

제3회 재정패널 학술대회 발표자료집

2011. 11.

 한국조세연구원

개 요

- 주 제 제3회 재정패널 학술대회
- 일 시 2011년 11월 23일(수) 14:00~17:00
- 장 소 코엑스 컨벤션 컨퍼런스룸(남) 308호

□ 진행순서

14:00~14:20 등록

14:20~14:30 개회사

▶ 개회사 조원동 한국조세연구원 원장

14:30~15:30 제1세션(308BC호)

▶ 사회자 홍기택(중앙대 경제학부 교수)

I-1. 생애소득 경로 추정을 통한 횡단면 소득과 생애소득불평등도의 비교분석

▶ 발표자 성명재(한국조세연구원 선임연구위원)

▶ 토론자 류덕현(중앙대 경제학부 교수)

I-2. 노인가구 유형별 소득불평등 현황 및 요인분석

▶ 발표자 박경하(한국노인인력개발원 책임연구위원)

윤남희(한국노인인력개발원 연구원)

▶ 토론자 이병희(한국노동연구원 선임연구위원)

14:30~15:30 제2세션(308A호)

▶ 사회자 홍경준(성균관대 사회복지학과 교수)

II-1. 한국도시가구의 소비패턴과 소비불평등에 관한 연구

▶ 발표자 조정아(연세대 사회복지연구소 전문연구위원)

▶ 토론자 민희철(한성대 경제학과 교수)

II-2. 중·고령자의 은퇴와 소비지출간의 관계 분석

- ▶ 발표자 석상훈(국민연금연구원 부연구위원)
- ▶ 토론자 신자은(KDI 국제정책대학원 교수)

15:30~15:50 중간 휴식

15:50~16:50 제3세션(308BC호)

- ▶ 사회자 김상헌(서울대 행정대학원 교수)

III-1. 유형별 소득의 분포 변화와 소득 분배

- ▶ 발표자 박기백(서울시립대 세무학과 교수)
- ▶ 토론자 황수경(한국개발연구원 연구위원)

III-2. 신용카드 사용액 소득공제 제도의 효과 분석

- ▶ 발표자 송헌재(한국조세연구원 부연구위원)
성명재(한국조세연구원 선임연구위원)
- ▶ 토론자 김주영(산업연구원 부연구위원)

15:50~16:50 제4세션(308A호)

- ▶ 사회자 박능후(경기대 사회복지학과 교수)

IV-1. 근로장려세제가 여성의 경제활동참가에 미치는 영향분석

- ▶ 발표자 조선주(한국여성정책연구원 선임연구위원)
김영숙(한국여성정책연구원 연구위원)
- ▶ 토론자 이정민(서강대 경제학과 교수)

IV-2. 자동차세제개편의 소득재분배효과 분석

- ▶ 발표자 임병인(충북대 경제학과 교수)
김승래(한림대 경제학과 교수)
- ▶ 토론자 이영(한양대 경제금융학부 교수)

17:00 폐회

총 목 차

- 생애소득 경로 추정을 통한 횡단면 소득과
생애소득 불평등도의 비교분석 1
성 명 재 (한국조세연구원)
- 노인가구 유형별 소득현황 및 요인분해 41
박 경 하 · 윤 남 희 (한국노인인력개발)
- 한국 도시가구의 소비패턴과 소비불평등에 관한 연구 67
조 정 아 (연세대학교)
- 우리나라 중고령자의 은퇴와 소비지출간의 관계 분석 85
석 상 훈 (국민연금연구원)
- 유형별 소득의 분포 변화와 소득분배 117
박 기 백 (서울시립대학교)
- 근로장려세제가 여성의 경제활동참가에 미치는 영향 분석 141
조 선 주 · 김 영 숙 (한국여성정책연구원)
- 친환경 자동차세제개편의 소득재분배효과 분석 163
김 승 래 (한림대학교) · 임 병 인 (충북대학교)

생애소득 경로 추정을 통한 횡단면 소득과 생애소득 불평등도의 비교분석

■성명재*

* 한국조세연구원 선임연구위원, 02-2186-2207, myungjaesung@gmail.com
미완성인 논문이므로 인용을 삼가주시기 바랍니다.

차 례

I. 서론	5
II. 분석방법 및 분석자료	8
1. 개요	8
2. 분석방법	9
3. 분석자료	11
III. 소득분배구조의 변화추이	14
1. 기간별 소득분배구조 변화추이	14
2. 가구유형별 소득분배구조 변화추이 특징	16
IV. 소득계층별·연령별 소득분포의 특성	19
1. 생애소득 경로	19
2. 연령대별 소득불평등도의 패턴	28
3. 분석의 한계	31
V. 결론 및 시사점	32
VI. 참고문헌	33
부록: 부속 표	34

생애소득 경로 추정을 통한 횡단면 소득과 생애소득 불평등도의 비교분석

성명재

요약

본 연구는 소득분포의 연령대별 특성분포를 분석해 봄으로써 생애소득 관점에서 소득 계층별 생애소득 흐름의 특성을 파악하고 정책시사점을 도출하는 데 기본 목적이 있다. 흔히 연령적 차이를 무시하고 모든 연령층을 포괄하여 소득분배격차를 논의하곤 한다. 연령적 차이를 무시하는 경우에는 생애주기효과(life-cycle effects)로 인한 교란요인이 존재하여 생애주기의 차이에 의한 부분도 불평등으로 인식하는 오류를 범할 수 있다. 오류 가능성을 제거하고자 각 연령대별로 소득백분위수를 추정하고 동일 백분위별로 모든 연령대에 걸쳐 연결하여 각 소득백분위별로 소득경로를 얻어 생애주기 특성을 분석하였다. 분석 결과, 연령이 증가하여 중년층(40~50대 전후)으로 이행할수록 소득백분위곡선이 우상향하였다가 50대 중후반대를 넘어서면서부터 하락하는 추세를 보였다. 고소득층의 소득경로를 보면 저소득층의 소득경로에 비해 소득확장기가 길다. 고소득층일수록 소득상승기가 소득하강기보다 길고, 이와 반대로 저소득층으로 갈수록 소득확장기가 짧다. 이는 1년 단위의 경상소득을 기준으로 하였을 때보다 생애에 걸친 소득을 기준으로 하면 분배격차가 더 확대될 가능성이 있음을 시사해준다. 고연령층으로 갈수록 소득분배격차가 확대되는 경향을 나타낸다는 점을 발견할 수 있다. 이는 은퇴기 이후의 연령층에서도 연령이 증가할수록 소득분배격차가 더 벌어질 수 있다는 점을 시사해 주므로 노인복지정책 방향에 대한 시사점을 제공해준다.

I. 서론

본 연구는 연령대별 상대소득 순위에 대한 조건부 기대치가 일정하게 유지된다는 전제하에 횡단면 자료를 이용하여 생애소득 경로(life-cycle income paths)를 추정하고 그로부터 연간소득불평등도와 생애소득불평등도 사이의 경험적 상관관계를 비교해 보고자 한다.

일반적으로 매 기간 관찰되는 연간소득을 기준으로 평가한 소득불평등도와 생

애소득을 기준으로 평가한 소득불평등도 사이에는 구조적인 차이가 존재한다고 할 수 있다. 구조적 차이의 발생요인은 크게 소득이동성(income mobility)¹⁾과 세대별 생애주기의 차이 등을 지적할 수 있다.

비록 가상적으로 모든 세대의 생애주기의 패턴이 역U자 형태로 동일한 형태를 가지고 있으며 각 세대 내 소득불평등도는 0이라고 가정해 보자. 이런 경우 생애소득을 기준으로 소득불평등도를 논하면, 모든 경제주체의 실질 생애소득이 동일하므로 생애소득불평등도는 0이라고 할 수 있다²⁾. 그러나 특정한 시점(또는 특정 연도)을 지목하여 해당 기간(연간) 동안 각자가 획득한 (연)소득은 연령에 따라 차이가 발생한다. 따라서 비록 생애소득은 모두 균등하더라도 횡단면소득(연간소득)의 불평등도는 양(+)의 값을 가지게 된다. 이를 두고 세대별 생애주기의 차이로 인한 연소득의 소득불평등도를 나타내는 결정요인이라고 한다.

소득이동성이란 일반적으로 서로 다른 두 기간 사이에 집단 내에서의 상대소득 순위의 변화로 정의할 수 있다. 소득이동성이 무작위성을 띠거나 또는 일정하게 대칭적인 모습을 보이는 경우에는 생애소득 불평등도가 횡단면 소득불평등도보다 작아지게 하는 역할을 하기도 하지만, 만약 소득이동성이 계층별·연령별로 비대칭적인 모습을 보이는 경우에는 그와 반대되는 결과를 나타내기도 한다³⁾.

생애주기 소득의 관점에서 볼 때 소득이동성이란 두 연도 사이에 나타나는 연간 소득의 상대소득순위의 변화를 의미하는 것이 보통이다. 그러나 소득이동성은 분

1) 소득이동성에 대해 과학적인 연구가 본격화된 것은 Shorrocks(1978)의 이행행렬(transition matrix) 및 이행확률(transition probabilities)을 추정하는 것에서 출발하였다고 할 수 있다. Fields & Ok(1999)는 Shorrocks가 제안한 소득이동성이 불연속적인 이산분포(discrete distributions)의 형태로 추정되기 때문에 소득구간을 어떻게 분류하느냐에 따라 소득이동성 추정치가 영향을 받는다는 단점에 주목하고, 연속선상에서의 소득변화상대비에 자연대수를 취하여 이를 합산한 추정량을 제안하였다. 그들의 연구는 소득이행함수를 연속함수로 설정함으로써, Shorrocks의 소득이동성 추정량이 소득구간의 선택에 의존한다는 단점을 극복하였다. 그러나 그들이 제안한 추정량은 소득구간 선택편의 문제를 해결하기는 하였지만, 소득이동성 추정량이 두 기간 사이의 소득증가율에 의존한다는 단점이 있다. Sung(2011 B)은 시계열적으로 소득변수의 통계적 확률분포가 일정한 통계분포의 범주에서 안정적이라는 전제하에 위의 두 가지 추정량이 지닌 소득구간 선택 편익의와 소득증가율 편익의 문제를 극복한 새로운 추정항을 제안하였다. 김현숙·성명재(2011)의 연구에서는 소득이동성에 대한 논의를 발전시켜 미래시점에서의 횡단면 소득분포를 예측하고 이를 토대로 소득세에 대한 장기세수추계를 연구한 바 있다.

2) Sung(2011A) 참조.

3) Sung(2011C) 참조.

기소득 또는 월간소득 사이에서 나타나기도 한다. 두 번째 경우의 소득이동성은 생애주기 소득의 관점에서 나타나는 소득이동성이나 또는 생애주기의 차이에서 나타나는 소득불평등도에 영향을 주기도 하지만, 그보다는 산업·직종 등의 특성 차이에 의한 계절성(seasonality)이나 노동시장(labor market)의 유연화도(flexibility) 등의 변화에 의한 상대소득 순위의 변화를 반영하는 경우가 일반적이라고 할 수 있다⁴⁾.

분기자료는 계절성(seasonality)을 띤다. 따라서 연간단위보다 짧은 기간을 대상으로 조사·수집된 자료를 사용하여 지니계수를 추정하면 실제보다 소득격차를 과대평가하게 되는 문제가 발생한다⁵⁾. 경우에 따라서는 분기소득을 기준으로 하였을 때 나타나는 소득분배구조의 변화추이가 연간소득을 기준으로 하였을 경우와 반대 방향으로 나타날 가능성도 있다. 이러한 문제는 계절성에 따라 초래된다.

계절성이란 종사하는 업종이나 산업에 따라 주된 소득의 획득시점이 다른 경우에 흔히 발생한다. 예를 들면 빙과류업의 경우에는 무더운 여름철에 소득이 집중되는 반면에 난방기구업의 경우에는 겨울철에 소득이 집중되는 특성을 보인다. 빙과업자와 난방업자의 2인 경제를 상정해 보자. 이 경우 빙과업자는 5~10월에 3,000만원의 소득을 얻고 11~4월에는 소득이 0원이라고 하자. 이와 반대로 난방업자의 경우에는 11~4월에 3,000만원의 소득을 얻고 5~10월에는 소득이 0원이라고 하자. 그러면 연간소득을 기준으로 하면 빙과업자와 난방업자가 모두 3,000만원씩의 소득을 가지고 있으므로 이 경제의 소득분배 상태는 완전균등분배상태이다. 따라서 이 때의 지니계수는 0이다. 그렇지만 조사대상기간을 5~10월과 11~4월의 6개월씩으로 1년을 두 기간으로 나누어 시행한다면 어떤 경우든지 한 사람은 소득이 3,000만원이고 나머지 한 사람은 소득이 0원이 되어 이 경제의 소득분포 구조는 완전불균등분배상태가 된다. 이 때 지니계수는 1의 값을 가지게 된다. 이와 같이 소득획득시점과 관련하여 소득자가 업종이나 산업에 따라 소득의 흐름이 다른 패턴을 가지게 되는 계절적인 요인이 작용하게 되므로 이러한 요인을 감안하지 않는다면 필연적으로 실제보다 과도하게 소득분배격차가 크다는 결론에 도달하기 쉽다.

4) 분기소득 또는 월간소득의 이동성에 대해서는 Sung(2011C)을 참조하기 바란다.

5) 이에 대한 자세한 내용은 성명제(2002)를 참조하기 바란다.

본 연구는 위에서 설명하였듯이 기간의 장단에 따른 차이가 소득불평등도에 미치는 영향을 살펴본다. 그런데 위에서 살펴본 소득이동성은 기간의 장단에 따라 주된 특징적 요소가 상이하다. 본 연구에서는 상기의 두 가지 요소 가운데 첫째 요소에 특화하여 분석한다. 즉, 연간소득을 중심으로 하여 생애소득 경로를 추정한다. 그리고 생애소득 경로의 패턴으로부터 연간소득의 불평등도가 생애소득불평등도에 미치는 영향을 추론해 보고자 한다. 이를 위해 제II장에서는 분석방법과 분석자료에 대해 설명한다. 제III장에서는 우리나라의 (연간)소득 불평등도의 변화 추이를 살펴본다. 제IV장에서는 소득계층별·연령별 소득특성을 추정하고, 그로부터 단기소득불평등도와 장기소득불평등도 사이의 상관관계에 대한 시사점을 논의한다. 제V장에서는 장·단기 소득패턴의 차이와 양자 간의 상관관계에 기초한 정책시사점을 논의한다. 아울러 본 논문에서 규명하지 못한 부분에 대해 논의하면서 분석의 한계와 연구발전 방향에 대해 논하면서 맺는다.

II. 분석방법 및 분석자료

1. 개요

소득분배구조를 살펴봄에 있어 소득 백분위수(percentiles 또는 quantiles)를 사용하면 개념적으로 매우 편리하다. 소득 p -백분위수란 소득(또는 여타의 기준변수)을 기준으로 각 개별 경제주체(또는 소득자)의 소득을 오름차순으로 재배열한 뒤 최저소득자로부터 누적하여 $p\%$ 의 위치에 해당되는 소득자의 소득을 일컫는다. 즉, p -백분위수는 재배열된 표본의 누적가중치가 $p\%$ 에 해당되는 소득자의 소득을 일컫는다. 예를 들어 100명의 소득자가 각기 1원에서 100원까지 1원 단위로 소득격차를 가지고 있다고 하자. 그러면 30백분위수는 30원, 60백분위수는 60원, 95백분위수는 95원이 된다.

우리 경제는 소득수준이 각기 다른 다양한 연령층의 소득자들로 구성되어 있다. 소득분배를 논함에 있어서는 경제 전체의 모든 구성원을 대상으로 상대적인 소득

순위(소득백분위수)를 부여할 수도 있지만, 동일 연령대 내에서도 상대소득순위를 부여할 수 있다.

흔히 우리는 소득분배를 논함에 있어 연령적 차이를 무시하고 연령의 구분 없이 모든 연령층을 포괄하여 분석한다. 그런데 소득분배구조를 연령대별로 분류해서 각각에 대해 분석한 뒤, 동일 소득분위를 각 연령별대로 연결하여 경로를 살펴보면 흥미로운 결과를 얻을 수 있다. 즉, 소득분배를 연구한 종전의 연구는 대부분 소득수준이라는 하나의 기준만을 사용하여 일차원적으로 분석하였다. 그러나 본 연구에서는 소득순위(보다 정확히는 상대소득순위 또는 소득백분위수)와 연령의 두 가지 기준을 사용하여 이차원적으로 소득분배구조를 분석한다.

이를 위해 각 연령대별로 소득백분위수(상대소득순위)를 추정하고, 각 연령대별로 추정된 동일한 소득백분위수를 서로 연결하여, 특정 소득순위가 연령대별로 어떠한 모습으로 변화하는지를 살펴본다.

2. 분석방법

앞서 설명하였듯이 본 논문은 생애소득 순위에 대한 조건부기대치가 각 소득순위(또는 소득위계수)별로 일정한 패턴을 가진다는 것을 전제로 하여, 각 소득위계수별로 연령이 변화함에 따라 기대되는 기대소득의 경로를 추정하는 것을 주목적으로 한다. 물론 개별 소득자별로는 시간이 경과함에 따라 각자가 귀속된 연령집단 내에서의 시계열적인 상대소득 순위가 변화하지만 평균적으로는 각 소득자들의 기대소득순위는 별로 변화하지 않는 것이 일반적이다. 이는 인적 특성 가운데 학력, 경력, 성별, 건강상태, 직업 등의 경우에는 시간이 경과하여도 특성이 좀처럼 쉽게 변하지 않는 것이 많다는 점 때문이다.

따라서 이번 기에 고소득을 획득한 사람은 다음 기에도 고소득을 획득할 확률이 그렇지 않을 확률보다 높은 것이 일반적이다. 반대의 경우도 마찬가지이다. 이는 본 논문에서 생애소득 경로를 추정함에 있어, 해당 연령 그룹 내에서의 기대상대 소득순위(expected relative income rank/percentile)는 시간이 경과하여도 평균적으로 인정하며 그런 추세는 장기적으로 지속된다는 원종학·성명재(2007)의 연구 결과에 바탕을 두고 있다고 할 수 있다. 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$E(X_{t+1}|X_t = X_t^p) = x_{t+1}^p \quad (1)$$

먼저 X_t 와 x_t 는 각각 t 기에서의 소득별 나타내는 확률변수와 실현된 값이라고 지칭하자. 만약 실현된 소득값 x_t 가 해당 연령그룹 내에서의 상대소득순위(또는 소득백분위수, income percentile)가 $p(\in[0,1])$ 라고 하면 그 때의 소득값을 x_t^p 라고 표현하자.

위의 식 (1)은 어떤 시점(+)에서 해당 연령그룹 내에서의 소득순위가 p 인 경우에는, 동일한 연령그룹 내에서 다음 기에 기대할 수 있는 소득금액에 대한 기댓값은 역시 소득순위가 p 인 소득값(x_{t+1}^p)과 평균적으로 같다는 것을 의미한다.

그런데 앞서 설명하였듯이 $(t+1)$ 기에 실제로 실현되는 소득값이 반드시 p 의 상대소득순위를 가진 소득값과 일치하지는 않는다. 거의 대부분의 경우에는 p 순위 소득값 근처에서 실현된다. 실현된 소득값(x_{t+1})과 조건부기댓값($E(X_{t+1}^p|X_t = x_t^p)$)의 차이를 ϵ_{t+1}^p 이라고 정의하자: $\epsilon_{t+1}^p \equiv x_{t+1} - E(X_{t+1}^p|X_t = x_t^p)$. 이를 재정렬하면 다음과 같이 표현된다.

$$x_{t+1} = E(X_{t+1}^p|X_t = x_t^p) + \epsilon_{t+1}^p \quad (2)$$

위의 식 (2)에서 ϵ_{t+1}^p 는 평균이 0인 오차항으로 볼 수 있다. 만약 $\epsilon_{t+1}^p > 0$ 이면, $(t+1)$ 기의 소득이 전기(t 기)보다 소득순위가 높게 실현되고, $\epsilon_{t+1}^p < 0$ 이면 반대의 경우를 나타낸다. 만약 오차항이 소득순위와 독립적이라고 하면 식 (2)는 다음과 같이 수정된다.

$$x_{t+1}^p = E(X_{t+1}^p|X_t = x_t^p) + \epsilon_{t+1} \quad (2-1)$$

본 논문에서 생애소득 경로(life-cycle income paths)라 함은 식 (2) 또는 식 (2-1)에서 조건부 기댓치에 해당하는 $E(X_{t+1}^p|X_t = x_t^p)$ 를 모든 $p \in [0,1]$ 를 대상으로 추

정하고 각 p 별로 연결하는 것을 의미한다. 논의의 편의상 본 논문에서는 추정하고자 하는 소득위계수를 10-백분위수($p=0.1$), 20-백분위수($p=0.2$), ..., 90-백분위수($p=0.9$)의 아홉가지와, 최저·최고소득층을 대리하여 5-백분위수($p=0.05$)와 95-백분위수($p=0.95$)를 포함하여 모두 11개의 소득위계수를 대상으로 생애소득 경로를 추정한다.

논의의 편의상 생애주기는 25세를 시작점으로 하고 65세를 종착점으로 하여 모두 41개 연령 그룹에 대해 분석한다⁶⁾. 분석단위는 가구로 한다. 연령대의 구분은 가구의 연령을 기준으로 분류한다.

3. 분석자료

생애소득 경로를 추정함에 있어서는 패널자료를 이용하여 한다. 그러나 우리나라에는 생애소득 경로를 모두 추정할 수 있을 만큼 긴 기간을 피상으로 추적된 패널자료가 없다. 따라서 패널자료를 이용할 수 없다.

만약 충분히 긴 기간을 대상으로 축적된 패널자료가 구축되어 있다고 하더라도 생애소득 경로를 추정함에 있어서는 다음의 문제를 극복해야 한다.

첫째, 자료탈락편의(attrition bias)이다. 일반적으로 시간이 경과함에 따라 패널자료에 담긴 관측치 중 일부가 다양한 요인에 따라 표본에서 탈락한다. 관측치의 탈락이 완전무작위성을 띠지 않으면 관계없지만 일반적으로 자료의 탈락은 특정 소득계층이나 집단을 중심으로 과다 또는 과소하게 나타나는 것이 일반적이다. 따라서 잔존한 표본만으로 생애소득 경로를 추정하면 일반적으로 표본선택편의(selection bias)가 발생하여 추정결과의 일치성(consistency)에 영향을 미친다.

둘째, 표본성숙(sample aging)에 따른 편의이다. 패널자료는 초년도에 선택된 표본을 대상으로 추적조사하기 때문에 시간이 경과할수록 표본의 무작위성과 멀어지면서 편의를 나타낸다.

6) 시작연령을 25세로 설정한 것은, 서베이 자료의 특성을 감안하여 25세 이하의 가구가 매우 적기 때문에 현실적으로 25세 이하 연령대에 대해 소득백분위수를 추정하는 것이 무의미하기 때문이다. 종착연령을 65세로 설정한 것은, 거의 대부분 65세의 연령에 도달하면 은퇴기 연령일 뿐만 아니라 경제활동인구에서 제외되는 연령이기 때문이다. 25세 이하의 연령대는 모두 25세 그룹으로 묶고, 65세 이상의 연령대는 모두 65세 그룹으로 묶어서 분석한다.

셋째, 세대간 경제성장률의 차이에 따른 편의이다. 세대마다 서로 다른 경제성장률을 경험하였기 때문에 생애주기 효과(life-cycle effect), 즉 연령효과를 성공적으로 조정(control)한다고 해도 각 세대의 시대적 경제여건 차이에 의한 편의는 교정하기 어렵다.

넷째, 경기변동편의(business cycle bias)이다. 셋째 경우와 마찬가지로 경기변동 편의도 세대별로 서로 다른 경제적 환경을 제공해 주기 때문에 경기순환적 변동 요인도 생애소득 경로 추정시에 편의의 한 요인이 된다.

위에서 설명하였듯이 긴 기간을 대상으로 축적된 패널자료의 부재(不在)와 상기의 편의 가능성으로 인해 패널분석은 한계가 있다. 따라서 본 논문에서는 불가피하게 횡단면 자료를 대용으로 사용한다. 그런데 불행히도 횡단면자료의 경우에도 생애주기를 포괄할 수 있을 정도로 긴 기간을 대상으로 축적된 것은 없다⁷⁾.

물론 그런 자료가 있다고 하더라도 경제성장률 경험의 차이가 경기변동 편의, 가계동향조사자료 자체의 자료포괄범위의 차이에 따른 구성편의(composition bias)로 인한 문제는 여전히 존재한다. 따라서 위의 논의에 기초해 볼 때 완전한 의미에서 이용가능한 적절한 연구자료는 현 시점에서 이용 가능한 것이 없다고 할 수 있다.

본 연구에서는 이상과 같은 문제점을 종합하여 최종적으로 횡단면자료를 이용하여 생애소득 경로를 추정한다. 원종학·성명재(2007)로부터 위의 식 (2)가 성립하였음을 알 수 있다. 본 연구에서는 그들의 연구결과를 수용한다. 그러면 횡단면자료를 사용할 수 있는 근거가 마련되었다고 할 수 있다. 물론 실제의 패널자료를 사용하여야만 소득이동성의 정도 또는 시계열적으로 상대소득 순위 변화의 분포를 알 수 있기 때문에 횡단면 분석으로는 그런 분석이 불가능하다는 단점이 있다. 그럼에도 불구하고 생애소득 경로에 대한 조건부 기대치는, 횡단면자료의 표본 대표성이 인정되는 한, 추론할 수 있다. 횡단면자료를 분석하는 경우 실제의 패널정보를 담고 있지 않다는 것이 단점이지만, 세대별 경제성장률의 차이와 경기순환의 차이에 의한 편의 문제는 걱정할 필요가 없다는 장점이 있다.

분석에 사용하는 자료는 재정패널자료를 기본으로 한다. 현재 재정패널자료는 모두 3개년도(2007~2009년)의 자료가 이용가능하다. 아래의 <표 1>과 <표 2>는 재정패널자료에 대한 기술통계를 보여준다.

7) 가계동향조사자료의 경우 1982년부터 원시자료가 이용가능하여 30년 정도의 기간 분석이 가능하지만 생애주기를 완전히 포괄하지는 못한다.

<표 1> 재정패널자료의 기술통계(2009년 기준)

(단위: 천원)

구분	평균	표준편차	최대	최소
총소득	34,300	33,700	978,000	0
사회보험	764	3,520	44,500	0
민간보험	150	1,872	90,000	0
근로소득	22,800	31,100	978,000	0
사업소득	7,815	20,800	400,000	0
부동산임대소득	743	4,511	150,000	0
이자·배당소득	205	1,968	100,000	0
기타소득	1,760	4,414	100,000	0
자산	75,400	265,000	8,620	-955,000
금융자산	26,200	57,400	1,050	0
부동산자산	83,600	270,000	8,600	0
기타자산	1,396	14,400	480,000	0
부채	35,800	80,500	1,300,000	0
가구원수	2.92	1.28	9	1
취업인수	1.22	0.71	5	0

<표 2> 재정패널자료의 기술통계: 가구구성 특성 (2009년 기준)

(단위: %)

구분	2007	2008	2009
표본가구수	5,014	5,096	4,884
가구주 성별(%)			
남	77.26	77.8	77.74
여	22.24	22.2	22.26
가구주 연령분포(%)			
~24	1.66	1.46	0.74
25~29	5.94	5.39	4.68
30~34	10.02	10.21	10.08
35~39	13.94	13.51	14.85
40~44	13.48	13.57	12.72
45~49	13.53	12.92	12.64
50~54	11.24	12.25	12.64
55~59	7.73	8.11	8.33
60~64	6.16	5.84	6.26
65~	16.29	16.74	17.06

재정패널자료는 구축기간이 3개년도로 짧기 때문에 소득분배구조의 변화추이를 분석함에 있어서는 자료기간이 충분히 길지 않다. 따라서 본 연구에서는 보조적으로 통계청의 가계동향조사 원시자료도 함께 분석한다.

Ⅲ. 소득분배구조의 변화추이

본장에서는 소득분배구조의 변화추이를 살펴본다. 재정패널자료는 자료의 구축기간이 2007~2009년의 3개년도에 불과하여 추이분석이 곤란하므로 통계청의 가계동향조사 원시자료를 이용하여 1982년부터의 소득분배구조의 변화추이를 살펴본다.

1. 기간별 소득분배구조 변화추이

우리나라 도시가구의 소득분배구조는 1982년 이래 1990년대 초에 이르기까지 지니계수가 지속적으로 하락(1982년: 0.28678 → 1991년 0.24189)하여 소득분배격차가 축소되는 모습을 보였다. 이후 1990년대 중반에 이르기까지 지니계수는 별다른 변화를 보이지 않다가 1996년부터 상승추세로 반전되었다. 특히 1997년에는 지니계수가 크게 상승(0.24685→0.28102)하여 경기침체로 인해 분배격차가 크게 확대되었다. 1998년에는 경제위기가 극심해지면서 지니계수가 0.31121에 이를 정도로 급상승하였다. 1999년부터는 점차 경제가 안정되면서 실업률도 하락하였으며 이에 따라 지니계수도 0.26726으로 낮아졌다. 그러나 이러한 변화는 1997~1998년의 경제위기로 인한 분배격차의 과도한 확대(overshooting)에 의한 반작용으로 추정된다. 1999년에는 경제위기에서 빠르게 벗어나면서 소득분배격차(소득불평등도)를 나타내는 지니계수가 크게 낮아졌으나 그 이후 다시 상승하는 추세를 보여 2007년 0.29499에 이르렀다. 다만 2000년대 중반 이후 수년간 지니계수가 소폭 감소하는 추세를 보이고 있다(2009년 현재 0.28742). 그러나 이를 두고 소득분배격차의 변화패턴이 축소되는 방향으로 반전되었다고 속단하기는 어렵다(이상 <표 3> 참조).

근본적으로는 향후에 소득불평등도가 지속적으로 상승할 가능성이 높다. 성명재·박기백(2009)의 연구에서 보듯이 급속한 인구고령화 현상이 향후에도 오랜 기

간 동안 지속되면서 은퇴자 인구·가구의 비중이 급속히 상승하고, 이런 추세적 변화는 취업가구와 은퇴가구 사이의 상대소득격차에 의한 소득불평등도 확대에 미치는 기여도가 점차 더 확대될 것이라는 데 주목할 필요가 있다. 그런 의미에서 볼 때 [그림 1]에서 보듯이 2000년대 중반 이후 소득불평등도가 소폭 하락한 것은 일시적인 현상에 그칠 가능성이 큰 것으로 판단된다.

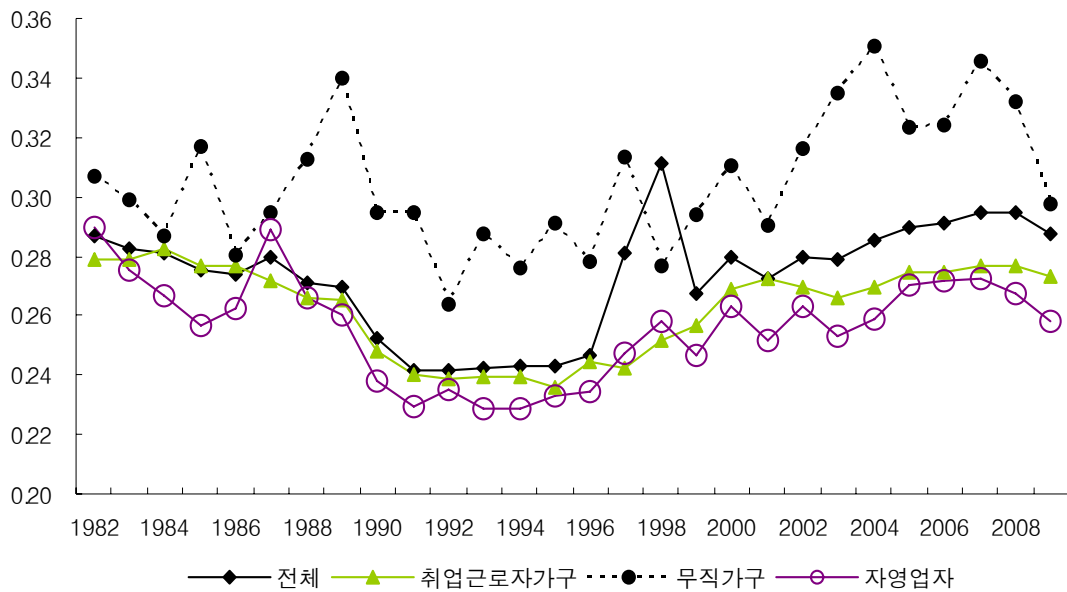
<표 3> 지니계수의 변화추이(가계동향조사 기준)

구분	전체	근로자가구			자영업자	실업률 (%)	경제활동 참가율 (%)	통계청 지니 (근로자)
		무직+ 취업(A+B)	완전무직 (A)	취업 근로자(B)				
1982	0.28678	0.28444	0.30699	0.27920	0.28937	4.4	58.6	-
1983	0.28270	0.28463	0.29913	0.27879	0.27512	4.1	57.7	-
1984	0.28109	0.28539	0.28661	0.28276	0.26641	3.8	55.8	-
1985	0.27563	0.28258	0.31663	0.27683	0.25639	4	56.6	-
1986	0.27368	0.27732	0.28011	0.27678	0.26253	3.8	57.1	-
1987	0.27986	0.27383	0.29481	0.27181	0.28886	3.1	58.3	-
1988	0.27082	0.27034	0.31291	0.26569	0.26583	2.5	58.5	-
1989	0.26957	0.27185	0.34009	0.26503	0.26058	2.6	59.6	0.3039
1990	0.25236	0.25693	0.29452	0.24819	0.23780	2.4	60.0	0.2948
1991	0.24189	0.24609	0.29475	0.24042	0.22973	2.3	60.6	0.2869
1992	0.24147	0.24379	0.26381	0.23900	0.23529	2.4	60.9	0.2836
1993	0.24242	0.24698	0.28771	0.23922	0.22883	2.8	61.1	0.2817
1994	0.24293	0.24869	0.27579	0.23947	0.22901	2.4	61.7	0.2845
1995	0.24280	0.24674	0.29092	0.23579	0.23308	2.1	61.9	0.2837
1996	0.24685	0.25258	0.27787	0.24448	0.23473	2.0	62.0	0.2907
1997	0.28102	0.29621	0.31310	0.24209	0.24737	2.6	62.2	0.2830
1998	0.31121	0.33777	0.27659	0.25163	0.25824	7.0	60.7	0.3157
1999	0.26726	0.27731	0.29403	0.25700	0.24630	6.3	60.5	0.3204
2000	0.27988	0.28718	0.31084	0.26878	0.26323	4.4	61.0	0.317
2001	0.27222	0.28288	0.29012	0.27276	0.25156	4.0	61.3	0.319
2002	0.27997	0.28733	0.31623	0.26991	0.26314	3.3	61.9	0.312
2003	0.27893	0.28996	0.33490	0.26610	0.25291	3.6	61.4	0.306
2004	0.28529	0.29512	0.35059	0.26924	0.25848	3.7	61.4	0.294
2005	0.28959	0.29543	0.32338	0.27489	0.27021	3.7	62.0	0.299
2006	0.29126	0.29852	0.32394	0.27451	0.27208	3.5	61.7	0.305
2007	0.29499	0.30360	0.34569	0.27703	0.27212	3.2	61.7	0.316
2008	0.29466	0.30401	0.33207	0.27683	0.26768	3.2	61.4	0.319
2009	0.28742	0.29833	0.29752	0.27303	0.25815			0.319

주: 1. 무직가구는 각 연도의 4개 분기 모두 무직인 경우, 취업가구는 1개 분기 취업한 가구로 정의
 2. 통계청 지니계수는 취업근로자가구만을 대상으로 한 총소득 기준 지니계수이며, 각 분기 별 소득분위의 소득을 분위별로 합산하여 연간소득분위를 산출하는 방법으로 추정된 것임. 단, 2004~2009년은 시장소득 기준으로 연소득을 토대로 추정한 것임. 따라서 통계청 지니계수는 1982~2003년의 경우에는 종전 방법에 의한 추정치를 나타내며, 2004년부터 최근까지는 최근 방법에 의한 추정치이므로 두 시리즈가 대표하는 바가 서로 다름.

선진국에서는 경제패러다임이 변화하면서 정보화 시대가 진전되고, 세계화·개방화 추세가 빠르게 확정되고 있으며 이러한 시장여건의 변화로 인해 이미 1970년대말 또는 1980년대부터 소득분배의 격차가 빠르게 확대되는 추세로 접어들었다. 이러한 것을 볼 때 우리나라도 1990년대 중반 이후 그러한 추세로 접어든 것이 아니냐는 추론이 가능하다. 이에 대해서는 앞으로도 계속 예의주시할 필요가 있다.

[그림 1] 지니계수의 변화추이



2. 가구유형별 소득분배구조 변화추이 특징

가구유형별 지니계수의 변화추이는 가구 전체의 경우와 사뭇 다른 패턴을 보인다. 뿐만 아니라 [그림 1]에서 보듯이 가구유형별 변화 패턴도 매우 다양하다. <표 3>과 [그림 1]에서는 전체 가구를 (취업)근로자가구와 자영업자가구, 무직가구의 세 가지 유형으로 구분하였다. 무직가구는 대부분 실업가구와 은퇴가구로 구성된다.

전체 가구의 지니계수 변화 패턴은 1998년의 경제위기 기간을 제외하면 대체로 U자 형태를 보인다. 근로자가구와 자영업자가구 역시 다소의 차이가 있지만 대체

로 U자 형태에 가깝다. 그러나 무직가구의 경우에는 변화의 진폭이 매우 크고 불규칙적이어서 일정한 패턴을 찾기 어려우며 전체적으로도 U자 형태와는 상당한 거리가 있다.

근로자가구와 자영업자가구는 취업가구로서 이들 가구 유형의 집단 내 지니계수(within group Gini)는 무직가구에 비해 훨씬 작은 값을 가진다. 전체 가구의 경우에는 1998년의 경제위기 기간 동안 지니계수가 극단적으로 상승하였다가 이듬해 바로 추세선으로 복귀하는 모습을 보였다. 그러나 근로자가구와 자영업자가구에서는 1998년에도 극단적으로 폭발(overshooting)하는 모습을 보이지 않아 대조적이다. 아마도 경제위기를 맞아 전반적으로 상대소득격차가 확대되는 가운데 실업이나 명예퇴직 등으로 인해 취업가구 중에서 저층을 형성하였던 가구 군(群)이 대폭 무직가구로 전환되면서 잔존 취업가구 내부의 상대소득격차(소득불평등도)의 변화 폭이 축소되었기 때문이 아닌가라고 추정된다. 이와 반대로 1998년에는 무직가구의 지니계수는 전후 기간에 비해 상당히 낮은 값을 시현하였다. 이는 취업가구 중에서 상당히 많은 가구가 실직·퇴직 등으로 인해 소득수준이 급격히 하락하면서 무직가구 내에서의 소득분포가 하향평준화되면서 상대소득격차가 축소되었기 때문인 것으로 추정된다.

도시가구의 가구유형별 소득분배격차의 변화추이의 특징을 살펴보면 다음과 같다. 실업률의 변화가 상당히 크게 나타나는 경우에는 취업근로자가구와, 무직가구를 포함한 근로자가구 전체에 대한 지니계수의 변화방향이 서로 불일치할 수 있다는 점이다. 이러한 모습은 1990년대 후반부터 잘 나타나고 있다.

먼저 1996~1997년 기간을 예로 들어 살펴보자. 이 기간 사이에 전체가구(또는 근로자가구 전체)의 지니계수는 0.24685에서 0.28102(0.25258→0.29621)로 상승하였다. 그러나 취업근로자가구의 지니계수는 0.24448에서 0.24209로 오히려 소폭 하락하여 반대되는 모습을 보였다. 이는 같은 기간 동안 실업률이 상승(2.0%→2.6%)한 것과 관련이 깊다. 즉, 1996~1997년 사이에 실업률이 상승하면서 취업근로자가구의 저층에 머물러 있던 한계취업근로자들 중 상당수가 실업자화됨으로써 취업근로자가구에서 탈락되었다고 할 수 있다. 이러한 변화는 역설적으로 취업근로자가구의 저소득층을 얇게 해줌으로써 결과적으로 취업근로자가구의 지니계수가 소폭 하락하는 결과를 나타내었다.

이와 반대로 우리 경제가 경제위기에서 벗어나기 시작한 1998~1999년에는 실업률이 하락하고 경제가 안정을 되찾기 시작하면서 전체 가구(근로자가구)의 지니계수는 0.31121에서 0.26726(0.33777→0.27731)으로 크게 하락하였다. 그러나 취업근로자가구의 지니계수는 0.25163에서 0.25700으로 오히려 소폭 상승하였다. 이는 같은 기간 사이에 실업률이 6.8%에서 6.3%로 낮아지면서 새로이 취업한 근로소득자들이 취업근로자가구에 편입되어 저소득층을 두텁게 하면서 취업근로자가구의 지니계수를 상승시켰기 때문이다. 이러한 모습은 실업률이 4.1%에서 3.7%로 하락한 2000~2001년 사이에도 유사하게 관찰된다.

이상에서 살펴보았듯이 취업근로자가구의 경우에는 실업률의 변동에 따라 저소득층의 구성가구 비중이 상대적으로 더 크게 변하면서 취업근로자가구 전체의 상대적인 소득분배격차를 크게 변화시킨다. 그러므로 실업률의 변동이 비교적 작은 경우에는 전체가구(또는 근로자가구)와 취업근로자가구의 지니계수가 대체로 같은 방향으로 변화하지만, 실업률의 변동이 매우 클 경우에는 반대방향으로 변화하는 경향이 있다.

통계청에서는 취업근로자가구만을 대상으로 지니계수를 발표하는데 그 결과는 본 고에서 취업근로자가구만을 대상으로 분석한 결과와 대동소이하다. 여기서 한 가지 주의해야 할 점은 취업근로자가구의 구성원이 실업률 등의 변동에 따라 매년 달라지기 때문에 이를 고려하지 않은 채 직접적으로 비교하는 것은 적절치 않을 수 있다는 점이다. 그러므로 통계청에서 발표하는 도시근로자가구의 소득분배 동향은 전체가구를 대상으로 하는 것이 아니라 자영업자가구와 무직가구(실업가구 포함)를 제외한 도시지역에 거주하는 취업근로자가구에 한정되는 것임에 유의하여야 한다.

IV. 소득계층별·연령별 소득분포의 특성

본장에서는 주요 소득분위수별로 생애소득 경로를 추정하고, 각 경로의 패턴분석을 통해 장·단기 소득불평등도 간의 상관관계를 논한다. 재정패널자료와 가계동향조사자료를 함께 비교·분석한다.

1. 생애소득 경로

가. 재정패널자료 분석결과

본절에서는 재정패널자료를 이용하여 각 연령대별로 동일연령대 내에서의 소득백분위수를 추정하고 동일 백분위별로 모든 연령대에 걸쳐 연결하여 각 소득백분위별로 소득경로를 얻었다. 그 결과는 [그림 2]~[그림 4]에서 보는 바와 같다.

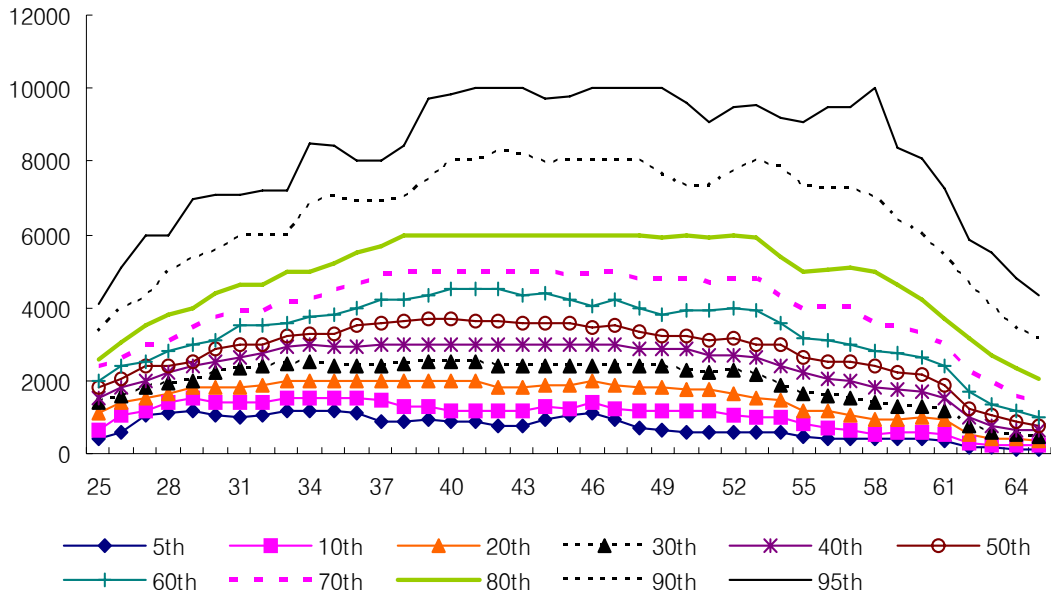
이런 과정을 거쳐 얻은 소득경로를 보면 다음과 같은 특성을 찾아볼 수 있다. 연도마다 다소의 차이가 있기는 하지만 전체적으로 거의 모든 소득백분위수의 연령별 경로의 궤적이 역U자의 형태를 보이고 있다.

각각의 연령대별 소득순위에 의거한 소득분위수별 경로의 특징을 보면 연령이 증가하여 중년층(대체로 40~50대 전후)으로 이행할수록 점차 소득백분위곡선이 우상향하였다가 50대를 넘어서면서부터 하락하는 추세를 보이고 있다. 고소득층의 분위수를 나타내는 소득경로, 즉 p의 값이 1에 가까운 소득백분위수의 소득경로를 보면 저소득층의 소득경로에 비해 소득확장기가 긴 것을 볼 수 있다. 즉, 고소득층일수록 소득상승기가 소득하강기보다 길다. 이는 반대로 저소득층으로 갈수록 소득확장기가 짧아진다는 것을 의미한다.

최저소득층(예: 5백분위)과 최고소득층(예: 95백분위)에서는 표본의 수가 적기 때문에 소득분위 경로에 대한 추정곡선의 모습이 다소 불규칙적이다. 5백분위와 95백분위경로를 제외한 나머지 소득분위경로를 보면 처음에는 우상향하다가 일정 연령대 이후부터는 빠르게 하향추세를 보인다.

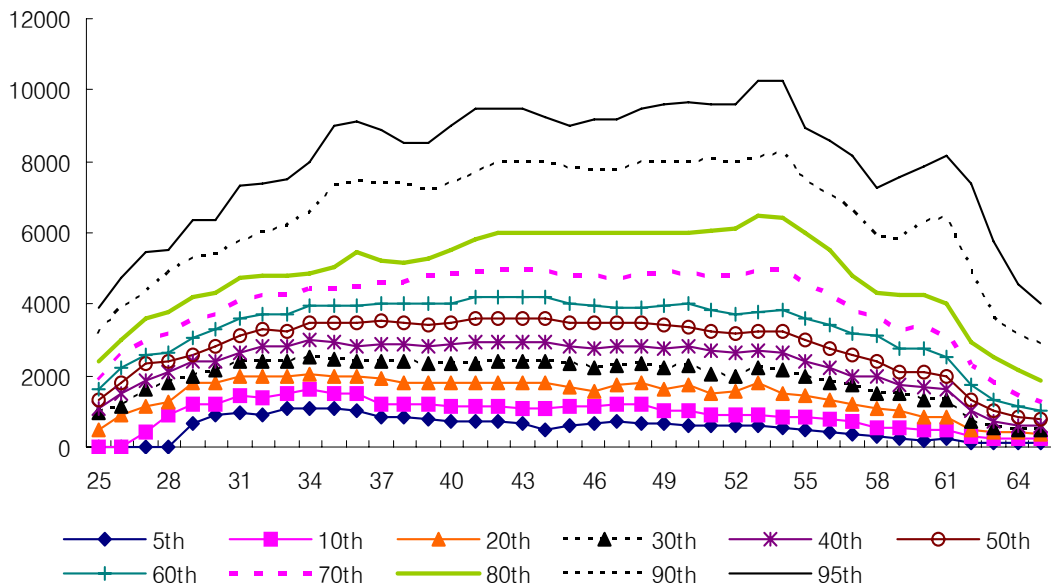
[그림 2] 연령별 총소득 백분위수(재정패널조사자료 2007년 기준)

(단위: 만원)



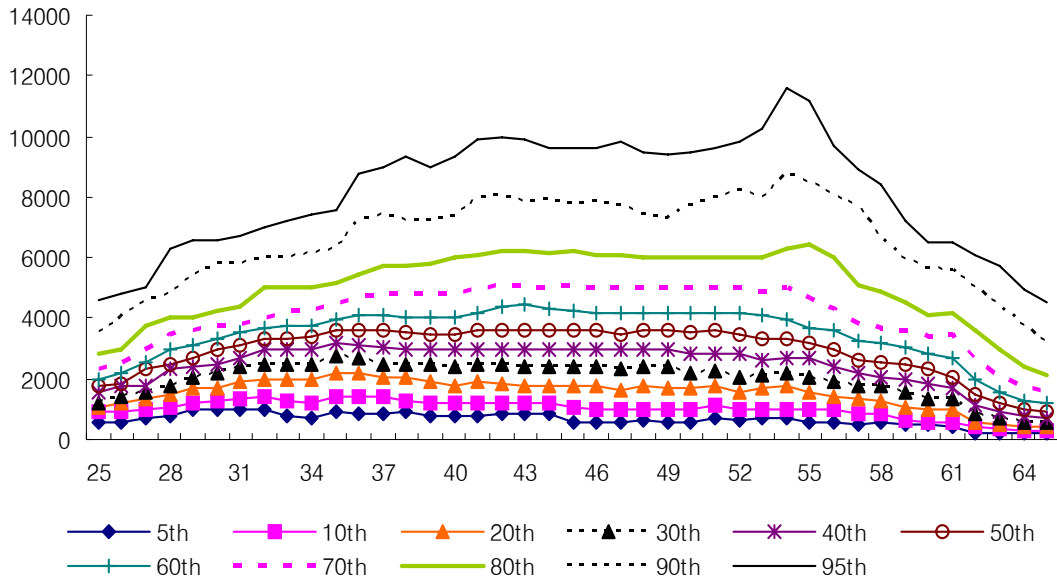
[그림 3] 연령별 총소득 백분위수(재정패널조사자료 2008년 기준)

(단위: 만원)



[그림 4] 연령별 총소득 백분위수(재정패널조사자료 2009년 기준)

(단위: 만원)



<표 4>와 [그림 5]는 각 소득백분위수의 소득경로별로 소득값이 최고점에 이르는 연령을 추정한 결과를 보여준다. 고소득분위로 갈수록 최고소득을 나타내는 연령층이 상승하여 각 연령별 최고소득 연령곡선이 대체로 우상향하는 것을 볼 수 있다. 즉, 최고소득 연령대는 높은 소득순위를 나타내는 소득백분위수 경로일수록 최고소득 연령이 증가하는 것으로 추정되었다. [그림 5]를 보면 그러한 관계가 보다 명확하게 나타난다. 소득순위가 낮은 30~40백분위수 이하의 소득백분위수 경로에서는 최고소득 연령이 30대 또는 그 이하에 불과하지만, 70백분위수 이상의 고소득층에서는 40대~50대에서 최고소득 연령대가 형성되고 있다.

이는 앞에서 보았듯이 고소득층일수록 소득확장기가 길고, 저소득층일수록 소득하강기가 길다는 점을 보여주는 또다른 증거라고 할 수 있다.

<표 4> 총소득 백분위수별 최대소득 연령 추정결과(재정패널자료 기준)

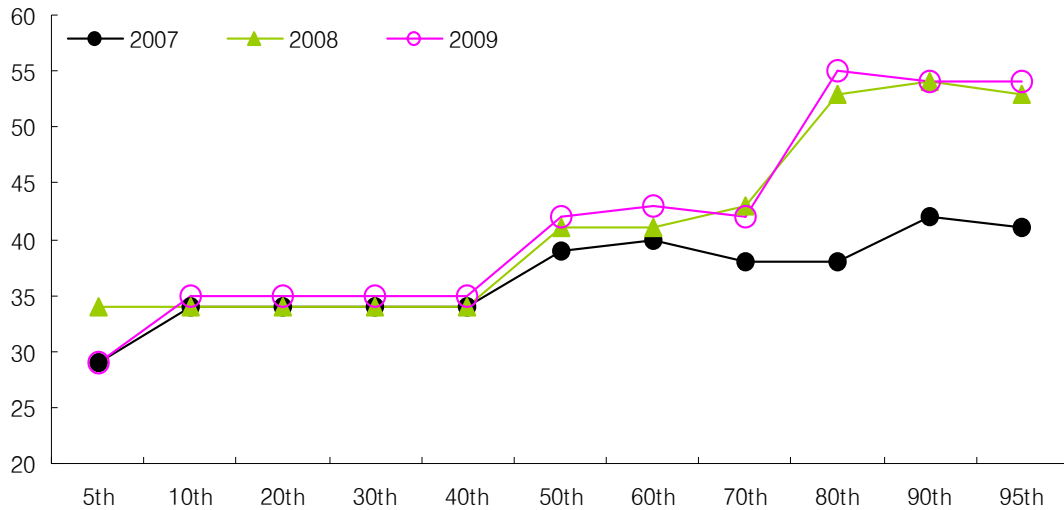
(단위: 세)

최대소득 연령	5백분위	10백분위	20백분위	30백분위	40백분위	50백분위	60백분위	70백분위	80백분위	90백분위	95백분위
2007	29	34	34	34	34	39	40	38	38	42	41
2008	34	34	34	34	34	41	41	43	53	54	53
2009	29	35	35	35	35	42	43	42	55	54	54

주: 상기의 총소득 백분위수별 최대소득 연령 추정결과는 2007~2009년의 재정패널 원시자료를 이용하여 추정하였음.

[그림 5] 소득백분위별 최대소득 연령 변화추이 (재정패널자료 기준)

(단위: 세)



나. 가계동향조사자료 분석결과

가계동향조사자료의 경우에도 재정패널자료와 마찬가지로의 방법으로 1982~2009년 각각에 대해 생애소득 경로를 추정하였다. 그 결과 거의 모든 연도에서의 생애소득 경로의 분포패턴이 비슷한 것을 확인할 수 있었다. 본 연구에서는 그 가운데 2001년과 2009년의 추정결과를 선택적으로 담았다([그림 6]~[그림 7]).

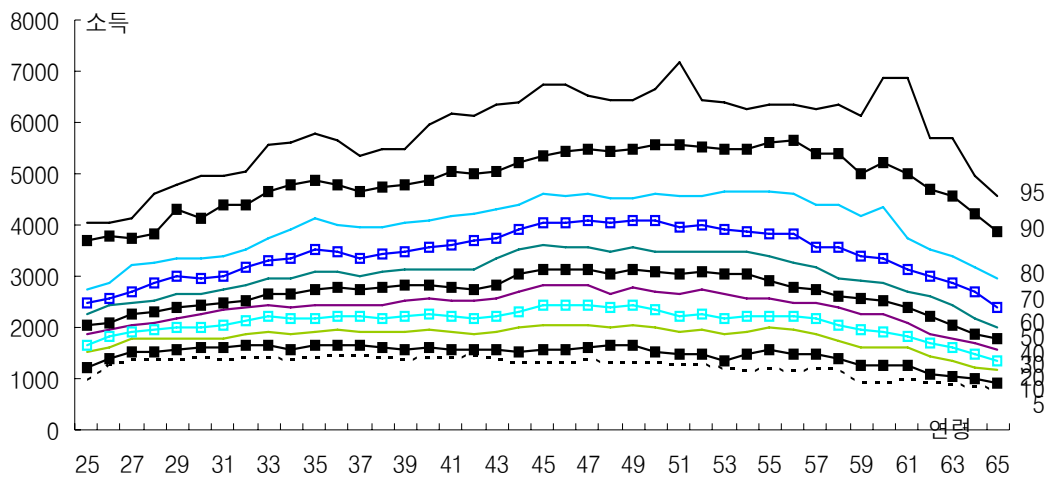
가계동향조사자료를 분석한 경우에도 재정패널자료를 분석한 경우와 마찬가지로

각 소득백분위수별 생애소득 경로의 모습은 역U자 형태를 나타내었다. 뿐만 아니라 고소득백분위수 경로로 갈수록 양(+)의 기울기를 가진 소득확장기가 더 길어지는 패턴도 재정패널자료 분석결과와 마찬가지로 관찰할 수 있다. 2001년 자료를 예로 들 때, 총소득 70백분위(0.70th quantile 또는 70th percentile)부터 각 경로별 최고소득을 나타내는 연령층이 급상승하는 것으로부터 쉽게 알 수 있다.

가계동향조사자료의 경우에는 생애소득 경로의 역U자 패턴과, 고소득백분위로 갈수록 소득확장기가 더 길어지는 패턴을 보이는 경향은 분석대상 기간, 즉, 1982~2009년을 통틀어 지속되고 있다는 점에서 또하나의 중요한 대표적인 소득분포적 특성 중 하나라고 할 수 있다.

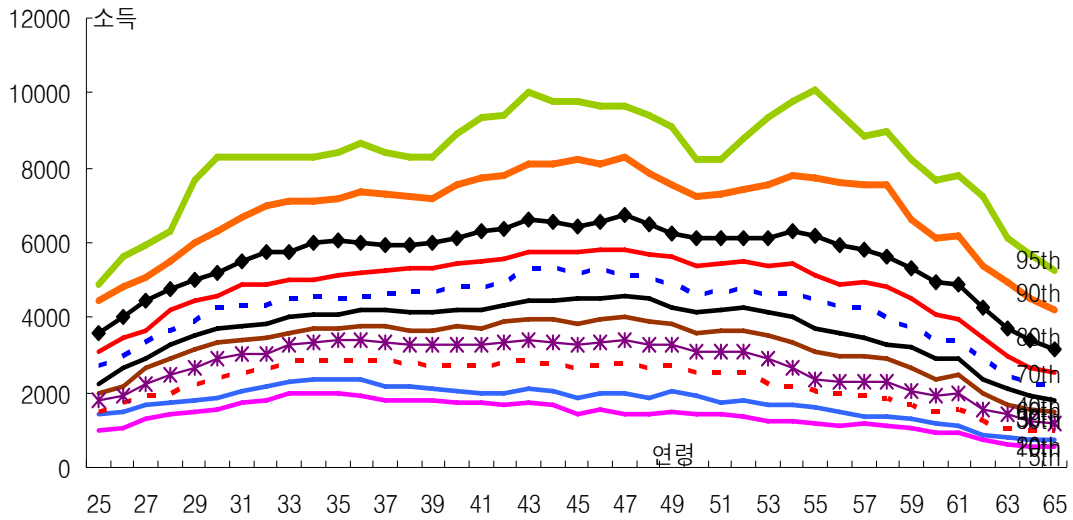
[그림 6] 연령별 총소득 백분위수(가계동향조사 2001년 기준)

(단위: 만원)



[그림 7] 연령별 총소득 백분위수(가계동향조사 2009년 기준)

(단위: 만원)



가계동향조사자료의 경우에도 각 백분위수에 대한 생애소득 경로별 최고소득 연령을 추정해 본 결과 다소의 등락이 관찰되기는 하지만 1982~2009년을 통틀어 고소득분위로 갈수록 최고소득 연령대가 증가하여 양자간에 정(+)의 상관관계가 있다는 결과를 얻을 수 있었다. 이는 재정패널자료에서 추정된 결과와 동질적이며, 또한 고소득분위로 갈수록 소득확장기가 더 길어진다는 점을 시사한다.

[그림 8]과 [그림 9]는 소득백분위수별 최고소득 연령곡선을 연도별로 구분하여 그림으로 표시한 것이다. 두 그림을 비교해 보면 최고소득 연령곡선이 우상향하는 모습은 최근들어 더욱 분명해지는 것을 알 수 있다.

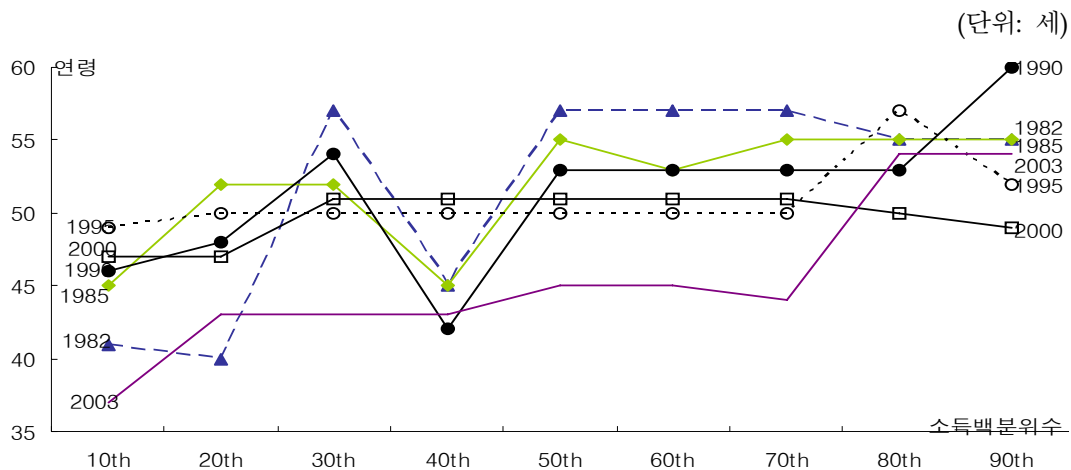
<표 5> 총소득 백분위수별 최대소득 연령 추정결과(가계동향조사자료 기준)

(단위: 세)

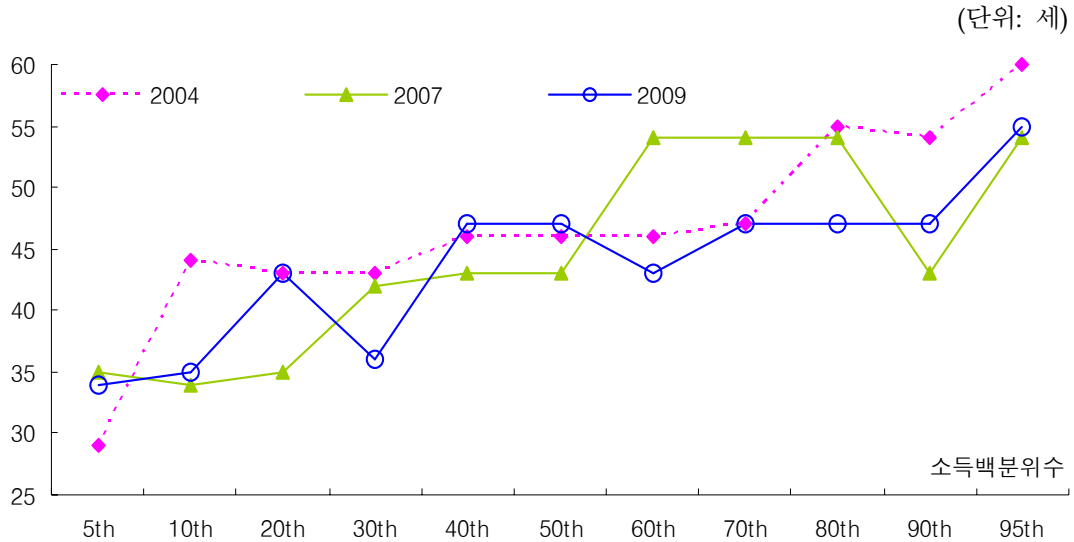
최대소득 연령	5백분위	10백분위	20백분위	30백분위	40백분위	50백분위	60백분위	70백분위	80백분위	90백분위	95백분위
1982	41	41	40	57	45	57	57	57	55	55	55
1983	36	41	41	41	51	51	50	50	46	54	51
1984	37	38	49	50	50	56	56	56	47	50	45
1985	36	45	52	52	45	55	53	55	55	55	54
1986	36	41	39	47	56	50	48	48	48	58	49
1987	29	42	49	48	48	50	57	52	53	57	60
1988	53	51	53	51	51	53	52	52	52	64	64
1989	37	45	53	43	51	51	56	56	57	57	56
1990	48	46	48	54	42	53	53	53	53	60	60
1991	38	47	46	53	54	53	54	54	58	58	58
1992	38	48	56	56	56	45	45	46	59	54	54
1993	41	48	48	48	49	54	55	55	55	55	61
1994	31	48	56	56	48	54	53	54	60	56	56
1995	48	49	50	50	50	50	50	50	57	52	59
1996	51	51	50	51	51	52	52	52	56	57	52
1997	51	51	51	51	51	53	53	53	57	59	59
1998	33	46	47	47	47	46	52	51	51	61	61
1999	40	33	47	47	47	50	45	51	56	51	53
2000	47	47	47	51	51	51	51	51	50	49	55
2001	36	36	47	45	46	45	45	50	53	56	51
2002	36	36	40	50	50	50	47	47	52	52	57
2003	50	31	43	47	45	48	47	46	54	59	54
2004	29	44	43	43	46	46	46	47	55	54	60
2005	31	35	41	42	43	44	47	48	43	50	50
2006	40	42	42	42	43	45	43	49	42	43	49
2007	35	34	35	42	43	43	54	54	54	43	54
2008	32	32	32	32	43	43	52	51	51	52	54
2009	34	35	43	36	47	47	43	47	47	47	55

주: 상기의 총소득 백분위수별 최대소득 연령 추정결과는 1982~2009년의 가계동향조사 원시자료를 이용하여 추정하였음.

[그림 8] 소득백분위별 최대소득 연령 변화추이 I (가계동향조사자료 기준)



[그림 9] 소득백분위별 최대소득 연령 변화추이 II (가계동향조사자료 기준)



다. 시사점

고소득분위로 갈수록 소득확장기가 길어지는 이유에는 여러 가지가 있겠지만, 여러 다양한 측면에서 경제적 능력이 뛰어난 사람일수록 해당 시장에서 오랫동안 참여하게 되는 반면, 능력이 뒤처지는 사람일수록 해당 직종이나 사업영역에서의 경쟁에서 빨리 탈락되기 때문이라고 볼 수 있다. 즉, 능력이 뛰어난 사람일수록 고액소득을 보장해 주는 시장에서의 생존기간이 길어지는 반면 능력이 떨어지는 사람일수록 생존기간이 짧은 것은 상식적이다. 더욱이 후자의 경우에는 소득수준이 좀 더 낮은 시장으로 편입된다고 볼 수 있다. 이는 경쟁시장에서 나타나는 일종의 자기선택(self-selection)에 따라 나타나는 것으로 해석할 수 있다.

만약 고소득층으로 갈수록 소득확장기가 길어지는 추세가 한 시점에서만 유효하게 나타나는 것이 아니라 오랜기간에 걸쳐 지속된다면 생애 동안 획득하게 되는 소득을 합산한 생애소득을 기준으로 한 소득분배격차는 1년 단위의 소득분배격차보다 더 커지게 된다. 왜냐하면 고소득층으로 갈수록 높은 수준의 소득을 더 오랜 기간 동안 지속적으로 획득하는 반면, 저소득층으로 갈수록 일생 중에서 높은 수준의 소득을 획득하는 기간이 짧아지기 때문에 일생 동안 합산하는 소득의 격차

는 그만큼 커지게 되기 때문이다. 즉, 고소득층일수록 소득의 흐름이 보다 높은 연령대에 도달한 이후에야 하락추세로 반전되는 반면에 저소득층일수록 보다 낮은 연령대에서 소득이 하락추세로 반전되기 때문이다.

그런데 이와 반대로 만약 고소득층일수록 소득확장기가 짧고 저소득층일수록 소득확장기가 길다면 1년 단위의 경상소득(current income)을 기준으로 한 소득분배격차보다 생애소득에 기초한 소득분배격차가 더 작아질 것이다.

우리나라에서는 아직 이와 같이 한 개인의 일생 동안에 획득하는 소득을 추적하여 생애소득을 구축할 수 있는 패널자료가 구축되어 있지 않기 때문에 이를 직접적으로 실증분석을 통해 검증하는 것은 현 시점에서 불가능하다. 그렇지만 앞에서 설명하였듯이 현실적으로는 경쟁시장에서의 자기선택에 의해 고소득층으로 갈수록 소득확장기가 더 길어지는 것이 일반적인 현상으로 보는 것이 타당하다. 그러므로 우리나라에서도 생애소득 분배격차가 경상소득 분배격차보다 더 클 개연성이 있다고 할 수 있다.

그런데 여기서 한 가지 지적하고 싶은 것은, 매 기마다 획득하는 경상소득이 일생을 통해 축적되어 형성된다고 볼 수 있는 생애소득은 일종의 자산으로서의 의미를 지닌다는 점이다. 왜냐하면 오랜 기간 동안 소득이 축적되면 저축 등의 형태로 바뀌면서 자산화한다고 볼 수 있기 때문이다.

우리는 흔히 소득분배격차에 대해서는 많이 얘기하면서도 자산분배격차에 대해서는 이론만 분분할 뿐, 학문적인 연구는 그렇게 많지 않다. 이는 개인이 소유한 자산분배구조에 대해 정비되어 있는 자료가 불비하기 때문에 원천적으로 분석이 불가능하기 때문이다.

본 연구에서와 같이 여러 연도에 걸쳐 작성된 횡단면자료(cross-section data)를 사용하면 간접적으로나마 소득의 흐름을 유추할 수 있다. 그렇지만 이것은 동일인에 대한 추적조사를 바탕으로 생애소득의 흐름을 조사하는 것이 아니기 때문에 원천적으로 생애소득에 대한 소득분배구조 또는 자산분배구조를 파악하는 데에는 한계가 있다.

물론 횡단면자료를 이용하여 그러한 분석이 가능하더라도 이는 어디까지나 소득이 저축의 형태로 축적된 소득만을 대상으로 할 뿐, 자산의 가치변동에 따라 획득하게 되는 자본이득(capital gains)에 대해서는 아무런 정보를 주지 못하기 때문에

한계가 있다. 따라서 엄격한 의미에서 본다면 생애소득을 추정하여 이를 생애소득에 대한 분배구조를 파악한다는 것은 현재의 여건을 감안해 볼 때 사실상 불가능에 가깝다. 그렇지만 소득분배구조보다 자산분배구조의 집중도가 훨씬 더 높다고 보는 것이 전문가들의 일반적인 견해인 만큼 자본이득까지 포괄한 생애소득의 분배구조는 1년 단위의 경상소득을 기준으로 측정한 분배구조보다 불균등도가 더 높을 것으로 추측된다.

2. 연령대별 소득불평등도의 패턴

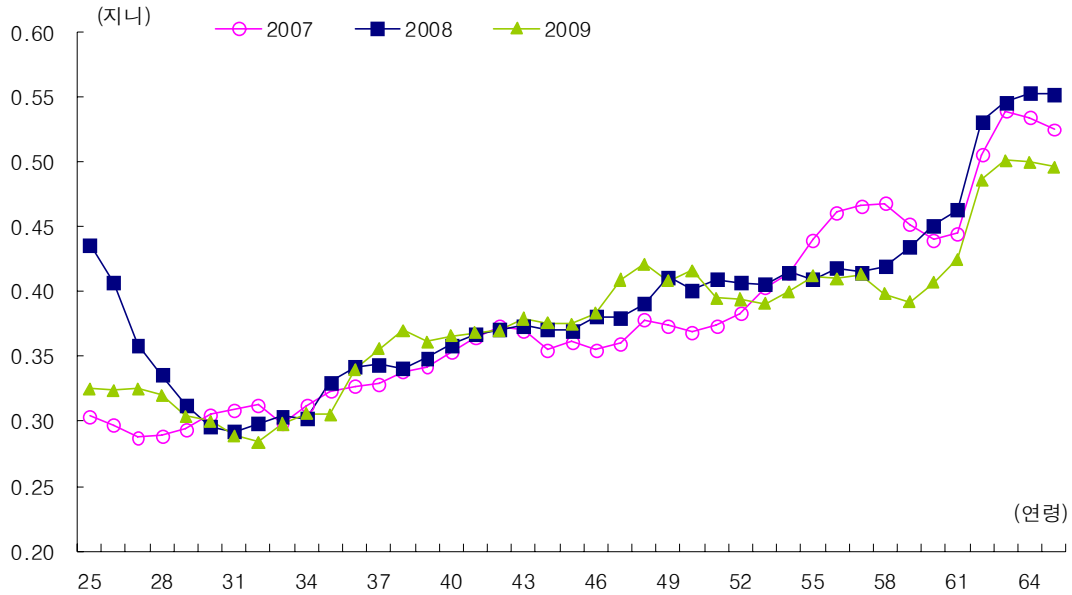
본절에서는 가구주의 연령을 기준으로 25~65세의 41개 소그룹을 대상으로 각 그룹별 소득불평등도(지니계수)를 추정하였다. 재정패널자료의 추정결과는 가항, 가계동향조사자료의 추정결과는 나항에 담았다.

가. 재정패널자료 분석결과

연령대별로 지니계수를 추정해 보면, 고연령층으로 갈수록 지니계수가 상승하는 것으로 추정되었다. [그림 10]에 잘 나타나 있듯이, 일부 연령에서 지역적으로 다소의 등락을 보이기는 하지만, 대체로 연령이 높아질수록 상대소득격차가 확대되어 지니계수가 높아지는 모습을 시현하였다. 다만 2008년의 경우 25~30세의 연령대에서는 소득불평등도가 작아지는 모습을 보였으나 이는 이들 연령층의 경우 취업을 준비하는 연령대로 볼 수 있어 아직 취업이 완료되기 이전의 연령대이기 때문에 단기적·예외적·일시적으로 나타나는 현상인 것으로 판단되며, 대체적인 추세는 여전히 연령대가 증가할수록 소득불평등도가 상승하는 것으로 볼 수 있다.

이는 앞의 제1절에서 살펴보았듯이, 고소득층일수록 소득확장기가 길어지고 저소득층일수록 소득확장기가 짧다는 점에 비추어 볼 때, 저연령층에서 중년층에 이르는 기간까지는 점차 지니계수의 값이 상승하는 것이 쉽게 이해가 된다. 그런데 중년층 이후에 모든 소득계층에서 소득하락 추세를 보이는 연령대에 이르러서도 계속 소득분배격차가 확대되는 추세를 보인다는 점은 상당히 흥미롭다.

[그림 10] 연령별 경상소득 지니계수(재정패널자료 기준)



나. 가계동향조사자료 분석결과

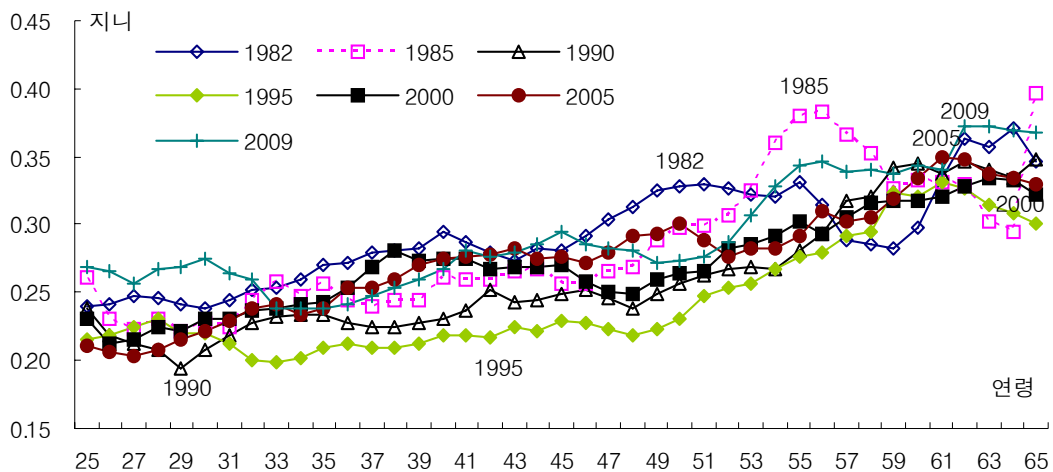
1982~2009년의 가계동향조사자료를 토대로 각 연도별로 연령대별 지니계수 추정치를 연결한 곡선을 산출해 본 결과 재정패널자료와 마찬가지로 우상향하는 모습을 나타내었다. 물론 1985년 자료와 1995년 자료에 의하면 부분적으로 중년층 이후의 연령대에서 국부적으로 지니계수가 하락하는 추세를 보이기는 하였지만 전반적으로는 연령대가 높아질수록 지니계수의 값이 커져 상대적인 소득분배격차가 확대됨에는 큰 차이가 없다고 보아도 무방하다.

이는 인구의 고령화가 진행될수록 향후의 소득불평등도는 계속 확대될 것이라는 전망을 가능하게 한다. 인구고령화라 함은 시간이 경과할수록, 고연령층의 인구비중이 증가함을 의미한다. 각 연령대별 소득불평등도가 일정 수준에서 고정되어 있다고 하더라도 고연령층의 인구비중이 증가하면, 인구비중으로 가중평균한 소득불평등도의 값이 증가하게 된다. 물론 전체 표본에 대한 소득불평등도는 앞서 얘기한 그룹 내 소득불평등도만을 얘기한 것이기 때문에 그룹간 소득불평등도의 상대적 크기 변화에 따라 달라질 수는 있지만, 인구고령화가 전체적인 소득불평등도를

확대시킬 수 있음은 물론이다. 고연령층으로 갈수록 소득불평등도가 커지는 현상과 함께 시간이 경과함에 따라 각 연령층의 지니계수 또한 상승하는 추세적 변화를 나타내고 있기 때문에 인구고령화에 따른 소득불평등도의 확대효과는 인구고령화 추세가 진행될수록 더욱 가속화될 것으로 보인다. 성명재·박기백(2009)의 연구에서 인구구조의 변화, 즉 인구고령화에 따라 소득불평등도가 계속 확대될 것이라는 것을 간접적으로 시사해 준다고 할 수 있다.

재정패널자료와 가계동향조사자료를 추정한 결과를 종합해볼 때, 만약 고연령층으로 갈수록 소득분배격차가 더 크다면, 현재 가속화되고 있는 인구고령화 추세와 저출산 현상 등을 고려할 때, 노령화 사회에 접근하면서 노인복지 문제가 중요한 사회·경제적 현안으로 등장하는 시점에서 시사하는 바가 매우 크다. 물론 상기의 결과는 부분적인 정보를 바탕으로 추정한 것이기 때문에 확정적인 결론을 유도하기에는 아직 성급하다고 할 수 있다. 정부의 복지정책 차원에서 정책시사점을 도출하기 위해서는 보다 구체적인 원인을 파악할 수 있는 심층적인 연구가 필요하다.

[그림 11] 연령별 경상소득 지니계수(가계동향조사자료 기준)



3. 분석의 한계

원종학·성명재(2007)는 통계청 가계동향조사 원시자료를 이용하여 모든 소득백분위수 p 에 대해 식 (2)의 오차항의 기댓값이 0이 되는지의 여부를 검정한 결과, 그런 관계가 성립함을 보였다. 본 연구에서는 재정패널자료를 사용함에 있어 그들의 연구결과를 그대로 수용함에 따라 재정패널에서도 식 (2)의 오차항에 대한 조건부 기대치가 0의 값을 가지는지에 대해 검정하지 않았다.

$$E(\epsilon_{t+1}|X_t) = 0 \quad (3)$$

본 연구의 성과를 보다 분명하게 부각시키기 위해서는 재정패널자료를 분석한 경우에서도 가계동향조사자료를 분석한 경우와 동일하게 위의 관계가 성립하는지의 여부, 즉 위의 식 (3)이 성립하는지의 여부를 실증적으로 검정하는 것이 필요하다. 아울러 고소득층일수록 소득확장기가 길고 저소득층일수록 소득하강기가 길다는 연구결과는 장기소득 또는 생애소득 분배구조에 대응한 정책시사점을 도출하는 데 있어 매우 중요한 역할을 하지만, 실제로 패널분석을 통해서도 마찬가지로의 연구결과가 나타나는지에 대해서는 확신하기 어렵다. 그런데 불행히도 충분히 긴 기간을 대상으로 구축된 패널자료가 없고, 자료탈락에 의한 편의(attrition bias), 세대별로 경제성장 및 경기변동 등의 경제적 환경 차이에 의해 야기되는 편의 등을 효과적으로 조정(control)하기 어렵다는 난점이 있어 패널분석을 통해서도 유의미한 결과를 이끌어내는 것이 결코 쉽지 않다는 현실적인 연구의 어려움이 있다. 현재 시점에서 이러한 난제들을 모두 해결하는 것이 쉽지 않지만 추후의 보완연구에서는 이러한 문제의식하에 하나씩 문제가 해결되기를 기대한다.

V. 결론 및 시사점

본 연구에서는 크게 세 가지 점을 발견할 수 있다.

첫째, 실업률의 변동이 심한 경우에는 주로 취업근로자가구의 저층(또는 저소득층)을 중심으로 일부 또는 상당수가 취업근로자가구에서 탈락 또는 증가되면서 취업근로자가구의 소득분배의 변화추이가 경제 전체의 소득분배 변화추이와 다른 방향으로 움직일 수 있다는 점이다. 예를 들어 실업률이 하락하면 사회 전체적으로 소득분배격차가 축소된다고 볼 수 있지만 취업근로자가구의 경우에는 종전의 실업자가 취업하면서 취업근로자가구의 저층을 형성함에 따라 취업근로자가구 내에서의 소득분배격차는 오히려 확대된다. 만약 이 때 취업근로자가구의 소득분배 동향만을 가지고 실업대책 등 사회안전망을 확충하게 된다면 과도한 실업대책으로 인한 예산낭비의 가능성이 있다 물론 반대의 경우에는 복지지출이 수요에 부족하게 되는 결과를 낳을 수 있다. 그러므로 소득분배격차의 변화추이를 논함에 있어서는 취업근로자가구뿐만 아니라 전체 가구를 대상으로 분석하여야 한다.

둘째, 고소득층으로 갈수록 소득확장기가 길고 저소득층으로 갈수록 소득확장기가 짧다는 것이다. 이는 1년 단위의 경상소득을 기준으로 하였을 때보다 생애에 걸친 소득을 기준으로 하면 분배격차가 더 확대될 가능성이 있음을 시사한다. 소득계층에 따른 소득확장기/소득하강기의 장·단은 시장선택(market selection)의 결과로서 나타난 것으로 추정된다.

셋째, 고연령층으로 갈수록 소득분배격차가 확대되는 경향을 나타낸다는 점을 발견할 수 있다. 이는 은퇴기 이후의 연령층에서도 연령이 증가할수록 소득분배격차가 더 벌어질 수 있다는 점을 시사해주므로 노인복지정책 방향에 대한 시사점을 제공해준다.

둘째와 셋째의 문제는 아직 정당한 분석을 기초로 한 것이 아니기 때문에 본 연구에서 추론한 결론을 단정적으로 받아들이기보다는, 추가적으로 심층적인 연구를 통해 실증적으로 검증할 필요가 있음을 지적하고자 한다. 향후에도 소득분배를 논함에 있어서는 평면적인 분석보다는 연령별, 세대별 분배격차와 같이 입체적인 측면에서의 분석이 필요한 것으로 판단된다. 이 문제는 우리 사회의 중·장기적인

복지정책의 수립과 관련하여 매우 중요한 사안인 만큼, 지금부터라도 풍부한 정보를 담고 있는 자료를 조사·축적할 수 있는 여건을 조성하여야 한다.

VI. 참고문헌

- 김현숙·성명재, 「장래 소득세원 분포 변화를 고려한 장기 소득세수 추계」, 『재정학연구』, 제4권, 제3호 (통권 제70호), 2011, pp. 95~133.
- 성명재, 『조세정책의 소득재분배 효과 분석에 관한 연구: 도시가계조사자료를 중심으로』, 연구보고서 02-01, 한국조세연구원, 2002.
- 성명재·박기백, 「인구구조 변화가 소득분배에 미치는 영향」, 『경제학연구』, 제57집, 제4호, 2009, pp. 5~37.
- 원중학·성명재, 『소득분배격차 확대의 원인과 정책대응 방향』, 연구보고서 07-10, 한국조세연구원, 2007.
- Fields, G. and E. A. Ok, "Measuring Movement of Incomes," *Economica*, Vol. 66, No. 264, 1999, pp. 455-471.
- Shorrocks, A. F., "The Measurement of Mobility," *Econometrica*, Vol. 46, No. 5, 1978, pp. 1013-1024.
- Sung, M. J., "Income Distribution by Income and Age Groups in Korea: Life-cycle Income Expansion/Contraction Paths," unpublished manuscript, 2011 (A).
- _____, "Measurement of Income Mobility and Its Structural Changes," A paper presented at the 67th Annual Congress of the International Institute of Public Finance held at Ann Arbor, Michigan, U.S.A., August 8-11, 2011, 2011 (B).
- _____, "The Effects of Quarterly Income Mobility on Annual Income Inequality: Theoretical Discussion and Empirical Findings," unpublished manuscript, 2011 (C).

부록: 부속 표

<부표 1> 연령별 총소득 백분위(재정패널 2009년 기준)

(단위: 만원)

연령	5백분위	10백분위	20백분위	30백분위	40백분위	50백분위	60백분위	70백분위	80백분위	90백분위	95백분위
25	534	900	1,050	1,200	1,560	1,800	2,000	2,320	2,854	3,537	4,579
26	600	927	1,181	1,440	1,734	1,852	2,160	2,500	3,000	4,000	4,800
27	700	1,000	1,340	1,560	1,800	2,320	2,559	3,000	3,780	4,579	5,000
28	800	1,080	1,464	1,800	2,320	2,500	3,000	3,500	4,000	4,800	6,300
29	1,000	1,200	1,680	2,040	2,400	2,707	3,115	3,600	4,000	5,413	6,600
30	1,000	1,240	1,725	2,213	2,500	2,958	3,355	3,740	4,232	5,810	6,607
31	1,000	1,365	1,900	2,400	2,707	3,088	3,569	3,838	4,400	5,810	6,714
32	1,000	1,412	2,004	2,490	3,000	3,300	3,680	4,026	5,000	6,000	7,000
33	796	1,240	1,973	2,480	3,000	3,331	3,720	4,228	5,008	6,000	7,208
34	672	1,214	2,000	2,486	3,000	3,428	3,720	4,259	5,023	6,120	7,436
35	906	1,440	2,160	2,726	3,171	3,590	3,969	4,500	5,172	6,288	7,576
36	875	1,402	2,160	2,700	3,146	3,600	4,100	4,640	5,461	7,200	8,757
37	831	1,402	2,060	2,501	3,040	3,600	4,128	4,800	5,752	7,400	9,000
38	934	1,300	2,020	2,500	3,000	3,532	4,043	4,800	5,722	7,200	9,341
39	800	1,200	1,901	2,500	3,000	3,500	4,043	4,824	5,803	7,200	9,000
40	770	1,200	1,800	2,400	3,000	3,500	4,030	4,824	6,000	7,340	9,341
41	770	1,200	1,900	2,500	3,000	3,576	4,176	5,000	6,097	8,000	9,904
42	852	1,200	1,810	2,460	3,000	3,610	4,363	5,100	6,187	8,029	10,000
43	876	1,200	1,800	2,396	3,000	3,610	4,466	5,100	6,200	7,830	9,904
44	850	1,200	1,800	2,382	3,000	3,600	4,286	5,040	6,127	7,942	9,600
45	600	1,080	1,800	2,400	3,000	3,600	4,218	5,060	6,200	7,800	9,600
46	600	1,014	1,800	2,382	3,000	3,600	4,200	5,000	6,101	7,825	9,600
47	557	1,000	1,600	2,298	3,000	3,500	4,200	5,000	6,080	7,731	9,849
48	669	1,010	1,800	2,400	3,000	3,600	4,200	5,000	6,000	7,400	9,500
49	601	1,020	1,704	2,380	3,000	3,600	4,200	5,000	6,000	7,297	9,370
50	585	1,020	1,700	2,200	2,800	3,520	4,200	5,000	6,000	7,700	9,500
51	680	1,100	1,760	2,266	2,800	3,600	4,200	5,000	6,000	8,000	9,600
52	636	1,000	1,560	2,040	2,800	3,496	4,200	5,000	6,009	8,200	9,849
53	686	1,020	1,680	2,117	2,640	3,320	4,100	4,880	6,000	8,000	10,234
54	675	1,000	1,743	2,208	2,674	3,300	3,960	5,000	6,321	8,800	11,626
55	600	981	1,530	2,040	2,652	3,168	3,682	4,669	6,400	8,487	11,170
56	600	984	1,440	1,920	2,400	2,997	3,588	4,320	6,000	8,040	9,713
57	530	875	1,342	1,800	2,180	2,640	3,240	3,800	5,099	7,734	8,900
58	550	826	1,303	1,800	2,070	2,544	3,205	3,655	4,845	6,614	8,400
59	530	656	1,050	1,550	2,000	2,480	3,043	3,600	4,501	5,962	7,214
60	480	600	1,000	1,360	1,834	2,300	2,800	3,406	4,098	5,644	6,500
61	456	600	960	1,324	1,680	2,052	2,712	3,460	4,200	5,560	6,500
62	246	400	600	868	1,163	1,516	1,992	2,650	3,600	5,040	6,092
63	221	341	480	686	950	1,228	1,582	2,073	2,948	4,350	5,706
64	206	296	456	594	792	1,020	1,296	1,755	2,400	3,720	4,959
65	194	286	425	535	708	930	1,186	1,580	2,140	3,200	4,500

<부표 2> 연령별 총소득 백분위(가계동향조사 2001년 기준)

(단위: 만원)

연령	5백분위	10백분위	20백분위	30백분위	40백분위	50백분위	60백분위	70백분위	80백분위	90백분위	95백분위
25	970	1,232	1,526	1,653	1,858	2,036	2,274	2,468	2,753	3,689	4,029
26	1,248	1,381	1,629	1,826	1,948	2,107	2,418	2,565	2,890	3,770	4,029
27	1,341	1,527	1,775	1,902	2,061	2,252	2,461	2,684	3,213	3,730	4,132
28	1,341	1,531	1,792	1,936	2,083	2,310	2,527	2,863	3,264	3,844	4,610
29	1,365	1,577	1,800	1,988	2,168	2,405	2,635	3,004	3,351	4,319	4,787
30	1,392	1,611	1,800	2,013	2,252	2,417	2,660	2,966	3,355	4,132	4,950
31	1,332	1,612	1,790	2,041	2,333	2,477	2,739	3,021	3,394	4,383	4,950
32	1,389	1,651	1,876	2,127	2,380	2,538	2,825	3,163	3,501	4,387	5,037
33	1,374	1,652	1,893	2,196	2,417	2,661	2,936	3,295	3,724	4,648	5,561
34	1,362	1,566	1,887	2,168	2,394	2,661	2,950	3,339	3,920	4,762	5,592
35	1,411	1,667	1,919	2,180	2,428	2,760	3,094	3,525	4,116	4,858	5,762
36	1,443	1,670	1,936	2,215	2,428	2,780	3,069	3,488	3,995	4,793	5,642
37	1,429	1,641	1,921	2,236	2,428	2,759	3,006	3,351	3,945	4,663	5,334
38	1,394	1,593	1,900	2,187	2,447	2,774	3,084	3,439	3,972	4,751	5,491
39	1,360	1,565	1,921	2,214	2,525	2,826	3,119	3,463	4,048	4,765	5,491
40	1,408	1,597	1,948	2,268	2,544	2,826	3,147	3,549	4,080	4,877	5,975
41	1,402	1,572	1,900	2,220	2,508	2,778	3,152	3,611	4,155	5,049	6,179
42	1,415	1,565	1,885	2,185	2,507	2,745	3,147	3,680	4,230	5,002	6,147
43	1,334	1,558	1,933	2,233	2,548	2,828	3,336	3,736	4,300	5,050	6,327
44	1,320	1,517	1,986	2,317	2,698	3,036	3,543	3,934	4,393	5,215	6,379
45	1,308	1,558	2,044	2,446	2,820	3,147	3,601	4,032	4,596	5,364	6,753
46	1,320	1,578	2,028	2,444	2,826	3,118	3,561	4,033	4,581	5,416	6,753
47	1,334	1,621	2,064	2,436	2,826	3,120	3,566	4,083	4,622	5,475	6,503
48	1,311	1,633	2,010	2,371	2,669	3,037	3,490	4,032	4,516	5,416	6,436
49	1,325	1,664	2,064	2,420	2,767	3,128	3,566	4,094	4,537	5,462	6,436
50	1,310	1,526	2,012	2,365	2,711	3,086	3,499	4,102	4,612	5,577	6,635
51	1,256	1,496	1,910	2,209	2,667	3,028	3,464	3,973	4,579	5,544	7,180
52	1,250	1,472	1,948	2,255	2,739	3,099	3,499	3,981	4,581	5,528	6,441
53	1,163	1,342	1,887	2,163	2,649	3,028	3,481	3,930	4,646	5,495	6,383
54	1,121	1,496	1,918	2,209	2,548	3,028	3,466	3,860	4,637	5,482	6,240
55	1,163	1,544	1,999	2,233	2,546	2,932	3,406	3,834	4,646	5,620	6,327
56	1,115	1,496	1,949	2,233	2,486	2,786	3,271	3,825	4,622	5,646	6,327
57	1,158	1,489	1,885	2,191	2,482	2,736	3,153	3,566	4,407	5,402	6,277
58	1,158	1,379	1,750	2,030	2,388	2,612	2,974	3,552	4,407	5,386	6,327
59	896	1,240	1,630	1,957	2,251	2,548	2,905	3,377	4,192	5,020	6,130
60	897	1,251	1,590	1,893	2,249	2,528	2,854	3,341	4,349	5,198	6,863
61	951	1,251	1,590	1,806	2,088	2,388	2,692	3,137	3,734	5,020	6,863
62	896	1,089	1,430	1,717	1,883	2,233	2,609	3,004	3,540	4,691	5,685
63	873	1,023	1,327	1,610	1,771	2,032	2,423	2,874	3,377	4,566	5,685
64	828	999	1,207	1,474	1,716	1,874	2,163	2,692	3,158	4,200	4,948
65	773	924	1,155	1,327	1,544	1,777	1,986	2,405	2,971	3,856	4,547

<부표 3> 연령별 총소득 백분위(가계동향조사 2009년 기준)

(단위: 만원)

연령	5백분위	10백분위	20백분위	30백분위	40백분위	50백분위	60백분위	70백분위	80백분위	90백분위	95백분위
25	993	1,396	1,495	1,820	1,994	2,246	2,693	3,082	3,567	4,425	4,879
26	1,053	1,484	1,751	1,940	2,186	2,639	2,966	3,474	4,008	4,834	5,623
27	1,282	1,683	1,892	2,256	2,640	2,919	3,358	3,679	4,425	5,057	5,935
28	1,396	1,710	1,968	2,476	2,884	3,299	3,628	4,205	4,770	5,525	6,304
29	1,476	1,794	2,226	2,646	3,132	3,498	3,877	4,457	5,001	5,991	7,685
30	1,565	1,871	2,323	2,912	3,352	3,727	4,246	4,599	5,211	6,304	8,261
31	1,706	2,069	2,524	3,047	3,420	3,756	4,305	4,859	5,529	6,675	8,301
32	1,779	2,178	2,624	3,050	3,445	3,860	4,346	4,882	5,776	7,013	8,301
33	1,981	2,302	2,848	3,248	3,604	4,035	4,488	5,000	5,776	7,083	8,261
34	1,988	2,323	2,843	3,352	3,692	4,109	4,549	5,032	6,014	7,134	8,312
35	1,969	2,336	2,843	3,406	3,719	4,105	4,515	5,109	6,064	7,163	8,437
36	1,887	2,336	2,848	3,431	3,795	4,199	4,557	5,167	5,987	7,383	8,674
37	1,800	2,176	2,827	3,360	3,782	4,180	4,643	5,265	5,939	7,316	8,441
38	1,817	2,153	2,759	3,305	3,665	4,160	4,672	5,318	5,937	7,236	8,294
39	1,785	2,091	2,752	3,293	3,665	4,151	4,714	5,334	5,987	7,163	8,258
40	1,751	2,046	2,742	3,305	3,754	4,190	4,820	5,449	6,102	7,560	8,906
41	1,744	1,996	2,700	3,267	3,727	4,190	4,836	5,506	6,280	7,724	9,335
42	1,696	1,996	2,794	3,371	3,879	4,345	4,961	5,593	6,356	7,778	9,396
43	1,744	2,132	2,868	3,385	3,964	4,477	5,298	5,776	6,592	8,133	9,998
44	1,694	2,054	2,809	3,347	3,943	4,480	5,298	5,772	6,578	8,133	9,747
45	1,416	1,880	2,664	3,250	3,844	4,487	5,166	5,734	6,440	8,220	9,778
46	1,521	1,984	2,694	3,345	3,953	4,545	5,232	5,817	6,550	8,133	9,638
47	1,431	1,999	2,762	3,406	4,008	4,556	5,224	5,844	6,731	8,271	9,638
48	1,416	1,859	2,639	3,260	3,894	4,485	5,043	5,718	6,523	7,852	9,407
49	1,456	2,069	2,713	3,255	3,830	4,283	4,870	5,643	6,242	7,562	9,094
50	1,432	1,906	2,549	3,072	3,601	4,144	4,659	5,385	6,145	7,229	8,197
51	1,431	1,756	2,537	3,088	3,633	4,222	4,702	5,471	6,099	7,288	8,197
52	1,336	1,768	2,528	3,101	3,675	4,238	4,751	5,484	6,140	7,398	8,757
53	1,252	1,642	2,248	2,920	3,507	4,116	4,648	5,388	6,148	7,517	9,336
54	1,252	1,671	2,190	2,680	3,327	4,026	4,642	5,453	6,289	7,804	9,781
55	1,159	1,605	2,038	2,336	3,081	3,738	4,489	5,126	6,213	7,725	10,066
56	1,108	1,454	1,960	2,293	2,961	3,582	4,268	4,905	5,918	7,605	9,441
57	1,159	1,391	1,942	2,301	2,966	3,491	4,238	4,952	5,822	7,533	8,838
58	1,112	1,344	1,859	2,280	2,892	3,304	4,020	4,809	5,628	7,533	8,943
59	1,050	1,277	1,687	2,042	2,645	3,230	3,723	4,539	5,297	6,637	8,215
60	915	1,163	1,483	1,948	2,326	2,910	3,403	4,061	4,946	6,099	7,692
61	939	1,112	1,566	2,001	2,459	2,921	3,394	3,985	4,858	6,178	7,793
62	737	885	1,236	1,529	1,964	2,323	2,837	3,451	4,257	5,405	7,234
63	613	811	1,076	1,404	1,680	2,089	2,489	2,979	3,687	4,949	6,131
64	574	754	1,012	1,252	1,556	1,912	2,273	2,675	3,404	4,533	5,706
65	545	722	962	1,205	1,502	1,778	2,158	2,515	3,158	4,227	5,258

<부표 4> 연령대별 경상소득 기준 지니계수(재정패널자료 기준)

연령	경상소득 지니		
	2007	2008	2009
25	0.304	0.436	0.325
26	0.297	0.407	0.324
27	0.288	0.359	0.325
28	0.289	0.336	0.320
29	0.294	0.313	0.304
30	0.305	0.296	0.300
31	0.309	0.292	0.289
32	0.313	0.298	0.284
33	0.298	0.304	0.298
34	0.312	0.302	0.306
35	0.323	0.330	0.305
36	0.327	0.342	0.340
37	0.329	0.344	0.356
38	0.338	0.341	0.370
39	0.342	0.349	0.361
40	0.353	0.359	0.366
41	0.364	0.367	0.368
42	0.373	0.371	0.370
43	0.370	0.374	0.379
44	0.355	0.371	0.376
45	0.361	0.370	0.375
46	0.355	0.381	0.383
47	0.360	0.380	0.409
48	0.378	0.391	0.421
49	0.374	0.411	0.408
50	0.369	0.401	0.416
51	0.374	0.409	0.395
52	0.383	0.407	0.394
53	0.403	0.406	0.391
54	0.414	0.415	0.400
55	0.440	0.409	0.412
56	0.461	0.418	0.410
57	0.466	0.415	0.413
58	0.468	0.419	0.398
59	0.452	0.434	0.392
60	0.440	0.451	0.407
61	0.445	0.463	0.425
62	0.505	0.531	0.486
63	0.539	0.546	0.501
64	0.534	0.553	0.500
65	0.525	0.552	0.496

<부표 5> 연령대별 경상소득 기준 지니계수(가계동향조사자료 기준)

연령	경상소득 지니				
	1982	1985	1990	1995	2001
25	0.240	0.261	0.238	0.215	0.219
26	0.241	0.230	0.219	0.219	0.205
27	0.247	0.223	0.212	0.224	0.201
28	0.246	0.230	0.208	0.230	0.214
29	0.241	0.221	0.194	0.220	0.219
30	0.239	0.228	0.208	0.220	0.220
31	0.245	0.225	0.218	0.213	0.222
32	0.252	0.244	0.227	0.201	0.219
33	0.254	0.258	0.232	0.199	0.229
34	0.260	0.248	0.233	0.202	0.245
35	0.271	0.256	0.234	0.210	0.250
36	0.272	0.244	0.227	0.212	0.241
37	0.279	0.240	0.224	0.210	0.229
38	0.281	0.244	0.225	0.210	0.238
39	0.283	0.245	0.227	0.213	0.236
40	0.294	0.261	0.231	0.219	0.245
41	0.287	0.260	0.237	0.218	0.260
42	0.279	0.259	0.252	0.217	0.267
43	0.273	0.266	0.243	0.224	0.281
44	0.283	0.267	0.244	0.221	0.269
45	0.281	0.256	0.249	0.229	0.267
46	0.291	0.256	0.252	0.228	0.264
47	0.304	0.265	0.246	0.223	0.255
48	0.313	0.269	0.239	0.218	0.256
49	0.325	0.289	0.249	0.223	0.254
50	0.328	0.297	0.257	0.231	0.272
51	0.330	0.299	0.262	0.247	0.290
52	0.327	0.307	0.268	0.253	0.280
53	0.322	0.325	0.269	0.257	0.287
54	0.321	0.360	0.268	0.268	0.278
55	0.331	0.380	0.281	0.276	0.277
56	0.315	0.383	0.293	0.279	0.291
57	0.288	0.366	0.317	0.292	0.287
58	0.286	0.353	0.320	0.295	0.301
59	0.282	0.327	0.342	0.324	0.311
60	0.297	0.333	0.345	0.321	0.322
61	0.334	0.331	0.337	0.331	0.319
62	0.363	0.329	0.347	0.326	0.323
63	0.357	0.303	0.340	0.315	0.331
64	0.371	0.294	0.335	0.309	0.320
65	0.347	0.297	0.348	0.301	0.305

Life-cycle Income Paths and Implications on Cross-sectional and Life-long Income Inequality

Myung Jae Sung

This paper estimates life-cycle income paths and draws implications by analyzing their patterns embedded in each numerous income percentile. One often discusses income inequality without considering age differences in life-cycle. In this case, the inference on income inequality may be misleading due to the potential biases arising from life-cycle effects, that is, different age locations in life-cycle. The life-cycle income paths for each income percentile are estimated by tracing identical income percentiles in each age group. By doing so, the potential bias from cross-sectional age differences can be removed. The estimated life-cycle income paths show the reverse-U shaped patterns with single peak points for all income percentiles. Therefore, a path consists of two parts: income expansion and contraction periods. The higher the income percentiles, the longer the income expansion periods (in other words, the shorter the income contraction periods). To the contrary, the income expansion periods become shorter for lower income percentiles. These findings imply that life-long income inequality may be generally larger than annual income inequality. Furthermore, the relative income inequality increases with age. This also implies that the income inequality is expected to grow in the future together with rapidly evolving population aging in Korea.

노인가구 유형별 소득현황 및 요인분해

■ 박 경 하* · 윤 남 희**

* 한국노인인력개발원 주임연구원, 제1저자

** 한국노인인력개발원 연구원

차 례

I. 서론	46
II. 선행연구 노인가구 특성과 사회보장 지위	47
1. 노인가구의 사회보장 지위	47
2. 노인소득불평등에 관한 실증연구	50
III. 분석방법	52
1. 자료	52
2. 변수측정	53
3. 소득원천별 노인소득 불평등 요인 분해 연구방법	55
IV. 분석결과	57
1. 노인가구유형별 소득현황	57
2. 노인가구유형별 소득원천별 불평등 분해결과	59
V. 요약 및 결론	63
VI. 참고문헌	64

노인가구 유형별 소득현황 및 요인분해

박 경 하 · 윤 남 희

요 약

본 연구는 2010년도 재정패널 자료를 대상으로 국내 노인가구를 유형별로 분류하여 각 가구특성에 따른 소득현황 및 소득불평등도, 지니변량계수분해를 통해서 각 가구의 소득원천이 소득불평등에 미치는 영향을 살펴보았다. 분석 결과 모든 노인가구유형(독거노인가구, 부부노인가구, 노인을 포함한 확대가구)에서 다소 비중의 차이는 있으나 근로 및 사업소득이 소득불평등에 미치는 영향이 가장 큰 것으로 나타났다.

노인가구의 소득현황을 살펴보면 독거노인가구의 평균소득은 전체노인가구의 1/3 수준이며 특히 여성독거노인가구인 경우는 가장 경제적으로 취약한 것으로 나타났다. 또한 독거노인가구는 공·사적이전소득의 비중이 30%를 차지하므로 독거노인가구의 빈곤완화와 노인가구 집단 내에서 취약노인가구를 보호하기 위해서는 공·사적이전소득에 대한 심도있는 논의와 연구가 필요할 것으로 예상된다.

공적이전소득(국민기초생활보호수급과 정부의 현금지원)은 소득불평등을 평등화하는 기제로 작용하는 것으로 나타나고 있으나 아직까지 제도가 정착되지 않아서 불평등완화 효과가 실질적으로 눈에 띄게 나타나지는 않고 있다. 그러나 장기적으로 공적이전제도가 확대되고 공적연금의 사각지대에 있는 노인들이 받는 혜택이 증가된다면 공적이전제도는 노인가구의 소득을 평등화시키는 중요한 기제로 작용할 것으로 예상된다. 향후 노인가구가 지닌 특성과 노인가구별 소득원천의 구성비는 노인가구별로 다양해질 것으로 예상되기 때문에 노인가구별 특성에 따른 소득불평등 및 빈곤에 대한 연구가 필요할 것으로 생각된다.

주제어: 노인가구 유형(Elderly family structure), 소득불평등(income inequality), 지니계수분해(Gini decomposition)

I. 서론

한국 사회는 2010년 기준으로 전체인구에서 65세 이상의 비율이 11.3%로 2009년도 9.3%보다 2% 이상 증가하였고 전국 모든 시도에서 고령인구비율이 7%를 넘어서 본격적으로 고령화 사회에 진입했다(통계청, 2010). 고령화와 관련하여 노인 빈곤율 또한 증가하고 있으며 2009년도 노인 빈곤율이 35.1%로서 전체가구 빈곤율 14.1%의 2.5배 수준을 기록하고 있다(석상훈, 2010). 2009년도 OECD 보고서에서도 우리나라의 노인 빈곤율은 45.1%로 OECD 국가 중 가장 높은 것으로 나타났다. 통계청의 발표에 따르면 우리나라 노인들 5명 중 한 명이 혼자 살고 있다고 하며 이러한 독거노인가구는 다른 노인가구들보다 경제·사회적으로 더 취약한 계층이며 가구구성원이 65세 이상 노인만으로 구성된 가구와 노인독거가구의 빈곤정도는 더 심각한 것으로 조사되었다(김영종·여유진, 2008).

노인인구의 증가, 독거노인가구 형태의 취약노인가구가 증가하고 있으나 우리나라의 노년층은 국민연금제도 등 공적연금의 미성숙과 국민기초생활보장제도, 기초노령연금제도 등과 같은 공공부조의 사각지대로 인해, 65세 이상의 공적소득 보장 수급자비율은 매우 낮다(김희삼, 2009). 여전히 많은 부분은 사적이전소득이 중심이 되고 있으나 그나마도 가족 중심의 노인부양문화가 해체되면서 노후소득에서 자녀 등으로부터의 사적이전소득은 줄어들고 있다.

노인인구가 증가하고 노인가구의 형태가 다양화되면서 노인가구 유형에 따른 빈곤율과 소득불평등도의 차이가 발생하고 있다. 노년기는 일생에 걸쳐 노동생애를 어떻게 보냈는지가 농축되어 나타나기 때문에 다른 집단들과 달리 불평등도가 다양하게 나타날 수 있다(Dannefer, 1991). 특히 교육수준이 상대적으로 높은 베이비부머가 은퇴하고 노인층으로 편입되기 시작하면 사회보험을 수급하는 계층과 그렇지 못한 집단, 자산소득이 있는 노인집단과 공적소득에만 의존하는 집단 등의 다양한 노인집단의 형태가 발생할 것으로 예측되며 이는 노인가구 내에서도 이질적인 하부집단을 창출할 가능성이 크다는 것을 의미한다. 이러한 노인집단의 이질성이 노인집단의 불평등을 더욱 심화시키는 요인으로 작용하고 있다. 한편으로 고령자관련 공적이전제도의 시행과, 가치관과 사회 환경의 변화로 인한 사적이전소

득의 감소, 일하고자 하는 노인의 증가 등에 따라서 앞으로 노인가구의 소득구성 요인들이 다양하게 변화될 것으로 예측되며 이는 노인가구 유형별 소득원천이 다양해질 것으로 예상된다.

이러한 두 가지의 가정을 바탕으로 본 논문에서 노인가구를 유형별로 분석하여, 각 가구의 소득원천을 살펴보고 노인가구 유형에 따른 소득불평등 정도와의 관계성을 명확히 규명하기로 한다. 특히 본 연구에서 노인집단이 갖는 가구구성소득의 이질적 특성들에 주목하여 노인소득에서 큰 비중을 차지하고 있는 공·사적이전소득의 비중과 이러한 소득원이 노인가구별로 소득불평등 정도에 미치는 영향을 분석하기로 한다. 취약한 상태에 있는 노인집단을 규명하고, 노인가구의 소득불평등을 완화하고 사각지대에 있는 노인을 보호하기 위한 정책적 함의를 제시하고자 한다.

II. 선행연구 노인가구 특성과 사회보장 지위

1. 노인가구의 사회보장 지위

가구의 개념은 주거하는 공간과 경제적 협력만을 기준으로 한 가족이라는 개념과 달리 혈연관계와 같은 생물학적 요인의 중요성이 약화되기는 하나 정책적 기초자료로서 매우 유용한 개념이다(이가옥·권중돈, 1989). 일반적으로 노인가구는 정의상에서 우선 분류기준이 될 가구원을 정하는데 일반적으로 가구주의 연령을 분류기준으로 사용한다. 최효미(2007)는 노인가구를 “60세 이상 가구주 혼자 거주하고 있거나 가구주가 60세 이상으로 배우자와 함께 살고 있는 경우만을 노인가구”로 정의하여 가구원의 범위를 가구주 단독 혹은 부부로만 국한하여 정의하였다. 손병돈(2009)은 “가구주 연령이 만 65세 이상인 가구”로 노인가구를 정의하였다. 이러한 정의는 2세대 이상의 가구의 경우 다른 가구원의 소득이 노인가구 소득에 포함되어 과대평가되는 문제점을 해결할 수 있는 장점이 있다.

우리사회에서 노인은 빈곤집단으로 대표될 만큼 노인은 경제적 독립성이 매우

취약하다. 중위소득의 50%를 설정한 상대적 빈곤율을 보면, 2009년도 기준으로 48.3%로 2004년도와 비교해 9.5% 정도나 그 규모가 확대된 것을 알 수 있다. 이 결과는 OECD 국가의 상대적 빈곤율 수준이 평균 13.3%인 것과 비교해서 35%포인트 이상의 차이가 날 정도로 높은 수준인 것이다(OECD Pension at a Glance 2009). 또한 특정 시점에서 최소한의 생활수준 이하에 속하는 빈곤층 수준으로 이해될 수 있는 절대 빈곤율을 보더라도 최근에 노인빈곤 문제가 계속해서 심각해지고 있는 것으로 나타나고 있다.

<표 1> 65세 이상 노인 빈곤율 추이(연도별)

(단위: %)

구분	2004	2005	2006	2006(2)	2007	2007(2)	2008	2008(2)	2009	2009(2)
중위소득 50% 미만 (상대빈곤)	38.5	38.1	40.6	46.7	40.9	47.0	40.8	48.6	40.8	48.3
최저생계비 미만 (절대빈곤)	28.4	29.9	30.4	34.5	31.6	35.6	32.6	37.2	31.4	37.1

- 주: 1. 가처분소득 기준(가처분소득 = 경상소득-조세-사회보장분담금), 전가구 기준임
 2. 연도에 (2)가 기입된 것은 1인 가구포함 수치를, 기입되지 않은 것은 1인 가구 제외 수치를 의미
 3. 모든 연도에 농어가가구 제외됨
 자료 : 통계청, 「가계조사」, 각 연도.
 한국보건사회연구원, 「2009년 빈곤통계연보」, 2009.

그러나 이러한 심각성과 맞지 않게 공공부조제도는 빈곤한 노인들 중에서도 소수에게만 사회적 안전망 기능을 담당하고 있을 뿐이다. 65세 저소득 노인이 국민 기초생활보장에 따른 소득보장을 받는 비율은 전체 노인들 중에서 7.4%밖에 되지 않아 대다수 노인들은 공공부조제도에 의한 생활보장을 받고 있지 못한 처지에 놓여 있다. 또한 노후소득보장 프로그램 중에서 가장 중요한 위치에 있는 국민연금도 2009년 당시에 전체 65세 이상 노인 중 45% 비율만 수급하고 있는 정도였다. 따라서 우리나라는 아직 노후소득보장체계의 대상포괄성 정도가 매우 낮아서 제도보장에서 배제된 노인계층 규모가 매우 크다. 노인가구는 보험료 체납과 납부예외 등으로 최소가입기간을 채우기 어려운 인원이 많기 때문에 공적연금이 가구소득에 기여하는 바는 매우 취약하다. 즉 현 노년세대 중에서 상당수가 임시직이

나 시간제 근로를 통해 불안정한 노동생애를 보냈기 때문에 노후에 대비한 공적 연금의 안정적 기여가 불가능하였다고 볼 수 있다. 김진욱(2009)에 의하면 완전노령연금이 지급되기 직전인 2007년도에 공적연금 가입자는 83.4%로 크게 증가하였지만 납부예외자 등을 고려한 실질 적용률은 61.6% 수준에 머물렀다. 즉 공적연금이 노인을 위한 보편적 소득보장으로 사회보장 기능을 담당하기에 아직까지 미숙한 단계에 있다고 볼 수 있다.

우리나라 노인가구의 주된 소득원은 '본인 및 배우자의 부담'이며 그 다음은 자녀 또는 친척 등의 지원에 의한 사적이전이다(통계청, 2007 ; 김경아, 2007에서 재인용). 여기서 본인 및 배우자 부담은 주로 근로소득에 의해서 확보되는 소득일 가능성이 높다. 많은 연구들에서 공통적으로 근로소득은 노인가구 소득에서 가장 중요한 부분을 차지하고 있는 소득원임을 지적하였다(김수완·조유미, 2006; 최효미, 2007; 김경아, 2008; 손병돈, 2009).

한편 우리나라는 서구 선진 국가들과 비교해 사적이전이 노후 소득원으로 중요한 역할을 하고 있는 특성에는 큰 변함이 없지만 사적이전은 두 가지 요소로 인해 감소될 가능성이 높다. 우선 가족구조 변화로 인해 전반적으로 사적부양체계가 약화되었다고 볼 수 있다. 사적부양체계가 약화를 보이는 가족구조의 변화 특성은 자녀와 분리된 노인가구와 독거노인가구가 증가하고 있다는 점이다. 2008년도 기준으로 약 15년 전에 비해 자녀동거가구가 50% 정도나 감소하였지만 노인부부가구 비중은 전체 가구형태 중에서 47.1%에 이를 정도로 가구형태의 규모가 늘어났다(한국보건사회연구원, 2010). 이렇듯이 노인가구의 구조적 변화는 이들의 소득원 중에서 사적이전소득의 감소와 함께 변화를 이루었다. 그만큼 자녀세대의 경제력 저하가 크게 영향을 미친 것으로 보인다. 또한 동일한 시점에서 노인가구에서 가장 경제적으로 위기 가능성이 높은 독거노인가구의 증가도 3배 이상이나 늘어났다(한국보건사회연구원, 2010). 우리나라 독거노인은 2명 중 1명은 절대빈곤 이하에 속할 만큼 경제적으로 취약한 상태이며 근로소득이나 사적이전에 대한 의존도 높아서 경제활동을 하지 않거나 사적이전을 확보하지 못할 경우 경제적 빈곤상태에 처할 가능성이 매우 높은 집단이다.

둘째, 공적이전과 사적이전소득은 대체관계를 보이기 때문에 공적이전소득의 확대는 사적이전소득의 감소로 자연스럽게 나타날 수 있다(구인회·손병돈, 2005). 그

증거로서 2006년 가계조사 원자료에 의하면 1990년대 중반을 기준으로 10년 후의 변화는 공적이전소득이 크게 확대된 추이와 정반대로 사적이전소득은 크게 감소하였다(김경아, 2008).

요컨대, 아직까지 우리나라 노인가구는 공적이전소득의 미성숙으로 노인이 제도적 보호를 받지 못하는 사각지대가 넓게 형성되어 있다. 이 같은 현실적 문제점에 따라 보완적인 역할을 하고 있는 사적이전이나 근로소득과 같은 소득원에 대한 의존도가 상대적으로 높다. 이러한 높은 의존성은 사적부양체계의 약화 문제에서 비롯되어 노인의 경제적 빈곤상태를 더욱 악화시킬 수 있다.

2. 노인소득불평등에 관한 실증연구

노년기는 과거의 누적된 불평등의 결과가 나타나는 시점이다. 누적이익·불이익 가설에 따르면 생애과정에서 노년기로 접어들면 과거의 노동생애를 어떻게 보냈느냐에 따라서 이익이 확대되거나 축소될 수 있다. 이러한 변화를 예측하고 정책적 대안을 제시하기 위해서 노년기의 소득불평등에 대한 국내외 실증연구들이 활발하게 이루어지고 있다. 사회보험체계 가운데 가장 중요한 소득원으로 노인에게 자리매김하고 있는 공적연금제도는 장기적인 기여가 가능한 노동기간과 안정된 일자리를 전제로 한다. 즉 공적연금제도는 노동생애 동안 나타난 사회적 지위 차이를 유지시켜 오히려 급여 수급여부와 급여수준에 따라 노년층 내에서 계층화 문제가 더욱 심화될 수 있다. 또한 노년기에는 사회보장소득이 아니더라도 근로소득, 부동산 소득, 금융소득 등 계층 간 사회경제적 불평등을 초래하는 다양한 요소들이 존재한다.

지금까지 노인소득 소득불평등과 관련된 소수의 국내 선행연구들은 2가지 측면의 관심사를 다루어 왔다. 첫째는 소득불평등 규모를 파악하는 것이고 둘째는 소득불평등을 발생시키는 주 소득원을 규명하는 것이다. 소득불평등을 규모를 살펴보는 연구들은 특정 시점에서 나타나는 소득불평등 규모보다 시점 간의 소득불평등 변화추이를 살펴보는 경향을 보여 왔다. 그리고 노인가구의 소득불평등을 초래하는 주 소득원을 밝히는 연구들은 주로 요인분해를 통해서 소득원천별 기여도를 분석하는 시도를 하였다. 임병인·전병훈(2005), 김경아(2008), 손병돈(2009)의 연구

는 노인가구의 소득불평등을 분석한 국내 실증연구들로 대표된다. 임병인·전병훈(2005)은 한국노동패널 1차년도(1998)부터 6차년도(2002)의 자료를 결합하여 코호트 분석과 지니계수 분해방법을 적용하여 소득불평등을 분석하였다. 이 연구는 전체 가구지니계수는 관측연도별로 지속적으로 증가하여 2002년 기준으로 0.417로 높은 소득불평등 상태를 보였다. 지니계수 요인분석을 살펴본 결과 전체 소득불평등은 연령집단 간 소득분배 악화가 주된 원인으로 나타났다. 그러나 이 연구는 관측시점에서 연령집단 간 소득불평등이 어떠한 소득원에 의해 확대되었는지를 파악하지 못함으로써 연구결과의 함의가 매우 제한적이다.

김경아(2008)는 1996년 가구소비실태조사와 2006년 가계조사자료를 대상으로 노인가구의 소득불평등 정도와 공적연금의 소득불평등을 개선하는 데 효과가 어느 정도인지를 살펴보았다. 관측시점에서 지니계수, 타일의 엔트로피지수, 엡킨슨 지수로 나타낸 노인가구의 불평등 추이는 매우 악화되었다. 또한 이 연구는 러만과 이차키(Leman & Yizhaki)의 공변량 방법론을 적용하여 소득원천별(근로/사업소득, 재산소득, 공적이전, 사적이전) 지니분해를 살펴 본 결과, 근로 및 사업소득이 전체 소득불평등 정도에 미치는 영향이 각각 85%, 78%로 두 시점에서 가장 높게 나타났다.

손병돈(2009)은 한국노동패널 2차년도(1999년), 5차년도(2001년), 7차년도(2003년), 9차년도(2005년) 원자료를 활용하여 노인소득의 불평등도 변화 추이와 각 소득원천별 기여도를 분석하였다. 이 연구 역시 Gini계수를 이용하여 불평등을 측정하고 러만과 이차키(Leman & Yizhaki)의 공변량 분해 방법을 사용하였는데 2005년도 기준으로 지니계수는 1999년 시점에서 증가하였다가 낮아져 0.482로 나타났다. 또한 각 소득원천이 총소득의 지니계수에 미치는 영향 정도를 상대적 불평등도를 측정하여 살펴 본 결과, 근로소득과 부동산소득이 노인소득의 불평등을 심화시킨 데 가장 큰 영향을 미치는 것을 확인하였다.

김경아(2008), 손병돈 연구(2009)는 모두 시점에 따른 노인 소득불평등의 규모와 변화추이를 파악하고 이러한 변화에 가장 중요한 노인가구의 소득원이 무엇인지를 실증적으로 밝혔다는 데 의의가 크다. 그러나 노인가구의 소득불평등 정도는 그 가구특성이 어떠한가에 따라 달라질 수 있다는 점을 간과하였다. 따라서 본 연구는 가구특성에 따른 소득원천별 소득불평등 변화를 살펴봄으로써 선행연구들의 미진한 측면을 보완하고자 한다.

Ⅲ. 분석방법

1. 자료

본 연구의 분석 자료는 조세연구원의 3차 재정패널(National Survey of Tax and Benefit : 이하 NaSTaB)이다. 3차 재정패널조사는 만 15세 이상 가구원이 있는 전국 4,830여 가구와 그 가구에 속하는 8,600여명의 가구원을 조사 대상으로 하며 각 가구의 특성 및 소득과 소비, 조세, 복지현황에 대한 상세한 정보를 제공하고 있기 때문에 최근의 노년층의 소득 및 소비현황과 공적소득이전 등에 대한 정보를 파악할 수 있다.

가구유형별 소득원천을 분해하고, 소득불평등과의 관계를 분석하고자 제3차 가구 자료에서 60세 이상 노인이 포함된 가구를 추출하여 각 가구에 속한 개인의 정보를 얻기 위해 개인자료를 병합(merge)하여 분석에 활용하였다. 연구의 분석대상은 60세 이상의 노인이 1인이라도 포함된 가구이며 노인 단독가구, 노인 부부가구(부부가 모두 노인인 가구), 노인이 포함된 가구와 기타가구유형(조손가구, 혼인관계가 노인으로만 구성된 노인가구 등)으로 구분하였다.

본 연구의 분석단위는 노인 개인이 아니라 가구단위로 하였다. 그 이유는 첫째, 연구에서는 노인가구의 형태에 따른 소득구성이 다를 것이라는 가정에 바탕을 두고 있기 때문이다. 두 번째로는 공적이전제도의 경우 국민기초생활보장제도의 수급인정액과 부양자 기준 등은 가구기준으로 적용되는 경우가 많기 때문이다.

분석자료에서 가구원조사는 조사대상 가구의 만 15세 이상의 가구원 중 근로소득, 사업소득, 부동산 임대소득, 이자 및 배당소득(1백만원 이상), 연금/보험소득, 기타소득, 정부 현금보조금 등의 소득이 있는 가구원으로 조사되어 있으며 경제활동을 하지 않는 고령자라 할지라도 연금소득이나 재산소득이 있을 경우 조사 대상에 파악되기 때문에 노인가구의 복지현황, 예를 들어 국민기초생활보장금 수급, 65세 이상 고령층에 지급되는 노령연금, 경로연금, 노인교통비 등을 파악할 수 있다. 따라서 고령자가 수급하는 소득원에 대한 좀 더 정확한 조사가 가능하다고 할 수 있으며 본 연구의 목적인 노인의 가구유형과 사회보장적 지위(복지현황에 따른) 와 소득 불평등의 현황과 요인분해의 분석에 적합한 자료라 할 수 있겠다.

2. 변수측정

2.1 개념 정의

노인과 관련한 연구에서 가장 주요한 개념 중의 하나가 노인 및 노인가구에 대한 정의이다. 본 연구에서 노인은 연령이 만 60세 이상인 사람으로 정의한다. 또한 분석의 단위는 앞서 언급한 것처럼 노인이 포함된 가구로 하며, 이는 노인가구를 65세 이상의 노인가구주로 정의한 기존연구(김철주, 2004; 최효미, 김경아, 2008; 손병돈, 2009)와는 차별점이 있다.

앞서 언급한 것처럼 노인이 1인 이상으로 포함된 가구로 할 경우 부양가족이 많은 경우 다른 가구원의 소득이 노인가구에 포함되어 소득이 과대평가될 위험이 있으나 노인이 1인 이상이라도 포함된 경우에는 고령자 대상의 공적이전급여, 사회보험(국민연금, 공무원연금 등)의 급여가 소득에 포함되기 때문에 소득원천을 구별하기 위해서는 노인가구주가 아니라도 노인이 1인 이상 포함되어 있다면 노인가구라 정의하기로 한다. 그러나 본고에서 구별한 독거노인가구와 노인부부가구의 경우는 가구원이 반드시 60세 이상의 노인으로만 구성되어 있고 가구주는 반드시 노인이다.

노인의 개념 정의와 관련하여 고령자 또는 노인을 정의하는 가장 기본이 되는 기준은 연령이며 이는 법규와 제도에 따라 상이하게 규정되고 해석되고 있다(최효미, 2007; 김경아, 2008). 첫째, '노인복지법'상에서는 65세 이상을 노인으로 규정하고 있으며, 공적연금의 수급권의 기준을 제시하고 있는 국민연금법에서는 60세부터는 연금수급대상자로서 규정하고 있다. 한편 또 다른 공적이전제도인 기초노령연금제도에서는 65세부터 급여대상자로서의 노인으로 규정하고 있다. 반면 고용과 관련한 고령자의 연령기준은 이보다 좀 더 낮은 수준으로, 고령자고용촉진법에 따르면 고령자를 55세 이상으로 정의한다. 노인인력개발원에서 실시하고 있는 노인일자리사업의 경우도 65세 이상의 노인부터 참여할 수 있도록 하고 있기 때문에 노동시장에서 정의하고 있는 노인의 연령규정과는 다소 차이가 있다. 이렇듯 각 정책의 목표와 추진방향에 따라서 고령자에 대한 정의가 달라지기 때문에 정확히 몇 세부터 노인이라고 일괄적인 기준을 적용하기는 쉽지 않다. 따라서 노년층의

은퇴, 고용, 소득, 생활실태를 연구하는 논문의 경우에도 연구주제와 방향, 합의에 따라서 노인을 규정하는 연령기준이 다양하게 적용될 수 있다.

본 논문에서는 노인가구유형별로 소득원천을 구분하고 분석하는 것이 우선적인 목표이기 때문에 사회보험의 소득요소인 국민연금수급권이 시작되는 60세부터를 노인으로 정의하기로 한다. 또한 본 연구는 잠재적으로 기초노령연금의 급여대상 자로서의 노인계층을 포괄하고자 하며 노인일자리사업의 경우도 연령을 확대하고자 하는 상황을 반영하여 노인의 기준을 60세 이상으로 규정한다. 이는 베이비부머가 노동시장에서 은퇴함으로써 발생될 수 있는 노인세대의 증가 등 사회적 환경을 고려하여 좀 더 확대된 노인계층범위를 적용하여 분석하는 것이 바람직하다고 생각되기 때문이다.

2.2 소득원천별 개념정의

본 연구에서는 소득원천을 재정패널에서 구분한 방식을 적용해 근로소득, 사업소득(매출 및 소득, 소득으로 계산함, 농업소득도 포함된다), 부동산임대소득, 이자 및 배당소득, 공적이전소득(국민기초생활보장급여 및 정부지원현금), 사적이전소득, 사회보험, 기타소득으로 구분한다.

근로소득은 가구원 중 근로의 대가로 벌어들인 수입의 총액을 의미하며, 직장 또는 일자리에서 받은 임금이나 자영업자의 소득 등도 포함된다. 부동산소득은 부동산에서 발생하는 수입으로 집세, 토지 임대료, 부동산 매매차익 등이 포함되나 부동산을 임대해 주고 받는 전세금은 제외된다. 금융소득은 금융자산을 통하여 벌어들인 수입으로 예금의 이자소득, 주식 배당금, 사채 또는 채권의 이자, 주식의 매매차익 등이 포함된다. 공적이전소득은 국민기초생활보장 급여액 및 기타 정부 현금보조금을 합한 총액이다. 사적이전소득은 가구 외에서 가족 및 친지 그리고 민간단체의 보조금 등을 포함하고 있다. 사회보험 소득은 가구원들이 받은 국민연금, 특수직 연금, 고용보험의 실업급여와 개인보험¹⁾ 등 사회보험제도를 통해 받은

1) 사회보험은 국민연금, 공무원 연금, 사학연금, 군인연금, 별정우체국연금, 산재보험, 고용보험, 보훈연금을 포함하며 민간연금보험은 퇴직연금, 연금저축/연금신탁/연금펀드, 연금보험, 보장보험, 저축보험, 자동차보험을 포함한다.

급여 총액이다. 기타소득은 퇴직금, 보험금 등을 포함하며, 위의 소득원천으로 분류되지 않은 모든 소득이 포함된다. 이러한 모든 소득의 시간적 측정 단위는 년 단위이다.

3. 소득원천별 노인소득 불평등 요인 분해 연구방법

본 연구에서 불평등도의 측정은 가장 널리 쓰이는 지니(Gini)계수를 사용할 것이다. 지니계수는 0에서 1의 값을 가지며, 완전평등일 경우에는 0이고, 1에 가까울수록 불평등도가 커진다. 본 연구에서 지니분해방법은 가장 일반적으로 통용되는 러만과 이차키(Lerman & Yitzhaki, 1994)방법을 적용할 것이며 여유진(2002), 임병훈·전승훈(2005), 김경아(2008), 손병돈(2009)의 연구에서 지니공변량분해방법이 사용되었다.

총소득 지니계수(G)는 총소득(X)과 총소득의 누적분포(F)의 공변량을 총소득의 평균(m)으로 나눈 값의 2배로 정의할 수 있다. 각 소득원천이 총소득과 비교해서 얼마나 불평등한가를 보여준다. 즉 어떤 소득원천의 상대적 불평등도가 1보다 작으면 총소득의 불평등도보다 더 평등함을 의미하고, 1보다 크면 총소득의 불평등도보다 더 불평등함을 의미한다.

$$G = \frac{2 \sum_{k=1}^K cov(x_k, F)}{m} \quad (1)$$

수식(1)에서 Cov[X_k , F]는 각 원천소득과 총소득의 순위 공변량을 의미하는 것으로서 총소득 X의 상호적 분포와 관련하여 소득원천 k의 소득 집중지수를 의미한다. 따라서 위의 식 분자와 분모에 동일하게 Cov[X_k , F_k]와 m_k를 곱하고 나누어 주면 식 (2)와 같이 표현될 수 있다.

$$G = \sum_{k=1}^K \left[\frac{cov(x_k, F)}{cov(x_k, F_k)} \cdot \frac{2cov(x_k, F_k)}{m_k} \cdot \frac{m_k}{m} \right] = \sum_{k=1}^K R_k G_k S_k \quad (2)$$

여기서 R_k 는 총소득을 구성하는 소득원천 k 의 순위와 총소득 순위간의 지니 상관계수로, 개별소득원천과 총소득 순위와의 공변량과 개별소득원천과 개별소득원천의 순위와의 공변량의 비로 구해진다. G_k 는 각 원천소득의 지니계수이고, S_k 는 개별 원천 소득 k 의 총소득에 대한 비중을 의미한다. 이러한 지니계수분해를 통해 총불평등도에 미치는 다양한 요인들이 도출될 수 있다. 먼저 소득원천 k 의 총소득 지니계수에 대한 절대적 기여도(C_k)를 아래 식 (3)과 같이 산출할 수 있다.

$$C_k = R_k \times G_k \times S_k \quad (3)$$

(R_k 는 총소득과 소득원천 k 의 지니상관계수. G_k 는 소득원천 k 의 지니계수.
 S_k 는 소득원천 k 가 총소득에서 차지하는 비중)

즉 근로소득의 총소득 불평등에 대한 기여도(C_k)라 한다면 근로소득의 지니계수(G_k)에 근로소득과 총소득 간의 지니상관계수(R_k), 그리고 근로소득이 총소득에서 차지하는 비중(S_k)을 곱한 값을 의미한다. 각 소득원천의 절대적 기여도를 모두 합하면, 총소득지니계수와 같다. 소득원천 k 의 총소득지니계수에 대한 상대적 기여도 (P_k)는 식 (4)와 같이 산출할 수 있다(손병돈, 2009).

$$P_k = C_k / G \quad (4)$$

(C_k 는 소득원천 k 의 총소득지니계수에 대한 절대적 기여도. G 는 총소득지니계수)

또한 소득원천 k 의 불평등도를 총소득의 불평등도와 비교한 상대적 불평등도 (H_k)는 아래 식(5)과 같이 표현할 수 있다.

$$H_k = P_k / S_k \quad (5)$$

(P_k 는 소득원천 k 의 상대적 기여도. S_k 는 소득원천 k 가 총소득에서 차지하는 비중)

위 방법론을 통해서 분석한 결과는 아래와 같다.

IV. 분석결과

1. 노인가구유형별 소득현황

먼저 본 연구에서 첫 번째 연구과제인 국내 노인가구유형별 소득구성을 살펴보고자 한다. <표 2>는 가구유형별 소득원천별 비중을 보여주고 있으며 3차 재정패널에 포함된 노인이 1인 이상 포함된 가구 수는 1,891가구이며 독거노인가구는 364이며 이 중 여성가구주는 298, 남성이 가구주인 독거노인가구는 66가구로서 여성가구주비율이 전체독거노인가구의 82%를 차지하고 있다. 노인부부가구는 597가구이며 이중 남성가구주비중이 93%(559가구)를 차지하고 있다.

전체노인가구의 소득구성을 살펴보면 근로소득은 47.3%, 사업소득은 22%로서 일차소득이 가구전체소득은 약 70%를 차지하고 있으며 사적이전소득은 7.3%, 공적이전소득은 7.2%이며 사회보험소득이 10%를 차지하고 있다. 그러나 순수하게 노인만으로 구성된 독거노인과 노인부부가구의 소득구조를 보면 전체 노인가구소득의 구성비와는 약간의 차이가 있다.

<표 2>에서 제시한 가구유형별 소득현황을 상세하게 살펴보면 독거노인가구의 경우 전체노인가구와 비교하여 그 소득수준이 현저히 낮으며, 소득구성원별의 비중도 다른 노인가구와 차이가 있는 것으로 나타나고 있다. 독거노인가구의 경우 남성이 가구주인 경우는 근로소득 비중이 18.4%로서 사업소득(27.3%)과 공적이전소득(20.9%)보다 낮은 비율이다. 남성독거노인가구주의 경우는 주로 사업을 통해서 소득을 얻는 것으로 확인된다. 반대로 여성이 가구주인 독거노인가구는 전체소득이 연평균 500만원 수준으로 가장 소득이 낮은 가구로 확인되며, 따라서 독거노인 여성가구주가구의 절대적 소득수준 자체가 낮다는 기존연구의 결과를 지지한다. 독거노인층의 경우에도 일반 노인가구의 1/3 수준에 소득이 머무르고 있으며, 일반적으로 취약한 계층으로 인식되고 있는 노년층 독거가구의 낮은 소득수준을 알 수 있다.

<표 2> 국내 노인가구의 월평균 총소득 및 소득원천별 구성현황
(단위: 만원, (%))

구분	항목		연평균 총소득		소득항목별 ¹⁾								
					근로 소득	사업 소득	재산 소득	이자 소득	사적 이전	공적 이전	사회 보험	기타 소득	
					평균 (비중)	평균 (비중)	평균 (비중)	평균 (비중)	평균 (비중)	평균 (비중)	평균 (비중)	평균 (비중)	
노인 가구	전체 노인가구		2,295.2	1,425.8	1086.2 (47.3)	505.2 (22)	125 (5.4)	33.8 (1.5)	166.7 (7.3)	164.5 (7.2)	218.9 (10.8)	42.7 (1.9)	
	독거 노인 가구	성별	남성	902.5	516.2	166 (18.4)	246.6 (27.3)	20.6 (2.3)	48.2 (5.3)	77.6 (8.6)	188.5 (20.9)	90.9 (10.7)	64.1 (7.1)
		성별		여성	633.1	500	76.3 (8.3)	71.9 (8.8)	40.2 (15.7)	3.4 (0.5)	234.3 (36.7)	130.2 (20.6)	59.2 (9.3)
	노인 부부 가구	성별	남성	1,821.9	1,300.8	351.2 (19.3)	441.1 (24.3)	168.8 (9.3)	68.6 (3.7)	253.7 (13.9)	102.5 (5.6)	403.7 (22.2)	32.3 (1.8)
		성별	여성	1,797.7	1,339	804.2 (44.7)	206.2 (11.5)	124.6 (6.9)	2.3 (0.2)	175 (9.8)	81.9 (4.6)	141.5 (7.9)	262 (14.6)
	노인과 확대 가구 ²⁾	성별	남성	4,046.2	3,402	2297 (56.9)	935.3 (41.6)	130.1 (3.2)	28.6 (0.7)	56.8 (1.4)	100.1 (2.5)	140.8 (3.5)	57.4 (1.4)
성별		여성	2,632.2	1,988	1452.3 (55.1)	566.3 (21.5)	95 (3.6)	11.4 (0.4)	189.8 (7.2)	147.7 (5.6)	119 (4.6)	50.3 (1.9)	

주: 1) 소득항목별 비중(%)은 연평균 총소득 대비 각 소득항목별 평균소득액의 비중임
2) 노인과 확대가구는 노인이 1인 이상 포함된 3인 이상의 가구로 정의하였다. 취약계층으로 간주되는 조손가구, 노인확대가구(노인부모를 모시는 노인 등)로만 구성된 가구의 유형은 39가구이므로 포함. 이 가구를 제외한 경우 가구 연평균 소득은 3,681.0으로 70만 원 정도 상승됨

자료: 3차 재정패널

독거노인의 빈곤과 관련한 연구(김수영·이강훈, 2009)에 따르면 독거노인 두 명 중 한명은 절대빈곤상태에 놓여 있으며 그 중 상대적으로 더 취약한 계층은 여성 가구주, 고령노인이 있는 독거노인가구로 나타났으며 이는 <표 2>에서도 결과를 확인할 수 있다. 여성가구주 독거노인가구는 사적이전소득(36.7%) 비중이 가장 높으며 다음으로는 공적이전소득(20.6%)이다. 이는 독거노인가구와 소득관계에 대한 이전연구와 동일한 결과(김수영, 이강훈, 2009)로서 독거노인여성가구주의 경우 근

로소득의 비중이 낮고, 이전소득과 사회보험소득의 비중이 높다고 할 수 있다. 독거노인가구의 소득구성은 전체 노인가구 소득구성과 상당히 다르며 독거노인가구 집단 내에서도 가구주 성별에 따라서도 상이하하며, 특히 여성가구주 가구의 경우는 소득구성이 매우 의존적인 특성을 지닌다. 이는 남성의 경우 노인이라도 근로를 하는 가능성이 여성노인보다 높다는 것으로 이해할 수 있고, 따라서 일차시장에서 소득을 획득할 기회가 거의 없는 여성가구주의 경우는 사적·공적 이전소득에 의존할 수밖에 없게 되는 것이다.

노인부부가구의 경우 소득구성비는 남성가구주의 경우는 사업소득비중이 높았고 여성가구주의 경우는 근로소득의 비중이 높았다. 부부노인가구 여성의 가구주의 경우는 약 2% 정도 비중이 미미하며 주로 남성배우자의 질병, 장애로 인하여 소득활동이 없는 경우가 대부분이며 여성이 주요소득원(primary earner)으로서 노동시장에 참여하기 때문인 것으로 나타났다. 남성가구주인 경우 사회보험비중이 20%로서 다른 가구와 소득구성 비중에서 차이가 있으며 전체 남성가구주에서 사회보험을 지급하는 비율이 전체의 50% 이상을 차지하고 있다.

2. 노인가구유형별 소득원천별 불평등 분해결과

<표 3>은 지니계수 공변량 분해방법을 통해서 노인가구유형별 소득원천이 가구의 소득불평등에 미치는 영향을 분석한 것이다. 노인 총소득의 지니계수(G)는 소득원천별 지니계수(G_k), 총소득에서 각 소득원천이 차지하는 비중(S_k), 지니 상관계수로 분해된다. 총소득 지니계수에 대한 각 소득원천의 절대적 기여도는 각 소득원천이 총소득의 지니계수에 차지하는 절대값을 의미한다. 상대적 기여도는 총소득의 지니계수를 1이라 할 때, 각 소득원천이 차지하는 비율을 의미하는 것이다. 각 소득원천의 상대적 불평등도는 각 소득원천이 총소득과 비교해서 얼마나 불평등한가를 보여준다. 즉 어떤 소득원천의 상대적 불평등도가 1보다 작으면 총소득의 불평등도보다 더 평등하다는 것을 의미하며 반면에 1보다 크면 총소득의 불평등도보다 더 불평등하다는 것을 의미한다(손병돈, 2009).

소득유형별 지니계수 분해방법을 실시한 기존 연구결과(임병인, 2006; 김진욱 외, 2010)들은 근로 및 사업소득이 전체소득불평등도에 미치는 영향이 가장 높다

는 결과를 제시하고 있다. 노인가구의 경우에도 근로 및 사업소득이 전체 소득불평등도에 가장 큰 영향을 미치고 있다. 그러나 아래 <표 3>에서 보는 것처럼 노인가구의 유형에 따라서 각 소득원천이 소득불평등에 미치는 영향은 상이하게 나타나고 있다. 소득원천별 지니 분해 결과에서 두드러지는 특징은 2010년 기준으로 모든 노인가구 유형에서 공적이전소득은 노인가구의 소득불평등을 완화시키는 방향으로 작용하고 있다는 것이다. 즉 공적이전소득은 노인소득의 불평등을 개선하는 방향으로 영향을 주고 있으며, 사적이전소득은 부부노인가구의 불평등을 완화시키는 기제로 작용하고 있다. 고령자와 관련한 공적이전소득제도가 도입된 지 오래되지 않았고 그 수급자가 많지 않음에도 불구하고 공적이전소득은 노인가구의 소득불평등을 평등화할 수 있는 잠재적 영향력을 지니고 있는 소득요소임을 알 수 있다.

공적이전소득과 사적이전소득이 노인가구의 소득불평등에 미치는 영향에 대한 결과들(김영중·여유진, 2008; 김경아, 2009; 김희삼, 2009)이 제시한 것과 비슷하게 노인가구에 있어서 공적이전소득이 전체소득불평등을 평등화하는 방향으로 작용하고 있다는 것을 이 결과에서 보여주고 있다. 김경아(2009)의 연구결과에 따르면 노년층가구특성을 통한 분해결과에서는 공적이전의 영향력이 높은 것으로 나타나고 있으며 노년층의 사적이전소득의 총지니계수에 대한 영향력은 10년(1996~2006) 동안 4.2%에서 0.3% 정도로 감소하였다는 것으로 한다. 실제로 <표 3>에서도 사적이전소득은 노인부부가구를 제외하고는 소득불평등을 완화하는 역할을 하지 못하고 있음을 확인할 수 있다. 최근 노인가구주 가구소득의 총소득불평등도에 대해 가장 큰 영향을 미치는 소득유형은 근로 및 사업소득이지만 공적이전소득의 영향력도 점차 증가하고 있음을 의미한다는 것을 이 연구에서도 확인할 수 있다.

가구특성에 따른 불평등도 분해결과를 살펴보면 첫째, 노인단독가구의 경우, 근로소득이 전체소득에서 차지하는 비중은 13.6% 정도로 그 비중이 높지 않으며, 사적이전소득이 차지하는 비중이 30%를 넘어, 독거노인가구에서 가장 높은 비중을 차지하고 있다. 가구총소득의 소득불평등도는 0.3879로서 다른 가구유형에 비해서 평등한 것으로 나타나고 있다. 2010년도 현재시점에서 사적이전이 독거노인가구 전체에 미치는 소득불평등의 상대적 기여도는 26% 정도로서 근로소득보다 높다는 점을 확인할 수 있다. 공적이전소득인 국민기초와 정부지원현금의 상대적 기여도는

음(-)의 값을 가져 총소득의 불평등을 완화하는 역할을 하고 있으나 절대적 비중이 0.013과 0.0084로 작아서 평등기제의 역할은 아직까지는 미미하다고 하겠다.

<표 3> 국내 노인가구주 가구의 소득원천별 지니분해 결과¹⁾

구분	항목	지니계수 ¹⁾	비중 ²⁾	상관계수 ³⁾	절대적 기여도	상대적 기여도 ⁴⁾	상대적 불평등도	
노인 단독 가구	근로소득	0.9173	0.1359	0.6647	0.0828	0.2135	1.5707	
	사업소득	0.9005	0.1522	0.6697	0.0918	0.2366	1.5547	
	부동산소득	0.9591	0.0537	0.6206	0.0319	0.0824	1.5347	
	이자소득	0.9904	0.0169	0.6675	0.0111	0.088	1.7043	
	사적이전	0.6743	0.3015	0.5121	0.1041	0.2684	0.8902	
	공적이전소득	국민기초	0.8245	0.1027	-0.1562	-0.0132	-0.0341	-0.3320
		정부지원현금	0.4035	0.1038	-0.2008	-0.0084	-0.02168	-0.2089
	사회보험	0.9193	0.0945	0.6716	0.05834	0.1504	1.5917	
	민간연금	0.9947	0.0007	0.2115	0.0002	0.0004	0.5424	
	기타소득	0.9838	0.0381	0.7774	0.0291	0.0751	1.9717	
	총소득	0.3879	1.000		0.3879			
노인 부부 가구	근로소득	0.8613	0.2037	0.6306	0.1106	0.2542	1.0248	
	사업소득	0.8224	0.2352	0.5818	0.1125	0.2586	1.099	
	부동산소득	0.9190	0.0960	0.5762	0.0478	0.1102	1.2167	
	이자소득	0.9598	0.0355	0.6840	0.0233	0.0536	1.5086	
	사적이전소득	0.6975	0.1380	0.1282	0.0123	0.0284	0.2055	
	공적이전소득	국민기초	0.9719	0.0482	-0.3408	-0.0027	-0.007	-0.7610
		정부지원현금	0.6403	0.0251	-0.3257	-0.0100	-0.023	-0.4792
	사회보험	0.8169	0.1931	0.6870	0.1084	0.250	1.2896	
	민간연금	0.9851	0.0223	0.7587	0.0167	0.0382	1.7174	
	기타 소득	0.9764	0.0251	0.6560	0.0160	0.037	1.4718	
		0.4352						
노인 및 확대 가구	근로소득	0.5853	0.6392	0.7913	0.2951	0.7035	1.1007	
	사업소득	0.8179	0.2260	0.5150	0.0951	0.2269	1.0041	
	부동산소득	0.9659	0.0319	0.5960	0.01836	0.0438	1.3723	
	이자소득	0.9857	0.0062	0.4813	0.00294	0.0070	1.1309	
	사적이전소득	0.9149	0.0197	-0.1005	-0.0018	-0.0070	-0.2192	
	공적이전소득	국민기초	0.9575	0.0082	-0.5801	-0.004	-0.0095	-1.3241
		정부지원현금	0.7501	0.0200	-0.0217	-0.0003	-0.00078	-0.039
	사회보험	0.9143	0.0143	0.2073	0.0062	0.0154	0.4518	
	민간연금	0.9892	0.0027	0.4861	0.0013	0.0149	1.1463	
	기타소득	0.9759	0.0328	0.4639	0.0154	0.003	1.0792	
	총소득	0.4195						

주 : 1) 집중계수는 소득원천 k의 지니계수임.
 2) 비중은 소득원천 k의 총소득에서 차지하는 비중임.
 3) 상관계수는 소득원천 k의 순위와 총소득 순위간의 상관관계(지니상관계수)임.
 4) 상대적 기여도는 소득원천 k의 총소득지니계수에 대한 상대적 기여도로 소득불평등도 자료: 3차 재정패널

상대적 불평등은 각 소득원천의 불평등도를 총소득의 불평등도와 비교한 것으로서 1보다 크면 총소득의 불평등도보다 크다는 것으로 의미한다. 모든 노인가구 유형에서 근로 및 사업소득의 상대적 불평등도는 1보다 큰 것으로 나타났으며, 공적·사적이전소득의 경우는 상대적 불평등도가 1보다 작기 때문에 모든 노인가구 불평등도가 총소득의 불평등도보다 낮다고 할 수 있다. 또한 공적이전소득은 모든 가구에서 상대적 기여도와 상대적 불평등도가 음(-)의 값을 가지고 있으며 이는 공공부조 소득이 총소득의 불평등도와 반대방향으로 불평등하게 분배되고 있다는 것을 의미하는 것으로 저소득층에 집중되어 있다는 것을 나타낸다(그 비중은 각각 마이너스 0.3320과 -0.2089).

노인부부가구의 경우 근로소득의 비중이 0.204 정도로 그 비중이 독거노인의 경우보다는 증가하였으나 전체 노인가구보다는 현저히 낮은 수준을 보여주고 있다. 상대적 기여도를 살펴보면 공적이전소득은 음(-)의 값을 가져 총소득의 불평등을 완화하는 역할을 하고 있으며 정부지원 현금이 미치는 기여도가 (-)0.023으로 독거노인가구의 기여도보다 높다. 공적이전의 상대적 불평등도 또한 음(-)의 값을 가지며 소득분배를 평등화하는 경향을 보이고 있음을 알 수 있다. 노인 및 확대가구의 형태를 보면 근로소득의 비중이 0.7 정도로 나타나며 총소득의 지니계수와도 약 0.79로 높은 상관관계를 유지하고 있다. 사적이전소득, 공적이전소득의 상대적 기여도와 상대적 불평등도가 음(-)의 값을 가지므로 평등화하는 방향으로 작용할 것으로 예상할 수 있다.

이상에서 살펴본 바와 같이, 노인가구유형별 소득원천이 소득불평등에 미치는 영향은 비록 노인가구라서 소득 및 사업비중이 높지는 않지만 근로소득과 사업소득이 소득불평등에 기여하는 정도가 가장 큰 것으로 나타나고 있다. 공적이전소득은 모든 가구에서 소득불평등을 완화시키는 방향으로 작용하고 있으며 상대적 불평등도가 음의 값을 지니면서 저소득층에게 유리하게 작용하고 있다. 그러나 절대적 비중이 작아 총소득의 불평등 개선 기여도는 크지 않을 것으로 보인다. 그러나 독거노인, 부부노인, 노인포함확대가구 모든 가구에서 공적이전소득은 가구소득을 평등화하는 방향으로 작용하며 총소득의 불평등을 완화하는 역할을 하고 있다. 따라서 노년가구의 소득불평등 개선을 위해서는 공적이전제도의 개선과 확대가 필요하며 공적자원의 역할이 증대되어야 함을 의미한다.

가구특성에 따른 불평등도 분해 결과, 노인단독가구는 가장 취약한 가구형태이

며, 공적이전소득이 가구소득불평등을 완화하는 데 기여도가 가장 크다는 것을 알 수 있다. 기존연구(김경아, 2008; 김수영·이강훈, 2009)는 노인가구 중 독거노인가구의 소득불평등도가 점차 악화되고 있으며 사적이전소득의 빈곤감소기여도가 줄어들고 있으나 여전히 공적이전에 의한 빈곤감소보다 크다는 것을 제시하고 있다. 그러나 2010년도 자료 분석 결과, 독거노인가구에서 공적이전소득이 소득불평등 완화에 미치는 방향으로 작용하고 있다는 것을 알 수 있다. 다만 그 비중이 작기 때문에 실질적인 효과를 제시하기에는 미미하며 독거노인가구의 경우, 총소득에서 사적이전소득의 비율이 30% 이상이므로 사적이전소득이 총소득에 미치는 영향이 실제적으로 클 것이라 생각된다.

2008년도의 기초노령연금제도의 시행과 국민연금의 수급자가 증가되는 가운데 공적 노후소득보장의 혜택을 받는 노인의 수가 증가하고 있다. 비록 공적이전제도가 노후생활을 보장하기에는 미흡하고 대상자도 많지 않지만 노인가구 유형별 소득분해 결과에서 알 수 있듯이 공적이전제도는 가구소득불평등을 평등화하는 방향으로 작용하는 것으로 나타났다. 특히 공·사적이전소득에 의존도가 높은 노인 단독가구의 경우는 향후 공적이전제도의 영향력이 크게 나타날 것으로 생각된다. 증가하는 노인가구의 소득불평등을 줄이고 취약노인가구의 생활을 보호하기 위해서는 공적이전소득이 노후 생활보장의 핵심적인 수단이 되어야 하며 국민연금의 사각지대에 있는 노인들을 지원하기 위한 공적자원의 활용과 그에 대한 대책이 필요하다고 하겠다.

V. 요약 및 결론

본 연구에서는 3차 재정패널자료를 대상으로 60세 이상의 노인가구를 유형별로 분리하여 각 가구의 소득현황 및 소득요인분해를 통해서 각 소득원이 총가구소득 불평등이 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 국내노인가구의 모든 유형에서 근로 및 사업소득이 가구소득불평등에 미치는 영향이 큰 것으로 나타났으며 이는 기존의 연구들과 그 결과가 일치한다. 특이한 점은 모든 가구 형태에서 공적이전

소득은 총소득불평등을 평등화하는 방향으로 작용하는 것으로 나타났으며 특히 이 소득원은 저소득층에 집중되어 있어서 소득불평등에 효과가 클 것으로 보인다. 아직까지 공적이전제도가 성숙되지 않았기 때문에 공적이전소득이 불평등도에 미치는 절댓값은 크지 않아 그 효과는 실제적으로 크지 않다. 다만 앞으로 공적이전제도가 확대되고, 사각지대의 노인을 위한 제도의 시행이 이루어진다면 공적이전제도는 노인가구의 소득불평등을 완화하는 데 중요한 역할을 할 것으로 기대된다.

가구유형별로 살펴보면 독거노인가구의 경우 근로 및 사업소득의 비중이 높지 않고 오히려 공·사적이전소득의 비중이 높은 것으로 나타나서 의존적이며 경제적으로 취약한 가구라는 사실을 확인할 수 있다. 향후 노년층의 소득불평등을 지속적으로 개선시키기 위해서는 지금보다 공적지원의 역할이 확대되어야 하며, 다양해지는 노인가구의 유형에 따른 정확한 소득분석이 이루어져서 취약노인계층을 위한 지원이 이루어져야 할 것이다.

VI. 참고문헌

- 구인회·손병돈, 「노후 소득보장의 사각지대: 1990년대 후반기의 변화추이와 변화요인」, 『한국노년학』, 25(4), 2005, 35-52
- 김경아, 「국내 노인가구의 소득불평등 현황 및 공적연금의 소득불평등 개선효과에 관한 연구」, 『사회복지정책』 32, 2008, 79-107
- 김영중·여유진, 「공적이전의 소득재분배 효과 및 사회복지정책 프로그램 분석」, 2008, 보건복지가족부
- 김수영·이강훈, 「이전소득의 독거노인 빈곤경감 효과비교」, 『Journal of the Korean Gerontological society』, vol 29, No. 4, 2009, 1559-1575
- 김진욱·임병인·전병훈, 「연령집단별 소득불평등도와 전체 불평등에 대한 기여」, 『제6회 한국노동패널 학술대회 논문집』, 한국노동연구원, 2005
- 김희삼, 「노인빈곤가구의 특성과 빈곤해소방안」, 『제2회 국민노후보장패널 학술대회 논문집』, 국민연금연구원, 187-213

석상훈, 「연금포럼, 기초노령연금의 노인빈곤 완화효과」, 2010

손병돈, 「노인 소득의 불평등 추이와 불평등 요인분해」, 『한국노년학』29(4), 2009

임병인, 「소득유형별 지니계수 분해기법을 이용한 소득불평등 개선효과 분석」, 『공공경제』11(2), 2006

임병인 · 전승훈, 「연령집단별 소득불평등도와 전체 불평등에 대한 기여」, 『제6회 한국노동패널 학술대회 논문집, 한국노동연구원』, 2005

최효미, 「노인가구의 소득원천」, 『노동리뷰』, 2007, 69-79

한국보건사회연구원, 「노인특성의 변화 및 정책 제언(1994~2008)」, 『보건·복지 Issue & Focus』, 제55호, 2010

Dannefer. D. "The Race is to the Swift: Images of Collective Aging." In Gary Kenyon, James E. Birren and J.F.F. Schroots (Eds.), *Metaphors of Aging in Science and the Humanities*. New York: Springer, 1991

Lerman, Robert I. & Sholmo Yitzhaki, "Effect of Marginal Changes Income Sources on U.S Income Inequality", *Public Finance Quarterly*, Vol.22 no 4, 1994

Shorrocks, A.F., "Inequality Decomposition by Factor Components", *Econometrica*, Vol 50, No.1, 1982, 193-211

Yithaki, S & Lerman, "Income Stratification and Income Inequality", *Review of Income and Wealth*, 37(3), 1991, 313-329

한국 도시간구의 소비패턴과 소비불평등에 관한 연구

■ 조 정 아*¹⁾

* 연세대학교 사회복지연구소

차 례

I. 연구의 필요성	71
II. 연구방법	73
1. 연구자료	73
2. 주요 변수의 측정	74
3. 분석방법	74
III. 분석 결과	75
1. 소득과 소비 비교	75
2. 소비항목별 비중과 격차	77
3. 소비패턴 유형 분류	78
4. 소비패턴별 특성 차이	80
IV. 요약 및 함의	82
V. 참고문헌	84

한국 도시가구의 소비패턴과 소비불평등에 관한 연구

조 정 아

요 약

본 연구에서는 최근 2010년도에 가구별로 상세한 소비지출 내역을 전국 차원에서 조사한 한국조세연구원의 2010년도 제3차 재정패널 데이터를 사용하여, 소비패턴과 불평등 현상을 보이는 대상을 특정 대상이 아닌 도시가구로 확대하여 분석하였다. 특히 본 연구에서는 기존의 변수 중심적 방법이 아닌 관찰대상 중심적 잠재 프로파일 분석 방법을 사용하여 도시가구의 소비패턴 유형을 분류하였으며, 도시가구의 전반적인 소비패턴과 소비불평등 현상을 파악하고자 하였다. 주요 분석결과 첫째, 소득상위 10%의 월소비액은 하위 10%의 소비액에 비해 약 3배 높은 것으로 나타났고, 소비상위 10%의 월소득액은 하위 10%의 월소득액에 비해 약 7배 높은 것으로 나타났다. 둘째, 소비하위 20% 계층의 인구사회적 특성은 여성, 노인, 저학력, 무직 또는 낮은 직업지위가 대부분인 반면 상위 20% 계층의 특성은 남성, 중년, 고졸 이상 교육수준, 안정적 직업지위가 대부분이었다. 인구사회적 특성에 따라 소비 양상에는 뚜렷한 차이가 있음을 알 수 있다. 셋째, 잠재적 프로파일 분석결과 도시가구의 소비패턴은 6개 유형으로 나타났다. 1유형(주거비 중심형)과 3유형(보건의료비 중심형)은 저소득, 여성가구주, 노인, 낮은 사회경제적 지위에 해당되는 사람들이 많이 분포된 반면, 2유형(문화생활 중심형), 5유형(교육비 중심형)은 고소득, 남성가구주, 중년층, 높은 사회경제적 지위에 해당하는 사람들이 많이 있었다.

I. 연구의 필요성

최근 한국 사회의 중요한 사회적·정치적·일상적 이슈중 하나는 사회보장제도를 통한 복지이다. 1990년대 중반 이후 외환위기를 거치면서 빈곤율은 증가했고, 소득양극화 현상은 빈곤 문제에 대한 학문적 관심과 정책적 관심을 확대시켜왔다. 그 결과 과거에 비해 빈곤관련 연구들은 많은 진전을 이루었다. 우선 빈곤에 대한

정의와 범위에서부터 실태와 원인, 빈곤의 역동성에 대한 분석을 다룬 연구들(박병현, 1997; 이병희·정재호, 2002, 이상록·진재문, 2003; 권승, 2005, 금재호, 2006, 여유진·김태완, 2006; 노대명, 2007; 채구목, 2007)이 있다. 또 한편으로 공적이전 및 사적이전의 빈곤완화 효과를 다룬 연구들(손병돈, 1999; 홍경준, 2002; 김교성, 2002; 박찬용·강석훈·김태완, 2002, 유경준, 2003, 김환준, 2005; 정진호·황덕순·금재호·이병희·박찬임, 2005)이 있다.

이러한 빈곤관련 연구들은 대부분 가구의 소득에 중점을 두고 있는 것이 대부분이다. 소득은 빈곤선을 설정하는 데 있어 중요한 기준이며, 빈곤으로부터 탈피하는 대안을 모색하는 데 있어서도 중요한 요소인 것은 사실이다. 그러나 소득 못지않게 소비 역시 중요하게 다뤄져야 하는 영역이다. 소비는 “경제적 복지와 삶의 질을 가늠하는 중요한 요소”(반정호·김경휘, 2008)이며, “개인의 정체성을 결정하는 요소로 기능”하며(황윤미, 2008), “경제적 소비의 증가는 복지증가의 수단으로 작용”(Jackson&Marks, 1999)하며, 소비의 패턴을 보면 소비자 단위가 갖게 되는 사회적·경제적·정치적 관계를 알 수 있고(Firat, 1978), 소비를 통해 개인이나 가구의 욕구와 선호를 총체적으로 파악할 수 있다.

소비는 이처럼 사회현상의 중요한 측면을 보여주는 중요한 지표임에도 불구하고 그동안 주로 소비자학을 제외한 사회학, 경제학, 사회복지학 등의 사회과학 영역에서는 많은 관심을 받지 못하였다. 이러한 학문적 경향의 주요 원인으로는 소비에 대한 제한된 인식이 많이 작용했다고 판단된다. 즉, 소비는 지극히 사적인 영역으로 소비는 소비할 능력을 갖춘 개인들의 문제이며 지극히 개인적인 취향과 선호의 문제로 간주되어 왔다(이소정, 2007). 그러나 비교적 최근에 와서 특정 대상별 소비특성에 대한 연구가 조금씩 증가하고 있다. 이들 연구는 주로 노인가구, 근로빈곤가구, 저소득가구를 대상으로 하고 있다. 즉, 노인가구를 대상으로 한 연구(김학주, 2006, 이소정, 2009; 백학영, 2010), 근로빈곤가구의 소비특성 연구(반정호·김경휘, 2008), 저소득가구의 소비특성을 다룬 연구(이소정, 2009)등이 있다. 이들 연구에서는 연구대상에 따른 소비패턴 유형을 군집분석을 사용하여 분류해내고, 유형별 가구 특성의 차이 및 요인을 분석하였다.

특정 대상별 소비양식에 대한 연구들이 증가하고 있는 추세 속에서, 전반적인 도시가구의 소비양식에 대한 연구는 2000년대 초반에 이루어진 연구(여윤경·양세

정, 2001; 김정현·최현자, 2002)에 그치고 있는 실정이다. 또한 특정 대상별 소비패턴 유형과 불평등에 관한 연구들은 대부분 변수 중심적(variable-centered)방법¹⁾을 사용하여 소비패턴을 유형화하였다. 한편 관찰대상 중심적 방법(person-centered)은 개인이나 가구와 같은 관찰대상에 대한 관심 있는 변수들에서의 관계들이 특징적인 프로파일을 갖고 있는지에 기초하여 관찰대상들 사이의 유사성을 찾는 방법이다. 관찰대상 중심적 방법은 상호 관련된 패턴을 보여주는 데 유용한 방법이라고 볼 수 있다. 기존 연구들에서 소비패턴을 유형화하는 데는 군집분석과 같은 변수중심적 방법이 사용되었는데 이 방법은 변수들간의 관련성을 중심으로 변수들을 유형화시킨 반면, 관찰대상 중심적 방법인 잠재프로파일 분석은 관찰대상들 간의 관련성을 동시에 파악하여 대상을 분류한다. 따라서 이 방법의 장점은 분석 대상들을 분류한 집단의 형태로, 각 집단들은 어떤 특성을 갖고 있는지에 대해 실제적으로 파악할 수 있는 장점이 있다.

본 연구에서는 최근 2010년도에 가구별로 상세한 소비지출 내역을 전국 차원에 서 조사한 한국조세연구원의 2010년도 제3차 재정패널 데이터를 사용하여, 소비패턴과 불평등 현상을 보이는 대상을 특정 대상이 아닌 도시가구로 확대하여, 기존의 변수 중심적 방법이 아닌 관찰대상 중심적 잠재 프로파일 분석 방법을 사용하여 도시가구의 소비패턴 유형을 분류하여, 도시가구의 전반적인 소비패턴과 소비 불평등 현상을 파악하고자 한다.

II. 연구방법

1. 연구자료

본 연구에서 사용된 자료는 한국조세연구원에서 구축하고 있는 재정패널조사 데이터 중 제3차년도(2010) 데이터이다. 총 분석대상 가구수는 4,764가구이다.

1) 변수 중심적 방법은 표본 또는 그에 대응되는 모집단이 동질적이라는 가정하에 변수들 간의 관계를 분석하는 방식이다.

2. 주요 변수의 측정

본 연구에 사용된 주요 변수인 소비지출 항목은 총 8개로 구분되었고, 다음과 같은 세부항목을 갖고 있다.

소비지출 항목	세부항목
주거비	전기료, 수도료, 도시가스요금, 난방용 유류비, 연탄, LPG, 기타
식비	식료품 구입비, 외식비
교통통신비	공공교통비, 개인 교통비, 인터넷이용료, 유선전화이용료, 휴대폰이용료, 유료방송 시청료, 기타통신 이용료, 통신장비 구입비
가전가구비	가전제품 구입비, 가구 구입비
의류잡화미용비	의류, 잡화, 장신구, 화장품, 미용비
문화생활비	서적/음반/ DVD 등 구입 및 대여료, 박물관/공연/영화관람료, 경륜/경마 구입료, 복권 구입, 신문잡지 정기구독료, 관광/여행 및 숙박료, 기타 스포츠 레저 장비 구입비용
교육비	공교육비(등록금, 수업료, 교과서비, 급식비, 교복비, 보충교재비) 사교육비
보건의료비	한약재, 성형수술비, 치과진료비, 입원치료비, 외래진료비, 약제비

다음으로 월 가구소비지출액과 월 가구소득액은 가구의 규모효과를 통제하기 위해 각각 월소비(소득) 변수를 가구원 수의 제곱근으로 나눈 가구균등화지수를 적용하여 분석하였다. 또한 본 연구에 사용된 가구소득은 경상소득으로 근로소득, 사업 및 부업소득, 재산소득, 이전소득의 합으로 측정되었다.

3. 분석방법

본 연구에서 도시가구의 소비특성을 분석하기 위해서 우선 가구의 소비지출항목 지출비중을 분석하였다. 그리고 가구의 소비패턴을 분석하기 위해서 잠재적 프로파일 분석을 실시하였다.

잠재적 프로파일 분석의 목적은 변수 간 유사한 값을 갖는 관찰대상들의 유형을

분류하는 데 있다. 이것은 다양한 요인이 혼합되어 있는 조합들을 구별하는 데 도움이 되고, 체계적이고 의미 있는 방식으로 모집단의 하위 집단을 요약적으로 보여주는 데 적합한 방식이다(이정은, 2010). 잠재적 프로파일 분석(LPA)은 전통적인 군집분석에 비해 방법론상으로 몇 가지 장점이 있다(Miller, Turner & Henderson, 2009). 우선 LPA는 Maximum likelihood 추정방법을 사용하여 각 유형에 속한 모든 개인에 대한 추정된 확률값을 설명하는 유형 멤버십 확률(probabilities of class membership)을 구할 수 있다. 또한 잠재변수를 사용함으로써 측정 오차를 줄일 수 있고, 최적의 잠재유형 모델을 결정하기 위해 적합도 지수를 사용할 수 있다.

LPA를 통한 유형 수를 결정하는 데는 적합도 지수, 통계적 유의도, Entropy 지수를 사용할 수 있다. 적합도 지수에는 AIC(Akaike's Information Criterion), BIC(Bayesian information Criterion), SSA-BIC(Sample-sized-adjusted Bayesian information Criterion)가 있다. 통계적 유의도 검증에는 LRT(Likelihood Ratio Test)를 사용한다. 적합도 지수 값은 적을수록, Entropy 지수는 1에 가까울수록, LRT검증이 유의할수록 좋은 유형 구분이 된다. 그러나 이러한 기준만으로는 집단 구분의 적합성을 판단할 수 없으며, 이들 기준과 함께 집단별 사례수의 비율과 해석가능성 등을 함께 고려하여 가장 설명력 있는 집단의 수를 최종 모형으로 선택한다(McCrae, Champman & Christ, 2006).

Ⅲ. 분석 결과

1. 소득과 소비 비교

소득기준 최상위 집단의 월소비액은 175만원인 데 비해 최하위집단은 69만원으로 나타나 2.6배 정도 높은 평균 소비수준을 보이고 있다. 이 결과는 7차년도 한국노동패널 데이터로 비노인가구의 소득분위별 소비지출을 분석한 김학주(2006)의 결과와 유사하다(2.8배).

<표 1> 소득분위별 소비지출 비교

(단위: 만원/월)

구분	하위	소득10분위								상위
	10th	20th	30th	40th	50th	60th	70th	80th	90th	100th
월소비액	68.58	57.95	67.101	73.76	83.63	95.34	103.93	118.65	135.04	174.89

소비분위별 소득액을 보면 소비기준 최하위집단의 월 소득액은 41만원인 데 비해 최상위집단의 경우 286만원으로 7배 차이가 난다. 역시 제7차 노동패널로 비노인가구를 대상으로 분석한 결과(김학주, 2006)에서는 최상위 소비집단과 최하위 소비집단의 월소득액 차이는 6.4배로 나타난 것과는 약간의 차이가 있다.

<표 2> 소비분위별 소득액 비교

(단위: 만원/월)

구분	하위	소비10분위								상위
	10th	20th	30th	40th	50th	60th	70th	80th	90th	100th
월소득액	40.62	60.33	79.94	98.06	111.86	132.77	144.538	163.44	200.74	286.02

한편 월 가구소비액을 기준으로 하위 20%와 상위 20%간에 인구사회적 특성에 차이가 있는지를 분석해 보았다. 아래 <표 3>에 제시된 바와 같이 모든 특성별로 통계적으로 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 본 연구의 결과는 소비지출 격차에 영향을 미치는 가구소비성향의 차이에 인구사회적 특성이 기여한다는 선행 연구 결과와 일치한다.

소비 상위 20% 집단에서는 남성가구주가 91.4%로 압도적인 반면 여성가구주는 8.6%에 불과했다. 하위 20% 집단에서는 여성가구주가 38%로 나타나 소득뿐만 아니라 소비에서도 여성가구주의 문제가 더 심각함을 알 수 있다. 연령대 분포를 보면 소비하위 집단에서 노인층이 많고, 소비상위 집단에서 중년층이 많은 경향을 볼 수 있다. 교육수준 역시 소비하위 집단에서는 저학력이 더 많은 반면 소비상위 집단에서는 고학력이 더 많은 경향을 보인다. 직업에 있어서도 소비상위 집단의 경우 무직의 비율이 적은 반면 행정/전문/사무직의 비율이 높게 나타났다.

<표 3> 소비 상하위 분위별 가구주 인구사회적 특성

(단위:%)

구분	소비하위 20%	소비상위 20%	chi-square
성별			229.855***
남성	62.0	91.4	
여성	38.0	8.6	
연령대			817.436***
20대	.8	.6	
30대	5.0	12.1	
40대	9.4	43.6	
50대	10.2	33.3	
60대 이상	74.5	10.3	
교육수준			917.682***
무학	19.2	.3	
초등학교	33.7	1.8	
중학교	16.2	3.5	
고등학교	21.7	25.4	
전문대학	1.9	5.7	
대학교	6.8	50.3	
대학원 석사	.5	10.2	
대학원 박사	.0	2.8	
직업			983.312***
행정,전문,사무직	3.8	55.1	
판매,기능직	15.7	33.6	
노무직,농업,기타	33.1	4.3	
무직(학생,주부포함)	47.4	6.9	

2. 소비항목별 비중과 격차

소비항목별 지출 비중을 통해 도시가구 소비지출의 기본 특성을 파악할 수 있다. 본 분석에서는 소득5분위별로 각 지출항목이 총지출액에서 차지하는 비율의 차이를 분석하였다. 전체적으로 모든 소비항목 지출 비중은 소득수준에 따라 통계적으로 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 전체를 기준으로 볼 때 식비가 지출에서 차지하는 비중이 가장 컸으며, 다음으로 교통통신비, 교육비, 주거비, 의류잡화비용비 등의 순으로 나타났다. 주거비와 식비 및 보건의료비 비중은 특히 소득

하위분위에서 더 높았다. 반면 가전가구비, 의류미용비, 문화생활비, 교육비는 소득 상위분위에서 더 높은 경향을 보였다.

<표 4> 소득5분위별 소비항목 지출비중 비교

(단위 : %)

구분	전체	소득 5분위					
		20th	40th	60th	80th	100th	F
주거비	13.58	20.44	15.67	12.34	10.25	8.15	359.239***
식비	34.57	37.47	37.23	35.34	32.87	29.93	63.453***
교통통신비	16.30	15.84	18.41	18.77	15.72	12.78	95.300***
가전가구비	1.64	1.17	1.38	1.70	1.92	2.05	7.706***
의류미용비	9.01	7.42	8.42	9.69	9.66	9.99	33.786***
문화생활비	4.12	1.81	2.88	4.04	5.22	6.64	132.531***
교육비	13.60	4.15	8.05	11.82	18.53	15.47	320.082***
보건의료비	7.37	11.70	7.96	6.30	5.82	5.09	63.474***

3. 소비패턴 유형 분류

소비지출패턴 유형을 구성하는 8개의 구성 요소(주거비, 식비, 교통통신비, 가전가구비, 의류잡화미용비, 문화생활비, 교육비, 보건의료비)들의 점수를 표준화(Z-score) 시켜 투입한 후 그 조합에 따라 유형을 분석하였다. 유형 수가 3개인 모형부터 6개인 모형까지의 각종 적합도를 비교한 결과는 아래 <표 5>에 제시하였다. 유형의 집단 수를 결정하기 위해 적합도 지수인 AIC, BIC, SSA_BIC, Entropy, LMR을 사용하였다. AIC, BIC, SSA_BIC는 값이 작을수록, Entropy는 1에 가까울수록 적합도가 좋다고 할 수 있다(Collins, Fidler, Wugalter & Long, 1993; Yang, 2006). LMR은 유형이 K개인 모형과 k-1개인 모형과 비교하여 p-value가 .05보다 작으면 higher class solution인 유형이 k개인 모형의 적합도가 더 좋은 것으로 결정한다(McLacglan&Peel,2000). 유형의 적합도 지수와 LMR통계적 유의도 값을 볼 때 전체적으로 6모형이 소비패턴 유형 분류를 가장 적절하게 한다고 볼 수 있어 본 연구에서는 6모형을 선택하였다.

<표 5> 잠재적 프로파일 분석 결과 유형 수에 따른 모형 적합도 비교

구분	3	4	5	6
AIC	99438.996	97620.730	94179.092	91927.851
BIC	99658.937	97898.890	94515.472	92322.450
SSA-BIC	99550.897	97762.252	94350.235	92128.615
Entropy	0.927	0.938	0.941	0.937
LMR	3446.776	2019.340	2056.295	2091.197
p-value	0.0000	0.0401	0.0303	0.0221

아래 <표 6>은 6유형 모형을 적용한 잠재유형의 크기 즉, 전체사례에서 차지하는 비율을 제시한 것이다. 유형명은 연구자가 각 유형의 특성에 따라 명명한 것이다.

<표 6> 소비 잠재유형 분포

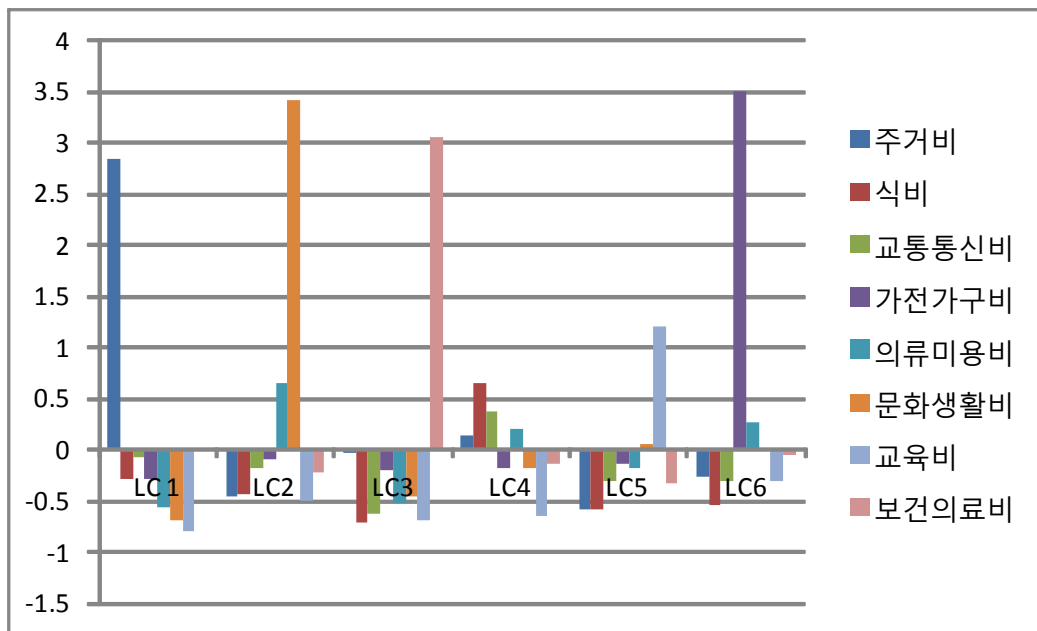
구분	유형명	전체 사례에서 차지하는 비율
LC1	주거비 중심형	5%
LC2	문화생활 중심형	4%
LC3	의료비 중심형	6%
LC4	균형소비형	46%
LC5	교육비 중심형	35%
LC6	가전가구비 중심형	4%

[그림 1]은 잠재프로파일 분석 결과 최종 결정된 6개 유형의 소비패턴을 막대그래프로 그린 것이다.

각 유형마다 특정 소비지출항목이 평균에 비해 매우 높은 값을 갖고 있으며, 그 외 다른 항목들은 평균을 중심으로 위아래로 분포되어 있다. 유형1의 경우 주거비 지출은 가장 많은 반면 교육비와 문화생활비는 낮은 특징을 보인다. 유형2의 경우 문화생활비 지출이 매우 많고, 의류잡화미용비 지출도 평균에 비해 높으나, 주거비, 교육비, 식비는 상대적으로 낮다. 유형3은 보건의료비의 비중은 매우 높은 반

면 식비, 교통통신비, 교육비는 낮다. 유형4의 경우는 타 유형에 비해 월등히 높게 나타난 지출항목은 없고, 상대적으로 평균 주위에 몰려 있는 특징이 있다. 상대적으로 식비는 평균에 비해 좀 높고, 교육비는 좀 낮은 경향이 있다. 5유형의 경우 교육비 지출이 많은 특징이 있고, 나머지 지출 항목들은 대개 평균에 비해 좀 낮은 상태이다. 6유형의 경우 가전가구비 지출이 매우 많고, 의류잡화미용비의 경우 평균보다 많이 지출하는 특성을 보인다. 그러나 다른 지출항목들은 평균에 비해 적게 지출하고 있다.

[그림 1] 소비패턴 유형 비교(막대 그래프)



4. 소비패턴별 특성 차이

잠재적 프로파일 분석 결과 6개 유형으로 분류된 유형별로 가구주 특성에 차이가 있는지 교차분석을 실시하였다. 그 결과 유형별로 가구주 성별, 학력, 연령대, 직업에는 통계적으로 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 가구주 성별을 보면 여성의 경우 타유형에 비해 1유형에 가장 많은 비율을 차지했다. 1유형은 주거비

중심형으로 주거생활을 위한 각종 전기수도가스 요금과 난방비의 지출이 타 항목에 비해 많은 유형으로 일반적인 빈곤층이 갖는 지출 특성을 보이는 유형이다. 대개 여성가구주 가구가 남성가구주 가구에 비해 빈곤한 경향을 보이는 특성이 소비패턴에서도 그대로 나타난다고 볼 수 있다. 한편 교육비 지출이 많은 5유형에서 남성이 차지하는 비율이 90%가 넘게 나타났으며, 가전가구 지출이 많은 6유형에서 문화생활비 지출이 많은 2유형에서 남성이 차지하는 비율이 80%대를 차지했다.

소비패턴 유형별로 분석한 연령 분포 차이를 보면 주거비 비중이 높은 1유형에서 60대 이상이 87%를 차지하고 있었다. 또한 의료비 지출이 많은 3유형에서도 60대 이상은 70%를 차지하고 있었다. 한편 교육비 지출이 많은 5유형에서는 중고등학교에 재학중이거나 대학생 자녀를 둔 40대와 50대가 81%로 가장 많았고, 가전가구비 지출이 많은 6유형에서는 30대와 40대의 비중이 높게 나타났다. 교육수준의 차이를 보면 주거비 중심 1유형과 보건의료비 중심 3유형에서 중학교 이하 교육수준 비율이 높게 나타났다. 반면 문화생활 중심 2유형, 교육중심 5유형에서는 대학교 이상 비율이 높게 나타났다.

소비패턴 유형별로 직업분포 차이를 분석한 결과 무직은 1유형에서 많이 나타나고, 행정/전문/사무직은 2유형과 5유형에서, 노무직은 1, 3, 4유형에서 많이 나타났다.

<표 7> 소비패턴 유형별 가구주 특성 차이

구분	1유형	2유형	3유형	4유형	5유형	6유형	chi-square
	주거비 중심형	문화생활 중심형	의료비 중심형	균형 소비형	교육비 중심형	가전가구 중심형	
성별							375.050***
남	48.5	84.2	73.9	77.6	93.2	84.6	
여	51.5	15.8	26.1	22.4	6.8	15.4	
연령대							1603.408***
20대	.4	3.5	1.0	2.9	.7	1.0	
30대	1.9	31.2	7.2	19.0	13.3	25.4	
40대	1.9	21.8	6.2	17.0	53.0	17.4	
50대	9.2	22.4	15.8	20.7	28.4	20.4	
60대이상	86.5	21.2	69.8	40.4	4.5	35.8	

구분	1유형	2유형	3유형	4유형	5유형	6유형	chi-square
	주거비 중심형	문화생활 중심형	의료비 중심형	균형 소비형	교육비 중심형	가전가구 중심형	
교육수준							1280.393***
무학	27.3%	.0%	7.9%	5.2%	.4%	1.5%	
초등학교	40.4%	2.9%	28.2%	14.3%	1.9%	9.5%	
중학교	10.0%	4.7%	20.3%	13.7%	4.8%	11.9%	
고등학교	15.4%	24.0%	27.8%	34.6%	34.6%	40.3%	
전문대학	.4%	12.9%	3.4%	7.0%	8.8%	3.5%	
대학교	5.8%	42.1%	11.3%	22.1%	42.4%	28.9%	
대학원 석사	.8%	11.1%	1.0%	2.4%	5.7%	4.0%	
대학원 박사	.0%	2.3%	.0%	.7%	1.4%	.5%	
직업							1103.968***
행정, 전문, 사무직	1.9%	51.5%	11.3%	19.0%	43.9%	25.9%	
판매, 기능직	12.0%	32.2%	18.6%	37.5%	44.3%	39.3%	
노무직, 농업, 기타	27.1%	4.7%	23.4%	19.9%	6.9%	17.4%	
무직(학생, 주부포함)	58.9%	11.7%	46.7%	23.6%	4.9%	17.4%	

IV. 요약 및 함의

본 연구의 목적은 전국 규모의 데이터를 사용하여 도시가구의 소비특성 파악과 소비패턴 유형을 분류하고 소비패턴 관련 특성들을 실증적으로 분석하는 데 있다. 주요 결과와 함의는 다음과 같다.

첫째, 소득분위 하위 10%의 월소비액은 69만원으로 상위 10%에 비해 절반 수준이다. 한편 소비 하위 10%의 월소득액은 41만원으로 소득 10%의 소비액에 비해 28만이 적은 것으로, 이 두 값을 비교하더라도 하위 10%의 소비성향은 1이 넘는 것을 알 수 있다. 실제 본문에는 제시하지 않았으나, 소득에서 지출이 차지하는 비중을 계산한 소비성향값의 분포를 보면 저소득층일수록 1이 넘어가는 반면, 중산층 이상으로 갈수록 값이 낮아지는 경향을 보였다. 이러한 현상은 선행연구들에

서도 일치하는 결과이다. 저소득층이 소득에 비해 지출이 큰 것은 지출이 무절제하거나 낭비적이라는 것을 의미하는 것이 아니라 소득의 부재나 소득의 불안정으로 인해 주거비, 식비, 보건의료비와 같은 필수재 중심으로 소비 지출이 이루어질 수 밖에 없으며, 그러한 항목들에 대한 지출 금액은 현재의 적고 불안정한 소득보다도 큰 것이 현실임을 드러내주고 있다고 볼 수 있다. 따라서 장기적으로 고용 불안정 저소득층에 대한 고용정책을 강화함과 동시에 절대빈곤층뿐만 아니라 차상위계층, 근로빈곤층에게도 주거비(도시가스 전기료, 난방비)와 의료비 지출에 대한 지원도 함께 모색해야 한다.

둘째, 소비하위 20%계층의 인구사회적 특성은 여성, 노인, 저학력, 무직 또는 낮은 직업지위인 반면, 상위 20%계층의 특성은 남성, 중년, 고졸 이상 교육수준, 안정적 직업지위로 요약할 수 있다. 이러한 결과는 다른 연구들에서도 동일하게 제시되는 것으로 문화생활과 같은 선택재 소비에 대한 욕구는 있으나, 소비할 수 없어 소외되는 계층에게 다양한 문화 프로그램 지원시 우선 순위를 적용할 수 있을 것이다. 빈곤은 단순한 소득의 부재나 소득의 양이 적은 것을 넘어서서 오늘날과 같은 사회에서는 다양한 선택제에 대한 소비 접근성 부재에 이르게 하여 상대적 박탈감과 소외를 강화시킨다는 점을 고려할 때, 이러한 연구결과는 의의가 있다.

셋째, 소비패턴 유형을 분석한 결과 우리나라 도시가구의 소비패턴 중 가장 많은 유형은 균형소비형으로 전체의 46%였으며, 다음으로 많은 것은 교육비 중심형으로 35%를 차지하고 있었다. 한편 저소득층이 많이 속해 있는 주거비 중심형, 의료비 중심형의 경우는 여성가구주, 노인가구, 저학력, 무직이 많은 것으로 나타나, 장기적인 소득보장 정책과 함께 필수재에 대한 지원 강화와 선택제에 대한 접근성을 높이는 정책 도입을 적극적으로 모색하여야 한다.

향후 연구에서는 좀 더 세분화된 분석을 통해 소비 불평등 양상을 입체적으로 파악할 수 있도록 하고, 자산 및 부채 수준과 함께 소비 불평등을 분석하여 한국 사회의 소득-소비 양극화 현상에 대해 깊이 있는 정보를 제공하고자 한다.

V. 참고문헌

- 김정현·최현자(2002). 「소득탄력성을 통해 본 도시가계의 소비지출양식에 관한 연구」, 『소비자학연구』, 13(4), 269-292.
- 김학주(2006). 「노인가구 대 비노인가구의 소비불평등에 관한 연구」, 『사회보장연구』, 22(4), 141-161.
- 반정호·김경휘(2008). 「근로빈곤가구의 소비특성과 소비패턴 결정요인」, 『사회보장연구』, 24(3), 1-28.
- 배미경·박광희(2005). 「경제위기에 따른 고소득층의 소비지출에 관한 연구: 주요 지출항목을 중심으로」, 『한국생활과학회지』, 14(3), 423-432.
- 여윤경·양세정(2001). 「가구유형에 따른 소비지출패턴 비교분석」, 『소비자학연구』, 12(44), 65-81.
- 여윤경(2003). 「노인부부가계와 노인독신가계의 소비패턴 비교」, 『한국가정관리학회지』, 21(5), 1-12.
- 이소정(2009a). 「노인구의 소비불평등 분석」, 『사회복지연구』, 40(1), 235-260.
- 이소정(2009b). 「저소득가구의 소비패턴과 경제적 복지의 안정성」, 『사회보장연구』, 25(3), 317-336.
- 이소정(2009c). 「Lifestyles of Korean older adults: Focusing on the consumption pattern and its determinants」, 『사회복지연구』, 40(3), 327-348.
- 정영숙(2000). 「노인가계의 소비패턴과 복지정책적 함의」, 『소비자학연구』, 11(1), 59-74.
- 주인숙·양세정(1997). 「가계의 소비지출유형과 특성에 관한 연구」, 『대한가정학회지』, 35(1), 277-290.
- Aydin, K.(2006). Social Stratification and Consumption Patterns in Terkey. Social Indicators Research, 75. 463-501.

우리나라 중·고령자의 은퇴와 소비지출간의 관계 분석

■ 석상훈*

* 국민연금연구원 부연구위원

차 례

I. 문제제기	89
II. 선행연구 검토	91
III. 은퇴 전후의 소비지출 현황	96
IV. 은퇴 전후 소비수준 차이 분석	100
V. 결 론	106
VI. 참고문헌	108

우리나라 중·고령자의 은퇴와 소비지출간의 관계 분석

석 상 훈

요 약

본 연구는 『재정패널』2-3차 자료를 활용하여 은퇴 전후의 소비지출의 변화를 둘러싼 “은퇴-소비 퍼즐”이 우리나라에서도 성립하는지를 살펴보았다. 분석결과에 의하면, 가구주의 은퇴에 따라 중·고령자 가구의 소비지출이 약 14.9% 정도 감소하는 것으로 나타났다. 그 효과는 가구유형에 따라 차이를 보이고 있는 것으로 나타났다. 그리고 소비지출의 비목별로는 가구주의 은퇴는 교육비와 보건의료비 등 연령 관련 지출과 외식비, 의류 및 신발 구입비, 교통비, 통신비 등 취업 관련 지출의 변화를 가져오는 것으로 나타났다.

I. 문제제기

우리 사회에서는 급속히 진행되는 고령화와 더불어 외환위기 이후 진행된 조기 퇴직의 증가로 인하여 은퇴 및 은퇴 후 삶에 대한 관심과 그 중요성이 그 어느 때보다 높아지고 있다. 이에 따라 관련 연구들이 수행되고 있다. 이를 관련 주제 별로 정리하면, 은퇴 결정요인에 대한 연구에서 시작하여 은퇴자 가구의 소득과 관련된 연구로 은퇴 이후의 소득원에 대한 연구, 은퇴시에 필요한 적정 소득대체율에 대한 연구, 그리고 은퇴자산의 충분성에 대한 연구 등이 있다. 그리고 은퇴와 소비와 관련해서는 “은퇴-소비 퍼즐(retirement-consumption puzzle)”로 불리는 은퇴 전후의 소비 변화에 대한 연구가 있다.

이러한 은퇴가구의 은퇴 후 경제상황의 변화에 대한 관심은 기본적으로 경제학의 생애주기가설(Life-cycle Hypothesis)에 기초하고 있다. 생애주기가설에 따르면

개인들은 전 생애에 걸쳐 일정한 소비수준을 유지함으로써 효용을 극대화할 수 있다고 가정한다. 따라서 전 생애에 걸쳐 소득 흐름에 있어서는 변동이 있을 수 있으나 소비 흐름은 일정하게 유지하려는 경향에 의해 시기별로 저축 또는 대출이 발생할 수 있다고 본다. 이를 은퇴시점에서 고려해 보면, 은퇴 이후의 소득은 급격히 감소할 수 있지만 소비는 은퇴 이전과 마찬가지로 은퇴 후에도 일정하게 유지하게 된다고 본다. 따라서 은퇴 후에도 은퇴 이전의 소비흐름을 유지하기 위해서는 은퇴 이전의 소득 흐름과 유사한 소득이 필요하거나 그러한 소득흐름을 창출할 수 있는 정도의 충분한 자산이 요구된다.

그러나 1980년대부터 가장 최근까지 실증분석 결과에 따르면, 은퇴시점을 기준으로 많은 가구에서 소비를 급격히 감소시키는 현상이 발견되었다(Hamermesh, 1984; Mariger, 1987; Banks, Blundell, and Tanner, 1998; Bernheim, Skinner, and Weinberg, 2001 등). 이러한 현상을 일컬어 “은퇴-소비 퍼즐”¹⁾이라 하여 선진국을 중심으로 그 이유에 대해 수없이 많은 해석이 이루어져 왔다. 한편, 2000년대 후반에 들어와서는 은퇴에 따른 소비감소 현상이 생애주기가설 모형과 전혀 배치되지 않을 뿐만 아니라 소비감소폭도 이전 연구들이 보고했던 것보다는 상당히 적거나 일부 계층 또는 일부 소비비목에 국한되어 "은퇴-소비 퍼즐"이 아니라는 견해도 속속 등장하고 있다(Hurd and Rohwedder, 2008; Husrt, 2008 등).

이와 같이 은퇴 이후 소비행태의 변화에 관심을 갖는 이유는 우리나라를 포함하여 주요 선진국에 있어 인구고령화가 현안과제로 부상하는 가운데 전후 베이비붐 세대의 은퇴 개시에 직면하여 동 계층의 소비 등 미시적 경제행태가 거시경제 및 재정건전성에 미치는 영향이 적지 않을 것으로 예상되기 때문이다. 우선 인구고령화와 함께 전체 인구에서 차지하는 은퇴자의 비중이 높아지고 동 계층의 소비수준이 은퇴 이전에 비해 상당 정도 하락한다면 인구고령화는 생산가능인구 감소라는 공급측면뿐만 아니라 총수요 감소 경로를 통해서도 성장률에 음(-)의 영향을 미칠 가능성이 있다. 또한 은퇴가구의 소비수준이 은퇴 이전에 비해 실제로 어느

1) 이러한 현상은 가계의 소비행태를 분석함에 있어 이론적 근간을 이루는 생애주기가설로는 잘 설명이 되지 않기 때문에 앞서 언급한 바와 같이 "은퇴-소비 퍼즐"이라고 지칭되어 왔다. 동 퍼즐은 다른 각도에서 보면 가계가 은퇴 이후 소비를 위해 저축을 충분히 하지 않아 초래된 결과일 가능성도 있으므로 "은퇴-저축 퍼즐"이라고도 지칭되어 왔다

정도인가 하는 문제는 소득대체율을 위시한 연금재정의 평가 및 제도 개혁, 이를 통한 장기적인 재정건전성 확보를 위한 정책방향의 설정에 있어서도 매우 중요한 기초 정보를 제공한다.

이에 본 연구에서는 은퇴 후 소비지출 수준이 최근의 연구결과와 마찬가지로 은퇴 이전에 비해 과연 큰 차이가 없는지, 아니면 관련 초기 연구 결과와 유사하게 크게 감소하고 있는지를 가구의 재정상태에 대해 면밀하게 측정하고 있는 『재정패널』 2-3차년도 자료를 활용하여 검토하고자 한다.

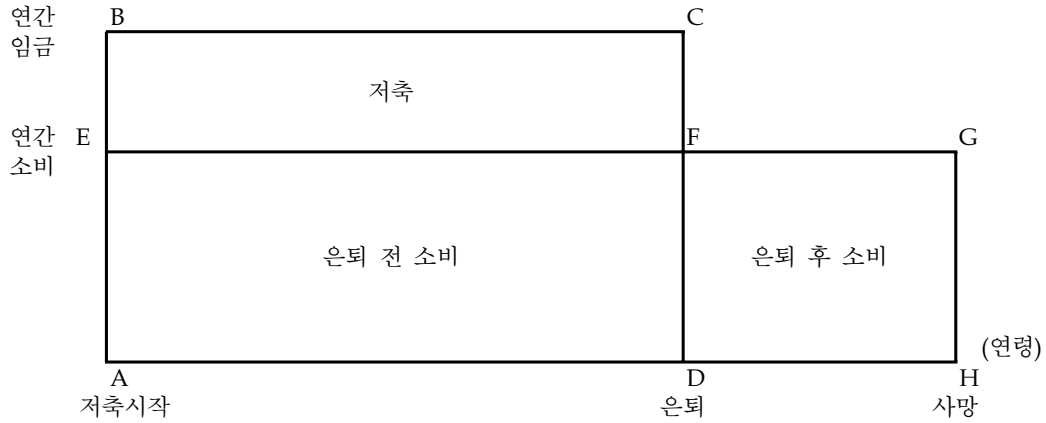
II. 선행연구 검토²⁾

은퇴 이후 소비수준이 은퇴 이전과 비교하여 어떻게 달라지는가에 대해서는 이론적으로 추측이 가능하다. 은퇴가 가계경제에 미치는 영향에 대한 대부분의 연구는 기본적으로 생애주기가설에 기초하고 있다. 가설대로라면 은퇴시기를 미리 예상할 수 있는 경우, 이성적인 사람들은 은퇴 이전에 저축을 더 많이 해서 은퇴 이후의 생활을 유지하게 된다. 즉, 은퇴 전후에 소비가 급격히 변하는 일은 없다.

예를 들어, [그림 1]과 같이 어떤 노동자가 AB의 연간급여수준에서 저축개시(예를 들어, 35세)부터 은퇴까지의 기간 동안 일을 할 것이다. 은퇴 후의 소득은 AB와 같은 CD이다. 은퇴 후 사망하기까지 DH의 기간 동안 은퇴 전과 동일한 생활수준을 유지하고자 한다면, 근로기간 중의 연간소비수준을 AE로 억제하고 매년 BE씩 저축하고 은퇴 후의 그 저축으로 매년 FD=GH의 생활수준을 유지할 것이다.

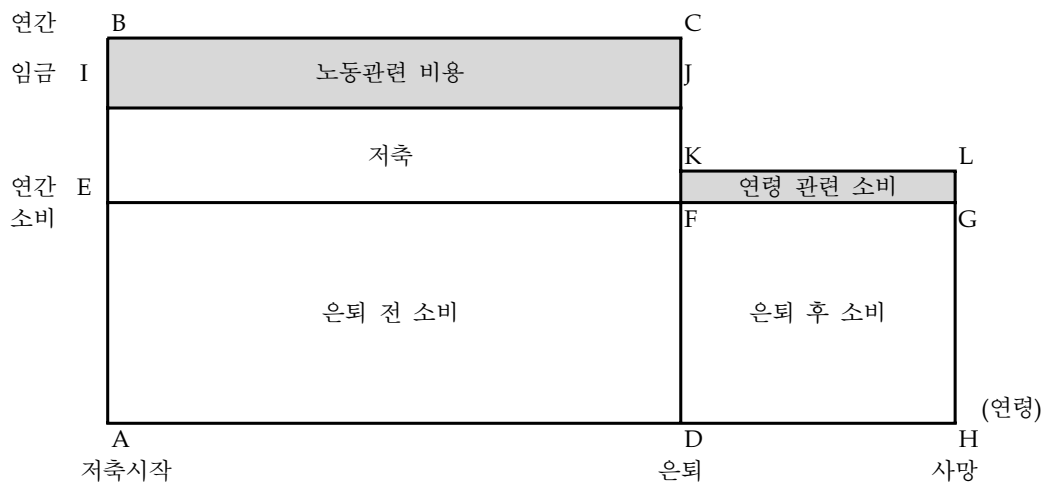
2) 이하 기존연구에 대한 정리는 윤재호·김현정(2010)의 연구에 크게 의존하였음을 밝혀둔다.

[그림 1] 생애의 소득, 저축 및 소비의 개념 모형



라이프사이클 모형에 의하면 [그림 1]은 이론적으로는 간명하지만 실제의 소득 대체율을 측정하기 위해서는 조금 더 현실적이고 구체적인 모형으로 수정할 필요가 있다. [그림 2]는 이를 보여준다. 노동기간은 AD, 은퇴기간은 DH이다. 이 경우, 근로기간 중의 소득은 역시 사각형 ABCD로 표시되어지고, 사각형 IBCJ는 은퇴 후에는 필요가 없는 취업과 관련한 특별한 지출을 표시하고 있다. 사각형 EIJF는 근로기간 중에 축적할 필요가 있는 저축 및 그 수익을 표시한다. 이것에 의하면 은퇴 후 특별 지출 KFGH를 포함한 전소비액 DKLH가 공급되어야만 한다.

[그림 2] 생애의 소득, 저축 및 소비의 개념 모형(수정)



따라서 기존의 라이프사이클 모형에서 가정하고 있는 은퇴 전과 은퇴 후의 삶에 공통적으로 미치는 소비지출의 비목과 함께 근로기에 있어서는 노동관련 비용과 은퇴기에는 연령관련 비용을 추가적으로 고려해야 한다. 이와 관련하여 1980년대부터 지금까지의 실증분석 결과에 따르면, 기존의 생애주기가설과는 달리 은퇴시점을 기준으로 많은 가구에서 소비가 급격히 감소하는 것이 목격되고 있다(<표 1> 참조).

지금까지의 "은퇴-소비 퍼즐" 관련 연구들은 은퇴 후 소비가 비연속적으로 감소한다는 것에 대해서는 대체로 의견의 일치를 보이고 있다. 그러나 그 원인이 무엇인지, 감소폭은 어느 정도인지, 그리고 동 퍼즐 현상이 모든 계층 또는 모든 소비비목에 있어 공통된 것인지 아니면 일부 계층 또는 소비비목에 편중되어 나타나는지 등에 대해서는 다양한 견해가 존재한다.

이 중에서도 은퇴 이후 소비지출의 감소가 어느 정도 되는가에 대해서는 연구자별로 상당히 큰 편차가 존재한다. <표 1>에서 보듯이 대체로 은퇴-소비 퍼즐관련 초기 연구들은 15% 내외의 상당한 큰 감소폭을 제시하는 반면, 최근으로 올수록 감소폭은 한 자릿수로 작아지는 경향을 보이고 있다. 예를 들어, Hurd and Rohwedder(2008)는 CAMS 1-3차 자료를 연결하여 구성한 패널자료를 분석한 결과 CAMS 1차 자료를 이용한 이전 연구에서와는 달리 소비지출의 감소폭이 1~4% 정도로 미미하고 이것도 통계적으로 유의하지 않음을 밝혔다. 이러한 차이는 분석에서 사용한 자료가 횡단면자료인지 패널자료인지, 패널자료인 경우에도 순수한 패널인지 횡단면자료를 기초로 만들어진 가공 패널(pseudo panel)인지, 소비지표는 무엇인지(총소비, 비내구재소비, 식료품비 등), 추정방법은 무엇인지, 그리고 분석대상 기간은 어떠한지 등에 기인되는 것으로 보인다.

다음으로 관련 연구자 사이에 논쟁이 되는 부분은 은퇴-소비 퍼즐 현상이 모든 계층 또는 모든 소비비목에 걸쳐 보편적으로 나타나는 현상인지, 아니면 일부 계층 또는 일부 품목에 집중에서 나타나는지에 대한 연구가 있다. Hurst and Rowedder(2008)에 따르면 순자산 기준 부유한 상위 50% 계층의 경우 은퇴 전후 소비수준이 불변이나 하위 50%, 특히 최하위 계층인 1분위에서 주로 소비지출의 감소폭이 크다는 사실을 밝혔다. 그리고 Hurst(2008)에 따르면 식료품 등 가정 내 생산으로의 대체가 용이하거나 교육비, 피복비 등 취업과 관련된 일부 품목에 주

로 국한하여 소비가 감소하는 것으로 보이고 있다(윤재호, 김현정, 2010).

이와 관련한 국내 연구는 많지 않는데, 대표적인 연구로는 『한국노동패널』 자료를 이용하여 분석한 안중범(2004)의 연구가 있다. 이에 따르면, 은퇴 이후 소득수준이 은퇴 전에 비해 6% 가량 감소하지만 소비수준은 거의 변화하지 않아 은퇴를 전후하여 소비가 일정하게 유지된다는 생애주기설이 우리나라에서도 지지되는 것으로 보고 있다. 한편, 같은 자료를 이용하여 가계지출함수를 추정한 안중범·전승훈(2005)은 가계지출함수를 추정한 결과 은퇴를 나타내는 더미변수의 계수값이 양(+)¹의 값을 가져 다른 조건이 동일하다면 은퇴자 가구의 소비수준이 근로자 가구의 소비수준보다 오히려 높음을 밝혔다. 다만, 동 계수값이 크지 않고 유의수준 또한 낮기 때문에 은퇴가 소비에 미치는 영향은 거의 없기 때문에 여전히 생애주기설은 지지되는 것으로 평가하고 있다. 그리고 윤재호·김현정(2010)은 같은 『한국노동패널』 자료를 이용하여 2단계 추정방법인 처치효과(treatment effect) 기법을 적용하여 은퇴가 소비지출에 미치는 효과를 추정하였다. 그 결과, 은퇴는 소비지출을 약 9% 정도 감소시키고 순자산 기준으로 2분위 이상 중상위 계층에서는 은퇴 후 유의한 소비감소가 나타나지 않았으나 최하위 1분위 계층에서는 소비지출의 감소폭이 17%에 달하는 것으로 나타났다. 소비지출 비목별로는 차량유지비(21%) 및 대중교통비, 피복비 등 기타소비(14.1%) 지출이 유의하게 감소하여 취업 관련 지출 감소가 은퇴 후 소비감소에 기여한 것으로 분석되었다. 특히, 예상치 못한 은퇴의 발생은 소비지출을 추가적으로 6%p 정도 더 감소시키는 것으로 밝히고 있다.

이상을 정리하면, "은퇴-소비 퍼즐"과 관련한 연구의 결과는 은퇴 후 소비지출의 변화가 작아 생애주기설을 지지하는 방향으로 접근하고 있다. 그러나 지금까지의 연구에서는 은퇴자 가구의 전체적인 효과와 자산기준으로 은퇴의 효과를 살펴보고 있다. 이에 본 연구에서는 논의를 조금 더 확장하여 공적연금을 수급받은 가구, 그리고 빈곤한 가구 등 다양한 가구의 특성을 반영하고자 한다. 이를 통해 공적연금을 수급받는 은퇴자 가구나 빈곤한 가구에서 가구주의 은퇴가 소비지출에 미치는 효과는 어떠한지, 그리고 각각의 소비지출 비목에는 어떠한 효과를 미치게 되는지를 살펴보고자 한다.

<표 1> 은퇴-소비 퍼즐 관련 주요 연구 결과

구분	이용자료	소비지표	주요 결과
Bank, Blundell and Tanner(1998)	Pseudo패널자료: 영국 BFES	비내구재 소비	- 생애주기모형상 은퇴 후 소비증가율 -2%, 실제로는 -3%. 동 차이는 예상치 못한 부정적 정보 때문
Bernheim, Skinner and Weinberg(2001)	패널자료: 미국 PSID	식료품비+주거비	- 소비수준 평균 14% 감소 (중위값은 -12%)
Hurd and Rohwedder (2003)	횡단면 자료: 미국 CAMS	총소비	- 소비수준 12-17% 감소 - 비은퇴자의 예상 소비지출 감소 규모와 은퇴자의 실제 감소 규모 대체로 일치
Haider and Stephens(2004)	패널자료: 미국 PSID, RHS, HRS	식료품비	- PSID, RHS 자료상 5-10% 감소 - HRS 자료상 소비불변
Laitner and Silverman(2005)	Pseudo패널자료: 미국 CEX	총소비	- 효용함수의 소비-여가간 비분리성 가정 하에 도출한 오일러 방정식 추정 - 은퇴시 소비 16% 감소
Fisher et al. (2005)	Pseudo패널자료: 미국 CEX	총소비, 식료품비	- 총소비(중위값) 2.5% 감소 - 식료품비(중위값) 5.9% 감소
Smith(2006)	패널자료: 영국 BHPS	식료품비	- 은퇴자의 20%는 비자발적으로 은퇴 - 비자발적 은퇴자의 식료품비 7-11% 감소
Aguilar and Hurst(2008)	Pseudo패널자료: 미국 CEX	비내구재 소비+주거비	- 소비 5% 감소 - 식품, 의료, 교통비 제외할 경우 6% 증가
Hurd and Rohwedder (2008)	패널자료: 미국 CAMS	총소비, 비내구재 소비, 식료품비	- 비내구재, 식료품비 중위값이 각각 0.5%, 3.6% 감소 - 모든 소비지출에서 은퇴전후 소비수준이 통계적으로 동일 - 비내구재 소비의 경우 최상위 4분위의 소비는 18% 증가, 최하위 1분위는 22% 감소

주: BFES : British Family Expenditure Survey
 PSID : Panel Study on Income Dynamics
 CAMS : Consumption and Activities Mail Survey
 RHS : Retirement History Survey
 HRS : Health and Retirement Study
 CEX : Consumer Expenditure Survey
 BHPS : British Household Panel Survey
 자료: 윤재호, 김현정(2010)

Ⅲ. 은퇴 전후의 소비지출 현황

은퇴 전후 소비지출의 변화를 살펴보기 위해서는 기본적으로 가구의 소비지출과 가구주의 은퇴 여부를 파악할 수 있는 자료가 필요하다. 본 연구에서는 가계의 조세부담 및 가계가 정부로부터 받은 혜택을 파악하고 이를 기준으로 부담과 혜택의 공평성 및 소득재분배 효과를 분석함으로써 국가정책의 성과를 평가하고 이러한 평가를 바탕으로 정부지출의 불합리성과 국민의 부담을 개선할 수 있는 정책을 수립하는 것을 목적으로 2008년부터 조사를 수행하고 있는 한국조세연구원의 『재정패널』 자료를 활용하고자 한다. 『재정패널』에서는 다른 조사에서와는 달리 가구의 재정상태를 면밀하게 측정하기 위해 근로소득자의 경우에는 "근로소득원천징수영수증"이나 종합소득자의 경우에는 "종합소득 신고내역서"를 바탕으로 소득과 소득공제액을 측정하고 있으며, 소비지출은 17개 비목³⁾을 기본으로 상세히 측정하고 있다.

본격적인 실증분석에 앞서 본 연구 목적에 부합하도록 『재정패널』의 2-3차년도⁴⁾ 자료를 이용하여 근로자 세대는 가구주가 55~64세이면서 임금근로자인 가구로, 은퇴자 세대는 가구주의 연령이 60~69세이면서 무직(은퇴, 건강상의 이유, 가구소득이 충분히 많음 등)인 가구로 정의한다. 또한 분석에 사용되는 각 가구의 소득과 소비는 가구의 규모가 전혀 반영되어 있지 않기 때문에 가구의 규모에 따라 과대평가나 과소평가될 우려가 있다. 따라서 가구의 재정상태를 비교하기 위해서는 조정변수가 필요하다. 특히, 가구원 수(가구의 규모)는 가구의 재정상태에 매우 중요한 영향을 미치기 때문에 절대적인 화폐 소득액만으로 재정상태를 비교하게 되면 왜곡이 될 수 있다. 이를 조정하는 기준으로 가구균등화지수(equivalence scale)⁵⁾가 이용되고 있다. 국제비교 연구에서는 일반적으로 사용되는 가구균등화지수는 가구

- 3) 『재정패널』에서 측정하고 있는 소비지출의 비목은 통계청의 『가계동향조사』 기준과 차이가 있다. 이에 본 연구에서는 [부록 1]과 같이 『재정패널』에서 측정하고 있는 소비지출 비목을 통계청의 기준으로 변환하여 사용하였다.
- 4) 『재정패널』에서는 1차년도 구축 당시 응답자의 부담을 줄이기 위해 1회 지출시 많은 비용이 소요되는 내구재 구입비와 피복비 등이 누락되었다. 이후 2차 조사부터 지금과 같이 가구, 가전제품 구입비, 교통비, 의류비, 화장품 및 이·미용비 등이 포함되었다. 이에 따라 본 연구에서는 지금까지 입수가 가능한 2-3차 조사 자료만을 분석에서 이용한다.
- 5) 가구원 수의 증가에 따라 동일한 복지수준을 유지하기 위해 추가적으로 요구되는 소득 증가율을 나타내는 지수를 의미한다.

규모별 가구소득의 차이를 반영하는 일정한 파라미터 값을 이용해서 조정하는 방식인데, 통상적으로 가구원 수의 제곱근을 이용하는 경우가 많다. 또 다른 기준으로는 정부에서 공식적으로 발표되는 가구규모별 최저생계비를 통해서 얻은 가구 균등화지수가 있다. 본 연구에서는 가구규모별 최저생계를 이용하여 가구의 소득과 소비지출을 욕구 대비 소득비와 욕구 대비 지출비로 변환하여 사용한다. 가령, 욕구 대비 소득비는 가구의 경상소득⁶⁾을 해당 가구의 가구규모에 적용되는 최저생계비로 나누어 계산한다. 만약 어떤 가구가 해당 가구규모에 적용되는 최저생계비만큼의 소득을 가진다면 그 가구의 욕구 대비 소득 비율은 1이 된다. 그리고 욕구 대비 지출비도 같은 방법으로 가구의 소비지출을 해당 가구의 가구규모에 적용되는 최저생계비로 나누어 계산한다. 본 연구에서는 분석대상을 최대한 확보하기 위해 2-3차 조사 자료에서 해당 연도의 가구규모별 최저생계비를 적용하여 산출된 자료를 병합하여 사용하도록 한다.

이렇게 산출된 지표를 통해 근로자 세대와 은퇴자 세대의 인구·사회적 특성과 소득수준을 나타내면 <표 2>와 같다. 먼저, 근로자 세대의 가구원 수는 평균 2.8명으로 2.3명인 은퇴자 세대에 비해 가구원수가 많고 가구주의 성별도 남성인 경우가 더 많은 것으로 나타났다. 그리고 근로자 세대의 가구주 연령은 평균 58.2세로 은퇴자 세대(평균 65.0세)에 비해 7세가 더 젊고 평균 교육연수는 평균 7.3년으로 평균 6.5년인 은퇴자 세대에 비해 1년 정도 높다. 은퇴는 취업 관련 소득의 감소를 의미하기 때문에 은퇴자 세대의 가구소득은 욕구 대비 소득비로 약 1.6 정도로 근로자 세대(2.8)에 비해 크게 낮은 것으로 나타났다.

<표 2> 근로자 세대와 은퇴자 세대의 주요 통계량 비교

구분	근로자 세대(55~64세)			은퇴자 세대(60~69세)		
	Obs	Mean	Std. Dev.	Obs	Mean	Std. Dev.
가구원 수	736	2.813	1.163	516	2.256	1.171
성별(1=남성)	736	0.829	0.377	516	0.733	0.443
연령	736	58.243	2.719	516	64.994	2.838
교육연수	704	7.291	4.705	449	6.454	5.139
공적연금 수급(1=수급)	-	-	-	516	0.44	0.497
가구소득(세전)	723	2.844839	2.2085	512	1.622443	1.457923

주: 재정패널 2-3차년도 원자료

6) 소득은 경상소득(근로소득, 연금소득, 이전소득, 자산소득의 합)이 사용되었다.

이러한 특성이 반영되어 있는 근로자 세대와 은퇴자 세대의 평균 소비지출 규모를 소비지출의 비목별로 살펴본 결과는 <표 3>과 같다. 먼저, 육구 대비 지출비로 측정된 근로자 세대와 은퇴자 세대의 전체 소비지출 수준을 비교해 보면 은퇴자 세대의 소비지출 규모는 약 1.3으로 근로자 세대(약 1.6)보다 훨씬 작음을 알 수 있다. 소비지출 비목별로는 은퇴자 세대의 외식비, 주류 및 담배 구입비, 의류 및 신발 구입비, 교통비, 통신비, 교육비, 그리고 기타 상품 및 서비스 구입비 등이 근로자 세대에 비해 통계적으로 유의하게 작은 것으로 나타났고, 반대로 보건의료비는 은퇴자 세대가 근로자 세대보다 통계적으로 유의하게 더 많은 것으로 나타났다. 은퇴자 세대의 보건의료비가 높은 이유는 무엇보다도 은퇴자 세대의 가구주 연령이 근로자 세대보다 높은 데 기인하는 것으로 보인다. 한편, 식료품 구입비, 주거 및 광열수도비, 가정용품 및 가사서비스 구입비, 그리고 오락문화비는 통계적으로 차이가 없는 것으로 나타났다.

이러한 근로자 세대와 은퇴자 세대의 소비지출을 구성항목의 비중 차이로 살펴보면, 근로자 세대의 지출비중 순위 5위까지의 비목으로는 식료품 구입비가 23.5%로 가장 높게 나타났으며, 주거 및 광열수도비 11.8%, 기타 상품 및 서비스 구입비 11.4%, 보건의료비 8.1%의 순으로 나타났다. 은퇴자 세대의 지출비중 순위 5위까지의 비목은 근로자 세대와 동일하게 나타났으나 그 순위에 있어서 기타 상품 및 서비스 구입비와 보건의료비의 순서가 뒤바뀌는 차이만 나타났다.

이를 통해 근로자 세대와 비교하여 은퇴자 세대의 소비지출 비중이 높은 소비비목은 보건의료비, 식료품 구입비, 주거 및 광열수도비 등의 순으로 나타났다. 이와 반대로 소비지출의 비중이 감소하는 비목으로는 교육비, 기타 상품 및 서비스 구입비, 통신비, 교통비, 의류 및 신발 구입비, 외식비 등의 순으로 나타났다([그림 3] 참조).

<표 3> 소비지출 비목별 평균 비교

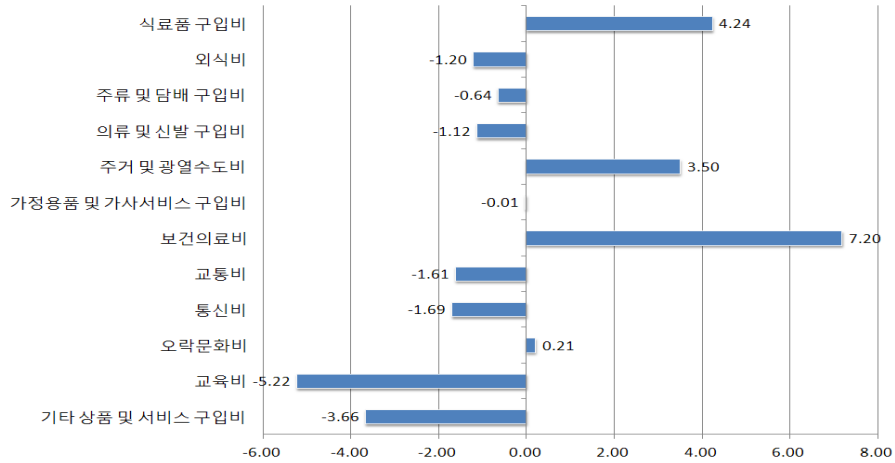
구분		Obs	Mean	Std. Dev.	t-value	p-value
소비지출 (합계)	근로자 세대	729	1.610	0.034	5.984	<0.001
	은퇴자 세대	505	1.301	0.038		
식료품 구입비	근로자 세대	736	0.379	0.008	1.640	0.101
	은퇴자 세대	516	0.359	0.010		
외식비	근로자 세대	736	0.114	0.006	4.376	<0.001
	은퇴자 세대	516	0.076	0.006		
주류 및 담배 구입비	근로자 세대	735	0.047	0.002	5.110	<0.001
	은퇴자 세대	516	0.030	0.002		
의류 및 신발 구입비	근로자 세대	736	0.091	0.005	5.222	<0.001
	은퇴자 세대	516	0.059	0.003		
주거 및 광열수도비	근로자 세대	735	0.191	0.005	-0.723	0.470
	은퇴자 세대	514	0.199	0.010		
가정용품 및 가사서비스 구입비	근로자 세대	736	0.022	0.003	0.825	0.410
	은퇴자 세대	516	0.017	0.005		
보건의료비	근로자 세대	736	0.131	0.010	-3.681	<0.001
	은퇴자 세대	514	0.198	0.017		
교통비	근로자 세대	736	0.120	0.005	7.043	<0.001
	은퇴자 세대	515	0.076	0.003		
통신비	근로자 세대	735	0.128	0.002	12.927	<0.001
	은퇴자 세대	510	0.081	0.003		
오락문화비	근로자 세대	734	0.080	0.005	1.694	0.091
	은퇴자 세대	515	0.067	0.006		
교육비	근로자 세대	735	0.126	0.011	6.715	<0.001
	은퇴자 세대	515	0.034	0.006		
기타 상품 및 서비스 구입비	근로자 세대	735	0.184	0.018	3.410	0.001
	은퇴자 세대	516	0.100	0.014		

주: 1. 근로자 세대는 가구주가 55~64세이면서 임금근로자인 경우

2. 은퇴자 세대는 가구주의 연령이 60~69세이면서 무직(은퇴, 건강상의 이유, 가구소득이 충분히 많음 등)인 경우

자료: 재정패널 2·3차년도 원자료

[그림 3] 소비지출 비목별 비중의 차이



주: 차이 = 은퇴자 세대의 소비지출 비중 - 근로자 세대의 소비지출 비중
 자료: 재정패널 2·3차년도 원자료

IV. 은퇴 전후 소비수준 차이 분석

본 장에서는 『재정패널』 2·3차년도 병합자료를 통하여 은퇴 전후 소비지출 수준의 차이를 살펴보고자 한다. 이를 위해 본 연구에서는 회귀분석과 처치효과 분석 기법을 도입하였다. 각각의 소비지출의 규모를 가구주의 연령집단별로 직관적으로 살펴보기 위한 LOWESS⁷⁾ 분석 결과는 [부록 2]와 같다. 우선, 외식비, 의류 및 신발 구입비, 교통비, 통신비, 교육비, 기타 상품 및 서비스 구입비는 연령집단이 증가함에 따라 소비지출이 단조적으로 감소하는 패턴을 보이고 있다⁸⁾. 이와는 대조적으로 보건의료비는 연령집단이 증가함에 따라 단조적으로 증가하는 패턴을 보이고 있다. 주거 및 광열수도비는 60대 후반까지 증가하다가 이후 감소하는 패턴을 보이고 있으며, 식료품 구입비와 오락문화비는 60대 중반까지 감소하다가 이후 증가하는 U자의 패턴을 보이고 있다. 한편, 주류 및 담배 구입비와 가정용품 및 가사서비스 구입비는 60대 초반까지 증가하다가 이후 감소하는 패턴을 보이고 있다.

7) LOWESS(Locally Weighted Scatter Plot Smoothing)는 비모수(non-parametric) 추정기법으로 사전적인 함수형태를 가정하지 않고 자료만을 이용하여 관계를 파악하는 데 유용하게 활용된다.
 8) 연령 효과와 코호트 효과가 통제되지 않았기 때문에 소비지출 변화 패턴에 대한 해석에 주의를 요한다.

<표 4> 소비자출애 대한 회귀분석 결과

구분	식품 구입비			외식비			주류 및 담배 구입비			의류 및 신발 구입비		
	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
은퇴여부	0.005	0.011	0.638	-0.018	0.008	0.026	-0.006	0.003	0.064	-0.013	0.005	0.011
공적연금 수급여부	0.013	0.010	0.205	0.012	0.007	0.111	-0.004	0.003	0.200	-0.003	0.005	0.566
성별(1=남성)	-0.056	0.014	0.000	0.017	0.010	0.086	0.027	0.004	0.000	-0.005	0.006	0.446
연령	-0.002	0.001	0.073	-0.002	0.001	0.011	-0.001	0.000	0.000	-0.002	0.001	0.000
교육연수	0.013	0.001	0.000	0.008	0.001	0.000	-0.001	0.000	0.002	0.006	0.000	0.000
상수	0.457	0.074	0.000	0.173	0.054	0.001	0.118	0.022	0.000	0.174	0.035	0.000
관측치(R2)	1.810(0.085)			1.810(0.084)			1.809(0.045)			1.810(0.110)		
	주거 및 수도광열비			가정용품 및 가사서비스 구입비			보건의료비			교통비		
은퇴여부	-0.001	0.007	0.918	-0.003	0.005	0.515	0.052	0.016	0.001	-0.020	0.006	0.000
공적연금 수급여부	-0.019	0.007	0.006	0.003	0.005	0.510	0.031	0.015	0.036	-0.002	0.005	0.682
성별(1=남성)	-0.083	0.009	0.000	0.004	0.006	0.479	-0.002	0.020	0.933	-0.002	0.007	0.770
연령	0.001	0.001	0.280	0.000	0.001	0.375	0.002	0.002	0.234	-0.003	0.001	0.000
교육연수	0.002	0.001	0.015	0.001	0.000	0.047	0.005	0.001	0.001	0.002	0.001	0.000
상수	0.194	0.050	0.000	0.041	0.033	0.216	-0.029	0.107	0.786	0.255	0.039	0.000
관측치(R2)	1.807(0.049)			1.809(0.005)			1.808(0.020)			1.809(0.042)		
	통신비			오락문화비			교육비			기타 상품 및 서비스 구입비		
은퇴여부	-0.014	0.003	0.000	-0.008	0.008	0.286	-0.008	0.012	0.488	-0.001	0.023	0.973
공적연금 수급여부	-0.007	0.003	0.022	0.013	0.007	0.080	-0.024	0.011	0.032	-0.009	0.022	0.674
성별(1=남성)	0.017	0.004	0.000	0.006	0.010	0.563	0.051	0.015	0.001	0.022	0.029	0.456
연령	-0.004	0.000	0.000	0.000	0.001	0.745	-0.010	0.001	0.000	-0.010	0.003	0.000
교육연수	0.003	0.000	0.000	0.009	0.001	0.000	0.004	0.001	0.000	0.006	0.002	0.004
상수	0.314	0.021	0.000	0.026	0.052	0.624	0.649	0.083	0.000	0.709	0.159	0.000
관측치(R2)	1.802(0.219)			1.806(0.099)			1.808(0.072)			1.809(0.019)		

자료: 재정패널 2-3차년도 원자료

이러한 소비지출 비목의 변화를 살펴보기 위해 가구주가 55~69세이면서 임금근로자이거나 무직인 중·고령자 세대를 대상으로 소비지출에 은퇴와 연령의 효과를 살펴보기 위해 각각의 소비지출 비목에 대한 회귀분석을 시도한 결과는 <표 4>와 같다. 분석결과에 의하면, 은퇴 여부가 통계적으로 유의하게 효과를 미치고 있는 소비지출 비목은 외식비, 의류 및 신발 구입비, 보건의료비, 교통비, 그리고 통신비 등인 것으로 나타났다. 이 중에서 보건의료비는 앞서 살펴본 바와 같이 가구주의 은퇴로 증가하는 효과를 보이고 있으며 외식비, 의류 및 신발 구입비, 교통비, 통신비 등 취업관련 비용은 감소하는 효과를 보이고 있다. 그리고 교통비, 통신비, 교육비, 기타 상품 및 서비스 구입비는 가구주의 연령이 증가함에 따라 감소하는 소비지출 비목인 것으로 나타났다.

그러나 이상의 단순 회귀분석은 관측할 수 없는 가구별 이질성(unobserved heterogeneity)을 고려하지 않은 결과이다. 이들 이질성을 통제하기 위한 본 연구에서는 사회과학 분야의 정책이나 제도의 영향을 파악할 때 많이 사용되는 매칭 방법을 활용하고자 한다. 즉, 가구의 속성요소는 설명변수의 설정만으로는 다 통제될 수 없기 때문에 관찰되지 않은 가구의 이질성을 통제하기 위하여, 다른 속성적 요소는 동일하지만 현 상황만 다른 그룹으로 표본을 재구성할 필요가 있으며 그 방법 가운데 하나로 성향점수 매칭 방법이 있다. 성향점수 매칭 방법은 Rosenbaum and Rubin(1983)으로부터 제안되었다. 이 방법론은 정부정책, 교육훈련 등 어떤 프로그램에 대한 효과를 측정하기 위해 개발된 비모수적 방법론이다. 매칭 방법론의 주목적은 무작위 실험이 불가능할 때, 그와 유사한 조건을 만들어 내는 데 있다. 특히, 성향점수 매칭 방법은 데이터 분포에 관한 특별한 가정을 필요로 하지 않고, 다른 많은 방법론과 함께 사용되어 여러 강한 가정을 풀어주는 효과가 있다.

그러나 성향점수 매칭 방법을 이용할 때 추정치의 표준오차 및 신뢰구간 추정은 점근이론에 기초한 델타방식(delta method)을 그대로 적용하기가 어려운 문제가 있다. 이는 델타방식을 적용하게 되면 성향점수 추정시 발생하는 불확실성을 충분히 반영할 수 없는 데 기인한다. 이에 따라 본 연구에서는 각 추정치에 대한 표준오차 및 신뢰구간 추정은 부트스트랩을 통하여 산출되었다. 모든 부트스트랩 적용에 있어 100개의 부트스트랩 표본을 추출하였다.

이를 통해 소비비목별 소비를 대상으로 은퇴에 따른 처치효과를 나타내는 ATT를 산출한 결과는 <표 5>와 <표 6>이다. 앞서 언급한 바와 같이 생애주기가설에 따르면 가구는 생애의 소비경로를 평활화하려는 유인이 있기 때문에 은퇴 전후 소비에 급격한 변동이 없도록 은퇴시점을 결정하게 된다. 따라서 가구주가 은퇴할 세대의 경우 생애주기가설이 충족되기 위해서는 은퇴시 소비와 근로시 소비간에 유의한 차이가 없어야 한다. 이는 만일 근로시 소비가 크다면 동 (은퇴)가구는 소비의 평활화를 위하여 은퇴시점을 미루었을 것이기 때문이다.

그러나 실제 자료를 통해 은퇴의 효과를 측정된 결과에 의하면 은퇴는 소비지출의 약 14% 정도 감소시키는 것으로 나타났다. 이를 소비지출 비목별로 살펴보면, 교육비(약 65.9%)의 감소가 가장 두드러지게 나타났다. 그리고 주류 및 담배 구입비(36.2%), 기타 상품 및 서비스의 구입(약 41.3%), 교통비(약 35.0%), 의류 및 신발 구입비(약 31.9%), 통신비(약 30.5%), 외식비(약 26.2%) 등 취업관련 지출이 통계적으로 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. 이를 통해 은퇴에 따른 취업관련 소비감소 현상이 우리나라에서도 나타남을 확인할 수 있다. 이와 반대로 보건의료비는 은퇴 이후 약 61.9% 정도 증가한 것으로 나타났다. 이러한 은퇴가 소비지출에 미치는 효과는 연금을 수급받고 있는 가구의 경우에도 유사한 결과를 보이고 있으나 변화의 정도는 다소 줄어드는 것으로 나타났다.

<표 5> 소비지출 항목별 처치효과(treatment effect) 분석 결과1

구분		treatment group	control group	ATT	Std. Err.	t-value	Δ(%)
소비지출 (합계)	전체	449	692	-0.240	0.055	-4.330	-14.9
	연금수급자	208	692	-0.167	0.071	-2.364	-10.4
식료품 구입비	전체	449	697	-0.003	0.012	-0.230	-0.8
	연금수급자	208	697	0.025	0.017	1.488	6.6
외식비	전체	449	697	-0.026	0.008	-3.210	-22.8
	연금수급자	208	697	-0.014	0.012	-1.240	-12.3
주류 및 담배 구입비	전체	449	696	-0.017	0.004	-4.884	-36.2
	연금수급자	208	696	-0.017	0.005	-3.423	-36.2
의류 및 신발 구입비	전체	449	697	-0.029	0.007	-4.265	-31.9
	연금수급자	208	697	-0.030	0.009	-3.427	-33.0
주거 및 수도광열비	전체	449	696	-0.002	0.011	-0.221	-1.0
	연금수급자	208	696	-0.007	0.010	-0.659	-3.7
가정용품 및 가사서비스 구입비	전체	449	697	-0.004	0.007	-0.527	-18.2
	연금수급자	208	697	-0.011	0.004	-2.491	-50.0
보건의료비	전체	449	697	0.080	0.020	3.931	61.1
	연금수급자	208	697	0.120	0.031	3.841	91.6
교통비	전체	449	697	-0.042	0.007	-6.189	-35.0
	연금수급자	208	697	-0.037	0.007	-5.272	-30.8
통신비	전체	449	697	-0.039	0.004	-10.246	-30.5
	연금수급자	208	697	-0.041	0.004	-9.370	-32.0
오락문화비	전체	449	696	-0.006	0.008	-0.796	-7.5
	연금수급자	208	696	-0.001	0.013	-0.114	-1.3
교육비	전체	449	696	-0.083	0.012	-6.835	-65.9
	연금수급자	208	696	-0.096	0.016	-6.112	-76.2
기타 상품 및 서비스 구입비	전체	449	696	-0.076	0.025	-3.070	-41.3
	연금수급자	208	696	-0.069	0.029	-2.400	-37.5

- 주: 1. 근로자 세대는 가구주가 55~64세이면서 임금근로자인 경우
 2. 은퇴자 세대는 가구주의 연령이 60~69세이면서 무직(은퇴, 건강상의 이유, 가구소득이 충분히 많음 등)인 경우
 3. Δ(%)는 근로자 세대 소비 대비 변화율

자료: 재정패널 2·3차년도 원자료

<표 6> 소비지출 항목별 처치효과(treatment effect) 분석 결과2

구분		treatment group	control group	ATT	Std. Err.	t-value	Δ(%)
소비지출 (합계)	빈곤 가구	160	86	-0.133	0.110	-1.217	-8.3
	비빈곤 가구	285	594	-0.134	0.065	-2.066	-8.3
식료품 구입비	빈곤 가구	160	77	0.034	0.026	1.310	9.0
	비빈곤 가구	285	565	0.017	0.019	0.891	4.5
외식비	빈곤 가구	160	77	0.013	0.012	1.083	11.4
	비빈곤 가구	285	565	-0.019	0.014	-1.326	-16.7
주류 및 담배 구입비	빈곤 가구	160	77	-0.015	0.010	-1.559	-31.9
	비빈곤 가구	285	564	-0.016	0.005	-3.293	-34.0
의류 및 신발 구입비	빈곤 가구	160	77	0.002	0.007	0.222	2.2
	비빈곤 가구	285	565	-0.025	0.010	-2.498	-27.5
주거 및 수도광열비	빈곤 가구	160	77	-0.067	0.060	-1.119	-35.1
	비빈곤 가구	285	564	-0.012	0.011	-1.043	-6.3
가정용품 및 가사서비스 구입비	빈곤 가구	160	77	-0.001	0.003	-0.394	-4.5
	비빈곤 가구	285	565	-0.002	0.010	-0.205	-9.1
보건의료비	빈곤 가구	160	77	0.046	0.041	1.122	35.1
	비빈곤 가구	285	565	0.109	0.031	3.563	83.2
교통비	빈곤 가구	160	77	-0.010	0.015	-0.652	-8.3
	비빈곤 가구	285	565	-0.036	0.009	-3.869	-30.0
통신비	빈곤 가구	160	77	-0.019	0.009	-2.212	-14.8
	비빈곤 가구	285	565	-0.025	0.004	-5.863	-19.5
오락문화비	빈곤 가구	160	77	0.003	0.012	0.290	3.8
	비빈곤 가구	285	564	0.004	0.014	0.266	5.0
교육비	빈곤 가구	160	77	-0.054	0.030	-1.812	-42.9
	비빈곤 가구	285	565	-0.033	0.014	-2.316	-26.2
기타 상품 및 서비스 구입비	빈곤 가구	160	77	0.016	0.054	0.292	8.7
	비빈곤 가구	285	564	-0.088	0.037	-2.375	-47.8

주: 1. 근로자 세대는 가구주가 55~64세이면서 임금근로자인 경우
 2. 은퇴자 세대는 가구주의 연령이 60~69세이면서 무직(은퇴, 건강상의 이유, 가구소득이 충분히 많음 등)인 경우
 3. Δ(%)는 근로자 세대 소비 대비 변화율
 자료: 재정패널 2·3차년도 원자료

다음으로 빈곤한 가구와 빈곤하지 않은 가구로 구분하여 은퇴의 효과를 살펴보았다. 먼저, 빈곤한 가구의 경우에는 통신비를 제외한 대부분 소비지출 비목에서 은퇴에 따른 소비지출 변동이 없는 것으로 나타났으며, 마찬가지로 소비지출의 총합도 은퇴 여부와 상관없이 변화가 없는 것으로 나타났다. 그러나 빈곤하지 않은 가구에 있어 가구주의 은퇴는 소비지출을 약 8.3% 정도 감소시키는 것으로 나타났다. 소비지출 비목별로는 기타 상품 및 서비스 구입비가 약 47.8% 정도로 가장 큰 감소를 보이고 있으며, 주류 및 담배 구입비가 34.0%, 교통비가 약 30.0%, 의류 및 신발 구입비가 약 27.5%, 그리고 교육비가 약 26.2% 정도 감소하는 것으로 나타났다. 이와 대조적으로 보건의료비는 약 83.2% 증가한 것으로 나타났다.

V. 결론

본 연구는 『재정패널』2·3차년도 자료를 활용하여 은퇴 전후의 소비지출의 변화를 둘러싼 은퇴-소비 퍼즐이 우리나라에서도 성립하는지를 살펴보았다. 회귀분석과 처치효과 분석을 통하여 은퇴 후 소비지출의 변화를 살펴본 결과에 따르면, 해외 연구와 유사하게 우리나라에서도 은퇴에 따라 소비가 감소하는 것으로 분석되었다.

분석결과에 의하면, 첫째 소비지출에 대한 회귀분석의 결과에 의하면, 가구주의 은퇴는 보건의료비 지출을 통계적으로 증가시키고, 외식비, 의류 및 신발 구입비, 교통비, 통신비 등 취업 관련 지출 감소에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히, 교육비의 경우에는 은퇴보다는 가족생활주기와 같은 연령의 변화에 따라 자녀의 교육기에는 지출이 증가하다가 자녀의 성년기에는 감소하는 모습을 보이고 있다.

둘째, 우리나라에서도 은퇴는 전체 소비지출의 약 14.9% 정도 감소시키는 것으로 나타났다. 그리고 은퇴 후 소비지출은 연금을 수급받는 경우에는 약 10.4%, 빈곤하지 않은 가구의 경우에는 약 8.3% 낮아지는 것으로 나타났다. 그러나 빈곤한 가구의 경우에는 은퇴 후 소비지출에는 변화가 없는 것으로 나타났다.

셋째, 소비지출 비목별로는 연령과 관련 있는 교육비는 급격히 감소하고 반대로

보건의료비는 급격히 증가하는 것으로 나타났다. 그리고 외식비, 의류 및 신발 구입비, 교통비, 통신비 등의 감소가 유의하게 나타나 취업 관련 지출 감소가 은퇴 후 소비지출 감소에 기여하는 것으로 나타났다. 또한 빈곤하지 않은 가구의 경우에는 보건의료비의 증가가 두드러지게 나타나고 취업 관련 지출은 여전히 통계적으로 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 빈곤한 가구의 경우에는 소비지출 총액에는 변화가 없었으나 통신비의 감소는 통계적으로 유의하게 나타났다.

은퇴 전의 생활수준을 유지하기 위해서는 은퇴 전후의 소득과 소비지출 변화폭을 완화해야 한다. 이를 위해서는 근로 취약계층에 대해서는 취약계층에 대한 사회안전망을 확충하는 동시에, 근로가능 계층에게는 임금피크제 등 임금제도 개선이 필요하고 중·고령층을 위한 일자리 창출 방안 등의 대책이 다양하게 제공되어야 할 것이다.

그러나 본 연구에서는 패널자료를 사용하였으나 분석에서 사용될 수 있는 기간의 제약으로 인하여 동일한 가구의 은퇴 전후 소비지출의 변화를 살펴보지 못하고 관찰되지 않은 가구의 이질성을 완전히 통제되지 못한 한계가 있다. 이는 향후 패널조사의 시기가 조금 더 긴 패널조사를 이용하여 추후의 연구 주제로 남기도록 한다.

VI. 참고문헌

- 안종범, 「인구고령화와 소비」, 『인구고령화와 거시경제』, 한국개발연구원, 2004.
- 안종범, 전승훈, 「은퇴자가구의 적정소득대체율」, 『한국경제연구』, 제15권, 2005, pp. 5-33.
- 윤재호 · 김현정, 「은퇴와 가계소비간 관계 분석」, 『금융경제연구』, Working Paper 제417호, 2010.
- Aguiar, Mark and Erik Hurst, "Deconstructing Lifecycle Expenditure", NBER Working Paper Series, No. 13893, 2008.
- Ando, A, and Modigliani, F., "The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implication and Tests", *American Economic Review*, 53, 1963, pp. 55-84.
- Banks, James, Richard Blundell, and Sarah Tanner, "Is There a Retirement-Savings Puzzle?", *American Economic Review*, 88(4), 1998, pp. 769-88.
- Bernheim, B. Douglas, Jonathan Skinner, and Steven Weinberg, "What Accounts for the Variation in Retirement Wealth Among U.S. Households?", *American Economic Review*, 91(4), 2001, pp. 832-57.
- Haider, Steven J. and Melvin Stephens Jr., "Is There a Retirement-Consumption Puzzle? Evidence Using Subjective Retirement Expectations", NBER Working Paper Series, No. 10257, 2004.
- Hamermesh, Daniel S., "Life-Cycle Effects on Consumption and Retirement", *Journal of Labor Economics*, 2(3), 1984, pp. 353-370.
- Hurd, Michael D. and Susann Rohwedder, "The Retirement-Consumption Puzzle: Actual Spending Change in Panel Data", NBER Working Paper Series, No. 13929, 2008.
- Hurd, Michael D. and Susann Rohwedder, "The Retirement-Consumption Puzzle: Anticipated and Actual Declines in Spending at Retirement", NBER Working Paper Series, No. 9586, 2003.

- Hurst, Erik, "The Retirement of A Consumption Puzzle", NBER Working Paper Series, No. 13789, 2008.
- Laitner, J. and D. Silverman, "Estimating Life-Cycle Parameters from Consumption Behavior At Retirement", NBER Working Paper Series, No. 11163, 2005.
- Mariger, Randall P., A Life-Cycle Consumption Model with Liquidity Constraints: Theory and Empirical Results, *Econometrica*, 55(3), 1987, pp. 533-57.
- Smith, S., "The Retirement-Consumption Puzzle and Involuntary Early Retirement: Evidence from the British Household Panel Survey", *The Economic Journal*, Vol. 116, No. 510, 2006, pp. C130-C148.

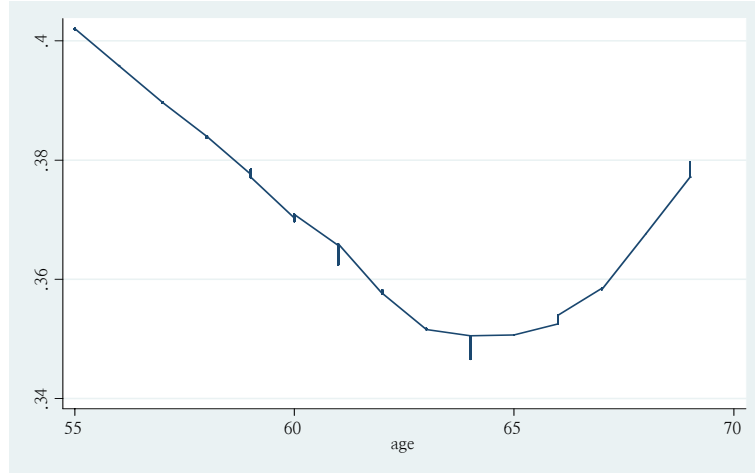
[부록 1] 소비지출 품목 분류

재정패널조사	통계청(신분류)
1. 주거비	주거 및 수도광열비
1.1. 전기료	주거 및 수도광열비
1.2. 수도료	주거 및 수도광열비
1.3. 도시가스요금	주거 및 수도광열비
1.4. 난방용 유류비	주거 및 수도광열비
1.5. 연탄	주거 및 수도광열비
1.6. LPG	주거 및 수도광열비
1.7. 기타	주거 및 수도광열비
1.8. 월세(생성)	주거 및 수도광열비
2. 식료품 및 외식비	식료품비
2.1. 식료품 구입비	식료품비
2.2. 외식비	식사비(외식비)
3. 주류비	주류 및 담배
3.1. 맥주, 소주, 양주	주류 및 담배
3.2. 와인, 막걸리, 전통주 등 기타 주류	주류 및 담배
4. 담배구입비	주류 및 담배
5. 교통비	교통비
5.1. 공공교통비	교통비
5.2. 개인교통비	교통비
6. 통신비	통신비
6.1. 인터넷	통신비
6.2. 유선전화(집전화)	통신비
6.3. 휴대폰	통신비
6.4. 유료방송(케이블/IPTV) 시청료	오락문화
6.5. 기타	통신비
7. 문화생활비	오락문화
7.1. 서적, 음반, DVD 등 구입 및 대여료	오락문화
7.2. 박물관, 공연, 영화 관람료 등	오락문화
7.3. 경륜, 경정, 경마권 구입료	오락문화
7.4. 복권 구입	오락문화
7.5. 신문·잡지 정기 구독료	오락문화
8. 가전제품 구입비	가정용품 및 가사서비스
8.1. TV	오락문화
8.2. 냉장고, 김치냉장고	가정용품 및 가사서비스
8.3. 세탁기	가정용품 및 가사서비스
8.4. 에어컨	가정용품 및 가사서비스

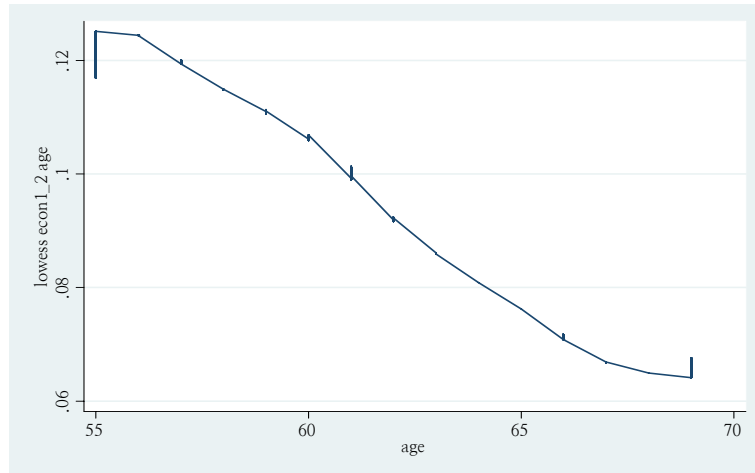
재정패널조사	통계청(신분류)
8.5. 전자레인지	가정용품 및 가사서비스
8.6. 기타 가전제품(디지털카메라,MP3플레이어,정수기,난로 등)	가정용품 및 가사서비스
9. 통신장비 구입비	오락문화
9.1. 휴대폰	통신비
9.2. 컴퓨터	오락문화
9.3. 기타 장비(프린터,모뎀,팩스,공유기)	오락문화
10. 가구 구입비	가정용품 및 가사서비스
11. 의류 및 잡화 구입비	의류 및 신발
11.1. 의류	의류 및 신발
11.2. 잡화	의류 및 신발
11.3. 장신구	기타 상품 및 서비스
12. 화장품 및 이미용비	기타 상품 및 서비스
12.1. 화장품	기타 상품 및 서비스
12.2. 이미용비	기타 상품 및 서비스
13. 여행, 스포츠 레저비	오락문화
13.1. 관광, 여행/숙박료	오락문화
13.2. 기타 스포츠 레저 장비 구입비용(스키, 골프용품 등)	오락문화
14. 교육비	교육비
14.1. 공교육비(등록금/정규수업료/교과서비/방과후학교 수업료)	교육비
14.2. 공교육비(급식비)	교육비
14.3. 공교육비(교복비/교과서외 보충교재)	교육비
14.4. 사교육비	교육비
15. 보건의료비	보건의료
15.1. 한약재	보건의료
15.2. 성형수술비	보건의료
15.3. 치과진료비	보건의료
15.4. 입원치료비	보건의료
15.5. 외래진료비	보건의료
15.6. 약제비	보건의료
16. 혼인·장례·이사비	기타 상품 및 서비스
16.1. 혼인비용	기타 상품 및 서비스
16.2. 장례비용	기타 상품 및 서비스
16.3. 이사비용	기타 상품 및 서비스

[부록 2] 연령집단별 소비지출 비교(LOWESS 추정치)

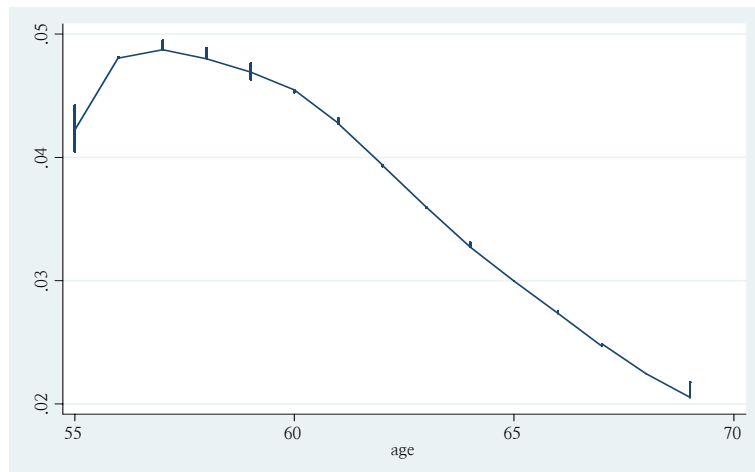
식료품
구입비



외식비

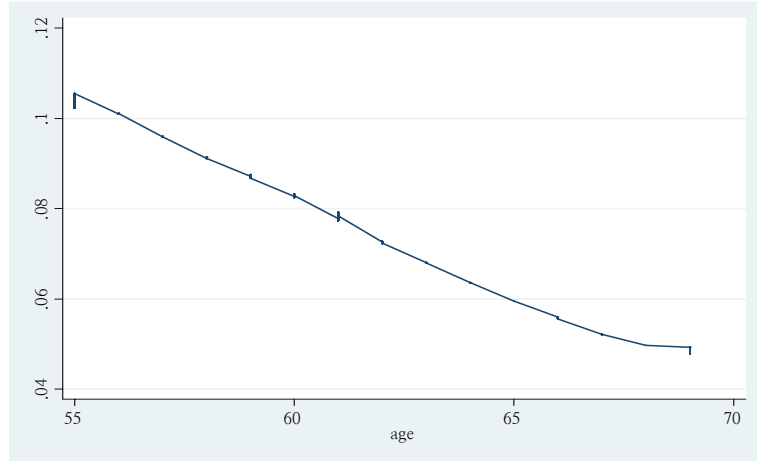


주류 및
담배 구입비

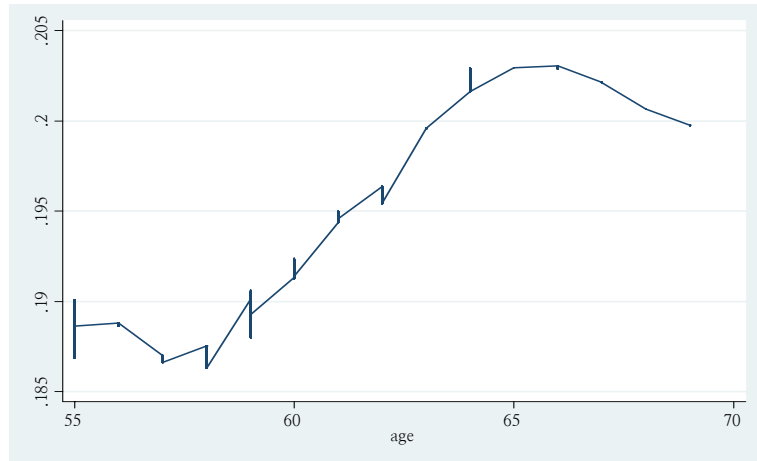


[부록 2] 연령집단별 소비지출 비교(LOWESS 추정치) 계속

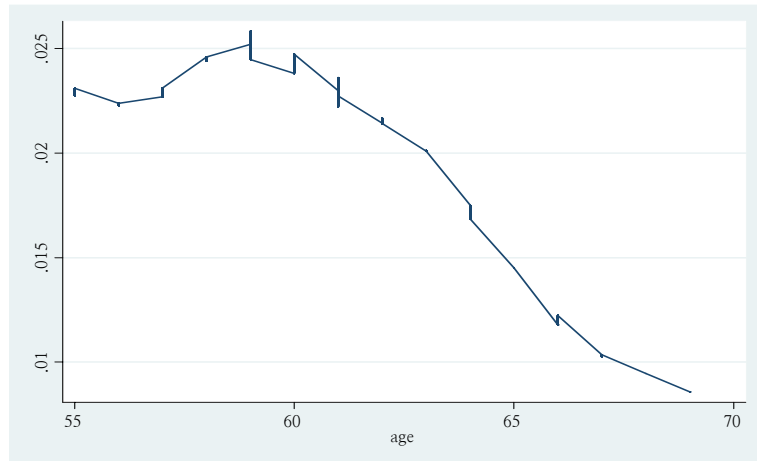
의류 및
신발 구입비



주거 및
수도광열비

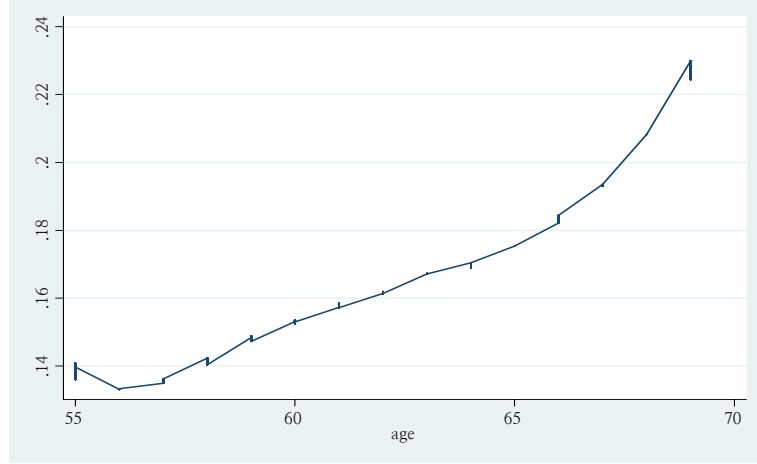


가정용품 및
가사서비스
구입비

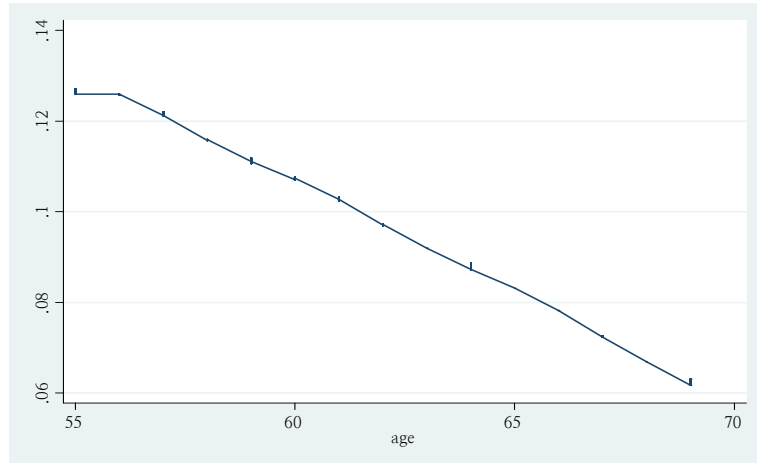


[부록 2] 연령집단별 소비지출 비교(LOWESS 추정치) 계속

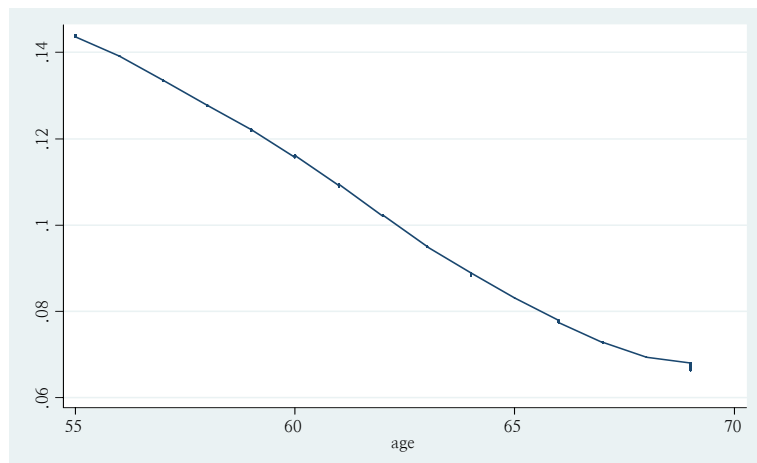
보건의료비



교통비

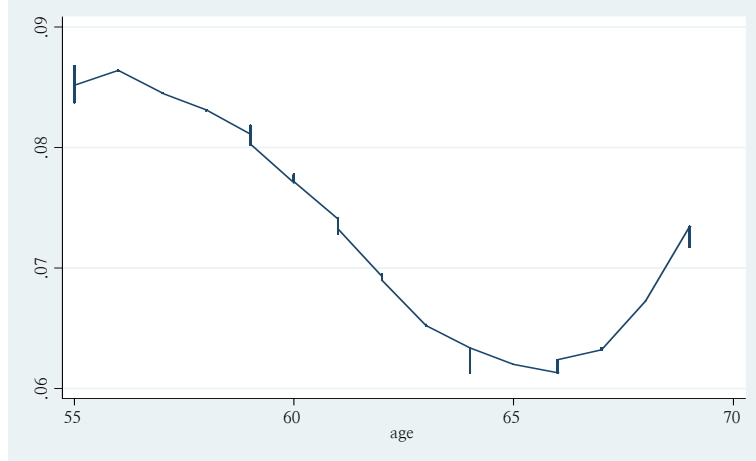


통신비

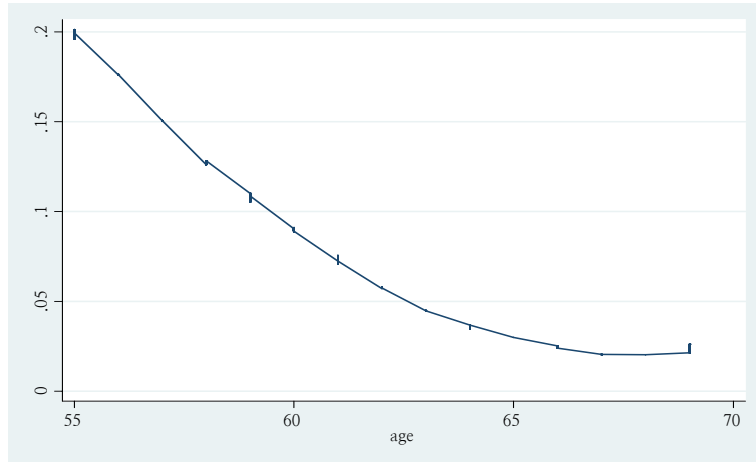


[부록 2] 연령집단별 소비지출 비교(LOWESS 추정치) 계속

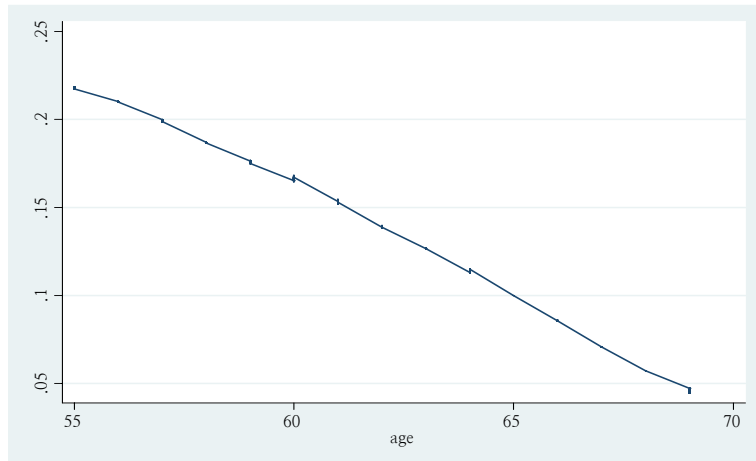
오락문화비



교육비



기타 상품 및 서비스 구입비



유형별 소득의 분포 변화와 소득분배

■ 박 기 백*

* 서울시립대학교, 세무전문대학원 kbpark@uos.ac.kr

차 례

I. 서론	122
II. 방법론	124
1. 기존 연구	124
2. 방법론	128
III. 자료 설명	130
1. 재정패널의 특성	130
2. 주요 통계치	132
IV. 분석결과	134
1. 소득분배 지수 변화	134
2. 소득유형별 분해	135
V. 결론 및 시사점	136
VI. 참고문헌	138

유형별 소득의 분포 변화와 소득분배

박 기 백

요 약

본 연구는 개별 소득유형이 소득분배에 미치는 영향을 살펴보았다. 기존의 연구가 지니계수의 분해기법을 주로 사용하였지만 Cowell(2000, p.131)이 설명하듯이 Gini계수의 분해는 복잡할 뿐만 아니라 진정한 의미의 불평등지수 분해가 아니다. 따라서 본 연구에서는 Gini계수가 아닌 SCV를 사용하였다.

물론 Shorrocks(1982)처럼 SCV를 분해할 수도 있다. 반면 본 연구는 특정 소득유형이 변할 때 소득분배에 주는 영향을 직접적으로 계산하는 방식을 취한다. 소득유형별로 분해하는 방법은 정태적인 분석이므로 주어진 소득불평등이 어디에서 야기되는가를 알려 준다면 본 연구는 특정 유형의 소득이 변동하는 경우에 소득불평등도 어떻게 달라지는지를 알려 준다.

수식에 따르면 특정 소득이 변하는 경우에 SCV에 미치는 영향은 크게 세가지이다. 첫째는 기존의 소득분포(분산)가 고정되어 있는 상태에서 특정소득의 변화로 평균이 달라지는 것이다. 특정 소득이 증가하는 경우에는 해당 값이 음수로 나타난다(A). 둘째는 특정소득의 변화와 기존소득과의 관계에 따라 SCV가 변한다. 기존 고소득층의 특정 소득 증가가 높을수록 양수의 값을 가지고, 소득분배가 악화되는 현상이 나타난다(B). 마지막은 특정소득 변화의 SCV로, 소득 변화의 분산이 클수록 SCV가 커지는 현상이 발생한다(C). 이는 특정소득이 주어진 상태에서 나머지 소득이 주는 SCV를 계산할 때도 유사하게 적용할 수 있다.

본 연구에서 소득불평등도를 계산하기 위하여 한국조세연구원이 제공하는 '재정패널' 자료를 사용하였다. '재정패널'은 소득세 자료가 일부 포함된 자료이므로 소득자료가 다른 자료에 비해 상대적으로 정확하다는 장점이 있다. 본 연구에서는 소득의 유형은 근로소득, 사업소득, 자산소득(이자, 배당 및 임대소득) 및 이전소득(민간 및 사회보험)의 4가지로 구분하였다. 자료의 연도는 2008년도 및 2009년도이며, 모름/무응답 및 matching이 되지 않는 자료를 제외한 4,646개의 자료를 사용하였다. 자료에 따르면 근로소득의 비중이 67%를 초과하고 있어서 근로소득의 편차가 소득분배의 불평등도를 결정하는 핵심적 요인이 됨을 알 수 있다. 또한 2008년도 대비 2009년도 근로소득의 편차가 커진 것으로 나타나고 있다.

동등화지수를 이용하여 소득불평등도를 살펴본 결과에 따르면 2008년에 비해 2009년도의 소득분배가 미약하지만 악화된 것으로 나타나고 있다. Gini계수를 보면 그 값이 2008년에는 0.4213에서 2009년에는 0.4228로 증가하고 있다. SCV는 2008년에는 0.6868에서 2009년에는 0.9141로 크게 증가하고 있다.

소득유형별 변화가 소득불평등도에 기여한 정도를 살펴보면 2008년 대비 2009년의 노동소득 변화가 전체적으로 소득분배를 0.243 정도 악화시켰다. 노동소득을 제외한 나머지소득(비노동소득)이 소득분배를 개선(-0.0395)시켰다는 점을 감안하면 2008년 대비 2009년의 소득분배 악화는 대부분 노동소득에서 파생하고 있다. 또한 노동소득의 변화와 다른 소득의 변화는 음의 상관관계를 가지고 있다. 사업소득의 변화도 소득분배를 악화시키지만(0.095), 노동소득에 비하면 작은 수준이었다. 반면 금융소득과 이전소득은 소득분배를 개선시킨 것으로 나타나고 있다.

< 표 > 소득유형별 분해

구분	dscv	A	B	C
노동소득	0.2431	-0.0827	-0.0359	0.3617
- 비노동	-0.0395	-0.0048	-0.2266	0.1919
사업소득	0.0952	-0.0224	-0.0230	0.1406
- 비사업	0.1084	-0.0688	-0.2546	0.4318
금융소득	-0.0049	-0.0135	-0.0167	0.0253
- 비금융	0.2085	-0.0736	-0.1626	0.4447
이전소득	-0.0354	0.0324	-0.1004	0.0455
- 비이전	0.2390	-0.1144	-0.0800	0.4334

I. 서론

소득분포 또는 불평등의 원인과 추세를 살펴보는 연구는 무수히 많다¹⁾. 그리고 소득분포를 결정짓는 요인으로는 개인의 능력, 교육수준, 상속 재산과 같은 개인적 요소뿐만 아니라 경제발전단계, 노동시장 상황, 경제정책이나 제도 등 매우 다양한 요인이 있다. 그럼에도 불구하고 개인의 소득은 크게 자본소득과 노동소득으로 구분될 수 있으므로 소득분포는 결국 자산과 노동(인적자원)의 분포에 따라 결정된다(Bertola, 2000). 특히, 임금이 소득에서 차지하는 비중이 높으므로 임금의 격차가 소득의 격차를 야기하는 주요 원인으로 지목되고 있다(Katz and Autor, 1999).

1997년 말에 우리나라는 금융·외환위기를 겪었다. 그리고 이러한 경제위기는

1) Handbook of Income Distribution(2000) 참조

한국의 소득분배를 크게 악화시켰다. 원종학·성명재(2007)가 시장소득의 Gini계수를 추정한 결과를 보면 금융위기가 발생하기 이전인 1996년에는 Gini계수가 0.247이었으나 금융위기가 발생한 1997년에는 0.282, 1998년에는 0.314로 높아진다²⁾. 그러나 금융·외환위기가 해소되며 Gini계수는 1999년에 0.269로 낮아진다. 시장소득은 근로소득, 자영소득, 이자·배당 등 자산소득으로 구성된다. 따라서 시장소득의 Gini계수 변화는 사실상 개별 소득유형의 분포 변화라고 할 수 있다. 따라서 개별 소득유형이 Gini계수에 주는 영향을 파악할 수 있다면 경제 상황의 변화가 Gini계수에 주는 영향을 예측할 수 있다. 다시 말하면, 향후 경제위기로 근로소득의 분포가 악화되거나 이자율 급등으로 이자소득이 증가하는 경우의 소득불평등도가 어떻게 변할지를 알 수 있다.

지금까지의 국내연구를 보면 지니계수의 분해(decomposition)기법을 이용하여 소득불평등도를 살펴보고 있다. 예를 들면 임병인(2006)은 '가계조사' 자료에 지니계수 분해기법을 적용하여 근로소득이 소득불평등도 악화의 주요 원인임을 보이고 있다. 강성호·김진영(2007)은 지니계수 분해기법을 국민연금에 적용하고 있다. 이에 따르면 고소득층이 국민연금 소득재분배를 크게 개선시키는 것으로 나타났다. 그렇지만 소득유형별로 분해하는 방법은 정태적인 분석이므로 주어진 소득불평등이 어디에서 야기되는가를 알려준다. 그렇지만 특정 유형의 소득이 변동하는 경우에 소득불평등도 어떻게 달라지는지를 알려주지 못한다. 다시 말하면, 분해기법은 동태적인 분석에는 한계가 있다. 따라서 본 연구는 분해방식을 사용하지 않고, 특정 소득유형이 변할 때 소득분배에 주는 영향을 직접적으로 계산하는 방식을 취한다. 이를 위하여 본 연구에서 한국조세연구원이 제공하는 '재정패널' 자료를 사용하였다. '재정패널'은 소득세 자료가 일부 포함된 자료이므로 소득자료가 다른 자료에 비해 상대적으로 정확하다는 장점이 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 방법론을 설명한다. 기존의 다양한 분해 방법을 살펴보고, 본 연구에서 제안하고 있는 방법론을 설명한다. 자료에 대한 설명은 제Ⅲ장에서 한다. '재정패널'의 특성이나 '재정패널' 자료의 주요 통계치를 살펴본다. 제Ⅳ장에서는 본 연구의 방법론을 적용하여 추정한 결과를 제시하고, 그 의미를 논의한다. 마지막 제Ⅴ장에서는 연구의 결과를 요약하고, 그 시사점을 살펴본다.

2) 도시지역에 거주하는 2인 이상의 가구 기준

II. 방법론

1. 기존 연구

소득불평등을 나타내는 지표는 단순히 소득분포의 분산을 이용하는 변이제공계수(SCV) 방식, 소득의 차이를 이용하는 Gini계수, 소득계층에 가중치를 주는 Atkinson지수 등 다양하다. Gini계수를 가장 많이 사용하기는 하지만 각각 장단점을 보유하고 있어 지수간의 우열을 말하기는 힘들다. 먼저 Gini와 SCV의 분해방식을 살펴본다.

소득분포 또는 소득불평등도를 나타내는 가장 대표적인 지수는 Gini계수이다. N명의 소득이 있고, 소득의 평균을 μ , 표본추출 가중치를 w 라고 하면, Gini계수의 일반적인 표현은 다음과 같다. 첨자 i 는 개인 또는 가구를 의미하고, 첨자 k 는 소득의 유형을 나타낸다고 가정한다³⁾.

$$G = \frac{1}{\mu} \sum_{i=1}^N \sum_{j>i}^N (\mu_j - \mu_i) w_i w_j = \frac{1}{2\mu} \sum_{i=1}^N \sum_{j=i}^N |\mu_j - \mu_i| w_i w_j \quad (1)$$

이러한 Gini계수를 분해하는 방식으로는 Pyatt 분해(Pyatt, 1976)나 Yitzhaki 분해(Yitzhaki & Lerman :1991, Yitzhaki: 1994)가 있다. 여기서 분해가 의미하는 바는 소득분포를 연령, 지역 등 표본 유형별로 구분하여, 각 유형의 Gini계수와 유형간 Gini계수로 분리하는 것이다.

인구(가중치)비율을 p , 소득점유비율을 s , R 을 나머지라고 하자. 유형을 k 라고 하였으므로 첨자 k 가 있는 변수는 해당 변수의 k 유형의 값이다. 예를 들어, G_k 는 k 유형의 Gini, μ_k 는 k 유형의 평균을 의미한다. Pyatt 분해에 따르면 전체 Gini는 다음과 같이 분해된다.

3) Gini계수 분해에 대한 논의는 원종학·성명재(2007) 참조

$$G = \sum_{k=1}^K G_k p_k s_k + \frac{1}{\mu} \sum_{k=1}^K \sum_{h>k}^K (\mu_h - \mu_k) p_h s_k + L \quad (2)$$

식(2)의 첫 번째 항은 유형별 Gini를 해당 유형의 인구비율 및 소득점유비율이 라는 가중치로 조정한 것이다. 두 번째 항은 식(1)에 있는 Gini계수의 산식으로 개별 소득이 아닌 유형의 소득으로 표현된 것이다. 마지막은 분명한 수식으로 나타나지 않는다⁴⁾.

Yitzhaki 분해도 Pyatt 분해와 유사하지만 유형 내의 개인별 소득이 사용된다는 점이 다르다. y_k 를 k 유형에서의 개인별 소득, $\bar{\theta}_k$ 를 k 유형의 평균소득위계수, θ_k 를 k 유형에서의 개인소득이 k 유형 내에서의 위계수, Θ_k 를 k 유형에서의 개인소득이 전체소득에서의 위계수 비율이라고 하면 Gini계수는 다음과 같이 분해된다.

$$G = \sum_{k=1}^K G_k s_k + \frac{Cov(\mu_k, \bar{\theta}_k)}{\mu} + \sum_{k=1}^K G_k s_k Q_k (p_k - 1), \quad Q_k = \frac{Cov[(\theta_k - \Theta_k), y_k]}{Cov(\theta_k, y_k)} \quad (3)$$

첫 번째 항을 보면 Pyatt 분해와는 달리 가중치가 소득점유비중 하나가 된다. 두 번째 항은 평균소득과 평균소득위계수와 관계로 유형별 평균소득이 산포된 정도를 나타낸다. 마지막은 전체 소득분포에서 각 유형이 산포된 정도를 나타낸다.

연령을 기준으로 유형을 나눈다면 연령간 Gini는 연령간 평균소득의 소득불평등도이며, 연령 내 Gini는 특정 연령의 소득불평등도가 된다. 원종학·성명재(2007)의 연구에서 Yitzhaki 분해를 한 결과를 보면 Gini계수의 70~80% 정도는 연령유형내 Gini계수가 설명하고 나머지 20~30%를 연령계층간 Gini계수 등이 설명하고 있다고 하고 있다(<표 1> 참조). 다시 말하면, 소득분배의 20~30% 정도는 인구구조에서 파생하는 것으로 해석할 수 있다.

4) Dagum(1997)에서는 소득유형 내 및 소득유형간의 두 가지 형태로 Gini계수가 분해되는 것으로 나타나고 있지만 Cowell(2000)의 논의에 따르면 Gini계수는 원천적으로 소득유형 내 및 소득유형간만으로는 분해가 불가능하다.

<표 1> Gini계수의 Yitzhaki 분해(연령 기준 분해)

구분	그룹내(A)	그룹간	계층화	계(Gini,B)	A/B(%)
1982	0.23422	0.05938	-0.00670	0.28691	81.6
1983	0.22924	0.06189	-0.00673	0.28440	80.6
1984	0.22219	0.06526	-0.00648	0.28097	79.1
1985	0.21551	0.06548	-0.00725	0.27375	78.7
1986	0.21731	0.06656	-0.00843	0.27544	78.9
1987	0.22002	0.06915	-0.00721	0.28196	78.0
1988	0.21843	0.06104	-0.00705	0.27242	80.2
1989	0.21296	0.06674	-0.00770	0.27200	78.3
1990	0.20000	0.06212	-0.00779	0.25433	78.6
1991	0.18659	0.06340	-0.00775	0.24224	77.0
1992	0.18850	0.05920	-0.00872	0.23897	78.9
1993	0.18677	0.06540	-0.00958	0.24260	77.0
1994	0.18849	0.06156	-0.00800	0.24205	77.9
1995	0.19387	0.05696	-0.00705	0.24378	79.5
1996	0.20200	0.05057	-0.00546	0.24711	81.7
1997	0.22411	0.06735	-0.00957	0.28189	79.5
1998	0.25415	0.06748	-0.00789	0.31374	81.0
1999	0.21776	0.05943	-0.00804	0.26915	80.9
2000	0.23533	0.05474	-0.00726	0.28281	83.2
2001	0.22632	0.05560	-0.00722	0.27469	82.4
2002	0.23498	0.05608	-0.00754	0.28352	82.9
2003	0.23760	0.06510	-0.01049	0.29220	81.3
2004	0.24617	0.06468	-0.01071	0.30014	82.0
2005	0.25159	0.06814	-0.01208	0.30765	81.8
2006	0.24800	0.07790	-0.01447	0.31143	79.6
2007	0.25037	0.08014	-0.01555	0.31496	79.5
2008	0.25352	0.07872	-0.01532	0.31693	80.0

자료: 원종학·성명재(2007).

그렇지만 Cowell(2000, p. 131)에 따르면 Gini계수의 분해는 복잡할 뿐만 아니라 진정한 의미의 불평등 분해가 아니라고 하고 있다. 또한 분해 결과도 단일하지 않다고 하고 있다. 따라서 김경아·강성호(2008)에서 사용하고 있는 General Entrophy(GE) 계열의 불평등지수를 사용하여야 한다. 따라서 Gini계수가 아닌 SCV의 분해 방식을 살펴보자.

SCV는 분산을 평균의 제곱으로 나눈 것이므로 분산을 정규화한 것이다. 즉, SCV는 GE 계열인 변이계수(coefficient of variation)를 제공한 것이다. 소득을 y 라고 하고, 분산을 σ^2 , 평균을 μ 라고 하면 $SCV = \sigma_y^2 / \mu^2$ 로 정의된다. 서베이 자료에서는 조사 대상의 대표성을 반영하기 위하여 표본의 가중치가 부여된다. SCV를 서베이 자료 기준의 통계량으로 다시 쓰면 $SCV = \sum w_i (y_i - \mu)^2 / \mu^2$ 가 된다. 그리고 $\sum w_i y_i = \mu$, $\sum w_i = 1$ 이므로 표본에서의 SCV는 다음과 같다.

$$SCV = \sigma_y^2 / \mu^2 = \sum w_i y_i^2 / \mu^2 - 1 \quad (4)$$

Shorrocks(1982)의 분해 방식에 따르면 구성 유형(k)이 전체 소득불평등(inequality)에 기여하는 정도를 파악할 수 있다.

$$SCV = \sum S_k / \mu^2, \quad S_k = \sigma_{y_k}^2 + \sum_{j \neq k} Cov(y_j, y_k) \quad (5)$$

k 유형의 소득이 주는 영향을 보면 k 유형의 분산과 다른 유형과의 공분산으로 구성되어 있다. 따라서 k 유형 자체의 소득 편차도 전체 소득불균형에 영향을 주지만 k 유형이 다른 유형의 소득과의 관계도 소득불균형에 영향을 준다는 것을 알 수 있다. 따라서 식(5)를 이용하면 SCV를 구성요인별로 분해하여 각각이 소득 분배에 미치는 영향을 살펴보는 것이 가능하다.

$$S_k / \mu^2 = \frac{\sigma_k^2}{\mu_k^2} \frac{\mu_k^2}{\mu^2} + \frac{\sum_{j \neq k} Cov(y_j, y_k)}{\mu_j \mu_k} \frac{\mu_j \mu_k}{\mu^2} \quad (6)$$

식(6)을 보면 또 다른 분해가 가능함을 알 수 있다. 식(6)의 첫 번째 항은 k 유형의 SCV에 가중치라고 할 수 있는 전체 평균소득 대비 k 유형의 평균소득이 차지하는 비율(μ_k / μ)의 제곱을 곱한 것이다. 비중이 아니라 비중의 제곱이 나오는 이유는 SCV가 제곱의 형태이기 때문이다. 따라서 첫 번째 항을 유형별로 합하면

Gini계수의 분해처럼 유형 내 소득불평등이 SCV에서 차지하는 비중이 된다. 두 번째 항은 표준화된 공분산에 가중치 $(\mu_j \mu_k / \mu^2)$ 를 감안한 것이라고 할 수 있다. 이는 소득유형간 평균적으로 어느 정도 근접 또는 격차가 있는지를 나타내므로 소득유형간 격차를 나타낸다고 할 수 있다. 따라서 표준화된 공분산의 값은 격차가 클수록 큰 값을 가진다. Cowell(2000)에 따르면 유형간 소득불평등은 유형별로 동일한 소득(평균소득 또는 균등소득)을 가정하고, 유형별 소득불평등을 살펴보는 것으로 해석할 수 있다. 따라서 유형별 소득 불평등도는 y_i 대신에 $\mu_k (= \sum_{i \in k} w_i y_i)$ 를 사용하여 계산한 SCV 값이 된다.

2. 방법론

본 연구의 관심사는 주어진 소득격차를 분해하여, 소득유형별로 소득격차에 기여하는 것을 보는 것이 아니라 특정 소득이 변할 때, 해당 소득이 소득분배에 주는 영향을 보는 것이다. 이를 위하여 본 연구에서는 Shorrocks(1982)처럼 단순하더라도 수학적으로 분리가 용이한 SCV를 이용한다.

먼저 첨자 0은 기준연도, 첨자 1은 다음연도라고 하자. SCV는 $\sum w_i y_i^2 / \mu^2 - 1$ 이므로 모든 개인 또는 가구의 소득이 기준연도 대비 α 배 증가한다면, 즉 $y_{1i} = \alpha y_{0i}$ 이면 SCV의 변화가 없다. 따라서 소득불평등 지수의 변화가 발생하는 원인은 소득의 증가율이 서로 다르기 때문에 발생한다. 앞에서 살펴본 것처럼 유형간 소득불평등은 개인별 소득 y_i 대신에 개인이 속한 유형의 μ_k 를 사용하여 계산한 SCV 값이 된다. 따라서 같은 소득유형이 동일한 증가율을 가지는 경우에도 소득유형간 증가율이 다르면 소득불평등도의 변화가 발생한다.

소득의 변화를 Δ 라고 하고, 다른 소득의 변화는 없는 상태에서 h 유형의 소득만 변했다고 가정한다. 이 경우에 다음연도 소득은 $y_1 = y_0 + \Delta y_h$ 로 표시할 수 있다. 따라서 각 개인 또는 가구의 비교연도 소득에 h 유형 소득의 변화분을 더한 값을 이용하여 SCV를 구할 수 있다. h 유형의 소득만 변하는 경우의 SCV를 SCV_1^h 이라고 하고, 기준연도의 SCV를 SCV_0 라고 하면 SCV의 변화는 다음과 같다.

$$\Delta SCV^h \equiv SCV_1^h - SCV_0 = (\lambda^h - 1)(1 + SCV_0) + (2\sum w \Delta y_h y_0 + \sum w \Delta y_h^2) / \mu_1^{h2},$$

$$\lambda^h = \mu_0^2 / \mu_1^{h2}, \mu_1^h = \sum w (y_0 + \Delta y_h) = \mu_0 + \sum w \Delta y_h \quad (7)$$

식(7)의 첫 번째 항은 사실상 $\sum w y_0^2 / \mu_1^{h2}$ 을 정리한 것이다. 따라서 기존의 소득 분포(분산)가 h 유형 소득의 평균 변화에 의해 SCV가 변하는 것을 나타낸다(A). h 소득 변화 평균인 $\sum w \Delta y_h$ 가 증가하면 소득의 상대격차가 감소하여 소득불평등이 완화된다는 것을 의미한다. 두 번째 항의 첫 번째는 기존소득과 변화된 소득과의 관계를 나타낸다(B). 고소득층의 소득 증가가 높을수록 값이 커지는 효과가 발생한다. 두 번째 항의 두 번째는 Δy_h 의 SCV를 소득변화 비율($\mu_{\Delta y_h}^2 / \mu_1^{h2}$, $\mu_{\Delta y_h} = \sum w \Delta y_h$)로 나눈 것이므로 Δy_h 의 SCV가 전체 SCV의 변화에 주는 영향이라고 할 수 있다(C). 따라서 특정 소득이 변화할 경우에 해당 변화 자체의 소득 불평등도(C) + 평균이 달라져서 나타나는 영향(A) + 소득변화와 기존소득규모와의 관계(C)가 전체적인 소득불평등도의 변화에 영향을 준다.

Shorrocks(1982)의 분해에서 보듯이 유형별 소득이 다른 유형의 소득과의 관계도 문제가 된다. 논의의 편의를 위하여 h 유형의 소득과 나머지 다른 유형의 소득을 합산한 것을 k 유형의 소득이라고 하자. 그리고 $y_{1h} = y_o + \Delta y_h$, 다른 유형 소득 변화의 합을 Δy_k 라고 하면($y_1 = y_o + \Delta y_h + \Delta y_k$), h 및 k 유형의 소득이 모두 변할 때는 식 (7)에서 y_o 이 y_{1h} 로, Δy_h 가 Δy_k 로 변한 것이 된다.

$$\Delta SCV \equiv SCV_1 - SCV_1^h = (\lambda^k - 1)(1 + SCV_1^h) + (2\sum w \Delta y_k y_{1h} + \sum w \Delta y_k^2) / \mu_1^2,$$

$$\lambda^k = \mu_1^{h2} / \mu_1^2, \mu_1 = \sum w y_1 \quad (8)$$

따라서 해석도 비슷하다. 식(8)의 첫 번째 항은 k 유형의 소득이 h 유형을 포함한 기존의 평균소득을 변화시켜서 SCV가 변하는 것을 나타낸다(A). 다른 소득, 즉 $\sum w \Delta y_k$ 가 증가하면 평균이 증가하게 된다. 즉, h 유형을 포함한 기존의 분포에서 k 유형소득이 전반적으로 증가하면 소득의 상대격차를 축소되어 소득불평등이

완화된다는 것을 의미한다. 두 번째 항의 첫 번째는 h 유형을 포함한 기존소득과 변화된 소득과의 관계를 나타낸다(B). h 유형과 다른 유형의 소득 변화의 상관관계가 높을수록 큰 값을 가진다. 두 번째 항의 두 번째는 나머지 소득의 변화가 전체 SCV의 변화에 주는 영향이라고 할 수 있다(C).

다음으로 유형별 소득의 평균 소득의 변화가 소득불균형에 주는 영향을 생각해 보자. 가장 간단한 방법은 h 유형의 소득 증가율이 모두 동일한 경우로 가정하는 것이다. 그리고 평균적인 증가율 $a = \sum w_0 \Delta y_h / \sum y_{0h}$ 로 계산할 수 있다. 따라서 각 가구 또는 개인의 기준연도 소득에 $a y_{0h}$ 값을 더하면 h 유형의 평균적인 소득 증가에 따른 SCV의 변화를 알 수 있다.

III. 자료 설명

1. 재정패널의 특성

본 연구에서는 한국조세연구원에서 ‘재정패널’ 자료를 이용하였다. ‘재정패널’은 읍면 지역을 포함한 전국에 거주하는 일반 가구를 대상으로 조사한 자료로, 세금에 대한 증빙서류가 포함된다는 점에서 다른 패널자료와는 차별성이 있다. 2008년의 경우를 보면 근로소득자의 경우는 대상자의 25.6%, 종합소득자는 대상자의 14.8%가 증빙자료를 제출하였다. 표본 추출은 통계청에서 실시한 ‘2005년 인구주택총조사 자료’를 이용하고 있다⁵⁾. 또한 ‘재정패널’은 인구주택총조사 조사구를 지역(시도)과 지역특성(동부(urban area), 읍면부(rural area)), 그리고 주거형태(아파트, 보통)를 기준으로 층화하여 조사한 자료이다.

복지혜택은 저소득층에 집중되고 세금 부담은 고소득층이 많다. 따라서 ‘재정패널’ 조사는 가구의 세금 부담 및 복지혜택을 정확히 파악하기 위하여 해당 계층을 과대 표집하는 방식을 취하고 있다. 더 구체적으로, 고소득층 밀집 지역이라고 할 수 있는 서울시 서초구, 송파구, 강남구와 경기도 성남시 분당구의 네 지역을 과

5) 조사의 편의를 위해 제주도, 도서지역과 특수시설 거주자는 조사 모집단에서 제외

대표집하였다. 저소득층의 경우 보건복지부 기초수급자 통계를 활용하여 기초수급 가구의 비율이 15% 이상이 되는 144개 읍면동을 저소득층 밀집 지역으로 선정한다. 주택 평균 면적을 기준으로 하위 50%층에 해당되는 조사구를 과대 추출하였다. 과대 추출되는 지역은 가중치를 비례적으로 낮춤으로써 표본의 대표성은 유지하고 있다.

‘재정패널’은 가구 설문과 가구원 설문으로 구성되어 있으며, 가구원 설문은 15세 이상 가구원 중 소득이 있는 사람을 대상으로 하고 있으며, 소득, 세금 항목 등으로 구성되어 있다. 2008년 재정패널 조사는 2008년 6월~9월 사이에 진행되었고, 설문의 기준 시점은 2007년이다. 조사항목 중 유량(flow)을 측정하는 질문은 2007년 1월~12월간의 1년을 기준으로, 저장(stock)은 2007년 12월 31일을 기준으로 조사하였다.

먼저 ‘재정패널’과 통계청 자료를 비교함으로써 ‘재정패널’ 자료의 신뢰성을 살펴보자. <표 1>을 보면 ‘재정패널’에 나타난 연간 가구 총소득은 전체적으로 통계청의 가구 총소득과 유사한 분포를 보이고 있다. ‘재정패널’에 나타난 평균 연간총소득은 3,442만원(월평균 286만원)으로 통계청 ‘가계조사’의 월평균 322만원에 비해 낮은 편이다. 그러나 통계청의 ‘가계조사’는 소득이 낮은 1인 가구가 제외되어 있다는 점을 고려하면 ‘재정패널’의 소득 자료는 신뢰성을 가지고 있다고 할 수 있다.

<표 2> 연간 가구 총소득 및 10분위 소득비교

(단위: 만원, %)

구분	통계청		재정패널	
	가수	비율	가수	비율
1분위	626	1.6%	779	2.1%
2분위	1,470	3.8%	1,361	3.7%
3분위	2,074	5.4%	1,833	5.0%
4분위	2,590	6.7%	2,355	6.4%
5분위	3,097	8.0%	2,919	8.0%
6분위	3,625	9.4%	3,521	9.6%
7분위	4,195	10.8%	4,236	11.5%
8분위	4,946	12.8%	5,047	13.7%
9분위	6,103	15.8%	6,375	17.4%

자료: ‘재정패널 기초분석보고서’, 한국조세연구원, 2008.

2. 주요 통계치

본 연구는 '재정패널'의 개인설문 항목의 근로소득, 사업소득, 이자 및 배당소득, 부동산임대소득, 기타소득 항목을 사용하였다. 기타소득에는 사적인 이자소득은 포함되지만 연금과 보험소득은 제외된 소득이다. 또한 사회보험 및 민간연금(보험)에 해당하는 급여를 소득에 포함시켰다. 포함된 항목은 퇴직연금, 연금신탁 및 저축, 연금 보험 및 보장보험이다. 저축보험이나 자동차보험은 제외하였다. 논의의 편의를 위하여 소득의 유형은 근로소득, 사업소득, 자산소득(이자, 배당 및 임대소득) 및 이전소득(민간 및 사회보험)의 4가지로 구분하였다.

자료에서 모름/무응답으로 한 경우는 제외하였다. 또한 2008년도 자료와 2009년도 자료에서 서로 matching이 되지 않는 자료 395개도 제외하였고 가구원의 가중치 합이 0으로 나타난 2개의 가구도 제외하였다. 이에 따라 가구 자료의 크기는 4,646개가 되었다.

아래 표에 나타난 수치는 10분위 자료이다. 먼저 근로소득을 보면 2008년도를 보면 평균소득은 약 2,227만원이다. 1분위의 평균소득은 20만원인 반면 10분위의 평균소득은 6,829만원으로 나타나 1분위와 10분위간의 비율은 106.8배로 나타나고 있다. 2009년의 경우에 근로소득의 평균은 약 2,337만원으로 2008년에 비해 4.66% 증가한 수준이다. 1분위의 평균소득은 약 18만원으로 약간 내려간 반면 10분위의 평균소득은 7,430만원으로 증가하여 1분위와 10분위간의 비율은 123.8배로 증가하였다.

다음으로 사업소득을 보면 2008년도를 보면 평균소득은 약 818만원이다. 1분위의 평균소득은 15만원인 반면 10분위의 평균소득은 2,347만원으로 나타나 1분위와 10분위간의 비율은 51.6배로 나타나고 있다. 2009년의 금융소득 평균은 약 112만원으로 2008년에 비해 4.6% 증가한 수준이다. 1분위의 평균소득이 약 27만원으로 대폭 증가하여 1분위와 10분위간의 비율이 31.7배로 낮아졌다.

금융소득은 규모가 크진 않지만, 2009년의 평균이 2008년에 비해 12.5%나 증가한 것이 특징적이다. 이전소득은 1분위의 평균소득은 높아지고, 10분위의 평균소득은 낮아져 1분위와 10분위 간의 비율이 크게 낮아지고 있다. 이전소득의 주요한 요소가 정부의 저소득층 지원인 점을 감안하면 이전소득으로 인하여 소득분배가

개선되고 있음을 알 수 있다. 다만, 2009년도의 이전소득의 평균은 2008년에 비하여 약 17.7%가 낮아지고 있다는 점이 특징적이다.

유형별로 보면 근로소득 및 사업소득의 비중이 압도적이다. 2008년도 및 2009년도 모두 전체 소득의 약 67% 및 25%를 각각 차지하고 있다. 따라서 근로소득과 사업소득, 그 중에서도 근로소득의 편차가 소득분배의 불평등도를 결정하는 핵심적 요인이 됨을 알 수 있다.

<표 3> 분위별 2008년도 소득(소득 합계 기준)

구분	근로소득	사업소득	금융소득	이전소득	합계
1	20.86	15.86	9.77	23.15	69.63
2	274.13	244.46	59.92	86.82	665.33
3	759.94	390.05	53.19	118.91	1322.09
4	1190.30	576.32	71.16	116.11	1953.89
5	1603.84	700.47	56.64	175.34	2536.30
6	2109.18	886.69	58.53	165.27	3219.68
7	2536.16	1108.32	64.33	189.05	3897.85
8	3620.03	944.89	69.03	164.71	4798.66
9	4434.18	1292.95	190.96	254.33	6172.42
10	6829.02	2347.19	401.06	527.11	10104.37
평균	2337.76	850.72	103.46	182.08	3474.02
배율	112.09	53.65	10.59	7.87	49.89

<표 4> 분위별 2009년도 소득(소득 합계 기준)

구분	근로소득	사업소득	금융소득	이전소득	합계
1	18.84	27.01	12.43	29.38	87.66
2	337.32	272.84	63.94	76.86	750.96
3	853.93	385.97	80.61	141.43	1461.94
4	1340.13	591.44	65.09	116.49	2113.15
5	1693.55	755.37	85.33	200.38	2734.63
6	2222.12	883.68	80.16	168.66	3354.61
7	2873.28	868.37	93.06	186.32	4021.04
8	3405.53	1175.95	161.32	191.82	4934.63
9	4650.90	1387.19	99.34	137.48	6274.91
10	7430.73	2718.66	432.74	265.14	10847.28
평균	2482.63	906.65	117.40	151.40	3658.08
배율	131.81	33.56	9.45	5.15	41.73

IV. 분석결과

1. 소득분배 지수 변화

일반적으로 가구 구성원은 소비생활을 함께 하기 때문에 가구원 수가 다를 경우 동일한 후생수준을 나타내 주는 소득수준도 달라진다. 다시 말하면, 가구원 수에 따른 규모의 경제가 존재한다. 이렇게 가구원 수가 서로 다른 가구의 등가소득을 추정하기 위하여 동등화지수(equivalence scale)가 사용된다. 등가소득의 일반적인 형태는 $Y^* = Y/(A+aC)^b$ 이다⁶⁾. 여기서 Y 는 가구 소득이며, A 는 성인 수, C 는 미성년자 수, a 는 미성년자 조정을 위한 계수, b 는 규모의 경제를 조정하는 계수이다. 다시 말하면, 가구원 수에 따른 규모의 경제와 성인과 미성년자의 차이를 고려한다. 그렇지만 어떤 동등화지수가 가장 바람직한가는 알기 어렵다. 또한 동등화지수를 사용한 경우와 그렇지 않은 경우의 소득분포가 큰 차이를 보이지 않는다⁷⁾. 또한 교육 혜택은 주로 미성년 자녀에게 배분되는 반면, 근로소득세와 같은 조세는 주로 성인에게 부과되는 부담이므로 성인과 미성년의 차이를 두지 않고 등가소득으로 전환하는 방식이 더 큰 편의(bias)를 가져다 줄 수도 있다. 그럼에도 불구하고 본 연구에서는 가장 일반적으로 사용되는 방식, 즉 가구원 수의 제곱근을 사용하는 방식이며, a 는 1, b 는 0.5가 된다.

아래 표에서 gini로 표시한 것은 gini를 계산하는 기본적인 방식을 사용한 것이다. 다시 말하면, Lorenz 곡선을 이용하여 45도선 아래 도형의 면적에 대비한 45도선과 Lorenz 곡선 사이의 도형 면적 비율이 차지하는 비중을 나타낸다. 가중치가 있는 경우에는 $Gini = 1 - 2 \sum_{i=1}^N w_i (cwy_{i-1} + wy_i/2)$ 로 계산하며, w_i 는 i 번째 관측치의 가중치, wy_i 는 i 번째 관측치의 소득비중, cwy_i 는 i 번째 관측치의 누적소득 비중을 의미한다. 아래 표에서 gini_new로 표시한 것은 식(1)을 사용한 것이다. MLD는 mean log deviation을 의미하며 $MLD = \sum w_i \log(\bar{y}/y_i)^2$ 로 계산된다.

추정결과를 보면 2008년에 비해 2009년도의 소득분배가 미약하지만 악화된 것

6) Burniaux 외(1998) 참조

7) 성명재, 『조세·재정의 재분배효과: 간접세 및 현금급여를 중심으로』, 한국조세연구원, 2002. 50쪽 참조

으로 나타나고 있다. 그리고 Gini에 비하여 MLD가, MLD에 비하여 SCV로 추정할 때 변화의 크기가 상대적으로 더 큰 것으로 나타나고 있다. 식 (1)에 따른 Gini 계수를 보면 그 값이 2008년에는 0.4213에서 2009년에는 0.4228로 증가하고 있다.

<표 5> 소득분배 지수(소득 합계 기준)

구분	gini	gini_new	SCV	MLD
2008	0.4208	0.4213	0.6868	0.2438
2009	0.4225	0.4228	0.9141	0.2496
변화*100	0.1702	0.1530	22.7268	0.5789

2. 소득유형별 분해

아래 표는 식(7) 및 식(8)에 따라 소득유형별로 소득불평등도에 기여한 정도를 나타낸 것이다. 아래 표의 'dscv'는 특정 유형의 소득으로 인한 SCV의 변화분을 의미한다. A는 기존의 소득분포가 h 유형 소득의 평균 변화에 의해 SCV가 변하는 것, B는 기존소득과 변화된 소득과의 관계(B), C는 Δy_h 의 SCV를 나타낸다.

추정결과에 따르면 2008년 대비 2009년의 노동소득 변화가 전체적으로 소득분배를 0.243 정도 악화시켰다. 노동소득을 제외한 나머지소득(비노동소득)이 소득분배를 개선(-0.0395)시켰다는 점을 감안하면 2008년 대비 2009년의 소득분배 악화는 대부분 노동소득에서 파생하고 있음을 알 수 있다. 또한 'B' 값을 보면 음수로 나타나고 있어서 노동소득과 다른 소득은 음의 상관관계를 가지고 있다는 것을 알 수 있다. 사업소득의 변화도 소득분배를 악화시키지만(0.095), 노동소득에 비하면 작은 수준이다.

금융소득과 이전소득은 모두, 그 값이 크지는 않지만, 소득분배를 개선시킨 것으로 나타나고 있다. 이는 금융소득과 이전소득의 변화가 그 자체(C)로는 소득분배를 악화시키지만, 그 크기가 크지 않은 반면 다른 소득과 음의 관계를 가지고 있기 때문에 나타나는 현상이다.

<표 6> 소득유형별 분해

구분	dscv	A	B	C
노동소득	0.2431	-0.0827	-0.0359	0.3617
- 비노동	-0.0395	-0.0048	-0.2266	0.1919
사업소득	0.0952	-0.0224	-0.0230	0.1406
- 비사업	0.1084	-0.0688	-0.2546	0.4318
금융소득	-0.0049	-0.0135	-0.0167	0.0253
- 비금융	0.2085	-0.0736	-0.1626	0.4447
이전소득	-0.0354	0.0324	-0.1004	0.0455
- 비이전	0.2390	-0.1144	-0.0800	0.4334

모든 소득이 다른 소득과 음의 상관관계를 가지고 있어서, 특히 노동소득과 음의 상관관계를 가지고 있어서 2009년도의 소득분배가 2008년도보다 크게 악화되지 않은 것으로 나타나고 있다.

V. 결론 및 시사점

본 연구는 개별 소득유형이 소득분배에 미치는 영향을 살펴보았다. 기존의 연구가 지니계수의 분해기법을 주로 사용하였지만 Cowell(2000, p. 131)이 설명하듯이 Gini계수의 분해는 복잡할 뿐만 아니라 진정한 의미의 불평등지수 분해가 아니다. 따라서 본 연구에서는 Gini계수가 아닌 SCV를 사용하였다.

물론 Shorrocks(1982)처럼 SCV를 분해할 수도 있다. 반면 본 연구는 특정 소득유형이 변할 때 소득분배에 주는 영향을 직접적으로 계산하는 방식을 취한다. 소득유형별로 분해하는 방법은 정태적인 분석이므로 주어진 소득불평등이 어디에서 야기되는가를 알려 준다면 본 연구는 특정 유형의 소득이 변동하는 경우에 소득불평등도 어떻게 달라지는지를 알려 준다.

수식에 따르면 특정 소득이 변하는 경우에 SCV에 미치는 영향은 크게 세 가지이다. 첫째는 기존의 소득분포(분산)가 고정되어 있는 상태에서 특정소득의 변화로 평균이 달라지는 것이다. 특정 소득이 증가하는 경우에는 해당 값이 음수로 나타

난다(A). 둘째는 특정소득의 변화와 기존소득과의 관계에 따라 SCV가 변한다. 기존 고소득층의 특정 소득 증가가 높을수록 양수의 값을 가지고, 소득분배가 악화되는 현상이 나타난다(B). 마지막은 특정소득 변화의 SCV로, 소득 변화의 분산이 클수록 SCV가 커지는 현상이 발생한다(C). 이는 특정소득이 주어진 상태에서 나머지 소득이 주는 SCV를 계산할 때도 유사하게 적용할 수 있다.

본 연구에서 소득불평등도를 계산하기 위하여 한국조세연구원이 제공하는 '재정패널' 자료를 사용하였다. '재정패널'은 소득세 자료가 일부 포함된 자료이므로 소득자료가 다른 자료에 비해 상대적으로 정확하다는 장점이 있다. 본 연구에서는 소득의 유형은 근로소득, 사업소득, 자산소득(이자, 배당 및 임대소득) 및 이전소득(민간 및 사회보험)의 4가지로 구분하였다. 자료의 연도는 2008년도 및 2009년도이며, 모름/무응답 및 matching이 되지 않는 자료를 제외한 4,646개의 자료를 사용하였다. 자료에 따르면 근로소득의 비중이 67%를 초과하고 있어서 근로소득의 편차가 소득분배의 불평등도를 결정하는 핵심적 요인이 됨을 알 수 있다. 또한 2008년도 대비 2009년도 근로소득의 편차가 커진 것으로 나타나고 있다.

동등화지수를 이용하여 소득불평등도를 살펴본 결과에 따르면 2008년에 비해 2009년도의 소득분배가 미약하지만 악화된 것으로 나타나고 있다. Gini계수를 보면 그 값이 2008년에는 0.4213에서 2009년에는 0.4228로 증가하고 있다. SCV는 2008년에는 0.6868에서 2009년에는 0.9141로 크게 증가하고 있다.

소득유형별 변화가 소득불평등도에 기여한 정도를 살펴보면 2008년 대비 2009년의 노동소득 변화가 전체적으로 소득분배를 0.243 정도 악화시켰다. 노동소득을 제외한 나머지소득(비노동소득)이 소득분배를 개선(-0.0395)시켰다는 점을 감안하면 2008년 대비 2009년의 소득분배 악화는 대부분 노동소득에서 파생하고 있다. 또한 노동소득의 변화와 다른 소득의 변화는 음의 상관관계를 가지고 있다. 사업소득의 변화도 소득분배를 악화시키지만(0.095), 노동소득에 비하면 작은 수준이었다. 반면 금융소득과 이전소득은 소득분배를 개선시킨 것으로 나타나고 있다.

VI. 참고문헌

- 강성호 · 김준영, 「국민연금의 소득계층별 재분배 기여도 분석: 지니계수 요인분해를 통한 새로운 접근」, 『공공경제』, 제12집 제2호, 한국재정학회, 2007, pp. 89~118.
- 김경아 · 강성호, 「우리나라 중·고령자가구의 자산 및 소득불평등도 분해에 관한 연구」, 『재정학연구』, 제1권 제3호, 한국재정학회, 2008, pp. 21~52.
- 성명재, 『조세·재정의 재분배효과: 간접세 및 현금급여를 중심으로』, 한국조세연구원, 2002.
- 성명재 · 박기백, 「조세·재정지출의 소득재분배 효과: 소비세 및 현물급여 포함」, 『재정학연구』, 제1권 제1호, 한국재정학회, 2008, pp. 63~94.
- _____, 「인구구조의 변화가 소득분배에 미치는 영향」, 『경제학연구』, 제57권 제4호, 한국경제학회, 2009, pp. 5~37.
- 임병인, 「소득유형별 지니계수 분해기법을 이용한 소득불평등 개선효과 분석」, 『공공경제』, 한국재정학회, 2006. pp. 37~64.
- 원종학 · 성명재, 『소득분배격차 확대의 원인과 정책대응 방향』, 연구보고서 07-10, 한국조세연구원, 2007.
- 한국조세연구원, 『재정패널 기초분석보고서』, 한국조세연구원 내부자료, 2008.
- Atkinson, A., and F. Bourguignon, "Introduction: Income Distribution and Economics," in A. Atkinson and F. Bourguignon eds, *Handbook of Income Distribution*, Vol. 1, 2000, pp. 1-58.
- Burniaux, Jean-Marc, Thai-Thang Dang, Douglas Fore, Michael Förster, Marco Mira d'Ercole and Howard Oxley, "Income Distribution and Poverty in Selected OECD Countries," Economics Department Working Papers No. 189, OECD, 1998.
- Bertola, G., "Macroeconomics of Distribution and Growth," in A. B. Atkinson and F. Bourguignon (eds), *Handbook of Income Distribution*, Elsevier Science, 2000.

- Clark, Tom and Jayne Taylor, "Income Inequality: A Tale of Two Cycles?," *Fiscal Studies*, Vol. 20, 1999, pp. 387-408.
- Cowell, F., "Measurement of Inequality," in A. Atkinson and F. Bourguignon eds, *Handbook of Income Distribution*, Vol. 1, 2000, pp. 1-58.
- Dagum, C., "New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio," *Empirical Economics*, Vol. 22, 1997, pp. 515~531.
- Katz, V. F. and D. H. Autor, "Changes in the Wage Structure and Earning Inequality," in O. Ashenfelter and D. Card (eds) *Handbook of Labor Economics*, North Holland Press, 1999, pp. 1463~1555.
- Podder, N., "The Disaggregation of the Gini by Factor components and its application to Australia," *Review of Income and Wealth*, Vol. 39, No. 1, 1993.
- Pyatt, Graham, "On the Interpretation and Disaggregation of the Gini Coefficient," *Economic Journal*, 1976, pp. 243~254.
- Shorrocks, F., "Inequality Decomposition by Factor Components," *Econometrica*, Vol. 50, No. 1, 1982, pp. 193~211.
- Yitzhaki, Shlomo, "Economic Distance and Overlapping of Distributions," *Journal of Econometrics*, 61, 1994, pp. 147~159.
- Yitzhaki, Shlomo and Robert I. Lerman, "Income Stratification and Income Inequality," *Review of Income and Wealth*, Vol. 37, No. 3, 1991, pp. 313~329.

근로장려세제가 여성의 경제활동참가에 미치는 영향 분석

■ 조 선 주* · 김 영 숙**

* 한국여성정책연구원 선임연구위원

** 한국여성정책연구원 연구위원

차 례

I. 서 론	145
II. 선행연구의 검토	147
III. 우리나라 근로장려금 지급현황과 경제활동참여	150
IV. 연구의 대상 및 모형의 설정	153
1. 자료의 특성	153
2. 모형 설정 및 변수 설명	155
V. 분석결과	158
VI. 결 론	160
VII. 참고문헌	161

근로장려세제가 여성의 경제활동참가에 미치는 영향 분석

조 선 주 · 김 영 숙

요 약

본 연구는 우리나라 근로장려세제가 시행된 이후 근로장려금 지급현황을 분석하고, 근로빈곤층의 근로유인의 효과가 있는지를 추정해봄으로써 제도 발전의 근간을 제공하는 데 그 의의가 있다. 한국조세재정패널 2,3차 자료를 사용하여 가구 단위의 정책 집행이 개인에게 미치는 영향을 분석하였으며, 특히 가구 내 여성의 지위(선호)에 따라 근로장려세제로 인한 노동공급 의사결정을 달리할 수 있다는 것을 실증분석하였다. 분석 결과 평균 근로장려금은 77.9만원(2차), 79.4만원(3차)으로 나타났으며, 남녀 모두 연령이 높아질수록 근로장려금이 높아지는 것으로 나타났다. 또한 근로장려세제는 경제활동참가확률과 무관한 것으로 나타났는데, 이는 근로장려세제 시행으로 인해 가구 내 개인인 여성의 대체효과가 소득효과보다 커서 노동참가율이 증가할 것이라는 기존의 논의 및 예상을 뒷받침할 수 없는 결과였다. 그러나, 맞벌이 가구 내 여성은 경제활동참가확률을 높이는 것으로 나타났다. 향후 이러한 시도가 더욱 큰 의미를 가지기 위해서는 근로장려금 지급 발생 후의 충분한 성별 자료가 누적되어야 하며, 이를 바탕으로 보다 정교한 시뮬레이션이 행해져야 할 것이다.

핵심용어 : 근로장려세제(EITC), 근로장려금, 경제활동참가, 가구 내 여성

I. 서 론

우리나라 근로장려세제(Earned Income Tax Credit)는 2008년 도입되어 2009년 처음으로 근로장려금이 지급되었다. 근로장려세제는 제도 자체에 근로유인기능이 있어 일을 통해 빈곤에서 벗어나 경제적으로 자립할 수 있도록 지원해 주며, 저소

등 근로자가구에게 현금급여를 지급하여 실질소득을 증가시킴으로써 조세제도를 통한 소득재분배 효과를 기대하도록 설계되었다.

이처럼 조세를 통한 이전방식(Tax Transfer)인 EITC제도¹⁾는 미국정부가 1975년 근로빈곤층을 위해 도입하여 그 규모나 수혜자 측면에서 중요한 복지제도로 성장하였고, 다수의 선진국에서도 유사한 제도를 도입하고 있다(김재진, 2009). 우리나라는 1997년 후반기 외환위기를 겪으면서 중산층과 서민층이 붕괴되고 빈부격차가 심화되었으며, 세계화의 영향으로 노동시장의 유연성이 강조되면서 임시직, 일용직의 비율이 증가하는 가운데 2008년 미국발 금융위기의 여파로 국내경기가 빠르게 냉각되는 상황에서 근로장려세제의 중요성이 강조되었다. 따라서 오랜 논란 끝에 EITC형 제도인 근로장려세제가 2008년 도입되었다.

이처럼 근로장려세제 도입 이전의 연구들은 제도 도입의 타당성 및 이를 뒷받침하기 위한 정책 시뮬레이션의 연구가 주를 이루었으며, 근로장려세제가 도입된 이후에는 실증적인 연구보다는 기초생활보장제도 등을 보완 또는 대체할 수 있는 수단으로서 제도정비 등에 대한 연구들이 대부분이었다.

그러나, 근로장려세제는 기본적으로 임금 소득을 기반으로 하기 때문에 그 사회의 노동시장의 맥락을 이해하는 것이 필요하다. 특히 여성의 경제활동참여는 그 사회의 노동시장 상황에 의해 구조적으로 결정되는 것이기 때문에 여성의 경제활동참여율과 참여의 질의 수준은 여성의 안정적 생활을 보장할 수 있는 중요한 맥락적 요인을 구성한다. 그러므로 어떤 사회의 노동시장의 맥락이 여성의 경제활동참여율과 질을 보장하지 못하는 경우에는 제도적으로 보완되어야만 하는 특성을 지닌다(조선주 외, 2011). 하지만 근로장려세제 설계시 명시적으로 드러나는 부분은 차등이 없어 상기의 상황이 고려되었다고는 볼 수 없다.

1) EITC제도는 부의 소득세(Negative Income Tax, 이하 NIT)의 변형이라고 할 수 있다. NIT는 EITC의 기초 논리와 함께 파생될 문제점까지도 시사하고 있다. NIT는 1960년대 미국에서 제안된 것으로서 제안의 목적은 복지제도에 있어서 비효율성을 감소시키면서도 동등한 정도의 혜택을 저소득층에게 부여하기 위해서였다. 부의 소득세제의 적용방법은 소득신자고자의 신고액이 일정 수준의 면세점을 넘게 되면 그 초과분에 대해서는 누진과세를 하고, 반면에 면세점 이하 구간에 대해서는 면세액과 신고액과의 차액에 대해 일정비율을 곱한 금액을 조세환급 형식으로 지급하는 제도이다. 이와 같은 NIT는 Friedman (1962)이 제안한 이래 많은 관심을 받게 되었고, 이론적 보완과 더불어 그에 관한 실증 연구도 다수 진행되게 되었다.

또한 근로장려세제 시행에 따른 노동공급효과는 경제학적 이론에 기초한 예측과 실증분석에 의한 사례연구결과가 시사하는 바에 다소 차이가 있다²⁾. 그 이유는 이론적 논의가 주로 가구당 소득자가 한 명인 홑벌이가구나 맞벌이가구라고 할지라도 주소득자에 적용하는 것이 적절하기 때문이라 할 수 있다. 따라서 근로장려세제 시행에 따른 노동공급의 변화를 가구 내 개인인 주소득자-부소득자로 구분하여 설명하는 것이 필요하다. 왜냐하면 부소득자의 경우 근로장려세제가 시행된다면 일반적으로 대체효과가 소득효과보다 상대적으로 크게 나타날 것이라고 예측할 수 있고, 이에 따라 노동참가율·노동공급시간 모두 증가할 가능성이 높기 때문이다³⁾.

따라서 본 연구에서는 근로장려세제 도입 이후 실제 근로장려금 지급의 성별 현황을 분석하고, 한국조세재정패널자료를 사용하여 근로장려세제가 가구 내 개인, 특히 여성의 경제활동참가에 어떠한 영향을 미치는지를 실증 분석하고자 하였다.

II. 선행연구의 검토

EITC 시행에 따른 노동공급 효과는 경제학적 이론에 기초한 예측과 실증분석에 의한 사례연구로 나눌 수 있다. 사례연구에 의하면 EITC 유형 제도는 여성들의 노동공급과 높은 관련성을 가지고 있다. 우리나라에서는 맞벌이의 비중이 낮은 편이고, 가정생활의 상당부분을 여성이 책임지고 있으므로, 일·가정 양립을 위한 노동시장정책은 여성을 위주로 입안되고 운영되고 있다(기회비용의 측면과 실효임금의 측면). 그러나 이론적 연구와 사례연구가 시사하는 바는 다소 차이가 있다고 할 수 있으며, 그동안의 EITC가 여성의 노동공급에 미친 영향에 대한 실증적 연구들은 미국과 영국을 중심으로 이루어져 왔다.

-
- 2) 이론적 관점에서는 근로자의 소득구간에 따라 노동공급에 대한 효과가 상이한데, 점증 구간에서는 양의 대체효과와 부의 소득효과가 발생하며, 고정구간에서는 대체효과 없이 부의 소득효과만 발생하고, 점감구간에서는 대체효과와 소득효과가 모두 부의 방향으로 나타난다. 그러나 이러한 이론적 논의는 경험적 연구결과와는 다소 차이가 있다.
 - 3) 여성과 관련된 국내의 실증분석 연구로서 강병구(2007), 조선주(2008, 2009)의 연구가 있는데 마찬가지로 주소득자인 가구주를 기준으로 분석하였다.

먼저, 이론적인 연구 결과들을 살펴보면 근로장려세제와 관련 개인의 선택은 두 가지 단계를 거쳐 이루어진다고 정리해 볼 수 있다. 우선 개별 근로자들은 자신이 노동시장에 참가할 것인가를 결정하고, 다음으로 노동시장 참가를 결정한 경우 어느 정도의 노동을 공급할 것인가(노동시간)를 결정한다. 일반적으로 실질임금 상승은 근로자의 노동공급을 직접적으로 증가시키게 된다(대체효과). 반면에 이러한 소득 증가는 근로자의 여가에 대한 선호를 높이고 되고, 이에 따라 근로자는 노동공급을 줄이게 된다(소득효과). 노동공급에 대한 개인 선택과 마찬가지로 EITC 유형 제도의 노동공급 분석도 가격효과를 이용하여 설명할 수 있다. 따라서 EITC 유형 제도가 근로자에게 대체효과와 소득효과에 어떤 영향을 미치느냐에 따라서 노동공급이 결정된다. 이론적으로 EITC 유형 제도가 노동공급을 증가시킬 수 있는 가능성은 상대적으로 크지 않다고 볼 수 있거나 불확실하다.

<표 1> EITC 구간별 이론적 노동공급효과

급여구간	대체효과	소득효과	종합
점증구간	+	-	미정
고정구간	0	-	-
점감구간	-	-	-

자료: 조선주(2008)에서 재인용함.

그러나 이론과는 달리 실질적으로는 근로장려세제 시행에 따라 근로자의 노동시간 공급은 대개는 증가하는 것으로 나타나고 있다. 이는 EITC의 혜택을 받는 근로자의 경우, 해당 임금이 매우 낮은 수준이어서 근로자는 노동시장에 참가하지 않다가, EITC의 시행에 따라 실질임금이 상승하게 되어 이전에 노동시장에 참가하지 않던 근로자들이 자신이 받는 유효임금(effective wage)의 증가를 이유로 하여 새로이 노동시장에 진입할 유인을 갖게 되기 때문이다. 이와 동시에 해당 근로자들의 소득수준이 낮아 여가에 대한 선호가 강하지 않는 이유도 작용하기 때문이라고 할 수 있다.

특히 여성 노동공급에 관한 실증분석 연구들을 살펴보면 다음과 같다. 먼저 여성 한부모가구에 관한 연구로 Meyer(2002)의 연구가 대표적인데, EITC 제도의 확

대는 저학력 혹은 저소득·유자녀 여성 한부모가구의 취업률을 통계적으로 유의하게 증가시키는 것으로 나타났다. WFTC도 근로시간이 짧은 한부모의 근로의욕을 강화시키는 것으로 나타났다(Blundell, Duncan, Meghir, & McCare(1999, 2000)). 반면에, 고학력 및 고소득 편모 가구의 노동시간 감소는 이론상의 예측과는 달리 통계적으로 유의하게 나타나지 않았다(Meyer, 2002). Meyer(2002)를 포함해서 다수의 실증연구들은 EITC가 취업률에는 유의한 영향을 주었지만, 노동공급시간 변화에는 크게 영향을 미치지 못하는 것으로 결론을 내리고 있다. 한부모가구에 노동시장참가 효과(participation effect)만 두드러지게 나타나는 이유로 'intensive margin'의 탄력성이 실제로 낮아 자료에 나타나지 않을 수 있다는 점, 현실적으로 신축적인 노동공급시간의 선택이 어렵다는 점, 측정상의 문제, 그리고 EITC와 근로소득세의 혼재로 인한 납세자들의 EITC에 대한 인식 부족 등을 그 이유로 제시하였다(Eissa & Hoynes, 2005).

다음은 저소득 기혼여성에 관한 연구이다. 유지영·정영순(2007)은 미국의 1991~2002년 March CPS 자료를 사용하여, 1993년을 기점으로 1996년까지 점진적으로 있었던 클린턴 정부의 EITC 확대효과를 실증 분석하였는데, 그 결과 EITC가 저소득 기혼여성의 노동시장참여 및 취업에 미치는 영향은 부정적으로 나타났다. EITC 최대급여액을 한 단위 증가시킬 때마다 저학력 기혼여성의 노동시장참여 가능성은 약 15.4%, 취업은 약 19.6% 가량 감소할 수 있음을 보였다. 또한 남편만 일하는 기혼여성의 가구는 WFTC 도입으로 남편의 근로시간을 증대시키는 효과가 나타난다고 하였다(Blundell, Duncan, Meghir, & McCare(1999, 2000)). 또한 조선주(2009)에 따르면, 근로장려세제를 실시하면 배우자가 근로소득이 있는 기혼여성의 경제활동참가율이 증가되는 것으로 나타났으나 여성이 가구주이거나(1차 소득자)나 여성 한부모가구에는 무관한 결과가 나타났다. 이는 여성 한부모가구나 여성가구주 가구의 경제활동참가가 증가했다는 다수의 외국의 선행연구와는 반대되는 결과라고 볼 수 있는데, 이는 부부합산 소득이 1,700만원 미만인 저소득 맞벌이 가구의 여성은 근로장려세제로 인해 근로시간을 늘리기보다는 근로를 줄임으로써 기초생활수급대상으로 전락할 수 있음을 나타내는 결과라고도 해석하고 있다.

그러나 이러한 논의는 주로 가구당 소득자가 한 명인 홀벌이 가구에 적용하는 것이 적절할 것이다. 맞벌이 가구의 경우에는 근로장려세제 시행에 따른 노동공급

의 변화를 개별 근로자의 노동공급행위가 아니라 주소득자-부소득자를 구분하여 설명하는 것이 필요하다. 왜냐하면 부소득자의 경우 근로장려세제가 시행된다면 일반적으로 대체효과가 소득효과보다 상대적으로 크게 나타날 것이라고 예측할 수 있고, 이에 따라 경제활동참가율·노동공급시간 모두 증가할 가능성이 높기 때문이라고 할 수 있다. 따라서 본 연구의 실증분석에서는 근로장려세제 시행에 따른 가구 내 개인(가구주 및 가구원)의 성별 노동공급효과(경제활동참가)를 추정하고자 한 것이다.

Ⅲ. 우리나라 근로장려금 지급현황과 경제활동참여

본 절에서는 우리나라 근로장려세제가 어떻게 설계되었는지, 근로장려금 지급현황은 어떠한지 그리고 근로장려세제 도입으로 인하여 가구 내 개인의 경제활동 참여에 어떤 영향을 미칠 수 있는지를 검토해보고자 하였다.

여기서 근로장려세제가 어떻게 설계되어 있는지 파악하는 것은 조세가 근로장려금이라는 이름으로 이전되는 과정에서 가구 내 개인의 성별에 따라 어떤 차이를 가져올 수 있는지에 대한 함의를 제공해 줄 수 있기 때문이다. 따라서 근로장려세제의 기본구조, 수급자, 아동요건, 근로요건, 최대요건, 급여증감률, 급여단위를 분석하였다. 또한 근로장려세제는 가구단위 정책이지만 그 효과가 개인의 노동공급에 영향을 줄 수 있기 때문이다.

먼저 차상위계층을 정책목표로 하여 설계된 근로장려세제의 지급대상 가구가 되기 위해서는 근로소득이 있는 가구 중 네 가지 요건을 모두 충족해야 한다. 부부의 연간 총소득 합계액이 1,700만원 미만인 가구, 무주택이거나 기준시가 5천만원 이하의 소규모 주택을 한 채 소유한 가구, 자산가치 총합이 1억원 미만인 가구, 18세 미만 자녀 1인 이상 부양하는 가구이다. 이때, 신청요건을 모두 만족하더라도 3개월 이상 국민기초생활보장급여 수급자(생계, 주거, 교육급여), 외국인(내국인과 혼인한 외국인은 가능), 다른 신청자의 부양자녀인 경우에 해당되면 근로장려금을 신청할 수 없다. 근로장려금은 연간 총소득 1,700만원 미만인 가구에 대해 전년도 근로소득금액 기준으로 2009년부터 연간 최대 120만원까지 지급하게 되었다. 근로

소득구간별 근로장려금 형태는 다음과 같다. 점증구간은 총급여액 800만원 미만으로 근로소득 × 15%, 평탄구간은 총급여액 800만~1,200만원 미만으로 최대급여액인 120만원, 점감구간은 총급여액 1,200만~1,700만원으로 (1,700만원 - 근로소득) × 24%을 지급한다⁴⁾. 즉, 우리나라 근로장려세제의 설계는 급여의 단위가 저소득 가구 중심이다. 근로소득을 기준으로 지급되며, 아동 수에 영향을 받는다. 최대 급여는 120만원으로 평균임금의 약 4% 정도의 금액이 지급된다. 급여 증감률은 점증구간이 15%, 점감구간이 24%로 급여감소 시작시점은 평균임금의 38%이다(2009년 기준⁵⁾).

실제로 상기와 같이 제도의 시행 후 처음 지급된 근로장려금의 지급현황을 보면 다음과 같다(2010년 국세청 내부자료 재분석, 조선주 외(2011)에서 일부 재인용)⁶⁾.

- 4) 근로장려금은 부부합산 연간 근로소득에 따라 산정한다. 다만, 아래의 경우는 근로장려금 산정대상 근로소득에서 제외된다. -배우자·직계존비속으로부터 지급받은 근로소득, -사업자등록증 또는 고유번호가 없는 자로부터 지급받은 근로소득, -법인세법에 따라 상여 처분된 근로소득
- 5) 기획재정부의 공생 발전을 지원하기 위한 2011년 세법개정(안)(2011.9.7.)에 따르면, 근로장려세제(EITC)에 대해 개선사항이 제시되고 있으나 아직 시행일은 미정이다. 먼저 무자녀가구에 대해 근로장려금을 지급(조특법 §100의3)하는 것이다. 저소득 근로빈곤층의 근로유인 제고와 소득을 지원하기 위함이다. 두 번째는 근로장려금 지급대상자 개선 및 지급금액 확대(조특법 §100의3)에 대한 안이다. 부양자녀 수에 따라 근로장려금 적용대상 범위와 지급금액을 합리적으로 차등 조정하는 것이다. 세 번째는 근로장려금 지급방법 차등화(조특법 §100의5)에 대한 안이다. 소득구간별 근로장려금 지급방법을 부양자녀 수에 따라 4가지 유형으로 구분하여 지급하는 것이다.

부양자녀	총소득기준	최대지급액	구분	무자녀	1인 자녀	2인 자녀	3人以上
0인	1,300만원 미만	60만원	점증	0~600	0~800	0~900	0~900
1인	1,700만원 미만	120만원	평탄	600~900	800~1,200	900~1,200	900~1,200
2인	2,100만원 미만	150만원	점감	900~1,300	1,200~1,700	1,200~2,100	1,200~2,500
3人以上	2,500만원 미만	180만원					

- 6) 우리나라의 경우 근로장려세제 실시 과정에서 축적된 자료가 거의 없고 특히 성별 자료는 더욱 부재하기 때문에 성별지급현황을 분석하기 어렵다. 따라서 국세청의 공개되지 않은 원자료를 성별로 재가공하여 분석하였다. 근로장려금 지급 원자료 사용이 불가능할 경우 근로장려세제가 성별 및 어느 계층에 얼마나 영향을 미치는지, 소득분배효과는 어떤지를 실제 사례를 통해 확인할 수 없다. 또한 납세내역을 공개하지 않은 경우 총계 자료를 통한 세수추계는 세율 변화에 따른 행태와 세원 변화를 고려하지 않음으로써 세수 변화폭을 과대 추계할 가능성이 큰 문제점을 지닌다. 따라서 한국조세재정패널자료를 활용하여 추정하였다. 실제로 우리나라에서 과세정보를 요청하는 경우는 다음의 세 가지이다. ① 통계청장이 통계의 작성을 위하여 요구하는 경우, ②국회의원이 국정감사

2009년 근로장려금은 전체 590,720가구에 총 453,731백만원이 지급되었다. 성별 분포를 살펴보면, 남성이 신청한 가구는 358,932가구(60.8%)이며, 281,220백만원의 근로장려금(62.0%)이 지급되었으며, 여성이 신청한 가구는 231,788가구(39.2%)로 172,511백만원(38.0%)이 지급되었다.

세대유형별로 보면, 부부세대 가구는 455,443(77.1%)로 350,796백만원(77.3%)의 근로장려금이 지급되었고, 단독세대가구는 135,277가구(22.9%)로 102,935백만원(22.7%)의 근로장려금이 지급되었다. 특히 단독세대가구를 성별로 살펴보면, 여성 단독가구가 많은 것을 알 수 있다. 근로장려금 수급자 가구 중 여성가구가 52.3%로 남성가구보다 많고, 지급된 근로장려금도 51.5%로 남성가구보다 많은 것으로 나타났다.

<표 2> 단독세대의 근로장려금 지급현황

(단위 : 명, 백만원)

구분	2009년 지급내역			
	가구수(%)		근로장려금(%)	
단독세대	135,277	100.0	102,935	100.0
남성	64,483	47.7	49,927	48.5
여성	70,794	52.3	53,008	51.5

상기의 분석내용을 바탕으로 할 때, 우리나라 근로장려제도의 설계는 여성의 낮은 경제활동참가율과, 취약한 경제활동의 질로 인하여 근로장려금 수급권 확보에 친화적으로 설계되지 않았다. 또한 수급권이 확보된다고 하더라도 점증구간에 분포할 확률이 높아 빈곤탈출효과가 크지 않다. 이는 대상자 범위가 너무 협소하며, 지급하는 금액과 1년에 1회 지급하는 시기의 문제 등이 발생하기 때문이다. 또한 기혼여성의 경우 아동출산 및 양육으로 직업경력이 단절되는 경우 수급권이 없기 때문에 근로장려금이 실질적인 소득지원의 역할을 하기가 어렵다. 또한 급여지급

및 조사에 관한 법률에 따라 요구하는 경우, ③국민이 행정정보공개에 관한 법률에 따라 요구하는 경우이다. 이 중 ①은 법제화되었으나 사업자등록자료 받는 것에 머무른 상태이며, ②에 대해 국세청은 일반적인 정보요청규정만으로는 국세기본법 81조의 10 제1항 제6호 해당하지 않는다고 본다. 다른 법률에 과세정보를 요구할 수 있는 구체적인 근거조항이 있을 때만 적용된다는 것으로 ③은 불가능하다고 할 수 있다.

단위가 가구단위이므로 저소득 여성 가장가구와 여성 한부모가구의 경우 아동출산과 양육으로 인해 노동시장 참가 또한 제한적일 수 있는 문제를 지니고 있다.

또한 성별로 분석한 본 자료는 남성가구주, 여성가구주를 의미하는 것이 아니며, 부부나 단독가구 중 각각 남성, 여성이 신청하여 근로장려금을 받은 것이다. 앞서 분석한 바와 같이 단독가구는 전체 590,720가구 중 135,277가구(22.9%)이나 여성 한부모가구인지 남성 한부모가구인지는 자료의 한계로 인해 구분할 수 없다. 특히 세대유형을 성별로 살펴보면, 여성단독가구가 많은 것을 알 수 있는데, 근로장려금 수급자 가구 중 여성가구가 52.3%로 남성가구보다 많았으며, 지급된 근로장려금도 51.5%로 남성가구보다 많은 것으로 나타났다. 하지만 여기서 여성가구주의 비율은 여성단독세대나 부부세대 중 여성이 소득이 더 높은 경우를 의미하기 때문에 가구 내 개인 즉, 가구주 및 가구원의 경제활동참여에 어떠한 영향을 미쳤는지 알 수 없다. 그러므로 다음 장의 실증분석에서는 근로장려세제가 가구 내 개인의 경제활동참여에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하고자 하였다.

IV. 연구의 대상 및 모형의 설정

1. 자료의 특성

본 연구의 실증분석에 사용한 자료는 한국재정패널 2차년도, 3차년도 자료이다⁷⁾. 현행 국세청 자료는 연구 목적으로 활용하는 것이 불가능하며 가구 단위의 조세-지출-복지에 관한 포괄적 데이터도 부족한 상황이다. 실제 근로장려금 지급원자료 사용이 불가능할 경우 근로장려세제가 성별 및 어느 계층에 얼마나 영향을 미치는지, 소득분배효과는 어떤지를 실제 사례를 통해 확인할 수 없다. 또한 납세내역을 공개하지 않은 경우 총계 자료를 통한 세수추계는 세율 변화에 따른 행태와 세원 변화를 고려하지 않음으로써 세수 변화폭을 과대 추계할 가능성이 큰 문제점을 지닌다.

7) 2차년도 조사에서는 가구원의 단순한 인적 사항이 아닌 경제활동 상태에 대한 질문을 강화하여 근로월수, 구직여부, 구직/미구직 사유를 조사하였기 때문에 소득과의 관계 등을 보다 명확히 파악하고자 2차년도, 3차년도 조사자료를 사용하였다.

따라서 본 연구에서는 분석을 위해 가구단위의 조세-지출-복지에 관한 포괄적인 조사항목을 포함하고 있는 한국재정패널자료를 활용하여 추정하였다. 한국재정패널조사 자료는 제주도·도서지역을 제외한 일반 가구로 재정패널조사의 원표본가구인 5,014가구이며, 조사대상 가구의 만 15세 이상의 가구원 중 근로소득, 사업소득, 부동산임대소득, 이자 및 배당소득(1백만원 이상), 연금/보험소득, 기타소득, 정부 현금보조금 등의 소득이 있는 가구원의 지출과 소득에 대한 포괄적인 내용들을 조사하고 이를 바탕으로 개인의 행동을 예측하고 이를 바탕으로 하여 효과적인 조세재정 정책을 수립하고 시행하는 데 활용될 기초자료를 생산하는 것을 목적으로 하고 있다.

본 연구에서는 2차년도, 3차년도에 조사된 표본 5,039가구 중 맞벌이 가구와 홀벌이 가구를 선정하고, 2, 3차년도에 매칭되는 가구를 선택하여, 근로장려세제가가구 내 여성의 노동공급에 미치는 영향을 분석하였다. 맞벌이 가구는 837가구였으며, 홀벌이 가구는 3,045가구였다. 조세재정패널 2차년도 자료는 근로장려금이 없으므로 근로장려금 산정조건에 따라 근로장려금을 계산하였고(163가구), 3차년도에는 실제 근로장려금을 제시한 가구(52가구)를 선정하였다. 따라서 실증분석을 하기 위한 총가구 수는 <표 3>과 같다. 이 중 맞벌이 가구는 29.8%, 홀벌이 가구는 70.2%로 나타났다. 또한 홀벌이 남성가구는 전체의 44.7%, 홀벌이 여성가구는 16.3%를 차지하고 있었다.

<표 3> 분석가구 수

구분	특성		2차	3차	합계(비율)	
맞벌이	배우자가 있으며, 남성(남편)과 여성(부인)이 모두 경제활동을 하는 경우 남성이 가구주인 경우, 여성이 가구주인 경우 모두 포함		43	21	64	29.8
홀벌이	남성 가구주	배우자가 있으며, 남성(남편)만 경제활동을 하는 경우	71	25	96	44.7
		남성 한부모 가구	6		6	2.8
	여성 가구주	배우자가 있으며, 여성(부인)만 경제활동을 하는 경우	12	2	14	6.5
		여성 한부모 가구	31	4	35	16.3
합계			163	52	215	100.0

* 전체 응답 중 모름/무응답 제외.

* 무소득 그룹은 제외.

2. 모형 설정 및 변수 설명

가. 모형 설정

근로장려세제는 가구단위의 정책이지만, 근로장려세제로 인한 노동공급은 개인 단위이므로 가구단위 정책이 개인에게 주는 영향을 분석하고자 하였다. 우리나라 소득세는 개인단위로 부과되지만 각종 공제를 적용하는 과정에서 미혼자와 기혼자 간에 서로 다른 의사결정이 발생할 여지가 충분하기 때문에 개인단위의 노동공급 의사결정에 대한 분석과 더불어 가구단위 노동공급 의사결정에 대한 분석 및 가구단위 노동공급 의사결정에 대한 깊은 이해가 필요하다. collective model(Chiappori et al.(2002); Mazzocco(2007))은 가구를 구성하고 있는 가구원이 서로 다른 선호를 가지고 있으며 데이터에서 관찰되는 결과는 가구원 간의 협상 과정을 거친 결과라고 해석한다. 따라서 개별 가구원의 협상과정과 선호를 파악하는 것은 중요하다고 하고 있다.

따라서 가구주 및 가구원 개인의 경제활동 여부에 미치는 다른 변수의 영향을 통제한 후 근로장려세제가 가구주 및 가구원 개인의 경제활동에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

가구주 및 가구원 개인의 노동공급 의사결정은 이들이 속해 있는 가구 및 가구원의 특성에 크게 의존한다. 특히 자녀와 관련된 요인(영유아 유무, 보육비용 등)은 성별에 따라 각기 다른 영향을 미칠 수 있다.

관련 연구에서도 나타난 바와 같이 가구 및 개인소득과 근로장려세제는 개인의 경제활동 참여에 대해 외생변수가 아니므로 내생성의 통제가 필요하다. 본 연구의 주요 독립변수인 근로장려세제 역시 가구주 및 가구원 개인의 경제활동 참여와 내생관계에 있기 때문에, 이를 통제하는 것이 필요하다. 이와 같은 경우에 사용되는 대표적인 추정방식이 도구변수를 이용한 분석, 즉, 실효세율과 관련이 있으나 가구주 및 가구원 개인의 경제활동 참여 여부와 관계가 없는 변수를 활용한 분석이다. 또한 표본선택모형(sample selection), 통제함수추정(control function estimator) 등이 주로 사용된다.

도구변수를 이용한 분석의 경우, 도구변수, 즉, 근로장려세제와 관련이 있으나 개인의 경제활동 참여와 상관관계가 없는 변수를 찾아내는 것이 가장 중요하다. 그

러나 분석할 수 있는 자료가 갖추어진 변수에는 한계가 있기 때문에 적합한 도구 변수를 찾아내는 작업은 쉽지 않다. 한편, 문헌에서 가장 많이 사용되는 표본선택 모형의 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.

따라서 본 연구에서는 주요변수 간 내생성을 통제하기 위해 통제함수추정법(control function estimator)으로 분석하고자 하였다. 통제함수추정법은 종속변수와 내생성을 가진 독립변수가 있는 경우, 이들의 관계를 추정하기 위해 사용되는 방법 중 하나이다.

개구주 및 가구원 개인 i 의 경제활동참여를 y_{1i} , 근로장려세제 이외에 경제활동 참여시간에 영향을 미칠 수 있는 변수를 x_{1i} , 근로장려세제를 y_{2i} , 근로장려세제에 영향을 미칠 수 있는 변수를 x_{2i} 라고 하면, 통제함수추정법은 다음과 같은 모형으로 설명할 수 있다.

$$y_{1i} = \beta_1 + \beta_{x_1} x_{1i} + \beta_{y_2} y_{2i} + \beta_v \hat{v}_i + u_i$$

$$y_{2i} = \beta_2 + \beta_{x_2} x_{2i} + v_i$$

먼저 y_{2i} 방정식을 추정하여 \hat{v}_i 를 구한 후에, 이를 y_{1i} 방정식의 독립변수로 포함시킴으로써 y_{2i} 의 내생성을 통제하는 방법이다. 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 본 모형을 여성가구주 및 여성가구원뿐만 아니라 남성가구주 및 남성가구를 대상으로 추정하여 그 결과를 비교하고자 하였다.

나. 변수의 설명

이론적 배경에서 언급한 바와 같이 근로장려세제는 가구단위의 정책이지만, 가

가구 및 가구원의 노동공급은 개인단위이므로 가구단위의 정책이 개인에게 주는 영향을 분석한 것이다.

피설명변수는 가구주 및 가구원 개인의 노동시장참가 여부(임금근로자와 일용근로자를 경제활동에 참여하는 것으로 더미변수 처리)를 사용하였다. 설명변수로는 맞벌이(더미변수), 여성가구주(더미변수), 한부모(더미변수), 시간(더미변수), 근로장려금, 가구의 18세 미만 아동 유무(더미변수)를 사용하였다. 여기서 2차년도 근로장려금은 2009년 근로장려금 지급 조건에 따라 계산하여 새롭게 생성한 변수이며⁸⁾, 3차년도 근로장려금은 원자료에 있는 제시되어 있는 변수를 사용한 것이다. 아울러 근로장려금에 영향을 미치는 변수로는 개인의 연령(서열척도), 교육정도(서열척도)를 사용하였다.

<표 4> 사용변수의 기초통계

변수명			평균	표준편차	최소값	최대값	
개인 변수	여성	연령	척도	2.753623	1.458878	1	5
		교육	척도	4.162921	1.17957	0	7
	남성	연령	척도	2.613953	1.121077	1	5
		교육	척도	4.409302	1.080804	0	7
가구 변수	맞벌이		더미	.2976744	.4583026	0	1
	여성가구주		더미	.2465116	.4319857	0	1
	한부모		더미	.1906977	.393768	0	1
	18세미만아동		더미	.9846154	.1233937	0	1
	2차 근로장려금 (생성한 변수임)		-	77.9	34.8522286	0.75	119.76
	3차 근로장려금		-	79.4	33.2405834	14	111

8) 전체 가구데이터를 개인 데이터와 결합한 후 근로장려금의 형태와 조건에 맞는 178가구 및 배우자, 자녀 데이터 셋을 구축하였다. 먼저 전체 가구 5,037가구 중 19세 미만 자녀를 둔 가구는 2,248가구였다(여기서 남성 단독가구주는 46가구, 여성 단독가구주는 93가구였다). 이 중 부부합산 근로소득이 1,700만원 이하인 가구를 선정하였는데 전체 906가구였다. 이 중 주택조건이 무주택이거나 기준시가 5천만원 이하 주택을 한 채 보유한 경우는 전체 906가구 중 462가구였다. 다음으로 주택조건이 세대원 전원의 재산합계액이 1억원 미만인 경우를 제외하였는데, 전체 462가구 중 439가구가 되었다. 이 중 자영업자를 제외하니 443가구 중 최종데이터 셋인 178가구를 기준으로 한 가구, 개인 데이터 셋이었다. 이 중 3차년도에도 지속되는 가구만을 대상하였는데 이는 153가구였다.

V. 분석결과

실제 근로장려세제의 효과를 검증하는 데 있어서 근로장려세제가 시행된 이후의 근로장려금 지급자료가 존재한다면 검증은 쉬운 일이지만, 앞서 분석한 바와 같이 2차년도에는 근로장려금 지급자료가 없으며, 3차년도 자료에는 57가구가 있다. 따라서 앞서 설명한 바와 같이 2차년도 근로장려금을 추정하고, 3차년도 데이터를 스크린하여 사용한 것이다⁹⁾.

먼저 근로장려금에 영향을 미치는 요인을 분석하면 <표 5>와 같다. 여성, 남성 모두 연령이 근로장려금에 양의 효과를 미치는 것으로 나타났으며 교육수준은 통계적으로 유의미하지 않았다. 연령이 높을수록 높아질수록 임금수준이 높아졌다.

<표 5> 근로장려금에 영향을 미치는 요인

독립변수	종속변수 log(임금률)	여성	남성
		Coefficient(Std. Err.)	Coefficient(Std. Err.)
상수항		4.014748(.4268258)***	3.604146(.3567521)***
연령		.1171869(.0692745)**	.1842631(.062223)***
교육		-.05549(.0810975)	.0026316(.062223)
R ²		0.0245	0.0455

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

상기를 바탕으로 근로장려금(근로장려세제)이 경제활동참가에 미치는 효과를 가구 내 개인인 여성과 남성으로 나누어 추정하였다.

9) 기존의 연구들(강병구 2007, 조선주 2009, 조선주외 2011)은 관측 불가능한 근로장려세제의 효과를 관측 가능한 다른 변수의 효과로 대체하여 분석하였다. 즉, 근로장려세제의 시행에 따라 실질임금이 상승하게 되어 이전에 노동시장에 참가하지 않던 근로자들이 자신이 받는 유효임금의 증가를 새로이 노동시장에 진입할 유인을 갖게 된다. 따라서 근로장려세제의 효과를 세율인하로 인한 임금 상승으로 보는 가정 하에 검증하고 있다.

분석 결과 근로장려금은 노동시장참가확률과 무관한 것으로 나타났다. 즉, 근로장려제도의 시행으로 인해 가구 내 개인인 여성의 대체효과가 소득효과보다 상대적으로 커서 노동참가율이 증가할 것이라는 기존의 논의 및 예상을 뒷받침할 수 없는 결과이다. 그러나, 가구 내 여성은 맞벌이가구인 경우 노동시장참가확률을 높이는 것으로 나타났다.

<표 6> 경제활동참가 여부 추정 결과

독립변수 \ 종속변수 경제활동참가	여성	남성
	Coefficient(Std. Err.)	Coefficient(Std. Err.)
상수항	-1.029255(1.458022)	1.024799(.2013413)
ln(근로장려금)	.2168248(.2002697)	-.0523893(.1638219)
맞벌이d1	2.494577(.3377108)***	-.1221507(.2219783)
여성가구주d2	.5758489(.4605885)	-.3386457 (.3280539)
한부모d3	-	.5751021 (.362757)
18세 미만 아동	-.4829506 (1.26557)	.3185642 (.7648276)
시간	.4727083(.3164987)	.4491012(.2332267)
\hat{v}	-.3888839(.2577415)	-.2007376 (.2013413)
Pseudo R ²	.3511	0.396

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

VI. 결 론

상기에서 근로장려세제가 가구내 성별 노동공급에 어떠한 영향을 미치는지를 한국조세재정패널자료를 이용하여 실증 분석하였다. 근로장려세제는 가구단위 정책이지만 정책의 효과 분석은 가구 내 개인의 의사결정에 영향을 받기 때문에 가구단위 정책이 개인에게 주는 영향을 노동시장참가 측면에서 분석하였다.

실증분석 결과 근로장려금은 노동시장참가확률과 무관한 것으로 나타났다. 그러나, 가구 내 여성은 맞벌이가구인 경우 노동시장참가확률을 높이는 것으로 나타났다. 이는 근로장려세제의 시행기간이 길지 않고, 실제 근로장려금 지급 발생 후에 대한 자료가 52가구라는 자료상의 한계로 인해 발생하는 결과로 보인다.

그러나, 본 연구는 향후 근로장려세제가 근로빈곤층의 노동공급을 유인하는 효과적인 소득지원정책으로 정착하기 위해서는 가구 내 주소득자와 부소득자의 근로현황 및 기타 가구의 특성을 모두 고려해야 설계되어야 한다는 시사점을 제공해 주고 있다. 즉, 가구의 유형 및 개인의 유형 즉, 맞벌이 가구 내 여성, 홀벌이 가구 내 여성, 한부모인 여성 등에 따라 급여체계를 차등화하고 이들 가구의 2차 근로자들에 대한 노동감소 효과를 완화시키는 방향으로 제도가 발전해 나가야 할 것이다.

또한 자녀의 유무는 특히 여성의 노동공급에 있어 중요한 변수인데, 기존의 아동수당과 보육료 지원제도 등도 종합적으로 고려하여 근로장려세제의 순효과가 측정되어야 할 것이다

이러한 제약점을 감안하더라도 본 분석은 가구단위 정책이 개인에게 미치는 효과를 분석함으로써 개별 가구원의 선호를 파악하여 여성의 노동공급을 분석하였다는 데 그 의의를 지닌다고 할 수 있다. 향후 근로장려세제가 여성의 노동공급에 미치는 효과를 분석함에 있어 이 시도가 더욱 큰 의미를 가지기 위해서는 근로장려금 지급 발생 후에 대한 자료가 누적되어야 하고, 이를 바탕으로 보다 정교한 시뮬레이션이 행해져야 할 것이다.

VII. 참고문헌

- 강병구(2007), 「근로장려세제의 노동공급효과 분석」, 『노동정책연구』, 한국노동연구원.
- 기획재정부(2011), 『‘공생 발전’을 지원하기 위한 2011년 세법개정(안)』.
- 김재진(2005), 「근로빈곤층을 위한 선진국의 조세제도 - 영국사례(Working Tax Credit 및 Child Tax Credit제도)」, 『재정포럼』, 한국조세연구원.
- 김재진(2009), 「미국의 EITC의 태동과 시대상황」, 『재정포럼』, 한국조세연구원, 2009.
- 김재진·박능후(2005), 『한국형 EITC 도입 타당성 검토』, 한국조세연구원.
- 김혜성 의원실(2011), 「미래희망연대 국회 자료」, (2011. 3. 30).
- 보건복지가족부(2009), 「2009년 한부모가족지원사업안내」.
- 유지영·정영순(2007), 「미국 EITC의 근로유인 및 빈곤완화 효과에 대한 연구-저학력 기혼여성을 중심으로」, 한국사회복지학회 2007년도 국제학술대회 자료집, pp. 337-342.
- 재정경제부 근로장려세제추진기획단(2007), 「근로장려세제(EITC)해설」.
- 전병목 외(2006), 「우리 현실에 맞는 EITC 실시방안」, 한국조세연구원 EITC정책토론회.
- 전병목·장용성(2005), 『조세재정정책이 노동시장에 미치는 영향』, 한국조세연구원 연구보고서.
- 전영준(2010), 「근로장려세제와 최저임금제의 고용 및 후생증진 효과」, 『월간 노동리뷰』, 2010년 6월호 pp. 48-63.
- 조선주 외(2008), 『근로장려세제(EITC)와 여성의 노동공급: 실증분석과 정책과제』, 한국여성정책연구원.
- 조선주(2009), 「근로장려세제가 여성의 노동공급에 미치는 영향」, 한국노동연구원, 『노동정책연구』, 제9권 3호, pp.29-54.
- 조선주 외(2011), 『근로장려세제의 성별영향평가』, 여성가족부.
- Blundell, Richard, Earned Income Tax Credit Policies: Impact and Optimality, The Adam Smith Lecture, 2005, Labor Economics, Vol. 13, 2006, pp.423~443.
- Edgerton, J. The Earned Income Tax Credit and the Labor Supply of Married Couples, Stanford University, 2002.

- Eissa, N. and H. Hoynes, Behavioral Responses to Taxes: Lessons from the EITC and Labor Supply, NBER Working Paper 11729, 2005.
- Gruber, The Incidence of Mandated Maternity Benefits, *American Economic Review*, 84(3), p622-641.
- Hotz, V. J. and J. K. Scholz, The Earned Income Tax Credit, NBER Working Paper, 2001.
- Hotz, V. J., C. H. Mullin, and J. K. Scholz, Examining the Effect of the Earned Income Tax Credit on the Labor Market Participation of Families on Welfare, NBER Working Paper 11968, 2006.
- Meyer, Bruce D., Labor Supply at the Extensive and Intensive Margins: The EITC, Welfare, and Hours Worked, *American Economic Review*, Vol. 92, No. 2, 2002, pp.373-379.
- Scholz, J. K. In-Work Benefits in the United State: The Earned Income Tax Credit, *The Economic Journal*, 106(434), p156-169, 1996.
- Ventry, Jr. Dennis J, " The Collision of Tax and Welfare Politics: The Political History of the Earned Income Tax Credit, 1969-99", *National Tax Journal*, Special Issue, The Earned Income Tax Credit, volume LIII, No. 4. Part 2. 2000.

친환경 자동차세제개편의 소득재분배효과 분석

■ 김 승 래* · 임 병 인**

* 한림대학교 경제학과 교수, e-mail: srkim@hallym.ac.kr

** 충북대학교 경제학과 교수, e-mail: billforest@hanmail.net

차 례

I. 서론	167
II. 자동차세제의 현황 및 해외사례	169
1. 자동차세제 현황	169
2. 친환경 자동차세제 개편의 해외사례	173
III. 환경 자동차세제개편 시나리오	176
1. 과세표준 비교	176
2. 친환경 자동차세제개편의 시나리오 설정	180
IV. 친환경 자동차세제개편의 소득재분배효과	185
V. 결론 및 정책시사점	191
VI. 참고문헌	193

친환경 자동차세제개편의 소득재분배효과 분석

김 승 래 · 임 병 인

요 약

최근 전 세계적으로 자동차 관련 세제를 보다 친환경적으로 전환하는 분위기가 조성되고 있다. 이미 많은 주요 선진국들은 자동차 관련 세제 기준을 CO₂ 배출량이나 연비 등으로 전환하고 있으므로, 우리나라의 자동차 관련 세제도 환경친화적으로 개편되어야 할 필요성이 커지고 있다. 이에 본 논문에서는 국가발전의 새로운 패러다임으로서 저탄소 녹색성장을 선도하고 자동차업계의 국제경쟁력 강화를 위하여 배기량(cc) 중심의 현행 자동차세제를 연비 또는 CO₂ 배출량 등 친환경 세제로 개편하는 방안을 고려했다. 그리고 한국조세연구원의 2010년 재정패널자료를 이용하여 이러한 친환경 자동차세제 개편으로 인한 소득재분배효과의 정책적 함의를 분석하였다. 분석결과에 따르면 첫째, 연비 및 CO₂ 배출량 기준 개편방안은 모두 현행 자동차세제보다 부담이 더 커지고, 지니계수의 변화율이 현행 자동차세의 변화율인 0.26%보다 더 커서 소득분배에는 다소 부정적임을 보여준다. 둘째, 연비 기준과 CO₂ 배출량 기준 모두 중분류(7단계)의 세율구간의 개편방안이 세부담 증가 정도와 지니계수 변화율이 가장 낮아 소득분배 측면에서 더 유리한 개편임을 보여준다. 셋째, 연비기준 개편방안의 지니계수는 미미하지만 CO₂ 배출량 기준 개편 방안의 지니계수에 비해 더 커 연비기준 자동차세제 개편이 CO₂ 배출량 기준에 비하여 소득분배에 더욱 부정적임을 시사해 주고 있다. 이상의 분석 결과에서 향후 친환경 자동차세제개편은 CO₂ 배출량 기준의 7단계 세율구간으로의 개편이 형평성과 세부담 측면에서 검토 대안 중에서 가장 바람직한 방안임을 알 수 있다.

핵심주제어: 자동차세, 연비, CO₂ 배출량, 소득재분배효과, 친환경

JEL 주제분류: H21, D58, C51

I. 서 론

2005년 2월 교토의정서가 발효된 것을 계기로 환경보전에 대한 국제적 관심이 더욱 고조되고 있는 상황에서, 세계 각국은 온실가스를 줄이면서 경제성장을 모색

하는 녹색성장(green growth)의 필요성이 커지고 있다. 우리나라는 CO₂ 배출량 세계 10위(2005년 기준)와 그 증가율이 세계 1위로 향후 온실가스 감축의무국으로 지정될 가능성이 매우 높은 상황이다. 이에 우리나라는 최근 2020년 온실가스를 배출전망치 대비 30% 감축기로 결정(2009.11.17) 공표하였고, 적절한 규제와 관련 녹색산업의 활성화를 통하여 저탄소 녹색성장을 실질적으로 지원할 수 있는 탄소세 도입 등 에너지 및 자동차 부문의 정책대안 개발을 활발하게 모색하고 있다¹⁾. 전 세계적으로도 탄소세 등 환경친화적 세제개편의 분위기가 강화되고 있다. 이미 많은 EU국가들은 자동차 관련 세제 기준을 CO₂ 배출량이나 연비 등으로 전환하고 있는 중이다. 이러한 상황에서 우리나라의 현행 자동차 관련 세제도 환경친화적으로 개편되어야 할 필요성이 커지고 있다.

그러나 우리나라의 수송부문 관련 현행 조세체계는 환경오염의 사회적 비용을 반영하지 않아서 환경오염 저감과 에너지 소비절약을 유도하지 못하며, 교통부문 지원, 산업지원 및 지역균형발전 지원 등을 위해 매우 복잡하게 운영되고 있다. 가령, 수송부문 에너지세제는 도로 등 특정 용도에 지출이 집중된 목적세적 성격으로 인해 재정운용의 비효율성을 초래하고 있다. 수송부문 이외의 산업, 발전부문 등에서는 에너지 가격의 현실화가 필요하며, 산업지원 측면에서 비과세조치 및 감면이 과도하게 존재하는 상황이다. 더욱이 자동차 관련 세제도 에너지 효율성 개선을 위한 경제적 인센티브도 미약하다. 국내 판매 자동차(2008년)의 평균 CO₂ 배출량(190.5g/km)은 유럽차량(153.5 g/km) 대비 약 24.1% 정도 높은 수준이다. 또한 자동차 주요 수출국은 글로벌 녹색경쟁(green race)에서 국제시장 선점을 위해 CO₂ 배출량 또는 연비 규제를 강화하고 있고, 이는 해외 자동차 수요에 반영되므로 국내 업계의 국제경쟁력을 좌우할 수 있다. 이를 위하여 세계 각국은 향후 자동차 세제의 친환경적 개편을 통하여 자동차의 CO₂ 배출량 감축, 연비 향상을 위한 단계적 국가 목표 달성을 지원하는 방안이 추진하고 있다. 세계 자동차시장은 내연기관에서 친환경·고효율의 차량으로 패러다임이 급변하고 주요 선진국들은 관련 세제개편 등을 통해 이를 집중적으로 육성 중이다. 이러한 친환경세제개편은 자동차업계의 기술개발, 소비자의 친환경차량 구매를 유도하여 녹색산업 육성과 녹색생활 확산에 기여하고 있다.

1) 이에 대한 보다 자세한 내용은 김승래(2009, 2010) 등 참조

이에 본 논문에서는 국가발전의 새로운 패러다임으로서 저탄소 녹색성장을 선도하고 자동차업계의 국제경쟁력 강화를 위하여 과세기준을 배기량(cc) 중심의 현행 자동차 세제에서 연비 또는 CO₂ 배출량 등 보다 친환경적 세제로 개편하는 정책방안을 심층적으로 분석하였다. 특히 이러한 친환경 자동차세제개편이 소득재분배에 미치는 핵심적 문제에 중점을 두고 한국조세연구원의 2010년 『재정패널자료』를 이용하여 분석하였다. 우리나라의 경우 이러한 친환경 자동차세제개편으로 인한 소득계층별 소득재분배효과를 실증적으로 분석한 연구는 없다. 다만, 임병인·안종범(2003)과 임병인(2004)이 과거 자동차세제의 누진성을 분석하여 소득재분배효과를 살펴본 것이 있다. 임병인·안종범(2003)은 『가계동향조사』자료를 이용하여 현행 자동차세제의 누진성을 분석하고 차등과세제도를 평가하였고, 임병인(2003)은 자동차 관련 세제의 형평성 효과를 차등과세제도와 주행세의 상치 효과와 함께 분석한 연구이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ장은 자동차세제 현황 및 해외의 개편사례를, 제Ⅲ장에서는 연비 또는 CO₂ 배출량 등 친환경 자동차세제의 과세표준을 비교해 본다. 그리고 제Ⅳ장에서는 최신 『재정패널자료』를 이용하여 우리나라의 친환경 자동차세제 개편방안이 유발하는 소득분배의 형평성 효과 분석을 통하여 소득재분배에 대한 정책적 함의를 알아본다. 마지막으로 제Ⅴ장은 결론 및 정책시사점이다.

Ⅱ. 자동차세제의 현황 및 해외사례

1. 자동차세제 현황

자동차 관련 세금은 현재, 구매, 보유 및 이용단계에서 각각 부과되며, 구매단계에서 6개, 보유단계에서 2개, 이용단계에서 4개 등 총 12개 세금이 부과되며, 수입차에는 관세가 추가된다. 이를 자세히 살펴보면 자동차의 구매 및 취득 단계에서 자동차 구입가액에 따라 개별소비세와 그에 부가되는 교육세, 부가가치세, 취·등록세가 부과된다. 그리고 자동차의 보유 단계에서 자동차 배기량에 따라 자동차세와 그에 부가되는 지방교육세가 부과된다. 자동차세의 경우 현재 CO₂ 배출량이나 연비가 아니라 엔진 배기량(cc)을 기준으로 하기 때문에 친환경차에 불리하게 설

계되어 있다. 차령이 3년 이상인 비영업용 승용자동차는 매년 5% 경감하여 차령인 12년 이상인 차량의 50%를 하한선으로 하고 있다. 이를 차등과세제도라고 한다. 이 경우 차령이 12년을 초과하는 자동차에 대하여는 그 차령을 12년으로 본다. 또한 자동차의 운행 단계에서는 교통·에너지·환경세와 그에 부가되는 교육세 및 주행세 그리고 부가가치세가 부과된다.

<표 1> 자동차 관련 세제 현황

단계	세목	징수주체	과세표준	세율 (한미FTA이후)
구매 단계	개별소비세 ¹⁾	국세	승용자동차의 출고가 (수입차는 관세 8% 부과후)	0, 5, 10% ²⁾ (0, 5, 5%)
	교육세	국세	승용자동차 특별소비세액	30%
	부가가치세	국세	자동차 가격 (특소세 및 특소세분 교육세 부과후)	10%
	취득세	지방세	자동차 가격 (특소세 및 특소세분 교육세 부과후)	2%
	등록세	지방세	자동차 가격 (특소세 및 특소세분 교육세 부과후)	5%
	관세	국세	수입 승용차	8% (0%)
보유 단계	자동차세	지방세	승용차 배기량	cc당 80원~220원 ³⁾ (80원~200원)
	지방교육세	지방세	자동차세액	30%
이용 단계	교통에너지 환경세 ³⁾	국세	휘발유 경유	리터당 630원 리터당 350원
	교육세	국세	교통세액	15%
	주행세	지방세	교통세액	26.5% (32.5%)
	부가가치세	국세	휘발유, 경유, 부탄	10%

- 주: 1) 기본세율의 상하 30% 범위내에서 대통령령으로 정하는 탄력세율
(예, 2004.03.24부터 2005.12.31까지 승용차 세율 20% 인하, 4%와 8%가 적용되었음)
2) 800cc 이하 경차 면제, 2000cc 이하 중소형 5%, 2000cc 초과 대형 10%
3) 제시된 수치는 기본세율이며, 기본세율의 30%범위 내에서 대통령령으로 정하는 탄력세율 적용
4) 자동차세의 세율은 다음과 같음

영업용		비영업용	
배기량	cc당 세액	배기량	cc당 세액
1,000cc 이하	18원	800cc 이하	80원
1,600cc 이하	18원	1,000cc 이하	100원
2,000cc 이하	19원	1,600cc 이하	140원
2,500cc 이하	19원	2,000cc 이하	200원
2,500cc 초과	24원	2,000cc 초과	220원

자료: 김승래(2010)

일반적으로 자동차는 미세먼지와 질소산화물 등 대기오염물질과 이산화탄소를 배출하며, 교통혼잡과 도로파손을 일으켜 상당한 사회적 비용을 야기한다. 선진국에서는 환경오염비용을 야기시키는 원인자에게 자동차의 구매, 보유 및 이용에 따른 조세부담을 강화하여 자동차의 환경친화적 책임을 유도하고 있다.

반면, 현행 우리나라의 자동차 관련세제 중에서 오염물질 배출이 적은 자동차의 생산과 사용을 촉진하는 유일한 조치는 아직까지 ‘지방세법’ 제196조5 제1항 제2호에 근거한 전기, 태양, 알콜 승용차에 대해 자동차세로 연간 10만원을 부과하고 있는 것뿐이다. 따라서 우리나라의 현행 자동차 세제는 주요 선진국의 사례와 같이 향후 세제개편시 자동차의 구매, 보유 및 이용에 따른 조세부담을 환경오염 유발 정도를 반영할 수 있도록 차종별로 차등화할 필요성이 증대되고 있는 추세이다.

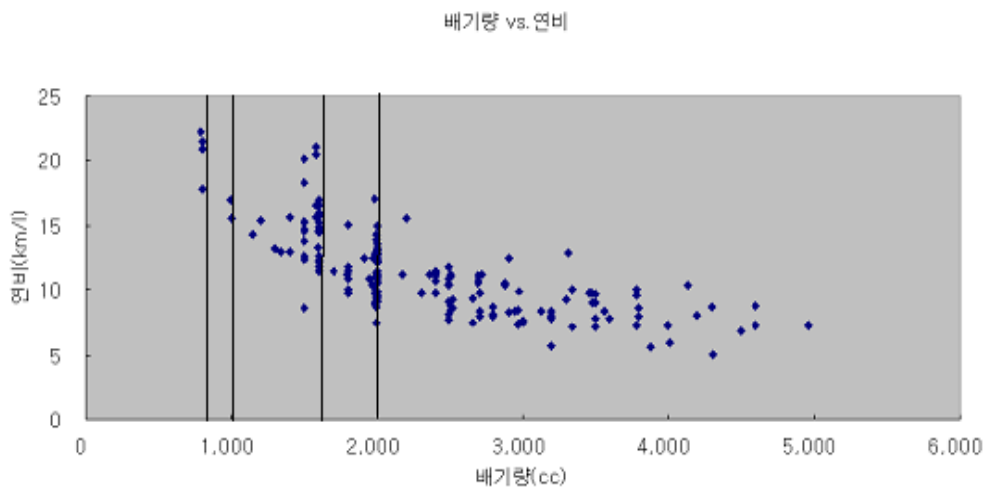
다음으로 자동차 관련 세수는 소득수준 향상에 따른 국내 자동차 보급 확대로 인해 꾸준히 증가하고 있다. 이러한 자동차 관련 세금은 최근 한미 FTA협상에서 미국 측이 대형차 위주의 수입차에 대한 세제상의 차별 시정이라는 명목으로 국내 자동차관련 세제 개편을 요구하여 향후 일부 관련 세목 및 관련 세수에 있어 변화가 예상된다.

먼저 자동차 개별소비세는 현재 배기량에 따라 0%(경차; 800cc 이하), 5%(소·중형; 2000cc 이하), 10%(대형; 2000cc 초과)의 3단계로 차등 과세되고 있는데, 이 중에서 한미FTA협상 타결로 2000cc 초과외의 개별소비세 세율을 현행 10%에서 5%로 한미FTA 비준 이후 3년에 걸쳐 인하하여 단일화될 예정이다. 또한 보유단계의 현행 자동차세는 800cc 이하(cc당 80원), 1000cc 이하(cc당 100원), 1600cc 이하(cc당 140원), 2000cc 이하(cc당 200원), 2000cc 초과(cc당 220원)와 같이 배기량에 따라 5단계로 차등 과세되고 있는데, 한미 FTA 타결로 향후 3단계인 1000cc 이하(cc당 80원), 1600cc 이하(cc당 140원), 1600cc 초과(cc당 200원)로 간소화될 예정이다.

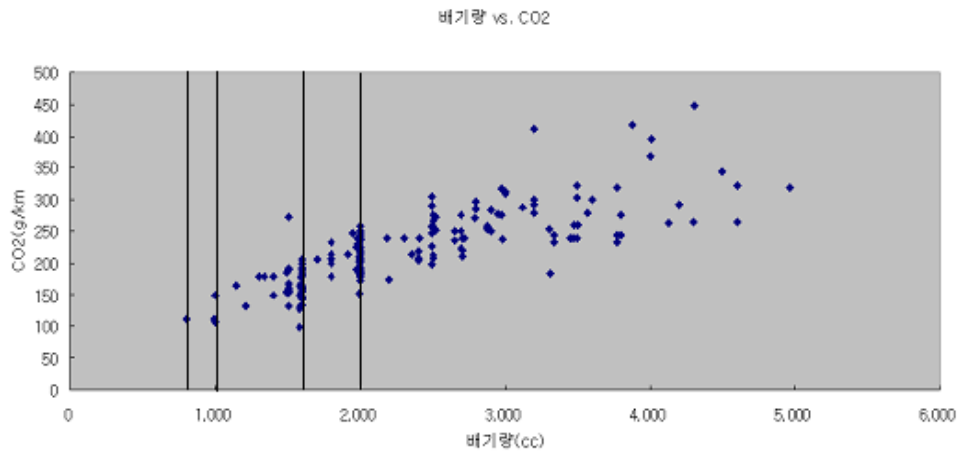
그리고 자동차 관련 세제의 과세단계별 세수 비중은 환경보전이나 교통혼잡에 대한 규제의 상대적 긴급성, 중앙 및 지방정부 재원 마련 방법, 지역발전 및 각종 사회적 목적 등 여러 가지 국가별 정책적 목표뿐만 아니라 구성 세목의 근본적 성격이나 국세와 지방세간 역할분담(세목구성) 등에 의해 결정되고 있다²⁾.

한편, 우리나라의 2009년 기준 승용차의 보유대수를 배기량별로 보면, 경형에 해당하는 800cc 이하는 74만 6천대로 5.7%를 차지하고 있다. 여기서 800~1,000cc 이하는 27만 7천대로 2.1%, 1,000~1,600cc 이하는 349만 3천대로 26.8%, 1,600~2,000cc 이하는 536만 5천대로 41.2%를 각각 나타내고 있다. 또한 2,000~2,500cc 이하는 122만 4천대, 2,500cc 초과는 191만 9천대로 각각 9.4%와 14.7%의 비중을 차지하고 있다 ([그림 1] 참조).

[그림 1] 비영업용 승용자동차의 배기량 및 기타 특성 분포 (2009년)



2) 우리나라의 경우 자동차 이용단계 대비 자동차 취득 및 보유단계의 세수비중이 선진국과 비교하여 상대적으로 낮은 편으로 평가되고 있다(이에 대한 논의는 김승래·박상원(2006) 참조). 그리고 우리나라의 최근 자동차세 현황을 살펴보면, 2009년 부과액 기준으로 3조 2,930억원이며 이 중 비영업용 승용차가 3조 1,490억원으로 전체 자동차세수의 95.6%를 차지하고 있다. 그리고 1년 미만(2009년 12.31 기준)의 차량의 자동차세 세수는 전체 세수의 약 12.57%를 차지하고 있다.



자료: 자동차공업협회, 에너지관리공단, 국토해양부(2010)

2. 친환경 자동차세제 개편의 해외사례

세계적으로 환경에 대한 중요성이 부각되고 있음에도 불구하고, 우리나라는 다른 선진국들에 비해 대기오염 억제를 위한 자동차부문의 정책추진이 그동안 미진한 수준이었다. 선진국들은 이미 배기가스 규제 강화, CO₂ 배출량 삭감 등을 목표로 자동차세제 전반에 환경관련 세제를 강화하였다. 최근 EU는 지역 내에 반입되는 차량에 대하여 CO₂ 배출량에 대해 규제할 계획이라고 발표함에 따라, 우리나라 주요 수출품목 중 하나인 자동차의 수출증대에 장애요인으로 작용할 수 있다. 따라서 에너지부문의 적절한 규제와 녹색산업의 활성화를 통하여 저탄소 녹색성장 지원을 위한 자동차 부문을 포함하는 각종 정책대안의 개발이 시급하다. 대부분의 선진국은 자동차 운행으로 인한 환경오염비용을 세금에 반영시키기 위해 자동차 관련세제를 환경친화적으로 개편하고 있는 추세이다.

이러한 세제개편은 기존세제에 저공해차량에 대한 세제혜택을 도입하거나, 현행 세제에 오염물질 배출량을 기존의 과세표준에 추가하거나 혹은 오염물질 배출량을 과세표준으로 설정하는 방향으로 추진되고 있다³⁾. 기존의 과세표준에 오염물질

3) 장기적으로는 지속적인 소득향상과 기술진보로 인하여 자동차 관련 세제의 사치억제 과세기능은 점차로 약화되어 갈 것으로 예상되며, 도로파손, 교통혼잡이나 환경오염이라는

배출량을 추가할 경우에는 CO₂ 배출량과 연비를 고려하는데, 이것은 연료효율 향상은 물론 CO₂ 배출량 감축을 목표로 하는 것이다.

EU는 2015년까지는 신규로 제작되는 비업무용차량(passenger cars)에 대해 CO₂ 배출량을 현재의 175.9g/km에서 130g/km로 감축시킬 것을 목표로 하고 있다. 이와 함께 오는 2020년까지는 새로 출고되는 자동차의 CO₂ 배출량 한도를 1km 주행에 95g으로 낮춘다는 데도 합의하였다. CO₂ 배출량(또는 연료효율)을 기준으로 하는 자동차관련 세제를 도입한 EU회원국은 2009년 4월 기준 17개국⁴⁾이며, 이러한 기준의 도입국가는 점점 증가할 것으로 전망이다. 전 세계적으로 환경세(탄소세) 도입 분위기가 무르익고 있는 와중에 자동차관련 세제를 배기량 기준에서 CO₂ 배출량이나 연비 기준으로 전환해야 한다는 의견들이 피력되고 있다. 더욱이 많은 EU국가들은 이미 자동차 관련 세제 기준을 CO₂ 배출량이나 연비 등으로 하고 있을 뿐만 아니라, 자동차보유세의 과세기준도 CO₂ 배출량이나 연비로 전환하려는 움직임이 활발한 상황이다. 이러한 과정에 우리나라의 자동차세제도 환경친화적으로 개편되어야 할 필요성이 커지고 있다.

특히 EU회원국들은 CO₂ 배출량과 연료효율성 기준으로 하는 자동차관련 세제를 도입할 뿐만 아니라, 자동차 생산 및 구매단계에서 각종 세제 혜택과 보조금 지급을 통해 친환경차 개발 및 수요촉진을 장려하고 있는 추세이다.

국가별 자동차관련 세제 과세방식을 살펴보면, 덴마크 등 일부 국가는 연비 기준과 연료형태에 따라 세액을 차등적용 중이나, 대부분 EU 국가는 CO₂ 배출량에 따라 세액을 산정하여 부과하고 있다. 이러한 과세 방식은 국가별로 다양하게 운영되나, 크게 2가지로 나누어 볼 수 있다. 첫째, CO₂ 배출량(연비)에 따라 구간을 구분하여 세액(세율)을 차등 설정하는 방식과 둘째, 배기량기준에 추가하여 CO₂ 배출량(연비)에 따라 자동차 세액을 조정하는 방식이다. 첫 번째 방식은 덴마크, 영국, 프랑스, 핀란드, 룩셈부르크, 스웨덴 등이 시행하고 있으며, 사이프러스와 네덜란드 등은 두 번째 방식을 선택하고 있다.

새로운 형태의 사회적 비용(외부불경제)을 줄이기 위해 교정적(corrective) 물품세 기능이 더욱 부각될 것으로 보인다.

- 4) ACEA(2009), 오스트리아, 벨기에, 사이프러스, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 독일, 아일랜드, 이탈리아, 룩셈부르크, 말타, 네덜란드, 포르투갈, 루마니아, 스페인, 스웨덴, 영국

<표 2> EU국가의 자동차관련 과세방법(CO₂ 또는 연비 기준)

구분	세목	과세횟수	CO ₂ 또는 연비	비고
오스트리아	자동차연료소비세	1회	연비, CO ₂	- 연비 기준 연료소비세에 구매시 CO ₂ 배출량에 따른 Bonus-Malus 체계(휘발유차와 디젤차에 대해 차등 지급)
벨기에	자동차소비세	1회	CO ₂	- Bonus-Malus 체계
키프로스	자동차등록세	1회	실린더, CO ₂	- 하이브리드차나 대체연료차에 대해 장려금 지원
	자동차세	순환	실린더, CO ₂	- 150g/km 이하인 경우 배기량 기준 세액 외 15% 감면
덴마크	자동차연료소비세	순환	연비	- 연료형태(휘발유와 디젤)에 따라 차등·누진과세(디젤 중과)
핀란드	자동차세등록세	1회	CO ₂	- 소매가격의 일정 비율: 12.2%(60g/km), 48.8%(360g/km)
	자동차세	순환	CO ₂	- 2010년부터 적용(이전에는 차량 무게에 근거하여 과세)
프랑스	자동차등록세 (CO ₂ 고배출차)	1회	CO ₂	- Bonus-Malus 체계
독일	자동차세	순환	CO ₂	- 120g/km 이상일 경우 CO ₂ g/km마다 2 유로(2011년까지)
아일랜드	자동차등록세	1회	CO ₂	- 모든 차종에 대해 동일·누진세율
	자동차세	순환	CO ₂	- 모든 차종에 대해 동일·누진세율
이탈리아	자동차소비세	1회	CO ₂	- 대체연료차(CNG, LPG, 전기, 수소 등)에 대해 인센티브 지급
룩셈부르크	자동차세	순환	CO ₂	- 연료형태(휘발유와 디젤)에 따라 차등·누진과세
몰타	자동차등록세	1회	CO ₂	- 차량 등록가와 차량 길이도 동시 고려
	자동차세	순환	CO ₂	- 첫째 5년 동안 CO ₂ 만 기준, 그 외 차량 고려 과세
네덜란드	자동차등록세	1회	CO ₂ ¹⁾	- CO ₂ 배출량에 따라 휘발유와 디젤차, 하이브리드차에 차등
	자동차세	순환	CO ₂	- 휘발유와 디젤차에 대해 차등
포르투갈	자동차소비세	1회	CO ₂	- 휘발유차, 디젤차, LPG, 하이브리드차에 대해 차등·누진과세
	자동차순환세	순환	CO ₂	- 모든 차종에 대해 동일과세·누진세율 적용
루마니아	자동차등록세	1회	CO ₂	- 하이브리드차 등 면제
스페인	자동차등록세	1회	CO ₂	- 모든 차종에 대해 누진세율 적용
스웨덴	자동차세	순환	CO ₂	- 휘발유차와 디젤차에 대해 차등, 고정세율 적용
영국	자동차세	순환	CO ₂	- 휘발유차와 디젤차에 대해 차등 ²⁾ ·누진세율 적용

주: 1) 가격에 근거하여 등록세 부과하나, 연료효율의 CO₂ 배출기준으로 연료형태별 Bonus-Malus 체계

2) 2010년부터 휘발유와 디젤차에 대해 통합

자료: ACEA(2009)와 OECD(2009)에서 재정리; 김승래(2010) 재인용

Ⅲ. 환경 자동차세제개편 시나리오

1. 과세표준 비교

우리나라는 최근 자동차관련 제도를 환경친화적으로 개편할 필요성이 대두됨에 따라, 소비자의 합리적인 자동차선택을 유도하기 위한 “자동차에너지소비효율 및 등급표시에 관한 규정”이 2008년 3월 개정되어, 2008년 8월부터 본격적으로 운영되고 있다. 우리나라의 경우 연비는 1989년 4월부터 측정관리하고 있으며 2003년부터 측정방법을 변경하여 시행, 그리고 CO₂ 배출량은 2005년부터 측정하기 시작하여 2008년 8월부터 연비·등급 라벨에 병행하여 표시하기 시작하였다. 자동차 연비(km/ℓ)는 정해진 양의 연료로 자동차가 달릴 수 있는 거리를 표시한 것이며, 주로 1리터의 연료로 달릴 수 있는 km를 단위로 사용한다. 이는 연료소비의 에너지효율성을 논의할 때 사용하는 기준으로 1리터의 연료로 주행할 수 있는 거리로서 숫자가 높을수록 에너지효율이 우수한 자동차를 의미한다. 그리고 자동차의 CO₂ 배출량(g/km)이란 1km를 주행할 때 배출하는 CO₂의 양(g)으로서 자동차의 환경효율성을 의미하며 숫자가 낮을수록 친환경 자동차를 의미한다.

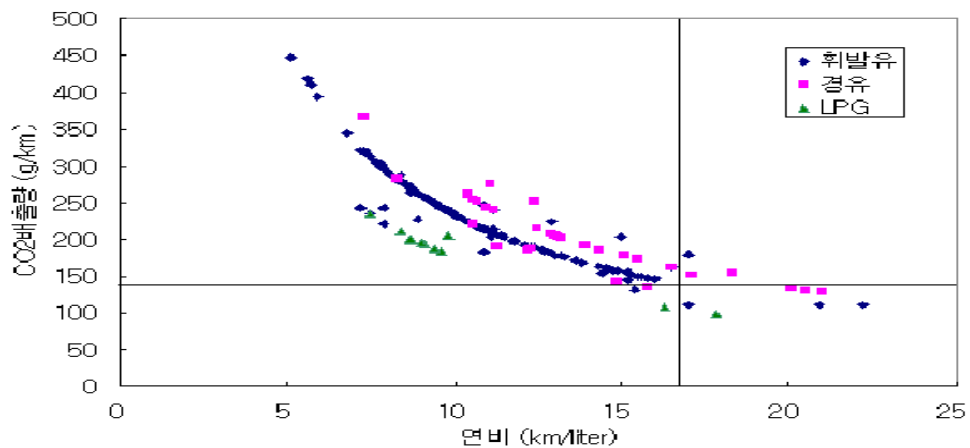
우리나라의 2009년 신규 등록 차량의 CO₂ 배출량과 연비의 상관관계를 차량연료별로 살펴보면, 가령, 휘발유 차량을 기준으로 하여 2015년 국가 환경목표치로 설정된 CO₂ 배출량 140g/km, 연비 17km/ℓ의 기준 축을 좌표로 하여, 경유 차량은 휘발유 차량의 분포선보다 상단측에, LPG 차량은 하단측에 분포하여, 동일연비의 경우 환경효율성 측면에서 큰 차이를 보이고 있다.

전 세계적으로 자동차 관련 세제는 단순히 세수확보뿐만 아니라 자동차 자체가 가지는 도로이용, 교통혼잡, 소음, 대기오염에 대한 외부효과의 효과적 억제라는 정책요소들이 가미되어 있다⁵⁾. 현행 배기량 기준 세제의 기준 변경 및 개선이 필요할 경우, 유류 과소비 억제 및 자동차의 환경친화성 강화를 위해 연료의 환경 및 에너지효율 측면에서 CO₂ 배출량이나 연비에 따라 차등과세 도입 등을 세수중립적 차원에서 점진적으로 반영할 필요가 있다.

5) 가령, 현행의 자동차 개별소비세의 누진적 성격은 조세의 형평성(소득재분배) 기능과 에너지 절약 및 경형 및 중소형 차량 보급 확대를 통한 교통난 및 주차난 해소 등의 정책적 목적을 가지고 있음에 유의할 필요가 있다.

중장기적으로는 지속적인 소득향상과 기술진보로 인하여 자동차 개별소비세의 사치억제 과세기능은 점차로 약화되어 갈 것으로 예상되며, 교통혼잡이나 환경오염이라는 새로운 형태의 사회적 비용(외부불경제)을 줄이기 위해 교정적(corrective) 물품세 기능이 점차로 부각되어 갈 것으로 보인다.

[그림 2] 유종별 연비와 CO₂ 배출량의 상관관계 분포 (2009년)



이러한 자동차관련 세제의 친환경적 전환을 위해서, 우리나라도 과세기준(tax base)으로 연비 또는 CO₂ 배출량을 도입하는 방안에 대한 검토가 필요하다. CO₂ 배출량을 줄이기 위해서는 반드시 연비를 향상시켜야 하므로 CO₂ 저감 기술과 연비 향상 기술은 차이가 없으나, 과세 기준으로서 연비는 자동차 업계의 규제 순응이 용이하고, CO₂ 배출량은 저탄소 녹색성장 정책 구현의 직접적인 수단이 된다. 다만 우리나라는 CO₂ 배출량에 대한 자료를 2008년 8월부터 의무적으로 표시하였기 때문에 기존 차량에 대한 누적 자료가 부족한 실정이다. 반면, 연비 기준은 유종별로 세율구간을 달리 설정해야 환경효과적이므로⁶⁾ 세율체계가 복잡해지고, 간접적인 CO₂ 배출량 통제 수단이며, 단기적으로 연비 기준 채택 후 추후 CO₂ 배출량으

6) 단일연비 기준으로 자동차세제를 설계하면 휘발유, 경유, LPG 등 연료별 CO₂ 배출량의 차이를 세율체계에 반영하지 못하므로, 연비 기준 채택시 연료간 과세 형평성을 위해서는 유종별로 세율을 달리 설정해야 효과적이다. 가령, 덴마크의 자동차세제의 경우, 연비기준 과세방식으로 부과되 유종별로 구분하여 휘발유와 디젤차량에 대해 차등과세하여 친환경경제적 특성을 보완하고 있다.

로의 변경은 잦은 과세체계 변경으로 인한 조세행정의 불안정성을 초래할 수 있다.

한편, 현행 자동차세제의 과세표준을 배기량기준(cc)에서 CO₂ 배출량이나 연비로 변경할 때, 기본적으로 보너스-말러스 체계(Bonus-Malus System)에 입각하여 세율을 세수중립적으로 설계할 필요가 있다. 가령 영국은 CO₂ 배출량 기준의 자동차 세제 도입 당시, 대체로 CO₂ 배출량이 낮은 소형차 이하는 세율이 인하되고, 준중형 이상은 인상되는 방식을 채택하였다. 그리고 앞에서 살펴본 바와 같이 연비 기준의 경우는 세율구조를 연료별(유종별)로도 차등화하면, CO₂ 배출량 절감목표를 보다 잘 반영하게 된다. 즉, 연비 기준으로 과세할 경우에는 환경목표로서 CO₂ 배출량 목표치(140g/km)에 준하여 휘발유, 경유, LPG 등 차량의 연료별로 연비 목표치, 과세구간 및 세율체계 등을 다르게 설정해야 효과적이다. 한편, 자동차관련 세제를 과세표준으로서 연비나 CO₂ 배출량을 기준으로 점진적으로 개편해 나갈 경우, 이러한 과정에서 차종별 과세 형평성 확보, 조세 역진성 최소화, 지방세수의 안정성 등을 위해 적절한 세율 체계를 검토할 필요가 있다.

<표 3> 환경기준 자동차세제의 과표 비교 : 연비 vs. CO₂ 배출량

기준	장 점	단 점
연비	<ul style="list-style-type: none"> ○ 에너지소비절약을 주요 정책 목표 ○ 자동차업계의 규제 순응이 용이 ○ CO₂ 배출량에 비해 자료 누적량이 풍부 ○ 최대 수출 시장인 미국이 연비 규제 중 	<ul style="list-style-type: none"> ○ 연료별 에너지소비효율만을 고려하여 각종 오염물질 배출의 특성의 감안이 부족 ○ 근본적으로 연비를 통한 CO₂ 배출량 통제라는 간접 규제 방식으로 환경관리의 부분지표(partial index) 관리에 불과 ○ EU중심의 온실가스 배출 규제 확산 추세와는 거리가 있음 ○ 연료별 오염물질 특성의 감안이 부족 ○ 보통 에너지소비절약은 주요 목표로 설정하나, 이는 사적이득에 포함되어 소비자로 하여금 오히려 주행거리를 높여 에너지소비를 증가시키는 반등효과(rebound effect) 우려 존재
CO ₂ 배출량	<ul style="list-style-type: none"> ○ CO₂ 저감을 주요 정책 목표 ○ 녹색성장 정책 구현 및 외부성 교정 세적 개념에 근거한 직접적 수단 ○ 생활소비재 등에 CO₂ 배출량 적용이 확산되는 추세로서 향후 국민적 이해와 친환경 정책과의 연계가 용이 ○ 많은 국가들이 CO₂ 배출량 기준의 세제를 적용 중 	<ul style="list-style-type: none"> ○ 자동차 업계는 연비 규제에 보다 익숙 ○ 도입 초기 연비에 비해 국민의 이해 곤란 ○ '08년 8월부터 표시, 기존 차량에 대한 누적 자료가 부족

자료: 김승래(2010)

현행 배기량 기준으로 과세되고 있는 자동차세제를 연비나 CO₂ 배출량 기준으로 전환하여 국내 온실가스 배출을 억제하고자 할 경우에는, 탄소 배출량이 높은 차(낮은 차)는 현재 세액보다 가중(경감)되도록 설계하여야 한다. 연비나 CO₂ 배출량 기준 미충족 차량에 대해 현행 대비 중과하여 교정과세 기능을 강화함과 동시에 국가 목표 및 기술 여건을 반영한 연차별 세액 구조의 조정도 필요하다.

즉 2015년까지 140g/km라는 CO₂ 배출량 규제의 국가 목표의 단계적 달성과 국내 자동차 업계의 기술 향상을 감안하여 가령 2년 단위로 세액 구조를 마련할 필요가 있다. 또한 자동차 수요측면에서 소비자의 구매 패턴 변화를 촉진하기 위하여 CO₂ 배출량이 낮은 차량 구매자는 지속적인 세액 절감 혜택을 부여하고, CO₂ 배출량이 높은 차량 구매자는 단계적으로 세액을 가중할 필요가 있다⁷⁾.

그리고 자동차세제를 환경친화적으로 개편함에 있어서, 세제의 개편범위는 우선적으로 현행 배기량 기준의 비영업용 승용차에 대하여 연비나 CO₂ 배출량 등 친환경경제로의 전환을 고려할 필요가 있다. 화물차, 특수차 등 기타 차량들은 향후 측정 기술여건 및 제도적 기반 마련에 따라 중장기적으로 친환경경제로 전환하는 것이 바람직하다.

반면, 하이브리드차와 전기차·대체연료차에 대한 세제지원을 한시적으로 확대할 필요가 있다. 하이브리드차는 현재 취득단계 등에서 보조금 지급 등 세제혜택을 부여하고 있을 뿐만 아니라, 대부분의 하이브리드차는 CO₂ 배출량이 낮고 또는 연비는 높기 때문에 일반차량과 동일한 세율체계를 적용하는 것이 타당하다.

전기차는 초기시장 형성 지원, 운행단계에서 CO₂ 배출이 없는 특성을 고려하여 신규 기준의 일반 승용자동차세 세율체계(안)이 마련되면 전기차는 최저 수준에 상응하는 세액을 부과하는 방안을 검토할 필요가 있다.

마지막으로 자동차의 친환경경제 개편시 환경기준에 따라 과세구간을 세분화할수록 고CO₂배출(또는 저연비) 차량들의 세부담이 더욱 증가하므로, 세제개편 초기에는 조세제도 복잡성과 행정비용, 일부 대형차량 세부담 급증, 한미 FTA 등 수입차 통상문제 등을 피하는 범위 내에서 세부담 상한제 등을 적용하고 국가의 자동차부문의 환경목표의 최대 달성을 위한 과세구간의 세분화 정도를 현실성 있게 조정하여 정책수용성을 제고할 필요가 있다.

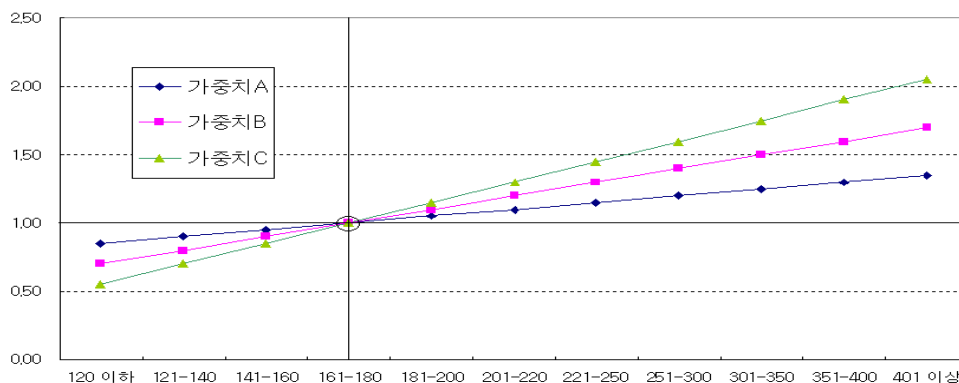
7) 이에 대한 보다 자세한 논의는 김승래(2010) 참조

2. 친환경 자동차세제개편의 시나리오 설정

본 절에서는 현행 자동차세 개편 시나리오에서 구간별 정액제 부과방식을 택하여 CO₂ 배출량과 연비에 따라 세율 구간을 다단계로 구분하고 구간별로 일정 세액을 부과하는 시나리오를 설정한다. 이러한 세율설정에 있어 구간별 정액제이지만, 환경목표 달성을 위하여 기준 대비 CO₂ 배출량이 많은 차량이나 연비가 낮은 차량에 대해서 세부담의 양(+)의 가중치, 그리고 반대의 경우는 부(-)의 가중치를 부여하는 방식으로 설계하였다.

이를 위하여 [그림 3]에서와 같이 모형에서 차량의 현재 평균(188.5g/km)에 대비하여 단계가 하나 낮은 구간(161~180g/km)을 기준구간을 설정하고 이보다 배출량이 적은 구간들은 기준세액에서 일정비율을 감액(-5%, -10%, -15%, ...의 음의 가중치)하고, 반면 많은 구간들은 기준세액에서 일정비율을 증액(+5%, +10%, +15%, ...의 양의 가중치)하는 방식(bonus-malus system)으로 세액을 차등화하였다. 여기서 가중치별 시나리오 A, B, C는 기준구간 대비 상대적인 세율차등의 누진성 강도(기울기)를 의미하며, 과세구간별로 세율차등 크기에 있어 시나리오A는 표준가중치, 시나리오B는 강한 가중치(시나리오A × 2배율), 시나리오C는 매우 강한 가중치(시나리오A × 3배율)를 의미한다. 즉, CO₂ 배출량이 작거나 연비가 높은 차량일수록 기준 대비 세부담이 줄어들도록, 반면에 CO₂ 배출량이 많거나 연비가 낮은 차량은 가중치를 높여 기준 대비 세부담이 증가하도록 인센티브 방식으로 설계하였다.

[그림 3] 신규세제의 기준구간 대비 세율구조 누진도: 시나리오 A, B, C



가. 현행 배기량에서 CO₂ 배출량으로 과표 변경

먼저 세율구조는 CO₂ 배출량에 따라 세율 구간을 구분하여 구간별로 세액을 차등 설정하고, 구간별로 현재 출시차량의 배기량에 따른 평균세액을 해당 구간 차량의 평균 CO₂ 배출량으로 나누어 g/km당 기준세액을 산출하는 방식으로 설계하였다. 또한 비영업용 승용차를 대상으로 2015년 국가 목표인 평균 140g/km에 자동차세의 개편이 일정부분 단계적으로 기여할 수 있도록 기준구간을 설정하였다⁸⁾. 본 논문에서는 CO₂ 배출량에 따라 세율 구간을 구분하여 가중치를 조정하여 구간별 일정세액을 부과하는데, 예시적으로 세율구간 개수를 11단계로 구분하고 각각의 경우에 대하여 예상 초기세율을 세수중립적으로 설계한다. 이러한 자동차세의 세율구조 개편의 시나리오를 현행 5단계의 배기량 기준과 신규 11단계의 CO₂ 등급별로 구분하여 살펴보면 다음 <표 4>와 같다⁹⁾.

<표 4> 신규 세제의 과세구간과 세율체계 가정치 : CO₂ 배출량 기준
(단위: 원)

현행 세율		신규 세율(안)			
배기량 등급	(5단계, cc당)	CO ₂ 배출등급	시나리오 A	시나리오 B	시나리오 C
800cc 이하	80	120이하	47,000	37,000	28,000
		121~140	86,000	73,000	61,000
1,000cc 이하	100	141~160	195,000	175,000	158,000
		161~180	326,000	310,000	295,000
1,600cc 이하	140	181~200	403,000	400,000	399,000
		201~220	463,000	479,000	494,000
2,000cc 이하	200	221~250	644,000	691,000	734,000
		251~300	842,000	933,000	1,015,000
2,000cc 초과	220	301~350	889,000	1,014,000	1,127,000
		351~400	937,000	1,095,000	1,239,000
		401이상	984,000	1,176,000	1,351,000

- 8) 가령, 기준구간 목표를 1차개편('11~'12년) 161~180g/km, 2차개편('13~'14년) 141~160g/km, 3차개편('15년 이후) 121~140g/km로 각각 상향 조정하는 방안을 고려할 수 있다. 실제로 최근 정부의 국내 자동차 CO₂ 저감 정책방향은 2012년까지 이러한 목표의 30%, 2014까지 80%, 2015년까지 100% 달성하는 단계적 적용(phase-in) 방식을 검토하고 있다.
- 9) 본 논문에서는 친환경 자동차세제개편의 소득재분배효과 분석을 위하여 11단계(소분류) 외에도 예시적으로 이러한 11단계를 7단계(중분류)와 4단계(대분류)로 통합하여 분석한다.

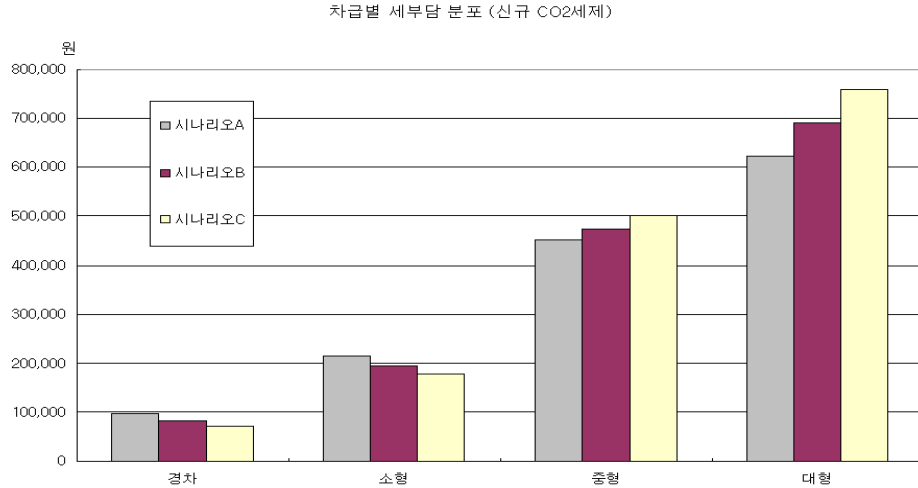
한편, 과세구간을 세분화할수록 고CO₂ 배출 차량들의 세부담이 더욱 증가하므로, 실제 세제개편의 초기에는 조세복잡화와 행정비용, 일부 대형차량 세부담 급증, 한미 FTA 등 수입차 통상문제 등을 피하는 범위 내에서 국가 환경목표의 최대 달성을 위한 과세구간의 세분화 정도를 현실성 있게 조정하여 정책수용성을 제고할 필요도 존재하게 된다. 가령, 이를 위하여 소분류의 고CO₂ 배출 구간들을 통합하여 누진도를 대폭 완화하거나, 대분류와 같이 과세구간의 개수를 대폭 축소, 또는 기준구간 대비 누진도 가중치의 축소 조정 방안을 고려할 수 있다.

이상과 같이 우리나라의 현행 자동차세의 과세표준을 배기량기준(cc)에서 CO₂ 배출량으로 변경할 때, 우선 차량별 평균 세부담에 미치는 효과를 알아보면 다음 [그림 4]와 같다. 여기서 신규세제 적용시 경형(1,000cc 이하), 소형(1,600cc 이하) 중형(2,000cc 이하), 대형(2,000cc 초과) 등 차급별로 평균 세부담의 변화를 알아보았다¹⁰⁾.

이에 따르면 경차와 소형차의 평균 세부담은 감소하며, 반면 중형차와 대형차의 세부담은 평균적으로 증가하게 된다. 따라서 CO₂ 배출량이 낮은 차량의 구매자는 지속적인 세절감 혜택을 부여하고, CO₂ 배출량이 높은 차량의 구매자는 단계적으로 세액 가중이 가중되는 효과가 있으므로, 단계적으로 CO₂ 배출량이 적은 친환경 차량의 구매를 촉진하는 효과가 발생할 것으로 예측된다. 가령 영국은 2001년 CO₂ 배출량 기준의 자동차 세제 도입 당시, 대체로 CO₂ 배출량이 낮은 소형차 이하는 세율이 인하되고, 준중형 이상은 인상되도록 하는 방식을 채택하였다.

10) 우선 차량에 대해서 신규 과세체계를 적용하기 위해, 2009년 신규차량분에 대한 세수(추정 세액이 약 3,958억원)를 기존방식으로 징수할 경우와 신규 세제하에서도 최소한 동일 세수가 확보되도록 세수중립적으로 모의분석하였다. 또한 미시적으로는 모형에서 현재 분석대상 신규 등록차량의 CO₂ 배출량 평균이 188.5g/km이므로, 이보다 1단계 높은 161~180g/km 과세구간의 차량당 평균 세부담이 중립적이 되도록 하였다.

[그림 4] 신규세제 적용시 차급별 평균 세부담 분포 (CO₂ 배출량 기준)



(단위: 원)

차급	현행 세제 (배기량 기준)	신규 세제 (CO ₂ 배출량 기준)		
		시나리오A	시나리오B	시나리오C
경차	96,307	98,314	83,353	70,292
소형	219,636	213,186	194,092	177,624
중형	397,458	451,412	474,395	499,938
대형	640,101	622,718	689,544	758,827

나. 현행 배기량에서 연비로 과표 변경

본 분석에서는 또다른 환경기준으로서 과표 비교를 위하여 앞의 11개의 CO₂ 배출량 등급에 상응하는 11개의 연비 기준 등급을 구성하였다(휘발유차 기준). 이러한 연비에 따라 세율 구간을 구분하여 구간별로 세액을 차등 설정하고, 구간별로 현재 출시차량의 배기량 기준에 따른 평균세액을 해당구간 차량의 평균 연비로 나누어 연비당 기준세액을 산출하였다. 모형에서 휘발유차 기준 2009년 평균 연비(12.3km/ℓ)에 대비하여 한 단계 낮은 기준구간(12.9~14.5km/ℓ)을 기준으로 연

비가 높은 구간들은 기준세액에서 일정비율을 감액(-5%, -10%, -15%, ...)하고, 반면 낮은 구간들은 기준세액에서 일정비율을 증액(+5%, +10%, +15%, ...)하는 방식으로 가중치를 차등부여하였다. 이러한 신규 자동차세의 세율구조를 11단계의 연비 기준으로 구분하고 가중치를 차등부여한 시나리오 A, B, C는 다음 <표 5>와 같다¹¹⁾.

한편, 이러한 연비 기준으로 과표를 변경할 경우에는 세율구조를 연료별(유종별)로도 차등화하면, CO₂ 배출량 절감의 환경목표를 보다 잘 반영하게 된다. 즉 연비 기준으로 과세할 경우에는 환경목표로서 CO₂ 배출량 목표치(140g/km)에 준하여 휘발유, 경유, LPG 등 차량의 연료별로 연비 목표치, 과세구간 및 세율체계 등을 다르게 설정해야 효과적이다¹²⁾.

<표 5> 신규 세제의 과세구간과 세율체계 가정치 : 연비 기준

(단위: 원)

등급	연비(km/ℓ)	시나리오A	시나리오B	시나리오C
1	19.5 이상	61,000	48,000	36,000
2	16.6~19.4	91,000	77,000	65,000
3	14.6~16.5	225,000	204,000	185,000
4	12.9~14.5	309,000	295,000	284,000
5	11.8~12.8	426,000	426,000	429,000
6	10.6~11.7	483,000	503,000	525,000
7	9.2~10.5	745,000	805,000	864,000
8	7.8~9.1	819,000	923,000	1,024,000
9	6.5~7.7	893,000	1,042,000	1,184,000
10	5.7~6.4	1,224,000	1,456,000	1,677,000
11	5.6 이하	1,554,000	1,869,000	2,170,000

11) 우선 신규 차량에 대해서 새로운 과세체계를 적용하기 위해, 2009년 신규차량분에 대한 세수를 기존방식으로 징수할 경우, 추정 세액이 신규 세제하에서도 최소한 동일 세수가 확보되도록 세수중립적으로 세율을 설계하였다. 또한 미시적으로는 모형의 현재 분석대상 신규 등록차량의 평균 연비(12.3km/ℓ)보다 1단계 높은 과세구간(12.9~14.5km/ℓ)의 차량 평균 세부담이 중립적이 되도록 하였다.

12) 왜냐하면 동일 연비를 가지는 차량의 경우에도 유종별로 CO₂ 배출량이 다르므로 유종별로 차등할 필요가 있다(덴마크 사례 참조).

<표 6> 연비기준 자동차세 : 연료별 세율구조 차등화의 예시

(단위: 원)

등급	연비(km/ℓ)	현행 평균세부담	신규 세부담 (연료별 차등화)		
			휘발유	경유	LPG
1	19.5 이상	297,850	61,000	84,870	42,435
2	16.6~19.4	104,399	91,000	126,609	63,304
3	14.6~16.5	245,571	225,000	313,043	156,522
4	12.9~14.5	320,385	309,000	429,913	214,957
5	11.8~12.8	419,913	426,000	592,696	296,348
6	10.6~11.7	455,201	483,000	672,000	336,000
7	9.2~10.5	671,136	745,000	1,036,522	518,261
8	7.8~9.1	486,280	819,000	1,139,478	569,739
9	6.5~7.7	740,243	893,000	1,242,435	621,217
10	5.7~6.4	703,780	1,224,000	1,702,957	851,478
11	5.6이하	1,192,288	1,554,000	2,162,087	1,081,043

주: 1) 오염조정계수를 연료별로 차등화, 휘발유(1.15) 경유(1.6) LPG(0.8) 가정
 2) 2009년 신규등록 차량중 모형의 휘발유차의 평균 연비는 12.3km/ℓ

IV. 친환경 자동차세제개편의 소득재분배효과

본 논문에서 사용한 자료는 2010년 『재정패널조사』 자료이다. 재정패널자료는 한국조세연구원에서 조세정책 및 행정을 연구하고 분석하는 데 활용할 수 있는 실증적인 자료를 수집하기 위해 2008년부터 조사, 발표하고 있는 자료이다. 2010년 『재정패널조사』에서는 소득은 2009년 기준으로 조사하였고, 조사방식은 조사원이 질문하고 그 응답을 조사원이 기록하는 면접타계식(face-to-face interview)을 기본으로 하고 있다. 2010년 『재정패널조사』의 총가구 수는 4,884가구이고 가구원 수는 7,086명이다. 본 논문에서는 가구원자료와 가구자료를 통합하여 추계에 사용하였는데, 특히 영업용 자동차로 조사된 관측치 자료를 삭제하여 4,657가구로 구성된 자료를 이용하였다.

본 절에서는 자동차세제개편에 따른 소득의 재분배효과를 세전지니계수와 세후 지니계수의 변화율을 이용하여 측정한다.¹³⁾ 소득의 재분배효과를 분명하게 판정하기 위해서는 소득유형을 결정할 필요가 있다. 이를 위해서 <표 7>과 같이 재정패널조사(가구원)에서 제시한 소득 개념들과 OECD 기준을 비교해 본다.

<표 7> 『재정패널조사』 소득항목과 OECD 기준 소득유형의 비교

재정패널조사		OECD				
소득	근로소득	wage and salary income	1차 소득 (primary income)	시장소득 (market income)	총소득 (Gross Income)	가처분소득 (disposable income) = 총소득 - 사회보험료 분담금 - 조세
	사업소득	Gross self-employment income				
	부동산임대소득, 이자 및 배당소득	Property income				
	연금소득, 퇴직연금 등	기업연금 (occupational pension)과 기타 사적이전소득	-			
	이전 소득	사적 (가구외부에서 받은 생활비 등) 공적 (국민기초생활보장 급여, 정부지원연금)	사회보험 및 사회부조 현금급여	-		
비소비 지출	공적연금보험료	사회보험료 분담금				
	사회보험료 (건강보험료, 고용보험료 등)					
	조세	소득세 재산세, 자동차세, 기타 조세				
소비지출						

13) 이와 유사한 방법으로 누진성을 측정하는 방법도 있다. 예를 들어, Pechman-Okner (PO) 지표와 Reynolds and Smolensky (RS) 지표가 있다. Pechman and Okner(1980) 및 Okner(1975)는 조세로 인해 유발되는 지니계수의 변화율($PO = \frac{G_a - G_b}{G_b}$)로 세제의 누진도를 측정하고 있다. 이 방법이 본 연구의 재분배효과 분석방법과 유사하다. 이 지표에 의한 누진성 평가방법은 다음과 같다. 세후지니계수가 감소하면 $PO < 0$ 되고, 세후지니계수가 증가하면 $PO > 0$ 이 되므로, PO지표는 지표 값이 작을수록 해당 세제가 상대적으로 더 누진적이라고 판정한다. $PO=0$ 이면 비례적 조세, $PO>0$ 이면 세제는 역진적인 것이 된다. Reynolds and Smolensky(1977)는 세후지니계수와 세전지니계수의 단순한 차이($RS = G_a - G_b$)로써 누진성을 측정하였다. $RS < 0$ 이면 해당 세제는 누진적, $RS=0$ 이면 비례적, $RS > 0$ 이면 역진적인 조세라고 판정한다.

2010년 『재정패널조사』의 소득유형에는 근로소득, 사업소득, 부동산임대소득, 이자 및 배당소득, 기타소득 등이 있다. 기타소득이란 가구 외부에서 받은 용돈, 생활비, 학비 등(이를 사적이전소득이라고 볼 수 있다), 국민기초생활보장급여, 정부지원현금(이는 공적이전소득이라고 볼 수 있다) 등을 말한다. 이외에 연금, 보험소득을 별도로 조사하고 있다. 국민연금, 공무원연금, 사학연금, 군인연금, 별정우체국직원연금 등의 연금, 산재보험, 고용보험 등의 사회보험, 보훈연금과 퇴직연금을 비롯한 민간연금 또는 민간보험급여를 조사하고 있다.

본 논문에서는 소득을 시장소득과 경상소득으로 구분한 뒤, 시장소득은 근로소득, 사업소득, 부동산임대소득, 이자 및 배당소득, 사적이전소득, 기타 소득 등의 합으로 분류하여 합산하였고, 경상소득은 시장소득에 정부지원 현금과 국민기초생활보장급여를 합산한 것으로 정의하였다.

먼저 시장소득과 경상소득, 소득세 및 자동차세 등의 분포에 대하여 살펴보면 다음과 같다(<표 8> 참조). 먼저 전체가구의 경우, 2009년 기준으로 평균시장소득은 연 3,362.6만원, 평균경상소득은 연 3,519.8만원으로 나타났다. 소득의 분위별 격차는 상당히 크게 나타나고 있음을 알 수 있다. 평균소득세와 평균자동차세는 각각 49.8만원, 31.3만원으로, 자동차세가 소득세의 62.9%에 이르고 있다. 다음으로 분위별 결과를 살펴본다. 소득분위의 기준소득은 시장소득으로 하였다. 소득세는 5분위까지 연간 10만원에도 훨씬 못미치는 세액을 납부하고 있음에 반해, 자동차세는 소득세에 비하여 현저하게 높은 세액을 납부하고 있는 것으로 나타났다. 소득세와 자동차세를 소득분위별로 비교하면, 9, 10분위의 고소득층을 제외하고는 자동차세가 소득세에 비하여 훨씬 높음을 볼 수 있다. 이는 자동차세가 실질적으로 소득분배에 역진적일 수 있음을 시사해주는 결과이다. 특히, 5분위 이하 소득분위들은 자동차세 납부액이 소득세 납부액에 비하여 현저하게 높다.

또한 지니계수의 추정결과를 살펴보면, 소득세는 시장소득과 경상소득 모두에서 소득분배를 개선하는 조세로 작용하고 있다(<표 9> 참조). 이에 반해 자동차세는 오히려 소득분배를 악화시키는 조세로 작용하고 있다. 이는 전술한 <표 8>에 대한 설명에서 예측한 결과와 일치한다.

<표 8> 소득계층별 소득 및 소득세, 자동차세 분포 현황

구분	시장소득	경상소득	소득세	자동차세
전체가구	3,362.6	3,519.8	49.8	31.3
1분위	75.1	492.6	0.1	5.4
2분위	521.4	798.5	0.3	7.3
3분위	1,055.7	1,262.2	1.1	10.2
4분위	1,652.5	1,843.2	3.5	17.9
5분위	2,272.6	2,394.3	6.2	27.0
6분위	2,977.5	3,066.1	18.6	35.0
7분위	3,731.6	3,821.6	18.9	38.3
8분위	4,664.4	4,728.6	35.7	48.0
9분위	6,034.2	6,090.1	91.9	51.0
10분위	10,587.3	10,652.4	321.2	72.8

<표 9> 소득별 지니계수와 조세 납부 후 지니계수

구분	시장 소득	경상 소득	시장소득 - 소득세	경상소득 - 소득세	시장소득 - 자동차세	경상소득 - 자동차세
지니계수	0.4907	0.4555	0.4867	0.4513	0.4920	0.4563
변화율(%)	-	-	-0.81	-0.91	0.26	0.19

주지하다시피 본 논문은 소득역진적인 현행 자동차세의 과세표준이 배기량(cc)에서 보다 환경친화적 기준인 CO₂ 배출량이나 연비 기준으로 개편될 경우 소득계층별 소득재분배에 어떠한 영향을 유발하는지 또한 그 상대적인 크기는 어떠한지에 대하여 초점을 두고 분석한다. 이러한 소득재분배 효과 분석에 앞서 2010년 재정패널 조사대상 가구의 자동차보유대수, 배기량, CO₂ 배출량, 연비 등의 평균값을 알아보면 <표 10>과 같다. 이에 따르면 가구당 평균 배기량은 2,187cc이고, CO₂ 평균배출량은 233.2 g/km, 평균 연비는 13.5 km/ℓ로 나타났다.

재정패널 자료에서 분위별로 보면, 자동차 평균 보유대수는 소득이 높을수록 점차 증가하고 있다. 배기량 역시 마찬가지이다. CO₂ 배출량과 연비 역시 소득이 높을수록 증가하고 있다.

<표 10> 전체가구 및 소득분위별 평균통계량

구분	자동차 보유대수	배기량(cc)	CO ₂ 배출량(g/km)	연비(km/ℓ)
전체가구	1.8	2,186.8	233.2	13.5
1분위	1.3	398.3	43.3	2.3
2분위	1.4	579.2	68.1	3.7
3분위	1.4	773.9	80.9	4.9
4분위	1.6	1,389.8	168.3	9.8
5분위	1.5	1,978.3	207.0	11.5
6분위	1.7	2,491.5	261.0	15.1
7분위	1.7	2,743.1	278.3	17.3
8분위	1.9	3,319.4	346.9	20.5
9분위	2.0	3,455.8	375.6	21.3
10분위	2.5	4,713.4	499.7	28.1

먼저 현행 배기량(cc) 기준에서 CO₂ 배출량 기준으로의 자동차세제개편의 소득 재분배효과를 소득10분위별로 분석하면 다음과 같다(<표 11> 참조). 첫째, 세율이 높은 시나리오일수록(A < B < C) 자동차세액이 높게 추계되었다. 전체 가구의 경우, 현행 자동차세액에 비하여 1.8배 이상을 납부하는 것으로 나타났다. 둘째, 저소득층일수록 현행 자동차세액보다도 절대금액은 작지만 증가 정도가 상당히 크게 나타났다. 시나리오와 무관하게 7단계로 개편될 경우, 세부담이 가장 작게 나타났다. 11단계와 4단계 개편안은 소득분위별로 부담액의 크기가 엇갈리고 있다. 이로 인해 7단계 개편이 형평성 측면에서는 저소득층에게 더 유리할 수 있음을 시사해주고 있다. 이 같은 사실은 지니계수의 변화율 추정결과에서도 그대로 드러나고 있다. 즉, 7단계의 지니계수 변화율이 다른 두 단계의 변화율보다 낮아 소득재분배효과에 더 유리하게 나타났다. 이는 시나리오의 유형과 무관하게 동일한 추세이다.

<표 11> 친환경 자동차세제개편의 소득재분배효과 : CO₂ 배출량 기준

구분	현행	시나리오A			시나리오B			시나리오C		
		11단계	7단계	4단계	11단계	7단계	4단계	11단계	7단계	4단계
전가구	31.3	55.7	53.3	56.1	58.9	56.0	59.2	61.9	58.6	61.1
1분위	5.4	10.9	10.2	11.0	11.6	10.8	11.6	12.2	11.3	12.1
2분위	7.3	17.1	16.4	16.8	18.2	17.4	17.9	19.2	18.3	18.5
3분위	10.2	18.6	17.8	18.6	19.6	18.6	19.5	20.5	19.4	20.1
4분위	17.9	40.9	38.6	41.3	43.4	40.7	43.7	45.7	42.6	45.1
5분위	27.0	50.7	48.8	50.1	53.9	51.6	53.1	56.8	54.2	54.8
6분위	35.0	62.5	59.8	63.1	66.2	63.0	66.6	69.6	66.0	68.7
7분위	38.3	65.2	62.8	65.8	68.9	66.0	69.4	72.3	69.0	71.5
8분위	48.0	81.7	78.3	82.7	86.3	82.2	87.2	90.4	85.9	89.8
9분위	51.0	89.2	84.7	91.7	94.0	88.6	96.8	98.4	92.3	99.8
10분위	72.8	119.3	114.7	119.4	126.4	120.9	126.2	132.8	126.7	130.2
지니계수	0.4920	0.49371	0.49355	0.49369	0.49393	0.49375	0.49389	0.49414	0.49393	0.49401
변화율 (%)	0.26	0.62	0.58	0.61	0.66	0.62	0.65	0.70	0.66	0.68

다음으로 현행 배기량(cc) 기준에서 연비 기준으로의 자동차세제개편의 소득재분배효과를 소득10분위별로 살펴본다(<표 12> 참조). 기본적으로 연비기준 개편방안의 세액부담 증가 정도가 CO₂ 배출량 기준의 세제개편 방안의 세액 증가 정도보다 크다. 이는 연비기준의 자동차세제 개편이 CO₂ 배출량 기준 개편안에 비하여 소득재분배에 더 부정적으로 작용할 수 있음을 시사해준다. 첫째, CO₂ 배출량 기준 개편방안과 마찬가지로 7단계 개편방안이 자동차세액 부담이 상대적으로 낮게 추계되었다. 전체 가구의 경우, 현행 자동차세액에 비하여 시나리오와 무관하게 4단계 개편방안이 가장 큰 부담을 하는 것으로 나타났다. 둘째, 11단계 개편안과 4단계 개편안을 비교하면 시나리오와 소득분위와 무관하게 4단계 개편안에 의한 세부담이 더 크게 추계되었다. 셋째, 세율구간이 7단계로 구분한 개편안이 다른 두 방안에 비하여 지니계수 변화율이 낮아 7단계 개편안이 소득재분배에 상대적으로 유리한 방안임을 보여주고 있다. 이 결과 역시 CO₂ 배출량 기준 개편방안에서와 마찬가지로 시나리오의 유형과 무관하다.

<표 12> 친환경 자동차세제개편의 소득재분배효과 : 연비 기준

구분	현행	시나리오A			시나리오B			시나리오C		
		11단계	7단계	4단계	11단계	7단계	4단계	11단계	7단계	4단계
전가구	31.3	56.8	54.5	59.8	60.6	57.9	63.4	64.3	61.3	66.0
1분위	5.4	10.8	10.4	11.1	11.5	11.1	11.9	12.3	11.8	12.4
2분위	7.3	17.2	16.5	17.9	18.5	17.6	19.1	19.7	18.8	19.9
3분위	10.2	20.1	19.3	21.2	21.5	20.6	22.5	23.0	22.0	23.4
4분위	17.9	40.4	38.2	42.6	43.0	40.5	45.3	45.7	42.8	47.0
5분위	27.0	51.3	49.6	53.5	54.9	53.0	57.0	58.6	56.4	59.4
6분위	35.0	62.9	60.2	66.2	66.9	63.8	70.2	70.9	67.4	73.0
7분위	38.3	65.4	63.4	69.3	69.4	67.0	73.1	73.4	70.8	75.7
8분위	48.0	83.9	80.5	89.0	89.3	85.4	94.4	94.9	90.4	98.2
9분위	51.0	92.6	88.4	97.7	98.6	93.6	103.8	104.6	99.1	108.1
10분위	72.8	123.0	117.9	128.3	131.2	125.2	136.4	139.5	132.8	142.0
지니계수	0.4920	0.49371	0.49357	0.49383	0.49396	0.49379	0.49407	0.49422	0.49403	0.49423
변화율 (%)	0.26	0.62	0.59	0.64	0.67	0.63	0.69	0.72	0.68	0.72

V. 결론 및 정책시사점

본 논문은 현행 배기량(cc) 기준에서 CO₂ 배출량 또는 연비 기준으로 과세표준을 변경하는 친환경 자동차세제개편의 구조를 설계하고 이러한 방안에 대하여 2010년 재정패널조사 자료를 적용하여 소득재분배효과에 대한 함의를 분석하였다. 분석결과를 요약해보면, 첫째, 연비 및 CO₂ 배출량 기준 개편방안 모두 현행 자동차세액보다 부담이 더 커져 소득분배에도 다소 부정적인 효과를 보여주는 것으로 나타났다. 이는 지니계수의 변화율이 현행 자동차세의 변화율인 0.26%보다 더 큰 것에서 확인된다. 둘째, 연비 기준과 CO₂ 배출량 기준 모두 7단계 개편방안이 세 부담이 상대적으로 낮았다. 이는 지니계수 변화율도 가장 낮아 소득분배에 더 유리한 방안임을 보여주는 결과이다. 셋째, 연비기준 개편방안의 지니계수값들이 미미하지만 CO₂ 배출량 기준 개편 방안의 지니계수값들에 비해 더 커서 연비 기준

자동차세제 개편이 CO₂ 배출량 기준에 비하여 소득분배에 더 부정적임을 보여준다. 이상의 분석 결과는 친환경자동차세제 개편은 CO₂ 배출량 기준에 의한 개편 방안이 연비 기준에 대비하여 소득재분배효과 측면에서 상대적으로 더 유리하고 세율구간은 7단계가 현행 자동차 보유구조에서 상대적으로 바람직함을 보여준다. 다만, 현행 자동차세제의 재분배효과보다 두 방안이 모두 소득재분배에 더 부정적이라는 것에 유의해야 한다.

이러한 결과를 보여주는 친환경 자동차세제로의 개편은 현행 보유단계의 자동차세제의 성격에 비추어 시사하는 바가 크다. 이는 법률적으로 자동차의 보유 사실에 대한 과세인 현행 자동차세제가 실물자산의 보유에 대한 재산세적 성격과 도로손상 및 환경오염에 대한 부담금적 성격을 모두 가지고 있지만, 최근 소득수준이 높아지고 자동차가 보편화되면서 자동차에 대한 재산으로서의 성격은 많이 약화되어 후자가 상대적으로 더 비중이 증가하고 있기 때문이다. 이는 수송부문의 온실가스 저감과 자동차 산업의 국제경쟁력 제고를 위하여 과표를 CO₂ 배출량 또는 연비를 기준으로 전환하여 차등화하고 있는 최근의 국제적 추세에 부응하는 것이기도 하다. 향후 이러한 친환경 자동차세제로의 이행은 우리나라가 최근 설정한 수송부문의 2020년 기준시나리오 대비 34.3%의 온실가스 감축 등과 같은 녹색성장의 국가 환경목표 달성에 중요한 정책수단으로 기능할 것으로 예상된다. 향후 현행 배기량 기준의 자동차세를 CO₂ 배출량 또는 연비 기준으로 개편하는 경우, 환경효과성 및 소득재분배 효과 등 각종 정책목표를 종합적으로 감안하여 과세표준을 설정하고 비용효율적으로 개편함이 필요하다고 판단된다.

VI. 참고문헌

- 국세청, 「국세통계연보」, 1998-2009
- 기획재정부, 「조세개요」, 2010. 9.
- 김승래, 『친환경 자동차세제 개편방안: 자동차세를 중심으로』, 행정안전부 용역보고서, 한국조세연구원, 2009. 12.
- 김승래, 「녹색성장과 세제」, 『한국경제연구』 제28권 제1호, 한국경제연구학회, 2010. 3.
- 김승래, 「친환경 자동차세제의 정책사례와 시사점」, 『재정포럼』 6월호, 한국조세연구원, 2010. 6.
- 김승래·강만옥, 『기후변화협약 대비 환경친화적 에너지세제 운용방안 연구』, 기획재정부 용역보고서, 한국조세연구원, 2008. 9.
- 김승래·박상원, 『자동차 분야 세제개편 영향 분석 : 한미 FTA 통상 관련 세제개편의 효과분석을 중심으로』, 외교통상부 용역보고서, 한국조세연구원, 2006. 6.
- 김승래 외, 『세제의 환경친화적 개편에 관한 연구』, 연구보고서 08-12, 한국조세연구원, 2008.12.
- 박민수, 「이산적 선택 모형을 이용한 자동차 특소세의 정량적 효과분석」, 경제학공동학술대회 발표논문, 2006, pp. 147-168.
- 임병인, 「자동차 관련 세제의 형평성 효과: 차등과세제도와 주행세의 상치효과」, 『공공경제』 제9권 제2호, 한국재정학회, 2004.11, pp. 129-151.
- 임병인·안종범, 「자동차세제 누진성 분석과 차등과세제도의 평가」, 『공공경제』 제8권 제1호, 한국재정학회, 2003. 5
- 오규창·조철, 『한국 자동차 산업의 경쟁환경 변화와 향후 진로』, 산업연구원, 1997.
- 이영희 외, 『환경친화적 자동차 관련세제의 구축방안』, 한국지방행정연구원, 2002.
- 수입자동차협회 홈페이지 통계자료(<http://www.kaida.co.kr>).
- 외교통상부, 「한미 자동차 통상현안」, 통상교섭본부, 2006.3.
- 장승화, 「자동차 누진세제와 내국민대우 원칙」, 통상법률, 1996.

한국자동차공업협회, 『자동차등록 통계월보』, 각 연도
한국자동차공업협회, 『한국의 자동차 산업』, 각 연도
한국자동차공업협회 홈페이지 통계자료(<http://www.kama.or.kr>).
행정안전부, 『지방세정연감』, 1998-2008 및 2009 내부자료

ACEA, Motor Vehicle Taxation in Europe, 2009.

Berno, S., "Program Design Features for Feebate Initiative: Survey of Existing
Feebate Program," Tellus Insitute Memorandum , 2002

Fershtman et al., "Estimating the Effect of Tax Reform in Differentiated Product
Oligopolistic Markets," Journal of Public Economics, 1999.

Federal Highway Administration 홈페이지 (<http://www.fhwa.gov>).

National Conference of State Legislatures, "State and Local Value-Based Taxes
on Motor Vehicles", 1998.

Parry et al., "The Incidence of Pollution Control Policies," RFF, 2005

Per Kageson, "The Impact of CO₂ Emissions Trading on the European
Transport Sector," Vinnova Report VR 2001:17.

Roy, R. et al, "The Scope for CO₂-based Differentiation in Motor Vehicle Taxes",
OECD, 2009.

[부도 1] 기존세액과 신규세액의 상관관계 (시나리오A)

