과 '자영업Ⅱ형'에서는 50%가 넘는 비율(각 56.7%, 53%)로 배우자의 직업이 없는 것으로 나타났다. 앞서 살펴본 혼인상태와 배우자의 직업유무 정보를 통해 직관적으로 생각해 볼 때, 배우자가 있거나 배우자의 직업이 있는 경우 실업 혹은 비경활 상태를 지속할 가능성이 높아 질 것으로 예측가능하며, 배우자가 없거나 배우자의 직업이 없는 경우 소득원의 부족으로 인해 노동시장에서 본인 스스로 지위를 유지하거나 재진입하기 위한 노력을 한 것으로 예측 할 수 있다. 이는 유형별 영향요인분석에서 다시 한번 다루도록 하겠다. 가구주와의 관계는 대다수가 가구주 혹은 가구주의 배우자에 속하고 있었다. 그 중에서 가구주의 비율이 높은 유형은 '임금근로지속형'과 '자영업Ⅰ,Ⅱ형'으로 각각 81.7%, 62.9%, 76.6%의 비율을 보였고, 가구주의 배우자가 많이 포함된 유형은 '비경활지속형'으로 84.6%가 가구주의 배우자인 것으로 나타났다. 이 유형은 자녀 또는 가구주의 부모의 비율이 상대적으로 높았는데(2.5%, 2%), 베이비붐 세대의 특성 중 가구의 주요 소득원으로 살아왔던 베이비부머인 만큼 소득 창출이 있는 유형에서는 가구주가 많고, 소득이 없는 유형에서는 가구주 이외의 가구구성원들이 포함되어 있음을 알 수 있다. 교육수준은 '임금근로지속형'에서 13.1년으로 가장 높게 나타났고, '자영업Ⅱ형'에서도 12.3년으로 다른 4유형보다 높게 나타났다.

가구정보는 평균 가구원수와 평균 소득이 있는 가구원수, 주택의 거주형태, 거주지역에 대하여 분석하였다. 먼저, '비경활지속형'은 평균 가구원수와 평균 소득이 있는 가구원수 모두 가장 작은 유형이었으며, 거주하고 있는 주택이 '자가'인 비율이 76.5%로 '자영업Ⅱ형'과 '임금근로지속형' 유형과 함께 높은 편이었다. 거주

하고 있는 지역은 '자영업 I 형'에서 군지역에 거주하는 경우의 비율이 19.2%로 가장 높았으며, '임금근로지속형'에 속하는 베이비부머들이 시지역에 가장 많은 비율(93.5%)로 거주하고 있었다.

<표 4-4 > 유형별 특성-일반적 특성

| 구분                      |                  | 비경활 지속     | 실업 탈출      | 자영업 I      | 자영업 II     | 임금근로 이탈    | 임금근로 지속    | 차이검증<br>( $\chi^2$ /f-test) |
|-------------------------|------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|-----------------------------|
| 전체                      |                  | 100.0      | 100.0      | 100.0      | 100.0      | 100.0      | 100.0      |                             |
| 성별                      | 남성               | 9.4%       | 37.0%      | 54.0%      | 71.0%      | 23.9%      | 76.2%      | 489.465***                  |
|                         | 여성               | 90.6%      | 63.0%      | 46.0%      | 29.0%      | 76.1%      | 23.8%      |                             |
| 연령 평균(S.D.)             |                  | 52.1(2.45) | 51.9(2.45) | 51.3(2.45) | 52.5(2.71) | 51.8(2.42) | 51.6(2.48) | 8.235***                    |
| 혼인 상태 <sup>1)</sup>     | 배우자 있음           | 90.6%      | 86.0%      | 90.6%      | 87.7%      | 96.7%      | 90.9%      | 8.834                       |
|                         | 배우자 없음           | 9.4%       | 14.0%      | 9.4%       | 12.3%      | 3.3%       | 9.1%       |                             |
| 배우자 직업 유무 <sup>2)</sup> | 직업 있음            | 93.5%      | 84.1%      | 68.6%      | 47.0%      | 86.5%      | 43.3%      | 187.388***                  |
|                         | 직업 없음            | 6.5%       | 15.9%      | 31.4%      | 53.0%      | 13.5%      | 56.7%      |                             |
| 가구주와의 관계 <sup>1)</sup>  | 가구주              | 9.6%       | 48.0%      | 62.9%      | 76.6%      | 23.9%      | 81.7%      | 597.630***                  |
|                         | 가구주 배우자          | 84.6%      | 50.0%      | 34.8%      | 22.3%      | 75.0%      | 17.7%      |                             |
|                         | 자녀               | 2.5%       | 2.0%       | 0.9%       | 0.7%       | 0.0%       | 0.6%       |                             |
|                         | 가구주 부모           | 2.0%       | 0.0%       | 1.3%       | 0.0%       | 1.1%       | 0.0%       |                             |
|                         | 기타 친·인척          | 1.3%       | 0.0%       | 0.0%       | 0.4%       | 0.0%       | 0.0%       |                             |
| 교육 수준 <sup>1)</sup>     | 무학               | 1.8%       | 1.0%       | 0.9%       | 0.4%       | 0.0%       | 0.4%       | 121.746***                  |
|                         | 초등학교             | 9.1%       | 7.0%       | 9.4%       | 4.1%       | 6.5%       | 4.8%       |                             |
|                         | 중학교              | 16.7%      | 15.0%      | 20.1%      | 18.6%      | 23.9%      | 12.9%      |                             |
|                         | 고등학교             | 50.1%      | 62.0%      | 47.3%      | 47.2%      | 48.9%      | 37.7%      |                             |
|                         | 전문대학             | 5.1%       | 3.0%       | 5.4%       | 4.5%       | 4.3%       | 6.3%       |                             |
|                         | 대학교              | 16.2%      | 12.0%      | 15.2%      | 24.2%      | 15.2%      | 31.6%      |                             |
|                         | 대학원 이상           | 1.0%       | 0.0%       | 1.8%       | 1.1%       | 1.1%       | 6.3%       |                             |
| 교육연수 평균(S.D.)           |                  | 11.5(3.21) | 11.6(2.69) | 11.5(3.1)  | 12.3(2.84) | 11.7(2.73) | 13.1(3.16) | 15.527***                   |
| 가구원 수 <sup>3)</sup>     | 가구원수 평균(S.D.)    | 1.2(0.57)  | 1.7(0.64)  | 1.6(0.56)  | 1.6(0.60)  | 1.6(0.60)  | 1.6(0.55)  | 1.898                       |
|                         | 소득 있는 가구원수(S.D.) | 1.2(0.77)  | 1.6(0.86)  | 1.5(0.87)  | 1.4(0.78)  | 1.6(0.96)  | 1.4(0.78)  | 29.858***                   |

| 구분                            |     | 비경활 지속 | 실업 탈출 | 자영업 I | 자영업 II | 임금근로 이탈 | 임금근로 지속 | 차이검증<br>( $\chi^2$ /f-test) |
|-------------------------------|-----|--------|-------|-------|--------|---------|---------|-----------------------------|
| 전체                            |     | 100.0  | 100.0 | 100.0 | 100.0  | 100.0   | 100.0   |                             |
| 주택<br>거주<br>형태 <sup>주1)</sup> | 자가  | 76.5%  | 62.0% | 68.3% | 74.3%  | 60.9%   | 71.9%   | 31.119**                    |
|                               | 전세  | 12.4%  | 19.0% | 15.2% | 13.4%  | 15.2%   | 17.6%   |                             |
|                               | 월세  | 7.8%   | 16.0% | 12.1% | 9.3%   | 18.5%   | 6.8%    |                             |
|                               | 기타  | 3.3%   | 3.0%  | 4.5%  | 3.0%   | 5.4%    | 3.7%    |                             |
| 거주<br>지역 <sup>주1)</sup>       | 시지역 | 92.4%  | 90.0% | 80.8% | 91.4%  | 82.6%   | 93.5%   | 38.187***                   |
|                               | 군지역 | 7.6%   | 10.0% | 19.2% | 8.6%   | 17.4%   | 6.5%    |                             |

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

주1) 혼인상태, 가구주와의 관계, 교육수준, 주택 거주형태, 거주지역은 4차년도 조사(2010년 말) 기준임.

주2) 배우자의 직업 유무는 1차년도 조사(2007년 말) 직업 정보를 기준으로 하였음.

주3) 가구원수는 1차년도부터 4차년도 평균 가구원수임.

<표 4-5> 유형별 특성-2010년 한해 소득 보유 비율  
(근로및사업소득, 공적이전소득, 그 외소득)

(단위 : %)

| 구분               |    | 비경활<br>지속 <sup>주1)</sup> | 실업<br>탈출 | 자영업 I | 자영업 II | 임금근로<br>이탈 | 임금근로<br>지속 | 전체    |
|------------------|----|--------------------------|----------|-------|--------|------------|------------|-------|
| 근로<br>및<br>사업    | 있음 | 1.5%                     | 85.0%    | 69.2% | 89.6%  | 57.6%      | 100.0%     | 66.7% |
|                  | 없음 | 98.5%                    | 15.0%    | 30.8% | 10.4%  | 42.4%      | 0.0%       | 33.3% |
| 차이검증( $\chi^2$ ) |    | 1108.034***              |          |       |        |            |            |       |
| 공적<br>이전<br>소득   | 있음 | 3.5%                     | 6.0%     | 6.7%  | 9.3%   | 4.3%       | 5.9%       | 5.9%  |
|                  | 없음 | 96.5%                    | 94.0%    | 93.3% | 90.7%  | 95.7%      | 94.1%      | 94.1% |
| 차이검증( $\chi^2$ ) |    | 10.148                   |          |       |        |            |            |       |
| 그외<br>소득         | 있음 | 3.3%                     | 13.0%    | 13.8% | 22.3%  | 10.9%      | 18.3%      | 13.9% |
|                  | 없음 | 96.7%                    | 87.0%    | 86.2% | 77.7%  | 89.1%      | 81.7%      | 86.1% |
| 차이검증( $\chi^2$ ) |    | 62.388***                |          |       |        |            |            |       |

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

유형별 특성의 두 번째로 위의 <표 4-5><sup>3)</sup>와 같이 2010년 한해 소득 보유 비율을 살펴보았다. 근로 및 사업소득과 공적이전소득, 부동산 임대소득 및 사적이전소득을 포함한 그 외 소득으로 분류하여 살펴본 결과 근로 및 사업소득은 전체 평균 66.7%가 보유하고 있고, 공적이전소득은 5.9%, 그 외 소득은 13.9%가 보유하고 있었다. 근로 및 사업소득과 그 외 소득의 경우 종사상지위 변화 추세 유형간 통계적으로 유의미한 차이가 존재하는 것으로 나타났고, 공적이전소득에서는 유형간 차이가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 대표적인 공적이전소득인 국민연금의 노령연금 수급연령(만 60세)에 미치지 못하는 베이비붐 세대인 만큼 공적이전소득이 있는 대상자가 비중이 작아 나타난 결과로 판단된다. 덧붙여 현재를 기준으로 봤을 때 베이비붐 세대들이 공적이전소득에 의한 소득보장효과를 기대하기도 어려운 상태임을 알 수 있다. 그 외 소득은 부동산 임대 소득, 타가구 이전소득, 경조사 소득, 개인연금소득 등을 포함한 소득으로 ‘자영업Ⅱ형’과 ‘임금근로지속형’의 보유비율이 각각 22.3%와 18.3%로 타유형에 비해 높았다. 다음으로 유형별 근로 및 사업 소득과 금액 소득5분위별 비중을 살펴보도록 하겠다. <표 4-6>부터 <표 4-8>은 근로 및 사업소득금액, 공적이전소득금액, 그 외 소득금액의 소득5분위별 분포와 평균 금액을 나타낸 표이다.

- 3) <표 4-5>에서 유의하여 살펴볼 것은 소득 활동이 없을 것으로 예상되는 ‘비경활지속형’의 소득이 있는 케이스가 존재한다는 것과 소득 활동이 있어 소득이 존재해야하는 ‘자영업Ⅰ형’과 ‘자영업Ⅱ형’에서 소득이 없는 케이스가 존재한다는 것이다. 이는 경제활동상태와 소득 유무를 조사하는 시점에 차이가 존재하고, 사업소득은 매출과 순소득을 나누어 조사하기 때문에 발생하는 결과이다. 즉, ‘비경활지속형’에 포함되는 베이비부머일지라도 2010년 한 해 동안 일시적인 소득활동을 하여 소득이 존재하는 경우가 있고, 자영업자들은 소득활동은 하였을 지라도 매출소득에서 사업필요경비를 제외한 순소득이 없어 실제 소득이 발생하지 못한 경우가 있기 때문이다. 덧붙여 본 연구에서 주장하는 유형은 추세분석에 따른 유형으로 시간의 변화에 따른 종사상지위 변화를 꾀적을 의미하는 것으로 반드시 현재 연령의 종사상지위를 반영하는 것은 아님을 참고하기 바란다. 비경활 지속 유형에 포함되는 분석대상자 중 2010년 한 해 동안 근로 및 사업소득이 있었던 경우는 1.5%(6명)이며, 이들의 종사상지위 변화는 다음과 같다.

<참고> 비경활지속 유형 중 근로 및 사업소득 보유자들의 종사상지위 변화

| 구분   | 출생    | 2007년 12월 | 2008년 12월 | 2009년 5월 | 2009년 12월 | 2010년 5월 | 2010년 12월 | 2011년 5월 |
|------|-------|-----------|-----------|----------|-----------|----------|-----------|----------|
| 대상자1 | 1955년 | 비경활       | 비경활       | 비경활      | 비경활       | 비경활      | 임금근로      | 비경활      |
| 대상자2 | 1956년 | 비경활       | 비경활       | 비경활      | 비경활       | 비경활      | 일용근로      | 실업자      |
| 대상자3 | 1956년 | 비경활       | 비경활       | 비경활      | 비경활       | 비경활      | 임금근로      | 실업자      |
| 대상자4 | 1956년 | 비경활       | 비경활       | 비경활      | 비경활       | 비경활      | 일용근로      | 자영업      |
| 대상자5 | 1957년 | 비경활       | 비경활       | 비경활      | 실업자       | 실업자      | 자영업       | 비경활      |
| 대상자6 | 1960년 | 비경활       | 비경활       | 비경활      | 비경활       | 비경활      | 일용근로      | 비경활      |

<표 4-6 > 유형별 특성-2010년 한 해 동안의 근로 및 사업 소득 금액

(단위 : %, 만원)

| 구분               |     | 비경활 지속              | 실업 탈출               | 자영업 I               | 자영업 II              | 임금근로 이탈             | 임금근로 지속             | 분위별<br>평균           |
|------------------|-----|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 전체(%)            |     | 100.0%              | 100.0%              | 100.0%              | 100.0%              | 100.0%              | 100.0%              |                     |
| 소득<br>분위<br>(%)  | 1분위 | 83.3%               | 42.4%               | 25.8%               | 22.8%               | 39.6%               | 9.6%                | 712.5               |
|                  | 2분위 | -                   | 27.1%               | 23.9%               | 24.5%               | 26.4%               | 17.2%               | 1473.6              |
|                  | 3분위 | -                   | 21.2%               | 23.9%               | 20.7%               | 24.5%               | 19.2%               | 2502.8              |
|                  | 4분위 | 16.7%               | 7.1%                | 20.0%               | 18.7%               | 5.7%                | 22.6%               | 4132.4              |
|                  | 5분위 | -                   | 2.4%                | 6.5%                | 13.3%               | 3.8%                | 31.4%               | 7866.7              |
| 보유자 평균<br>(S.D.) |     | 1265.0<br>(1592.58) | 1604.8<br>(1195.03) | 2422.3<br>(1930.58) | 3075.8<br>(3643.48) | 1745.1<br>(1307.14) | 4146.2<br>(3098.04) | 3326.8<br>(3055.00) |
| 유형전체평균<br>(S.D.) |     | 19.2<br>(237.03)    | 1364.1<br>(1242.33) | 1676.1<br>(1957.07) | 2755.7<br>(3574.01) | 1005.3<br>(1314.62) | 4146.2<br>(3098.04) | 2218.6<br>(2946.57) |
| 차이검증<br>(f-test) |     | 21.476***           |                     |                     |                     |                     |                     |                     |

(보유자 평균 차이검증) \* p < .05 \*\* p < .01 \*\*\* p < .001

<표 4-7> 유형별 특성-2010년 한 해 동안의 공적이전소득 금액

(단위 : %, 만원)

| 구분               |     | 비경활 지속            | 실업 탈출             | 자영업 I               | 자영업 II            | 임금근로 이탈           | 임금근로 지속            | 분위별<br>평균          |
|------------------|-----|-------------------|-------------------|---------------------|-------------------|-------------------|--------------------|--------------------|
| 전체(%)            |     | 100.0%            | 100.0%            | 100.0%              | 100.0%            | 100.0%            | 100.0%             |                    |
| 소득<br>분위<br>(%)  | 1분위 | 21.4%             | 0.0%              | 6.7%                | 8.0%              | 50.0%             | 31.3%              | 52.1               |
|                  | 2분위 | 21.4%             | 16.7%             | 20.0%               | 24.0%             | 0.0%              | 21.9%              | 135.5              |
|                  | 3분위 | 14.3%             | 66.7%             | 20.0%               | 24.0%             | 0.0%              | 9.4%               | 260.9              |
|                  | 4분위 | 14.3%             | 0.0%              | 26.7%               | 32.0%             | 25.0%             | 18.8%              | 534.0              |
|                  | 5분위 | 28.6%             | 16.7%             | 26.7%               | 12.0%             | 25.0%             | 18.8%              | 2684.6             |
| 보유자 평균<br>(S.D.) |     | 680.3<br>(861.06) | 417.7<br>(457.17) | 1352.6<br>(3009.28) | 590.4<br>(999.15) | 467.8<br>(556.08) | 675.5<br>(1112.71) | 735.1<br>(1479.77) |
| 유형전체평균<br>(S.D.) |     | 24.1<br>(200.81)  | 25.1<br>(143.16)  | 90.6<br>(826.65)    | 54.9<br>(344.81)  | 20.3<br>(139.26)  | 40.0<br>(310.67)   | 43.5<br>(398.16)   |
| 차이검증<br>(f-test) |     | .654              |                   |                     |                   |                   |                    |                    |

(보유자 평균 차이검증) \* p < .05 \*\* p < .01 \*\*\* p < .001

<표 4-8> 유형별 특성-2010년 한 해 동안의 그 외 소득 금액

(단위 : %, 만원)

| 구분               |     | 비경활 지속              | 실업 탈출             | 자영업 I               | 자영업 II             | 임금근로 이탈            | 임금근로 지속            | 분위별 평균              |
|------------------|-----|---------------------|-------------------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|---------------------|
| 전체(%)            |     | 100.0%              | 100.0%            | 100.0%              | 100.0%             | 100.0%             | 100.0%             |                     |
| 소득<br>분위<br>(%)  | 1분위 | 15.4%               | 30.8%             | 19.4%               | 26.7%              | 10.0%              | 15.2%              | 77.9                |
|                  | 2분위 | 15.4%               | 0.0%              | 19.4%               | 20.0%              | 20.0%              | 23.2%              | 286.5               |
|                  | 3분위 | 15.4%               | 7.7%              | 29.0%               | 20.0%              | 20.0%              | 25.3%              | 517.0               |
|                  | 4분위 | 0.0%                | 53.8%             | 12.9%               | 15.0%              | 30.0%              | 18.2%              | 1040.0              |
|                  | 5분위 | 53.8%               | 7.7%              | 19.4%               | 18.3%              | 20.0%              | 18.2%              | 3278.6              |
| 보유자 평균<br>(S.D.) |     | 2381.4<br>(2419.38) | 833.1<br>(703.32) | 1057.4<br>(1687.98) | 977.6<br>(1389.91) | 1007.0<br>(932.05) | 904.8<br>(1068.83) | 1030.4<br>(1368.53) |
| 유형전체평균<br>(S.D.) |     | 78.4<br>(599.36)    | 108.3<br>(373.15) | 146.3<br>(719.18)   | 218.1<br>(769.11)  | 109.5<br>(430.39)  | 165.6<br>(574.41)  | 143.7<br>(622.56)   |
| 차이검증<br>(f-test) |     | 2.892*              |                   |                     |                    |                    |                    |                     |

(보유자 평균 차이검증) \* p < .05 \*\* p < .01 \*\*\* p < .001

‘비경활 지속형’ 베이비부머들의 2010년 한 해 근로 및 사업 소득 평균 금액은 1,265만원으로 예상되다시피 유형 중 가장 작았다. 가장 높은 유형은 ‘임금근로 지속형’으로 4,146만원의 소득 금액을 보였고, 그 뒤로 ‘자영업 II형’의 소득금액이 3,076만원으로 높았다. ‘실업탈출형’ 베이비부머의 소득은 16,405만원으로 ‘비경활 지속형’에 비하면 높은 편이었으나 노동시장에서 이탈한 ‘임금근로이탈형’의 평균 소득금액(1,745만원) 보다 낮은 수준으로 베이비부머들의 노동시장 재진입시 이탈 시보다 낮은 조건으로 진입하게 된다는 사실을 알 수 있다.

공적이전소득 금액은 앞서 언급한 바와 같이 보유하고 있는 베이비부머의 비중이 크지 않아 유형간의 통계적으로 유의미한 차이가 없는 것으로 나타났다. 유형별 공적이전소득 금액만 기술하여보자면, 공적이전소득이 가장 많은 유형은 ‘자영업 I형’으로 1,353만원의 공적이전소득이 있었는데, 이는 ‘실업탈출형’ 베이비부머들의 3배가 넘는 수준이었다.

그 외 소득 금액이 가장 많은 유형은 ‘비경활지속형’으로 2,381만원의 소득이 있었다. 이 유형의 그 외 소득의 종류를 살펴본 결과 부동산임대소득 총합금액이 연간평균 2,814만원으로 높게 나타나고 있어 비교적 지속적으로 소득을 창출 할 수

있는 소득원이 있는 상태임을 알 수 있다. 다만, 이 유형 중 그 외 소득을 보유하고 있는 베이비부머만을 대상으로 한 것으로 전체 유형의 평균금액은 상당히 작은 수준이고 편차가 크기 때문에 모든 ‘비경활지속형’ 베이비부머들이 안정적인 소득원을 보유하고 있는 것은 아니었다.

<표 4-9> 유형별 특성-금융자산, 부동산및기타자산, 부채<sup>1)</sup>

(단위 : %, 만원)

| 구분                                 | 비경활 지속           | 실업 탈출    | 자영업 I    | 자영업 II   | 임금근로 이탈  | 임금근로 지속  | 전체       |
|------------------------------------|------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 금융자산                               |                  |          |          |          |          |          |          |
| 보유비율                               | 93.7             | 95.0     | 97.3     | 93.7     | 90.2     | 96.1     | 94.9     |
| 보유자                                | 5,268.9          | 3,785.5  | 3,056.3  | 4,153.0  | 3,361.9  | 4,597.3  | 4,350.8  |
| 전체                                 | 4,935.4          | 3,596.2  | 2,974.5  | 3,890.6  | 3,033.0  | 4,418.8  | 4,128.1  |
| 보유자<br>차이검증<br>( $\chi^2$ /f-test) | 10.561 / 3.401** |          |          |          |          |          |          |
| 부동산 및 기타자산                         |                  |          |          |          |          |          |          |
| 보유비율                               | 69.6             | 70.0     | 80.4     | 74.7     | 75.0     | 71.2     | 72.8     |
| 보유자                                | 23,130.5         | 15,256.4 | 13,414.1 | 22,012.6 | 15,419.4 | 18,351.2 | 18,980.5 |
| 전체                                 | 16,103.5         | 10,679.5 | 10,779.2 | 16,448.1 | 11,564.6 | 13,059.5 | 13,816.8 |
| 보유자<br>차이검증<br>( $\chi^2$ /f-test) | 10.329 / 2.848*  |          |          |          |          |          |          |
| 부채                                 |                  |          |          |          |          |          |          |
| 보유비율                               | 76.5             | 86.0     | 83.5     | 82.5     | 80.4     | 77.8     | 79.7     |
| 보유자                                | 8,825.1          | 6,654.0  | 6,977.4  | 9,708.3  | 7,470.5  | 6,921.4  | 7,867.0  |
| 전체                                 | 6,747.3          | 5,722.5  | 5,824.9  | 8,012.0  | 6,008.8  | 5,386.1  | 6,270.3  |
| 보유자<br>차이검증<br>( $\chi^2$ /f-test) | 9.548 / 2.980*   |          |          |          |          |          |          |

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

주1) 금융자산, 부동산 및 기타자산, 부채의 경우 조사직전년도 12월말의 잔액을 기준으로 하였으며, 과대추정 가능성이 있어 1차년도부터 4차년도까지 보유금액의 평균으로 계산하였음. 이 경우 해당기간 동안 한번이라도 금융자산, 부동산 등 자산, 부채를 보유한 경우 보유여부가 '있음'으로 표시되므로 보유여부 정보의 과대추정 가능성은 배제할 수 없음.



<표 4-9>에서는 유형별 자산과 부채 특성을 살펴보았다. 금융자산의 보유를 살펴 보았을 때 금융자산 보유 평균 금액이 가장 큰 유형은 ‘비경활지속형’으로 보유자들은 평균 5,269만원의 금융자산을 가지고 있었고, ‘자영업 I 형’의 금융자산 보유 평균액이 3,056만원으로 가장 적었다. 부동산 및 기타자산의 경우 고용원이 있는 자영업인 ‘자영업 II 형’의 베이비부머들의 보유 평균 액수가 22,013만원으로 높았으며, 고용원이 없는 자영업인 ‘자영업 I 형’ 베이비부머들의 보유 평균액이 13,414만원으로 가장 적었다. 부채보유의 경우 ‘자영업 II 형’의 보유액이 9,708만원으로 가장 높았고, ‘비경활지속형’의 부채보유액도 8,825만원으로 높은 편이었다. 이들 유형은 부동산 자산 및 기타자산을 많이 보유하고 있는 유형으로 부동산 자산을 담보로한 부채를 보유하고 있을 가능성이 있겠다. <표 4-10>은 <표 4-4>부터 <표 4-9>에 해당하는 노동시장 지위변화 유형별 특성을 요약 정리한 것이다.

<표 4-10 > 유형별 특성-요약

| 특성         | 비경활 지속         | 실업 탈출         | 자영업 I          | 자영업 II        | 임금근로 이탈       | 임금근로 지속       |
|------------|----------------|---------------|----------------|---------------|---------------|---------------|
| 성별         | 여성의 비율이 90%    | 여성의 비율이 63%   | 남성의 비율이 54%    | 남성의 비율이 71%   | 여성의 비율이 76.1% | 남성의 비율이 76.2% |
| 평균 연령      | 52.1세          | 51.9세         | 51.3세          | 52.5세         | 51.8세         | 51.6세         |
| 배우자 있음     | 90.6%          | 가장 낮은 86%     | 90.6%          | 87.7%         | 가장 높은 96.7%   | 90.9%         |
| 가구주와의 관계   | 대부분 가구주의 배우자   | 절반이 가구주 배우자   | 대부분 가구주        | 대부분 가구주       | 대부분 자녀        | 대부분 가구주       |
| 평균 교육년수    | 가장 낮은 11.5년    | 11.6년         | 가장 낮은 11.5년    | 12.3년         | 11.7년         | 가장 높은 13.1년   |
| 근로 및 사업소득  | 가장 낮은 1,265만원  | 1,605만원       | 2,422만원        | 3,076만원       | 1,745만원       | 가장 높은 4,146만원 |
| 공적이전 소득    | 680만원          | 가장 낮은 472만원   | 가장 높은 1,353만원  | 590만원         | 468만원         | 676만원         |
| 그외소득       | 가장 높은 2,381만원  | 가장 낮은 833만원   | 1,057만원        | 978만원         | 1,007만원       | 905만원         |
| 금융자산       | 가장 많은 5,269만원  | 3,786만원       | 가장 낮은 3,056만원  | 4,153만원       | 3,362만원       | 4,597만원       |
| 부동산 및 기타자산 | 가장 많은 23,131만원 | 15,256만원      | 가장 낮은 13,414만원 | 22,013만원      | 15,419만원      | 18,351만원      |
| 부채         | 8,825만원        | 가장 낮은 6,654만원 | 6,977만원        | 가장 많은 9,708만원 | 7,471만원       | 6,921만원       |

### 3. 노동시장 지위변화 유형 결정요인

본 절에서는 다항로짓분석(multinomial logit regression)을 통해 베이비부머들의 노동시장 지위변화 유형을 결정하는 요인을 알아보고자 한다. 분석에서 기준이 되는 유형은 6가지 유형 중 분포가 2번째로 높은 ‘비경활지속형’으로, ‘비경활지속형’에 포함되는 베이비부머들과 비교하여 다른 유형에 속하게 될 가능성을 분석하였다. 회귀분석의 모형에는 연령, 성별, 가구주와의 관계, 1차년도 조사당시 배우자 직업유무<sup>4)</sup>, 교육년수, 가구원수, 주택 거주형태, 거주지역의 변수를 포함하였다. 그 외 공적이전소득과 그 외 소득을 분석모형에 포함하고자 하였으나 이는 모형의 설명력을 저하시킬 뿐 통계적으로 유의미한 결과를 나타내지 못하였다.

모형에 포함된 변수 중 1차년도부터 4차년도까지 변화 될 가능성이 있는 가구주와의 관계, 가구원수, 주택 거주형태, 거주지역의 경우 다음과 같이 처리하였다. 먼저, 가구주와의 관계가 4개년도 동안 변화하였는지 살펴본 결과 97.8%의 베이비부머들이 3개년도 이상에서 가구주와의 관계에 변동을 보이지 않아 이런 케이스들만을 인정하여 분석에 사용하였다. 주택 거주형태 역시 3개년도 이상 동일한 거주형태를 유지한 경우가 97.3%로 이런 케이스만을 인정하여 사용하였다. 거주지역 변수는 가장 변동이 적어 3개년도 이상 동일한 지역에 거주한 경우가 전체의 99.9%이었으며, 이 경우만을 인정하여 사용하였다. 가구원수는 4개년도 평균 가구원수를 분석에 사용하였다.

다항로짓분석 결과 변수별 영향력을 살펴보면 다음과 같다. 우선, 연령의 경우 모든 유형에서 ‘비경활지속형’과 비교해 높은 연령인 경우 포함될 가능성이 낮아지는 것으로 나타났다. 연령이 높아지면 ‘실업탈출형’에 포함될 가능성은 18.1% 감소하고, ‘자영업 I 형’은 27.5%, ‘자영업 II 형’은 11.2%, ‘임금근로이탈형’은 14.1%, ‘임금근로지속형’은 22.7% 감소하는 것이다. 특히 대안적 취업의 형태로 임시일용직이나 자영업 창업의 가능성이 40대 후반의 장년층에서 더 높게 나타난 장지연(2003)의 결과와 비교하여 볼 때 ‘실업탈출형’과 ‘자영업 I 형’의 추정치가 더 높은

4) 1차년도 조사당시 배우자 직업유무 변수는 혼인상태를 대신하여 삽입한 변수인데, 혼인상태의 경우 현재까지 90%가 넘는 베이비부머들이 ‘배우자가 있음’의 상태이기 때문에 ‘유형’에 속할 가능성(odds ratio)에 별다른 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

것은 베이비부머 역시 낮은 연령층에서 소득활동의 가능성이 더 크다는 것을 보여주는 결과이다. 성별에 있어서는 여성보다 남성이 '비경활지속형' 보다 '자영업 I형'과 '자영업 II형', '임금근로이탈형'과 '임금근로 지속형'에 포함될 가능성이 높았다. 특히 '자영업 II형'과 '임금근로지속형'에 포함될 가능성이 각 6.1배와 5.5배로 높게 나타나 남성의 노동시장 상향 지위유지에 있어 여성보다 긍정적인 것을 알 수 있다. 가구주와의 관계는 모든 유형에서 '비경활지속형'보다 가구주의 배우자보다 가구주인 경우 포함가능성이 높아지는 것을 알 수 있다. 가구주와의 관계는 유형결정요인에 가장 큰 영향력을 미치는 변수인 것으로 나타났는데, '임금근로지속형'과 '자영업 II형'의 경우 가구주일 때 30배 이상 속할 가능성이 높아지는 결과를 보였다. 성별에 따른 영향력보다 가구주와의 관계가 더 큰 영향력을 미치고 있음을 보면 베이비부머세대들이 아직까지도 가구의 버팀목 세대로서 가구의 주된 소득원으로 활약하고 있음을 보여주는 결과이다. 다음으로 배우자가 존재하는 경우 배우자의 직업 유무에 따른 영향력을 살펴보았다. 이 변수는 '자영업 II형'과 '임금근로지속형'에 유의미한 영향을 미치고 있었는데, 연령과 마찬가지로 정적인 영향력이 아닌 부적인 영향을 미치고 있었다. 배우자의 직업이 없는 경우보다 있는 경우 '자영업 II형'과 '임금근로지속형'에 포함될 가능성이 낮아지는 것인데, 배우자의 직업이 있으면 노동시장에서 잔존하기보다 비경활자로 노동시장에서 퇴장하는 집단에 포함될 가능성이 높아진다는 것이다. 이와 관련하여 다양한 해석을 할 수 있으나 가족생애주기(family life cycle)상 가족 축소기와 빈 둥지기(empty-nest period)에 속할 가능성이 높은 중·고령 연령층의 베이비부머 세대 인만큼 배우자의 직업이 있어 가구내 소득 창출원이 있다면 본인은 비경활자로 머물러 있을 가능성이 높다는 해석이 가능하다. 교육연수는 이전세대와 비교하여 상향된 교육수준을 가진 베이비부머 세대들이 같은 세대내에서도 어떤 유형에서 더 높은 교육수준을 보이고 있는가를 파악하기 위해 삽입한 변수로 '자영업 II형'과 '임금근로지속형'에서 통계적으로 유의미한 영향력을 보이고 있었다. 그러나 그 영향력 정도는 높지 않은 편이어서 교육연수가 높은 베이비부머가 '임금근로지속형'에 속할 가능성이 1.17배 높고, '자영업 II형'에 속할 가능성은 1.08배 높은 수준에 그쳤다. 베이비부머의 교육수준이 노동시장에서의 종사상지위변화에 영향을 미치는 요인이기는 하지만 다른 변수에 비해 부각될 정도는 아닌 것으로 판단된다.

다음은 베이비부머들의 가구관련 변수들이다. 먼저, 평균 가구원수와 소득이 있는 평균 가구원수의 결과를 살펴보면, 가구원수의 경우 연령, 배우자 직업 유무와 함께 부적인 영향력을 보이고 있었고, 반면 소득이 있는 가구원수는 가구주와의 관계와 같은 높은 수준의 영향력을 보이고 있었다. ‘비경활지속형’보다 ‘자영업Ⅱ형’에 포함될 가능성이 가구원수가 많으면 29.7% 감소하고, 소득 있는 가구원수가 많으면 23.4배 증가하였다. ‘임금근로지속형’에 포함될 가능성의 경우 가구원수가 많으면 24.9% 감소하고, 소득 있는 가구원수가 많으면 22.2배 증가하였다. 또한 ‘실업탈출형’에서도 가구원수가 많으면 25.2% 감소하고, 소득 있는 가구원수가 많으면 19.2배나 증가하였다. ‘임금근로이탈형’에서는 그 차이가 다소 줄어들기는 하였으나 가구원수가 많으면 23.2% 감소하고, 소득 있는 가구원수가 많으면 9.9배 증가하는 모습이였다. 종사상지위를 유지하고 있는 유형들에서 가구원수와는 부적인 관계, 소득이 있는 가구원수와는 정적인 관계를 갖는 결과를 보인 것은 가구원수가 많을수록 다른 가구의 수입에 의존할 가능성이 크고, 소득이 있는 가구원수가 많다면 본인 스스로는 노동시장에 남아 있으려 하지 않는다는 해석을 가능하게 한다. 주택은 은퇴준비에 방해가 되는 대표적인 요인으로 지적되기도 하며(여운경 외, 2007), 은퇴 후 주택관련 비용 등을 절감해 주고, 추후 주택연금 등의 형태로 유동화 할 수 있는 자산이 되므로(James & Sharpe, 2007) 중·고령자의 은퇴에 중요한 역할을 하는 자산이라고 주장하였다. 이에 따라 본 연구에서도 현재 주택의 거주형태를 모형에 포함시켜 분석한 결과, 자가를 기준으로 전세와 월세의 경우 ‘비경활지속형’보다 ‘실업탈출형’, ‘자영업Ⅰ형’, ‘임금근로이탈형’에 포함될 가능성이 커지는 것으로 나타났다. 상대적으로 노동시장에서의 지위가 낮은 편에 속하는 ‘실업탈출형’과 고용원이 없는 자영업자 유형인 ‘자영업Ⅰ형’에 포함될 가능성은 자가보다 전세 주택에서 거주하는 베이비부머들에게서 3.7배와 2.1배 높게 나타났고, 월세 주택에서 거주하는 베이비부머들은 2.6배와 2.1배로 높게 나타났다. 이러한 경향은 노동시장에서 상대적 지위가 높은 편에 속하는 ‘자영업Ⅱ형’과 ‘임금근로지속형’에서는 발견되지 않았다. 반면, ‘임금근로이탈형’의 경우 월세 주택에 거주하는 베이비부머들이 포함될 가능성이 3.2배 높은 것으로 나타났다. 전세주택보다 지속적인 주택관련 비용(임대료)이 소요되는 베이비부머들이 ‘임금근로이탈형’에 포함될 가능성이 크다는 것인데, 근로소득의 감소와 주택관련 비용의 부담

이 이들 유형의 가계경제에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 높다고 해석 할 수 있겠다. 마지막으로 거주지역의 경우 90%가 넘는 베이비부머들이 시지역에 거주함에도 불구하고 모든 유형에서 통계적으로 유의미한 수치를 보였다. 군지역에 거주하는 베이비부머들이 ‘비경활지속형’ 보다 다른 유형에 포함될 가능성이 높게 나타났다. 특히 ‘자영업 I’형에 포함될 가능성이 6배로 가장 높게 나타났으며, ‘임금근로이탈형’에 포함될 가능성은 4.2배 높은 것으로 나타났다.

<표 4-11> 노동시장지위변화유형 결정요인 - 다항로지분석

| 구분                                        | 실업 탈출형            | 자영업 I 형<br>(고용원 없음) | 자영업 II 형<br>(고용원 있음)             | 임금근로<br>이탈형 | 임금근로<br>지속형 |
|-------------------------------------------|-------------------|---------------------|----------------------------------|-------------|-------------|
| 연령                                        | .819***           | .725***             | .888*                            | .859**      | .773***     |
| 성별 (기준 : 여성)                              |                   |                     |                                  |             |             |
| 남성                                        | 2.437             | 3.117**             | 6.092***                         | 3.630*      | 5.467***    |
| 가구주와의 관계 <sup>주1)</sup><br>(기준 : 가구주 배우자) |                   |                     |                                  |             |             |
| 가구주                                       | 14.040***         | 26.383***           | 30.128***                        | 2.863*      | 37.716***   |
| 배우자 직업 유무 (기준 : 없음)                       |                   |                     |                                  |             |             |
| 있음                                        | 1.136             | 0.441               | 0.196*                           | 0.460       | 0.187**     |
| 교육년수                                      | 1.052             | 1.038               | 1.079*                           | 1.059       | 1.172***    |
| 가구원수                                      |                   |                     |                                  |             |             |
| 가구원수                                      | 0.748*            | 0.886               | 0.703**                          | 0.768*      | 0.751**     |
| 소득 있는 가구원수                                | 19.195***         | 16.305***           | 23.372***                        | 9.859***    | 22.187***   |
| 주택 거주형태 (기준 : 자가)                         |                   |                     |                                  |             |             |
| 전세                                        | 3.667**           | 2.089*              | 1.504                            | 3.226       | 1.259       |
| 월세                                        | 2.538*            | 2.135*              | 1.530                            | 3.182**     | 2.045       |
| 거주지역 (기준 : 시지역)                           |                   |                     |                                  |             |             |
| 군지역                                       | 2.719*            | 6.019***            | 2.531*                           | 4.170**     | 2.317*      |
| 모형 적합 정보                                  | -2 로그 우도 3700.605 |                     | 카이 제곱 1105.834***                |             |             |
|                                           | 유의확률 .000         |                     | Cox 및 Snell R <sup>2</sup> 0.512 |             |             |

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

주1) 가구주와의 관계 : 가구주의 부모 등 기타 친인척의 비율이 너무 적기 때문에 분석에서 제외하였음.

## V. 결론

본 연구는 베이비붐 세대가 종사상지위 변화 패턴에 이질적인 특성을 갖는 몇 개의 집단으로 구성될 것이라는 가정하에 베이비부머들의 노동시장 지위변화 패턴을 분석하고자 하였다. 재정패널조사의 1차년도부터 4차년도 경제활동상태정보를 활용하여 개인의 직업이력 데이터를 구축하고, 집단중심추세분석방법을 이용하여 노동시장 지위변화 궤적을 유형화하였다. 그 결과 ‘비경활지속형’, ‘실업탈출형’, ‘자영업 I형’, ‘자영업 II형’, ‘임금근로이탈형’, ‘임금근로지속형’의 6가지 유형으로 구분할 수 있었다. 유형별 특성은 다항로지분석방법을 통해 살펴보았으며, 유형별 특성에 따른 다음과 같은 결론을 내릴 수 있었다.

첫째, 일반적으로 남성은 여성에 비해 소득이 있는 유형에 머무를 가능성이 높았다. 여성은 비취업지속형에 머무를 가능성이 강하다는 의미인데, 여성이 남성보다 커리어 직장 개시 20년 후 생존율이 더 낮다는 신동균(2010)의 결과와 함께 해석하면 주된 직업에서 이탈한 이후에도 여성은 노동시장에서 재진입할 가능성이 낮다는 의미이다. ‘비경활지속형’ 집단의 공적이전소득 및 그 외 소득의 경우 보유자의 평균금액은 높지만, 전체 유형의 평균금액을 보았을 때 6가지 유형 중 가장 낮은 수준이기 때문에 다른 소득원이 보장되지 않는 경우 노후소득보장이 불투명해질 가능성이 큰 것이다. 또한 여성의 평균수명이 남성보다 긴 것을 감안할 때 여성의 은퇴 후 재정적 안정을 위한 노후준비가 더욱 절실하다고 하겠다.

둘째, 가구주인 베이비부머인 경우 ‘비경활지속형’ 집단보다 소득이 있는 유형에 머무를 가능성이 높았다. 특히 자영업자, 임금근로자에서 그 가능성이 월등히 높아졌는데, 가계의 경제를 책임지는 가구주인 만큼 주요 소득원으로서의 역할을 다할 수 밖에 없는 입장임을 알 수 있다. 다만, 국내 베이비부머들은 과거의 전통적 가치관과 새로운 가치관 사이에 소위 ‘깁세대’로서 사적이전이 단절되는 불공정한 위치에 놓여 있어 예상치 못한 은퇴가 발생할 경우 근로소득의 중단 및 사적이전소득의 부족으로 전반적인 가계경제에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 큰 만큼 가구주로 잔존해 있는 베이비부머들의 근로에 안정적인 대안책 마련이 필요할 것으로 보인다.

셋째, 노동시장에서 상대적으로 영세한 위치에 있는 ‘실업탈출형’과 ‘자영업 I 형’의 베이비부머들의 경우 주택자산을 보유하지 못한 경우가 많을 것으로 예상된다. 베이비부머 중 주택보유자가 미보유자에 비해 재무적으로 더 나은 집단이라는 선행연구(백은영·정순희, 2012)결과와 비교하여 해석할 때 재무적 안정성도 낮은 동시에 노동시장에서의 지위도 열악한 이들 유형의 소비지출 대비 소득의 충분한 확보가 불투명할 것으로 보인다. 이러한 유형의 경우 고정적으로 소요되는 주택관련 자금의 부담을 감소시키고, 근로시장으로의 재진입 기회를 확산하는 정책의 주요 대상으로 되어야 할 것으로 판단된다.

마지막으로 군지역에 거주하는 베이비부머의 경우 시지역에 거주하는 베이비부머보다 ‘자영업 I 형’에 포함될 가능성이 다른 유형보다 높았다. 이는 군지역에 거주하는 무급가족종사자, 영세자영업자(농어업 종사자 등) 분포가 더 많다는 의미로, 수도권 및 대도시에 비해 일자리 찾기가 어려운 군지역에 거주하는 베이비부머들이 진입장벽이 낮은 자영업자로 소득창출을 기대하고 있다고 판단할 수 있다. 그러나 인구의 도심화 및 경기 부진에 따른 수요둔화, 자영업간 경쟁의 심화 등으로 자영업자의 퇴출이 사회적 문제로 대두되는 상황에서 군지역에 분포한 ‘자영업 I 형’ 베이비부머들의 노후소득보장이 긍정적이라고 판단하기는 어려워 군지역 영세자영업자를 위한 정책의 수립이 필요한 실정이다.

이상으로 본 연구는 재정패널조사의 경제활동상태 자료를 활용하여 베이비부머들의 노동시장 지위변화 유형과 유형별 특성을 살펴보았다. 본 연구 결과를 통해 노동시장의 약자로 등극할 가능성이 있는 베이비부머를 위한 정책적 시사점을 제시하고 재정패널조사 자료의 다양한 활용방안을 소개한 것에 본 연구의 의의가 있다. 다만, 직업변동에 따른 직업이력의 구성이 아닌 조사시점 변화에 의한 직업이력 구성이라는 점에서 본 연구의 한계가 있다. 이는 향후 재정패널조사에서 새롭게 창출가능한 조사 분야로 직업력 조사가 있음을 제시하는 한계점으로 남겨두고자 한다.

## VI. 참고문헌

- 강은나 · 김혜진 · 김영선, 「베이비부머의 노년기 근로지속의사 및 근로형태에 관한 연구」, 『노인복지연구』, 55호, 2012, pp.159-182
- 김기현, 「베이비붐 세대의 근로생애 분석」, 『월간노동리뷰』, 2011년 2월호, 2011, pp.22-37
- 류애정, 「베이비부머의 노년기 진입에 따른 정책과제」, 『한국사회보장학회 정기학술대회 자료집』, 2010, pp.75-101
- 박동열 · 이경미, 「특성화고졸 기능직 입직자의 경력경로유형과 경력경로 형성과정」, 『농업교육과 인적자원개발』, 제44권 2호, 2012, pp.25-48
- 박시내 · 심규호, 「베이비붐 세대의 은퇴현황 및 은퇴효과 분석」, 한국통계개발원, 2010
- 박경숙, 「55세 이상 고령자의 노동시장 이탈 과정; 은퇴의 유형화에 대한 함의」, 『노동정책연구』, 제3권 1호, 2003, pp.103-140
- 박경하, 「우리나라 중고령자의 은퇴과정 유형화 연구 -다양성과 불평등 중심으로」, 『사회복지연구』, 제42권 3호, 2011, pp.291-327
- 방하남 · 신동균 · 이성균 · 한준 · 김지경 · 신인철, 「한국 베이비붐 세대의 근로생애 연구」, 한국노동연구원, 2010
- 백은영, 「베이비부머의 은퇴준비와 준비 유형 결정요인 분석」, 『사회보장연구』, 제27권 2호, 2011, pp.357-383
- 백은영 · 정순희, 「베이비부머의 재정현황과 주택자산이 은퇴준비 정도에 미치는 영향」, 『소비문화연구』, 제15권 1호, 2012, pp.141-160
- 서미경 · 최희진, 「비취업 베이비부머와 예비노인의 취업의사 결정요인 비교연구」, 『노인복지연구』, 제53권, 2011, pp.183-212
- 성재민, 「저소득자 노동시장 지위 변화에 대한 동태적 분석」, 『사회보장연구』, 제27권 4호, 2011, pp.165-189
- 신동균, 「중고령 남성 근로자들의 점진적 은퇴행위에 대한 연구」, 『노동정책연구』, 제9권 2호, 2009, p.1-41



- 여윤경 · 정순희 · 문숙재, 「한국가계의 은퇴준비에 관한 연구 - 중산층 가계의 주관적 은퇴준비 충분성을 중심으로 : 한국가계의 은퇴준비에 관한 연구」, 『소비문화 연구』, 제10권 3호, 2007, pp.129-155
- 이기주 · 석재은, 「국민연금제도가 중고령 남성 임금근로자의 은퇴결정에 미치는 영향」, 『사회보장연구』, 제27권 1호, 2011, pp.55-88
- 이병희, 「저소득 노동시장의 실태와 동태적 변화」, 『동향과 전망』, 73호, 2008, pp.204-230
- 이승렬 · 최강식, 「국민연금이 중고령자의 은퇴행위에 미치는 영향」, 『사회보장연구』, 제23호 4권, 2007, pp.83-103
- 이형종 · 박홍민, 「베이비부머의 퇴직과 일자리 지원방안」, 『한국노인복지학회 학술 발표논문집』, 2012, pp.102-123
- 장지연, 「중 · 고령자의 경력이동-대안적 은퇴과정으로서의 근로시간단축과 자영업창업의 비중」, 『한국사회학』, 제37집 2호, 2003, pp.95-221
- 정경희, 「베이비부머의 노년기 진입에 따른 정책과제」, 『한국사회보장학회 정기학술 대회 자료집』, 2010, pp.1-21
- 정호성 · 강성원 · 문외술 · 박준 · 손민중 · 이찬영 · 이은미 · 이민훈 · 박변순, 「베이비붐 세대 은퇴의 파급효과와 대응방안-주요국(미 · 일) 비교 포함-」, 삼성경제연구소 연구보고서, 2010
- 최수정 · 정철영, 「기혼여성의 경력패턴 유형 연구」, 『농업교육과 인적자원개발』, 제42권 2호, 2010, pp.193-223
- 최옥금, 「근로빈곤층의 직업력 분석 : 비빈곤층과의 비교를 중심으로」, 『한국사회복지학』, 제60권 4호, 2008, pp.55-77
- 통계청, 「2010 고령자 통계」
- 한준, 「최적일치법을 이용한 남녀간 직업 배열의 분석」, 『노동경제학회』, Vol.24 No.1, [2001], pp.149-176
- Atchley, R. C., "Retirement: leaving the world of work", The Annals of the American Academy of Political and Social Science, 464, 1982, pp.120-131
- Johns, B. L. & Nagin, D. S., "A sas procedure based on mixture models for estimating developmental trajectories", Social Research and Method, 29, 2001,

pp.374-393

- Cahill, K. E., & Giandrea, M. D. & Quinn, J.F., "Retirement patterns from career employment", *The gerontologist*, 46(4), 2006, pp.514-523,
- Chung, I-J. & Hill, K. G. & Hawkins, J. D. & GilChrist, L. D. & Nagin, D. S., "Childhood Predictors of Offense trajectories", *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 39(1), 2001, pp.60-90
- James, R. N., & Sharpe, D. L., "Is Time Running Out? Saving and investments of renters nearing retirement age", *Financial Counseling and Planning*, 18(2), 2007, pp.61-75
- Kelly, S. & Harding, A., "Funding the retirement of the baby boomers", *Agenda*, 11(2), 2004, pp.99-112
- Lusardi, A. & Mitchell, O., "Baby boomer retirement security: The roles of planning, financial literacy, and housing wealth", *Journal of monetary Economics*, 2007, pp.205-224
- Meadow, P., "Retirement Ages in the UK: A Review of the Literature", *Employment Relations Research Series*, 2003
- Taylor, P. "Reversing the early retirement trend A review of the research into factors affecting retirement behaviour and attitudes on the part of employers and workers," *Labour Market Trends*, 109(4), 2001, pp.217-220
- Nagin, D. S., & Tremblay, R. E., "Development trajectories groups: Fact or a useful statistical fiction?", *Criminology*, 43(4), 2005, 873-902
- Moen, P., "Continuities and discontinuities in women's labor Force activity," in *Life Course Dynamic: Trajectories and Transitions, 1968-1980*, Glen Elder, editor. Ithaca, NY: Cornell University Press, 1985, pp.113-155
- Vandenheuvel, A., "Women's roles after first birth: Variable or Stable?". *Gender and Society*, 11(3), 1997, pp.357-368

<부록 연도별 종사상 지위>

<부록 표 1> 연도별 종사상지위-2007년 12월

| 2007년 12월 기준<br>종사상지위 | 비경활<br>지속형      | 실업<br>탈출형      | 자영업<br>1형       | 자영업<br>2형       | 임금<br>근로<br>이탈형 | 임금<br>근로<br>지속형 | 전체              |
|-----------------------|-----------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 비경활자                  | 84.3%<br>92.4%  | 7.9%<br>34.0%  | 1.2%<br>2.2%    | 1.6%<br>2.6%    | 5.1%<br>23.9%   | -<br>-          | 100.0%<br>26.7% |
| 실업자                   | 13.5%<br>3.8%   | 16.2%<br>18.0% | 19.8%<br>9.8%   | 18.9%<br>7.8%   | 20.7%<br>25.0%  | 10.8%<br>2.2%   | 100.0%<br>6.8%  |
| 무급가족종사자               | 13.2%<br>1.8%   | 13.2%<br>7.0%  | 47.2%<br>11.2%  | 7.5%<br>1.5%    | 18.9%<br>10.9%  | -<br>-          | 100.0%<br>3.3%  |
| 비임금(고용원없음)<br>근로자     | 1.7%<br>1.3%    | 5.3%<br>16.0%  | 44.4%<br>59.8%  | 40.7%<br>45.7%  | 3.6%<br>12.0%   | 4.3%<br>2.4%    | 100.0%<br>18.6% |
| 비임금(고용원있음)<br>근로자     | -<br>-          | 3.7%<br>3.0%   | 19.8%<br>7.1%   | 64.2%<br>19.3%  | 3.7%<br>3.3%    | 8.6%<br>1.3%    | 100.0%<br>5.0%  |
| 임금(일용)근로자             | 0.8%<br>0.3%    | 8.4%<br>10.0%  | 10.1%<br>5.4%   | 20.2%<br>8.9%   | 5.9%<br>7.6%    | 54.6%<br>12.0%  | 100.0%<br>7.3%  |
| 임금(상용+임시)<br>근로자      | 0.4%<br>0.5%    | 2.3%<br>12.0%  | 1.9%<br>4.5%    | 7.3%<br>14.1%   | 3.1%<br>17.4%   | 85.1%<br>82.1%  | 100.0%<br>32.2% |
| 전체                    | 24.4%<br>100.0% | 6.2%<br>100.0% | 13.4%<br>100.0% | 17.2%<br>100.0% | 5.5%<br>100.0%  | 33.4%<br>100.0% |                 |

<부록 표 2> 연도별 종사상지위-2008년 12월

| 2008년 12월 기준<br>종사상지위 | 비경활<br>지속형      | 실업<br>탈출형      | 자영업<br>1형       | 자영업<br>2형       | 임금<br>근로<br>이탈형 | 임금<br>근로<br>지속형 | 전체              |
|-----------------------|-----------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 비경활자                  | 82.4%<br>86.6%  | 6.5%<br>27.0%  | 2.9%<br>5.4%    | 1.7%<br>2.6%    | 6.5%<br>29.3%   | -<br>-          | 100.0%<br>25.6% |
| 실업자                   | 57.6%<br>8.6%   | 20.3%<br>12.0% | 6.8%<br>1.8%    | 5.1%<br>1.1%    | 10.2%<br>6.5%   | -<br>-          | 100.0%<br>3.6%  |
| 무급가족종사자               | 19.2%<br>3.5%   | 4.1%<br>3.0%   | 41.1%<br>13.4%  | 6.8%<br>1.9%    | 28.8%<br>22.8%  | -<br>-          | 100.0%<br>4.5%  |
| 비임금(고용원없음)<br>근로자     | 1.2%<br>1.0%    | 4.3%<br>14.0%  | 46.4%<br>67.0%  | 39.3%<br>47.2%  | 6.5%<br>22.8%   | 2.2%<br>1.3%    | 100.0%<br>19.9% |
| 비임금(고용원있음)<br>근로자     | -<br>-          | 4.8%<br>4.0%   | 9.6%<br>3.6%    | 78.3%<br>24.2%  | -<br>-          | 7.2%<br>1.1%    | 100.0%<br>5.1%  |
| 임금(일용)근로자             | -<br>-          | 12.6%<br>15.0% | 8.4%<br>4.5%    | 25.2%<br>11.2%  | 5.0%<br>6.5%    | 48.7%<br>10.7%  | 100.0%<br>7.3%  |
| 임금(상용+임시)<br>근로자      | 0.2%<br>0.3%    | 4.6%<br>25.0%  | 1.8%<br>4.5%    | 5.8%<br>11.9%   | 2.0%<br>12.0%   | 85.6%<br>86.9%  | 100.0%<br>33.9% |
| 전체                    | 24.4%<br>100.0% | 6.2%<br>100.0% | 13.4%<br>100.0% | 17.2%<br>100.0% | 5.5%<br>100.0%  | 33.4%<br>100.0% |                 |

<부록 표 3> 연도별 종사상지위-2009년 5월

| 2009년 5월 기준<br>종사상지위 | 비경활<br>지속형     | 실업<br>탈출형      | 자영업<br>1형      | 자영업<br>2형      | 임금<br>근로<br>이탈형 | 임금<br>근로<br>지속형 | 전체              |
|----------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 비경활자                 | 82.1%<br>86.8% | 6.9%<br>29.0%  | 2.2%<br>4.0%   | 1.7%<br>2.6%   | 7.2%<br>32.6%   | -<br>-          | 100.0%<br>25.8% |
| 실업자                  | 52.3%<br>8.6%  | 20.0%<br>13.0% | 6.2%<br>1.8%   | 6.2%<br>1.5%   | 10.8%<br>7.6%   | 4.6%<br>0.6%    | 100.0%<br>4.0%  |
| 무급가족종사자              | 18.9%<br>3.5%  | 4.1%<br>3.0%   | 41.9%<br>13.8% | 6.8%<br>1.9%   | 28.4%<br>22.8%  | -<br>-          | 100.0%<br>4.6%  |
| 비임금(고용원없음)<br>근로자    | 1.3%<br>1.0%   | 3.8%<br>12.0%  | 48.6%<br>68.3% | 38.1%<br>44.6% | 6.0%<br>20.7%   | 2.2%<br>1.3%    | 100.0%<br>19.4% |
| 비임금(고용원있음)<br>근로자    | -<br>-         | 3.4%<br>3.0%   | 9.2%<br>3.6%   | 79.3%<br>25.7% | -<br>-          | 8.0%<br>1.3%    | 100.0%<br>5.4%  |
| 임금(일용)근로자            | -<br>-         | 12.3%<br>15.0% | 9.0%<br>4.9%   | 22.1%<br>10.0% | 4.1%<br>5.4%    | 52.5%<br>11.8%  | 100.0%<br>7.5%  |
| 임금(상용+임시)<br>근로자     | -<br>-         | 4.6%<br>25.0%  | 1.5%<br>3.6%   | 6.9%<br>13.8%  | 1.9%<br>10.9%   | 85.2%<br>85.0%  | 100.0%<br>33.3% |
| 전체                   | 24.4%          | 6.2%           | 13.4%          | 17.2%          | 5.5%            | 33.4%           |                 |
|                      | 100.0%         | 100.0%         | 100.0%         | 100.0%         | 100.0%          | 100.0%          |                 |

<부록 표 4> 연도별 종사상지위-2009년 12월

| 2009년 12월 기준<br>종사상지위 | 비경활<br>지속형     | 실업<br>탈출형      | 자영업<br>1형      | 자영업<br>2형      | 임금<br>근로<br>이탈형 | 임금<br>근로<br>지속형 | 전체              |
|-----------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 비경활자                  | 82.0%<br>92.2% | 4.3%<br>19.0%  | 5.6%<br>11.2%  | 1.8%<br>3.0%   | 6.3%<br>30.4%   | -<br>-          | 100.0%<br>27.4% |
| 실업자                   | 51.2%<br>5.6%  | 14.0%<br>6.0%  | 11.6%<br>2.2%  | 7.0%<br>1.1%   | 16.3%<br>7.6%   | -<br>-          | 100.0%<br>2.7%  |
| 무급가족종사자               | 13.3%<br>2.0%  | 3.3%<br>2.0%   | 50.0%<br>13.4% | 5.0%<br>1.1%   | 26.7%<br>17.4%  | 1.7%<br>0.2%    | 100.0%<br>3.7%  |
| 비임금(고용원없음)<br>근로자     | 0.3%<br>0.3%   | 2.2%<br>7.0%   | 48.2%<br>67.4% | 41.9%<br>48.7% | 5.4%<br>18.5%   | 1.9%<br>1.1%    | 100.0%<br>19.3% |
| 비임금(고용원있음)<br>근로자     | -<br>-         | 6.3%<br>5.0%   | 3.8%<br>1.3%   | 76.3%<br>22.7% | 1.3%<br>1.1%    | 12.5%<br>1.8%   | 100.0%<br>4.9%  |
| 임금(일용)근로자             | -<br>-         | 19.8%<br>24.0% | 5.0%<br>2.7%   | 19.0%<br>8.6%  | 10.7%<br>14.1%  | 45.5%<br>10.2%  | 100.0%<br>7.5%  |
| 임금(상용+임시)<br>근로자      | -<br>-         | 6.6%<br>37.0%  | 0.7%<br>1.8%   | 7.1%<br>14.9%  | 1.8%<br>10.9%   | 83.8%<br>86.7%  | 100.0%<br>34.5% |
| 전체                    | 24.4%          | 6.2%           | 13.4%          | 17.2%          | 5.5%            | 33.4%           |                 |
|                       | 100.0%         | 100.0%         | 100.0%         | 100.0%         | 100.0%          | 100.0%          |                 |

<부록 표 5> 연도별 종사상지위-2010년 5월

| 2010년 5월 기준<br>종사상지위 | 비경활<br>지속형     | 실업<br>탈출형      | 자영업<br>1형      | 자영업<br>2형      | 임금<br>근로<br>이탈형 | 임금<br>근로<br>지속형 | 전체              |
|----------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 비경활자                 | 81.6%<br>91.9% | 4.5%<br>20.0%  | 5.2%<br>10.3%  | 2.2%<br>3.7%   | 6.3%<br>30.4%   | 0.2%<br>0.2%    | 100.0%<br>27.5% |
| 실업자                  | 46.9%<br>5.8%  | 12.2%<br>6.0%  | 16.3%<br>3.6%  | 10.2%<br>1.9%  | 14.3%<br>7.6%   | -<br>-          | 100.0%<br>3.0%  |
| 무급가족종사자              | 13.6%<br>2.0%  | 3.4%<br>2.0%   | 49.2%<br>12.9% | 6.8%<br>1.5%   | 27.1%<br>17.4%  | -<br>-          | 100.0%<br>3.6%  |
| 비임금(고용원없음)<br>근로자    | 0.3%<br>0.3%   | 1.6%<br>5.0%   | 49.0%<br>67.4% | 42.2%<br>48.3% | 5.5%<br>18.5%   | 1.3%<br>0.7%    | 100.0%<br>19.0% |
| 비임금(고용원있음)<br>근로자    | -<br>-         | 6.8%<br>5.0%   | 4.1%<br>1.3%   | 78.4%<br>21.6% | -<br>-          | 10.8%<br>1.5%   | 100.0%<br>4.6%  |
| 임금(일용)근로자            | -<br>-         | 22.5%<br>25.0% | 6.3%<br>3.1%   | 14.4%<br>5.9%  | 9.9%<br>12.0%   | 46.8%<br>9.6%   | 100.0%<br>6.8%  |
| 임금(상용+임시)<br>근로자     | -<br>-         | 6.4%<br>37.0%  | 0.5%<br>1.3%   | 8.0%<br>17.1%  | 2.3%<br>14.1%   | 82.8%<br>88.0%  | 100.0%<br>35.5% |
| 전체                   | 24.4%          | 6.2%           | 13.4%          | 17.2%          | 5.5%            | 33.4%           |                 |
|                      | 100.0%         | 100.0%         | 100.0%         | 100.0%         | 100.0%          | 100.0%          |                 |

<부록 표 6> 연도별 종사상지위-2010년 12월

| 2010년 12월 기준<br>종사상지위 | 비경활<br>지속형     | 실업<br>탈출형      | 자영업<br>1형      | 자영업<br>2형      | 임금<br>근로<br>이탈형 | 임금<br>근로<br>지속형 | 전체              |
|-----------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 비경활자                  | 83.6%<br>90.1% | 1.6%<br>7.0%   | 8.7%<br>16.5%  | 2.3%<br>3.7%   | 3.8%<br>17.4%   | -<br>-          | 100.0%<br>26.3% |
| 실업자                   | 51.1%<br>5.8%  | 8.9%<br>4.0%   | 11.1%<br>2.2%  | 15.6%<br>2.6%  | 13.3%<br>6.5%   | -<br>-          | 100.0%<br>2.8%  |
| 무급가족종사자               | 13.3%<br>2.0%  | 10.0%<br>6.0%  | 43.3%<br>11.6% | 5.0%<br>1.1%   | 28.3%<br>18.5%  | -<br>-          | 100.0%<br>3.7%  |
| 비임금(고용원없음)<br>근로자     | 0.9%<br>0.8%   | 3.4%<br>11.0%  | 44.8%<br>64.7% | 43.2%<br>52.0% | 5.6%<br>19.6%   | 2.2%<br>1.3%    | 100.0%<br>20.0% |
| 비임금(고용원있음)<br>근로자     | -<br>-         | 6.3%<br>5.0%   | 5.0%<br>1.8%   | 80.0%<br>23.8% | 3.8%<br>3.3%    | 5.0%<br>0.7%    | 100.0%<br>4.9%  |
| 임금(일용)근로자             | 2.7%<br>0.8%   | 24.3%<br>27.0% | 2.7%<br>1.3%   | 16.2%<br>6.7%  | 6.3%<br>7.6%    | 47.7%<br>9.8%   | 100.0%<br>6.8%  |
| 임금(상용+임시)<br>근로자      | 0.3%<br>0.5%   | 7.0%<br>40.0%  | 0.7%<br>1.8%   | 4.7%<br>10.0%  | 4.3%<br>27.2%   | 83.0%<br>88.2%  | 100.0%<br>35.5% |
| 전체                    | 24.4%          | 6.2%           | 13.4%          | 17.2%          | 5.5%            | 33.4%           |                 |
|                       | 100.0%         | 100.0%         | 100.0%         | 100.0%         | 100.0%          | 100.0%          |                 |

<부록 표 7> 연도별 종사상지위-2011년 5월

| 2011년 5월 기준<br>종사상지위 | 비경활<br>지속형     | 실업<br>탈출형      | 자영업<br>1형      | 자영업<br>2형      | 임금<br>근로<br>이탈형 | 임금<br>근로<br>지속형 | 전체              |
|----------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 비경활자                 | 82.3%<br>90.6% | 1.6%<br>7.0%   | 8.5%<br>16.5%  | 2.8%<br>4.5%   | 4.1%<br>19.6%   | 0.7%<br>0.6%    | 100.0%<br>26.8% |
| 실업자                  | 40.7%<br>6.1%  | 11.9%<br>7.0%  | 10.2%<br>2.7%  | 15.3%<br>3.3%  | 11.9%<br>7.6%   | 10.2%<br>1.1%   | 100.0%<br>3.6%  |
| 무급가족종사자              | 13.6%<br>2.0%  | 10.2%<br>6.0%  | 42.4%<br>11.2% | 5.1%<br>1.1%   | 28.8%<br>18.5%  | -<br>-          | 100.0%<br>3.6%  |
| 비임금(고용원없음)<br>근로자    | 1.2%<br>1.0%   | 3.7%<br>12.0%  | 44.4%<br>64.3% | 43.2%<br>52.0% | 5.9%<br>20.7%   | 1.5%<br>0.9%    | 100.0%<br>20.0% |
| 비임금(고용원있음)<br>근로자    | -<br>-         | 5.5%<br>4.0%   | 4.1%<br>1.3%   | 82.2%<br>22.3% | 2.7%<br>2.2%    | 5.5%<br>0.7%    | 100.0%<br>4.5%  |
| 임금(일용)근로자            | 0.9%<br>0.3%   | 23.4%<br>26.0% | 2.7%<br>1.3%   | 17.1%<br>7.1%  | 6.3%<br>7.6%    | 49.5%<br>10.2%  | 100.0%<br>6.8%  |
| 임금(상용+임시)<br>근로자     | -<br>-         | 6.8%<br>38.0%  | 1.1%<br>2.7%   | 4.6%<br>9.7%   | 3.9%<br>23.9%   | 83.6%<br>86.5%  | 100.0%<br>34.5% |
| 전체                   | 24.4%          | 6.2%           | 13.4%          | 17.2%          | 5.5%            | 33.4%           |                 |
|                      | 100.0%         | 100.0%         | 100.0%         | 100.0%         | 100.0%          | 100.0%          |                 |





## 소비세 물가연동제의 지수 선택: 담배소비세를 중심으로

■ 박상원\* · 성명재\*\*

---

\* 한국외국어대학교 국제통상학과 교수, 제1저자, swonpark@hufs.ac.kr, 02-2173-3197

\*\* 한국조세연구원 선임연구위원, 교신저자, myungjaesung@gmail.com, 02-2186-2207

논문투고일: 2012년 8월 일





## 차 례

|                             |     |
|-----------------------------|-----|
| I. 서론 .....                 | 277 |
| II. 지수의 선택 .....            | 280 |
| 1. 재화의 가격 .....             | 280 |
| 2. 소비자물가지수 .....            | 283 |
| 3. 명목소득 변화 .....            | 285 |
| III. 모의실험을 통한 정책효과 분석 ..... | 290 |
| 1. 우리나라의 담배 관련 시장 현황 .....  | 290 |
| 2. 모의실험 방법과 시나리오 .....      | 296 |
| 3. 분석결과 및 시사점 .....         | 304 |
| IV. 결론 .....                | 309 |
| V. 참고문헌 .....               | 309 |



# 소비세 물가연동제의 지수 선택: 담배소비세를 중심으로

박상원 · 성명재

## 요약

본 연구는 담배 관련 소비세의 단순종량세 세율체계에 연동제 도입 여부 및 연동제 도입시 바람직한 연동지수의 선택문제를 분석하였다. 이론모형 분석과 모의실험을 병행하여 단순 종량세 체계의 문제점을 진단하고 연동제 도입의 필요성 및 합리적인 지수선택문제를 분석하였다. 소득분위별로 소득·가격탄력성을 차별화하여 물가연동제 도입시의 효과를 분석하였다. 재정패널자료를 이용하여 CPI를 연동지수로 사용하여 모의실험을 수행해본 결과, 실효과세율을 유지하였으나, 시계열적인 소득효과를 중화시키지 못하여 담배소비 억제에는 역부족인 것으로 분석되었다. 경상소득증가율에 연동한 경우에도 소득효과를 충분히 중화시키지 못하는 것으로 분석되었다. 흡연억제 정책의 모범국가로 손꼽히는 영국에서처럼, 경상소득증가율에 추가하여 연간 3~5%p의 소비억제 효과가 있었을 것으로 분석되었다. 이는 담배소비를 효과적으로 억제하기 위해서는, 실효세율 하락 효과는 물론이고 소득효과까지도 함께 중화시켜줄 수 있도록 가산율 제도를 가미한 지수의 선택이 중요함을 시사한다. 가산율이 가미된 연동제 도입시 전체적으로는 담배소비가 감소하였으나 소득계층별로는 그 효과가 다소 비대칭적인 것으로 분석되었다.

**핵심주제어:** 종량세, 증가세, 물가연동제, 연동지수, 가산율 제도

**JEL 분류번호:** H23, R22

## I. 서론

소비세의 물가연동제란, 재화의 단위당 세금, 즉 종량세(per unit tax or specific tax) 세율을 물가와 관련된 공식 등에 따라 정기적으로 조정하는 것을 말한다. 우리나라의 경우에는 최근에야 필요성을 제기하는 몇몇 연구들이 나왔지만, 호주, 뉴질랜드, 유럽연합 등에서는 이미 오래전부터 시행되고 있는 제도이다. 그렇지만 물가연동제가 이용되고 있는 사례에 비해 학술적이고 이론적인 연구는 드물다. 이는 Keen(1998)이 설명하고 있듯이, '종량세에 물가 반영이 필요한 경우, 그 때마다

세율 조정을 하면 된다'고 여겨 특별히 흥미로운 연구주제로 생각하지 않았기 때문일 것이다. 그렇지만 실제 물가연동제를 도입하여 시행하기 위해서는 논의해야 할 요소들이 많으며, 이들은 모두 이론적이고 실증적인 연구가 필요한 주제들이다. 이 중에서 본 논문은, 소비세에 물가연동제를 적용할 때 어떤 지수를 사용해야 하며 그 효과가 어떻게 달라지는지에 대해, 이론적 결론과 (모의실험에 기초한) 실증적 결과를 제시하고자 한다. 보통 '지수'라는 용어는 집계변수(aggregate variable)를 표현하는 데 사용되지만, 여기서는 가격조정의 기준이 되는 모든 변수를 지칭한다.

현재 우리나라에서 소비세의 구조가 종량세 체계를 가지고 있는 재화들은 담배와 유류 등이다<sup>1)</sup>. 이들 재화에 높은 세금이 부과되는 이유는 소비의 외부효과를 교정하기 위해서라고 알려져 있다. 외부효과 교정이라는 측면에서 볼 때, 세율을 물가에 따라 조정해야 한다면 소비자물가지수와 같은 지수를 사용하면 된다고 간단히 생각할 수도 있다. 그렇지만 소비자물가지수는 하나의 기준일 뿐 절대적인 위치를 가지고 있는 것은 아니다. 예를 들어 담배 한 단위를 소비할 경우에 발생하는 외부효과가  $x$ 재화의 가치와 동일하다고 가정해 보자<sup>2)</sup>. 엄밀하게 말해 외부효과 교정을 위해서는 세율을  $x$ 재화의 명목가치만큼 부과해야 한다. 또한 재화의 가격이 변화할 때에도 세율을  $x$ 재 가격의 변화에 맞추어 조정해야 한다. 따라서 세율을 소비자물가지수에 따라 조정한다는 것은  $x$ 의 가치가 소비자물가지수만큼 동일하게 변할 때에만 정당화될 수 있다. 사실 이보다 더욱 중요한 것은 종량세 구조가 반드시 외부효과 발생 때문에 유지되는 것은 아니라는 점에 있다. 예를 들어 안정적 세수확보, 외부비용의 내재화 및 그를 통한 사회적 비용의 가격기구내 반영, 외부로부터의 덤핑과 같은 가격 출혈경쟁시에 자국산업 보호 등을 목적으로 하는 경우에서 보듯이 현실적으로 종량세가 유리한 경우가 상당히 많다. 이 경우 어떤 기준에 의해 물가변화에 따른 조정을 해야 하느냐 하는 것은 중요

- 
- 1) 주류, 담배, 석유류는 전통적으로 3대 재정소비품목으로 손꼽힌다. 일반적으로 선진국에서는 이들 재정품목에 대해 대부분 종량세의 개별소비세를 과세하고 있다. 우리나라에서는 주류에 대해 중가세(ad valorem) 체계의 개별소비세를 과세하고 있으며, 담배와 석유류에 대해서만 종량세 체계로 과세하고 있다.
  - 2) 일례로 간접흡연에 의해 발생하는 건강상의 피해는  $x$ 재(의약품)를 한 단위 소비하여 정확히 제거될 수 있다고 하자.

한 선택이 된다. 본 논문에서는 흡연의 유해성에 기반하여 담배소비를 억제한다는 측면에 초점을 맞추고 여러 기준의 차이를 살펴본다<sup>3)</sup>. 아울러 종량세율의 연동시에 예상되는 소득계층별 분포효과 등을 추정해본다.

본 논문에서 고려하는 물가연동제 지수는 첫째 재화의 가격, 둘째 소비자물가지수, 셋째 명목소득증가율(명목 GDP 증가율) 등을 있다. 재화의 가격은 증가세와 유사하게 재화의 가격 대비 세부담을 동일하게 유지하게 된다는 장점이 있다<sup>4)</sup>. 소비자물가지수의 경우에는 실질 세부담 즉 물가대비 소비당 세금액을 유지한다는 특징이 있다. 마지막으로 명목소득 증가율의 경우는 소득에 따라 소비하고자 하는 품질(브랜드)의 서로 다를 때 사용할 수 있다. 본 논문은 이러한 직관적 설명을 좀 더 엄밀한 형태로 발전시켜 실질 세부담을 유지시킬 수 있는 충분조건을 제시하고, 우리나라의 소비 자료를 사용하여 지수의 선택에 따른 전체 세수, 소비량, 소득 분위별 역진성 정도에 대한 결과를 제시할 것이다. 그 밖에 모의실험시에는, 흡연억제에 성공한 대표적인 국가인 영국 등에서 채택하고 있는 가산율 제도(escalator system), 즉 연동지수에 일정율을 가산하여 적용하는 제도의 효과도 함께 분석한다.

마지막으로 본 논문과 관련이 있는 두 가지 문제에 대해 간단히 언급하고자 한다. 첫째, 증가세와 종량세 선택에 관한 문제이다. 증가세와 종량세의 차이는 Wicksell(1959)과 Cournot(1960) 이래로 Delipalla & Keen(1992)과 Skeath & Trandel(1994)에 이르기까지 재정학에서 전통적으로 다루어 온 주제 중 하나이다. 만약 모든 소비세가 증가세 구조를 가지고 있다면 물가조정에 대해 생각해 볼 필요가 처음부터 없어지게 된다. 따라서 종량세 유지의 필요성에 대한 결론은 본 논문의 선행 연구가 되어야 한다. 그렇지만 논의의 초점을 분명히 하기 위해, 본 논문에서는 종량세의 필요성에 대한 구체적인 설명 없이, 단순히 특정 재화에 대한 세금이 종량세 구조를 가지고 있다고 상정할 것이다<sup>5)</sup>.

둘째, 물가연동제의 도입 필요성에 대한 논의이다. 종량세의 명목세율을 영원히 동일하게 유지하는 나라는 없다. 정도의 차이가 있기는 하지만 거의 모든 나라에

3) 세부담이 동일한 경우 실질 세수도 일정 규모로 유지됨은 자명하다.

4) 일반적으로 세율연동을 위해 기준 시점을 지정하는 것이 필요하다. 이 경우 기준시점 부근에서 인위적으로 가격을 일시적으로 조정하여 세부담을 회피하고자 하는 유인이 있을 수 있다.

5) 종량세와 증가세에 대한 학술적 연구는 Keen(1998)을 참조하기 바란다.

서 물가조정이 이루어지고 있다고 할 수 있다. 따라서 물가연동제의 핵심은 단순히 물가조정이 이루어진다는 것이 아니라, 이러한 조정이 정해진 규칙에 따라 자동적으로 이루어진다는 데 있다. 그렇지만 물가연동제가 반드시 재량적 조정과 상충되는 것은 아니다. 물가에 따라 연동함과 동시에 추가적으로 세율을 조정하는 것이 얼마든지 가능하기 때문이다. 물가연동제를 도입하자는 것은 (물가 이외의 다른 요인에 의해) 재량적 조정이 필요할 때마다 세율조정을 하되 물가변동에 따른 조정만큼은 자동적으로 이루어지게 하자는 주장이다<sup>6)</sup>. 물가에 대한 자동조정장치가 바람직한지의 여부는 이론적으로 답을 제공할 수 있는 것이 아니며, 과거의 (재량적) 세율조정이 어떻게 이루어져 왔는지에 대한 평가와 더불어 판단되어야 한다. 이러한 논의는 이미 다른 연구에서 이루어졌으므로, 본 논문은 물가연동제가 도입할 경우 어떤 지수를 사용할 것인가와 그 효과가 어떠한지에 대해 초점을 맞추고자 한다<sup>7)</sup>.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 종량세 체계의 소비세제 하에서 종량세율 연동지수의 선택이 실효세부담 및 상대가격구조에 미치는 영향을 이론적 관점에서 조망해본다. 제Ⅲ장에서는 최근 우리나라 담배시장의 현황과 소득계층별 담배소비패턴을 살펴보면서, 연동지수별로 담배소비에 미치는 영향을 가상적 상황 하에서 모의실험(counterfactual analysis)을 통해 분석한다. 이를 토대로 단순 종량세율 구조의 담배세제에 연동제 도입시 적절한 연동지수의 선택에 대한 시사점을 논의한다. 제Ⅳ장에서는 본 연구의 핵심사항을 정리하면서 맺는다.

## Ⅱ. 지수의 선택

### 1. 재화의 가격

소비세 세부담을 ‘소비자가 제품을 구입할 때 지출하는 지출액 대비 납부 세액’

6) 이런 측면에서 볼 때 ‘물가연동제가 설득력이 있기 위해서는 현재 (실질)세율이 최적이라는 조건이 먼저 만족되어야 한다’는 비판은 반드시 옳은 주장이라고 할 수 없다.

7) 담배소비세의 물가연동제 논의는 안종범·원윤희·임주영(2008), 소득세와 소비세의 물가연동제 전반에 대한 논의는 성명재·박상원(2008)을 참조하기 바란다.

이라고 정의하자. 이 경우 종가세 구조 하에서의 소비세 부담은 명목세율만의 함수가 되므로 소비량이나 가격과 무관해 진다. 이를 기호로 표현해보자. 소비량을  $x$ , 종가세 세율을  $t$ , 종량세 세율을  $\tau$ , 재화의 가격을  $p$ 로 표시하자. 이 때 가격이란 세전가격을 의미한다. 본 논문에서 세전가격은 세금에 따라 바뀌지 않는다고 가정한다<sup>8)</sup>. 이 경우 세부담은  $\frac{tpx}{(1+t)px} = \frac{t}{1+t}$ 이 된다. 따라서 물가의 일반적 변화와 더불어 그 재화의 가격이 변한다고 하더라도 (실질)세부담의 변화를 염려할 필요가 없다. 종량세의 경우는 어떠한가? 종량세의 세부담은  $\frac{\tau x}{(\tau+p)x} = \frac{\tau}{\tau+p}$ 이 된다. 그러므로 가격이 상승하면 세부담은 낮아진다. 따라서 전반적인 물가상승에 따라 재화의 가격이 상승한다면 실질세부담은 낮아진다. 만약 소비자가 특정 품목에 사용하는 지출 대비 세액을 동일하게 유지하고자 한다면, 종가세의 경우처럼 가격 대비 세부담이 일정해지도록 종량세액을 조정해주어야 한다.  $\tau^1$ 과  $p^1$ 를 각각 이번 기의 세율과 가격,  $\tau^0$ 와  $p^0$ 을 각각 지난 기의 세율과 가격이라 한다면, 실질 세부담을 유지하기 위해 종량세 세율을 공식  $\tau^1 = \frac{p^1}{p^0} \tau^0$ 에 규칙에 따라 조정해주면 된다.

이러한 분석을 재화의 수가  $n$ 개일 때로 확장하면 흥미로운 결과가 도출된다. 이 때 세부담이란 전체 지출에서 차지하는 납세액의 합이라고 정의할 수 있다. 예를 들어 주어진 소득을 경제주체가 모두 소비하고, 조세는 종가세만 존재하며, 세전가격이 세금에 의해 영향 받지 않는 상황을 생각해보자.  $I$ 를 소득,  $(p_1, \dots, p_n)$ 을 세전가격 벡터,  $(t_1, \dots, t_n)$ 을 세율이라고 하면, 이 소비자의 세부담( $TB$ )(소득 또는 지출 대비 납세액)은 다음과 같이 주어진다.

$$TB = \frac{\sum_{i=1}^n t_i p_i x_i ((1+t_1)p_1, \dots, (1+t_n)p_n)}{I} = \frac{\sum_{i=1}^n t_i p_i x_i}{\sum_{i=1}^n (1+t_i) p_i x_i}$$

8) 공급자의 수가 무한히 많은 완전경쟁시장이고 한계비용이 일정하게 주어진 경우에는, 세전가격이 한계비용에 의해 결정되므로 세금과 무관해진다.



이 때 가격과 소득이 동일한 비율인  $k$ 배만큼 동시에 상승한다고 하자. 소비자의 이론에 의하면, 소비자의 예산제약이 동일하므로 최적소비량은 이전과 동일하다. 따라서 새로운 세부담  $TB^1$ 과 이전의 세부담  $TB^0$ 의 관계는 아래와 같이 주어진다.

$$TB^1 = \frac{\sum_{i=1}^n t_i k p_i x_i (k(1+t_1)p_1, \dots, k(1+t_n)p_n)}{kI} = \frac{\sum_{i=1}^n t_i k p_i x_i}{k \sum_{i=1}^n (1+t_i) p_i x_i} = TB^0$$

따라서 종량세 세율  $(t_1, \dots, t_n)$ 이 변함없는 한, 세부담과 실질세수는 모두 변하지 않는다. 종량세의 경우에도 마찬가지로,  $\tau_i^1 = \frac{p_i^1}{p_i^0} \tau_i^0$ 란 공식에 의해 조정하면 세부담이 일정해진다.

마지막으로 효용함수가 특별한 형태를 만족한다면 모든 가격과 소득이 일정한 비율로 변하지 않더라도 증가세 구조는 항상 일정한 세부담을 보장한다. 예를 들어 효용함수가  $u = x_1^{\alpha_1} \cdot x_2^{\alpha_2} \cdot \dots \cdot x_n^{\alpha_n} = \prod_{i=1}^n x_i^{\alpha_i}$ 으로 주어졌다고 하자(단,  $\sum_i \alpha_i = 1$ ).

이 경우, 수요량은  $x_i = \frac{\alpha_i I}{(1+t_i)p_i}$ 가 된다. 이를 대입하면 세부담  $TB$ 은 아래와 같이 구해진다. 이 때 세부담  $TB$ 은 물가나 소득수준에 무관해진다는 것을 쉽게 알 수 있다<sup>9)</sup>. 종량세의 경우에도 증가세와 동일해지도록 세율을 조정하면 세부담이 물가에 영향을 받지 않게 된다.

$$TB = \frac{\sum_i t_i^0 p_i x_i}{\sum_i (1+t_i^0) p_i x_i} = \frac{\sum_i \frac{t_i \alpha_i I}{1+t_i}}{I} = \sum_i \frac{\alpha_i t_i}{1+t_i}$$

9) 효용함수가 Cobb-Douglas라는 것보다 더욱 중요한 것은, 그로부터 특정재화의 지출액이 소득의 일정부분으로 정해지는 수요함수가 도출된다는 점에 있다.

## 2. 소비자물가지수

제1절에서는 소득을 포함한 모든 가격이 일정한 비율로 증가하는 경우와 효용함수가 특별한 형태를 만족하는 경우, 종량세 세율을 재화 가격의 일정비율로 조정하면 실질세부담이 일정해진다는 것을 설명하였다. 그렇지만 현실에서는 이러한 조건이 쉽게 만족되지 않는다. 따라서 재화 가격 대비 종량세 세율을 일정하게 유지한다고 해도 세부담이 변할 수 있다. 즉, 재화의 가격들이 서로 다른 비율로 증가한 경우, 소득이 전체 물가상승률만큼 증가한다고 해도 재화의 가격을 기준으로 하는 물가연동제 또는 증가세는 일정한 세부담을 보장하지 않는다. 이 때 세부담의 변화는 두 가지 요소가 복합하여 발생한다. 첫째, 가격 변화에 따라 소비조합이 바뀌며, 이 때 세율이 높은 품목을 더 많이 소비할수록 세부담이 증가한다. 둘째, 소비조합이 종전과 동일하더라도 증가세 세율이 높은 품목의 가격이 상대적으로 많이 상승할수록 세부담이 증가하게 된다.

이 두 가지 요소를 분리하여 이해하기 위해 먼저 세율이 동일하다고 가정하자. 세부담을 일정하게 유지하는 것은 간단하다. 예를 들어 모든 재화가 동일한 증가세 세율  $t^0$ 을 가지고 있을 때 각 재화의 가격과 무관하게 세부담은 아래와 같이 주어진다. 종량세의 경우에도 증가세와 동일하게 되도록 조정하면 된다.

$$TB = \frac{\sum_i t^0 p_i x_i}{\sum_i (1 + t^0) p_i x_i} = \frac{t^0}{1 + t^0}$$

두 번째 요인의 경우는 조금 더 복잡하다. 이를 살펴보기 위해 가격과 소득변화에 따라 소비자의 소비조합이 바뀌지 않는다고 가정해 보자. 이 때 세부담을 일정하게 유지하고자 한다면 종량세 세율을 어떻게 조정해야 하는가? 아래 명제는 이러한 질문에 대한 답을 제공해준다.  $(\tau_1^0, \dots, \tau_n^0, p_1^0, \dots, p_n^0, I^0, x_1^0, \dots, x_n^0, TB^0)$ 와  $(\tau_1^1, \dots, \tau_n^1, p_1^1, \dots, p_n^1, I^1, x_1^1, \dots, x_n^1, TB^1)$ 을 각각 지난 기와 이번 기의 종량세율, 가격, 소득, 소비량, 세부담이라고 하자.

**명제 1:**  $(\tau_1^0, \dots, \tau_1^0, p_1^0, \dots, p_n^0, I^0, x_1^0, \dots, x_n^0)$ 와  $(\tau_1^1, \dots, \tau_1^1, p_1^1, \dots, p_n^1, I^1, x_1^1, \dots, x_n^1)$ 이 조건 (1)-(2)을 만족한다면,  $TB^0 = TB^1$ 이다.

(1)  $x_i^0 = x_i^1, i = 1, 2, \dots, n,$

(2)  $\tau_i^1 = \tau_i^0 \frac{\sum_{i=1}^n (\tau_i^1 + p_i^1)x_i}{\sum_{i=1}^n (\tau_i^0 + p_i^0)x_i}$

증명) (1)에 의해  $x_i^0 = x_i^1$ 이므로 이들을  $x_i$ 로 줄여 표현하자. 그렇다면,

$$TB^0 = \frac{\sum_{i=1}^n \tau_i^0 x_i}{I^0} = \frac{\sum_{i=1}^n \tau_i^0 x_i}{\sum_{i=1}^n (\tau_i^0 + p_i^0)x_i}$$

이 된다. 현재의 모형에서 소득은 모두 지출되므로  $I^1 = I^0 \frac{\sum_{i=1}^n (\tau_i^1 + p_i^1)x_i}{\sum_{i=1}^n (\tau_i^0 + p_i^0)x_i}$  이 된다.

지난 기의 세율을 지수  $\frac{\sum_{i=1}^n (\tau_i^1 + p_i^1)x_i}{\sum_{i=1}^n (\tau_i^0 + p_i^0)x_i}$ 을 이용하여 변화시키면 새로운 세부담은

아래와 같이 주어진다.

$$TB^1 = \frac{\sum_{i=1}^n \tau_i^1 x_i}{I^1} = \frac{\sum_{i=1}^n \tau_i^1 x_i}{I^0 \frac{\sum_{i=1}^n (\tau_i^1 + p_i^1)x_i}{\sum_{i=1}^n (\tau_i^0 + p_i^0)x_i}}$$

$$= \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{I^0} \left( \frac{\tau_i^1}{\frac{\sum_{i=1}^n (\tau_i^0 + p_i^0)x_i}{\sum_{i=1}^n (\tau_i^1 + p_i^1)x_i}} \right) = \frac{\sum_{i=1}^n \tau_i^0 x_i}{I^0} = TB^0 \quad (\text{증명 끝})$$

$\frac{\sum_{i=1}^n (\tau_i^1 + p_i^1)x_i}{\sum_{i=1}^n (\tau_i^0 + p_i^0)x_i}$ 는 재화의 소비량으로 가중평균한 소비자물가지수라고 해석할 수

있다. 따라서 명제1의 의미는, (1)식이 만족될 때 종량세 세율을 소비자물가지수에 의해 조정한다면 새로운 세부담이 이전 세부담과 동일해진다는 것이다.

### 3. 명목소득 변화

지금까지는 하나의 재화에 하나의 품질만이 있는 경우를 고려하였다. 그렇지만 이를 약간 변형하여 재화의 품질을 고려하게 되면 새로운 지수와 이에 따른 시사점을 얻을 수 있다. 품질을 고려하는 것이 흥미로운 이유는 종량세를 부과하는 제품들은 다양한 품질을 가지고 있지만 이들에게 서로 다른 세율을 적용하는 것이 현실적으로 어렵기 때문이다. 예를 들어 우리나라를 비롯한 대부분의 나라에서 브랜드별로 품질 또는 가격 차이가 큼에도 불구하고 해당 국가내에서 쉼련 한 갑당 세율은 동일하게 적용되고 있다. 종가세의 경우에는 이러한 염려를 할 필요가 없다. 대개의 경우 품질에 따라 가격 차이가 있기 때문에 단위당 세금 또한 자동적으로 조정되기 때문이다. 품질을 고려함과 동시에 소득계층별 세부담의 차이도 고려하게 된다. 서로 다른 품질의 재화가 소비되는 가장 큰 이유는 소비자에 따라 구매력의 차이가 있기 때문이다.

$n+1$ 개의 재화가 존재한다고 하고, 우리가 관심가지고 있는 재화를 0번째 재화로 표시된다고 하자. 재화 0은 다양한 품질을 가지고 있는데 품질은 연속(continuous) 변수인  $\lambda \in [\underline{\lambda}, \bar{\lambda}]$ 로 표시되며, 단순화를 위해 재화 0의 소비량은 1로 고정되어 있다고 가정한다<sup>10)</sup>. 즉, 소비자는 재화의 품질을 선택할 수 있지만 소비량을 조정할 수는 없다. 0번째 재화의 품질과 다른 재화의 소비량을  $(\lambda, x_1, \dots, x_n)$

로 하였을 때 얻는 소비자의 효용은  $u = \lambda^{\alpha_0} \prod_{i=1}^n x_i^{\alpha_i}$ 로 표현한다<sup>11)</sup>.  $\lambda$ 라는 품질을 가진 재화 0의 세전가격은  $\lambda p_0$ 로 정해져 있다고 하자. 이 때  $p_0$ 는 기초가격이고  $\lambda$ 는 품질에 따른 프리미엄(premium)이라고 해석할 수 있다. 이전과 마찬가지로 세전가격은 세금의 양과 무관하게 결정된다. 이 경제에는 두 집단의 소비자가 존재한다. 이들은 명목소득 이외의 다른 모든 점에서 동일하다고 가정하며 이들의 명목소득을 각각  $I_r, I_p$ 라고 표현하자<sup>12)</sup>. 전체 소비자의 비중을 1로 정하고(normalize),  $r$ 과  $p$ 집단의 비중을 각각  $\beta, 1-\beta$ 라고 하자.

정부는 재화 0에는 종량세  $\tau_0$ 를 부과하고 나머지 재화에는 종가세 세율  $(t_1, \dots, t_n)$ 를 적용한다. 종량세를 0이외의 재화에 도입하여도 결과가 바뀌지 않는다. 이들 종량세 세율을 종가세와 유사한 형태로 조정하면 되기 때문이다. 재화 0을 구성하는 여러 품질의 제품은 모두 동일한 종량세  $\tau_0$ 를 가진다고 하자. 전술한 바와 같이 이는 문제를 흥미롭게 만드는 것임과 동시에 매우 현실적인 가정이기도 하다. 지난 기의 가격과 세율을 각각  $(p_0^0, \dots, p_n^0)$ 과  $(\tau_0^0, t_1^0, \dots, t_n^0)$ 로, 소득을  $I_r^0, I_p^0$  표시하고, 이번 기의 가격, 세율, 소득을 각각  $(p_0^1, \dots, p_n^1), (\tau_0^1, t_1^1, \dots, t_n^1), I_r^1, I_p^1$ 로 표시하자. 저축이 없다는 가정을 유지한다면 가격과 소득이 주어졌을 경우 소비자의 선택은 다음과 같다.

$$\lambda_j^0 = \frac{\alpha_0 (I_j^0 - \tau_0^0)}{p_0^0}, \quad x_{ij}^0 = \frac{\alpha_i (I_j^0 - \tau_0^0)}{(1 + t_i^0) p_i^0}$$

$$\lambda_j^1 = \frac{\alpha_0 (I_j^1 - \tau_0^1)}{p_0^1}, \quad x_{ij}^1 = \frac{\alpha_i (I_j^1 - \tau_0^1)}{(1 + t_i^1) p_i^1} \quad (i = 1, \dots, n, \quad j = r, p)$$

두 집단이 존재하므로 세부담도 집단별 세부담과 전체 세부담으로 구분된다. 집단별 세부담  $TB_r, TB_p$ 는 각 집단의 납세액을 그 집단의 소득으로 나눈 값이고, 전

10) 예를 들어 정해진 기간에 담배의 소비량은 고정되어 있다고 보는 것이다.

11)  $\sum_i \alpha_i = 1$ 을 가정한다.

12) 첨자  $r$ 은 rich를,  $p$ 는 poor를 상징한다고 생각하면 된다.

체 세부담  $TB$ 는 집단별 비중에 의해 가중평균한 납세액을 가중평균한 소득  $\beta I_r + (1 - \beta)I_p$ 로 나눈 값이다.

**명제 2:** 다음 조건 **(1)-(2)**가 만족한다면, 지난 기와 이번기의 전체 세부담은 동일해진다. 즉,  $TB^0 = TB^1$ 이 성립한다.

$$(1) (t_1^0, \dots, t_n^0) = (t_1^1, \dots, t_n^1)$$

$$(2) \tau_0^1 = \tau_0^0 \frac{\beta I_r^1 + (1 - \beta)I_p^1}{\beta I_r^0 + (1 - \beta)I_p^0}$$

**증명)** 기호를 단순화하기 위해  $(t_1^0, \dots, t_n^0) = (t_1^1, \dots, t_n^1) = (t_1, \dots, t_n)$ 라고 하자.

$$\begin{aligned} TB^1 &= \frac{\beta \left( \tau_0^1 + \sum_{i=1}^n t_i p_i^1 x_{ir}^1 \right) + (1 - \beta) \left( \tau_0^1 + \sum_{i=1}^n t_i p_i^1 x_{ip}^1 \right)}{\beta I_r^1 + (1 - \beta)I_p^1} \\ &= \frac{\tau_0^1 + \beta \sum_i t_i \frac{\alpha_i (I_r^1 - \tau_0^1 - \lambda_r^1 p_0^1)}{1 + t_i} + (1 - \beta) \sum_i t_i \frac{\alpha_i (I_p^1 - \tau_0^1 - \lambda_p^1 p_0^1)}{1 + t_i}}{\beta I_r^1 + (1 - \beta)I_p^1} \\ &= \frac{\tau_0^1}{\beta I_r^1 + (1 - \beta)I_p^1} + \frac{\beta \sum_i t_i \frac{\alpha_i (I_r^1 - \tau_0^1 - \lambda_r^1 p_0^1)}{1 + t_i} + (1 - \beta) \sum_i t_i \frac{\alpha_i (I_p^1 - \tau_0^1 - \lambda_p^1 p_0^1)}{1 + t_i}}{\beta I_r^1 + (1 - \beta)I_p^1} \\ &= \frac{\tau_0^1}{\beta I_r^1 + (1 - \beta)I_p^1} + \frac{\beta (1 - \alpha_0) (I_r^1 - \tau_0^1) \sum_i t_i \frac{\alpha_i t_i}{1 + t_i} + (1 - \beta) (1 - \alpha_0) (I_p^1 - \tau_0^1) \sum_i t_i \frac{\alpha_i t_i}{1 + t_i}}{\beta I_r^1 + (1 - \beta)I_p^1} \\ &= \frac{\tau_0^1}{\beta I_r^1 + (1 - \beta)I_p^1} + \frac{(1 - \alpha_0) (\beta I_r^1 + (1 - \beta)I_p^1 - \tau_0^1) \sum_i t_i \frac{\alpha_i t_i}{1 + t_i}}{\beta I_r^1 + (1 - \beta)I_p^1} \end{aligned}$$

$$= \frac{\tau_0^0}{\beta I_r^0 + (1-\beta)I_p^0} + \frac{(1-\alpha_0)(\beta I_r^0 + (1-\beta)I_p^0 - \tau_0^0) \sum_i t_i \frac{\alpha_i t_i}{1+t_i}}{\beta I_r^0 + (1-\beta)I_p^0} = TB^0 \text{ (증명 끝)}$$

(1)번 가정은 종가세 세율을 유지한다는 것이므로 중요한 것이 아니다. 명제 2의 핵심은 종량세를  $\frac{\beta I_r^1 + (1-\beta)I_p^1}{\beta I_r^0 + (1-\beta)I_p^0}$  라는 지수를 이용하여 조정하였을 경우 사회의 세 부담이 일정하게 유지된다는 것이다. 이 때  $\frac{\beta I_r^1 + (1-\beta)I_p^1}{\beta I_r^0 + (1-\beta)I_p^0}$  는 명목소득증가(율)로 해석할 수 있다. 명제 2가 성립하는 이유를 좀 더 자세하게 살펴볼 필요가 있다. 제1절의 후반부에서 설명하였듯이 효용함수가 Cobb-Douglas인 경우, 종가세 구조는 세부담을 일정하게 해준다. 그렇지만 명제 2를 이해함에 있어 중요한 것은 특정 재화의 지출액이 소득의 일정비율이기 때문에, 명목소득의 증가율은 특정 재화의 지출액의 증가율과 동일해진다는 것이다. 또한 특정 재화의 지출액은 가격과 소비량의 곱이므로, 품질에 따라 가격이 다양한 경우 특정 재화의 전체 지출액은 '품질별 소비량으로 가중평균한 (특정 재화의) 가격'으로 이해할 수 있다. 즉, 명제 2에서 사용된 지수는 '품질별 소비량으로 가중평균한 재화 0의 가격'이라고 재해석할 수 있다. 이렇게 품질별 소비량으로 가격을 가중평균해야 하는 이유는, 재화 0이 서로 다른 품질을 가진 제품으로 구성되었지만 종량세는 모두 동일하게 부과되기 때문이다.

이러한 해석은 물가연동제를 실제로 도입할 때 매우 유용하게 이용될 수 있다. 예를 들어 담배소비세에 물가연동제를 도입할 경우 브랜드별로 가격이 서로 다른데, 이들의 소비량을 매년 조사하여 가중평균 담배가격을 지수로 사용한다는 것은 사실상 불가능하다. 그렇지만 담배 소비지출액이 소득의 일정비율이라는 것을 받아들일 수 있다면 명목소득증가율을 이용하여 동일한 효과를 얻을 수 있게 된다.

명제 3은 종량세 세율을 경제전체의 명목소득증가율<sup>13)</sup>을 이용하여 조정하였을 경우, 계층별 소득증가율이 같다면 세부담의 변화를 또한 동일해 짐을 보이고 있

13) 명목GDP증가율을 예로 들 수 있다.

다. 즉, 일정한 조건이 만족될 경우 소비세의 역진성이 유지되는 방향으로 종량세 세율을 조정할 수 있다.

**명제 3:** 조건 **(1)-(3)**가 만족한다면,  $\frac{TB_r^0}{TB_p^0} = \frac{TB_r^1}{TB_p^1}$  이 성립한다.

**(1)**  $(t_1^0, \dots, t_n^0) = (t_1^1, \dots, t_n^1)$

**(2)**  $\tau_0^1 = \tau_0^0 \frac{\beta I_r^1 + (1-\beta)I_p^1}{\beta I_r^0 + (1-\beta)I_p^0}$

**(3)**  $\frac{I_r^0}{I_p^0} = \frac{I_r^1}{I_p^1}$

**증명)** 명제 2의 증명과 마찬가지로  $(t_1^0, \dots, t_n^0) = (t_1^1, \dots, t_n^1) = (t_1, \dots, t_n)$ 라고 하자. 또한  $k \equiv \frac{\tau_0^1}{\tau_0^0}$ 라고 하자. 가정 (2)와 (3)에 의해

$$k = \frac{\beta I_r^1 + (1-\beta)I_p^1}{\beta I_r^0 + (1-\beta)I_p^0} = \frac{\beta I_p^1 \frac{I_r^0}{I_p^0} + (1-\beta)I_p^1}{\beta I_r^0 + (1-\beta)I_p^0} = \frac{I_p^1}{I_p^0} = \frac{I_r^1}{I_r^0}$$

명제 2의 증명에서와 동일한 과정에 의해 다음이 얻어진다.

$$TB_r^1 = \frac{\tau_0^1 + (1-\alpha_0)(I_r^1 - \tau_0^1) \sum_i \frac{t_i \alpha_i}{1+t_i}}{I_r^1}$$

$$TB_p^1 = \frac{\tau_0^1 + (1-\alpha_0)(I_p^1 - \tau_0^1) \sum_i \frac{t_i \alpha_i}{1+t_i}}{I_p^1},$$

따라서 이들을 결합하면,



$$\begin{aligned}
\frac{TB_r^1}{TB_p^1} &= \frac{I_p^1}{I_r^1} \frac{\tau_0^1 + (1 - \alpha_i)(I_r^1 - \tau_0^1) \sum_i \frac{\alpha_i t_i}{1 + t_i}}{\tau_0^1 + (1 - \alpha_i)(I_p^1 - \tau_0^1) \sum_i \frac{\alpha_i t_i}{1 + t_i}} \\
&= \frac{I_p^0}{I_r^0} \frac{k\tau_0^0 + (1 - \alpha_i)(kI_r^0 - k\tau_0^0) \sum_i \frac{\alpha_i t_i}{1 + t_i}}{k\tau_0^0 + (1 - \alpha_i)(kI_p^0 - k\tau_0^0) \sum_i \frac{\alpha_i t_i}{1 + t_i}} \\
&= \frac{I_p^0}{I_r^0} \frac{\tau_0^0 + (1 - \alpha_i)(I_r^0 - \tau_0^0) \sum_i \frac{\alpha_i t_i}{1 + t_i}}{\tau_0^0 + (1 - \alpha_i)(I_p^0 - \tau_0^0) \sum_i \frac{\alpha_i t_i}{1 + t_i}} = \frac{TB_p^0}{TB_r^0} \quad (\text{증명 끝})
\end{aligned}$$

### Ⅲ. 모의실험을 통한 정책효과 분석

제Ⅱ장에서는 종량세율 구조의 실효과세율 확보 차원에서 연동지수 선택문제를 이론적인 관점에서 고찰하였으며, 본장에서는 현실적인 관점에서 담배소비의 억제  
를 위한 세제상 합리적인 정책수단 선택을 위해 연동제 도입효과를 분석한다. 연  
동지수는 CPI, 경상소득(또는 경상GDP)는 물론이고 가산율 제도(escalator system)  
도 함께 고려하여 분석한다. 제1절에서는 최근 우리나라 담배시장의 동향을 살펴  
보고, 제2~3절에서는 모의실험을 통해 연동제 효과를 분석하고 정책시사점을 논  
의한다.

#### 1. 우리나라의 담배 관련 시장 현황

##### 가. 담배 제세부담 구조 및 담배소비 추이

우리나라의 담배 판매가격은 주로 세금(또는 준조세)이 조정되는 시점에 맞추어  
조정이 되는 경향을 보이고 있다. <표 1>에서 보듯이 1990년대 이래 주종품 담

배<sup>14)</sup> 가격은 관련 소비세의 세율이 인상되거나 또는 새로운 세목이 신설되는 경우에만 조정이 이루어졌다. 가격의 상승폭은 대부분 세율인상분을 다소 초과하는 수준에서 결정됨으로써 가격인상시에는 누적된 원가상승압력을 해소하는 차원에서 이루어진 것으로 판단된다<sup>15)</sup>.

담배와 관련하여 징수되는 제세부담은 연간 총 7조원 내외의 수준이다(<표 2> 참조).

<표 1> 우리나라 담배 관련 제세공과금 및 주종품 담배의 가격구조 변화추이  
(단위: 원/갑)

| 구분        | 1989.1.1~ | 1994.1.1~ | 1996.7~ | 1997.5~ | 1999.1~ | 2001.1~ | 2002.1~ | 2002.2~ | 2005.1~  | 2008.1~  |
|-----------|-----------|-----------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|----------|----------|
| 담배소비세     | 360       | 460       | 460     | 460     | 460     | 510     | 510     | 510     | 641      | 641      |
| 지방교육세     |           |           | 184     | 184     | 184     | 255     | 255     | 255     | 320.5    | 320.5    |
| 공익기금      |           | 20        |         |         |         |         |         |         |          |          |
| 폐기물부담금    |           |           | 4       | 4       | 4       | 4       | 4       | 4       | 7        | 7        |
| 국민건강증진기금  |           |           |         | 2       | 2       | 2       | 2       | 150     | 354      | 354      |
| 연초생산안정화기금 |           |           |         |         |         |         | 10      | 10      | 15       |          |
| 소계        | 360       | 480       | 648     | 650     | 650     | 771     | 781     | 929     | 1337.5   | 1322.5   |
| 부가세       |           |           |         |         | 100     | 118.2   | 118.2   | 136.4   | 227.27   | 227.27   |
| 총계        | 360       | 480       | 648     | 650     | 750     | 889.2   | 899.2   | 1,065.4 | 1,564.77 | 1,549.77 |
| 판매가       |           | 900       | 1,000   | 1,100   | 1,100   | 1,300   | 1,300   | 1,500   | 2,500    | 2,500    |

주: 1. 부가가치세를 제외한 모든 세율은 갑당 정액임.

2. 부가가치세는 공급가의 10%

3. 주종품 담배의 가격대는 <부표 1> 참조

자료: KT&G

14) 판매량 비중이 가장 높은 담배제품 가격대를 일컫는다(<부표 1> 참조).

15) 물론 그 밖에도 고가의 신제품 출시를 통해서도 누적된 생산원가 인상압력을 일부 해소해 온 것으로 추정된다. 이는 지속적인 소득증가에 따라 고가품·고급품에 대해 수요증가에 따른 전반적인 고가제품 비중의 점진적 상승추세와도 관련이 깊은 것으로 추정된다.

<표 2> 최근 담배 관련 소비세 신고현황

(단위: 억원)

| 구분              | 2007   | 2008   | 2009   | 2010   | 2011   |
|-----------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 담배소비세(641 원)    | 29,446 | 30,422 | 30,370 | 29,006 | 28,851 |
| 지방교육세(320.5 원)  | 14,723 | 15,211 | 15,185 | 14,503 | 14,426 |
| 국민건강증진기금(354 원) | 16,262 | 16,801 | 16,772 | 16,019 | 15,934 |
| 폐기물부담금(7 원)     | 322    | 332    | 332    | 317    | 315    |
| 부가세(공급가액10%)    | 10,139 | 10,530 | 10,563 | 10,139 | 10,223 |
| 계(억원)           | 70,892 | 73,296 | 73,222 | 69,983 | 69,749 |

주: 담배업계 교환자료를 바탕으로 KT&G가 추정한 추정치  
자료: KT&G.

현재 담배 판매가격은 신고제로 운용되고 있기 때문에 굳이 가격인상(조정)시기를 세율의 조정시기에 맞추어 필요는 없는 것으로 판단된다. 그럼에도 불구하고 가격조정이 제대로 이루어지고 있지 않은 것은 정부의 세율조정 관행과 시장의 불확실성에 기인하는 것으로 추정된다<sup>16)</sup>.

<표 1> 및 <부표 1>에 의하면 2005년 1월이래 현재까지 주종품의 담배가격은 1갑당 2,500원 수준을 유지하고 있다. 2005~2011년 동안 소비자물가지수(CPI)는 20.7% 상승하였으며<sup>17)</sup>, 연평균 3.2%(기하평균)씩 상승하였다. 이는 역으로 동기간 동안 담배의 실질가격은 매년 3.2%씩 하락하였음을 시사한다. 같은 기간 실질소득은 25.0%(연기하평균증가율 3.8%) 증가하였다<sup>18)</sup>. <표 3>에서 보듯이 2005~2011년

16) 관련 업계의 여러 담배 제조·판매사의 관계자들과 면담해본 결과, 정부가 담배관련 세세 공과금을 조정할 경우 암묵적으로 500원 단위의 가격조정을 염두에 두고 있는 것으로 추정되기 때문에 현재 상태에서는 500원 단위의 가격조정이 관행화되어 있다고 한다. 따라서 거의 대부분의 담배제품의 가격끝단위가 500원 단위로 설정되어 있는 것도 그 때문이라고 한다. 아울러 시장지배적 사업자인 KT&G의 가격 선도하에 암묵적으로 시장후발자들이 가격순응적 행태를 보이기 때문인 것으로 추측된다. 이는 인위적인 과당경쟁으로 인한 손실을 우려하기 때문인 것으로 추정된다. 그밖에 면담결과 현행 종량세 체계인 관련소비세 체계의 근간은 유지하되 세율의 물가연동제를 실시하는 경우에는 여러 사업자들이 공통적으로 100원 단위의 가격정책을 전개할 수 있을 것으로 전망하고 있다.

17) 2005년과 2011년의 CPI 지수는 각각 86.139와 104이다(자료: 한국은행 경제통계시스템).

18) 2005년과 2011년의 명목 GDP는 865조 2,409억원에서 1,237조 1,282억원(실질 GDP 1,081조 5,939억원, 2005년 가격 기준)으로 43.0%(연기하평균6.1%), 실질 GDP는 25.0%(연기하평균

사이에 담배소비량은 823억개비에서 902억개비로 9.4% 증가하였다. 상기의 기간 동안 담배가격의 변화가 없었던 만큼 절대소비량의 변화는 소득효과와 여타의 외생적 요인에 기인한다<sup>19)</sup>. 담배 판매금액은 2005년 8조 2천억원에서 2011년 11조 2천억원으로 37.7% 증가하였다.

<표 3> 우리나라의 담배소비 추이

(단위: 백만개비, 억원, 원/갑)

| 수량            | 1999    | 2000    | 2001    | 2002    | 2003    | 2004    | 2005    | 2006    | 2007    | 2008    | 2009    | 2010    | 2011    |
|---------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 국산            | 89,457  | 95,075  | 89,416  | 72,486  | 74,385  | 82,304  | 60,066  | 62,587  | 63,582  | 62,716  | 59,054  | 52,956  | 53,148  |
| 외산            | 6,213   | 9,869   | 15,501  | 19,470  | 22,540  | 24,206  | 22,250  | 25,185  | 28,247  | 32,205  | 35,704  | 37,545  | 36,872  |
| 계             | 95,670  | 104,944 | 98,917  | 91,956  | 96,925  | 106,510 | 82,316  | 87,772  | 91,829  | 94,921  | 94,758  | 90,501  | 90,020  |
| 금액            | 1999    | 2000    | 2001    | 2002    | 2003    | 2004    | 2005    | 2006    | 2007    | 2008    | 2009    | 2010    | 2011    |
| 국산            | 45,940  | 50,178  | 50,491  | 51,239  | 56,650  | 65,222  | 56,326  | 66,580  | 68,207  | 67,647  | 71,135  | 64,143  | 64,731  |
| 외산            | 4,498   | 7,115   | 12,618  | 17,569  | 20,664  | 21,962  | 25,339  | 31,704  | 35,575  | 40,655  | 45,059  | 47,387  | 47,722  |
| 계             | 50,438  | 57,293  | 63,109  | 68,808  | 77,314  | 87,184  | 81,665  | 98,284  | 103,781 | 108,303 | 116,194 | 111,530 | 112,452 |
| 평균가격<br>(원/갑) | 1,054.4 | 1,091.9 | 1,276.0 | 1,496.5 | 1,595.3 | 1,637.1 | 1,984.2 | 2,239.5 | 2,260.3 | 2,282.0 | 2,452.4 | 2,464.7 | 2,498.4 |

주: 1. 평균가격은 금액을 수량으로 나누어 저자가 계산한 값임.

2. 2011년 우리나라의 추계인구는 49,779,440명, 16세 이상 인구는 41,330,503명임. 총인구 또는 16세 이상 인구 1인당 2011년의 담배소비량은 각각 1,808개비와 2,178개비로 추정됨.

3. 상기의 기간 이전에 대한 소비추이는 <부표 2> 참조.

자료: KT&G.

## 나. 소득계층별 담배소비 패턴

담배 소비의 변화추이와 소득계층별 분포 추이는 재정패널자료(NaSTaB; National Survey of Tax and Benefit)를 이용하여 추정하였다. 그 결과는 <표 4>에서 보는

3.8%) 증가하였다.

19) 아래의 제3절에서 보다 상세히 논의하겠지만 재정패널자료를 기준으로 할 때 총소비 보정 후 연간 가구당 평균 담배소비량은 2007~2011년 기간 동안 250.9갑에서 265.5갑으로 증가하여야 하지만, 실제로는 257.0갑으로 증가하는 데 그쳤다. 외생적 요인이라, 2007년 이래 추진되고 있는 서울시의 '간접흡연 제로' 캠페인, 금연빌딩 지정, 2011년 6월부터의 서울시 공공장소에서의 흡연 금지(버스정류소, 지정된 공원이나 광장 등 지정된 장소 등) 등을 일컫는다.

바와 같다. 가구당 평균 연간 담배소비지출액은 2007년 36.2만원에서 점차 감소하여 2010년 28.8만원에 이르는 것으로 추산되었다. 이를 2,500원짜리 담배로 환산하여 가구당 연평균 흡연량이 144.7갑에서 115.2갑으로 감소하였음을 시사한다. 그러나 서베이자료의 경우에는 술, 담배 등에 대한 소비통계가 실제보다 과소보고되는 경향이 있을 뿐 아니라 과소보고의 수준도 점차 더 커지는 경향이 있다. 이는 통계청의 가계동향조사 원시자료를 분석한 경우에도 동일하게 나타난다<sup>20)</sup>. 이는 사회·경제적으로 흡연에 대한 규제가 강화되고 있고, 흡연에 대한 부정적인 인식이 점차 강화되면서 과소보고의 경향이 커지고 있기 때문인 것으로 추측된다.

담배는 모두 개인이 소비하는 만큼, 과소보고의 경향이 소득계층별로 독립적이라는 전제 하에서 <표 3>의 총소비량 통계를 기준으로 과소보고분을 보정하였다. 그 결과 가구당 담배소비지출은 2007년 62.7만원에서 2009년 68.1만원으로 증가하였다가, 2010년 64.2만원으로 소폭 감소한 것으로 추정된다.

담배에 대한 절대소비지출액 분포는, 1~6분위 사이에서 증가하다가 이후 고소득분위에서는 완만하게 하락하는 패턴을 보인다. 이런 패턴은 분석기간(2007~2010년) 동안 대동소이하다. 한 가지 특징적인 점은 최하위 10%(1분위) 가구의 담배소비지출이 여타 분위에 비해 현저하게 작다는 점이다. 1분위 가구는 대부분 노인가구로 구성되어 있다<sup>21)</sup>. 연령별 흡연패턴구조상 노인들의 흡연율이 낮다는 점<sup>22)</sup>으로 인해 그런 결과가 나타난 것으로 추측된다.

총소득 대비 담배소비지출 비중은 2007~2010년 중 1.6~2.0% 수준이다. 소득계층별로는 총소득 대비 담배소비지출 비중이 고소득층으로 갈수록 현저하게 낮아지는 구조를 보이고 있다. 소비비중이 일정 수준 이상에 이르는 담배제품별 담배가격의 차이가 크지 않고, 세율구조가 종량세 구조인 점을 고려할 때, 담배 관련 제세부담은 역진적인 분포구조를 가지고 있는 것으로 추정된다.

20) 저자가 추정한 바에 따르면 2006~2011년의 가계동향조사자료 기준 가구당 담배소비지출 평균은 각각 24.6만원, 22.6만원, 21.7만원, 20.0만원, 20.4만원, 20.0만원으로 역시 지속적으로 감소추세를 보이는 것으로 추정되었다. 이는 <표 3>의 총량 기준 소비추이와 배치된다.

21) 2010년 기준 가구주 연령이 60세 이상인 1분위의 노인가구 비율은 73.8%에 이를 정도로 노인가구의 비중이 압도적으로 높다.

22) 연령별 흡연율에 대한 공식통계가 없어 확인하기는 어렵지만, KT&G 등 관련 업계의 전문가들과 면담해본 결과, 노인흡연율이 여타 연령층보다 현저하게 낮다는 주장에 근거한 것이다.

<표 4> 우리나라의 담배 소비지출 및 세부담 분포 (재정패널 기준 추정치)

(단위: 만원, 원, %)

| 총소득(만원, A)   | 1분위     | 2분위     | 3분위     | 4분위     | 5분위     | 6분위     | 7분위     | 8분위     | 9분위     | 10분위     | 평균      |
|--------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|----------|---------|
| 2007         | 849.6   | 789.7   | 1,845.4 | 1,934.0 | 3,172.4 | 3,587.6 | 3,635.1 | 4,306.3 | 5,901.2 | 8,810.3  | 3,483.5 |
| 2008         | 751.2   | 679.2   | 1,498.0 | 1,839.2 | 2,493.9 | 3,018.5 | 3,793.9 | 4,507.4 | 5,897.4 | 9,149.8  | 3,362.8 |
| 2009         | 657.7   | 630.7   | 1,769.2 | 1,809.5 | 2,797.0 | 3,018.0 | 3,978.6 | 4,717.5 | 6,006.7 | 9,270.8  | 3,466.0 |
| 2010         | 988.9   | 1,335.9 | 1,852.4 | 2,372.9 | 2,879.0 | 3,574.0 | 4,269.7 | 5,308.6 | 6,755.3 | 11,176.7 | 4,051.2 |
| 소비지출(만원, B)  | 1분위     | 2분위     | 3분위     | 4분위     | 5분위     | 6분위     | 7분위     | 8분위     | 9분위     | 10분위     | 평균      |
| 2007         | 722.9   | 853.1   | 1161.1  | 1,428.0 | 1,601.8 | 1,862.4 | 1,961.3 | 2,402.4 | 2597    | 3,656.7  | 1,824.7 |
| 2008         | 907.7   | 966.5   | 1237.2  | 1,534.2 | 1,822.2 | 2,073.4 | 2,426.5 | 2,689.7 | 3324.5  | 4,055.4  | 2,103.7 |
| 2009         | 846.2   | 1,095.9 | 1294.5  | 1,484.9 | 1,778.7 | 2,147.2 | 2,382.5 | 2,721.6 | 2968.2  | 4,056.0  | 2,077.6 |
| 2010         | 819.8   | 1,043.7 | 1309.4  | 1,559.0 | 1,808.0 | 2,244.9 | 2,410.9 | 2,879.4 | 3368.6  | 4,390.5  | 2,183.4 |
| 담배지출(원C,보정전) | 1분위     | 2분위     | 3분위     | 4분위     | 5분위     | 6분위     | 7분위     | 8분위     | 9분위     | 10분위     | 평균      |
| 2007         | 155,119 | 243,992 | 295,293 | 423,705 | 441,590 | 422,583 | 435,829 | 431,482 | 362,941 | 405,038  | 361,744 |
| 2008         | 121,523 | 252,936 | 248,276 | 363,258 | 406,010 | 372,874 | 445,911 | 427,043 | 350,089 | 327,696  | 331,566 |
| 2009         | 146,321 | 223,490 | 284,085 | 359,235 | 421,949 | 361,377 | 373,801 | 381,010 | 317,744 | 315,260  | 318,449 |
| 2010         | 104,672 | 186,791 | 276,447 | 327,891 | 319,657 | 369,022 | 329,566 | 332,453 | 341,178 | 293,365  | 288,119 |
| C/A(%)       | 1분위     | 2분위     | 3분위     | 4분위     | 5분위     | 6분위     | 7분위     | 8분위     | 9분위     | 10분위     | 평균      |
| 2007         | 1.83    | 3.09    | 1.60    | 2.19    | 1.39    | 1.18    | 1.20    | 1.00    | 0.62    | 0.46     | 1.04    |
| 2008         | 1.62    | 3.72    | 1.66    | 1.98    | 1.63    | 1.24    | 1.18    | 0.95    | 0.59    | 0.36     | 0.99    |
| 2009         | 2.22    | 3.54    | 1.61    | 1.99    | 1.51    | 1.20    | 0.94    | 0.81    | 0.53    | 0.34     | 0.92    |
| 2010         | 1.06    | 1.4     | 1.49    | 1.38    | 1.11    | 1.03    | 0.77    | 0.63    | 0.51    | 0.26     | 0.71    |
| C/B(%)       | 1분위     | 2분위     | 3분위     | 4분위     | 5분위     | 6분위     | 7분위     | 8분위     | 9분위     | 10분위     | 평균      |
| 2007         | 2.15    | 2.86    | 2.54    | 2.97    | 2.76    | 2.27    | 2.22    | 1.80    | 1.40    | 1.11     | 1.98    |
| 2008         | 1.34    | 2.62    | 2.01    | 2.37    | 2.23    | 1.80    | 1.84    | 1.59    | 1.05    | 0.81     | 1.58    |
| 2009         | 1.73    | 2.04    | 2.19    | 2.42    | 2.37    | 1.68    | 1.57    | 1.40    | 1.07    | 0.78     | 1.53    |
| 2010         | 1.28    | 1.79    | 2.11    | 2.10    | 1.77    | 1.64    | 1.37    | 1.15    | 1.01    | 0.67     | 1.32    |
| 담배세(원, D)    | 1분위     | 2분위     | 3분위     | 4분위     | 5분위     | 6분위     | 7분위     | 8분위     | 9분위     | 10분위     | 평균      |
| 2007         | 82,058  | 129,072 | 156,210 | 224,140 | 233,601 | 223,547 | 230,553 | 228,254 | 191,996 | 214,265  | 191,363 |
| 2008         | 64,286  | 133,803 | 131,338 | 192,163 | 214,779 | 197,250 | 235,887 | 225,906 | 185,197 | 173,351  | 175,399 |
| 2009         | 77,404  | 118,226 | 150,281 | 190,036 | 223,211 | 191,168 | 197,741 | 201,554 | 168,087 | 166,773  | 168,459 |
| 2010         | 55,372  | 98,813  | 146,241 | 173,455 | 169,098 | 195,213 | 174,340 | 175,868 | 180,483 | 155,190  | 152,415 |
| D/A(%)       | 1분위     | 2분위     | 3분위     | 4분위     | 5분위     | 6분위     | 7분위     | 8분위     | 9분위     | 10분위     | 평균      |
| 2007         | 0.97    | 1.63    | 0.85    | 1.16    | 0.74    | 0.62    | 0.63    | 0.53    | 0.33    | 0.24     | 0.55    |
| 2008         | 0.86    | 1.97    | 0.88    | 1.04    | 0.86    | 0.65    | 0.62    | 0.5     | 0.31    | 0.19     | 0.52    |
| 2009         | 1.18    | 1.87    | 0.85    | 1.05    | 0.8     | 0.63    | 0.5     | 0.43    | 0.28    | 0.18     | 0.49    |
| 2010         | 0.56    | 0.74    | 0.79    | 0.73    | 0.59    | 0.55    | 0.41    | 0.33    | 0.27    | 0.14     | 0.38    |
| 담배지출(원E,보정후) | 1분위     | 2분위     | 3분위     | 4분위     | 5분위     | 6분위     | 7분위     | 8분위     | 9분위     | 10분위     | 평균      |

| 총소득(만원, A) | 1분위     | 2분위     | 3분위     | 4분위     | 5분위     | 6분위     | 7분위     | 8분위     | 9분위     | 10분위    | 평균      |
|------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 2007       | 269,014 | 423,142 | 512,110 | 734,808 | 765,825 | 732,862 | 755,834 | 748,295 | 629,428 | 702,435 | 627,352 |
| 2008       | 236,400 | 492,040 | 482,975 | 706,651 | 789,817 | 725,357 | 867,437 | 830,733 | 681,033 | 637,472 | 645,000 |
| 2009       | 313,091 | 478,214 | 607,873 | 768,675 | 902,868 | 773,259 | 799,843 | 815,269 | 679,895 | 674,580 | 681,403 |
| 2010       | 233,409 | 416,527 | 616,451 | 731,166 | 712,805 | 822,885 | 734,902 | 741,339 | 760,795 | 654,177 | 642,479 |
| 담배량(갑,보정후) | 1분위     | 2분위     | 3분위     | 4분위     | 5분위     | 6분위     | 7분위     | 8분위     | 9분위     | 10분위    | 평균      |
| 2007       | 107.61  | 169.26  | 204.84  | 293.92  | 306.33  | 293.14  | 302.33  | 299.32  | 251.77  | 280.97  | 250.94  |
| 2008       | 94.56   | 196.82  | 193.19  | 282.66  | 315.93  | 290.14  | 346.97  | 332.29  | 272.41  | 254.99  | 258.00  |
| 2009       | 125.24  | 191.29  | 243.15  | 307.47  | 361.15  | 309.30  | 319.94  | 326.11  | 271.96  | 269.83  | 272.56  |
| 2010       | 93.36   | 166.61  | 246.58  | 292.47  | 285.12  | 329.15  | 293.96  | 296.54  | 304.32  | 261.67  | 256.99  |
| E/A(%)     | 1분위     | 2분위     | 3분위     | 4분위     | 5분위     | 6분위     | 7분위     | 8분위     | 9분위     | 10분위    | 평균      |
| 2007       | 3.17    | 5.36    | 2.78    | 3.80    | 2.41    | 2.04    | 2.08    | 1.74    | 1.07    | 0.80    | 1.80    |
| 2008       | 3.15    | 7.24    | 3.22    | 3.84    | 3.17    | 2.40    | 2.29    | 1.84    | 1.15    | 0.70    | 1.92    |
| 2009       | 4.76    | 7.58    | 3.44    | 4.25    | 3.23    | 2.56    | 2.01    | 1.73    | 1.13    | 0.73    | 1.97    |
| 2010       | 2.36    | 3.12    | 3.33    | 3.08    | 2.48    | 2.30    | 1.72    | 1.40    | 1.13    | 0.59    | 1.59    |

- 주: 1. 재정패널자료를 이용하여 저자가 계산한 것임.  
 2. '보정전'은 재정패널자료 원시자료로부터 저자가 계산한 값이고, '보정후'는 서베이자료에서 일반적으로 나타나는 담배소비지출 과소보고 경향을, 실제 소비통계(총량 기준)와 통계청 추계가구 수 통계를 이용하여 추산한 가구당 담배소비지출(소비량) 평균값으로 보정한 수치임.  
 3. 담배량(갑,보정후)은 1갑당 가격이 2,500원이라는 전제 하에 보정후 담배지출액으로부터 계산한 값임.

## 2. 모의실험 방법과 시나리오

물가연동제를 실시하는 경우에는 유통마진을 포함한 판매원가 부분 역시 연동지수와 동일한 비율로 조정된다고 가정하자. 그러면 실질가격의 변동은 연동지수의 변화율에서 소비자물가지수의 변화율만큼 차감한 것과 동일하게 된다<sup>23)</sup>.

향후 담배관련 소비세 과세체계가 기존의 틀을 보완하여 물가연동제를 시행함으로써 담배관련 제세부담의 실질가치를 유지할 수 있다면 어떤 효과를 가져다 줄 것인가? 아래의 제3절에서는 이 질문에 대한 답을 제공해주기 위해 모의실험을 시행한다. 본절에서는 모의실험을 위한 분석방법과 분석시나리오를 논의한다. 담배 소비에 특화하여 소비패턴(월간담배소비량, 주종담배제품, 담배가격 등)에 대한 구

23) 만약 소비자물가지수에 연동하게 된다면 시계열적으로 담배판매가격의 실질가격은 일정하게 유지된다고 할 수 있다.

체적인 자료를 담고 있는 재정패널자료(2007~2010년 귀속분 자료)를 이용하여 모의실험을 시행하였다<sup>24)</sup>.

## 가. 담배 관련 소비세 체계의 물가연동 방식

담배 관련 소비세의 실효세율을 보장해주기 위한 물가연동제의 경우 물가변동시점에 맞추어 수시로 종량세율을 조정해주는 방안을 생각할 수 있다. 그러나 지나치게 조정이 빈번하다면 행정비용이 과다해질 뿐만 아니라 소비자 입장에서든 가격변동에 대한 정보가 혼란해지는 문제가 발생한다. 이런 문제 등으로 인해 일찍이 물가연동제를 도입하여 시행하고 있는 EU 각국에서는 1년에 한차례씩 세율을 조정해주고 있다. 따라서 본 연구에서도 1년 단위로 세율을 조정해주는 방식을 제안한다.

보다 구체적으로는 매년 상반기, 즉 각 연도의 7월 1일을 기점으로 향후 1년간, 즉 익년도 6월 30일까지 적용되는 세율은 전년도의 지수변화율을 기준으로 조정한다. 여기서 전년도 지수 변화율을 적용하는 이유는 통계작성시 시차가 존재하기 때문이다.

예를 들어 2009년도의 물가조정을 공식화하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}\tau_{2012.7.1} &= \tau_0 (1 + \alpha) \text{ if } k > \frac{p_{2011} - p_0}{p_0} \\ &= \tau_0 \left(1 + \rho \frac{p_{2011} - p_0}{p_0} + \alpha\right) \text{ if } k \leq \frac{p_{2011} - p_0}{p_0}\end{aligned}$$

단,  $\tau_{2012.7.1}$ : 2012년 7월 1일부터 2013년 6월 30일까지 적용되는 세율

$\tau_0$ : 현행 세율

$p_0$ : 최근 세율조정이 있을 때 사용되었던 지수

$\alpha$ : 물가조정 이외에 추가적으로 적용되는 세율증가폭

24) 재정패널자료에 대한 기술통계는 <부표 3>을 참조하기 바란다.



상기 식에서 정책적으로 세율을 추가하지 않는다면  $\alpha = 0$ 으로 가정하는 것과 같다.

## 나. 분석방법

수요곡선이 수평이거나 공급곡선이 수직적이지 않는 한, 소비세율이 변화하는 경우 변화분의 전부 또는 일부가 가격에 반영된다<sup>25)</sup>. 아래에서는 세율변동에 의한 소비자가격 변동시 가격탄력성을 반영하여 소비지출 변화효과를 추정하는 방법을 설명한다. 먼저 담배의 가격과 균형소비량, 소비지출을 각각  $P$ ,  $Q$ ,  $EXP$ 라고 하자. 그러면 다음의 관계가 성립한다.

$$EXP = P \cdot Q \quad \text{또는} \quad \ln EXP = \ln P + \ln Q$$

세율변동에 따라 가격이 변화( $P \rightarrow P_1$ )하면 그에 따른 소비지출의 변화분 ( $\Delta EXP$ )은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\Delta EXP = EXP_1 \left\{ \frac{\Delta P}{P_1} + \left( 1 + \frac{\Delta P}{P_1} \right) \frac{\Delta P}{P_1} \eta \right\}$$

단,  $\eta$ : 수요가격탄력성

수요의 가격탄력성 공식으로부터 소비량의 변화를 다음과 도출할 수 있다.

$$\Delta Q = \frac{\Delta P}{P_1} Q_1 \eta$$

본 연구에서는 이명현·성명재(2002)의 선형지출체계(LES) 추정결과를 토대로 효과를 분석한다. LES는 Stone-Geary 효용함수에 기반하며 그에 기반하여 도출된 수요함수는 다음과 같이 표현된다.

---

25) 세율변동의 가격반영 정도는 수요·공급곡선의 가격탄력성에 따라 결정된다.

$$x_r = \gamma_r + \frac{1 - \sum_{s=1}^{r-1} \beta_s}{p_r} \left( y - \sum_{k=1}^r p_k \gamma_k \right).$$

단,  $x$ : 수요량

$p$ : 가격

$\beta, \gamma$ : 추정모수

$y$ : 총소비지출(흔히 소득이라고도 불린다)

$r$ :  $r$ 번째 재화를 나타내는 하첨자

이 경우 (미보상)가격탄력성( $\eta$ )과 소득탄력성( $\epsilon$ )은 각각 다음과 같이 표현된다.

$$\text{가격탄력성: } \eta \equiv \frac{\partial x_i}{\partial p_i} \frac{p_i}{x_i} = \left[ -\frac{\beta_i}{p_i^2} \left( y - \sum_{k=1}^r p_k \gamma_k \right) - \frac{\beta_i \gamma_i}{p_i} \right]$$

$$\text{소득탄력성: } \epsilon \equiv \frac{\partial x_i}{\partial y} \frac{y}{x_i} = \frac{\beta_i}{p_i} \frac{y}{x_i} = \beta_i \frac{y}{x_i p_i}$$

LES에 기반한 수요의 가격탄력성과 소득탄력성은 측정하고자 하는 위치마다 그 값이 달라지는 특성을 지닌다. 즉, 모수 추정치의 값이 주어져 있을 때, 측정하고자 하는 재화나 용역의 수요량과 가격수준(또는 양자의 곱을 나타내는 소비지출액), 그리고 전체 소비지출액 등이 경제주체 또는 소득분위별로 다르기 때문에 탄력성도 개별적으로 차이가 있다. 따라서 각 소득분위별로 수요변화효과를 보고자 한다면 탄력성을 따로 설정하여야 한다<sup>26)</sup>. 그러므로 동일한 소비세율 변화에도 소득계층별 차등적인 소비지출 변화효과를 포착할 수 있다. 예를 들면, 소비세율 인상이 일차적·직접적인 세수증가 요인과 소비감소를 통한 간접적·이차적인 세수 감소 요인을 합산하여 최종적인 소비세 부담(세수)변화효과를 추정한다. 이 때 소비세율 변동시 소비지출 변화효과도 함께 분석한다.

26) LES 체계에서 모수 추정치와, 이와 관련된 소득계층별 소비지출 상호간에는 선형관계 또는 비례관계가 성립하지 않고 산식도 측정하고자 하는 각 계수에 대해 선형이 아니다. 그러므로 각 분위별 수요가격탄력성(또는 소득탄력성)의 평균이 전체 평균값을 토대로 추정한 수요가격탄력성(또는 소득탄력성)과 일치한다는 보장이 없음에 유의할 필요가 있다.

담배 수요에 대한 탄력성 추정결과는 다양하다. <부표 4>에서 보듯이 기존 연구에서 추정한 결과는, 가격탄력성이 (평균적으로) -0.4 내외의 수준을 나타내는 것이 대부분이다. 소득탄력성에 대한 추정결과는 많지 않지만, 그 수준은 높지 않을 것으로 추측된다. 본 연구에서는 종량세 물가연동제 도입의 효과를 분석함에 있어 가격 변동에 따른 수요(량)의 민감도가 소득계층별로 비대칭적일 가능성을 허용한다. 이명현·성명재(2002)의 선형지출체계(LES) 수요분석결과를 차용하여 2007년의 분위별 담배소비분포패턴(<표 3> 기준)에 적용하여 담배의 가격 및 소득탄력성을 소득 10분위별로 차등하여 추산하였다. 그 결과는 <표 5>와 같다. 소득계층별로 소득탄력성은 0.19~0.84, 가격탄력성은 -0.13~-0.89의 범주를 보이는 것으로 계산되었다. 이 정도의 탄력성 추정결과는 대체로 <부표 4>에 나타난 기존 연구의 추정치들의 범주 내에 있는 것으로 볼 수 있다.

전가구의 평균 소득 및 담배지출액을 기준으로 추정한 탄력성은 각각 0.36과 -0.30으로 추정되었다. 반면에 1~10분위 탄력성 추정치를 산술평균한 경우는 각각 0.34와 -0.37로 추정되었다. 탄력성 추정치가 소득분위별로 선형이 아니기 때문에 소득과 지출의 평균점에서 측정한 탄력성 추정치와 분위별 소득과 담배소비지출액을 기준으로 추정한 탄력성 추정치를 산술평균한 값은 서로 차이가 나타난다. 아래의 모의실험시에는 두 가지 경우 모두를 추정하여 보고하되, 본문에서는 후자의 경우(아래의 <표>에서는 평균2로 표시)를 기준으로 논의한다. 제3절의 모의실험은 <표 5>의 탄력성을 기준으로 수행한다.

<표 5> 우리나라의 담배 수요의 가격 소득 및 가격탄력성

(단위: 원, %)

| 구분    | 1        | 2        | 3        | 4        | 5        | 6        | 7        | 8        | 9        | 10       | 평균       | 평균2      |
|-------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 소득탄력성 | 0.27599  | 0.20532  | 0.18650  | 0.19664  | 0.24098  | 0.25915  | 0.33366  | 0.40508  | 0.48606  | 0.84414  | 0.35583  | 0.34335  |
| 가격탄력성 | -0.13080 | -0.13950 | -0.23040 | -0.37440 | -0.33630 | -0.37980 | -0.42990 | -0.26490 | -0.48060 | -0.89490 | -0.30480 | -0.36615 |

주: 1. 탄력성 추정치는 이명현·성명재(2002)의 선형지출체계 추정결과를 기준으로 저자가 재작성한 것임.

2. 평균은 평균소득 값에서 추정한 탄력성임. 각 분위의 탄력성을 단순평균한 값(평균2)은 소득탄력성과 가격탄력성이 각각 0.34335와 -0.36615임.

## 다. 분석 시나리오

모의실험을 통해 재정패널자료가 구축된 2007~2010년 기간을 대상으로 종량세 연동제가 도입되었다는 가상적인 상황에서 예측되는 담배소비의 변화효과를 추정한다. 즉, 2007년부터 종량세 연동제가 도입되었다는 전제 하에서 소득효과와 가격효과를 반영하여 소득계층별 담배소비 분포를 추정하여, 이를 2010년의 소득계층별 담배소비분포와 비교하여 연동제 도입의 효과를 분석한다.

그런데 분석기간 동안 가격 및 소득요인 이외의 외생적 요인에 의해서도 담배소비가 영향을 받는다. 가격 및 소득 이외의 주요한 외생적 요인으로는 금연규제의 확산을 들 수 있다. 주어진 정보로는 외생적 요인에 의한 담배소비 감소효과를 정량적으로 추정하기는 어렵다. 다만 2007~2010년 사이에 소득 및 가격요인에 의한 담배수요 변화효과를 추정할 수 있다면, 그 때 가상적으로 추산한 담배소비량과 2010년에 실제로 소비된 통계 사이의 차이를 외생적 요인에 의한 소비억제 효과로 볼 수 있다. 이에 대한 추정결과는 <표 6>과 같다.

<표 6> 소득효과만을 고려한 2007년 실적치 대비 2010년 담배소비 분포 예측결과

(단위: 갑, 원)

| 실제 소비량                            | 1분위     | 2분위     | 3분위     | 4분위     | 5분위     | 6분위     | 7분위     | 8분위     | 9분위     | 10분위    | 평균      |
|-----------------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 2007                              | 107.6   | 169.3   | 204.8   | 293.9   | 306.3   | 293.1   | 302.3   | 299.3   | 251.8   | 281.0   | 250.9   |
| 2008                              | 94.6    | 196.8   | 193.2   | 282.7   | 315.9   | 290.1   | 347.0   | 332.3   | 272.4   | 255.0   | 258.0   |
| 2009                              | 125.2   | 191.3   | 243.1   | 307.5   | 361.1   | 309.3   | 319.9   | 326.1   | 272.0   | 269.8   | 272.6   |
| 2010                              | 93.4    | 166.6   | 246.6   | 292.5   | 285.1   | 329.2   | 294.0   | 296.5   | 304.3   | 261.7   | 257.0   |
| 소득효과 고려한 2007년<br>실적 대비 2010년 예측치 | 1분위     | 2분위     | 3분위     | 4분위     | 5분위     | 6분위     | 7분위     | 8분위     | 9분위     | 10분위    | 평균      |
| 물량                                | 112.5   | 174.9   | 211.1   | 303.3   | 318.4   | 305.5   | 318.8   | 319.1   | 271.7   | 319.6   | 265.5   |
| 담배소비지출액                           | 281,114 | 437,301 | 527,676 | 758,357 | 795,901 | 763,815 | 796,934 | 797,695 | 679,288 | 799,069 | 663,733 |

- 주: 1. 2007~2010년 동안의 담배소비 변화는, 가격 변화가 없었으므로 소득효과와, 여타 제반 환경변수의 변화에 의한 효과의 두 가지로 구성됨. 상기 수치는 소득효과만 고려한 경우 2010년의 가상적인 담배소비 분포를 예측한 결과임.
2. 상기의 수치 중 소득효과를 고려한 2007년 담배소비 실적 대비 2010년의 담배소비 지출 분포와 <표 4>의 보정후 담배소비 분포와의 차이는 소득 및 가격요인 이외의 외생적 요인에 의한 담배소비 감소효과로 볼 수 있음.
3. 외생적 요인이란, 2007년 이래 추진되고 있는 서울시의 '간접흡연 제로' 캠페인, 금연빌딩 지정, 2011년 6월부터의 서울시 공공장소에서의 흡연 금지(버스정류소, 지정된 공원이나 광장 등 지정된 장소 등) 등을 일컫음.

모의실험은 담배가격 구성요소 중 제세부담을 제외한 담배원가 부분(담배가격 및 생산원가, 유통마진 등을 통칭)이 고정되어 있는 경우 소비자물가지수(CPI)에 연동하여 변화하는 두 가지 경우를 대상으로 한다. 2005년 이후 2010년 기간 동안 (연초생산안정화부담금을 제외하면) 담배세에 아무런 변화가 없었다. 담배 제조사(수입사 등도 포함)는 상당한 기간이 경과하였음에도 불구하고 가격을 인상하지 않은 이유를 정확히 알기는 어렵지만, 세금인상이 없는 상황 하에서 가격인상에 부담을 느꼈기 때문일 수 있다. 그러나 물가상승에도 불구하고 장기적으로 계속 가격을 고정시킬 수 있을 것으로 기대하기는 어렵다. 따라서 모의실험에 있어서는 실제와 같이 2007~2010년 동안 담배원가 부분을 고정시킨 경우와, 물가수준(예: CPI)에 연동하여 매년 원가를 조정한 두 가지 경우 모두에 대해 모의실험을 실시한다.

기본적으로 연동지수는 소비자물가지수와 명목GDP증가율(또는 경상소득증가율)을 생각해볼 수 있다. 소비자물가지수를 사용하는 것은 물가효과만을 반영한 것으로 실질소득 증가에 따른 소비패턴의 고가화·고급화 추세는 반영하지 않는 것으로 볼 수 있다. 만약 담배제품의 고가화·고급화 현상이 발생하지 않는다면 오랜 시간이 경과하여 물가수준이 크게 상승하여도 담배판매가격은 물가수준과 동일한 비율로 상승하는 만큼 판매가격 대비 소비세율의 비중은 일정하게 유지된다. 그러나 고가화·고급화가 진전되는 경우에는 판매유통마진을 포함한 담배원가는 물가상승률보다 높은 비율로 증가하는 반면 소비세율은 물가상승률만큼만 증가하므로 판매가격 대비 실효소비세부담률은 점차 하락하게 된다.

반면에 경상소득증가율에 연동하는 것은 장기적인 담배수요의 고가화·고급화 및 소득증가에 의한 수요증가 효과를 일부 반영해주는 것으로 해석할 수 있다. 경우에 따라 다소 차이가 있을 수 있지만, 만약 장기적으로 소득 대비 담배 소비지출액의 비율이 일정하게 유지되는 경우에는 소비자물가지수가 아니라 명목GDP증가율에 연동하는 것이 판매가격 대비 실효세율을 일정하게 유지하는 데 도움이 될 수 있다<sup>27)</sup>.

27) 담배수요의 소득탄력성이 1이라면 소비자물가지수에 연동하는 경우에는 매년 실질소득증가율만큼씩 실효세부담률이 하락하는 효과가 발생한다. 그러므로 흡연억제책으로서의 물가연동제를 생각한다면 소비자물가지수보다는 명목GDP증가율에 연동하는 것이 보다 적절하다. 만약 소비자물가지수에 연동시키는 경우라면 주기적 또는 간헐적·부정기적으로 세율을 추

모의실험에 있어 종량세 연동지수로 4가지 경우(시나리오)를 상정한다<sup>28),29)</sup>. 소비자물가지수에 연동하는 경우, 경상소득증가율(경상GDP증가율에 대한 proxy)에 연동하는 경우, 경상소득증가율+연간 3%p 또는 5%p씩 추가 인상하는 경우가 그것이다. (CPI증가율 또는) 경상소득증가율에 일정률을 추가하여 종량세율을 조정하는 것은, 영국의 담배세에서 보듯이 가산율 제도(escalator system)를 도입하는 것을 염두에 둔 것이다. 이는 영국에서 담배종량세율을 조정함에 있어 가격효과나 소득효과를 중화시키는 것에서 한걸음 더 나아가 적극적으로 세율·가격을 더 인상함으로써 중·장기적으로 담배 수요량을 더욱 축소하려는 정책의도 하에 사용되고 있는 제도이다. 본 연구에서도 가산율 제도의 효과성 분석을 위해 모의실험 시나리오에 추가한다. 시나리오는 <표 7>에 정리된 바와 같다.

<표 7> 세율 연동 시나리오

| 원가고정시     | 현행      | CPI연동   | 경상소득연동  | 경상소득연동+ Escalator(3%p) | 경상소득연동+ Escalator(5%p) |
|-----------|---------|---------|---------|------------------------|------------------------|
| 원가(부가세 전) | 950.23  | 950.23  | 950.23  | 950.23                 | 950.23                 |
| 세금        | 1,322.5 | 1,464.5 | 1,538.0 | 1,657.1                | 1,736.4                |
| 부가가치세     | 2,500   | 2,656.2 | 2,737.1 | 2,868.0                | 2,955.3                |
| 가격변화율     | -       | 6.25    | 9.48    | 14.72                  | 18.21                  |
| 원가 CPI연동시 | 현행      | CPI연동   | 경상소득연동  | 경상소득연동+ Escalator(3%p) | 경상소득연동+ Escalator(5%p) |
| 원가(부가세 전) | 950.23  | 1,052.3 | 1,052.3 | 1,052.3                | 1,052.3                |
| 세금        | 1,322.5 | 1,464.5 | 1,538.0 | 1,657.1                | 1,736.4                |
| 부가가치세     | 2,500   | 2,768.5 | 2,849.3 | 2,980.3                | 3,067.5                |
| 가격변화율     | -       | 10.74   | 13.97   | 19.21                  | 22.70                  |

- 주: 1. 원가고정시: 원가는 현행과 같이 2006~2009년 동안 동일한 수준에서 변화가 없었던 경우를 상정함.  
 2. 원가 CPI연동: 2005년 이래 원가변동이 없었던 이유는, 생산원가가 변동하지 않았다고 보다는 종량세율이 고정되어 있음에 따라 담배제조사들이 가격조정에 부담을 느꼈기 때문이다. 따라서 장기적으로는 담배제조 원가가 CPI 등에 연동되어 조정된다고 보는 것이 적절한 것으로 판단됨.

가적으로 조정해주는 것이 필요하다.

- 28) 시나리오를 분석하고자 하는 이유는, 주요 선진국에서 흡연 억제를 위한 정책적 수단으로서 흡연규제와 같은 직접규제방법 외에도 가격기구를 이용한 경제적 유인제도를 적극 활용하고 있으며 장기적으로도 경제적 유인제도의 효과가 가시적으로 나타나고 있음을 볼 때, 우리나라에서도 유효한 조세정책수단으로서 기능하기 위해 필요한 세율인상분을 모의실험을 통해 추정해보기 위해서이다.
- 29) [부그림 1]에서 보듯이 영국의 경우 지속적인 고세율 정책 견지 및 소비자물가지수 변동률 보다 높은 종량세 연동지수의 선택을 통해 성인흡연율을 1988년 38% 수준에서 2010년 21~22% 수준으로 대폭 축소시킨 예는 경제적 유인제도를 통해 흡연억제에 성공한 대표적인 사례로 손꼽힌다(영국 담배협회, [www.the-tma.org.uk](http://www.the-tma.org.uk)).

### 3. 분석결과 및 시사점

2007년 이후 <표 7>의 시나리오를 토대로 2010년에 예상되는 담배소비량(지출)을 추정한 결과는 <표 8>~<표 9>와 같다. 다만 2007~2010년 사이에 나타나는 소득효과와 외생적 요인에 의한 수요변동 효과는 종량세율 연동제 도입의 효과와 관계가 없다. <표 4> 가운데 2007년의 담배소비 분포통계로부터 나머지 요인에 의한 담배수요 변화효과를 제외하고 소득효과만을 감안하여 추정한 2010년의 가상적인 담배소비분포는 앞절의 <표 6>과 같다.

연동제 도입에 의한 가격효과만을 분석하기 위해서는 <표 6>을 기준으로 모의 실험 결과와 비교하여야 한다. 그러나 종량세 연동제의 정책목표가 단순히 물가변동에 의한 가격효과만을 고려하는 것이 아니라 보다 적극적인 의미에서 시계열적으로 소득효과에 의한 수요변동효과까지도 가격정책을 통해 적극적으로 대처한다는 전제 하에서는, 담배소비의 절대소비량 억제에 초점을 맞추어 필요가 있다. 이런 경우에는 분석의 시발점(본 연구에서는 2007년 기준) 소비물량을 기준으로 소득증가효과 및 물가상승효과를 모두 포괄하는 형태의 정책효과를 논하는 것이 바람직하다. 따라서 <표 4>의 2007년 소비물량 대비 연동제 도입의 효과를 살펴보는 것이 바람직하다. 아래에서는 후자의 관점에서 논의를 진행한다.

먼저 원가가 변화하지 않았다는 전제(<표 8> 기준)하에서, 종량세율을 CPI에 연동하여 조정하였다면, 2010년의 담배소비량은 2007년 대비 3.3% 증가(물량기준 250.94갑→259.29갑)하였을 것으로 추정되었다. 이 중 소득효과는 +14.55갑(250.94갑→265.49갑)이고 가격효과는 -6.20(265.49갑→259.29갑)갑인 것으로 추정된다. 이는 CPI 연동으로는 소득효과에 의한 담배소비증가효과를 충분히 중화시키지 못함을 시사한다. 담배 종세율을 경상소득증가율에 연동시키는 경우에도, 다소 정도의 차이가 있을 뿐, 대동소이한 것으로 추정되었다. 만약 영국에서와 같이 가산율 제도를 적용하여 매년 경상소득증가율+3%p씩 종량세율을 조정해주면 가격효과는 소득효과를 거의 중화시키는 것으로 추정되었다. 만약 가산율을 5%p로 조금 더 높이면 완만한 담배소비억제효과(2007~2010년 기준 -1.07%)를 얻을 수 있었을 것으로 추정되었다.

<표 8> 담배세 종량제 물가연동제를 고려한 효과(원가 고정시)

| CPI 증감률 연동                | 1분위       | 2분위       | 3분위       | 4분위       | 5분위       | 6분위       | 7분위       | 8분위       | 9분위       | 10분위      | 평균        | 평균2       |
|---------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 2007년 대비 증감률(물량,%)        | 3.68      | 2.47      | 1.60      | 0.86      | 1.83      | 1.85      | 2.75      | 4.95      | 4.92      | 8.16      | 3.89      | 3.31      |
| 소득효과(%)                   | 4.50      | 3.35      | 3.04      | 3.20      | 3.93      | 4.22      | 5.44      | 6.60      | 7.92      | 13.76     | 5.80      | 5.60      |
| 가격효과(%)                   | -0.82     | -0.87     | -1.44     | -2.34     | -2.10     | -2.37     | -2.69     | -1.66     | -3.00     | -5.59     | -1.90     | -2.29     |
| 물량(갑)                     | 111.57    | 173.44    | 208.12    | 296.47    | 311.92    | 298.57    | 310.65    | 314.12    | 264.15    | 303.91    | 260.71    | 259.29    |
| 2010년 가상물량 대비 증감률(%)      | -0.78     | -0.84     | -1.40     | -2.27     | -2.02     | -2.28     | -2.55     | -1.55     | -2.78     | -4.92     | -1.80     | -2.33     |
| 소비지출액                     | 296,345.3 | 460,710.0 | 552,817.5 | 787,481.7 | 828,539.1 | 793,066.2 | 825,162.2 | 834,383.5 | 701,652.6 | 807,266.0 | 692,515.1 | 688,742.4 |
| 2010년 가상지출액 대비증감률(%)      | 5.42      | 5.35      | 4.76      | 3.84      | 4.10      | 3.83      | 3.54      | 4.60      | 3.29      | 1.03      | 4.34      | 3.77      |
| 경상소득증감률연동                 | 1분위       | 2분위       | 3분위       | 4분위       | 5분위       | 6분위       | 7분위       | 8분위       | 9분위       | 10분위      | 평균        | 평균2       |
| 2007년 대비 증감률(물량,%)        | 3.26      | 2.02      | 0.85      | -0.35     | 0.74      | 0.62      | 1.36      | 4.09      | 3.36      | 5.27      | 2.91      | 2.12      |
| 소득효과(%)                   | 4.50      | 3.35      | 3.04      | 3.20      | 3.93      | 4.22      | 5.44      | 6.60      | 7.92      | 13.76     | 5.80      | 5.60      |
| 가격효과(%)                   | -1.24     | -1.32     | -2.18     | -3.55     | -3.19     | -3.60     | -4.08     | -2.51     | -4.56     | -8.49     | -2.89     | -3.47     |
| 물량(갑)                     | 111.11    | 172.68    | 206.59    | 292.91    | 308.59    | 294.97    | 306.45    | 311.56    | 260.24    | 295.78    | 258.24    | 256.09    |
| 2010년 가상물량 대비 증감률(%)      | -1.19     | -1.28     | -2.12     | -3.44     | -3.07     | -3.46     | -3.87     | -2.36     | -4.22     | -7.46     | -2.73     | -3.54     |
| 소비지출액                     | 304,119.1 | 472,642.2 | 565,465.6 | 801,709.1 | 844,638.0 | 807,349.4 | 838,772.6 | 852,760.7 | 712,298.0 | 809,580.3 | 706,822.4 | 700,933.5 |
| 2010년 가상지출액 대비증감률(%)      | 30.29     | 13.47     | -8.27     | 9.65      | 18.49     | -1.89     | 14.13     | 15.03     | -6.37     | 23.76     | 10.01     | 9.10      |
| 경상소득증감률+escalator(연간 3%p) | 1분위       | 2분위       | 3분위       | 4분위       | 5분위       | 6분위       | 7분위       | 8분위       | 9분위       | 10분위      | 평균        | 평균2       |
| 2007년 대비 증감률(물량,%)        | 2.57      | 1.29      | -0.35     | -2.31     | -1.02     | -1.37     | -0.89     | 2.70      | 0.85      | 0.58      | 1.31      | 0.21      |
| 소득효과(%)                   | 4.50      | 3.35      | 3.04      | 3.20      | 3.93      | 4.22      | 5.44      | 6.60      | 7.92      | 13.76     | 5.80      | 5.60      |
| 가격효과(%)                   | -1.93     | -2.05     | -3.39     | -5.51     | -4.95     | -5.59     | -6.33     | -3.90     | -7.07     | -13.17    | -4.49     | -5.39     |
| 물량(갑)                     | 110.37    | 171.44    | 204.12    | 287.14    | 303.20    | 289.14    | 299.64    | 307.41    | 253.90    | 282.61    | 254.23    | 250.90    |
| 2010년 가상물량 대비 증감률(%)      | -1.84     | -1.99     | -3.29     | -5.34     | -4.76     | -5.36     | -6.00     | -3.66     | -6.56     | -11.58    | -4.24     | -5.49     |
| 소비지출액                     | 316,552.5 | 491,704.5 | 585,425.7 | 823,529.9 | 869,567.6 | 829,245.9 | 859,373.1 | 881,642.9 | 728,196.2 | 810,539.4 | 729,144.7 | 719,577.8 |
| 2010년 가상지출액 대비증감률(%)      | 35.62     | 18.05     | -5.03     | 12.63     | 21.99     | 0.77      | 16.94     | 18.93     | -4.28     | 23.90     | 13.49     | 12.00     |
| 경상소득증감률+escalator(연간 5%p) | 1분위       | 2분위       | 3분위       | 4분위       | 5분위       | 6분위       | 7분위       | 8분위       | 9분위       | 10분위      | 평균        | 평균2       |
| 2007년 대비 증감률(물량,%)        | 2.12      | 0.81      | -1.16     | -3.61     | -2.20     | -2.69     | -2.39     | 1.78      | -0.83     | -2.54     | 0.25      | -1.07     |
| 소득효과(%)                   | 4.50      | 3.35      | 3.04      | 3.20      | 3.93      | 4.22      | 5.44      | 6.60      | 7.92      | 13.76     | 5.80      | 5.60      |
| 가격효과(%)                   | -2.38     | -2.54     | -4.20     | -6.82     | -6.12     | -6.92     | -7.83     | -4.82     | -8.75     | -16.30    | -5.55     | -6.67     |
| 물량(갑)                     | 109.88    | 170.62    | 202.47    | 283.30    | 299.60    | 285.25    | 295.10    | 304.64    | 249.68    | 273.84    | 251.56    | 247.44    |
| 2010년 가상물량 대비 증감률(%)      | -2.28     | -2.46     | -4.07     | -6.61     | -5.89     | -6.64     | -7.43     | -4.53     | -8.11     | -14.33    | -5.25     | -6.80     |
| 소비지출액                     | 324,734.2 | 504,232.8 | 598,372.8 | 837,238.7 | 885,402.5 | 842,995.4 | 872,116.5 | 900,293.7 | 737,873.1 | 809,263.2 | 616,933.9 | 731,252.3 |
| 2010년 가상지출액 대비증감률(%)      | 39.13     | 21.06     | -2.93     | 14.51     | 24.21     | 2.44      | 18.67     | 21.44     | -3.01     | 23.71     | -3.98     | 13.82     |

주: 1. 2007-2010년 기간을 대상으로 담배세율의 연동제에 의한 세율 조정율은, CPI 증감률 연동시 6.25%이고, 경상소득증감률 연동시 9.48%, escalator system 1(경상소득증감률+매년 3%p)의 경우 14.72%, escalator system 2(경상소득증감률+매년 5%p)의 경우 18.21%임. 2007-2010년 동안 재정패널 자료의 가계평균 총소득은 16.29%, CPI 지수는 10.74% 증가하였음.  
 2. 평균은 소득, 지출, 탄력성의 평균 값 기준으로 산출한 것이고, 평균 2는 1~10분위의 값을 평균한 것임.  
 3. 물량 및 담배지출 증감률은 <표 7>의 2010년 추정치(2007년 실적치에서 소득효과만을 반영하여 2010년 시점을 기준으로 추정한 추정 물량 및 지출액) 대비 변화율을 나타냄.



그런데 상기의 효과는 원가가 고정되어 있다는 전제하에서 도출된 것이다. 현실에서는 장기적으로 원가도 물가상승율 정도 조정된다고 보는 것이 합리적이다. 또한 가격효과에 의한 소비감소효과는 종량세율의 연동뿐만 아니라 원가상승에 의해서도 나타난다. 아래에서는 담배원가가 CPI에 연동하여 조정되는 경우를 상정하면서 모의실험결과를 살펴본다(<표 9> 참조). 종량세율을 CPI나 경상소득증가율에 연동한 경우, <표 8>의 경우보다는 다소 완화되었지만, 여전히 소득효과가 가격효과를 압도하여 담배소비 증가추세를 억제하지 못한다. 왜냐하면 2007년 대비 담배소비량 증가율이 각각 1.7%와 0.5%로 양(+)의 값을 가지기 때문이다. 그런데 가산율 제도를 활용하면 작지만 가격효과가 소득효과를 초과한다. 연간 가산율을 3%p 또는 5%p로 하는 경우 2007~2010년 동안 각각 1.44%(250.94갑→246.45갑)와 2.72%(250.94갑→242.99갑)의 담배소비 억제효과를 거두었을 것으로 기대할 수 있다. 비록 담배수요의 비탄력성(또는 중독성)으로 인해 단기간에 큰 소비억제 효과를 기대하기는 어렵지만, 완만하고 점진적인 소비억제를 기대할 수는 있다([부그림 1] 참조). 흡연억제에 성공적이었던 선진국(예: 영국, 아일랜드 등 서구선진국)의 사례에서도 보듯이 흡연억제 효과는 장기에 걸쳐 완만하게 나타났던 점을 감안할 때 가산율 제도 도입을 통한 소비억제의 효과는 장기적으로는 결코 작지 않을 것으로 예상된다.

본 연구에서 종량세 연동제 효과를 분석함에 있어 소득계층별로 차등화된 수요탄력성을 상정하고 추정하였다. 그 결과 가산율 제도가 보완된 종량세율 연동제를 도입하였을 때, 전체적으로는 담배소비의 감소를 기대할 수 있지만, 그 효과는 소득계층별로 다양한 모습을 보이는 것으로 분석되었다. 3%의 가산율을 적용하는 경우 평균적으로 담배소비량이 2007년보다 1.44% 감소할 것으로 예측되었지만, 소득계층별로는 비대칭적이다. 중소득층과 최고소득층에서 담배소비가 감소하였지만 최하위층(1~2분위)과 중고소득층(8분위)에서는 오히려 증가한 것으로 분석되었다. 저소득층에서 담배소비가 증가한 것은, 가격탄력성이 여타 분위에 비해 현저하게 낮기 때문인 것으로 추정된다. 그밖에 소득계층별로 담배소비에 미치는 영향이 다른 것은, 소득계층별로 탄력성이 다르기도 하지만 소득계층별 소득증감률이 다르다는 점에도 영향이 있다. 이는 8분위의 2007~2010년 기간 동안 총소득이 23.3% 증가하여 전체 증가율(16.3%)을 크게 상회하였기 때문에 소득효과가 다른 계층보

다 더 크게 나타남으로써 가격효과를 부분적으로 압도하였기 때문이라고 할 수 있다.

이상의 논의로부터 다음의 시사점을 도출할 수 있다. 단순 종량세 구조의 소비세 체계는, 초기에 종량세율 수준을 높게 책정하더라도 시간이 경과함에 따라 과세의 실효성이 낮아지기 때문에 담배소비의 억제기능이 미흡하다. 이를 보완하기 위해서는 종량세율을 주기적 또는 정기적으로 조정하여 실효과세율을 유지해줄 필요가 있다. 그러나 그것만으로는 소득증가에 의한 담배소비 증가추세를 효과적으로 억제하기 어렵다. 그러므로 보다 적극적 의미에서 소득효과까지 감안하여 담배소비의 억제를 도모하기 위해서는 경상소득증가율(또는 경상GDP증가율)에 일정율을 가산하는 가산율 제도를 함께 도입하는 것이 바람직하다.

<표 9> 담배세 종량제 물가연동제를 고려한 효과(원가 CPI 연동시)

| CPI 증감률 연동                | 1분위       | 2분위       | 3분위       | 4분위       | 5분위       | 6분위       | 7분위       | 8분위       | 9분위       | 10분위      | 평균        | 평균2       |
|---------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 2007년 대비 증감률(물량,%)        | 3.09      | 1.85      | 0.57      | -0.82     | 0.32      | 0.14      | 0.82      | 3.76      | 2.76      | 4.15      | 2.53      | 1.66      |
| 소득효과(%)                   | 4.50      | 3.35      | 3.04      | 3.20      | 3.93      | 4.22      | 5.44      | 6.60      | 7.92      | 13.76     | 5.80      | 5.60      |
| 가격효과(%)                   | -1.40     | -1.50     | -2.47     | -4.02     | -3.61     | -4.08     | -4.62     | -2.84     | -5.16     | -9.61     | -3.27     | -3.93     |
| 물량(갑)                     | 110.93    | 172.38    | 206.00    | 291.52    | 307.30    | 293.57    | 304.81    | 310.56    | 258.72    | 292.62    | 257.28    | 254.84    |
| 2010년 가상물량 대비 증감률(%)      | -1.34     | -1.45     | -2.40     | -3.90     | -3.48     | -3.91     | -4.38     | -2.67     | -4.78     | -8.45     | -3.09     | -4.01     |
| 소비지출액                     | 307,119.5 | 477,244.9 | 570,313.2 | 807,081.6 | 850,747.6 | 812,741.7 | 843,877.3 | 859,788.8 | 716,263.4 | 810,124.8 | 712,273.3 | 705,530.3 |
| 2010년 가상지출액 대비증감률(%)      | 31.58     | 14.58     | -7.48     | 10.38     | 19.35     | -1.23     | 14.83     | 15.98     | -5.85     | 23.84     | 10.86     | 9.81      |
| 경상소득증감률연동                 | 1분위       | 2분위       | 3분위       | 4분위       | 5분위       | 6분위       | 7분위       | 8분위       | 9분위       | 10분위      | 평균        | 평균2       |
| 2007년 대비 증감률(물량,%)        | 2.67      | 1.40      | -0.18     | -2.03     | -0.77     | -1.08     | -0.57     | 2.90      | 1.21      | 1.25      | 1.54      | 0.48      |
| 소득효과(%)                   | 4.50      | 3.35      | 3.04      | 3.20      | 3.93      | 4.22      | 5.44      | 6.60      | 7.92      | 13.76     | 5.80      | 5.60      |
| 가격효과(%)                   | -1.83     | -1.95     | -3.22     | -5.23     | -4.70     | -5.31     | -6.01     | -3.70     | -6.72     | -12.50    | -4.26     | -5.12     |
| 물량(갑)                     | 110.479   | 171.621   | 204.475   | 287.965   | 303.965   | 289.968   | 300.612   | 307.998   | 254.807   | 284.492   | 254.805   | 251.638   |
| 2010년 가상물량 대비 증감률(%)      | 109.250   | 169.560   | 200.356   | 278.360   | 294.973   | 280.250   | 289.267   | 301.077   | 244.245   | 262.545   | 248.129   | 242.988   |
| 소비지출액                     | 314,791.1 | 489,005.7 | 582,618.6 | 820,510.2 | 866,098.6 | 826,216.5 | 856,544.1 | 877,590.3 | 726,030.3 | 810,613.4 | 726,025.3 | 717,001.9 |
| 2010년 가상지출액 대비증감률(%)      | 34.87     | 17.40     | -5.49     | 12.22     | 21.51     | 0.40      | 16.55     | 18.38     | -4.57     | 23.91     | 13.00     | 11.60     |
| 경상소득증감률+escalator(연간 5%p) | 1분위       | 2분위       | 3분위       | 4분위       | 5분위       | 6분위       | 7분위       | 8분위       | 9분위       | 10분위      | 평균        | 평균2       |
| 2007년 대비 증감률(물량,%)        | 1.98      | 0.67      | -1.39     | -3.99     | -2.53     | -3.07     | -2.82     | 1.51      | -1.31     | -3.43     | -0.06     | -1.44     |
| 소득효과(%)                   | 4.50      | 3.35      | 3.04      | 3.20      | 3.93      | 4.22      | 5.44      | 6.60      | 7.92      | 13.76     | 5.80      | 5.60      |
| 가격효과(%)                   | -2.51     | -2.68     | -4.43     | -7.19     | -6.46     | -7.30     | -8.26     | -5.09     | -9.23     | -17.19    | -5.86     | -7.03     |
| 물량(갑)                     | 109.74    | 170.38    | 202.00    | 282.20    | 298.57    | 284.14    | 293.80    | 303.85    | 248.47    | 271.32    | 250.80    | 246.45    |
| 2010년 가상물량 대비 증감률(%)      | -2.40     | -2.59     | -4.30     | -6.97     | -6.22     | -7.00     | -7.83     | -4.77     | -8.55     | -15.11    | -5.53     | -7.17     |
| 소비지출액                     | 327,059.0 | 507,790.4 | 602,023.7 | 841,037.1 | 889,816.9 | 846,804.0 | 875,616.4 | 905,540.4 | 740,505.7 | 808,616.2 | 747,448.3 | 734,481.0 |
| 2010년 가상지출액 대비증감률(%)      | 40.12     | 21.91     | -2.34     | 15.03     | 24.83     | 2.91      | 19.15     | 22.15     | -2.67     | 23.61     | 16.34     | 14.32     |
| 경상소득증감률+escalator(연간 5%p) | 1분위       | 2분위       | 3분위       | 4분위       | 5분위       | 6분위       | 7분위       | 8분위       | 9분위       | 10분위      | 평균        | 평균2       |
| 2007년 대비 증감률(물량,%)        | 1.53      | 0.18      | -2.19     | -5.29     | -3.71     | -4.40     | -4.32     | 0.59      | -2.99     | -6.56     | -1.12     | -2.72     |
| 소득효과(%)                   | 4.50      | 3.35      | 3.04      | 3.20      | 3.93      | 4.22      | 5.44      | 6.60      | 7.92      | 13.76     | 5.80      | 5.60      |
| 가격효과(%)                   | -2.97     | -3.17     | -5.23     | -8.50     | -7.63     | -8.62     | -9.76     | -6.01     | -10.91    | -20.32    | -6.92     | -8.31     |
| 물량(갑)                     | 109.25    | 169.56    | 200.36    | 278.36    | 294.97    | 280.25    | 289.27    | 301.08    | 244.25    | 262.54    | 248.13    | 242.99    |
| 2010년 가상물량 대비 증감률(%)      | -2.84     | -3.06     | -5.08     | -8.24     | -7.35     | -8.27     | -9.26     | -5.64     | -10.11    | -17.86    | -6.54     | -8.47     |
| 소비지출액                     | 335,130.4 | 520,133.6 | 614,600.9 | 853,883.3 | 904,844.3 | 859,680.8 | 887,341.0 | 923,569.6 | 749,234.2 | 805,369.0 | 761,147.6 | 745,378.7 |
| 2010년 가상지출액 대비증감률(%)      | 43.58     | 24.87     | -0.30     | 16.78     | 26.94     | 4.47      | 20.74     | 24.58     | -1.52     | 23.11     | 18.47     | 16.02     |

주: 1. 2007-2010년 기간을 대상으로 담배세율의 연동제에 의한 세율 조정율은, CPI 증감률 연동시 10.74%, 경상소득증감률 연동시 13.97%, escalator system 1(경상소득증감률+매년 3%p)의 경우 19.21%, escalator system 2(경상소득증감률+매년 5%p)의 경우 22.70%임. 2007-2010년 동안 재정패널 자료의 가계평균 총소득은 16.29%, CPI 지수는 10.74% 증가하였음.  
 2. 평균은 소득, 지출, 탄력성의 평균 값 기준으로 산출한 것이고, 평균 2는 1~10분위의 값을 평균한 것임.  
 3. 물량 및 담배지출 증감률은 <표 7>의 2010년 추정치(2007년 실적치에서 소득효과만을 반영하여 2010년 시점을 기준으로 추정된 추정 물량 및 지출액) 대비 변화율을 나타냄.

## IV. 결론

본 연구는 담배 관련 소비세의 단순종량세 세율체계에 연동제 도입 여부 및 연동제 도입시 바람직한 연동지수의 선택문제를 분석하였다. 이론모형 분석을 통해 단순 종량세 체계의 문제점을 진단하고 과세 실효성 확보를 위한 연동제 도입의 필요성 및 바람직한 지수의 선택문제를 논하였다. 이를 토대로 소득분위별 소득·가격탄력성 추정치를 바탕으로 재정패널자료를 이용하여 CPI, 경상소득증가율을 종량세율에 대한 연동지수로 사용하는 경우와, 여기에 가산율제도를 추가 도입하는 경우의 효과를 분석하였다. 그 결과 담배수요 자체의 비탄력성 외에도 소득효과가 존재하므로 담배소비를 효과적으로 억제하기 위해서는 CPI 또는 경상소득증가율에 연동시키는 것으로는 부족하며, 흡연을 억제하기 위해 영국에서 사용하였던 것처럼, 경상소득증가율에 가산율(3%p 또는 5%p)을 추가하는 것이 바람직한 것으로 분석되었다. 이는 담배소비를 효과적으로 억제하기 위해서는, 단순종량세율 체계 유지에 따른 실효세율 하락효과는 물론이고 소득증가에 의한 소득효과까지도 중화시켜 주어야 하기 때문이다.

## V. 참고문헌

- 강동관, 「담배의 가격규제와 수요공급규제의 실효성: 각국자료에 의한 실증분석」, 『산업경제연구』, 제21권 제6호, 2008, pp. 2433-2454.
- \_\_\_\_\_, 「담배세가 담배소비에 미치는 영향: 각국자료를 이용한 실증분석」, 『재정정책논집』, 제11권 제3호, 2009, pp. 191-214. (A)
- \_\_\_\_\_, 「국가소득수준에 따른 담배수요의 결정요인 비교-각국 자료에 의한 분석-」, 『규제연구』, 제18권 제2호, 2009, pp. 35-63. (B)
- 강은정, 「담배가격의 효율성과 형평성 분석」, 『보건복지포럼』, 통권 제152호, 2009, pp. 22-37.
- 김원년, 「도시가구의 인구학적 특성별 담배수요의 가격탄력성 추정에 관한 연구」,

- 『한국인구학』, 제27권 제1호, 2004, pp. 81-90.
- 김원년 · 강현구, 「도시가계의 주류 및 담배의 수요탄력성 추정」, 국제지역학회 2007 춘계학술대회, 2007.
- 김원년 · 서정하, 「담배가격인상이 보건의료지출에 미치는 효과에 관한 연구」, 『한국인구학』, 제28권 제1호, 2005, pp. 133-147.
- 김원년 · 서정하 · 김양중, 「담배가격인상이 흡연수요에 미치는 영향」, 『한국인구학』, 제2권 제2호, 2006, pp. 195-213.
- 김원년 · 이충열, 「한국 도시가구의 담배소비와 보건의료지출: 가구 특성을 감안한 수요체계적 분석에 의한 가격탄력성 추정시도」, 『한국인구학』, 제25권 제1호, 2002, pp. 257-289.
- 민희철, 「가구의 담배 구매 여부 및 수요량 결정에 대한 분석」, 한국재정학회 30주년 기념 춘계학술대회 및 정책토론회, 2012.
- 성명재 · 박상원, 『물가연동세제의 도입 연구』, 연구보고서 08-02, 한국조세연구원, 2008.
- 안종범 · 원윤희 · 임주영, 「담배관련 세제의 물가연동 방안에 관한 연구」, 한국재정학회 2008년 추계학술대회 발표자료, 2008.
- 안종석, 「조세정책의 변화가 담배수요에 미치는 효과분석」, 『재정금융연구』, 제3권 제1호, 한국조세연구원, 1996.
- 안종석, 「조세정책의 변화가 담배수요에 미치는 효과분석」, 『재정금융연구』, 제3권 제1호, 1996, pp. 125-162.
- 이명헌 · 성명재, 『조세정책 효과분석을 위한 모형개발: 외부불경제 유발 재화의 소비세율 인상 효과분석』, 연구보고서 02-06, 한국조세연구원, 2002.
- 이영 · 나성린, 「한국의 시계열자료를 이용한 담배수요의 가격탄력성 추정」, 『한국경제연구』, 제19권, 2007, pp. 151-171.
- 보건복지부, 『담배가격설정이 국민건강에 미치는 효과에 관한 연구』, 2002.
- \_\_\_\_\_, 『담배가격 인상과 재원활용방안』, 2003.
- Brown, A. Blake, "Cigarette Taxes and Smoking Restrictions: Impacts and Policy Implications," *American Journal of Agricultural Economics*, 77, 1995, pp. 946-951.

- Cournot, A., *Researches into the Mathematical Principles of the Theory of Wealth*, 1960 (originally published 1838), London: Frank Cass & Co.
- Delipalla, S. and Keen, M., "The Comparison Between Ad Valorem and Specific Taxation under Imperfect Competition," *Journal of Public Economics*, 49, 1992, pp. 351-367.
- Escario, J. A. Molina, "Modeling the optimal fiscal policy on tobacco consumption," *Journal of Policy Modeling*, 26, 2004, pp. 81-93.
- Gospodinov, Ian. I, "A 'long march' perspective on tobacco use in Canada," *The Canadian Journal of Economics*, 38, 2005, pp. 366-393.
- Keen, M., "The Balance between Specific and Ad Valorem Taxation," *Fiscal Studies*, 19, 1998, pp. 1-37.
- Mazzocchi, "Time patterns in UK demand for alcohol and tobacco: an application of the EM algorithm," *Computational Statistics & Data Analysis*, 50, 2005, pp. 2191-2205.
- Meyerhoefer, Christine K, David E, "Consistent Estimation of Censored Demand System Using Panel Data," *Journal of Agricultural Economics*, 87, 2005, pp. 660-672.
- Skeath S. E. and Trandel, G. E., "A Pareto Comparison of Ad Valorem and Specific Taxation in Noncompetitive Environments," *Journal of Public Economics*, Vol. 53, pp. 53~71.
- Wicksell, K., "Taxation in the Monopoly Case," in R. A. Musgrave and C. S. Shoup (eds), *Readings in the Economics of Taxation*, London: Allen & Unwin, 1959 (originally published in 1896).

## 부록

<부표 1> 주요 판매가격대별 판매비중 및 가중평균 가격 추이

(단위: %, 원/갑)

| 갑당 가격대  | 2007    | 2008    | 2009    | 2010    | 2011    |
|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 1900    | 0.8     | 0.5     | 0.5     | 0.5     | 0.2     |
| 2000    | 9.3     | 8.4     | 7.2     | 6.4     | 5.9     |
| 2100    | 7.2     | 6.9     | 6.6     | 6.0     | 6.1     |
| 2200    | 0.0     | 0.1     | 0.0     | 0.0     | 0.0     |
| 2300    | 5.6     | 4.9     | 4.3     | 3.7     | 3.4     |
| 2500    | 72.5    | 73.7    | 75.5    | 76.6    | 64.4    |
| 2700    | 0.0     | 0.0     | 0.0     | 0.0     | 12.7    |
| 2800    | 2.7     | 2.8     | 3.0     | 3.3     | 3.4     |
| 3000    | 1.9     | 2.4     | 2.7     | 3.2     | 3.5     |
| 4000    | 0.0     | 0.2     | 0.3     | 0.3     | 0.3     |
| 5000    | 0.0     | 0.0     | 0.0     | 0.0     | 0.1     |
| 9000    | 0.0     | 0.0     | 0.0     | 0.0     | 0.0     |
| 10000   | 0.0     | 0.0     | 0.0     | 0.0     | 0.0     |
| 계       | 100.0   | 100.0   | 100.0   | 100.0   | 100.0   |
| 가중평균 가격 | 2,427.8 | 2,440.5 | 2,452.4 | 2,464.7 | 2,498.4 |

주: 가중평균 가격은 가격대별 비중자료로부터 저자가 추산한 값임.  
자료: KT&G (비중)

<부표 2> 국산 및 수입담배의 판매량과 시장점유율(1988~2002년)

(단위: 백만개비, %)

| 구분   | 총소비     | 인구증가율 | 국산담배    |        |       | 외산담배   |        |       |
|------|---------|-------|---------|--------|-------|--------|--------|-------|
|      |         |       | 소비량     | 증가율    | 시장점유율 | 소비량    | 증가율    | 시장점유율 |
| 1988 | 88,241  |       | 85,858  |        | 97.3  | 2,383  |        | 2.7   |
| 1989 | 92,076  | 0.99  | 87,840  | 2.31   | 95.4  | 4,236  | 77.76  | 4.6   |
| 1990 | 95,475  | 0.99  | 91,274  | 3.91   | 95.6  | 4,201  | -0.83  | 4.4   |
| 1991 | 98,235  | 1.04  | 93,323  | 2.24   | 95.0  | 4,912  | 16.92  | 5.0   |
| 1992 | 101,438 | 1.02  | 95,960  | 2.83   | 94.6  | 5,478  | 11.52  | 5.4   |
| 1993 | 105,337 | 1.01  | 98,384  | 2.53   | 93.4  | 6,953  | 26.93  | 6.6   |
| 1994 | 96,140  | 1.01  | 87,581  | -10.98 | 91.1  | 8,559  | 23.10  | 8.9   |
| 1995 | 97,348  | 0.96  | 84,877  | -3.09  | 87.2  | 12,471 | 45.71  | 12.8  |
| 1996 | 102,738 | 0.94  | 91,299  | 7.57   | 88.9  | 11,439 | -8.28  | 11.1  |
| 1997 | 99,668  | 0.84  | 88,069  | -3.54  | 88.4  | 11,599 | 1.40   | 11.6  |
| 1998 | 106,550 | 0.71  | 101,289 | 15.01  | 95.1  | 5,261  | -54.64 | 4.9   |
| 1999 | 95,670  | 0.84  | 89,457  | -11.68 | 93.5  | 6,213  | 18.10  | 6.5   |
| 2000 | 104,945 | 0.71  | 95,076  | 6.28   | 90.6  | 9,869  | 58.84  | 9.4   |
| 2001 | 98,917  | 0.63  | 83,416  | -12.26 | 84.3  | 15,501 | 57.07  | 15.7  |
| 2002 | 91,956  | 0.60  | 72,486  | -13.10 | 78.8  | 19,470 | 25.60  | 21.2  |

자료: KT&G  
통계청 KOSIS.



<부표 3> 재정패널자료 기술통계

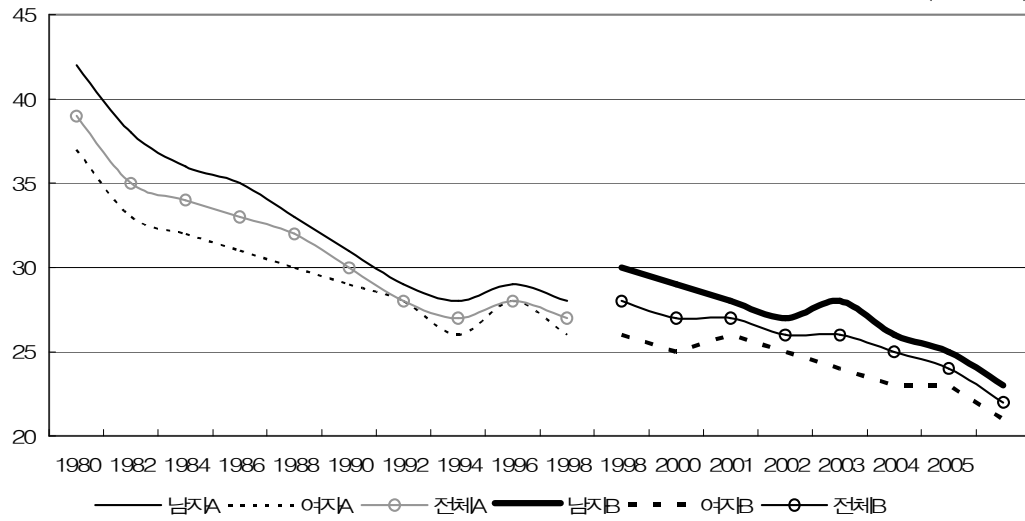
| 구분            |      | 2007      | 2008      | 2009      | 2010      |
|---------------|------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 총소득<br>(천원)   | 평균   | 34,835    | 33,628    | 34,660    | 40,512    |
|               | 표준편차 | 25,974    | 26,442    | 26,769    | 34,847    |
|               | 최대   | 132,000   | 132,000   | 132,000   | 930,000   |
|               | 최소   | 6,000     | 0         | 0         | 0         |
| 소비지출<br>(천원)  | 평균   | 18,247    | 21,037    | 20,776    | 21,834    |
|               | 표준편차 | 13,038    | 14,396    | 14,637    | 15,254    |
|               | 최대   | 120,000   | 151,800   | 276,000   | 204,000   |
|               | 최소   | 600       | 0         | 0         | 0         |
| 담배지출<br>(원)   | 평균   | 361,744   | 331,566   | 318,449   | 288,119   |
|               | 표준편차 | 509,774   | 492,551   | 478,235   | 457,682   |
|               | 최대   | 5,700,000 | 4,440,000 | 4,500,000 | 4,500,000 |
|               | 최소   | 0         | 0         | 0         | 0         |
| 가구주 연령        | 평균   | 49.1      | 49.6      | 50.1      | 50.5      |
|               | 표준편차 | 14.3      | 14.3      | 14.3      | 14.5      |
|               | 최대   | 91        | 92        | 94        | 98        |
|               | 최소   | 17        | 19        | 20        | 21        |
| 가구주 성별<br>(%) | 남성   | 77.9      | 77.86     | 77.87     | 77.84     |
|               | 여성   | 22.1      | 22.14     | 22.13     | 22.16     |

<부 표 4> 담배 수요 탄력성 추정결과(기존 연구)

| 구분                      | 자료(분석기간)                    | 가격탄력성                                                                                                         | 소득탄력성       |
|-------------------------|-----------------------------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------------|
| Brown(1995)             | 미국                          | -0.3                                                                                                          |             |
| 안종석(1996)               | 한국(1972~1995)               | 단기: -0.4553<br>장기: -0.3322                                                                                    |             |
| 김원년 외(2002)             | 한국(1980~1999)               | -0.19                                                                                                         |             |
| 김원년 외(2002)             | 한국(1991~1999)               | -0.7085                                                                                                       | 1.0445      |
| 김용익 외(2003)             | 한국(1980~2002)               | 절대가격: -0.30<br>상대가격: -0.42                                                                                    |             |
| Escarrio & Molina(2004) | 스페인(1964~1995)              | Visginia: -0.80<br>Black: -0.47<br>Cigars: -0.93                                                              |             |
| 김원년(2004)               | 한국(1998~2003)               | -0.52                                                                                                         |             |
| 김원년 외(2005)             | 한국(1998~2003)               | -0.39                                                                                                         |             |
| Meyerhoefer(2005)       | 로마(1994~1996)               | -0.592<br>-0.569                                                                                              |             |
| Gospodinov(2005)        | 캐나다(1972~2000)              | -0.31                                                                                                         |             |
| Mazzocchi(2005)         | 영국(1963~2003)               | 단기: -0.55<br>장기: -0.25                                                                                        |             |
| 김원년 외(2006)             | 한국(2004)                    | 흡연자 대상: 1개월후 -0.6853<br>3개월후 -0.6230<br>6개월후 -0.5482<br>비흡연자 포함: 1개월후 -0.3920<br>3개월후 -0.3739<br>6개월후 -0.3481 |             |
| 김원년 외(2007)             | 한국(1985~2005)               | 비보상장기가격탄력성: -0.78                                                                                             | 0.4921      |
| 이영 · 나성린(2007)          | 한국(1965~2005)               | -0.43                                                                                                         |             |
| 강동관(2008)               | WHO 196개국(2000)             | -0.55                                                                                                         |             |
| 강동관(2009)               | WHO, World Bank의 72개국(2000) | -0.466                                                                                                        |             |
| 강은정(2009)               | 한국(2009)                    | -0.658                                                                                                        |             |
| 강동관(2009)               | WHO 196개국(2003)             |                                                                                                               | 0.886~0.232 |
| 민희철(2012)               | 한국(2000~2010)               | -0.44                                                                                                         | -0.07       |

[부록그림 1] 영국의 흡연율 추이(16세 이상 인구 기준, 노던아일랜드 제외)

(단위: %)



주: 1998년을 경계로 흡연율 추계방법이 변경되어 통계치의 일관성이 1998년을 경계로 단절  
 자료: 영국 통계청(Office for National Statistics)

# **A Study on the Optimal Index for Specific Tobacco Excise Tax in Korea**

## **Abstract**

Park, Sangwon<sup>1)</sup> & Myung Jae Sung<sup>2)</sup>

This paper analyzes the effects of indexing specific taxes on tobacco products by considering income and price elasticities which vary with income decile. The effects are estimated by micro-simulations based on the NaSTaB (National Survey of Tax and Benefit) data set. Specific taxes indexed by CPI or nominal income growth rates turn out to be insufficient to discourage tobacco consumption over time, primary because the income effect from income growth outweighed the price effect from price increase from indexing. Fortunately, however, introducing an escalator system of additional annual increase of three to five percentage points is likely to reduce tobacco consumption by 1.4 to 2.7 percent. This strongly suggests that indexing nominal income growth with additional annual increment of three to five percentage points is necessary to cope with increasing tobacco consumption.

**Keywords:** specific tax, ad valorem, indexation, index, escalator system

JEL Codes: H23, R22

---

1) First author, Assistant Professor, Department of International Economics and Law, Hankook University of Foreign Studies, swonpark@hufs.ac.kr, 02-2173-3197

2) Corresponding author, Senior Fellow, Korea Institute of Public Finance, [myungjaesung@gmail.com](mailto:myungjaesung@gmail.com), 02-2186-2207





## Consumer Choice of Durable Goods: The Case of Expenditure on Passenger Cars in Korea

■ Myung Jae Sung\*

---

\* Senior Fellow, Korea Institute of Public Finance (KIPF)

#706, KIPF Building, 28, Songpa-daero 28-gil, Songpa-Gu, Seoul, South Korea 138-774

E-mail: myungjaesung@gmail.com

I am grateful to Prof. Heonjae Song at the University of Seoul, Prof. Seokjin Woo in Myungji University, and Dr. Jiyoung Kim at the KIPF for their valuable comments on this paper.



# Consumer Choice of Durable Goods: The Case of Expenditure on Passenger Cars in Korea

October, 2012

Myung Jae Sung\*

## Abstract

This paper analyzes the demand structure of expensive durable goods by estimating expenditure and reservation price equations separately, where the latter is subjectively determined by consumers but is not observable by the researcher. Manufacturers and sellers offer a stream of price of durable products, which are differentiated by quality or options depending on characteristics of targeted consumers. Unlike inexpensive, frequently consumed nondurable necessity goods, an expensive durable good is consumed at the expense of the foregone consumption of other goods and services or saving. This can be characterized by the reservation price, which reflects the minimum net opportunity cost subjectively determined by the consumer. A consumer accepts a price offer of a durable good when the worth specified by the price stream exceeds the opportunity cost, and the price is realized as expenditure. However, the reservation price is not observed. This paper develops estimation methods under a censored regression model with latent floating censoring thresholds: maximum likelihood estimation and two-stage estimation, and estimates the parameter of interest of both equations separately by applying these to the case of passenger cars in Korea. The asymptotic distribution of the estimates of expenditure and opportunity cost equations is derived in the first part of the paper. In the second part of the paper, that is, in the empirical part, the expenditure and opportunity cost equations for purchasing a passenger car in Korea are estimated. The expenditure increases with net wealth and income, while the opportunity cost decreases with income; however it increases with squared income and the number of owned cars. The number of cars owned by the consumers turns out to increase opportunity cost sharply, and, thus is likely to decrease expenditure on a passenger car. Other factors do not have significant effects on the passenger car expenditure such as household type (labor, self-employed, etc.), household size, the number of income earners, the age and gender of the household head, and etc. A further interesting finding is that the opportunity cost is negatively correlated with income but positively correlated with its square; it generally decreases with income but eventually increases beyond a certain level of extremely high income. This implies that even a very rich person (household) would not demand an additional car, despite additional income, because the utility is already saturated and there are physical constraints against further consumption.

**Keywords:** demand analysis, maximum likelihood, expenditure, opportunity cost, reservation price  
**JEL Code:** C2

---

\* Senior Fellow, Korea Institute of Public Finance (KIPF)  
#706, KIPF Building, 28, Songpa-daero 28-gil, Songpa-Gu, Seoul, South Korea 138-774  
Email: [myungjaesung@gmail.com](mailto:myungjaesung@gmail.com)

I am grateful to Prof. Heonjae Song at the University of Seoul, Prof. Seokjin Woo in Myungji University, and Dr. Jiyoung Kim at the KIPF for their valuable comments on this paper.



## 1. Introduction

This paper analyzes the demand structure of expensive durable goods by estimating expenditure and reservation price equations, where the latter is subjectively determined by consumers but not observed by the researcher. Unlike inexpensive, frequently consumed nondurable necessity goods, an expensive durable good is consumed at the expense of the foregone consumption of other goods and services or saving, which can be characterized by the reservation price. This reflects the minimum net opportunity cost of the good subjectively determined by the consumer. It can also be referred as the ‘opportunity cost,’<sup>1</sup> in the sense that it depends on the foregone utility from purchasing the good instead of alternatives. The term ‘opportunity cost’ will be used for reservation price throughout the paper, without loss of generality.

Manufacturers and sellers offer a price stream for durable products, which are differentiated by quality or options depending on the characteristics of targeted consumers, including income, wealth (assets), age, gender, etc. A consumer accepts a price offer for a durable good when the worth specified by the price stream exceeds the opportunity cost, and the price is realized as expenditure. In this respect, the price stream to be realized can be referred as the ‘expenditure function’ or ‘expenditure equation.’ From a consumer’s viewpoint, the expenditure equation can be interpreted as intended expenditure that reflects the intention of maximum payment for the good.

The intended expenditure is observed as positive as the realized expenditure on the durable good, if it is purchased when intended expenditure exceeds the reservation price. The reservation price characterized by opportunity cost cannot be observed by the researcher. This paper develops estimation methods under a censored regression model with latent floating censoring thresholds: maximum likelihood estimation (MLE) and two-stage estimation (TSE), and estimates the parameter of interest of both equations separately by applying these to the case of passenger cars in Korea.

---

<sup>1</sup> The opportunity cost can be replaced with reservation wage, if the estimation method is applied to the case of labor supply function. Reservation price as referred to here may have different meaning in a different setup.

The expenditure function is generally continuous, although the expenditure function is not differentiable at zero. This is usually so for non-durable goods which are divisible and relatively inexpensive.<sup>2</sup> By contrast, durable goods such as automobiles, which are in general not frequently purchased and have a sufficiently long life-time, have a different expenditure structure. Expenditure for most durable goods, which are usually discrete (i.e., not divisible) and expensive in price, is bounded far away from zero and is also observed as either zero or positive. The expenditure function is therefore not continuous or differentiable at zero in general, since one can hardly pay less than the minimum price for a durable good. Furthermore, the opportunity cost a consumer must sacrifice to purchase an expensive durable good is generally very high. As such, intended expenditure is realized as expenditure, only if it outweighs the corresponding opportunity cost. Furthermore, the opportunity cost may vary between individuals with different income even for the same durable good. For a low income earner, the opportunity cost at stake is likely to be high since the foregone utility from giving up the alternative consumption bundle, which accounts for a larger share of consumption expenditure, is very high. However, for a high income earner or otherwise wealthy person, the opportunity cost of the same expensive durable good is likely to be relatively smaller given that the share of the foregone alternative consumption bundle is relatively smaller.

As the opportunity cost of an expensive durable good is generally high among low income consumers and low among high income consumers, the demand of the former is likely to be small, while that of the latter is likely to be large. Furthermore, this difference in demand also comes from different intended expenditure as well as opportunity cost.

As shown above, the censored model considered in this paper is different from the standard Tobit models, where censoring thresholds<sup>3</sup> are differentiated by individuals and are also not directly observed. Due to these differences, standard Tobit estimation methods may lead to inconsistent inference and thus, an alternative method needs to be pursued.

---

<sup>2</sup> Opportunity costs of inexpensive and daily used necessity goods/commodities are generally very low and, in many cases, they are physically divisible; e.g. salt, sugar, meat, fish, etc. Intended expenditure is therefore realized mostly as it is for expenditure, as far as it is positive, since the opportunity cost is very low near zero. On the contrary, opportunity costs of durable goods which are expensive with long physical lifetime are generally large. In the latter case, intended expenditure is often not realized as it is for consumption expenditure, unless it outweighs opportunity cost.

<sup>3</sup> In this paper, opportunity costs play a role of censoring points or thresholds in Tobit models.

The demand system for a durable good that this paper proposes consists of two elements: expenditure and opportunity cost. This is typically the case for a censored regression model with latent floating censoring thresholds. However, the latter component is not observed and only part of the former component is observable by the researcher. Due to this, estimation of the demand system is not at all straightforward, making the need for a new approach evident.

A number of studies have been devoted to analyzing demand (or, expenditure) for durable goods in a similar regression model setup, including Nelson (1977); however, these have been mostly experimental and not widely adopted due to the complexity of calculation as well as computation burdens. Moreover, few have been adopted in empirical studies in Korea, mainly due to the lack of necessary data sets and difficulties in deriving asymptotic variance of the estimate. The current study focuses on deriving the asymptotic variance matrix and utilizes a recently compiled survey data set that contains the necessary information, seeking to analyze the expenditure and latent opportunity cost equations regarding an expensive durable good, namely a passenger car. This paper focuses on passenger cars as a whole and does not distinguish by brand, make, or price category.

This study represents the first attempt to tackle the problem of estimating structural form parameters embedded in two equations, expenditure and opportunity cost, where the former is observed only when it exceeds the latter, and the latter is latent. To achieve this, theoretical discussion about the asymptotic properties of the estimators proposed is required as well as discussion of the estimation results and implications. This paper may contribute to estimating the effects of changes in related tax policies on related tax revenue, the passenger car market, consumers' behavioral changes, the marketing strategies of manufacturers, and etc.

Section 2 describes a basic model for the demand for a durable good such as a passenger car, using the framework of a censored regression model with floating censoring thresholds. It also briefly introduces its basic features and estimation methods, and then discusses the model's asymptotic properties. Section 3 briefly summarizes the data set used in the analysis and discusses the estimation results and their implications. Section 4 concludes the paper.

Throughout the paper, a prime notation ' ' and a superscript "T" respectively denote derivatives and the transpose of a vector or a matrix.

## 2. Models

### 2.1. Characteristics of the Expenditure Function of a Durable Good

#### 2.1.1. Basic Model Structure

In the real economy, durable goods are generally high in price. Consumption expenditure on a durable good is therefore often recorded as either zero or positive bounded far away from zero in the survey data. In other words, there does not exist any expenditure value between zero and a certain threshold, usually the minimum price of the durable good. This is because there is no way to buy below the minimum market price, which is generally bounded away from zero.

Suppose that the consumer is faced by a stream of different prices of passenger cars. Let  $Y_1$  and  $Y_2$  respectively denote (intended) expenditure, and opportunity cost, which is valued in the monetary units the consumer must sacrifice to purchase it.  $Y_2$  represents the opportunity cost which is the foregone utility to buy the good. The expenditure ( $Y$ ) is realized to the extent of the intended expenditure only when it ( $Y_1$ ) exceeds the opportunity cost ( $Y_2$ ) and is zero otherwise.

$$Y_1 = X_1\beta_1 + u_1 \quad (1)$$

$$Y_2 = X_2\beta_2 + u_2 \quad (2)$$

$$Y = \begin{cases} Y_1, & \text{if } Y_1 \geq Y_2 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3)$$

where  $X_1 \in R^{k_1}$  and  $X_2 \in R^{k_2}$  are  $(1 \times k_1)$  and  $(1 \times k_2)$  vectors of explanatory variables for  $Y_1$  and  $Y_2$ , respectively, and  $u_1$  and  $u_2$  are normal random variables with zero mean. Let  $u \equiv \frac{u_2 - u_1}{\sigma}$ ,  $\sigma \equiv \text{Var}(u_2 - u_1) = \sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12}$ . Then,  $u$  follows a standard normal distribution. In this case, the covariances of  $u_1$  and  $u$ , and  $u_2$  and  $u$  are  $\sigma_{1u} = -\sigma_1^2/\sigma$  and  $\sigma_{2u} = -\sigma_2^2/\sigma$ , respectively; their correlation coefficients become  $\rho_{1u} = \sigma_{1u}/1 \cdot \sigma_1 = -\sigma_1/\sigma$  and  $\rho_{2u} = \sigma_{2u}/1 \cdot \sigma_2 = -\sigma_2/\sigma$ . The covariance matrix ( $\Sigma$ ) of  $(u, u_1, u_2)$  is as follows:

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_u^2 & \sigma_{1u} & \sigma_{2u} \\ \sigma_{1u} & \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{2u} & \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & -\sigma_1^2/\sigma & \sigma_2^2/\sigma \\ -\sigma_1^2/\sigma & \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_2^2/\sigma & \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{pmatrix}.$$

The parameters of interest to be estimated in Equations (1) through (3) are  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\sigma_1^2$ ,  $\sigma_2^2$ , and  $\sigma^2$ . Here, an assumption of zero covariance between  $u_1$  and  $u_2$ ,  $\sigma_{12}=0$ , is required for successful estimation of the parameters of interest.<sup>4</sup> Zero covariance ( $\sigma_{12}=0$ ) implies that there does not exist any correlation between Equations (1) and (2). Another identification condition is the exclusion condition of an explanatory variable of  $X_1$  from  $X_2$ . This will be discussed more precisely in Section 2.3.2.

### 2.1.2 The Meaning of Opportunity Cost

The opportunity cost ( $Y_2$ ) is generally higher for lower income households than for higher income households in the close neighbor, particularly for an expensive durable good. This is because lower income households are more likely to face binding budget constraints, and are more likely to spend a larger share of their income on the goods and services necessary for ordinary daily living. This, in turn, implies that the marginal utility of the other goods and services a consumer must sacrifice to purchase an expensive durable good such as a passenger car is relatively much higher for low income consumers than it is for high income consumers. This is why the opportunity cost denoted by  $Y_2$  is generally higher for lower income consumers than it is for higher income consumers.

Expenditure on a passenger car generally increases with income. The share of households with a sufficiently large intended expenditure or those who purchase passenger cars thus also increases with income. This can be numerically illustrated below. Suppose ‘temporarily’ that there exists only one type of car whose price is given by  $\bar{p}$  and that a consumer purchases this car by paying  $\bar{p}$ , if the monetary value of utility from consuming it exceeds the opportunity cost ( $Y_2=X_2\beta_2+u_2$ ) incurred from sacrificing saving or consumption of other goods. If the opportunity cost ( $Y_2$ ) incurred by purchasing a car exceeds the monetary

---

<sup>4</sup> Without the assumption of zero covariance, the parameters of interest can be identified and estimated. However, this paper assumes zero covariance for simplicity of discussion. Please refer to the following section for more in detail.

value of the utility from consuming it or, equivalently, the consumer's intended expenditure, the consumer spends  $Y_1$  for the car.

The conditional probability of purchasing a passenger car is as follows:

$$\Pr[\bar{p} \geq Y_2] = \Pr[\bar{p} - X_2\beta_2 \geq u_2] = \Phi\left(\frac{\bar{p} - X_2\beta_2}{\sigma_2}\right)$$

where  $\Phi(\cdot)$  is a cumulative distribution function of a standard normal random variable.

Since a passenger car is a normal good, its expenditure increases with income ( $X_{2k}$ ) and this, in turn, implies that the probability of purchasing a passenger car also increases with  $X_{2k}$ , so the following relation holds:

$$\frac{\partial \Pr[\bar{p} \geq Y_2]}{\partial X_{2k}} = \frac{\partial \Phi\left(\frac{\bar{p} - X_2\beta_2}{\sigma_2}\right)}{\partial X_{2k}} = -\Phi\left(\frac{\bar{p} - X_2\beta_2}{\sigma_2}\right) \frac{\beta_{2k}}{\sigma_2} > 0.$$

Note that  $\Phi(\cdot) > 0$ . This implies that  $\beta_{2k}$  is negative. As such, ceteris paribus, the opportunity cost of purchasing a passenger car is negatively correlated with income.

However, it would be more realistic in the real economy that demand for a car decreases in income beyond a certain very high threshold. This implies that either that the demand for an additional (compact) passenger car is switched to demand for a more luxurious or expensive car due to saturation of demand for the compact car from which the utility the consumer can get diminishes to zero or even becomes negative, for instance, or that the opportunity cost of an additional car is also exploding since the cost of managing it increases exponentially. The inclusion of square income into regressors on the opportunity cost may as such result in a negative estimate for income, but a positive estimate for income square.

## 2.2. Related Studies

This paper is similar to those that focus on labor supply to the extent that reservation price is concerned, where standard Logit, Probit, or sometimes Tobit models are applicable. A standard model of labor force participation decision is often defined as:

$$Y = 1[\bar{w} > Y_1]$$

where  $Y_1 = X\beta + \varepsilon$  is the reservation wage,  $\bar{w}$  is the market wage, and  $1[\cdot]$  is an indicator function whose value is one, if the inside argument is true, and zero otherwise. In this setup,  $\beta$  is often estimated by standard maximum likelihood, Logit or Probit estimation.

A more complicated version was provided by Gronau (1973). His model may be statistically described as follows:

$$\begin{aligned} W_i^o &= x_{2i}\beta_2 + u_{2i} && : \text{ wage function} \\ W_i^r &= z_i\gamma + \eta_i && : \text{ reservation wage} \\ W_i &= \begin{cases} W_i^o & \text{if } W_i^o > W_i^r \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}, i=1,2, \dots, n \end{aligned}$$

where  $(u_{2i}, \eta_i)$  are i.i.d. drawings from a bivariate normal distribution with zero mean, variances  $\sigma_u^2$  and  $\sigma_\eta^2$ , and covariance  $\sigma_{u\eta}$ . This setup is exactly the same as that analyzed in this paper.

Amemiya (1985) pointed out that all the parameters of the model are identifiable except  $\text{Var}(W_i^o - W_i^r)$ , which can be set equal to 1 without loss of generality. In addition, he commented that they are all identifiable either by the MLE or by the TSE of Heckman (1974), if at least one element of  $x_{2i}$  is not included in  $z_i$ . However, there has been no further discussion of the asymptotic distribution of a two-step estimator, which this paper derives in two cases where the covariance between the two equations is zero or where some elements of explanatory variables in the first equation are excluded from the second equation, as noted by Amemiya (1985). This will be more precisely discussed in Section 2.3.2.

### 2.3. Estimation Methods

The most widely used methods of estimating a censored regression model are MLE, and TSE, as proposed by Heckman (1974) and Nelson (1977). The variance of the MLE is inverse of the information matrix and is thus an efficient estimator. However, it is sometimes difficult to obtain an MLE solution for the parameters of interest, mainly due to

the complexity of the optimization processes. By contrast, the latter method is usually simple to calculate but is less efficient than MLE.

### 2.3.1. Maximum Likelihood Estimation

The likelihood function of a censored regression model with latent floating censoring thresholds specified in Equations (1) through (3) is introduced below. First, let  $\varphi(\cdot)$  and  $\Phi(\cdot)$  be the probability and cumulative density functions of a standard normal random variable, respectively. The following two expressions denote the likelihoods of a case where  $Y$  is observed as zero such that  $Y_1 \leq Y_2$ , thus,  $\frac{X_1\beta_1 - X_2\beta_2}{\sigma} < \frac{u_2 - u_1}{\sigma} = u$ , and a case where  $Y$  is observed as  $Y_1$  when  $Y_1 > Y_2$ , thus  $\frac{X_1\beta_1 - X_2\beta_2}{\sigma} \geq \frac{u_2 - u_1}{\sigma} = u$ , respectively:

$$\int_{\frac{X_1\beta_1 - X_2\beta_2}{\sigma}}^{\infty} \Phi(u) du = 1 - \Phi\left(\frac{X_1\beta_1 - X_2\beta_2}{\sigma}\right) = \Phi\left(\frac{X_2\beta_2 - X_1\beta_1}{\sigma}\right) \quad (4)$$

$$\begin{aligned} & \frac{1}{(\sqrt{2\pi})^2 \sigma_1 \sqrt{1 - \rho_{1u}}} \int_{-\infty}^{\frac{X_1\beta_1 - X_2\beta_2}{\sigma}} \exp\left[-\frac{1}{2}(u, u_1) \begin{pmatrix} 1 & \sigma_{1u} \\ \sigma_{1u} & \sigma_1^2 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} u \\ u_1 \end{pmatrix}\right] du \\ &= \frac{1}{\sigma_1} \varphi\left(\frac{Y_i - X_{1i}\beta_1}{\sigma_1}\right) \Phi\left(\frac{\frac{X_1\beta_1 - X_2\beta_2}{\sigma_1} + \rho_{1u} \frac{Y_i - X_{1i}\beta_1}{\sigma_1}}{\sqrt{1 - \rho_{1u}}}\right) \\ &= \frac{1}{\sigma_1} \varphi\left(\frac{Y_i - X_{1i}\beta_1}{\sigma_1}\right) \Phi\left(\frac{\frac{X_1\beta_1 - X_2\beta_2}{\sigma_1} - \frac{Y_i - X_{1i}\beta_1}{\sigma}}{\sqrt{1 - \rho_{1u}}}\right) \\ &= \frac{1}{\sigma_1} \varphi\left(\frac{Y_i - X_{1i}\beta_1}{\sigma_1}\right) \Phi\left(\frac{2X_{1i}\beta_1 - X_{2i}\beta_2 - Y_i}{\sqrt{\sigma^2 - \sigma_1^2}}\right). \end{aligned} \quad (5)$$

Note that the first equality in Equation (5) follows from the following properties from the probability distribution function of joint normal variables<sup>5</sup>:

$$\begin{aligned} \varphi_N(u, u_1; \Sigma_{1u}) &= \varphi_{1N}(u_1; \Sigma_{11}) \varphi_{uN}(u - \Sigma_{u1} \Sigma_{11}^{-1} u_1; \Sigma_{uu} - \Sigma_{u1} \Sigma_{11}^{-1} \Sigma_{1u}) \\ &= \varphi_{1N}(u_1; \sigma_1^2) \varphi_{uN}(u - \sigma_{1u} \sigma_1^{-2} u_1; 1 - \sigma_{u1} \sigma_1^{-2} \sigma_{1u}) \end{aligned} \quad (6)$$

---

<sup>5</sup> Refer to Lee (1998) for more in detail.



$$= \varphi_{1N}(u_1; \sigma_1^2) \varphi_{uN}(u + \frac{u_1}{\sigma}; 1 - \frac{1}{\sigma^2}).$$

In this case, the likelihood function can be rewritten as follows:

$$L = \prod_{I_i=0} \Phi\left(\frac{X_{2i}\beta_2 - X_{1i}\beta_1}{\sigma}\right) \prod_{I_i=1} \frac{1}{\sqrt{\sigma_1^2}} \varphi\left(\frac{Y_i - X_{1i}\beta_1}{\sigma}\right) \Phi\left(\frac{2X_{1i}\beta_1 - X_{2i}\beta_2 - Y_i}{\sigma}\right) \quad (7)$$

$I_i$  has the value zero when  $Y_1 \leq Y_2$  and one when  $Y_1 > Y_2$ . Rearrange the observations with zero values for  $I_i$  in the front part of the sample and those with unit values at the back. Let  $N^*$  be the number of observations with zero values for  $I_i$ . Take natural logarithm on Equation (7). Then, the log-likelihood becomes:

$$\ln L = -\frac{N-N^*}{2} \ln(\sigma_1^2) + \sum_{i=1}^{N^*} \ln \varphi\left(\frac{X_{2i}\beta_2 - X_{1i}\beta_1}{\sigma}\right) + \sum_{i=N^*+1}^N \left[ \ln \varphi\left(\frac{Y_i - X_{1i}\beta_1}{\sigma}\right) + \ln \Phi\left(\frac{2X_{1i}\beta_1 - X_{2i}\beta_2 - Y_i}{\sigma}\right) \right] \quad (8)$$

Let  $\hat{\beta}_1$ ,  $\hat{\beta}_2$ ,  $\hat{\sigma}_1^2$ , and  $\hat{\sigma}^2$  respectively denote the estimates of  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\sigma_1^2$ , and  $\sigma^2$  which maximize Equations (7) or, equivalently, (8); these then become ML estimates and their asymptotic variance-covariance matrix would be the inverse of the information matrix. In this case, the parameters of interest can be consistently and successfully estimable since  $\sigma_2^2$  can be estimated from  $\sigma^2 = \sigma_1^2 + \sigma_2^2$ .

### 2.3.2. Two Stage Estimation

Let  $Z \equiv (X_1, -X_2)$  and  $\gamma \equiv \begin{pmatrix} \beta_1/\sigma \\ \beta_2/\sigma \end{pmatrix}$  for simplicity of discussion. Then,  $Z\gamma = \frac{X_1\beta_1 - X_2\beta_2}{\sigma}$ . Since  $(u, u_1)$  follows a joint normal distribution, the conditional probability distribution of  $u_1$  given  $u$  is a normal distribution with mean  $\sigma_{12} \cdot u$  and variance  $\sigma_1^2 - \sigma_{12}$ . Thus,

$$E(u_1 | Z\gamma \geq u) = E(u_1 | I = 1) = -\sigma_{1u} \frac{\varphi(Z\gamma)}{\Phi(Z\gamma)} \equiv -\sigma_{1u} W_1 \quad (9)$$

$$E(u_2 | Z\gamma < u) = E(u_2 | I = 0) = \sigma_{2u} \frac{\varphi(Z\gamma)}{1 - \Phi(Z\gamma)} \equiv \sigma_{2u} W_2 \quad (10)$$

where  $W_1 = \frac{\varphi(Z\gamma)}{\Phi(Z\gamma)}$  and  $W_2 = \frac{\varphi(Z\gamma)}{1-\Phi(Z\gamma)}$ . From Equation (3), define the following:

$$I_i = 1[Z_i\gamma \geq u_i]. \quad (11)$$

Even though  $Y_2$  is never observed by the researcher, the nonzero  $Y_1$  observed by the researcher indicates that  $Y_1$  is greater than  $Y_2$ , constituting a standard Probit model. This implies that  $\beta_2$  as a part of  $\gamma$  can be estimated up to scale under the Probit model, however,  $\beta_1$  is not in general in the first stage.

Let  $\varepsilon_{1i} = u_{1i} + \sigma_{1u}W_{1i}$ . Equation (1) can be rewritten, for  $I_i = 1$ , as

$$Y_i = X_{1i}\beta_1 - \sigma_{1u}W_{1i} + \varepsilon_{1i}. \quad (12)$$

The conditional expectation of squared  $u_1$  can be rewritten from the joint probability distribution of  $u$  and  $u_1$  and their conditional probability distribution<sup>6</sup> as

$$E(u_{1i}^2 | I_i = 1) = \sigma_1^2 - \sigma_{1u}^2(Z_i\gamma)W_{1i} \quad (13)$$

Note that  $E(\varepsilon_{1i} | I_i = 1) = 0$  from Equation (12). Furthermore, the following holds<sup>7</sup>:

$$\text{Var}(\varepsilon_{1i}^2 | I_i = 1) = \sigma_1^2 - \sigma_{1u}^2(Z_i\gamma + W_{1i})W_{1i}. \quad (14)$$

The estimates,  $\hat{u}_{1i}$ , can then be derived from ordinary least squares (OLS) estimation in the second stage. Estimation equation for  $\sigma_1^2$  can be obtained from Equation (13).

$$\hat{u}_{1i} = Y_i - X_{1i}\hat{\beta}_1 \text{ for } I_i = 1$$

$$\hat{\sigma}_1^2 = \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} [\hat{u}_{1i}^2 + \sigma_{1u}^2(Z_i\gamma)\hat{W}_{1i}] \quad (15)$$

---

<sup>6</sup> Refer to Johnson & Katz (1972) pp.112-113 and Maddala (1983) pp. 224-225 for more in detail.

<sup>7</sup> Refer to Maddala (1983) pp. 224-225 for more in detail.

Each parameter can be estimated in two stages. However, successful estimation of all parameters of interest depends on any one of the following two assumptions holding: one is that the covariance of  $u_1$  and  $u_2$  ( $\sigma_{12}$ ) is zero where  $X_1$  and  $X_2$  are identical to each other so that  $\gamma = \frac{\beta_1 - \beta_2}{\sigma}$  for  $Z=X_1$  (or  $X_2$ ) (zero covariance condition), and the other is that at least one variable in  $X_1$  (or  $X_2$ ) does not belong to  $X_2$  (or  $X_1$ ), that is,  $X_1$  and  $X_2$  are not identical to each other. More specifically, it is necessary that at least one element of  $X_1$  is not included in  $X_2$  (exclusion condition).

In sum, two-stage estimation proceeds as follows. In the first stage,  $\gamma$  is estimated up to scale by Probit MLE using Equation (11). In the second stage, substitute  $\hat{\gamma}$  for  $\gamma$  in  $W_1$  and run ordinary least squares (OLS) estimation for Equation (12) with the observations of  $I_i=1$  to get estimates for  $\beta_1$  and  $\sigma_{1u}$ .  $\beta_2$  can be estimable from the estimates of for  $\gamma$ ,  $\beta_1$  and  $\sigma_{1u}$ , if either one of the above two conditions is satisfied. The asymptotic aspects of the estimates are discussed in the following section.

#### 2.3.2.1. Case of Zero Covariance: $\sigma_{12}=0$

In the first case, all parameters of interest can be estimated using the two equations  $\sigma^2 = \sigma_1^2 + \sigma_2^2$  and  $\sigma_{1u} = -\sigma_1^2/\sigma$ .  $(\beta_1 - \beta_2)/\sigma$  is estimated by Probit MLE in the first stage. In the second stage,  $\beta_1$  and  $\sigma_{1u}$  ( $=-\sigma_1^2/\sigma$ ) are estimated by OLS, and  $\sigma_1^2$  from Equation (15). Therefore,  $\beta_2$  and  $\sigma_2^2$  can be estimated using the estimates from the above three estimates.

For simplicity of discussion, define several diagonal matrices  $\Lambda$ ,  $D_1$ , and  $D_2$  in the following fashion. Suppose, first, that  $N_1$  is the number of observations in which  $Y$  is positive. Then, the number of observations with zero  $Y$  is  $N_2 (=N-N_1)$ . Let  $\Lambda$  be an  $(N \times N)$  diagonal matrix of which the  $ii$ -th diagonal element is  $\hat{W}_{1i}\hat{W}_{2i}$ ,  $D_1$  an  $(N_1 \times N_1)$  diagonal matrix of which the  $ii$ -th element is  $\hat{W}_{1i}(Z_i\gamma + \hat{W}_{1i})$ , and  $D_2$  an  $(N_2 \times N_2)$  diagonal matrix of which the  $ii$ -th element is  $\hat{W}_{2i}(Z_i\gamma - \hat{W}_{2i})$ , respectively. Rearrange the order of observations in the sample based on the value of  $Y$ ; reallocate observations with positive  $Y$  in the front and those with zero values in the back. Here, let  $H$  be an  $(N \times (k_1 + k_2))$  matrix which is identical to  $Z$ , where  $k_1$  and  $k_2$  are dimensions of  $X_1$  and  $X_2$ . Let  $H_1$  be the  $(N_1 \times (k_1 + k_2))$  matrix composed with observations with positive  $Y$  (i.e., from the first to the

$N_1$ -th observations) and  $H_2$  be the  $(N_2 \times (k_1 + k_2))$  matrix composed with observations with zero  $Y$  (i.e., from the  $(N_1 + 1)$ -th to  $N$ -th observations).

For simplicity of discussion, also define  $G_1 \equiv (X_1, -W_1)$ . Let the following be the estimates of  $G_1$  and  $W_1$ :

$$\hat{G}_1 = (X_1, -\hat{W}_1) \text{ where } \hat{W}_1 = \frac{\varphi(ZY)}{\Phi(ZY)}.$$

Then,  $\begin{pmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\sigma}_{1u} \end{pmatrix}$  can be transformed into the following:

$$\begin{pmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\sigma}_{1u} \end{pmatrix} = (\hat{G}_1^T \hat{G}_1)^{-1} \hat{G}_1^T Y_1. \quad (16)$$

This is, in fact, a consistent estimate for  $\begin{pmatrix} \beta_1 \\ \sigma_{1u} \end{pmatrix}$ .  $\begin{pmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\sigma}_{1u} \end{pmatrix}$  defined in Equation (16) has an identical asymptotic distribution with the following statistic:

$$\begin{pmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\sigma}_{1u} \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \sigma_{1u} \end{pmatrix} \simeq_A (G_1^T G_1)^{-1} G_1^T [\varepsilon_1 + \sigma_{1u} D_1 H_1 (\hat{\gamma} - \gamma)] \quad (17)$$

Its asymptotic variance-covariance matrix is as follows:

$$\text{Var} \begin{pmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\sigma}_{1u} \end{pmatrix} = \sigma_1^2 (G_1^T G_1)^{-1} - \sigma_{1u}^2 (G_1^T G_1)^{-1} G_1^T [D_1 - D_1 H_1 (H^T A H)^{-1} H_1 D_1] G_1 (G_1^T G_1)^{-1}. \quad (18)$$

The above is well described in Maddala (1983). However, neither Maddala (1983) nor Nelson (1977) derive the asymptotic variance-covariance matrix for  $\beta_2$ . As such, this needs to be derived here. To do this, first define the following:

$$(G_1^T G_1)^{-1} G_1^T \equiv \begin{pmatrix} J_1^T \\ J_2^T \\ \vdots \\ J_{k+1}^T \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} J_1^{*T} \\ J_{k+1}^{*T} \end{pmatrix}. \quad (19)$$

Equation (16) can be rewritten with respect to the estimates of  $\beta_1$  and  $\sigma_{1u}$ :

$$(\hat{\beta}_1 - \beta_1) \simeq_A J_1^{*T} [\varepsilon_1 + \sigma_{1u} D_1 H_1 (\hat{\gamma} - \gamma)] \quad (20)$$

$$(\hat{\sigma}_{1u} - \sigma_{1u}) \simeq_A J_{k+1}^{*T} [\varepsilon_1 + \sigma_{1u} D_1 H_1 (\hat{\gamma} - \gamma)] \quad (21)$$

Since  $\beta_2 = \beta_1 - \sigma\gamma$ , the following relation holds for  $\hat{\beta}_2 = \hat{\beta}_1 - \hat{\sigma}\hat{\gamma}$ :

$$(\hat{\beta}_2 - \beta_2) = (\hat{\beta}_1 - \beta_1) - \hat{\sigma}(\hat{\gamma} - \gamma) - \gamma(\hat{\sigma} - \sigma) \simeq_A (\hat{\beta}_1 - \beta_1) - \sigma(\hat{\gamma} - \gamma) - \gamma(\hat{\sigma} - \sigma). \quad (22)$$

Furthermore, since  $\sigma = -\frac{\sigma_1^2}{\sigma_{1u}}$  and  $\hat{\sigma} = -\frac{\hat{\sigma}_1^2}{\hat{\sigma}_{1u}}$ , the last term of the right hand side of Equation (22) can be asymptotically equivalent to the following:

$$\begin{aligned} (\hat{\sigma} - \sigma) &= -\frac{\hat{\sigma}_1^2}{\hat{\sigma}_{1u}} + \frac{\sigma_1^2}{\sigma_{1u}} \\ &= \frac{1}{\hat{\sigma}_{1u} \sigma_{1u}} (-\hat{\sigma}_1^2 \cdot \sigma_{1u} + \sigma_1^2 \cdot \hat{\sigma}_{1u}) \\ &= \frac{1}{\hat{\sigma}_{1u} \sigma_{1u}} [-\sigma_{1u}(\hat{\sigma}_1^2 - \sigma_1^2) + \sigma_1^2(\hat{\sigma}_{1u} - \sigma_{1u})] \\ &\simeq_A -\frac{1}{\sigma_{1u}} (\hat{\sigma}_1^2 - \sigma_1^2) + \frac{\sigma_1^2}{\sigma_{1u}^2} (\hat{\sigma}_{1u} - \sigma_{1u}). \end{aligned} \quad (23)$$

Of this,  $(\hat{\sigma}_1^2 - \sigma_1^2)$  can be rewritten from Equation (15) as follows:

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}_1^2 - \sigma_1^2 &= \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} (\hat{u}_{1i}^2 + \hat{\sigma}_{1u}^2 (Z_i \hat{\gamma}) \widehat{W}_{1i}) - \sigma_1^2 \\ &\simeq_A \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} (u_{1i}^2 + \hat{\sigma}_{1u}^2 (Z_i \hat{\gamma}) \widehat{W}_{1i}) - \sigma_1^2 \\ &= \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} (u_{1i}^2 - [\sigma_1^2 - \sigma_{1u}^2 (Z_i \gamma) W_{1i}]) + \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} (\hat{\sigma}_{1u}^2 (Z_i \hat{\gamma}) \widehat{W}_{1i} - \\ &\quad \sigma_{1u}^2 (Z_i \gamma) W_{1i}). \end{aligned} \quad (24)$$

The asymptotic equality sign in the second row of Equation (24) holds from the following equation:

$$\hat{u}_1 = Y_1 - X_1 \hat{\beta}_1 = u_1 - X_1 (\hat{\beta}_1 - \beta_1) = u_1 + o_p(1) \simeq_A u_1. \quad (25)$$

By the central limit theorem,  $\frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} u_{1i}^2$  is asymptotically normal with mean  $\sigma_1^2 - \sigma_{1u}^2 E[(Z\gamma)W_1]$  and variance  $E(u_1^4) - E^2(u_1^2)$ . Therefore,  $\frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} (u_{1i}^2 - [\sigma_1^2 - \sigma_{1u}^2 (Z_i\gamma)W_{1i}])$  is asymptotically normal with mean zero and variance  $E(u_1^4) - E^2(u_1^2)$ . The second term in the last equality degenerates to zero by the law of large numbers as the sample size increases to infinity. This is more closely explained in detail below.

For a sufficiently large  $N$ , the dimension of asymptotic variance of  $\frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} [\hat{\sigma}_{1u}^2(Z_i\hat{\gamma})\hat{W}_{1i} - \sigma_{1u}^2(Z_i\gamma)W_{1i}]$  is  $o_p(N^{-1})$ ; even though it is multiplied by  $\sqrt{N}$ , its dimension becomes  $o_p(1)$ . This implies that it degenerates, as the sample size increases to infinity. In other words, since asymptotic variances of  $\hat{\sigma}_{1u}^2$ ,  $\hat{\gamma}$ , and  $\hat{W}_{1i}$  are all  $O_p(N^{-1}) = o_p(1)$ , any mixture of these in an additive way asymptotically shrinks to zero. The second term on the right hand side of Equation (25) thus converges to zero at a faster rate than  $\sqrt{N}$  and is asymptotically negligible. Therefore,  $(\hat{\sigma}_1^2 - \sigma_1^2)$  is asymptotically equivalent to the first term of the last equality in Equation (25). Substitution of Equations (23) and (24) into Equation (22) then yields the following:

$$(\hat{\beta}_2 - \beta_2) \simeq_A (\hat{\beta}_1 - \beta_1) - \sigma(\hat{\gamma} - \gamma) + \frac{\gamma}{\sigma_{1u}} \cdot \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} (u_{1i}^2 - [\sigma_1^2 - \sigma_{1u}^2 (Z_i\gamma)W_{1i}]) - \frac{\sigma_1^2}{\sigma_{1u}^2} \gamma (\hat{\sigma}_{1u} - \sigma_{1u}). \quad (26)$$

Plug Equations (20) and (21) into Equation (26) so that the following holds:

$$\begin{aligned} (\hat{\beta}_2 - \beta_2) &\simeq_A \left( J_1^* - \frac{\sigma_1^2}{\sigma_{1u}^2} J_{k+1}\gamma \right)^T \varepsilon_1 + \left[ \sigma_{1u} \left( J_1^* - \frac{\sigma_1^2}{\sigma_{1u}^2} J_{k+1}\gamma \right)^T D_1 H_1 - \sigma I \right] (\hat{\gamma} - \gamma) \\ &\quad + \frac{\gamma}{\sigma_{1u}} \cdot \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} (u_{1i}^2 - [\sigma_1^2 - \sigma_{1u}^2 (Z_i\gamma)W_{1i}]) \\ &= A_1^T \varepsilon_1 + B_1 (\hat{\gamma} - \gamma) + \frac{\gamma}{\sigma_{1u}} \cdot \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} (u_{1i}^2 - [\sigma_1^2 - \sigma_{1u}^2 (Z_i\gamma)W_{1i}]) \end{aligned} \quad (27)$$

where  $A_1 = J_1^* - \frac{\sigma_1^2}{\sigma_{1u}^2} J_{k+1}\gamma$  and  $B_1 = \sigma_{1u} \left( J_1^* - \frac{\sigma_1^2}{\sigma_{1u}^2} J_{k+1}\gamma \right)^T D_1 H_1 - \sigma I$ .

Covariances between  $\varepsilon_1$  and  $(\hat{\gamma} - \gamma)$ , between  $(\hat{\gamma} - \gamma)$  and  $u_{1i}^2$ , and between  $u_{1i}^2$  and  $\varepsilon_1$  are all zero.  $\text{Var}(\varepsilon_i) = \sigma_1^2 I_{N_1} - \sigma_{1u}^2 D_1$  follows from Equation (14) where  $I_{N_1}$  is an

$(N_1 \times N_1)$  identity matrix. Note that  $\text{Var}(\hat{\gamma}) = (H^T \Lambda H)^{-1}$ .<sup>8</sup> Based on these, the asymptotic variance matrix of  $\hat{\beta}_2$  can be derived as follows:

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{\beta}_2) &\simeq A_1^T \text{Var}(\varepsilon_1) A_1 + B_1 \text{Var}(\hat{\gamma}) B_1^T + \frac{\gamma \gamma^T}{\sigma_{1u}^2} \cdot \frac{1}{N_1} \text{Var}(u_1^2 | I = 1) \\ &= A_1^T [\sigma_1^2 I_{N_1} - \sigma_{1u}^2 D_1] A_1 + B_1 (H^T \Lambda H)^{-1} B_1^T + \frac{\gamma \gamma^T}{\sigma_{1u}^2} \cdot \frac{1}{N_1} [E(u_1^4 | I = 1) - E^2(u_1^2 | I = 1)]. \end{aligned} \quad (28)$$

#### 2.3.2.2. The Case of Exclusive Variables: At Least one element of $X_1$ is excluded from $X_2$

The first stage estimation conducted in the first case is also applied in the same fashion to the second case, where the elements of estimates of  $\beta_1$  corresponding to variables in  $X_1$  that are not included in  $X_2$  are identified in their absolute values from the second stage estimation. Thus,  $\sigma$ ,  $\beta_1$ , and the rest of  $\beta_2$  corresponding to elements of  $X_2$  which are not included in  $X_1$  are estimated from the estimates of  $\gamma$ .

To explain these processes more precisely, suppose for simplicity that some elements of  $X_1$  and  $X_2$  are not identical. Rearrange all the elements of  $X_1$  and  $X_2$  such that  $X_1 = (X_{11}, X_{12}, \dots, X_{1k_{12}}, \dots, X_{1k_2}) = (X^{12}, X^{1s}) \in R^{k_1}$  and  $X_2 = (X_{21}, X_{22}, \dots, X_{2k_{12}}, \dots, X_{2k_2}) = (X^{22}, X^{2s}) \in R^{k_2}$  for  $X^{12} = X^{22}$ . Let  $\dim X^{12} = k^{12}$ ,  $\dim X^{1s} = k^{1s}$ ,  $\dim(X^{2s}) = k^{2s}$ , so that  $k_{12} = k^{12} + k^{1s}$ ,  $k_2 = k^{12} + k^{2s}$ , and  $k = k^{12} + k^{1s} + k^{2s}$ . Also, let  $Z = (X^{12}, X^{1s}, -X^{2s})$ ,  $\beta_1 = \begin{pmatrix} \beta_{1*} \\ \beta_{1s} \end{pmatrix}$ ,  $\beta_2 = \begin{pmatrix} \beta_{2*} \\ \beta_{2s} \end{pmatrix}$ , and  $\gamma = \begin{pmatrix} \gamma_{12} \\ \gamma_{1s} \\ \gamma_{2s} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} (\beta_{1*} - \beta_{2*})/\sigma \\ \beta_{1s}/\sigma \\ \beta_{2s}/\sigma \end{pmatrix}$ . Because  $Z\gamma = (X_1\beta_1 - X_2\beta_2)/\sigma$ , the above rearrangement does not change the problem.

In the first stage,  $\hat{\gamma} = \begin{pmatrix} \hat{\gamma}_{12} \\ \hat{\gamma}_{1s} \\ \hat{\gamma}_{2s} \end{pmatrix}$  is estimated using a Probit MLE. In the second stage,  $\hat{\beta}_1 = \begin{pmatrix} \hat{\beta}_{1*} \\ \hat{\beta}_{1s} \end{pmatrix}$  and  $\hat{\sigma}_{1u}$  are estimated using OLS.

---

<sup>8</sup> See p. 254 of Maddala (1983) for more in detail.

Let  $g_1$  and  $b_1$  be the first elements of  $\gamma$  and  $\beta_{1s}$ , respectively. Then,  $\sigma = \frac{b_1}{g_1}$  can be estimated from the relation  $\gamma_1 = \frac{\beta_{1s}}{\sigma}$ . Note that the following holds:

$$\hat{\sigma} - \sigma = \frac{\hat{b}_1}{\hat{g}_1} - \frac{b_1}{g_1} \simeq_A \frac{1}{g_1}(\hat{b}_1 - b_1) - \frac{b_1}{g_1^2}(\hat{g}_1 - g_1).$$

The asymptotic distribution of  $\hat{\beta}_{2s} = \hat{\sigma} \cdot \hat{\gamma}_{2s}$  can be estimated from  $\hat{\gamma} = \begin{pmatrix} (\hat{\beta}_{1*} - \hat{\beta}_{k*})/\hat{\sigma} \\ \hat{\beta}_{1s}/\hat{\sigma} \\ \hat{\beta}_{2s}/\hat{\sigma} \end{pmatrix}$  and  $\hat{\sigma}$ . The following shows this:

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_{2s} - \beta_{2s} &\simeq_A \sigma(\hat{\gamma}_{2s} - \gamma_{2s}) + \gamma_{2s}(\hat{\sigma} - \sigma) \\ &= \sigma(\hat{\gamma}_{2s} - \gamma_{2s}) + \frac{\gamma_{2s}}{g_1}(\hat{b}_1 - b_1) - \frac{\gamma_{2s}b_1}{g_1^2}(\hat{g}_1 - g_1). \end{aligned}$$

Note that  $\hat{\beta}_{2*} = \hat{\beta}_{1*} - \hat{\gamma}_{12} \cdot \hat{\sigma}$ . From this, the asymptotic distribution of  $\hat{\beta}_{2*}$  can be estimated; the following relation holds asymptotically:

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_{2*} - \beta_{2*} &\simeq_A (\hat{\beta}_{1*} - \beta_{1*}) - \gamma_{12}(\hat{\sigma} - \sigma) - \sigma(\hat{\gamma}_{12} - \gamma_{12}) \\ &= (\hat{\beta}_{1*} - \beta_{k*}) - \frac{\gamma_{12}}{g_1}(\hat{b}_1 - b_1) + \frac{\gamma_{12}b_1}{g_1^2}(\hat{g}_1 - g_1) - \sigma(\hat{\gamma}_{12} - \gamma_{12}). \end{aligned}$$

Note that  $\sigma_{1u} = \frac{\sigma_{12} - \sigma_1^2}{\sigma}$ . By the analogy principle,<sup>9</sup>  $\sigma_{12}(= \sigma_{1u} \cdot \sigma + \sigma_1^2)$  can be estimated as  $\hat{\sigma}_{12} = \hat{\sigma}_{1u} \cdot \hat{\sigma} + \hat{\sigma}_1^2$ . Likewise,  $\sigma^2(= \sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12})$  can be estimated as  $\hat{\sigma}_2^2 = \hat{\sigma}^2 - \hat{\sigma}_2^2 + 2\hat{\sigma}_{12}$ .

$\Lambda$ ,  $D_1$ ,  $H$ , and  $H_1$  can be modified from Section 2.3.2.1 in accordance with modified  $Z$ ,  $\gamma$ ,  $k_1$ ,  $k_2$ , and  $k$ . From Equation (17),

---

<sup>9</sup> See Manski (1988) for more in detail.



$$\begin{aligned}
\begin{pmatrix} \hat{\beta}_1 - \beta_1 \\ \hat{\sigma}_{1u} - \sigma_{1u} \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} \hat{\beta}_{1*} - \beta_{1*} \\ \hat{\beta}_{1s} - \beta_{1s} \\ \hat{\sigma}_{1u} - \sigma_{1u} \end{pmatrix} \\
&\simeq_A (G_1' G_1)^{-1} G_1' [\varepsilon_1 + \sigma_{1u} D_1 H_1 (\hat{\gamma} - \gamma)] \\
&= \begin{pmatrix} J^{*'} \\ J^{s'} \\ J_{k_1+1}' \end{pmatrix} [\varepsilon_1 + \sigma_{1u} D_1 H_1 (\hat{\gamma} - \gamma)]
\end{aligned}$$

where  $J^* = (J_1, J_2, \dots, J_{k_{12}})$  and  $J^s = (J_{k_{12}+1}, \dots, J_{k_1})$  for  $J_i$  which is the  $(k_1+1) \times 1$  vector of the transpose of the  $i$ -th row of  $(G_1^T G_1)^{-1} G_1^T$ .

Therefore,

$$\begin{aligned}
\hat{\beta}_2 - \beta_2 &= \begin{pmatrix} \hat{\beta}_{2*} - \beta_{2*} \\ \hat{\beta}_{2s} - \beta_{2s} \end{pmatrix} \\
&\simeq_A \begin{pmatrix} (\hat{\beta}_{1*} - \beta_{1*}) - \frac{\gamma_{12}}{g_1} (\hat{b}_1 - b_1) + \frac{\gamma_{12} b_1}{g_1^2} (\hat{g}_1 - g_1) - \sigma(\hat{\gamma}_{12} - \gamma_{12}) \\ \sigma(\hat{\gamma}_{2s} - \gamma_{2s}) + \frac{\gamma_{2s}}{g_1} (\hat{b}_1 - b_1) - \frac{\gamma_{2s} b_1}{g_1^2} (\hat{g}_1 - g_1) \end{pmatrix} \\
&= \begin{pmatrix} C_1^T \varepsilon_1 + \sigma_{1u} C_1^T D_1 H_1 (\hat{\gamma} - \gamma) + \frac{\gamma_{12} b_1}{g_1^2} (\hat{g}_1 - g_1) - \sigma(\hat{\gamma}_{12} - \gamma_{12}) \\ \frac{\gamma_{2s}}{g_1} J_{k_{12}+1}^T \varepsilon_1 + \frac{\gamma_{2s}}{g_1} J_{k_{12}+1}^T D_1 H_1 (\hat{\gamma} - \gamma) + \sigma(\hat{\gamma}_{2s} - \gamma_{2s}) - \frac{\gamma_{2s} b_1}{g_1^2} (\hat{g}_1 - g_1) \end{pmatrix}
\end{aligned}$$

where  $C_1 = J^{*T} - \gamma_{12} \frac{J_{k_{12}+1}^T}{g_1}$ .

The variance of  $\hat{\beta}_1$  is exactly the same as that of Equation (18) with modified  $\Lambda$ ,  $D_1$ ,  $H$ , and  $H_1$ . The variance of  $\hat{\beta}_2$  is as follows:

$$\text{Var}(\hat{\beta}_2) = \begin{pmatrix} V_{11} & V_{12} \\ V_{21} & V_{22} \end{pmatrix} \text{ where}$$

$$\begin{aligned}
V_{11} &= C_1^T \text{Var}(\varepsilon_1) C_1 + \sigma_{1u}^2 C_1^T D_1 H_1 (H^T \Lambda H)^{-1} H_1 D_1 C_1 \\
&\quad + \frac{b_1^2}{g_1^2} \text{Var}(\hat{g}_1) \gamma_{12} \gamma_{12}^T + \sigma^2 \text{Var}(\hat{\gamma}_{12}) \\
&\quad + \frac{\sigma_{1u} b_1}{g_1^2} [C_1^T D_1 H_1 \text{Cov}(\hat{\gamma}, \hat{g}_1) \gamma_{12}^T + \gamma_{12} \text{Cov}(\hat{g}_1, \hat{\gamma}^T) H_1 D_1 C_1]
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& -\sigma \cdot \sigma_{1u} [C_1^T D_1 H_1 \text{Cov}(\hat{\gamma}, \hat{\gamma}_{12}^T) + \text{Cov}(\hat{\gamma}_{12}, \hat{\gamma}^T) H_1 D_1 C_1] \\
& - \frac{\sigma b_1}{g_1^2} [\gamma_{12} \text{Cov}(\hat{g}_1, \hat{\gamma}_{12}^T) + \text{Cov}(\hat{\gamma}_{12}, \hat{g}_1) \gamma_{12}^T],
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
V_{22} = & \frac{\gamma_{2s} \gamma_{2s}^T}{g_1^2} J_{k_{12}+1}^T \text{Var}(\varepsilon_1) J_{k_{12}+1} + \frac{\gamma_{2s} \gamma_{2s}^T}{g_1^2} J_{k_{12}+1}^T D_1 H_1 (H^T \Lambda H)^{-1} H_1 D_1 J_{k_{12}+1} \\
& + \sigma^2 \text{Var}(\hat{\gamma}_{2s}) + \frac{b_1^2 \gamma_{2s}^2}{g_1^4} \text{Var}(\hat{g}_1) \\
& - 2 \frac{b_1 \gamma_{2s} \gamma_{2s}^T}{g_1^2} J_{k_{12}+1}^T D_1 H_1 \text{Cov}(\hat{\gamma}, \hat{g}_1) \\
& + 2 \frac{\sigma \gamma_{2s}}{g_1} J_{k_{12}+1}^T D_1 H_1 \text{Cov}(\hat{\gamma}, \hat{\gamma}_{2s}) \\
& - 2 \frac{\sigma b_1 \gamma_{2s}}{\gamma_1^2} \text{Cov}(\hat{\gamma}_{1s}, \hat{\gamma}_{2s}),
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
V_{12} = & \frac{\gamma_{2s}}{g_1} C_1^T \text{Var}(\varepsilon_1) C_1 + \frac{\sigma_{1u} \gamma_{2s}}{g_1} C_1^T D_1 H_1 (H^T \Lambda H)^{-1} H_1 D_1 J_{k_{12}+1} \\
& + \sigma \cdot \sigma_{1u} C_1^T D_1 H_1 \text{Cov}(\hat{\gamma}, \hat{\gamma}_{2s}) \\
& - \frac{\sigma_{1u} b_1 \gamma_{2s}}{g_1^2} C_1^T D_1 H_1 \text{Cov}(\hat{\gamma}, \hat{g}_1) \\
& + \frac{b_1 \gamma_{2s}}{g_1^2} \gamma_{12} \text{Cov}(\hat{g}_1, \hat{\gamma}^T) H_1 D_1 J_{k_{12}+1} \\
& + \frac{\sigma b_1}{g_1^3} \gamma_{12} \text{Cov}(\hat{g}_1, \hat{\gamma}_{2s}) - \frac{b_1^2 \gamma_{2s}}{g_1^4} \gamma_{12} \text{Var}(\hat{\gamma}_{1s}) \\
& - \frac{\sigma \gamma_{2s}}{g_1} \text{Cov}(\hat{\gamma}_{12}, \hat{\gamma}^T) H_1 D_1 J_{k_{12}+1} - \sigma^2 \text{Cov}(\hat{\gamma}_{12}, \hat{\gamma}_{2s}) \\
& + \frac{\sigma b_1 \gamma_{2s}}{g_1^2} \text{Cov}(\hat{\gamma}_{12}, \hat{\gamma}_{1s}),
\end{aligned}$$

$$V_{21} = V_{12}^T.$$

As shown above, this two-stage estimation is somewhat cumbersome. Note that the variance estimates from TSE for each parameter may not be positive, and also that the t-values of TSE might be deflated compared with those of MLE because their asymptotic variances are in general larger than those of MLE. Despite this, the method is sometimes useful, particularly when the MLE procedure hardly converges, although this does not take place frequently.

### 3. Estimation Results and Implications

#### 3.1. Data Set

This study uses the raw data of the Korean NaSTaB (National Survey of Tax and Benefit) compiled for the year 2010, which is a household survey data set compiled for gathering information about household receipts from and payments to the government and public sector. The NaSTaB contains information on household demographic characteristics, income and assets or debt by source, consumption by category (e.g.: total consumption, food, alcoholic beverages, cigarettes, fuels, transportations, communications, home appliances, clothes, cosmetics, education, travel, cultural expenditure, medical expenses, others), some durable goods including automobiles and motor-cycles, and income-related detailed personal information about income earners. Regarding automobiles, it provides detailed information on make, production year, purchase year, value of purchase, engine size (i.e. engine replacement measured by cubic centimeter), type of fuels (i.e. gasoline, diesel oil, butane, hybrid, electricity, etc.), and type of purpose (private vs. commercial use) by owned vehicle. It also details expenditure on fuels by oil type.

As shown in Tables 1 and 2, the sample size is 4,843 (households). Of these, about 61.4 percent owned passenger cars as of the end of year 2010 and 328 households purchased passenger cars in 2010, which accounts for 6.7 percent of the total households.

Table 1. Descriptive Statistics (NaSTaB 2010)

|            | Income         | Consumption | Age  | Financial Asset | Real Asset | Debt (total) | Expenditure on Car Purchases | # of Cars Owned |
|------------|----------------|-------------|------|-----------------|------------|--------------|------------------------------|-----------------|
| units      | In Million KRW |             |      | In 10,000 KRW   |            |              |                              |                 |
| Avg.       | 40.5           | 21.8        | 50.5 | 3,060           | 9,923      | 3,979        | 155.75                       | 0.74            |
| Std. Error | 34.8           | 15.3        | 14.5 | 8,846           | 29,338     | 9,779        | 653.8                        | 0.68            |
| Max.       | 930.0          | 204.0       | 98   | 242,812         | 0          | 200,000      | 12,000                       | 4               |
| Min.       | 0              | 0           | 21   | 0               | 0          | 0            | 0                            | 0               |

Note: The average expenditure on car purchases and its standard deviation are respectively 23.1 and 11.7 million KRW (in other words,  $2,311.3 \times 10,000$  KRW and  $1,166.6 \times 10,000$  KRW) for the households that purchased cars in 2010.

Table 2. Descriptive Statistics: Composition of Sample and Average Values for Selected Variables (NaSTaB 2010)

|                                                     |               |       |                                                 |                          |       |
|-----------------------------------------------------|---------------|-------|-------------------------------------------------|--------------------------|-------|
| Gender<br>(Share of<br>Households)                  | Male          | 77.84 | Passenger Car Owned<br>(Share of<br>Households) | Private                  | 61.38 |
|                                                     | Female        | 22.16 |                                                 | Commercial               | 4.07  |
| Status of<br>Employment<br>(Share of<br>Households) | Employed      | 55.41 | Household Size                                  | Any                      | 63.51 |
|                                                     | Self-employed | 28.68 |                                                 |                          | 2.98  |
|                                                     | Unemployed    | 18.41 |                                                 | Number of Income Earners | 1.18  |
| Education<br>(Share of<br>Households)               | No Education  | 4.13  | Passenger Cars Purchased in 2010                |                          |       |
|                                                     | Elementary    | 10.44 | Number of Households                            |                          | 328   |
|                                                     | Middle        | 9.41  | Share of Households (%)                         |                          | 6.74  |
|                                                     | High          | 33.37 | Total Number of Households                      |                          | 4,843 |
|                                                     | College       | 8.77  |                                                 |                          |       |
|                                                     | University    | 29.63 |                                                 |                          |       |
|                                                     | Graduate      | 4.24  |                                                 |                          |       |

### 3.2. Estimation Results

#### 3.2.1. Estimation Results from Regression Equations

Two types of regressions were conducted: MLE and TSE. The results of these are reported in Tables 3 and 4, respectively.

The explanatory variables are employment status (employed, self-employed, unemployed and retired), household size, number of income earners, age, gender (male), education level of household head, net assets, and income for expenditure equation. Its dependent variable is expenditure on purchasing a car in the current period (2010). The explanatory variables included in the opportunity cost equation are household size, number of income earners, gender, the number of currently owned automobiles that were purchased in previous years, and income and its square. The dependent variable is opportunity cost, which is of course not observable by the researcher.

According to the MLE regressions, employment status, household size, and the gender of the household head are estimated to be statistically insignificant in expenditure or opportunity cost equations. The number of income earners, age (and its square), education level of the head, net assets, and income are statistically significant in expenditure equation.

Household size, number of income earners, the number of cars owned, income and its square are all statistically significant in opportunity cost equations.

Expenditure is positively correlated with age but negatively with its square. This implies that it increases with age until a certain point (about age 52, based on MLE-4) and then decreases beyond that age.<sup>10</sup> This is probably why an increasing number of middle-age or elderly people start to retire around their early fifties and so, their need for cars lessens increasingly with age. The conditional expectation of the intended expenditure is 6.0 million KRW higher when the head is a man rather than a woman, and 3.1 million KRW higher when the head has a college/university diploma or even a higher educational background. It is also positively correlated with net assets and income: it increases by 3.65 million KRW for every increment of net assets of 1 billion KRW and 730 thousand KRW for every 10 million KRW increment of income.

Interestingly, the number of income earners within a household has negative and statistically significant effect on the expenditure. Intuitively, its coefficient might be expected a priori to be positive, but is actually negative. The correlation coefficient between household income and the number of income earners is positive at 0.428 for the whole sample for the 2010 NaSTaB; however, this shank to 0.277 for the subgroup of passenger car purchasers in 2010.<sup>11</sup> This implies that the active car purchasers were less likely to show a correlation between the number of income earners and income, probably at least in part due to the crowding-out effect arising from the income effect because of the existence of virtual income from the viewpoint of secondary income earners. Or, it may be probable that full-time housewives may demand more car usage than active labor force participants, in particular those working in downtown areas where the marginal cost of commuting with a private car is sky high, including parking costs, for instance. Unfortunately, however, this hypothesis cannot be verified with the given information.

The opportunity cost of purchasing a car is a function of several demographic characteristics and economic variables, and consists of overall costs induced by economic or physical constraints. It decreases with the size of household and the number of income

---

<sup>10</sup> According to MLE-4, this can be shown from the vertex of a quadratic function in the following algebra:  $-0.126(\text{age}/10)^2 + 1.310(\text{age}/10) \rightleftharpoons -0.126[(\text{age}/10)-5.198]^2 + 3.907$ .

<sup>11</sup> The correlation coefficients are based on author's own calculation.

earners, implying that the physical constraint of managing an additional car can be mitigated for a larger household with more income earners. This is reflected in the negative estimates of corresponding variables.

The opportunity cost of purchasing an additional car drastically increases when the household already owns a car/cars: according to MLE-4, the average additional opportunity cost of purchasing another car is about 93.1 million KRW higher than for households without a car. Purchasing cars necessarily requires physical as well as economic management costs, including time constraints. These are not in general large for inexpensive cars. The opportunity cost of purchasing a car decreases in general with income, mostly because the budget constraint is likely to be eased with increased income. However, the costs are likely to increase sharply for expensive cars or when a greater number of cars are purchased: although budget constraints are less likely to be binding as income grows, other physical constraints including time constraints increase the opportunity cost exponentially above certain levels, mostly due to saturated demand. This is reflected in the squared income, the coefficient of which turns out to be significantly positive. According to MLE-4, the opportunity cost of purchasing a car eventually increases with income level beyond 167 million KRW.<sup>12</sup>

Table 4 reports the results of three regressions of TSE. The opportunity cost equation is more or less similarly estimated with the cases of MLE, except for the gender of the head. However, the estimation results are statistically not strong enough to draw meaningful inference, except for income for the expenditure equation. This is probably because TSE inevitably requires estimates of nuisance parameter (i.e. inverse of Mill's ratio) and also because the estimates from the first stage can severely augment the variance of the second stage estimates.

MLE finds that many demographic and economic variables significantly affect the intended expenditure, including income, which has a strong positive correlation. However, TSE does not find any significant effects on the intended expenditure apart from that of income.

---

<sup>12</sup> This is derived from the following:  $0.062Y^2 - 20.69Y \rightleftharpoons 0.062(Y-16.685)^2 - 17.260$ . Note that the unit of income (Y) is in 10 million KRW.

Regarding the opportunity cost, the estimation results are similar between MLE and TSE: it decreases with income in the beginning and then increases eventually above the income level of 177 million KRW (for the case of TSE-3), which is slightly higher than 167 million KRW of the MLE case (MLE-4).

It can be inferred from the two tables that MLE is superior to TSE, as was generally expected.

Table 3. MLE of A Passenger Car Demand

|                                                       | MLE-1  |           | MLE-2  |           | MLE-3  |           | MLE-4  |           |
|-------------------------------------------------------|--------|-----------|--------|-----------|--------|-----------|--------|-----------|
|                                                       | b      | (t-value) | b      | (t-value) | b      | (t-value) | b      | (t-value) |
| <b>Expenditure</b>                                    |        |           |        |           |        |           |        |           |
| Const.                                                | -1.745 | (-1.840)  | -1.140 | (-1.329)  | -1.520 | (-1.914)  | -1.451 | (-1.822)  |
| Employed (dummy)                                      | -0.299 | (-1.044)  |        |           |        |           |        |           |
| Self-employed (dummy)                                 | -0.247 | (-0.851)  |        |           |        |           |        |           |
| Household Size                                        | 0.040  | (0.679)   |        |           |        |           |        |           |
| No. of Income Earners                                 | -0.272 | (-2.631)  | -0.300 | (-3.088)  | -0.281 | (-2.835)  | -0.270 | (-2.748)  |
| Gender (Head, Male=1)                                 | 0.511  | (2.173)   | 0.873  | (4.551)   | 0.543  | (2.534)   | 0.601  | (2.877)   |
| Age/10                                                | 1.225  | (3.342)   | 1.072  | (3.085)   | 1.342  | (4.286)   | 1.310  | (4.142)   |
| (Age/10) <sup>2</sup>                                 | -0.12  | (-3.299)  | -0.102 | (-3.055)  | -0.129 | (-4.289)  | -0.126 | (-4.172)  |
| Education (elem./midd.)                               | 0.612  | (0.930)   |        |           |        |           |        |           |
| Education (high)                                      | 0.873  | (1.359)   |        |           |        |           |        |           |
| Education (coll/univ.)                                | 1.135  | (1.748)   | 0.366  | (2.530)   | 0.301  | (2.025)   |        |           |
| Education (Grad.)                                     | 1.242  | (1.869)   | 0.436  | (1.757)   | 0.180  | (0.692)   |        |           |
| Education (coll/univ./Grad.)                          |        |           |        |           |        |           | 0.309  | (2.182)   |
| Net Assets (in billion KRW)                           | 0.414  | (2.310)   | 0.262  | (1.536)   | 0.381  | (2.145)   | 0.365  | (2.087)   |
| Income (in 10 million KRW)                            | 0.062  | (3.200)   | 0.075  | (3.893)   | 0.081  | (4.166)   | 0.073  | (3.825)   |
| <b>Opportunity Cost</b>                               |        |           |        |           |        |           |        |           |
| Const.                                                | 23.812 | (9.506)   | 23.738 | (10.806)  | 24.153 | (7.584)   | 24.151 | (7.746)   |
| Household Size                                        | -0.828 | (-3.062)  | -0.814 | (-2.992)  | -0.862 | (-3.373)  | -0.793 | (-3.001)  |
| No. of Income Earners                                 | -1.245 | (-2.663)  | -1.935 | (-5.023)  | -1.450 | (-3.414)  | -1.558 | (-3.851)  |
| Gender (Head, Male=1)                                 | 1.385  | (1.789)   | 1.359  | (1.600)   |        |           |        |           |
| No. of Cars Already Owned                             | 8.126  | (10.983)  | 8.037  | (13.688)  | 9.451  | (6.762)   | 9.308  | (7.064)   |
| Income (in 10 million KRW)                            | -2.210 | (-8.851)  | -1.950 | (-21.989) | -2.070 | (-8.103)  | -2.069 | (-8.429)  |
| Income <sup>2</sup> (in 10 million KRW <sup>2</sup> ) | 0.068  | (31.555)  | 0.059  | (8.340)   | 0.062  | (21.046)  | 0.062  | (18.167)  |
| $\sigma^2$                                            | 99.23  |           | 99.519 |           | 99.623 |           | 99.62  |           |
| $\sigma_1^2$                                          | 1.357  |           | 1.349  |           | 1.391  |           | 1.366  |           |
| $(\sigma_2^2 = \sigma^2 - \sigma_1^2)$                | 97.873 |           | 98.17  |           | 98.232 |           | 98.254 |           |

Notes: 1. Regressions are conducted based on the 2010 NaSTaB. Sample size is 4,843.

2. The numbers in parentheses are t-values.

3. The dependent variable is in 10 million KRW, assets in billion LRW, and income in 10 million KRW.

Table 4. Two Stage Estimation of the Demand for A Passenger Car

|                                                      | TSE-1  |           | TSE-2   |           | TSE-3  |           |
|------------------------------------------------------|--------|-----------|---------|-----------|--------|-----------|
| <b>Expenditure</b>                                   |        |           |         |           |        |           |
|                                                      | b      | (t-value) | b       | (t-value) | b      | (t-value) |
| Constant                                             | 2.924  | (7.529)   | 2.602   | (7.691)   | 2.787  | (7.430)   |
| Employed (dummy)                                     | 0.145  | (0.442)   | -0.127  | (-0.553)  |        |           |
| Self-Employed (Dummy)                                | 0.060  | (0.208)   |         |           |        |           |
| Household Size                                       | -0.075 | (-1.711)  |         |           |        |           |
| No. of Income Earners                                | -0.342 | (-1.428)  |         |           | -0.299 | (-2.394)  |
| Gender (Head, Male=1)                                | 0.083  | (0.905)   | 0.048   | (0.562)   | 0.032  | (0.356)   |
| Age/10                                               | 0.088  | (1.269)   | -0.024  | (-0.426)  | -0.005 | (-0.085)  |
| (Age/10) <sup>2</sup>                                | -0.007 | (-0.902)  | 0.004   | (0.581)   | 0.001  | (0.188)   |
| Education (elem./midd.)                              | -0.190 | (-1.868)  |         |           |        |           |
| Education (high)                                     | -0.152 | (-1.139)  |         |           |        |           |
| Education (coll/univ.)                               | -0.073 | (-0.461)  |         |           | 0.086  | (0.662)   |
| Education (Grad.)                                    | -0.173 | (-0.488)  |         |           | -0.068 | (-0.205)  |
| Net Asset                                            | -0.547 | (-1.116)  | -0.459  | (-0.954)  | -0.567 | (-1.180)  |
| Income (in 10 million KRW)                           | 0.061  | (2.848)   | 0.048   | (2.455)   | 0.058  | (2.836)   |
| $\sigma_{1u}$                                        | 0.213  | (1.582)   | 0.109   | (0.869)   | 0.167  | (1.274)   |
| $\sigma_1^2$                                         | 1.734  |           | 1.588   |           | 1.656  |           |
| <b>Opportunity Cost</b>                              |        |           |         |           |        |           |
|                                                      | b      | (t-value) | b       | (t-value) | b      | (t-value) |
| Constant                                             | 17.741 | (1.563)   | 30.962  | (3.901)   | 21.845 | (2.508)   |
| Household Size                                       | -0.598 | (-1.943)  | -1.138  | (-2.570)  | -0.828 | (-2.761)  |
| # of Income Earners                                  | -0.527 | (-0.939)  | -1.337  | (-1.827)  | -0.663 | (-1.256)  |
| Gender (Head, Male=1)                                | -2.229 | (-2.054)  | -4.714  | (-2.340)  | -2.879 | (-2.172)  |
| # Cars Owned                                         | 7.716  | (14.948)  | 13.709  | (14.882)  | 9.320  | (14.860)  |
| Income (in 10 million KRW)                           | -1.627 | (-2.548)  | -3.087  | (-2.515)  | -1.985 | (-2.532)  |
| Income <sup>2</sup> (in 10 million <sup>2</sup> KRW) | 0.046  | (4.774)   | 0.090   | (5.173)   | 0.056  | (4.850)   |
| $\sigma_2^2$                                         | 64.733 |           | 211.567 |           | 96.150 |           |

Notes: 1. Regressions are conducted based on the 2010 NaSTaB. Sample size is 4,843.

2. The numbers in parentheses are t-values.

3. The dependent variable is in 10 million KRW, assets in billion KRW, and income in 10 million KRW.

### 3.2.2. Intended Expenditure, Opportunity Cost, and the Probability of Purchasing a Car

In what follows, the relation between intended expenditure/opportunity cost and the probability of purchasing a car is discussed, based on MLE-4.

Consider an average household, that is, a three person household whose head is a 50-year-old-man with a university diploma, total net assets of 90 million (0.09 billion) KRW, an annual income of 40 million KRW and in which the head is the only income earner within the household. Also, suppose that this household does not own a car. According to MLE-4,



its conditional expected value of intended expenditure is about 29.1 million KRW.<sup>13</sup> Likewise, its conditional expectation of opportunity cost is 129.3 million KRW<sup>14</sup>, which is far greater than its intended expenditure, with a difference of -100.2 million KRW. However, note that the standard error of the opportunity cost equation is 99.8 million KRW ( $=\sqrt{99.62}=9.98 \times 10$  million KRW). The probability distribution of the error term of the opportunity cost equation is normal by the embedded assumption of MLE such that  $u_2 \sim N(0, \sigma_2^2)$ , and so,  $\text{Prob}(u_2 < -100.2) = \text{Prob}(Z_{\text{Norm}} < -100.2/99.8) = \text{Prob}(Z_{\text{Norm}} < -1.004) = 0.158$  for a standard normal variable  $Z_{\text{Norm}}$ . This implies that, although the conditional expectation of the opportunity cost is far greater than that of the intended expenditure, it is not impossible that the intended expenditure exceeds the opportunity cost for a number of households (15.8 percent in this example), who will eventually spend to purchase a car by the amount of intended expenditure on the stream of variety in the choice sets of passenger cars. What would happen to the probability of purchasing a car, if the household already owned a car? In that case, the probability can be reduced sharply to 2.6 percent, because the conditional expected value of opportunity cost rose additionally by about 93.1 million KRW.<sup>15</sup>

### 3.2.3. Implications for Choice of Estimation Methods

In addition to Nelson's method, Heckman's two-stage estimation method is also often adopted in estimating a Tobit model. These two-stage estimations were developed and used widely in 1970s and 1980s, primarily because high-speed computing devices capable of solving optimization problems without any trouble had not yet been fully developed. Although it is generally more efficient in the statistical sense, MLE was during these decades

---

<sup>13</sup> This is derived from the parameter estimates of the expenditure equation of MLE-4 such that  $-1.451 - 0.270 \times 1 + 0.601 \times 1 + 1.310 \times (50/10) - 0.126 \times (50/10)^2 + 0.309 \times 1 + 0.365 \times 0.09 + 0.073 \times 4 = 2.914$  ( $\times 10$  million KRW).

<sup>14</sup> This is derived from the parameter estimates of the opportunity cost equation of MLE-4 such that  $24.151 - 0.793 \times 3 - 1.558 \times 1 + 9.308 \times 0 - 2.069 \times 4 + 0.062 \times 4^2 = 12.930$  ( $\times 10$  million KRW).

<sup>15</sup> If the household owned a car, the conditional expected value of opportunity cost increased to 222.38 million KRW, even though the intended expenditure did not change. In this case, the probability of purchasing a car, or, equivalently, the probability that the expenditure exceeds the opportunity cost is as follows:  $\text{Prob}(u_2 < 29.124 - 222.38) = \text{Prob}(Z_{\text{Norm}} < -193.24/99.8) = \text{Prob}(Z_{\text{Norm}} < -1.936) = 0.0264$ .

less likely to be used than the TSE. Fortunately, MLE has started to be used frequently owing to continued technological progress.

Based on the estimation results, t-values are mostly larger for MLE than for TSE. This is primarily because the variance-covariance matrix of the MLE just hits the inverted information matrix, while that of TSE is larger<sup>16</sup> in the matrix sense. This suggests that TSE may be redundant in terms of the efficiency of its estimates. However, TSE often provides a useful result because an optimization problem is sometimes not converged in MLE.

The two methods reported in Tables 3 and 4 are mostly similar to each other, except in their t-values whose differences mostly stem from differences in variance-covariance matrices.

### 3.3. Applications

This study does not consider the price change of a passenger car but rather the expenditure on the passenger car purchased, and as such does not estimate price elasticity but focuses on effects on the expenditure. The question of what would happen to expenditure on a passenger car, if the price of a passenger car changes, may arise from this. The choice set for passenger cars lies on the stream line over a certain positive threshold, which is the minimum price of the least expensive car. It can be regarded as continuous in the sense that there exists an enormous variety of choices of brands, makes, or options. Change in price is reflected in the movement along the line, that is, the shift of axis, implying that the consumer may purchase a higher version of a car that was not previously affordable when the price declines for any reason, with the same level of intended expenditure.

Those who have an intended expenditure that is larger than the opportunity cost are potential demanders of passenger cars, and some of those whose intended expenditure exceeds the car price are active purchasers. The intended expenditure exceeding the opportunity cost consists of potential or latent effective demand and the purchase is realized to the extent that the intended expenditure exceeds the minimum price, that is, the price of

---

<sup>16</sup> This is not an accurate expression. Precisely speaking, the correct expression is that the second stage estimate of variance matrix minus the inverse of information matrix is positive definite.

the least expensive car. Successful estimation of changes in quantity demanded or expenditure on passenger cars therefore relies on the distribution of expenditure. These estimation processes are explained in more detail below.

Firstly, consider estimate expenditure and opportunity cost together with error term by household from Tables 3 and 4. The errors are normal variables with zero mean and, thus, can be estimable by estimating their variances. Random numbers generated for the errors are distributed for intended expenditure and opportunity cost by household. Secondly, partition the sample based on the relative magnitude between intended expenditure and opportunity cost. In other words, draw potential demanders, that is, observations with an intended expenditure that is larger than the opportunity cost. Calculate the value of intended expenditure exceeding the current (minimum) price of a passenger car and the number of observations. Thirdly, measure the marginal value of intended expenditure around the current price or range of price change. The amount of changes in expenditure and the number of active purchasers can in this way be estimated.

## 4. Conclusion

This paper develops estimation of expenditure and opportunity cost equations for a durable good, where the latter is subjectively determined by consumers, but never observed by the researcher, under a censored model with latent floating censoring thresholds. This paper establishes estimation methods for the model and, then, applies these to the case of passenger cars in Korea using the NaSTaB. Estimation methods are proposed in two ways: the well-known MLE and TSE. This paper derived asymptotic distribution of the parameters of interest embedded in the latent equation for  $Y_2$ , which is denoted by ‘opportunity cost,’ a topic that has not been addressed by previous research. This comprises a part of the contribution of this paper to the field. Another is the way in which it decomposes the demand function for a durable good (i.e., a passenger car in this paper) into two parts, expenditure and opportunity cost equations, and then estimates these separately.

The regression analyses suggest that the intended expenditure increases with age, gender (i.e. male), education level, net assets, and income and decreases with age square and that the

opportunity cost decreases with household size, the number of income earners and income, but increases with the number of cars owned and squared income. Other factors such as household type and size were shown to be statistically insignificant.

A further interesting finding is that the opportunity cost of purchasing a passenger car decreases with income in low- and middle-income groups, but increases with income in high income groups over a certain level (167 million KRW based on MLE-4, for instance).

It is intuitively obvious that budget constraints are less likely to be binding as income increases, i.e., that a consumer is required to sacrifice fewer other goods and services or saving to purchase a car in terms of marginal utility, as income increases. On the contrary, lower income consumers are likely to give up relatively more utility and as such their opportunity cost is relatively quite high in general, although their absolute amount of sacrificed consumption expenditure may be much smaller than that for high income consumers. This is why expenditure on passenger cars is low in low- and middle-income groups. This coincides with the reality that the demand for passenger cars is more heavily concentrated in high income households than low income households. It is also of significant interest that the opportunity cost decreases with income in a wide range below a certain level, but eventually increases with income above it for extremely high income earning households. This is partly because physical constraints exist against consuming more cars and so the demand is about fully saturated beyond some levels. In this case, purchasing an additional car may require exponentially increasing opportunity cost due to the physical time constraints and economic inefficiency involved. It is more or less reasonable to interpret that the revealed demand in households with already saturated demand is usually composed of a demand for substitutes to older cars.

## References

- Amemiya, Takeshi, *Advanced Econometrics*, Basil Blackwell, 1985.
- Goldberger, Arthur S., *A Course in Econometrics*, Harvard University Press, 1991.
- Gronau, R., "The Effects of Children on the Housewife's Value of Time," *Journal of Political Economy*, Vol. 81, 1973, pp.S168-S199.

- Gronau, R., "Wage Comparisons-A Selectivity Bias," *Journal of Political Economy*, Vol. 82, 1974, pp.1119-1143.
- Heckman, J., "Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply," *Econometrica*, Vol. 42, 1974, pp. 679-694.
- Johnson, Norman L. and Samuel Kotz, *Distributions in Statistics: Continuous Multivariate Distributions*, John Wiley & Sons, Inc., 1972.
- Lee, Myungheon, "Off-farm Labor Supply and Various Related Aspects of Resource Allocation by Agricultural Households," Doctoral Dissertation, Department of Economics, University of Goettingen, 1998.
- Maddala, G. S., *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, 1983.
- Manski, Charles F., *Analog Estimation Methods in Econometrics*, Chapman and Hall, 1988.
- Nelson, F. D., "Censored Regression Models with Uncensored Stochastic Censoring Thresholds," *Journal of Econometrics*, pp. 309-327, 1977.
- Sung, "Estimation of Distributions of Insurance Premium and Medical Expenses of Households," *Review of Fiscal and Financial Studies*, Vol. 4, No. 2, 1997, pp. 1-32.



# 수입차 선택 모형에 관한 연구

■ 윤 형 호 \*

---

\* 서울연구원



## 차 례

|                            |     |
|----------------------------|-----|
| I. 서론 .....                | 355 |
| II. 선행연구 .....             | 357 |
| III. 재정패널 자료와 수입차 동향 ..... | 358 |
| 1. 재정패널 .....              | 358 |
| 2. 수입차 동향 .....            | 359 |
| IV. 수입차 구입 결정요인 모형 .....   | 361 |
| V. 결론 .....                | 366 |
| VI. 참고문헌 .....             | 368 |





# 수입차 선택 모형에 관한 연구

윤 형 호

## 요 약

2012년 9월 수입차 신규 등록 대수는 전년 동월 대비 20.6% 증가한 1만2,123대로 집계되어 사상 최대치를 기록했다. 이에 따라 2012년 8월 말 누적 판매된 수입차의 점유율은 처음으로 10%를 넘었다. 이 같은 수입차의 점유율 증가는 디자인, 기능, 연비, 차량용도 등에서 국산 승용차가 만족할 수 없는 부분을 고객에게 충족시켰기 때문이라고 수 있다. 자동차 판매시장에서 수입차 선호현상과 판매가 증가한 상황에서 어떠한 개인들이 국산차 대신에 수입차를 구매하는지를 보는 것은 흥미로운 연구라고 볼 수 있다. 본 연구에서 재정패널자료를 활용하여 수입차 구입의 결정요인을 분석하고자 한다. 국산차 가운데 가장 2,500cc가 넘는 준대형차 차종과 수입차 가운데 가계가 어느 것을 선택하는지를 살펴볼 것이다. 로짓 모형 분석에 의하면 2~3인 가구와 가구주가 30대, 전문대 이상 고학력, 고용원을 둔 자영업자, 고소득 가구, 차량연료비가 많은 가구가 수입차를 보유할 확률이 높았다. 차량운행이 많은 계층이 수입차의 디자인, 기능, 용도로부터 개성을 만족시키는 것으로 추정할 수 있다. 주택형태와 거주형태, 그리고 자산은 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

## I. 서 론

한국수입자동차협회(KAIDA)에 따르면 2012년 9월 수입차 신규 등록 대수는 전년 동월 대비 20.6% 증가한 1만2,123대로 집계되어 사상 최대치를 기록했다. 반면 국내 완성차 5개사의 내수판매 실적은 전년 동월 대비 6.6% 감소한 11만5,810대에 그쳤다. 이에 따라 2012년 8월 말 누적 판매된 수입차의 점유율은 처음으로 10%를 넘었다. 수입차의 내수 시장점유율은 금융위기 직후인 2009년을 제외하고는 줄곧 성장세였다. 2008년 6.0%에서 2009년 4.9%로 하락한 뒤 2010년 6.9%, 2011년 8.0%의 점유율을 보였다. 특히 2012년 성장세가 예년보다 매우 높다.

업체는 수입차의 공격적인 마케팅, 가격 인하, 젊은 층의 높아진 구매 선호도

등이 수입차의 성장을 이끈 것으로 분석했다. 수입차 고객 중 개인고객 비중이 늘고 있다는 점에서 드러난다. 올해 수입차 구매자 중 법인고객의 비중은 큰 변동이 없지만 개인고객은 28% 이상 증가했다. 향후에도 개별가구의 의사결정에 의해 개인들이 구입하는 수입차는 지속적으로 늘어날 것으로 전망된다.

현재 과거처럼 수입차는 일부 부유층과 특정계층만이 구입하는 것이 아니고 또한 자동차 판매시장에서 무시할 수 없는 점유율을 유지하고 있다. 특별히 30대~40대 등 젊은 층과 중간소득 계층도 구매함에 따라 수입차는 대중적이 되고 있다. 이 같은 수입차의 점유율 증가는 디자인, 기능, 연비, 차량용도 등에서 국산 승용차가 만족할 수 없는 부분을 고객에게 충족시켰기 때문에 이루어졌다고 볼 수 있다. 이제 수입차의 시장은 폭 넓은 고객층이 선호도와 라이프스타일에 따라 수입차를 선택할 정도로 크게 성장하였다.

소비자 경제의 관점에서 보면 가계는 수입차를 터부시하기 보다는 유사한 수준의 국산 승용차 비해 가구의 필요 혹은 개인특성을 가장 만족시킬 수 있는 수입차종을 선택한다고 볼 수 있다. 수입차의 최근 점유율의 급격한 향상은 이러한 점을 뒷받침한다고 볼 수 있다. 이렇게 자동차 판매시장에서 수입차 선호현상과 판매가 증가한 상황에서 어떠한 개인들이 국산차 대신에 수입차를 구매하는지를 보는 것은 흥미로운 연구라고 볼 수 있다.

현재 자동차 시장은 국산차와 수입차 업계가 모두 다양한 디자인, 용도, 기능을 가진 차량을 판매하고 있다. 이처럼 차의 성능, 디자인, 용도가 다양해짐에 따라 가계가 승용차를 구입하는 여부만을 고려하는 의사결정을 분석하는 연구도 중요하지만 어떠한 차종을 선택하는지를 살펴보는 것은 소비자 경제와 산업조직 관점에서 의미있는 연구라 할 수 있겠다. 업계는 디자인, 용도, 기능면에서 다양한 수입차가 판매되어 특정 소비자층의 욕구를 만족시키고 있다고 주장하고 있다. 본 연구에서는 가구특성 및 개인특성이 수입차와 유사한 수준의 국산차 가운데 구입 과정에 어떻게 영향을 미치는지를 분석하여 업계의 주장을 실증적으로 확인해 보고자 한다.

2000년 대 중반까지만 해도 국내업체가 승용차 시장을 절대적으로 지배했기 때문에 승용차 구입에 관한 연구는 수입차를 구입가능한 대체재로 보고 구입결정에 관한 연구가 이루어진 적은 없다. 이때 국산차와 수입차의 구분이 없이 승용차의

배기량을 기준으로 보유차량의 등급결정에 관한 요인을 분석하는 연구에 그쳤다(이성근 2003; 최도형·이양섭 2005). 본 연구에서 재정패널자료를 활용하여 수입차 구입의 결정요인을 분석하고자 한다.

## II. 선행연구

승용차와 같은 내구재 구입에 관한 의사결정은 복잡한 구조를 가지고 있다. 소비자는 내구재를 구입할 때 제품의 기능 및 규모가 가구의 특성과 개인의 선호를 만족시키는지와 구입비용이 적정한지만 고려하는 것이 아니라 구입 후에 제품을 사용하고 유지하는 비용과 효율성에도 관심을 가지기 때문이다. 내구재 구입에 관한 초기의 연구는 전기기구에 대한 구입과 구입 후에 전기기구 사용에 따른 전기수요에 관한 연구에서 시작하였다(Dubin and McFadden 1985). Dubin and McFadden (1985)은 가계의 전기수요 연구에서 전기기구를 구입할 때 규모와 종류가 일단 정해지고 이후 전기기구가 전기수요를 결정하는 외생적인 설명변수로 사용되는 것은 옳지 않다고 하였다. 전기기구는 후일 유지하는 비용과 효율성을 고려하여 구입하기 때문에 전기기구 선택과 전기수요에 관한 두 가지 의사결정은 동시에 이루어진다고 보고 있다.

이 같은 내구재 구입에 관한 의사결정 구조를 따라 Train(1986)은 승용차의 구입과 연료수요에 관한 연구를 하였고 유류세, 유류가격, 가타 승용차 유지비용이 구입차종에 영향을 미치는 것을 파악하였다. 하지만 이 같은 연구는 가구특성에 관한 자료, 자동차 특성과 기능에 관한 자료, 운행에 따른 운영비용과 운영효율에 관한 자료를 포함한 많은 자료가 있어야 하기 때문에 수행하기가 쉽지 않다.

따라서 국내에서는 승용차 구입에 관해 연구에서 구입결정에 관한 제한된 연구만이 이루어져 있다. 먼저 이성근(2003)은 승용차를 배기량의 크기에 따라 3개의 등급(소형, 중형, 대형)으로 구분하고 구입 승용차의 등급에 영향을 미치는 설명요인으로 가구소득, 휘발유 가격, 연료비용, 연령, 대도시 더비 등을 사용하였다. 특별히 차종선택이 배기량에 따른 등급을 내포하고 있으므로 순위형 로짓을 사용하였다.

비슷한 맥락에서 최도형·이양섭(2005)은 승용차를 배기량의 크기에 따라 4개의 등급으로 구분하고 개인등록/법인등록 더미, 주행거리, 연령, 운전경력, 성별, 자동차보유 대수, 소득을 설명변수로 사용하는 순위 프로빗 모형을 사용하였다. 자동차보유 대수를 제외한 대부분의 변수가 유의하였다.

2000년대 초반 수입차의 점유율이 미미하였기 때문에 선행연구들은 따로 수입차 시장을 구분하고 수입차에 관심을 가지지는 않았다. 본 연구는 고객의 수입차 구입에 영향을 미치는 요인을 분석한다는 점에서 국내 선행연구와는 차이가 있다. 선행연구들이 이루어진 2000년 초반 수입차의 점유율이 2% 안팎에 불과했던 것과 달리 올해 점유율이 10%가 넘을 것으로 예상됨에 따라 수입차 구입을 연구하는 것은 유용하다고 볼 수 있다.

또한 이전 선행연구들은 자동차의 배기량에 따라 등급을 정했기 때문에 차량은 엔진파워와 사양에서 질적으로 크게 차이가 있다고 볼 수 있다. 따라서 선행연구들은 수직적으로 차이가 있는 (vertically differentiated) 자동차들의 구입에 영향을 미치는 가구특성에 관심을 가졌다고 볼 수 있다. 반면 본 연구는 소비자가 수입차와 동급의 국산차가 가격과 엔진파워 면에서 유사하지만 디자인과 기능, 용도 면에서 차이가 있고 이런 상황에서 고객은 자신의 개성을 만족시킬 수 있는 수입차를 선택하는지를 보았다는 점에서 수평적으로 차이가 있는(horizontally differentiated) 자동차들의 구입에 관심을 가졌다고 볼 수 있다.

### III. 재정패널 자료와 수입차 동향

#### 1. 재정패널

본 연구는 수입차 구입 결정요인을 분석하기 위해 한국조세연구원이 구축하는 재정패널을 사용한다. 한국조세연구원은 조세정책과 행정을 연구하고 분석하는데 활용할 수 있는 실증적인 조사 자료를 수집하기 위해 재정패널조사를 하고 있다. 재정패널은 가계의 조세부담 및 가계가 정부로부터 받는 혜택을 파악하고 이를

기준으로 부담과 혜택의 공평성 및 소득 재분배 효과를 분석함으로써 국가정책의 성과를 평가하고 이러한 평가를 바탕으로 정부지출의 합리성 판단과 국민의 부담을 개선할 수 있는 정책을 수립하는데 사용된다.

재정패널조사 대상자는 제주도·도서지역을 제외한 전국 15개 시도에 거주하고 있는 일반 가구와 가구원이다. 재정패널조사는 매년 주기로 조사를 약 5,000가구를 대상으로 진행하고 있으며 2007년부터 2011년 까지 실시되었다. 매년 종합소득 신고자 신고가 끝나는 5월에 실사를 시작하여 8월말까지 현장실사가 수행된다. 재정패널조사 설문은 조사원에 의한 면접타계식(face-to-face interview)을 기본원칙으로 하고 있다. 재정패널 조사의 조사표는 가구 조사표와 가구원(개인) 조사표로 구성된다. 가구조사표는 가구의 현황이나 경제 상황에 대한 설문으로 구성되어 있고, 가구원 조사표는 15세 이상 가구원 중 소득활동을 하는 사람을 대상으로 경제활동 상태, 연간소득이나 소득세 납부액, 소득신고 현황, 재산보유, 자동차소유, 주류 및 담배지출, 기타 주요 부문별 지출에 대한 설문 등으로 구성되어 있다

## 2. 수입차 동향

한국수입자동차협회(KAIDA)에 따르면 2012년 9월 수입차 신규 등록 대수는 전년 동월 대비 20.6% 증가한 1만2,123대로 집계되어 사상 최대치를 기록했다. 지난 5월 역대 최고기록(1만1,708대)을 4개월 만에 갱신했다. 협회에 따르면 2012년 1~9월 수입차는 9만5,706대가 팔려 지난해 동기간 팔린 7만9,694대에 견줘 20.1% 증가하였다. 10월에 누적 10만대 돌파가 확실시되고 10만대 판매달성은 지난해보다 두 달가량 빠르다. 업계에 따르면 2012년 11만대 이상 판매될 것으로 예상된다.

반면 2012년 9월 국내 완성차 5개사의 내수판매 실적은 전년 동월 대비 6.6% 감소한 11만5,810대에 그쳤다. 또한 2012년 1~9월 국내 완성차 5사의 내수 판매 실적은 85만2,514대로 전년 동기 대비 6.6% 감소했다. 이에 따라 2012년 8월 말 누적 판매된 수입차의 점유율은 처음으로 10%를 넘었다.

수입차의 내수 시장점유율은 금융위기 직후인 2009년을 제외하고는 줄곧 성장세였다. 2008년 6.0%에서 2009년 4.9%로 하락한 뒤 2010년 6.9%, 2011년 8.0%의 점유율을 보였다. 특히 2012년 성장세가 예년보다 가파르다.

<표 1> 수입차시장의 점유율

| 연도       | 국산차       | 수입차     | 계            | 수입차점유율 |
|----------|-----------|---------|--------------|--------|
| 2000     | 1,057,620 | 4,414   | 1,062,034.00 | 0.42   |
| 2001     | 1,065,161 | 7,747   | 1,072,908.00 | 0.72   |
| 2002     | 1,225,210 | 16,119  | 1,241,329.00 | 1.30   |
| 2003     | 1,001,874 | 19,481  | 1,021,355.00 | 1.91   |
| 2004     | 859,977   | 23,345  | 883,322.00   | 2.65   |
| 2005     | 913,550   | 30,901  | 944,451.00   | 3.27   |
| 2006     | 935,681   | 40,530  | 976,211.00   | 4.15   |
| 2007     | 986,416   | 53,390  | 1,039,806.00 | 5.13   |
| 2008     | 958,854   | 61,648  | 1,020,502.00 | 6.04   |
| 2009     | 1,174,743 | 60,993  | 1,235,736.00 | 4.94   |
| 2010     | 1,217,764 | 90,562  | 1,308,326.00 | 6.92   |
| 2011     | 1,211,284 | 105,037 | 1,316,321.00 | 7.98   |
| 2012.1-8 | 752,009   | 83,583  | 835,592.00   | 10.00  |

자료: 수입차협회

수입차 업계에 따르면 최근 30대 고객이 크게 늘었다고 한다. 불과 몇 년 전만 해도 수입차 고객의 대부분은 50대 이상이였지만 이젠 40대를 거쳐 30대까지 수입차를 찾고 있다. 과거 30대 고객은 연예인, 의사 등 전문직 종사자와 일부 매니아 층에 한정됐지만 요즘은 일반 회사원도 수입차를 구입하는 경우가 늘고 있다고 업계는 전한다. 수입차 협회에 따르면 2012년 1~9월 연령별 수입차 구입을 보면 30대의 비중이 36.5%로 가장 높다.

수입차 업체들이 차종을 대형차 위주에서 중소형 및 RV 등으로 다양화하면서 구매자의 연령이 낮아지고 있다. 과거에는 특정 부유층만이 수입차를 구입하고 일반인의 수입차 구입을 터부시했다. 하지만 현재 나름대로의 개성을 갖고 차량운행으로부터 라이프 스타일과 관련된 만족을 얻는 젊은 직장인들의 수입차 디자인, 기능, 용도에 만족하면서 구매에 동참하고 있다. 또한 고유가 시대가 장기화되면서 연료비를 절약할 수 있는 디젤 세단에 대한 수요가 늘어난 것도 수입차 판매 확대에 기여했다. 이들 모델은 연료비가 상대적으로 싼 디젤을 쓰면서도 연비도 매우 높아 경제적인 차로 평가받고 있다.

<표 2> 연령별 수입차 구입 (2012년 1~9월)

| 10대  | 20대   | 30대    | 40대    | 50대   | 60대   | 70세 이상 | 계      |
|------|-------|--------|--------|-------|-------|--------|--------|
| 21   | 4,892 | 19,987 | 14,951 | 9,499 | 3,980 | 1,375  | 54,705 |
| 0.0% | 8.9%  | 36.5%  | 27.3%  | 17.4% | 7.3%  | 2.5%   | 100.0% |

#### IV. 수입차 구입 결정요인 모형

가계가 수입차와 국산차 가운데 어느 것을 구입하는지를 분석하기 위해서는 먼저 동일한 수준에서 의사결정이 이루어지도록 하여야 한다. 국산차는 배기량 1,000cc 미만 경승용차부터 3,000cc가 넘는 대형차까지 다양한 차종이 있다. 또한 가격이 1천만원부터 4~5천만원이 넘는 대형차까지 다양한 차종이 있다. 반면 수입차는 배기량이 기본적으로 2,000cc가 넘고 가격대도 최소 3천만원이 넘는다. 따라서 가계가 수입차와 국산차 가운데 어느 것을 구입하는지를 분석하기 위해서는 유사한 가격대의 국산차와 수입차 가운데 어느 것을 선택하는지를 보는 것이 적절하다고 본다.

이 연구에서는 국산차 가운데 가장 2,500cc가 넘는 준대형차 차종과 수입차 가운데 가계가 어느 것을 선택하는지를 살펴볼 것이다.<sup>1)</sup> 준대형차 차종의 대표적인 것으로 가격이 3~4천만원대의 그랜저를 들 수 있다. 이 정도 가격을 부담할 수 있는 가계는 수입차 가운데서 인기차종인 폭스바겐의 골프를 구입할 수 있다.

재정패널 자료는 보유차량의 차종을 구분하고 있다. 표본 가운데 국산 준대형차를 보유한 가구는 311가구, 수입차를 보유한 가구는 64가구이다. 재정패널에서 얻을 수 있는 가계의 특성을 알려주는 가구주 성별, 연령, 직업, 종사자 지위, 학력 등이고 가구원수, 주택형태, 거주형태 등이다. 차종선택과 이러한 가구특성과의 교차분석을 살펴보면 수입차 선택에 있어서 중요한 사항은 다음과 같다.

먼저 30대의 수입차 보유비중은 18.8%로 국산차 보유비중 11.3%보다 현저히 높다. 가구원수도 보면 3인가구의 수입차 보유비중이 31.3%로 국산차 보유비중 22.8%보다 크다. 학력을 보면 대졸자의 수입차 보유비중이 62.5%로 국산차 보유비

1) 국산차종: 그랜저, 배러크루즈, 에쿠스, 제네시스, 모하비, 오피러스, K7, 체어맨, SM7



중 41.3%보다 훨씬 크다. 주택형태를 보면 아파트거주 수입차 보유비중이 82.8%로 국산차 보유비중 73.6%보다 크다. 거주형태를 보면 전세거주 수입차 보유비중이 26.6%로 국산차 보유비중 20.3%보다 크다. 이점은 최근 논의되는 것처럼 청년층과 전문직 종사자들이 주택을 마련하여 거주의 안정성을 확보하기 보다는 자신의 라이프 스타일을 만족시키는 차량구입에 우선한다는 점과 일치한다. 종사자지위를 보면 고용원있는 자영업자 수입차 보유비중이 37.9%로 국산차 보유비중 18.2%보다 훨씬 크다. 직업을 보면 전문직 수입차 보유비중이 21.9%로 국산차 보유비중 9.0%보다 훨씬 크다.

<표 3> 교차분석

|                |        | 국산차 |      | 수입차 |      |            |                 | 국산차 |      | 수입차 |      |
|----------------|--------|-----|------|-----|------|------------|-----------------|-----|------|-----|------|
|                |        | 빈도  | %    | 빈도  | %    |            |                 | 빈도  | %    | 빈도  | %    |
| 성별             | 남      | 295 | 94.9 | 58  | 90.6 | 주택<br>형태   | 단독주택            | 50  | 16.1 | 6   | 9.4  |
|                | 여      | 16  | 5.1  | 6   | 9.4  |            | 아파트             | 229 | 73.6 | 53  | 82.8 |
| 가구<br>원수       | 1      | 8   | 2.6  | 0   | 0.0  |            | 연립주택            | 24  | 7.7  | 1   | 1.6  |
|                | 2      | 45  | 14.5 | 10  | 15.6 |            | 오피스텔            | 1   | 0.3  | 2   | 3.1  |
|                | 3      | 71  | 22.8 | 20  | 31.3 |            | 복합용도주택          | 6   | 1.9  | 2   | 3.1  |
|                | 4      | 134 | 43.1 | 25  | 39.1 |            | 기타              | 1   | 0.3  | 0   | 0.0  |
|                | 5      | 43  | 13.8 | 4   | 6.3  | 거주<br>형태   | 자가              | 224 | 72.0 | 46  | 71.9 |
|                | 6      | 9   | 2.9  | 2   | 3.1  |            | 전세              | 63  | 20.3 | 17  | 26.6 |
|                | 7      | 0   | 0.0  | 2   | 3.1  |            | 보증부 월세          | 15  | 4.8  | 0   | 0.0  |
|                | 8      | 0   | 0.0  | 1   | 1.6  |            | 무보증 월세          | 1   | 0.3  | 0   | 0.0  |
|                | 9      | 1   | 0.3  | 0   | 0.0  |            | 기타              | 8   | 2.6  | 1   | 1.6  |
| 연령             | 20대    | 2   | 0.6  | 0   | 0.0  | 종사상<br>지 위 | 임금 근로자          | 147 | 52.5 | 26  | 44.8 |
|                | 30대    | 35  | 11.3 | 12  | 18.8 |            | 일용 근로자          | 8   | 2.9  | 0   | 0.0  |
|                | 40대    | 112 | 36.0 | 22  | 34.4 |            | 고용원이 없는<br>자영업자 | 71  | 25.4 | 8   | 13.8 |
|                | 50대    | 99  | 31.8 | 21  | 32.8 |            | 고용원을 둔<br>자영업자  | 51  | 18.2 | 22  | 37.9 |
|                | 60대 이상 | 63  | 20.3 | 9   | 14.1 |            | 무급 가족 종사자       | 3   | 1.1  | 2   | 3.4  |
| 혼인<br>상태       | 기혼     | 294 | 94.5 | 60  | 93.8 | 직업         | 행정관료직           | 12  | 3.9  | 5   | 7.8  |
|                | 사별,이혼  | 9   | 2.9  | 4   | 6.3  |            | 전문직             | 28  | 9.0  | 14  | 21.9 |
|                | 미혼     | 8   | 2.6  | 0   | 0.0  |            | 사무직             | 91  | 29.3 | 19  | 29.7 |
| 최종<br>교육<br>기관 | 안받음    | 1   | 0.3  | 0   | 0.0  |            | 판매/서비스직         | 73  | 23.5 | 16  | 25.0 |
|                | 초등학교   | 4   | 1.3  | 1   | 1.6  |            | 기능직             | 56  | 18.0 | 3   | 4.7  |
|                | 중학교    | 15  | 4.8  | 0   | 0.0  |            | 노무직             | 7   | 2.3  | 0   | 0.0  |
|                | 고등학교   | 99  | 31.1 | 7   | 10.9 |            | 농림어업            | 6   | 1.9  | 0   | 0.0  |
|                | 전문대학교  | 15  | 4.8  | 5   | 7.8  |            | 기타 취업           | 7   | 2.3  | 1   | 1.6  |
|                | 대학교    | 144 | 46.3 | 40  | 62.5 |            | 전업주부            | 2   | 0.6  | 0   | 0.0  |
|                | 대학원 석사 | 24  | 7.7  | 9   | 14.1 |            | 무직(퇴직)          | 28  | 9.0  | 6   | 9.4  |
|                | 대학원 박사 | 9   | 2.9  | 2   | 3.1  |            | 학생              | 1   | 0.3  | 0   | 0.0  |

수입차 보유에 관한 결정요인을 분석하기 위해 가계가 국산차와 수입차와 가운데 어느 것을 보유했는지를 확인하고 수입차를 1로 국산차를 0으로 하여 종속변수로 정한다. 다음 차종결정에 영향을 미칠 수 있는 적절한 설명변수를 선택한 후 로짓 모형을 구축한다.

먼저 앞에서 분석한 교차분석의 토대 위에 설명변수를 선택한다, 교차분석에서 차량보유에 영향을 미친 변수인 가구주의 직업, 연령, 직업, 주택형태, 거주형태를 설명변수로 선택한다. 이외 자산, 부채, 경상소득과 같은 가계재정과 관련 있는 변수도 수입차 선택에 영향을 미치는 경제적 요인으로 볼 수 있기 때문에 설명변수로 선택한다.

또한 가구주의 라이프스타일 역시 수입차 선택에 영향을 미친다고 볼 수 있다. 여행과 레저를 선호하고, 문화오락을 지출을 많이 하는 계층은 수입차의 디자인과 기능이 자신의 라이프스타일과 부합한다고 생각할 수 있다. 이점을 감안하여 경상소득 대비 외식비, 문화오락 지출비, 의류 및 잡화 구입비, 여행·스포츠·레저 비용의 비중을 설명변수로 고려한다. 마지막으로 차량운행 패턴 역시 차종결정에 영향을 미칠 수 있다. 예를 들면 일상적 여가활동 혹은 사업을 위해 주행거리가 많다면 자신의 개성을 표현하거나 차량운전으로부터 라이프스타일에 대한 만족을 얻기 위해 특정 차종을 선택할 수 있다. 재정패널은 차량거리 정보는 없지만 대신 차량연료 비용이 있기 때문에 이를 설명변수로 사용한다.

먼저 가구원의 경우 교차분석을 토대로 가구원이 2~3인 가구와 그렇지 않은 가구로 구분한다. 현재 가구당 자녀가 1.2명임을 감안하면 표준적인 가구와 4인 이상 대가구로 구분하는 것이다. 연령은 10세 터울로 계층별 변수를 삼고 10대를 참조변수로 삼는다. 학력은 전문대 이상 고학력과 이하인 저학력으로 구분한다. 직업의 경우 업계에서는 전문직이 주로 수입차를 구입한다고 주장하기 때문에 전문직 더미를 설명변수로 사용한다. 특별히 종사자지위 변수에 관해 교차분석에서 고용원 둔 자영업자(사업체 대표)가 수입차를 많이 보유하고 있어 이를 더미변수로 삼는다. 주택유형에서는 아파트를 거주유형에서는 자가로 기준으로 더미변수를 사용한다.

설명변수들의 강건성을 확보하기 위해 다양한 변수들의 조합을 통해 주요 설명변수들의 유의성을 살펴보았다. 먼저 <표 4>는 모든 설명변수들을 포함한 로짓모

형의 결과를 보여준다. 교차분석에서 본 것처럼 2-3인 가구와 가구주가 30대, 전문대 이상 고학력, 고용원을 둔 자영업자, 고소득 가구, 차량연료비가 많은 가구가 수입차를 보유할 확률이 높다. 주택형태와 거주형태, 그리고 자산은 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

실증연구 결과 업계에서 지적인 것처럼 비교적 수입차 구입에 제약을 받지 않고 자유로운 개성을 찾는 고용원을 둔 자영업자, 30대가 수입차를 구입하고 있다. 하지만 예상과는 달리 여행·스포츠·레저 비용의 비중은 영향을 미치지 못 하는 것으로 나타났다. 하지만 차량연료비가 많은 가구가 수입차를 구입하는 것으로 나타나 차량운행이 많은 계층이 수입차의 디자인, 기능, 용도로부터 개성을 만족시키는 것으로 추정할 수 있다. 또한 특별히 다른 모형에서도 이들 5개의 설명변수의 유의성은 지속되었다.

<표 4> 로짓분석 1

| 구분                 | B            | S.E.        | Wals         | 자유도      | 유의확률        | Exp(B)       |
|--------------------|--------------|-------------|--------------|----------|-------------|--------------|
| <b>2·3인 가족</b>     | <b>.834</b>  | <b>.350</b> | <b>5.685</b> | <b>1</b> | <b>.017</b> | <b>2.303</b> |
| <b>월 경상소득</b>      | <b>.001</b>  | <b>.000</b> | <b>7.974</b> | <b>1</b> | <b>.005</b> | <b>1.001</b> |
| 총자산                | .000         | .000        | .778         | 1        | .378        | 1.000        |
| 총부채                | .000         | .000        | .064         | 1        | .801        | 1.000        |
| 20대                | -19.308      | 40192.970   | .000         | 1        | 1.000       | .000         |
| <b>30대</b>         | <b>1.471</b> | <b>.610</b> | <b>5.821</b> | <b>1</b> | <b>.016</b> | <b>4.355</b> |
| 40대                | .586         | .529        | 1.228        | 1        | .268        | 1.797        |
| 50대                | .435         | .497        | .767         | 1        | .381        | 1.545        |
| <b>전문대이상</b>       | <b>1.116</b> | <b>.436</b> | <b>6.560</b> | <b>1</b> | <b>.010</b> | <b>3.052</b> |
| 전문직                | .488         | .425        | 1.317        | 1        | .251        | 1.630        |
| <b>고용원을 둔 자영업자</b> | <b>.630</b>  | <b>.376</b> | <b>2.806</b> | <b>1</b> | <b>.094</b> | <b>1.878</b> |
| 아파트                | -.046        | .428        | .012         | 1        | .914        | .955         |
| 자가                 | .247         | .381        | .422         | 1        | .516        | 1.280        |
| 외식비 비중             | .167         | 1.850       | .008         | 1        | .928        | 1.182        |
| 문화생활비 비중           | 9.112        | 14.461      | .397         | 1        | .529        | 9064.642     |
| 의류및잡화구입비 비중        | -2.634       | 2.448       | 1.158        | 1        | .282        | .072         |
| 화장품및이미용비 비중        | 6.567        | 9.083       | .523         | 1        | .470        | 711.438      |
| 여행스포츠레저비 비중        | 1.655        | 1.602       | 1.067        | 1        | .302        | 5.232        |
| <b>1대당 유류비</b>     | <b>.010</b>  | <b>.005</b> | <b>4.376</b> | <b>1</b> | <b>.036</b> | <b>1.010</b> |
| 상수항                | -5.032       | .870        | 33.465       | 1        | .000        | .007         |

<표 5> 로짓분석 2

| 구분                 | B            | S.E,        | Wals          | 자유도      | 유의확률        | Exp(B)       |
|--------------------|--------------|-------------|---------------|----------|-------------|--------------|
| <b>2·3인 가족</b>     | <b>.821</b>  | <b>.348</b> | <b>5.555</b>  | <b>1</b> | <b>.018</b> | <b>2.273</b> |
| <b>월 경상소득</b>      | <b>.001</b>  | <b>.000</b> | <b>10.287</b> | <b>1</b> | <b>.001</b> | <b>1.001</b> |
| 20대                | -19.427      | 40192.970   | .000          | 1        | 1.000       | .000         |
| <b>30대</b>         | <b>1.361</b> | <b>.595</b> | <b>5.236</b>  | <b>1</b> | <b>.022</b> | <b>3.898</b> |
| 40대                | .500         | .521        | .920          | 1        | .337        | 1.648        |
| 50대                | .371         | .492        | .568          | 1        | .451        | 1.449        |
| <b>전문대이상</b>       | <b>1.134</b> | <b>.437</b> | <b>6.748</b>  | <b>1</b> | <b>.009</b> | <b>3.108</b> |
| 전문직                | .498         | .420        | 1.408         | 1        | .235        | 1.645        |
| <b>고용원을 둔 자영업자</b> | <b>.679</b>  | <b>.368</b> | <b>3.410</b>  | <b>1</b> | <b>.065</b> | <b>1.971</b> |
| 아파트                | -.020        | .424        | .002          | 1        | .962        | .980         |
| 자가                 | .188         | .374        | .254          | 1        | .614        | 1.207        |
| 외식비 비중             | .214         | 1.851       | .013          | 1        | .908        | 1.239        |
| 문화생활비 비중           | 9.363        | 14.317      | .428          | 1        | .513        | 11648.210    |
| 의류및잡화구입비 비중        | -2.806       | 2.460       | 1.301         | 1        | .254        | .060         |
| 화장품및미용비 비중         | 7.071        | 9.021       | .614          | 1        | .433        | 1177.242     |
| 여행스포츠레저비 비중        | 1.704        | 1.606       | 1.125         | 1        | .289        | 5.496        |
| <b>1대당 유류비</b>     | <b>.010</b>  | <b>.005</b> | <b>4.279</b>  | <b>1</b> | <b>.039</b> | <b>1.010</b> |
| 상수항                | -4.919       | .860        | 32.751        | 1        | .000        | .007         |

<표 5> 로짓분석 3

| 구분                 | B            | S.E,        | Wals          | 자유도      | 유의확률        | Exp(B)       |
|--------------------|--------------|-------------|---------------|----------|-------------|--------------|
| <b>2·3인 가족</b>     | <b>.804</b>  | <b>.342</b> | <b>5.523</b>  | <b>1</b> | <b>.019</b> | <b>2.235</b> |
| <b>월 경상소득</b>      | <b>.001</b>  | <b>.000</b> | <b>10.265</b> | <b>1</b> | <b>.001</b> | <b>1.001</b> |
| 20대                | -19.417      | 40192.970   | .000          | 1        | 1.000       | .000         |
| <b>30대</b>         | <b>1.249</b> | <b>.552</b> | <b>5.128</b>  | <b>1</b> | <b>.024</b> | <b>3.487</b> |
| 40대                | .447         | .509        | .771          | 1        | .380        | 1.564        |
| 50대                | .333         | .487        | .469          | 1        | .494        | 1.395        |
| <b>전문대이상</b>       | <b>1.127</b> | <b>.431</b> | <b>6.848</b>  | <b>1</b> | <b>.009</b> | <b>3.086</b> |
| 전문직                | .519         | .414        | 1.568         | 1        | .210        | 1.680        |
| <b>고용원을 둔 자영업자</b> | <b>.670</b>  | <b>.366</b> | <b>3.347</b>  | <b>1</b> | <b>.067</b> | <b>1.954</b> |
| 외식비 비중             | .146         | 1.844       | .006          | 1        | .937        | 1.158        |
| 문화생활비 비중           | 8.594        | 13.937      | .380          | 1        | .537        | 5400.450     |
| 의류및잡화구입비 비중        | -2.743       | 2.494       | 1.210         | 1        | .271        | .064         |
| 화장품및미용비 비중         | 7.012        | 9.003       | .607          | 1        | .436        | 1109.330     |
| 여행스포츠레저비 비중        | 1.754        | 1.606       | 1.193         | 1        | .275        | 5.779        |
| <b>1대당 유류비</b>     | <b>.010</b>  | <b>.005</b> | <b>4.343</b>  | <b>1</b> | <b>.037</b> | <b>1.010</b> |
| 상수항                | -4.734       | .735        | 41.478        | 1        | .000        | .009         |

<표 5> 로짓분석 4

| 구분                 | B            | S.E.        | Wals          | 자유도      | 유의확률        | Exp(B)       |
|--------------------|--------------|-------------|---------------|----------|-------------|--------------|
| <b>2·3인 가족</b>     | <b>.799</b>  | <b>.338</b> | <b>5.600</b>  | <b>1</b> | <b>.018</b> | <b>2.224</b> |
| <b>월 경상소득</b>      | <b>.001</b>  | <b>.000</b> | <b>11.829</b> | <b>1</b> | <b>.001</b> | <b>1.001</b> |
| 20대                | -19.598      | 40192.970   | .000          | 1        | 1.000       | .000         |
| <b>30대</b>         | <b>1.112</b> | <b>.538</b> | <b>4.268</b>  | <b>1</b> | <b>.039</b> | <b>3.042</b> |
| 40대                | .379         | .502        | .569          | 1        | .451        | 1.461        |
| 50대                | .304         | .477        | .406          | 1        | .524        | 1.355        |
| <b>전문대이상</b>       | <b>1.144</b> | <b>.428</b> | <b>7.154</b>  | <b>1</b> | <b>.007</b> | <b>3.140</b> |
| 전문직                | .547         | .411        | 1.774         | 1        | .183        | 1.729        |
| <b>고용원을 둔 자영업자</b> | <b>.671</b>  | <b>.350</b> | <b>3.665</b>  | <b>1</b> | <b>.056</b> | <b>1.956</b> |
| <b>1대당 유튜브비</b>    | <b>.010</b>  | <b>.005</b> | <b>3.998</b>  | <b>1</b> | <b>.046</b> | <b>1.010</b> |
| 상수항                | -4.531       | .657        | 47.583        | 1        | .000        | .011         |

## V. 결론

2012년 9월 수입차 신규 등록 대수는 전년 동월 대비 20.6% 증가한 1만2,123대로 집계되어 사상 최대치를 기록했다. 이에 따라 2012년 8월 말 누적 판매된 수입차의 점유율은 처음으로 10%를 넘었다. 수입차의 시장은 구매고객이 자신의 선호도와 라이프스타일에 따라 수입차 혹은 동일한 가격대 혹은 동일 수준의 국산차 가운데 어느 것을 구입할까 고려할 정도까지 크게 성장하였다.

소비자 경제의 관점에서 보면 가계는 수입차 혹은 유사한 수준의 국산 승용차 가운데 구매고객의 가구의 필요 혹은 개인특성을 가장 만족시킬 수 있는 차종을 선택한다고 볼 수 있다. 본 연구에서 자동차 판매시장에서 수입차 선호현상과 판매가 증가된 상황에서 어떠한 개인들이 수입차를 구입하는지를 살펴보았다.

로짓분석에 따르면 업계에서 지적한 것처럼 비교적 수입차 구입에 제약을 받지 않고 자유로운 개성을 찾는 고용원을 둔 자영업자, 30대가 수입차를 구입하고 있다. 하지만 예상과는 달리 여행·스포츠·레저 비용의 비중은 영향을 미치지 못

하는 것으로 나타났다. 하지만 차량연료 비용이 많은 가구가 수입차를 구입하는 것으로 나타나 차량운행이 많은 계층이 수입차의 디자인, 기능, 용도에 더 관심을 갖고 이로부터 만족을 얻는 것으로 추정할 수 있다.

본 연구가 수입차의 다양한 디자인, 기능이 소비자의 개성과 욕구를 만족시키고 있고 이에 따라 수입차의 시장점유율이 늘어나는 상황에서 소비자의 수입차 구입에 의사결정을 분석했다는 점에서 의미는 있지만 몇 가지 분석상의 한계를 가지고 있다.

먼저 수입차와 국산 대형차 가운데 차량구입을 선택하는 것을 보기위해 보유차량의 대부분을 차지하는 소형, 중형차를 제외함에 따라 재정패널에서 얻을 수 있는 가구표본이 적다. 둘째, 로짓분석의 결과를 보면 수입차 선택에 영향을 미치는 설명변수들이 업계의 관측과는 일치하지만 라이프 스타일에 관한 설명변수의 영향력은 확인할 수 없었다. 이점은 앞서 언급한 것처럼 표본 수가 적기 때문에 일어난 결과일 수 있다. 마지막으로 본문에서 이 연구가 수평적으로 차이가 있는 차종들 가운데 차량구매에 관한 의사결정을 분석한다고 하였지만 수입차 안에서 가격이 4천만원부터 1억이 넘는 차종이 있으므로 수평적으로 차이가 있는 차종들에 관한 연구라고 보는 데는 일정 약점이 있다. 이에 따라 로짓분석에서 수입차 구입에 경상소득이 영향을 미친 것으로 판단된다. 물론 차종을 세분화하여 층화로짓(nested logit) 분석을 한다면 좀 더 유의미한 결과를 얻을 수 있지만 앞서 언급한 것처럼 표본 수가 너무 적기 때문에 재정패널 자료를 가지고 가능하지 않다. 이에 관한 연구는 보다 좋은 자료가 가능하면 이루어질 수 있을 것이다.

## VI. 참고문헌

- 이성근 (2003), “교통세의 휘발유 소비에 대한 영향 분석”, 단국대학교 박사학위 논문
- 최도형 · 이양섭 (2005), “이산 선택모형을 이용한 승용차 등급 선택모형 추정”, 에너지 경제연구, 제4권 제2호, pp 43-60
- Durbin, J. and McFadden, D. (1984), "An Econometric Analysis of Residential Electric Appliances Holdings and Consumption", *Econometrica*, Vol 52, pp. 345-362
- Train, K. (1986), *Qualitative Choice Analysis: Theory, Econometrics, and an Application to Automobile Demand*, Cambridge, MIT Press



# 개인연금가입 결정요인 분석

■ 윤 성 주\*

---

\* (한국조세연구원)





## 차 례

|                                                             |     |
|-------------------------------------------------------------|-----|
| I. 서론 .....                                                 | 373 |
| II. 선행연구 .....                                              | 375 |
| III. 분석자료 .....                                             | 377 |
| 1. 재정패널조사(National Survey of Tax and Benefit: NaSTaB) ..... | 377 |
| 2. 표본 .....                                                 | 378 |
| 3. 변수 .....                                                 | 379 |
| 4. 기초자료분석 .....                                             | 381 |
| IV. 실증분석 .....                                              | 387 |
| 1. 개인연금 가입요인 분석 .....                                       | 387 |
| 2. 개인연금·국민연금 가입요인 분석 .....                                  | 393 |
| 3. 연금저축·연금보험 가입요인 분석 .....                                  | 397 |
| V. 요약 및 정책적 시사점 .....                                       | 400 |
| VI. 참고문헌 .....                                              | 402 |



# 개인연금가입 결정요인 분석

윤 성 주

## 요 약

본 연구에서는 『재정패널조사』 자료를 이용하여 경제주체의 개인연금 보유, 공적·개인연금의 4가지 보유상태, 그리고 개인연금의 두 종류인 세제적격·세제비적격 연금보유 결정요인을 (이변량)프로빗모형(bivariate probit model)을 이용하여 실증분석 하였다. 분석결과 상대적으로 저연령층, 여성, 가구원의 구성원이 많은 개인 등의 개인연금 보유확률이 낮게 나타나고 있으며, 특히 소득수준이 개인연금 보유에 미치는 영향이 크게 나타났다. 또한 연금보유상태를 가능한 4가지 형태로 분류한 분석에서는 소득수준이 높아질 경우 연금을 보유하지 않은 경제주체는 개인연금만 가입한 집단으로, 공적연금에만 가입한 경제주체는 두 연금 모두를 보유한 집단으로 이동할 가능성이 있음을 유추할 수 있었다. 두 개인연금을 분석한 결과 소득이 높은 경제주체는 세제적격 연금저축보다 세제비적격 연금보험을 보유하고 있을 확률이 높게 나타났으며, 근로자의 경우 세제적격 연금저축을 보유하고 있을 확률이 높게 나타났다. 분석결과를 바탕으로 현행의 세제혜택 중심의 개인연금지원정책을 다양화할 것을 제언하고 있다.

**핵심 주제어:** 개인연금, 공적연금, 노후소득보장, 이변량 프로빗 모형

**JEL 주제분류:** G23, I38

## I. 서론

통계청 자료에 의하면 우리나라는 저출산·고령화 현상으로 이미 2000년에 고령화사회<sup>1)</sup>로 들어섰으며, 2011년 현재 65세 이상 고령자는 전체인구의 11.8%를 차지하고 있다. 또한 전세계에서 가장 빠른 고령화 속도로 인하여 고령층의 비중은 2030년 24.3%, 2050년 37.4%로 급속히 증가할 것으로 예측되고 있다.

1) 65세이상의 인구가 총인구의 7% 이상이면 고령화사회(Ageing society), 14% 이상이면 고령사회(Aged society), 그리고 20% 이면 초고령사회(Post-aged society)로 분류된다.

저출산·고령화 현상으로 인한 고령자 비중의 증가 및 생산가능인구 비중의 감소는 경제성장에 부정적 영향을 미칠 가능성이 크고, 이는 노인관련지출을 포함한 복지지출규모의 감소로 이어질 가능성이 높다. 따라서 개인들 스스로가 노후를 위한 소득을 준비하여야 할 필요성이 증가하고 있다.

우리나라의 경우 World Bank 등에서 제안하는 다축형 노후소득보장체계(Multipillar Pension Taxonomy)를 갖추고 있으나 2011년 현재 노후를 준비하고 있는 19세 이상의 가구주는 40.1%에 불과하며 이들의 대부분은 공적연금에 의존하고 있다. 저출산·고령화가 급속히 진행되는 현실에서 공적연금의 소득대체율은 시간이 지남에 따라 감소할 가능성이 매우 높으며, 이는 공적연금이 노년의 기초생활조차 보장하기 어려울 가능성이 존재함을 시사한다.

따라서 정부는 개인들이 공적연금 뿐 아니라 사적연금에 가입하여 스스로 노후소득을 보장할 수 있도록 관련혜택을 확대하여 왔다. 개인연금은 노후소득 3층 보장체계 중 3층에 위치하여 노년의 여유있는 생활을 위하여 개인이 자유롭게 선택·가입하는 제도이다. 우리나라의 개인연금제도는 세제혜택의 내용, 즉 소득공제혜택여부 및 연금소득과세여부에 따라 세제적격형연금과 세제비적격형연금으로 구분되며 연금저축(보험)은 세제적격형연금, (일반)연금보험은 세제비적격형연금에 해당된다. 연금저축은 연금을 납입하는 시점에서 소득공제혜택이 있으나, 연금수령 시 소득세를 납부하여야 한다. 즉, 연금저축 가입자는 소득이 상대적으로 높은 경제활동기간으로부터 소득이 낮은 은퇴시기로 납세시점을 이연함으로써 절세효과를 기대할 수 있다. 반면, 연금보험의 경우 연금을 납입하는 시점에서는 세제혜택이 없으나 연금 수령 시점에서 비과세 혜택이 있으며 10년 이상 가입상태를 유지할 경우 중도인출 또는 해약 시에도 이자소득세가 면제된다.

모든 개인이 스스로 노후를 준비할 수 있다면 정부가 개인연금 가입을 지원할 필요가 없다. 즉, 정부가 개인연금 가입을 지원하는 정책의 의도는 저소득층·중산층이 스스로 노후를 준비하게 하는 것일 것이다. 그러나 현행의 개인연금 지원 정책은 세제혜택에 제한되어 있으며, 이와 같은 혜택의 수혜는 고소득계층에 집중될 가능성이 높다. 개인연금 가입과 관련된 선행연구들이 있으나 고령층만을 연구 대상으로 한 것들이 대다수이며, 분석에 이용된 관측치의 수가 충분하지 않아 대표성 문제를 내포하고 있다. 또한 개인연금의 종류를 구분하여 분석한 연구는 찾

아보기 어렵다.

본 연구는 최근자료를 이용하여 개인연금 가입요인을 살펴본 후, 기존의 방법론과 달리 공적연금·개인연금 가입상태를 4가지 형태로 구분하여 가입요인을 살펴 보았다. 또한 개인연금의 두 가지 형태인 연금저축과 연금보험의 가입요인을 비교·분석하였다. 이와 같은 여러 형태의 분석을 바탕으로 개인연금 활성화를 위한 시사점을 제공하는 것이 본 연구의 주요 목적이다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 개인연금과 관련된 선행연구들을 살펴본다. 제Ⅲ장은 실증분석에 이용된 자료, 표본, 변수 및 기초분석을 포함하고 있으며, 제Ⅳ장에서는 개인연금 가입요인, 개인연금과 공적연금을 함께 고려한 가입요인, 개인연금의 두 종류인 연금저축과 연금보험을 함께 고려한 가입요인 등을 실증분석한 결과가 포함되어 있다. 요약 및 실증분석 결과를 바탕으로 한 개인연금 활성화 방안에 대한 시사점은 제Ⅴ장에서 논의한다.

## Ⅱ. 선행연구

기존의 개인연금가입 관련 실증분석 연구 중 개인연금의 비활성화 요인을 역선택 및 상속동기로 접근한 연구로는 송윤아(2006)가 있다. 이 연구는 국민노후보장패널조사 1차년도(2005년도) 자료를 이용하여 개인연금가입의 결정요인에 대한 실증분석을 실행하여 주관적 기대여명이 증가할수록 개인연금가입 가능성은 증가하는 반면 자녀수의 추가적 증가와 연금가입 가능성 사이에는 부(-)의 상관관계가 나타남을 보였다. 전승훈외(2006)는 한국노동패널 4~7차년도(2000~2003년도 조사) 자료를 이용하여 국민연금 가입여부·저축성보험 납입액규모·경제활동상태·저축목적 및 가구주의 연령이 각각 가구의 개인연금 가입결정 및 가입상태변화에 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것을 보였다. 그러나 연금 가입결정 및 가입상태 변화에 영향을 미칠 것으로 예측되는 금융자산, 대체보험 관련 변수들은 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

이윤호(2012)는 Heckman의 2단계 추정모형을 이용하여 가구특성별로 개인연금

에 대한 수요를 분석을 하였다. 한국노동패널 제4~11차년도 자료(2001~2008년)를 이용한 분석결과 개인연금 가입의 결정요소는 근로자가구와 일반가구에서 상이하게 나타났으나, 일반적 예측과 달리 모든 가구유형에서 소득수준이 개인의 연금가입에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

개인연금과 국민연금 사이의 관계에 대한 연구로는 전승훈·임병인(2008)과 김재호(2011)가 있다. 전승훈·임병인(2008)은 국민노후보장패널 1차년도 자료를 이용하여 공적연금과 개인연금 사이의 구축효과(crowding-out effect)가 통계적으로 유의미한 결과를 나타내지 못함을 보였다. 즉, 국민연금 자산규모가 개인연금 가입·자산규모·납입액규모 등에 영향을 미치지 않는다는 것으로 재정건전화를 위한 국민연금 개혁이 개인들의 노후자산 감소로 해석하였다. 저자는 이에 근거하여 공적연금자산의 규모를 줄이는 정책이 행하여질 경우 사적연금의 활성화를 유도할 수 있는 정책적 지원이 함께 검토되어야 한다고 주장하였다. 김재호(2011)는 2007년 국민연금 개혁에 따른 급여의 감소가 개인연금에 미치는 영향을 국민노후보장패널 3차년도 자료를 이용(2005, 2007, 2009년도 자료 이용)하여 분석하였다. 실증분석 결과 소득 1·2분위의 경우 국민연금 개혁으로 인한 급여액의 삭감은 개인연금 납입액에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않았으나 소득 3분위의 경우 2007년 이후 개인연금 보험료가 감소하는 것으로 나타났다. 반면 가장 고소득 계층에 속하는 4분위의 경우 2007년 이후 개인연금 보험료가 증가하는 것으로 나타났다. 이에 근거하여 저자는 공적연금 감소에 따른 자발적 사적연금가입방법 모색 및 저소득계층의 개인연금 가입을 유도하기 위한 현금보조금 등을 제안하고 있다.

전승훈외(2007)는 『대우패널자료』와 『노동패널자료』를 이용하여 소득공제제도가 개인연금 불입액에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 2004년 기준 소득 7~10분위에 속하는 개인들은 2001년 소득공제확대 이후 연금 불입액이 증가하는 것으로 나타났으나, 1~6분위에 속하는 개인들은 동기간 개인연금 납입액의 변화가 없는 것으로 나타났다. 즉, 소득공제 확대에 의한 세제혜택의 증가가 개인들의 연금 불입액을 증가시킨 효과는 나타났으나, 혜택의 대부분이 고소득층에게 집중된 문제점을 보여주었다.

김성숙(2009)은 50대 비은퇴자를 대상으로 우리나라 연금가입구조를 파악하고

이를 바탕으로 연금가입 행태를 유형화하여 유형별 사회·인구학적 특성 및 가계 재무관리의 특성을 비교 분석하였다. 국민노후보장패널조사 1차년도 자료를 이용하여 이단계 군집분석을 실행한 결과 우리나라의 연금가입구조는 연금에 전혀 가입되지 않은 ‘무연금형’, 공적연금에만 가입된 ‘공적연금형’, 공적연금과 퇴직연금에 가입된 ‘공적연금+퇴직금형’, 그리고 공적연금, 퇴직연금, 개인연금 모두에 가입된 ‘3층 노후소득보장형’으로 유형화 되었다. 이와 같은 결과들을 바탕으로 저자는 우리나라 대다수 50대의 노후소득준비는 불충분한 수준이며, 표본상의 26.5%(공적연금+퇴직연금형, 3층 노후소득보장형)만이 비교적 여유로운 노후소득보장상태를 얻을 수 있을 것으로 예측하였다.

이와 같은 개인연금관련 여러 선행연구들이 있으나 대부분의 연구들은 실증분석에서 50세 이상의 고령층만을 대상으로 하였거나<sup>2)</sup>, 소득공제 한도가 240만원이었던 2006년 이전 자료를 이용한 연구들<sup>3)</sup>이 많다. 그리고 소득과 더불어 개인연금의 주요 결정요인으로 생각되는 경제주체들의 금융자산, 부동산, 부채 등은 많은 연구들에서 고려되고 있지 않으며 분석의 표본에 포함된 개인연금 가입자의 수가 적어 많은 변수들이 통계적으로 유의미한 효과를 나타내고 있지 못한 문제점이 있다. 또한 개인연금의 두 종류인 연금저축과 연금보험을 구분하여 분석한 연구는 찾아보기 어렵다.

### III. 분석자료

#### 1. 재정패널조사(National Survey of Tax and Benefit: NaSTaB)

본 연구는 실증분석을 위하여 재정패널조사를 이용하였다. 『재정패널조사』는 한국조세연구원에서 구축하는 자료로 전국<sup>4)</sup>의 일반가구 및 가구원을 대상으로 하며

2) 송윤아(2009), 전승훈·임병인(2008), 김재호(2011), 김성숙(2009) 등.

3) 송윤아(2006), 전승훈외(2006), 전승훈·임병인(2008), 전승훈외(2007), 김성숙(2009) 등.

4) 재정패널은 전국의 일반가구 및 가구원을 대상으로 하고 있으나, 제주도, 도서지역 및 특수지역조사자는 조사모집단에서 제외하고 있다.



2008년 1차 조사를 시작으로 2011년 4차 조사<sup>5)</sup>까지 수행된 상태이다.

『재정패널조사』는 조세정책과 행정 관련 실증분석 연구를 위하여 기획된 것으로 다른 조사자료들과 비교 시 가구 및 개인들의 소득, 자산, 소비지출 등과 관련된 정보가 구체적으로 포함된 장점이 있다. 즉, 개인들의 연금관련 지출내용이 공적연금(국민연금, 공무원연금, 사학연금, 군인연금, 별정우체국연금), 퇴직연금, 개인연금(연금저축/연금신탁/연금펀드, 연금보험) 등으로 세분화 되어 있어 다양한 분석이 가능하다. 또한 기존의 개인연금관련 연구들 중에는 50세 이상의 고령층만을 조사대상으로 한 것들이 많았으나, 재정패널조사는 모든 연령대의 정보를 포함하고 있어 18세 이상의 모든 연금가입대상을 표본에서 고려하여 분석할 수 있는 장점이 있다.

## 2. 표본

실증분석에서는 『재정패널조사』 4차년도 자료를 이용하였다.<sup>6)</sup> 4차년도 자료는 2011년 5월부터 9월까지 조사한 것으로 주로 2010년의 정보를 포함하고 있다. 조사대상은 총 4,778가구와 7,876명<sup>7)</sup>의 가구원인데 가구원은 조사대상 가구에서 소득이 있거나 경제활동을 하는 가구 구성원을 의미한다.

연구의 분석에 이용된 표본은 『재정패널조사』에서 제공하는 가구용자료와 가구원용자료에 있는 정보를 통합하여 추출하였다. 즉, 가구주 이외의 가구 구성원을 표본에 포함시켜 표본의 크기를 증가시켰으며, 개인관련 정보를 기준으로 해당 개인의 가구정보를 첨가하여 정보의 양을 증가시킴과 동시에 회귀분석 시 다양한 변수를 통제하고자 하였다. 또한 표본은 연금 가입 및 수급연령을 고려하여 18세 이상 65세 미만의 개인들만을 고려하였으며 가구경상소득이 '0' 으로 나타난 개인

---

5) 조사내용은 조사시점 전년도에 내용을 주로 포함하고 있다. 즉, 2011년의 4차 조사내용은 주로 2010년의 대상 가구 및 개인의 정보에 관한 것을 포함하고 있다.

6) 본 연구에서 패널분석(panel analysis)이 아닌 횡단면분석(cross-sectional analysis)을 수행한 이유는 개인연금가입기간이 10년 이상으로 해당 변수가 시간이 변함에 따라 변화하지 않는 특성(time-invariant variable)이 있기 때문이다.

7) 조사대상 가구원에는 출산장려정책 인식조사를 위하여 조사된 가구원 조사 대상 이외의 기혼여성 및 배우자가 포함되어 있다(자세한 내용은 「재정패널조사 1~4차년도 조사자료 사용자 안내서」 참고).

과 월평균 경상소득이 3,500만원 이상인 개인을 제외하였다.<sup>8)</sup>

### 3. 변수

실증분석을 위한 변수로는 선행연구들에서 주로 이용되었던 변수들을 바탕으로 자산관련변수, 보험관련변수, 개인의 위험에 대한 특성을 반영하는 변수, 그리고 역선택(adverse-selection)에 영향을 줄 수 있는 변수 등을 고려하였다.

종속변수로는 개인연금 및 개인연금의 두 종류인 연금저축(연금저축/연금신탁/연금펀드)과 연금보험을 각각 고려하였다. 개인의 특성 및 환경을 반영하는 통제 변수로는 선행연구들에서 이용되었던 나이(연령, 연령\*연령), 성별(여성), 결혼상태(배우자), 교육수준(고졸이하), 가구원의 수(가구원수), 직종(전문직), 소득수준(경상소득, 소득2분위, 소득3분위, 소득4분위), 주택점유형태(자가), 공적연금 가입여부(공적연금) 등을 포함하였다. 이 가운데 가구원의 수는 개인의 상속동기를 일부 반영하는 대용변수(proxy variable)로 간주될 수 있다. 또한 기존의 연구들과 달리 나이관련 변수를 연령과 함께 연령의 제곱형태(연령<sup>2</sup>)를 포함한 것은 연령이 증가함에 따라 가입율이 변화하는 모습을 통제하기 위함이다.

가구의 자산수준이 개인의 개인연금 가입결정에 영향을 미칠 것으로 고려되어 가구의 거주지의 부동산 보유여부(부동산), 금융자산 보유여부(금융자산), 부채여부(부채) 등을 통제변수로 추가하였다. 가구의 자산수준이 개인연금에 미치는 영향을 알아보는데 있어 부동산·금융자산·부채의 보유여부 보다는 각 자산의 해당 액수가 가구의 정보를 더 많이 제공할 것이다. 그러나 설문조사 결과에 따르면 개인들이 자산 및 부채의 보유여부에 대하여는 다수가 응답을 하였으나, 그 가치에 대해서는 응답을 하지 않은 경우가 많았다. 가치에 대하여 응답을 하지 않은 경우 비록 개인과 그 개인이 속한 가구에 대한 정보가 많다 하더라도 회귀분석 과정에서 해당 경제주체는 고려되지 못한다. 즉, 분석에 이용되는 표본의 수가 크게 감소하게 된다. 따라서 충분한 수의 표본을 유지하기 위하여 자산 및 부채의 가치가 아닌 보유여부를 고려하였다.

8) 총 개인수: 7,876명, 18세미만 65세이상 제외: 6,243명, 경상소득 없는 경우와 3,500만원/월 제외: 6,236명.

노후를 준비하는 수단 중 연금저축과 유사한 저축보험이 있다. 이 경우 제한된 예산하에서 경제주체는 연금저축과 저축보험 가운데 하나의 상품을 선택을 하여야 할 가능성도 존재한다. 따라서, 개인연금과 유사한 성격을 포함하고 있는 저축보험(저축보험)을 변수로 고려하였다. 이와 같은 경우 둘 사이에 대체재의 관계가 존재하는지 여부를 검증할 수 있다.

일반적으로 위험에 대한 회피도가 큰 경제주체(risk averse)일수록 개인연금에 가입할 가능성이 높을 것이다. 따라서 개인의 위험회피도를 반영하는 대용변수로 보장보험 가입여부(보장보험)를 분석에 포함하였다. 역선택이 발생할 경우 건강에 상대적으로 많은 투자를 하고있는 개인이 그렇지 않은 개인보다 개인연금에 가입할 가능성이 높다. 왜냐하면 건강에 많은 투자를 할수록 상대적으로 생존의 가능성이 높아지고 결과적으로 수급의 가능성이 커지기 때문이다. 이와 같은 성향을 반영하기 위하여 개인의 흡연여부(흡연)를 대용변수로 분석에서 고려하였다. 즉, 역선택의 상황이 발생한다면 흡연자일수록 개인연금에 가입할 가능성은 낮게 나타날 것이다.

<표 1> 변수설명

| 변수    | 단위 | 변수설명                                                      |
|-------|----|-----------------------------------------------------------|
| 공적연금  | 개인 | 공적연금(국민연금, 공무원연금, 사학연금, 군인연금, 별정우체국연금)에 가입되어 있으면 1, 아니면 0 |
| 개인연금  | 개인 | 연금저축 또는 연금보험을 보유하고 있으면 1, 아니면 0                           |
| 연금저축  | 개인 | 연금저축/연금펀드/연금신탁을 보유하고 있으면 1,아니면 0                          |
| 연금보험  | 개인 | 연금보험을 보유하고 있으면 1, 아니면 0                                   |
| 연령    | 개인 | 나이                                                        |
| 여성    | 개인 | 여성이면 1, 아니면 0                                             |
| 배우자   | 개인 | 배우자가 있으면 1, 아니면 0                                         |
| 자가    | 가구 | 주택의 점유형태가 자가이면 1, 아니면 0                                   |
| 근로자   | 개인 | 근로자(상용직, 임시직, 일용직)이면 1, 아니면 0                             |
| 고졸이상  | 개인 | 교육수준이 고졸이상이면 1, 아니면 0                                     |
| 가구원수  | 가구 | 총 가구원의 수(명)                                               |
| 흡연    | 개인 | 흡연자이면 1, 아니면 0                                            |
| 소득2분위 | 가구 | 월평균 총가구경상소득이 230만원 이상 350만원 미만이면 1, 아니면 0                 |
| 소득3분위 | 가구 | 월평균 총가구경상소득이 350만원 이상 508만원 미만이면 1, 아니면 0                 |

| 변수    | 단위 | 변수설명                                                               |
|-------|----|--------------------------------------------------------------------|
| 소득4분위 | 가구 | 월평균 총 가구경상소득이 508만원 이상이면 1, 아니면 0                                  |
| 보장보험  | 개인 | 보장성보험을 보유하고 있으면 1, 아니면 0                                           |
| 저축보험  | 개인 | 저축보험을 보유하고 있으면 1, 아니면 0                                            |
| 금융자산  | 가구 | 은행 등 금융기관 예적금, 펀드, 채권, 또는 주식을 보유하고 있으면 1, 아니면 0                    |
| 부동산   | 가구 | 현재거주주택 외 주택 또는 주택 이외의 부동산(임야, 전답, 토지, 상가)이 있으면 1, 아니면 0            |
| 부채    | 가구 | 정부지원 주택자금 대출, 학자금 대출, 금융기관 주택담보 대출, 금융기관 대출, 또는 기타부채가 있으면 1, 아니면 0 |

#### 4. 기초자료분석

<표 2>에서 보듯 결과적으로 분석에 이용된 표본의 수는 총 6,236명으로 남성 56.90%, 여성 43.10%로 구성되어 있다. 평균 연령은 43.21세이며, 평균 가구원수는 3.51명, 그리고 현재 배우자가 있는 개인이 표본의 79.31%를 차지하고 있다. 고등학교 이상의 교육수준을 가지고 있는 개인은 50.80%이며, 근로자는 표본 중 58.19%를 차지하고 있으며, 흡연자의 비율은 23.12%이다.

본 연구의 주요 관심사항인 연금 관련 변수 가운데 국민연금, 공무원연금, 사학연금, 별정우체국연금공적연금 등 공적연금에 가입하고 있는 개인의 비율은 55.12%이며, 개인연금에 가입하고 있는 개인의 비율은 17.96%이다. 또한 표본 가운데 개인연금의 두 종류인 연금저축(연금저축/연금신탁/연금펀드)과 연금보험에 가입한 비율은 각각 5.77%, 13.25%로 연금보험 가입율이 7.48%p 높게 나타나고 있다. 개인연금은 아니나 노후보장소득을 하나의 목적으로 하는 저축보험의 가입율은 5.37%이며, 사망·상해 등 사고 시 보장을 받기위한 보장성보험의 가입율을 64.95%로 매우 높게 나타나고 있다.

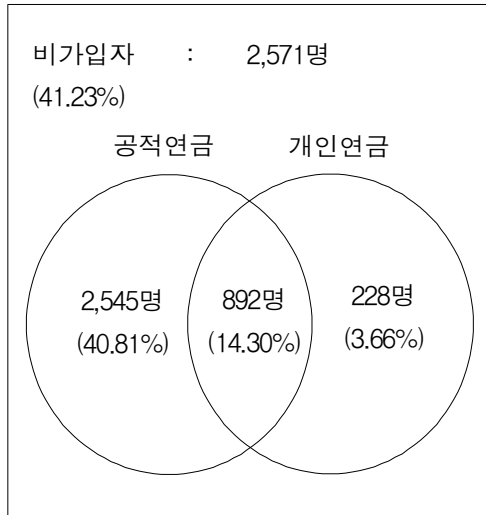
개인연금 가입에 주요한 영향을 미칠 것으로 고려되는 가구의 경상소득 수준은 표본에 포함된 개인을 소득수준별로 4집단으로 나누어 고려하였으며, 소득수준과 함께 주요 통제변수로 고려되는 자가소유율, 금융자산 보유율, 부동산 보유율, 부채 보유율은 각각 60.44%, 80.36%, 28.11%, 47.61%로 나타나고 있다.

<표 2> 기초통계량

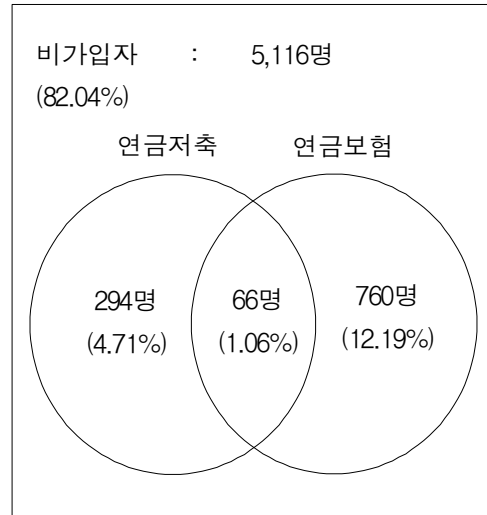
| 변수    | 관측치   | 평균      | 표준편차    | 최소값 | 최대값 |
|-------|-------|---------|---------|-----|-----|
| 공적연금  | 6,236 | 0.5512  | 0.4974  | 0   | 1   |
| 개인연금  | 6,236 | 0.1796  | 0.3839  | 0   | 1   |
| 연금저축  | 6,236 | 0.0577  | 0.2332  | 0   | 1   |
| 연금보험  | 6,236 | 0.1325  | 0.3390  | 0   | 1   |
| 연령    | 6,236 | 43.2130 | 10.3017 | 18  | 64  |
| 여성    | 6,236 | 0.4310  | 0.4953  | 0   | 1   |
| 배우자   | 6,236 | 0.7931  | 0.4051  | 0   | 1   |
| 자가    | 6,236 | 0.6044  | 0.4890  | 0   | 1   |
| 근로자   | 6,236 | 0.5819  | 0.4933  | 0   | 1   |
| 고졸이상  | 6,236 | 0.5080  | 0.5000  | 0   | 1   |
| 가구원수  | 6,236 | 3.5061  | 1.1750  | 1   | 9   |
| 흡연    | 6,236 | 0.2312  | 0.4217  | 0   | 1   |
| 소득2분위 | 6,236 | 0.2288  | 0.4201  | 0   | 1   |
| 소득3분위 | 6,236 | 0.2716  | 0.4448  | 0   | 1   |
| 소득4분위 | 6,236 | 0.2502  | 0.4331  | 0   | 1   |
| 보장보험  | 6,236 | 0.6495  | 0.4772  | 0   | 1   |
| 저축보험  | 6,236 | 0.0537  | 0.2255  | 0   | 1   |
| 금융자산  | 6,236 | 0.8036  | 0.3973  | 0   | 1   |
| 부동산   | 6,236 | 0.2811  | 0.4496  | 0   | 1   |
| 부채    | 6,236 | 0.4761  | 0.4995  | 0   | 1   |

본 연구의 실증분석 대상자인 6,236명 가운데 공적연금과 개인연금 모두에 가입하지 않은 개인은 2,571명으로 대상자의 41.23%를 차지하고 있으며 공적연금 또는 개인연금에 가입한 개인은 3,665명으로 분석대상의 58.77%를 차지하고 있다. 공적연금 및 개인연금에 가입한 개인은 각각 3,437명, 1,120명으로 이 가운데 892명은 공적연금과 개인연금 모두에 가입하고 있다. 즉, 대상인원 가운데 55.11%가 공적연금에 가입하고 있으며, 이 중 25.95%는 개인연금 또한 보유하고 있다.

[그림 I -1] 연금가입 현황(표본)



[그림 I -2] 개인연금가입 현황(표본)



개인연금 가입자 1,120명을 개인연금 종류별로 살펴보면, 연금저축과 연금보험에 가입한 개인은 각각 360명과, 826명으로 연금보험 가입자가 약 2.3배 더 많다. 또한 두가지 종류의 개인연금 모두에 가입하고 있는 개인은 66명으로 개인연금 가입자의 5.89% 수준이다.

연령별 연금가입현황을 살펴보면 18세이상 35세미만 연령층의 공적연금 및 개인연금 가입률은 각각 56.69%, 13.45% 수준이다. 35세이상 50세미만의 연령층에서는 공적연금과 개인연금 가입률이 각각 1.4%p, 7.2%p 높은 58.09%, 20.65% 수준이나, 50세이상 65세미만의 연령층에서는 다시 공적연금과 개인연금이 각각 49.04%, 17.09% 수준으로 9.05%p, 3.56%p 낮은 것으로 나타난다. 즉, 공적연금과 개인연금 모두 35세이상 50세미만의 연령층 가입률이 가장 높으며 공적연금의 경우 50세이상 65세미만의 고연령층, 개인연금의 경우 18세이상 35세미만의 저연령층의 가입률이 상대적으로 낮은 것으로 나타났다.

<표 3> 연령별 연금가입현황

(단위: 명, %)

| 구분   | 18세이상 35 미만    | 36이상 50미만        | 50이상 65미만      |
|------|----------------|------------------|----------------|
| 대상자수 | 1,427          | 2,978            | 1,831          |
| 공적연금 | 809<br>(56.69) | 1,730<br>(58.09) | 898<br>(49.04) |
| 개인연금 | 192<br>(13.45) | 615<br>(20.65)   | 313<br>(17.09) |
| 연금저축 | 79<br>(5.54)   | 185<br>(6.21)    | 96<br>(5.24)   |
| 연금보험 | 122<br>(8.55)  | 474<br>(15.92)   | 230<br>(12.56) |
| 모두가입 | 170<br>(11.91) | 484<br>(16.25)   | 238<br>(13.00) |

주: ( )는 대상자 대비 비율, 연금저축·연금보험의 경우 중복 허용.

다음으로 표본에 포함되어 있는 개인들의 공적연금 및 개인연금 가입현황을 소득수준별로 살펴보면 소득수준이 가장낮은 1분위의 경우 공적연금 및 개인연금 가입률이 각각 34.47%, 6.95% 수준으로 매우 낮은 수준이다. 반면 소득수준이 가장높은 4분위의 경우 공적연금과 개인연금 가입률이 각각 71.54%와 33.72%로, 이는 소득1분위 대비 공적연금의 경우 2.08배, 개인연금의 경우 4.87배 수준이다. 또한 공적연금과 개인연금 모두에 가입하고 있는 경우, 소득4분위는 소득1분위의 6.40배 수준으로 그 차이가 매우 크게 나타나고 있다. 즉, 소득수준이 높을수록 공적연금 및 개인연금 가입률이 높으며, 특히 개인연금 가입률의 차이가 소득수준에 따라 크게 나타나고 있음을 알 수 있다. 이는 소득수준이 공적연금 및 개인연금 가입에 유의미한 영향을 미칠 가능성이 높음을 시사한다. 또한 공적연금의 경우 소득이 증가함에 따라 체감적으로 증가하는 모습을 나타내고 있는 반면, 개인연금인 연금저축과 연금보험은 소득이 증가함에 따라 체증적으로 증가하는 모습을 나타내고 있으며, 모든 소득분위에 있어 두 가지 개인연금 가운데 연금보험이 연금저축보다 가입률이 높게 나타나고 있다.

<표 4> 소득분위별 연금 가입 현황[수정]

(단위: 명, %)

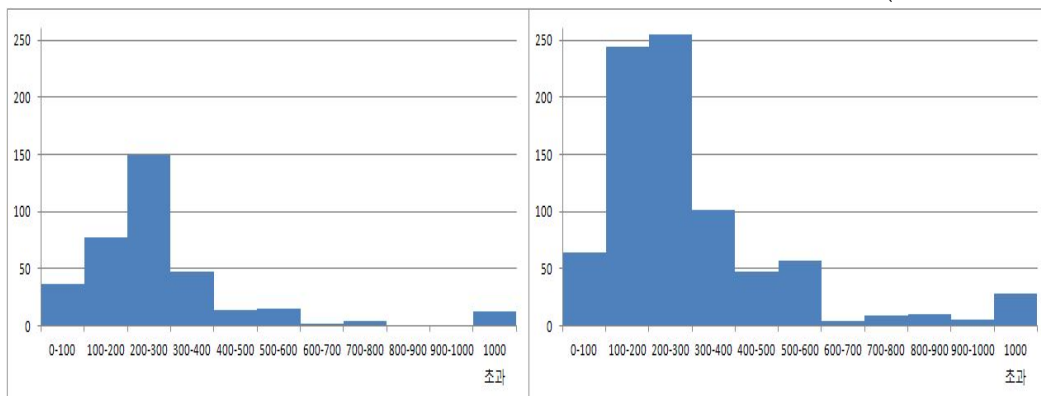
| 구분      | 소득1분위          | 소득2분위          | 소득3분위            | 소득4분위            |
|---------|----------------|----------------|------------------|------------------|
| 대상자수    | 1,555          | 1,427          | 1,694            | 1,560            |
| 공적연금    | 536<br>(34.47) | 768<br>(53.82) | 1,017<br>(60.04) | 1,116<br>(71.54) |
| 개인연금    | 108<br>(6.95)  | 166<br>(11.63) | 320<br>(18.89)   | 526<br>(33.72)   |
| 연금저축    | 25<br>(1.61)   | 30<br>(2.10)   | 100<br>(5.90)    | 205<br>(13.14)   |
| 연금보험    | 85<br>(5.47)   | 136<br>(9.53)  | 233<br>(13.75)   | 372<br>(23.85)   |
| 공적·개인연금 | 70<br>(4.50)   | 129<br>(9.04)  | 245<br>(14.46)   | 448<br>(28.72)   |

주: ( )는 대상자 대비 비율, 연금저축·연금보험의 경우 중복 허용.

본 연구의 주요 목적은 개인연금에 영향을 미치는 요소들을 파악하는 것이다. 이를 위해서는 종속변수로 개인연금 관련 변수를 이용하여야 하는데 개인연금 납부액 또는 개인연금 가입여부를 생각할 수 있다. 개인연금 납부액을 종속변수를 선택할 경우에는 납부액이 연속성을 가지는 변수이므로 실증분석에서는 선형모델(linear model)을 우선적으로 생각할 수 있다. 반면 가입여부를 종속변수로 설정할 시에는 결과가 가입 또는 비가입 두 가지로 나타나는 비선형 모델(binary outcome model)을 고려할 수 있다.

[그림 2] 연금저축(좌)·연금보험(우) 납부금 분포

(단위: 만원, 명)



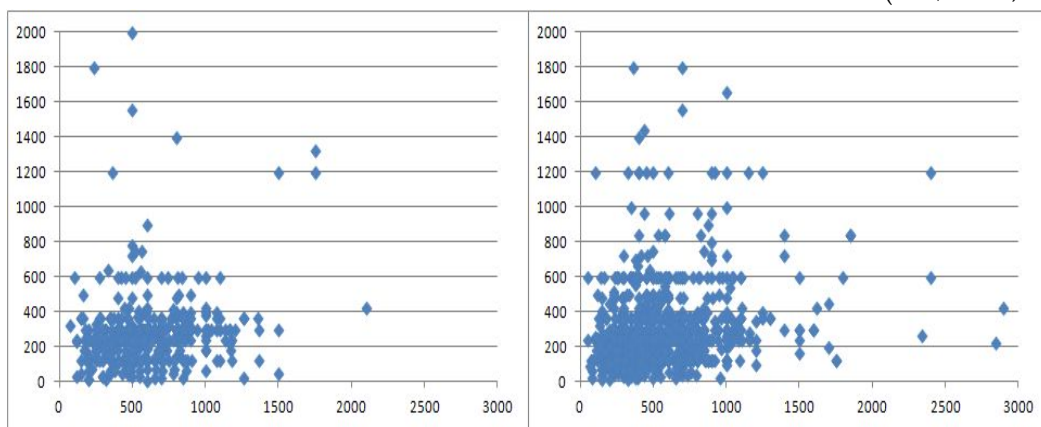


[그림 2]는 개인연금의 두 종류인 연금저축과 연금보험의 납부액 분포를 나타내는 것으로 이 둘을 통합한 개인연금도 이와 유사한 형태를 나타낸다. 연금저축의 경우 세제적격 상품으로 연간 300만원<sup>9)</sup>까지 소득공제가 된다. 따라서 연간 납부액 300만원을 기점으로 그 이상의 금액을 납부하는 개인의 수가 급격히 감소함을 유추할 수 있다(연간 300만원 이하 납부하는 개인의 비율은 73.33%). 그러나 연금보험의 경우 세제비적격상품으로 소득공제 상한이 없음에도 불구하고 연금저축 소득공제 상한액인 연간 300만원을 기점으로 그 이상에서 납부하는 개인의 수가 감소하고 있다(연간 300만원 이하 납부하는 개인의 비율은 68.16%). 즉, 연금저축과 연금보험 모두의 경우에서 상한이 존재하는 것과 같은 모습을 보이고 있는데 이와 같은 경우에는 선형모형을 이용하기 어려운 측면이 있다.

소득수준과 개인연금 납부액 사이의 관계를 분포도를 통해 확인해 보면 [그림 3]에 나타난 바와 같이 관련성이 크지 않을 것으로 유추할 수 있다. 이것은 소득이 높은 개인이 더 많은 금액을 개인연금에 납입할 가능성이 높지 않다는 것을 의미한다. 즉, 개인연금의 납부액 규모에 영향을 미치는 요소는 개인의 소득수준보다는 소득공제한도, 연금소득 분리과세 한도 등과 같은 제도, 개인의 연금·저축·보험상품 등에 대한 선호도 등 연구자가 관찰할 수 없는 요소들에 의존할 가능성이 있음을 시사한다.

[그림 3] 소득과 연금저축(좌)·보험(우) 분포

(단위: 만원, 명)



주: 수평축: 가구경상소득(월), 세로축: 개인연금 납부액(연)

9) 소득공제 상한액은 2011년 이전 300만원, 이후 400만원임. 본 연구의 자료로 이용되는 재정패널 4차년도 자료는 2011년에 조사된 것으로 2010년의 정보를 포함하고 있다.

개인연금 가입여부 보다는 납입규모에 대한 분석이 더 많은 정보를 전달할 가능성이 높다. 그러나 [그림 2]에서 보듯 제도적 요인으로 인한 상한의 존재는 선형 분석의 신뢰성을 낮추며, [그림 3]에서 나타난 것과 같은 낮은 상관도는 비선형최소자승법(nonlinear least square method)과 같은 방법론을 이용하기 어려운 측면이 있음을 시사한다. 따라서 본 연구에서는 개인연금의 납입규모가 아닌 가입여부를 종속변수로 하는 비선형모형을 이용하여 연금의 결정요인을 분석하도록 한다.

## IV. 실증분석

### 1. 개인연금 가입요인 분석

경제주체가 개인연금에 가입하였는지 여부는 자료를 통하여 알 수 있다. 그러나 연구자가 알고자 하는 것이 경제주체의 가입결정 보다는 그 가입결정에 영향을 미치는 특성인 경우, 그리고 그와 같은 특성이 관찰되지 않은 경우에는 분석모형으로 잠재변인모형(latent variable model)을 고려할 수 있다. 이 경우 연구자가 관찰할 수 없는 개인의 특성을 중 일부를 개인연금 가입의사로 볼 수 있고, 경제주체의 개인연금 가입의사는 연속적이라고 가정할 수 있으므로 잠재변인모형을 이용할 수 있다. 연구자가 관찰할 수 없는 경제주체의 개인연금 가입의사를  $y^*$  라고 하면, 모형<sup>10)</sup>은

$$y^* = X'\beta + u$$

이 되며, 여기서  $X$ 는 통제변수의 벡터,  $u$ 는 오차항을 의미한다. 그러나  $y^*$  는 관찰되지 않으므로 위의 모델을 이용하여 추정할 수 없다. 따라서 연구자는 관찰할 수 있는 개인연금 가입여부( $y$ )를 이용하여 추정하게 된다

---

10) 회귀모형은 Cameron and Trivedi(2005)의 14장의 내용을 본 모델(개인연금 가입상황)에 적용한 것이다. 자세한 내용은 Cameron and Trivedi(2005)을 참고하기 바란다.

$$y = \begin{cases} 1 & \text{if } y^* > 0, \\ 0 & \text{if } y^* \leq 0. \end{cases}$$

즉, 연구자가 관찰할 수 없는 경제주체의 개인연금 가입의사가 0 보다 크면 개인연금에 가입한 것으로 보고, 0보다 작으면 가입하지 않은 것으로 간주하여 추정한다. 위의 식에서 0은 정규화(normalization)된 것으로

$$\begin{aligned} \Pr[y=1|X] &= \Pr[y^* > 0] \\ &= \Pr[X'\beta + u > 0] \\ &= \Pr[-u < X'\beta] \\ &= F(X'\beta), \end{aligned}$$

$$\Pr[y=0|X] = 1 - F(X'\beta)$$

을 만족한다. 여기서  $F(\cdot)$ 는  $-u$ 의 누적분포함수(cumulative distribution function, cdf)인데, 함수가 0을 중심으로 대칭적이면  $u$ 의 누적분포함수와 동일하게 된다. 즉, 위의 수식에서 보듯이 경제주체의 개인연금 가입여부( $\Pr[y=1|X]$ )는 누적분포함수  $F(\cdot)$ 의 형태에 의존하게 되는데, 오차항  $-u$ 가 표준정규분포를 따른다고 가정하면,  $F(\cdot)$ 는 표준정규분포의 누적분포함수가 되어 프로빗모델(Probit model)이 된다<sup>11)</sup>

$$\begin{aligned} \Pr[y=1|X] &= \Phi(X'\beta) = \int_{-\infty}^{X'\beta} \phi(z)dz \\ &= \int_{-\infty}^{X'\beta} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{z^2}{2}\right) dz, \\ \Pr[y=0|X] &= 1 - \Phi(X'\beta) = 1 - \int_{-\infty}^{X'\beta} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{z^2}{2}\right) dz. \end{aligned}$$

프로빗모델을 이용하여 추정한 결과는 <표 5>와 같으나 추정치 자체에 큰 의미

---

11) 만일 오차항  $-u$ 가 로지스틱 분포를 따른다고 가정하면,  $F(\cdot)$ 는 로지스틱분포의 누적분포함수가 되어 로짓모델(Logit model)이 된다;  $\Pr[y=1|X] = \Lambda(X'\beta) = \frac{e^{X'\beta}}{1+e^{X'\beta}}$ .

를 부여하기 어려운 측면이 있다. 즉, 본 연구에서 이용하고 있는 모델은 비선형 모델로 선형모델과 달리 한계효과를 살펴볼 필요성이 있다. 일반적 선형모형의 경우 추정된 계수 자체가 한계효과를 의미하지만 비선형 모델의 경우 계수추정치가 한계효과를 의미하지 않기 때문이다.

<표 5> 개인연금 가입요인 추정결과

| 구분             | model(1)  | model(2)  | model(3)  | model(4)  |
|----------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 연령             | 0.147***  | 0.145***  | 0.140***  | 0.126***  |
| 연령×연령          | -0.002*** | -0.002*** | -0.002*** | -0.001*** |
| 여성             | -0.176*** | -0.193*** | -0.183*** |           |
| 배우자            | 0.049     | 0.051     | 0         |           |
| 가구주            |           |           |           | 0.363***  |
| 가구주의 배우자       |           |           |           | 0.106     |
| 자가             | 0.096**   | 0.098**   | 0.055     | 0.128***  |
| 근로자            | 0.094*    | 0.092*    | 0.090*    | 0.097**   |
| 고졸이상           | 0.110**   |           | 0.128***  | 0.095**   |
| 전문가            |           | 0.156**   |           |           |
| 가구원수           | -0.122*** | -0.126*** |           | -0.098*** |
| 부양자수           |           |           | -0.044**  |           |
| 흡연             | 0.013     | 0.008     | 0.013     | 0.01      |
| 소득2분위          | 0.149**   | 0.156**   | 0.103     | 0.175**   |
| 소득3분위          | 0.357***  | 0.369***  | 0.286***  | 0.399***  |
| 소득4분위          | 0.760***  | 0.776***  | 0.654***  | 0.814***  |
| 공적연금           | 0.377***  | 0.380***  | 0.381***  | 0.363***  |
| 보장보험           | 0.455***  | 0.446***  | 0.455***  | 0.437***  |
| 저축보험           | 0.175**   | 0.177**   | 0.186**   | 0.173**   |
| 금융자산           | 0.380***  | 0.384***  | 0.397***  | 0.376***  |
| 부동산            | 0.170***  | 0.175***  | 0.163***  | 0.184***  |
| 부채             | -0.024    | -0.027    | -0.033    | -0.035    |
| 상수             | -5.096*** | -4.952*** | -5.216*** | -4.943*** |
| Log likelihood | -2471.384 | -2471.518 | -2486.135 | -2461.979 |
| 관측치            | 6236      | 6236      | 6236      | 6236      |

주: \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

프로빗 모델의 경우 조건부확률은

$$\Pr[y = 1|X] = F(X'\beta) = \Phi(X'\beta)$$

과 같이 정의되고, 관심 변수가 연속 또는 더미변수에 따라 한계효과<sup>12)</sup>는

$$\text{연속변수 한계효과: } \frac{\partial \Pr[y_i = 1|X]}{\partial x_{i,j}} = \phi(X'_i\beta)\beta_j,$$

$$\text{더미변수 한계효과: } \Pr(y_i = 1|X_{i,-j}, d_{i,j} = 1) - \Pr(y_i = 1|X_{i,-j}, d_{i,j} = 0), \quad d: \text{관심 더미변수}$$

로 나타낼 수 있다. 즉, 연속변수의 한계효과는  $\phi(X'_i\beta)\beta_j$  이고 이 값은 독립변수  $X$ 값과 추정치에 의존한다. 따라서 연구자는 선형모델의 경우와 달리 적용하는 독립변수의 수치에 따라 상이한 한계효과를 얻게 된다.

일반적으로 두 가지 방법의 한계효과를 생각해 볼 수 있다. 첫 번째 방법은 모든 독립변수의 평균값에서 한계효용(marginal effect at the mean)을 의미하는 것으로

$$\text{평균 값에서의 한계효과(MEM)} = \phi(\overline{X'}\hat{\beta})\hat{\beta}_j$$

과 같이 계산될 수 있다. 그러나 이와 같은 방법은 결국 하나의 지점에서의 한계 효과에 대한 정보를 포함하며, 또한 적용된 평균값이 비현실적인 수치를 나타낼 가능성이 존재한다. 따라서 본 연구에서는 모든 개인들의 값을 고려하는 한계효과 의 평균값(average marginal effect)을 이용하여 분석하도록 한다.

$$\text{평균 한계 효과(AME)} = \frac{1}{N} \sum_i \phi(X'_i\hat{\beta})\hat{\beta}_j.$$

---

12) 한계효과 관련 부분은 Cameron&Trivedi(2009) Chapter 14.7을 참고하여 작성하였다.

위의 수식을 이용하여 계산된 평균한계효과는 <표 6>에 나타나 있다.

<표 6> 개인연금 가입요인 한계효과

| 구분       | model(1)   | model(2)   | model(3)   | model(4)   |
|----------|------------|------------|------------|------------|
| 연령       | 0.032***   | 0.032***   | 0.031***   | 0.028***   |
| 연령×연령    | -0.0004*** | -0.0004*** | -0.0003*** | -0.0003*** |
| 여성       | -0.038***  | -0.042***  | -0.040***  |            |
| 배우자      | 0.011      | 0.011      | 0.000      |            |
| 가구주      |            |            |            | 0.078***   |
| 가구주의 배우자 |            |            |            | 0.024      |
| 자가       | 0.021**    | 0.022**    | 0.012      | 0.028***   |
| 근로자      | 0.021*     | 0.020*     | 0.020*     | 0.021**    |
| 고졸이상     | 0.024**    |            | 0.029***   | 0.021**    |
| 전문가      |            | 0.036**    |            |            |
| 가구원수     | -0.027***  | -0.028***  |            | -0.022***  |
| 부양자수     |            |            | -0.010**   |            |
| 흡연       | 0.003      | 0.002      | 0.003      | 0.002      |
| 소득2분위    | 0.024*     | 0.025**    | 0.017      | 0.028**    |
| 소득3분위    | 0.075***   | 0.078***   | 0.063***   | 0.083***   |
| 소득4분위    | 0.205***   | 0.208***   | 0.184***   | 0.215***   |
| 공적연금     | 0.082***   | 0.082***   | 0.083***   | 0.078***   |
| 보장보험     | 0.094***   | 0.092***   | 0.094***   | 0.090***   |
| 저축보험     | 0.041**    | 0.041**    | 0.044**    | 0.040**    |
| 금융자산     | 0.076***   | 0.077***   | 0.080***   | 0.075***   |
| 부동산      | 0.039***   | 0.040***   | 0.037***   | 0.042***   |
| 부채       | -0.005     | -0.006     | -0.007     | -0.008     |

주: \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

model(1)은 본 연구에서 기본이 되는 모델이며, model(2)~model(4)는 기본모델에서 변수를 조정한 경우를 나타내고 있다. <표 6>의 한계효과 계산결과를 살펴보면 연령의 경우 평균적으로 연령이 증가할수록 개인연금 보유 확률이 증가하는 것으로 나타난다. 그러나 연령×연령의 계수가 음수로 나타나고 있다. 이는 연령이 증가할수록 개인연금 보유확률은 증가하지만 그 증가 폭은 감소한다는 것을

의미한다. 즉, 특정연령까지는 연령이 증가함에 따라 개인연금가입 확률이 증가하지만, 특정연령 이상의 고연령층의 경우 연령이 개인연금 보유에 미치는 양(+)의 효과가 감소함을 의미하는데 감소의 폭은 크지 않은 것으로 여겨진다.

여성의 경우 남성들에 비하여 상대적으로 개인연금을 보유하고 있을 확률이 낮게 나타나고 있다. 이는 남성의 비율이 높은 가구주가 기타가구원과 비교 시 개인연금에 가입하고 있을 확률이 높다는 것과 유사한 의미로 여성들이 남성들에 비하여 상대적으로 노후소득보장 준비에 취약한 것으로 해석할 수 있다. 또한 근로자의 경우 비근로자 보다 평균적으로 개인연금을 보유하고 있을 가능성이 더 높은 것으로 나타나고 있는데, 이는 현행의 개인연금 지원정책이 근로자에게 유리하게 설정된 것과 관련이 있어 보인다.

또한 교육수준이 고졸이상이 개인 및 전문직·행정관료직에 종사하는 개인은 고졸미만의 학력소유자 및 비전문직 종사들에 비하여 개인연금을 보유하고 있을 확률이 높게 나타나고 있으며, 가구원 및 부양가족의 수는 개인연금 보유확률과 음(-)의 관계를 나타내고 있다. 가구원수는 상속동기를 일부 반영하고 있을 가능성이 있는데, 기존 문헌에 따르면 상속동기가 강할수록 개인연금 가입률은 낮게 나타나게 된다. 즉, 개인이 주어진 자산 및 재산을 상속 또는 연금 중 선택하는 것으로 상속동기가 높으면 연금가입률이 낮은 것이다. 따라서 계산된 결과가 개인의 상속동기를 어느정도 반영한 것이라고 생각할 수 있다. 그러나 가구 구성원의 수가 많다는 것은 또한 생활비, 교육 등에 대한 지출이 크다는 것을 의미하므로 가구원수의 증가가 가처분소득의 감소로 연결되어 개인연금가입 확률에 음(-)의 영향을 미치는 것으로의 해석도 가능하다.

다음으로 소득수준이 개인연금 가입률에 미치는 영향을 살펴보면 소득수준이 높을수록 개인연금가입 확률이 높은 현상이 뚜렷이 나타나고 있어 소득수준이 개인연금 가입의 결정적 요인으로 볼 수 있다. 즉, 소득1분위와 비교 시 소득2분위에서 소득4분위로 소득수준이 증가할수록 가입확률이 증가하는 모습이 나타나고 있으며, 그 증가의 폭은 체증적으로 나타나고 있다. 금융자산 및 부동산(거주주택, 거주주택 외 부동산)의 보유여부는 개인연금 보유여부와 양(+)의 상관관계를 보이고 있으며, 특히 금융자산의 경우 한계효과 수준이 다른변수들 보다 높게 나타나고 있다. 이는 소득수준과 함께 개인의 자산보유여부가 개인연금 보유에 큰 영향

을 미친다는 것을 의미한다. 반면 부채의 경우 개인연금 가입과 음(-)의 관계를 나타내고는 있으나 통계적으로 유의미한 결과를 보이고 있지는 않다.

국민연금과 같은 공적연금에 가입한 개인의 경우 가입하지 않은 개인에 비하여 개인연금을 보유하고 있을 확률이 높게 나타나고 있는데, 이는 공적연금을 보유하고 있지 않은 개인은 개인연금을 보유하고 있을 확률도 낮아 노후소득보장 준비에 취약함을 시사한다. 또한 개인의 위험에 대한 회피도를 반영하는 변수로 이용된 보장성보험의 경우 개인연금과 양(+)의 관계를 나타내고 있으며, 개인연금과 유사한 성격의 저축성보험의 경우 역시 개인연금과 양(+)의 관계를 보이고 있어 개인연금과 저축성보험 사이의 대체적 관계는 나타나고 있지 않다.

흡연여부는 역선택문제를 반영할 수 있을 것으로 기대되는데, 결과에 의하면 흡연여부는 개인연금 가입과 통계적으로 유의미한 관계를 보이지 않고 있어 역선택의 문제가 유의미하게 드러나고 있지 않음을 알 수 있다.

## 2. 개인연금 · 국민연금 가입요인 분석

앞의 분석에서는 공적연금의 보유여부가 개인연금의 보유여부를 설명하는 변수로 모델에 포함되었다. 공적연금은 강제성이 있고 개인연금은 강제성이 없어 둘 사이에 상관이 없어 보인다.<sup>13)</sup> 그러나 두 연금 모두 노후를 대비한 연금이라는 공통점이 있어 둘 사이에 연관성이 있을 가능성 또한 배제할 수 없다. 즉, 연구자가 통제할 수 없는 변수들 가운데에는 두 연금에 공통적으로 영향을 미치는 변수가 있을 가능성이 존재한다. 따라서 이변량 프로빗 모델(bivariate probit model)을 이용하여 공적연금과 개인연금의 가입요인을 함께 분석할 필요가 있다.

이와 같은 경우 공적연금과 개인연금의 관련성은 오차항을 통하여 나타나며

$$\begin{aligned} y_{pub}^* &= X'_{pub} \beta_{pub} + u_{pub}, \\ y_{pri}^* &= X'_{pri} \beta_{pri} + u_{pri}, \end{aligned}$$

13) 따라서 두 번째 분석에서 이용된 방법은 SUR(Seemingly unrelated regressions) 모델로 볼 수도 있다.



$$\begin{pmatrix} u_{pub} \\ u_{pri} \end{pmatrix} \sim N \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix} \right],$$

과 같이 표현될 수 있다. 여기서 하첨자 'pub'와 'pri'는 각각 공적연금과 사적연금을 의미하며, 벡터  $X$ 는 공적연금과 사적연금에 영향을 미치는 독립변수, 그리고  $u$ 는 오차항으로 독립변수들이 설명하지 못하는 부분을 의미한다. 두 오차항은 평균이 0 이고 분산인 1인 표준정규분포를 따른다고 가정하며, 상관계수  $\rho$ 가 0 인 경우 두 식은 서로 관련이 없으며,  $cov(u_{pub}, u_{pri}) = 0$ ,  $\rho$ 가 0이 아닌 경우,  $cov(u_{pub}, u_{pri}) \neq 0$ , 두 식은 오차항을 통하여 서로 연관되어 이변량 정규확률밀도함수(bivariate normal distribution)를 따른다고 가정한다.

이와 같은 가정하에서 연구자가 관찰가능한 개인들의 선택의 결과는

$$y_{pub} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{pub}^* > 0, \\ 0 & \text{if } y_{pub}^* \leq 0, \end{cases}$$

$$y_{pri} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{pri}^* > 0, \\ 0 & \text{if } y_{pri}^* \leq 0, \end{cases}$$

과 같이 표현된다. 이 경우 가능한 결과는 (공적연금 보유, 개인연금 보유), (공적연금 보유, 개인연금 미보유), (공적연금 미보유, 개인연금 보유), (공적연금 미보유, 개인연금 미보유)의 4가지 경우로 두 가지 연금에 모두 가입할 확률은

$$\begin{aligned} \Pr[y_{pub} = 1, y_{pri} = 1] &= \Pr[y_{pub}^* > 0, y_{pri}^* > 0] \\ &= \Pr[-u_{pub} < X'_{pub}\beta_{pub}, -u_{pri} < X'_{pri}\beta_{pri}] \\ &= \Pr[u_{pub} < X'_{pub}\beta_{pub}, u_{pri} < X'_{pri}\beta_{pri}] \\ &= \int_{-\infty}^{X'_{pub}\beta_{pub}} \int_{-\infty}^{X'_{pri}\beta_{pri}} \phi(z_{pub}, z_{pri}; \rho) dz_{pub} dz_{pri} \end{aligned}$$

와 같고, 나머지 확률들도 이와 유사하게 추정된다.<sup>14)</sup>

먼저 두 식이 연관되어 있는지 여부를 우도비검정을 이용하여 살펴보면, 두 식이 연관이 없다는 귀무가설,

$$H_o : \rho = 0,$$

은 p-vale=0.0000 으로 기각된다. 즉, 검정결과에 따르면 공적연금과 개인연금이 각각 강제성과 자율성이라는 차이점이 있음에도 불구하고 두 수식은 오차항을 통하여 서로 연관성이 존재하는 것으로 나타난다. 그러나 추정된 상관관계의 수치 ( $\rho = 0.230$ )는 높은 편은 아니다.

<표 7> 공적연금 · 개인연금 가입요인 한계 효과

| 구분             | Pr(공적연금=0,<br>개인연금=0) | Pr(공적연금=0,<br>개인연금=1) | Pr(공적연금=1,<br>개인연금=0) | Pr(공적연금=1,<br>개인연금=1) |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 연령             | -0.031***             | 0.006***              | -0.003                | 0.029***              |
| 연령×연령          | 0.0004***             | -0.0001***            | 0.000004              | -0.0003***            |
| 여성             | 0.194***              | 0.013***              | -0.125***             | -0.069***             |
| 배우자            | -0.012                | 0.002                 | 0.001                 | 0.01                  |
| 자가             | -0.057***             | -0.001                | 0.030***              | 0.027***              |
| 근로자            | -0.268***             | -0.026***             | 0.191***              | 0.072***              |
| 고졸이상           | -0.050***             | 0.001                 | 0.021*                | 0.028***              |
| 가구원수           | 0.017***              | -0.006***             | 0.011**               | -0.022***             |
| 흡연             | 0.011                 | 0.003                 | -0.013                | -0.001                |
| 소득2분위          | -0.116***             | -0.002                | 0.080***              | 0.036***              |
| 소득3분위          | -0.128***             | 0.009*                | 0.024                 | 0.091***              |
| 소득4분위          | -0.230***             | 0.013**               | -0.080***             | 0.265***              |
| 보장보험           | -0.208***             | 0.005*                | 0.072***              | 0.112***              |
| 저축보험           | -0.040**              | 0.007                 | -0.002                | 0.035***              |
| 금융자산           | -0.048***             | 0.019***              | -0.037**              | 0.067***              |
| 부동산            | -0.032***             | 0.007**               | -0.007                | 0.032***              |
| 부채             | 0.015                 | 0.000                 | -0.008                | -0.007                |
| Log likelihood | -5576.858             |                       |                       |                       |
| 관측치            | 6236                  |                       |                       |                       |

주: Pr( )의 1은 보유, 0은 미보유를 의미함.

\* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

$$\begin{aligned}
 14) \Pr[y_{pub} = 1, y_{pri} = 0] &= \int_{-\infty}^{X'_{pub}\beta_{pub}} \int_{-\infty}^{-X'_{pri}\beta_{pri}} \phi(z_{pub}, z_{pri}, \rho) dz_{pub} dz_{pri}, \\
 \Pr[y_{pub} = 0, y_{pri} = 1] &= \int_{-\infty}^{-X'_{pub}\beta_{pub}} \int_{-\infty}^{X'_{pri}\beta_{pri}} \phi(z_{pub}, z_{pri}, \rho) dz_{pub} dz_{pri}, \\
 \Pr[y_{pub} = 0, y_{pri} = 0] &= \int_{-\infty}^{-X'_{pub}\beta_{pub}} \int_{-\infty}^{-X'_{pri}\beta_{pri}} \phi(z_{pub}, z_{pri}, \rho) dz_{pub} dz_{pri}.
 \end{aligned}$$

이변량프로빗모델의 경우 표본의 대상자를 4가지 공적연금 및 개인연금 가입상태에 대한 한계효과를 이용하여 비교·분석할 수 있는 장점이 있다. 연령이 증가할수록 두 연금 모두에 가입하고 있지 않을 확률과 공적연금에만 가입하고 있을 확률은 낮아지나, 개인연금과 두 연금 모두에 가입하고 있을 확률은 높게 나타난다. 공적연금 가입의 경우 연령 및 연령 $\times$ 연령 변수가 통계적으로 유의미하지 않게 나타나고 있는데, 이는 공적연금의 강제적 성격을 반영한 것으로 해석할 수 있다.

남성과 여성의 연금가입상태를 살펴보면 여성의 경우 두 연금 모두에 가입하고 있지 않거나 개인연금에만 가입하고 있을 확률은 남성보다 높은 반면, 공적연금 또는 두 연금 모두에 가입하고 있을 확률은 남성에 비하여 낮게 나타나고 있는데 이는 경제활동인구에서 여성들이 차지하는 비율이 상대적으로 낮아 나타나는 현상으로 볼 수 있다.

근로자 및 고졸이상의 학력을 소유한 개인들의 경우 공적연금 가입 및 두 연금 모두에 가입하고 있을 확률이 비근로자 및 고졸미만의 교육을 받은 개인들보다 높게 나타나며, 두 연금모두에 가입하고 있지 않을 확률 및 개인연금에만 가입하고 있을 확률은 낮게 나타나고 있다. 즉, 근로자의 경우 공적연금에 가입되어 있을 가능성이 높아 상대적으로 비근로자에 비하여 두 연금 모두를 보유하고 있을 가능성이 높게 나타날 가능성이 높다.

가구원의 수가 연금가입에 미치는 영향을 살펴보면 가구원의 수가 증가할수록 연금미가입 및 공적연금에만 가입하고 있을 확률이 높은 반면, 개인연금 및 두 연금 모두에 가입하고 있을 확률은 낮게 나타나고 있다.

두 연금 모두에 가입하고 있지 않을 가능성과 모두 가입하고 있을 가능성은 소득수준의 규모에 따라 뚜렷이 나타나고 있다. 즉, 소득분위가 높을수록 두 연금 모두에 가입하고 있지 않을 가능성은 낮아지는 반면, 두 연금 모두에 가입하고 있을 가능성은 높게 나타난다. 개인연금에만 가입하고 있을 가능성은 소득1분위와 소득2분위 사이에서는 차이가 나타나고 있지 않으나, 소득1분위와 소득3분위 및 소득4분위에서는 통계적으로 유의미한 차이를 나타나고 있다. 또한 공적연금에만 가입하고 있을 확률의 경우 소득2분위는 소득1분위 보다 높게 나타나지만, 소득4분위의 경우 공적연금에만 가입하고 있을 가능성이 소득1분위보다 낮게 나타나고 있다. 즉, 소득이 높을수록 두 연금 모두 보유하고 있지 않을 확률 및 공적연금에

만 가입하고 있을 확률은 낮아지는 반면 두 연금 모두를 보유할 확률 및 개인연금을 보유하고 있을 확률은 높아지는 것으로 나타나고 있다.

개인의 자산수준을 반영하는 자가, 금융자산, 부동산 및 보장·저축보험 보유 또한 소득의 영향과 유사한 영향을 나타내고 있다. 즉, 이들의 보유는 두 연금 미가입 및 공적연금에만 가입한 경우와는 음(-)의 관계를 나타내며, 두 연금 모두 보유 및 개인연금만 보유한 경우와는 양(+)의 상관관계를 보이고 있다.

이상의 결과를 살펴보면 많은 변수에 있어 두 연금 모두를 보유하지 않을 확률과 공적연금만을 보유할 확률에 미치는 영향이 동일한 부호의 상관관계를 나타내고 있으며, 개인연금만 보유할 확률과 두 연금 모두를 보유할 확률에 미치는 영향 또한 동일한 부호의 상관관계를 보이고 있다. 이는 공적연금에만 가입하고 있는 개인이 소득 증가 등으로 인하여 두 연금 모두에 가입하는 상태로 변화하는 것과 같이 두 연금 모두 보유하고 있지 않은 개인은 개인연금을 보유하는 상태로 변화하는 모습을 반영한 것으로 유추할 수 있다. 이는 정부의 개인연금 활성화 방안이 연금을 전혀 가입하고 있지 않은 개인과 공적연금을 보유하고 있는 개인을 구분하여 이들이 개인연금에 가입할 수 있도록 설계되어야 함을 시사한다.

### 3. 연금저축·연금보험 가입요인 분석

연금저축과 연금보험은 개인연금이라는 공통점이 있어 이 둘과 관련된 수식들의 오차항이 서로 연관되어 있을 가능성이 존재한다. 따라서 앞의 분석방법과 유사하게

$$\begin{aligned} y_{sav}^* &= X' \beta_{sav} + u_{sav}, \\ y_{ins}^* &= X' \beta_{ins} + u_{ins}, \\ \begin{pmatrix} u_{sav} \\ u_{ins} \end{pmatrix} &\sim N \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix} \right], \end{aligned}$$

과 같이 모델을 표현할 수 있다. 먼저, 두 개인연금의 관련성 검증 결과 두 수식이 오차항을 통하여 연결되어 있지 않다는 귀무가설( $H_0: \rho = 0$ )은 5% 유의수준에

서 기각되며,<sup>15)</sup> 오차항의 상관성은 서로 음(-)의 관계로 상관의 정도는 높지 않은 수준이다( $\rho = -0.098$ ). 즉, 개인연금의 두 종류인 연금저축과 연금보험 사이의 대체적 성격은 약하게 존재한다. 여기서는 연금저축 및 연금보험 중 하나의 개인연금만을 보유한 개인을 대상으로 분석을 한다.

<표 8> 연금저축 · 연금보험 보유요인 한계효과

| 구분             | Pr(연금저축=0,<br>연금보험=0) | Pr(연금저축=0,<br>연금보험=1) | Pr(연금저축=1,<br>연금보험=0) | Pr(연금저축=1,<br>연금보험=1) |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 연령             | -0.036***             | 0.032***              | 0.001                 | 0.004***              |
| 연령×연령          | 0.0004***             | -0.0004***            | -0.00002              | -0.00004***           |
| 여성             | 0.056***              | -0.036***             | -0.014**              | -0.007***             |
| 배우자            | -0.008                | 0.003                 | 0.004                 | 0.001                 |
| 자가             | -0.026***             | 0.013                 | 0.010*                | 0.004***              |
| 근로자            | -0.044***             | -0.003                | 0.042***              | 0.010***              |
| 고졸이상           | -0.024**              | 0.018**               | 0.003                 | 0.003*                |
| 가구원수           | 0.026***              | -0.012***             | -0.010***             | -0.004***             |
| 흡연             | 0.002                 | 0.006                 | -0.007                | -0.001                |
| 소득2분위          | -0.029**              | 0.030**               | 0.001                 | 0.001                 |
| 소득3분위          | -0.083***             | 0.053***              | 0.037***              | 0.011***              |
| 소득4분위          | -0.220***             | 0.128***              | 0.096***              | 0.066***              |
| 보장보험           | -0.109***             | 0.072***              | 0.032***              | 0.015***              |
| 저축보험           | -0.040**              | 0.033**               | 0.001                 | 0.004                 |
| 금융자산           | -0.086***             | 0.039***              | 0.048***              | 0.016***              |
| 부동산            | -0.041***             | 0.022***              | 0.012**               | 0.005***              |
| 부채             | 0.006                 | -0.011                | 0.005                 | 0                     |
| Log likelihood | -3302.782             |                       |                       |                       |
| 관측치            | 6236                  |                       |                       |                       |

주: Pr( )의 1은 보유, 0은 미보유를 의미함.

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

추정치를 이용한 한계효과결과를 살펴보면 연령이 증가함에 따라 연금보험에만 가입하고 있을 확률은 높게 나타나며, 이와 같은 증가추세는 연령이 높을수록 감

15)  $p\text{-value} = 0.0256$ .

소하는 것으로 나타나고 있다. 반면 연금저축만 보유하고 있을 확률은 연령의 변화와 통계적으로 유의미한 상관관계를 나타내고 있지 않는데, 이는 연금저축이 소득공제혜택과 관련되어 있기 때문으로 해석할 수 있다. 즉, 경제주체들은 연령과 무관하게 소득공제혜택을 목적으로 연금저축에 가입하고 있을 가능성이 존재하는 것으로 볼 수 있다.

성별과 개인연금 가입 사이의 상관관계를 살펴보면 여성들이 남성들에 비하여 개인연금에 가입하고 있을 확률이 낮게 나타나고 있으며 이와 같은 현상은 연금보험이 더 크게 나타나고 있다. 가구 구성원의 수 역시 연금저축과 연금보험 가입 확률과 음(-)의 상관관계를 나타내고 있다. 근로자의 경우 비근로자와 비교시 연금저축 보유 확률이 높게 나타나는 반면 연금보험 보유 확률에는 통계적으로 유의미한 차이를 보이지 않고 있다. 이와는 반대로 교육수준의 정도는 연금보험 보유에 유의미한 영향을 미치나 연금저축에는 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타나고 있다.

소득의 경우 연금보험 및 연금저축 보유와 양(+)의 상관관계가 나타나고 있는데, 이와 같은 현상은 연금보험에서 더 뚜렷하게 나타나고 있다. 즉, 연금보험과 연금저축 모두 고소득층이 더 많이 가입하고 있으나 연금저축의 경우 저소득층과의 차이가 상대적으로 작게 나타나고 있다. 이는 상대적 저소득계층의 경우 비과세혜택보다는 소득공제혜택을 선호하는 것과 관련성이 있을 것으로 생각된다.

또한 연금저축과 유사한 성격의 저축보험의 경우 연금저축에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못하는 반면, 연금보험과는 통계적으로 유의미한 양(+)의 상관관계를 나타내고 있다. 금융자산 및 부동산 보유는 연금저축 및 연금보험과 양(+)의 상관관계를 나타내고 있는데, 금융자산의 경우 연금저축과의 관계가 좀 더 크게 나타나는 반면, 부동산보유는 연금보험과 좀 더 높은 상관관계가 나타나고 있다.

즉, 연령 및 소득수준이 높을수록 비과세 성격의 연금보험을 보유하고 있을 확률이 연금저축을 보유하고 있을 가능성이 높게 나타났다. 반면 소득공제혜택이 있는 연금저축의 경우 연령은 보유여부에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못하며, 상대적으로 근로자가 가입하고 있을 확률이 높게 나타나고 있다.

## V. 요약 및 정책적 시사점

본 연구에서는 『재정패널조사』자료를 이용하여 경제주체의 개인연금 및 공적·개인연금의 가능한 보유상태의 결정요인을 파악해 보았다.

먼저 넓은 연령대를 포함한 최근 자료를 이용하여 기존의 연구를 답습한 결과 선행연구들에 비하여 통계적으로 유의미한 결과를 나타내는 변수들이 많이 나타났다. 연령이 증가함에 따라 개인연금 보유확률이 증가하나 특정연령 이후에는 정제·감소하는 모습이 뚜렷이 나타나고 있음을 확인할 수 있었으며, 여성·비가구주의 경우 남성·가구주에 비하여 개인연금을 보유하고 있는 확률이 낮게 나타나고 있었다. 또한 학력수준과 전문가의 여부는 개인연금 가입과 뚜렷한 양(+)의 상관관계를 보이고 있으며, 공적연금·보장보험·저축보험 보유여부 또한 개인연금 가입과 양(+)의 상관관계가 나타나고 있음을 확인하였다. 반면, 가구원의 수와 부양자의 수가 많을수록 개인연금 보유율이 낮게 나타나고 있었으며 흡연여부의 경우 개인연금 가입과 통계적으로 유의미한 결과가 나타나지 않아 역선택의 문제는 심각하지 않은 것으로 생각된다. 개인연금가입에 가장 큰 영향을 미칠 것으로 예상되었던 소득수준 및 개인의 금융자산, 부동산 등의 보유여부는 개인연금 보유에 상대적으로 큰 영향을 미치고 있는 것을 확인할 수 있었으며, 특히 소득수준이 높을수록 보유확률이 체증적으로 증가하는 모습이 뚜렷이 나타나고 있었다.

이변량프로빗모형을 이용하여 공적연금과 개인연금을 함께 고려한 분석에서는 개인의 특성이 어떠한 연금보유 상태를 나타내고 있는지를 파악할 수 있었다. 연령이 증가할수록 개인연금 및 공적·개인연금을 모두 보유하고 있는 확률은 높게 나타난 반면 두 연금 모두에 가입하고 있지 않거나 국민연금에만 가입하고 있을 확률은 낮은 것으로 파악되었다. 또한 여성의 경우 연금에 가입하고 있지 못하거나 개인연금만 보유하고 있을 확률이 높게 나타나고 있었으며, 자가소유자 및 근로자의 경우 두 보험 모두에 가입하고 있을 확률 및 공적연금에만 가입하고 있을 확률이 높게 나타나고 있음을 확인하였다. 보장보험, 저축보험, 금융자산, 부동산 등을 보유한 개인은 두 연금 모두에 가입할 확률 및 개인연금에만 가입하고 있을 확률이 높게 나타났다. 이와 같은 현상은 소득수준에서도 유사하게 나타났는데 홍

미로운 것은 소득수준이 높아질수록 개인연금에만 가입할 확률은 증가하는 반면 공적연금에만 가입할 확률은 감소하였다는 점이다. 즉, 이는 소득수준이 증가함에 따라 연금이 없는 개인은 우선적으로 개인연금에 가입하고, 공적연금만을 보유하고 있던 개인은 두 보험 모두에 가입할 가능성이 높을 것으로 유추할 수 있다.

개인연금의 두 종류인 연금저축과 연금보험을 구분하여 분석한 결과, 연령과 소득수준이 높을수록 소득공제 혜택이 있는 연금저축보다는 비과세 혜택의 연금보험을 보유하고 있을 확률이 상대적으로 높게 나타났다. 반면, 근로자의 경우는 연금보험을 보유하고 있을 확률은 비근로자와 통계적으로 유의미한 수준에서 차이가 나타나지 않았으나 연금저축의 경우 비근로자와의 차이가 뚜렷하게 나타나고 있어 현행제도가 근로자에게 유리하게 작동하고 있음을 유추할 수 있다. 또한 연금저축의 경우 연령과 유의미한 관련성이 나타나고 있지 않은데 이는 소득공제 혜택으로 인한 것으로 생각된다.

이와 같은 결과들이 보여주는 시사점은 다음과 같다. 먼저, 개인연금 보유자가 증가한 것은 고무적이거나 상대적으로 저연령층의 가입률이 낮은 문제점이 있다. 정부는 2001년부터 개인들이 좀 더 일찍 노후준비를 할 수 있도록 개인연금 가입연령을 만20세에서 만18세로 낮추었으나 이와 같은 정책효과는 크지 않았을 것으로 유추된다.

또한 상대적으로 여성들의 개인연금 보유율이 낮게 나타나며, 가구원 및 부양자수의 증가는 개인연금 보유에 주요 방해요소로 나타나고 있다. 그러나 현행 정부의 개인연금 지원정책은 소득공제, 비과세 등 세제혜택에 제한되어 있어 드러난 방해요소를 해결하기 어려운 측면이 있다. 물론 분석에 나타난 바와 같이 소득공제 혜택이 연금저축 보유의 확대와 같은 긍정적 측면이 존재하는 것은 사실이나 소득수준이 개인연금 보유에 미치는 큰 영향력을 고려할 때, 이와 같은 혜택은 고소득층에 집중될 가능성이 높다. 즉, 2001년 240만원, 2006년 300만원, 2011년 400만원으로 확대된 소득공제 혜택확대는 여성, 가구구성원이 많은 개인, 저소득층 및 중산층 등의 개인연금 가입을 확대시키기에는 충분하지 않은 것으로 여겨진다. 따라서 세제혜택에 제한되어 있는 개인연금 가입 유인책을 비가입자들의 특성을 고려하여 독일에서 행하여지고 있는 자녀보조금 등을 포함하여 다양하게 설계하는 것을 검토할 필요가 있다.



공적연금과 개인연금 보유상태를 함께 고려한 결과 소득수준이 증가함에 따라 보험이 없는 개인은 개인연금만 보유한 집단으로, 공적연금만 보유한 개인은 두 보험 모두를 보유한 집단으로 이동할 가능성이 있음을 유추하였다. 공적연금과 개인연금 모두 보유하고 있지 않은 개인들이 대부분 저소득층 및 여성인 점을 염두에 둘 때, 이와 같은 결과는 개인연금 유인정책을 이원화 할 필요성이 있음을 시사한다. 즉, 정부가 제공하는 개인연금 보유에 따른 혜택을 공적연금 보유자와 미보유자로 구분하는 방안을 검토할 필요가 있다.

본 연구의 분석이 개인연금 보유와 관련하여 넓은 연령대를 대상으로 개인들의 여러 특성에 분석에서 고려하였고, 공적연금과 개인연금 보유의 모든 가능한 경우를 고려하여 분석하였다는 장점이 있다. 그러나 자료의 불충분성으로 인하여 연금 및 재산관련변수에 있어 납입액·가치수준이 아닌 보유여부를 변수로 이용한 한계점이 있다.

## VI. 참고문헌

- 김성숙, 「50대 비은퇴자의 공적연금·퇴직(연)금·개인연금의 가입 구조와 특성」, 『사회과학논총』, 제28집, 제1호, 2009
- 김재호, 「국민연금 급여 삭감이 소득수준별 개인연금보험료에 미치는 효과」, 보험금융연구, 제22권, 제4호, 2011.11(p.3-31)
- 송윤아, 「개인연금 가입요인 분석 및 활성화 방안」, KiRi Weekly, 보험연구원, 2009.6.1
- 이윤희, 「개인연금수요의 구조분석」, 대한경영학회지, 제25권, 제1호(통권90호), 2012.2(pp195-210)
- 전승훈, 강성호, 임병인, 「개인연금 불입액의 가처분소득 탄력성과 세제혜택」, 『보험개발연구』, 제18권, 제1호, 2007.3
- 전승훈, 임병인, 「국민연금자산이 개인연금자산 보유행위에 미치는 영향과 정책시사점」, 보험개발연구, 제19권, 제3호, 2008.11

전승훈, 임병인, 강성호, 「개인연금 가입 결정 및 가입상태 변화 분석」, 『보험개발 연구』, 제17권, 제1호, 2006.3

통계청, 『장래인구추계』, 2011

통계청, 『사회조사』, 2011

Microeconometrics Method and Applications, A. Colin Cameron and Pravin K. Trivedi, Cambridge University Press, 2005

Microeconometrics Using Stata, A. Colin Cameron and Pravin K. Trivedi, STATA Press, 2009

<http://www.fss.or.kr>(금융감독원)

## [부 록]

<부표 1> 공적연금 · 개인연금 가입요인 추정결과

|                | 공적연금                  | 개인연금                  |
|----------------|-----------------------|-----------------------|
| 연령             | 0.092 ***<br>(0.016)  | 0.155 ***<br>(0.020)  |
| 연령*연령          | -0.001 ***<br>0.000   | -0.002 ***<br>0.000   |
| 여성             | -0.693 ***<br>(0.043) | -0.252 ***<br>(0.048) |
| 배우자            | 0.038<br>(0.053)      | 0.051<br>(0.064)      |
| 자가             | 0.205 ***<br>(0.040)  | 0.118 ***<br>(0.045)  |
| 근로자            | 0.937 ***<br>(0.039)  | 0.206 ***<br>(0.045)  |
| 고졸이상           | 0.172 ***<br>(0.042)  | 0.128 ***<br>(0.046)  |
| 가구원수           | -0.039 **<br>(0.018)  | -0.124 ***<br>(0.021) |
| 흡연             | -0.049<br>(0.048)     | 0.009<br>(0.051)      |
| 소득2분위          | 0.395 ***<br>(0.055)  | 0.195 ***<br>(0.071)  |
| 소득3분위          | 0.397 ***<br>(0.055)  | 0.400 ***<br>(0.068)  |
| 소득4분위          | 0.709 ***<br>(0.061)  | 0.830 ***<br>(0.071)  |
| 보장보험           | 0.654 ***<br>(0.040)  | 0.526 ***<br>(0.050)  |
| 저축보험           | 0.118<br>(0.081)      | 0.187 **<br>(0.078)   |
| 금융자산           | 0.108 **<br>(0.048)   | 0.389 ***<br>(0.065)  |
| 부동산            | 0.090 **<br>(0.043)   | 0.178 ***<br>(0.045)  |
| 부채             | -0.054<br>(0.038)     | -0.029<br>(0.042)     |
| 상수             | -2.748 ***<br>(0.333) | -5.146 ***<br>(0.429) |
| Log likelihood | -5576.858             |                       |
| 관측치            | 6236                  |                       |

주: \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

<부표 2> 연금저축 · 연금보험 가입요인 추정결과

| 구분             | 연금저축                 | 연금보험                 |
|----------------|----------------------|----------------------|
| 연령             | 0.044<br>(0.028)     | 0.185***<br>(0.022)  |
| 연령*연령          | -0.001*<br>0.000     | -0.002***<br>0.000   |
| 여성             | -0.217***<br>(0.068) | -0.225***<br>(0.051) |
| 배우자            | 0.059<br>(0.092)     | 0.021<br>(0.068)     |
| 자가             | 0.140**<br>(0.065)   | 0.088*<br>(0.047)    |
| 근로자            | 0.527***<br>(0.073)  | 0.036<br>(0.047)     |
| 고졸이상           | 0.062<br>(0.067)     | 0.107**<br>(0.049)   |
| 가구원수           | -0.143***<br>(0.030) | -0.081***<br>(0.022) |
| 흡연             | -0.085<br>(0.074)    | 0.025<br>(0.054)     |
| 소득2분위          | 0.042<br>(0.122)     | 0.197***<br>(0.076)  |
| 소득3분위          | 0.441***<br>(0.108)  | 0.310***<br>(0.073)  |
| 소득4분위          | 0.830***<br>(0.110)  | 0.666***<br>(0.075)  |
| 보장보험           | 0.477***<br>(0.081)  | 0.456***<br>(0.054)  |
| 저축보험           | 0.042<br>(0.108)     | 0.193**<br>(0.081)   |
| 금융자산           | 0.647***<br>(0.132)  | 0.290***<br>(0.068)  |
| 부동산            | 0.177***<br>(0.063)  | 0.143***<br>(0.048)  |
| 부채             | 0.053<br>(0.059)     | -0.06<br>(0.044)     |
| 상수             | -3.819***<br>(0.595) | -5.807***<br>(0.479) |
| Log likelihood | -3302.782            |                      |
| 관측치            | 6236                 |                      |

주: \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.