

勞 動 經 濟 論 集
 第38卷 第2號, 2015. 6, pp.25~58
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

소득 및 소비의 불평등과 상호 연계*

김 대 일**

본 연구에서는 소득과 소비의 불평등을 비교하고, 소득과 소비의 상호 연계에 있어서 항상소득가설의 역할을 분석하였다. 1990년 이후 소득 불평등도는 계속 심화되는 추세를 보였으나, 소비의 불평등도는 2000년대 초반까지 오히려 완화되다가 이후 소득의 불평등도와 동행하는 양상을 보이고 있다. 이는 2000년대 초반 이후 소비에 대한 제약이 충분히 완화되어 우리나라 가구의 소비가 항상소득에 의해 결정되는 양상이 정착되고 있음을 반영하는 것으로 판단된다. 결과적으로 2003년 이후 소비와 소득의 불평등도가 동행하는 양상은 소득의 불평등도 변화에 있어서 항상적 요인의 불평등도가 변동하고 있음을 의미하는 것으로 평가된다.

주제어 : 소득 불평등, 소비 불평등, 항상소득가설

I. 서론

일반적으로 불평등에 대한 실증적인 분석은 소득의 불평등에 초점이 맞추어져 있다. 그러나 사회 후생(social welfare), 또는 개인의 행복(individual utility)에 직접 연계되는

논문 접수일: 2015년 4월 22일, 논문 수정일: 2015년 6월 15일, 논문 게재확정일: 2015년 6월 19일

* 본 논문은 서울대학교 사회과학대학의 지원을 받아 수행된 연구이다(200-20130095). 본 논문의 초고에 대해 매우 유익한 논평을 해 주신 두 익명의 심사자들과, 본 연구를 위한 자료 수집 및 분석에 많은 도움을 준 서울대학교 경제학부 석사과정 양지선, 함동우 조교에게 감사드린다.

** 서울대학교 경제학부(dikim@snu.ac.kr)

것은 소득보다 소비라고 할 수 있기 때문에 소비의 불평등이 오히려 더 중요한 의미를 갖는 경제적 지표라고 할 수 있다. 특히, 최근 소비의 불평등에 대해 분석한 국내 연구들에 의하면 소득과 소비의 불평등이 반드시 동일한 방향으로 변화하는 것이 아닐 수도 있기 때문에, 소비의 불평등에 대한 분석이 그만큼 중요하다는 것을 알 수 있다.¹⁾ 그러나 불평등에 대한 연구에 있어서 소비의 불평등을 분석한 연구는 아직도 소수에 불과하고, 소득의 불평등이 소비 불평등으로 연계되는 메커니즘에 대한 이해도 부족한 실정이다.

본 연구에서는 1990~2012년 기간 동안 우리나라 가구의 소득과 소비의 불평등을 비교하고, 소득이 소비로 연계되는 메커니즘의 변화에 대해 분석하였다. 일반적으로 소득과 소비의 연계는 평균소비성향(average propensity to consume), 또는 한계소비성향(marginal propensity to consume) 등의 개념을 통해 소비가 소득의 함수인 것으로 설정되어 분석된다. 그러나 이러한 모형은 소비 주체가 저축(savings)과 대출(borrowing)을 통해 소비를 균등화(smoothing)할 가능성보다는, 당기의 소비가 당기의 가처분 소득 및 축적된 자산에 의해 제약되는 양상에 더 중점을 둔 모형이라고 할 수 있다. 실제 가구의 매기 소비가 소득에 일대일로 대응한다면, 소득은 소비에 대한 충분통계량(sufficient statistics)이라고 할 수 있고, 이 경우 소득 불평등도만으로도 개인의 행복 및 사회 후생에 대해 충분한 시사점을 얻을 수 있기 때문에 굳이 소비에 대한 분석은 불필요하다. 그러나 일반적으로 추정되는 한계소비성향이 1보다 훨씬 작다는 것은 소득이 소비에 대한 충분통계량이 될 수 없음을 의미하며, 소비의 불평등에 대한 분석의 필요성이 높다는 점을 의미한다.²⁾

국내의 연구들 가운데에는 한계소비성향이라는 개념을 통해 가구 소비를 당기 소득의 함수로 정의하는 사례가 많다. 특히 한계소비성향을 토대로, 경기변동, 소득구조 및 불평등의 변화가 소비에 미치는 영향을 추정하고, 소득수준별 한계소비성향의 차이를 근거로 들어 소득 재분배 정책의 소비 효과를 추정한 연구도 많다.³⁾ 그러나 이러한 모

1) 김대일(2007)은 근로자와 비근로자 가구의 비교를 통해, 남상호·임병인(2008)은 경제위기 전후의 비교를 통해 소득과 소비의 불평등도가 반대 방향으로 변화하는 사례를 보이고 있다.

2) 전승훈·신영임(2009)의 추정에 의하면 2007년 기준 우리나라 가구들의 총소득에 대한 한계소비성향은 .38~.39% 수준으로 보고되고 있다.

3) 미국의 경우 Pressman(1997), Brown(2004) 등이 소득분배가 소비에 유의한 영향을 미쳤다는 결과를 보고하고 있으며, 국내에서 강두용(2005)도 소득계층별 소비성향을 추정하여 소득분배구조가 소비에 미친 영향을 추정하였다. 반면 예외적으로 김동석(2006)은 가계 소비구조를 분석함에 있어서 인구구조, 가구구성 등 항상적인 요인이 미치는 영향을 분석함으로써 소비에 있어서 항상

형은 다양한 실증분석에서 한계소비성향이 저축률을 반영하는 평균소비성향보다 훨씬 작게 추정되는 결과에 대해 충분한 이론적 설명을 제시하지 못한다는 점에서 보완이 필요하다. 한계소비성향이 평균소비성향보다 작게 추정되는 결과는 소비의 결정이 당기의 소득이 아니라 항상소득가설을 따를 때에도 발생할 수 있는 현상이다. 항상소득가설 하에서 소비는 항상소득의 변화에 대해서만 일대일로 변동하고 일시적 소득요인의 변화에 대해서는 반응하지 않는다. 따라서 소득의 변동이 모두 항상소득의 변동이라면 평균소비성향과 한계소비성향이 정확하게 일치할 것이다. 그러나 일시적 소득에 대한 한계소비성향은 0이므로, 소득 변동이 일시적 소득의 변동을 포함하는 만큼 전체 소득의 변동에 대한 한계소비성향은 평균소비성향에 비해 작게 추정될 수밖에 없다.⁴⁾

소비가 한계소비성향과 같은 개념에 의해서 당기 소득의 함수로 결정되는 것이 아니라 항상소득가설이 시사하는 방식에 따라 생애소득에 의해 결정된다는 것은 매우 중요한 의미를 갖는다. 사회 후생과 개인의 행복이란 차원에서 불평등 문제를 분석할 때 소득이 아닌 소비의 불평등이 그만큼 중요하다는 의미이기 때문이다. 또한 소득불평등을 분석함에 있어서 항상적 요인과 일시적 요인의 변동에 따른 불평등을 구분할 필요가 있고, 불평등 심화에 대한 대응책도 항상적 요인과 일시적 요인에 대해 차별화될 필요성이 높다는 의미이다.

본 논문에서 1990년대 이후 소득과 소비의 불평등 및 소득이 소비에 연계되는 메커니즘을 비교한 결과에 의하면 우리나라 가구의 소비가 결정되는 방식이 2000년대 초반 이후 항상소득가설에 의해 대체로 잘 설명될 수 있는 것으로 평가된다. 1990년 이후 2000년대 초반에 이르기까지 가구소득의 불평등도는 심화되는 양상을 보였으나, 동일 기간 소비의 불평등도는 오히려 반대로 개선되는 양상을 보여 왔다. 이는 가구의 소비가 결정되는 과정에서 소비가 당기의 소득에 의해 제약되는 효과가 1990년대를 거쳐 지속적으로 완화되는 추세에 있었다는 점을 반영하는 것으로 평가된다. 한편 2000년대 초반 이후에는 소득과 소비의 불평등도가 동행하는 양상으로 전환되었는데, 이는 가구

적인 요인이 중요함을 강조하고 있다.

4) 상속유인(bequest motive)이 없다면 생애 저축률은 0이 되어야 하고, 인구구조가 균제상태(steady state)에 있다면 횡단면에서의 평균 저축률이 0이 되어 평균소비성향도 1이어야 한다. 그러나 상속유인이 존재하거나 예방적 저축을 다 소비하지 못하고 사망하는 경우가 빈번하다면, 그만큼 평균소비성향은 1보다 작아지게 된다. 전승훈·신영입(2009)은 평균소비성향을 경상소득 기준으로 가구 유형에 따라 75~87% 수준으로 추정하고 있어, 한계소비성향 추정치의 2배 수준인 것으로 나타났다.

들이 생애소득(life-time earnings)을 기준으로 항상소득을 소비하고 있다는 전제 하에 소득의 항상적 요인의 불평등도가 변동하고 있음을 시사한다고 해석된다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 우리나라 가구들의 소득과 소비의 불평등도를 비교하고, 소득과 소비가 연계되는 메커니즘에서 항상소득가설의 역할을 평가한다. 제Ⅲ장에서는 소비가 항상소득가설을 따르도록 소비에 대한 당기의 예산제약이 완화되고 있는 양상을 설명할 수 있는 요인들에 대해 간략히 분석하고, 제Ⅳ장에서는 본 연구의 결과를 요약하고 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 소득과 소비의 불평등과 상호 연계

1. 실증분석에 사용된 자료

가구의 소득과 소비에 대한 자료는 통계청의 가계동향조사 연간자료를 사용하며, 소득의 불평등도 추정에 사용되는 변수는 가구의 월평균 가처분 소득(disposable income)이다.⁵⁾ 자료에는 가구별로 경상소득과 비경상소득 변수가 있고, 이 둘을 합친 가구소득 등의 변수가 존재하지만, 통계청에서 우리나라 가구소득의 불평등을 나타내는 지니계수(Gini coefficient)의 추정에 가처분 소득을 기준으로 사용하기 때문에, 이에 맞추어 본 연구에서도 가처분 소득을 소득변수로 사용한다. 그리고 가구의 효용에 직접적으로 연계되는 개념으로서의 소비에 대해 불평등도를 추정하는 분석에서는 가구별 소비지출(consumption expenditure) 변수를 사용한다.⁶⁾

한편, 본 연구에서는 가처분 소득을 통계청 정의와 다소 차별화하여 다음과 같이 정의한다. 일반적으로 가처분 소득은 경상소득에서 사회적 현물급여를 제외하고, 또한 경상조세, 연금기여금 및 사회보장지출을 제한 금액으로 정의된다. 그런데 경상소득에는 가구 간 이전 소득이 포함되어 있기 때문에 본 연구에서는 가구 간 이전지출을 추가적

5) 통계청의 가계동향조사는 원래 월별 조사이나, 이를 연간으로 평균하여 제공하는 자료를 사용하였다.

6) 가처분 소득은 가구 총소득의 약 83.6% 수준이고, 소비지출은 가구지출의 78.7% 수준이다.

〈표 1〉 가계동향조사 2인 이상 가구의 기초통계량

	1992	2003	2008	2012 ¹⁾	1990~2012 ¹⁾
여성 가구주 비중(%)	12.0	17.3	19.0	18.1	16.6
가구주 연령(세)	40.1	45.3	48.0	49.2	44.4
35세 미만(%)	33.6	18.1	11.8	9.2	21.6
35~54세(%)	57.0	61.4	62.2	60.7	59.0
55세 이상(%)	9.4	20.5	26.0	30.0	19.4
가구원 수(명)	3.9	3.5	3.3	3.3	3.5
2인(%)	10.9	23.2	26.0	28.7	20.4
3인(%)	22.2	25.7	27.0	26.4	26.0
4인(%)	41.7	38.0	36.6	35.4	38.1
5인 이상(%)	25.2	13.1	10.4	9.5	15.5
가구 소득(천원) ²⁾	2,586.5	3,250.7	3,587.2	3,836.0	3,163.0
가처분 소득(천원) ²⁾	2,218.1	2,735.3	2,965.0	3,160.8	2,643.9
가구 지출(천원) ²⁾	1,999.5	2,653.0	2,875.5	3,026.8	2,527.2
소비 지출(천원) ²⁾	1,597.7	2,100.8	2,236.7	2,312.2	1,988.9

주 : 1) 2006년 이후 자료에서는 2인 이상 가구만 포함시켜 추정한 결과임.

2) 월평균 값이며, 2010년 가격 기준 소비자물가를 적용하여 실질 항목으로 전환.

자료 : 통계청, 「가계동향조사」.

으로 제외한 값을 가처분 소득으로 정의한다. 그 이유는 이전 소득의 중복합산을 방지하여, 소비지출에 보다 밀접하게 연계되는 소득 변수를 정의하기 위함이다.7) 일례로 자녀 가구의 경상 소득이 100만 원이고, 부모 가구의 경상 소득은 0이라고 하자. 이때 자녀 가구가 40만 원을 부모에게 부양비로 지출할 경우, 기존의 정의 하에서는 가처분 소득이 자녀 가구에서는 100만 원, 부모 가구에서는 40만 원이 되어, 전체 경제에 140만 원의 가처분 소득이 발생한 것으로 간주된다. 그러나 각 가구에서 실제 소비에 지출할 수 있는 소득은 자녀 가구의 경우 60만 원, 부모 가구의 경우 40만 원이기 때문

7) 가구 간 이전 지출은 소비지출이 아니라 비소비 지출의 항목으로 분류된다.

에, 이러한 불일치를 수정하기 위해 자녀 가구가 지출한 40만 원의 가구 간 이전 지출을 자녀 가구의 가처분 소득에서 추가로 제하는 것이다. 실제로 2012년 자료의 경우 가구 간 이전 소득과 지출의 평균값은 각각 월 190.2천 원과 196.5천 원으로 거의 동일하게 추정되어, 두 변수가 결국은 위의 사례와 같이 가구 간 현금 이전(cash transfer)을 반영하고 있다 판단된다.⁸⁾ 분석에 사용된 자료의 기초 통계는 <표 1>과 같다. 표에서는 본 연구에서 초점을 맞추고 있는 4개 연도와 전체 기간 평균에 대한 통계량을 보이고 있다.

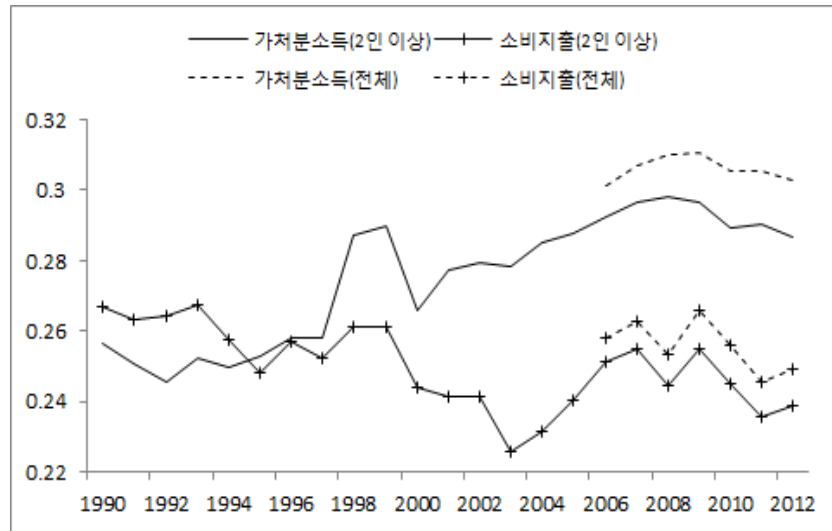
2. 소득과 소비의 불평등도 비교

[그림 1]에서는 1990~2012년 기간 동안 균등화된 가처분 소득과 균등화된 소비지출의 지니계수(Gini-coefficient)를 추정한 결과를 보이고 있다.⁹⁾ 가계동향조사의 경우 2006년 이전에는 2인 이상 가구를 대상으로 하다가 2006년부터 1인 가구를 포함하기 때문에, 전체 시계열의 일관성을 위해 모든 연도에서 2인 이상 가구만을 대상으로 추정한 값을 보이고 있고, 2006년부터는 1인 가구를 포함하여 추정한 결과를 따로 보이고 있다. 도표의 결과에 의하면 균등화된 가처분 소득의 지니계수는 1990년 이후 2000년대 후반에 이르기까지 1998~99년 경제위기 기간의 일시적 변동을 제외하고는 지속적인 상승세를 보이다가 2008년 이후 다소 하락하는 양상을 보이고 있다. 2006년 이후 1인 가구를 포함한 결과는 2인 이상 가구의 결과에 비해 지니계수가 다소 높게 나타나지만, 전반적인 시계열 변화 양상은 동일한 것으로 평가되어 2인 이상 가구를 대상으로 한 장기 시계열 분석에 대표성이 있음을 시사하고 있다.

8) 가구 간 이전 소득이 여기서 정의한 평균 가처분 소득의 6.8%에 해당하는 값으로 결코 적은 액수는 아니지만, 본 연구의 분석 결과에 질적인 차이를 가져오지는 않는 것으로 나타났다.

9) 통계청에서 공식 발표하는 지니계수는 균등화된 가처분 소득을 기준으로 하기 때문에 여기서도 불평등도를 측정하는 데 있어서는 균등화 지수를 적용한 변수를 사용한다. 균등화 지수를 적용하는 이론적 근거는 대표적 가구원(representative household member)의 효용 극대화에 있어서 여러 가구원이 공동으로 소비하는 내구재의 존재 때문이다. 가구원 수를 N 이라고 할 때 균등화 지수로 \sqrt{N} 을 사용하는 것은 효용함수가 공동소비재와 개별 소비재의 Cobb-Douglas 함수로 주어지고, 각 재화에 지출되는 비용의 비중이 1/2이라는 제약적인 가정이기 때문에, 실제 이 균등화 지수가 적정한지에 대해서는 추가적인 논의가 필요하다. 공동소비와 균등화 지수에 대한 국내외 연구로는 김우철·민희철·박상원(2006), Lazear and Mitchel(1980), Muellbauer(1977), Pollack and Wales(1981) 등을 참조할 수 있다.

[그림 1] 균등화된 가처분 소득 및 소비의 지니계수(1990~2012년)



자료 : 통계청, 「가계동향조사」.

반면 균등화된 소비의 지니계수는 소득과 전혀 다른 양상을 보인다. 우선 소비의 지니계수는 2003년까지는 지속적인 하락세를 보이고 있어 소득의 지니계수와 반대 방향으로 변화하여 왔다. 결과적으로 1990년대 중반까지는 소비의 지니계수가 소득의 지니계수에 비해 높았으나, 그 이후에는 소비의 지니계수가 소득의 지니계수에 비해 상당히 낮아지는 양상을 보인다.¹⁰⁾ 반면 2003년부터는 소비의 지니계수가 소득의 지니계수와 동일하게 상승하다가 최근 하락세로 전환되는 양상이다.¹¹⁾ 이와 같은 시계열 양상은 가처분 소득 대신 가구의 전체 소득, 또는 경상 소득을 사용하고, 소비지출 대신 가구지출 등을 사용하여도 동일하게 얻어지며, 또한 균등화 지수의 적용 여부에 관계없

10) 이와 같이 소득과 소비의 불평등도가 상이한 양상으로 변화하여 온 것은 전승훈·신영입(2009)에서도 이미 확인된 결과이다. 다만 소득에 비해 소비의 불평등도가 1980년대와 1990년대 초반까지 더 높았다는 것은 매우 중요하다. 이는 이미 소득에 존재하는 불평등이 가구의 소비결정을 거치며 더 심화되고 있었다는 의미로 해석될 수도 있기 때문이다.

11) 소비의 경우도 소득과 유사하게 2006년 이후 1인 가구를 포함한 결과는 2인 이상 가구의 결과에 비해 지니계수가 다소 높게 나타나지만, 전반적인 시계열 변화 양상은 동일한 것으로 평가된다. 다만 2008년의 경우 소비와 소득의 지니계수 변화에 다소의 차이를 보이는데, 이는 2008년도 미국발 금융위기로 인해 소비가 다소 위축되는 시기였던 점을 반영하고 있는 것으로 판단되지만, 본 자료만으로는 그 이유를 정확하게 알기 어렵다.

이 동일한 양상을 보이고 있다. 이와 같이 볼 때 [그림 1]의 소득과 소비의 대비되는 양상은 소득이나 소비 변수의 선택과도 무관하고, 균등화 지수 적용과도 무관한 강건한(robust) 결과라고 판단된다.

소득과 소비가 실제 매우 밀접히 연계된 변수임에도 불구하고 [그림 1]에 의하면 장기간에 걸쳐 그 분포의 변화 방향에 상당히 차이가 존재하였음을 알 수 있다. 여기서의 전체 분포에 대해 매우 축약된 정보를 제공하는 지니계수 대신 소득과 소비의 밀도함수를 직접 비교함으로써 이러한 상반된 변화가 어떠한 의미를 갖는지 가늠해 보기로 한다. 다만 22년간의 기간에 대해 매년 밀도함수를 비교하기는 어렵고, [그림 1]을 기준으로 전환점이라고 보이는 4개 연도에 대해서 분석하기로 한다. 이 4개 연도는 가처분 소득의 지니계수가 가장 낮았던 1992년, 소비지출의 지니계수 하락 추세가 반전되기 시작한 2003년을 우선 먼저 고려하고, 그 이후에는 소비와 소득의 지니계수가 동행하는 양상이기 때문에 지니계수가 가장 높았던 2008년과 가장 최근 연도인 2012년을 고려하기로 한다.

각 연도별로 소득과 소비의 밀도함수를 비교하려면, 우선 수평 축을 구성할 소득과 소비의 단위부터 통일되어야 한다. 그런데 매년 명목뿐 아니라 실질소득 및 소비가 모두 변화하기 때문에 지니계수나 불평등도의 기준이 되는 상대적 분포를 연도별로 의미 있게 비교할 수 있으려면 밀도함수의 수평 축에 시기별로 비교 가능한 일관성 있는 변수를 사용하여야 한다. 이를 위해서 여기서는 다음과 같은 방식을 따른다. 우선 가구 h 의 t 년도 가처분 소득 및 소비지출 변수를 각각 Y_{ht} 와 C_{ht} 로 정의하고, 이 가구의 저축률을 s_{ht} 라고 정의하면, $C_{ht} \equiv (1 - s_{ht}) Y_{ht}$ 라는 항등관계를 설정할 수 있다. 그리고 각 연도의 평균 가처분 소득을 \bar{Y}_t 라고 정의하고, 각 가구의 소득과 소비를 이 가처분 소득의 평균으로 나누어 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$\begin{aligned} y_{ht} &\equiv Y_{ht} / \bar{Y}_t \\ c_{ht} &\equiv C_{ht} / \bar{Y}_t \equiv (1 - s_{ht}) y_{ht} \end{aligned} \quad (1)$$

위와 같이 정의된 y_{ht} 는 매년 평균이 1로 정규화된 상대적 소득 변수이며, 각 연도별로 y_{ht} 의 불평등도는 동일한 평균 1을 기준으로 한 분포가 상대적으로 더 넓거나 좁은 것을 반영하기 때문에, 일차적으로 그 표준편차(σ_{yt})에 불평등도가 반영된다고 할

수 있다.¹²⁾ 한편 저축률 s_{ht} 가 모든 가구와 연도에 동일하다면, 즉, 모든 h 와 t 에 대해 $s_{ht} = s$ 가 성립된다면 c_{ht} 의 평균은 $(1-s)$ 이 되고 표준편차(σ_{ct})는 $(1-s)\sigma_{yt}$ 가 되며, 그 분포는 y_{ht} 의 모양과 일치할 것이다. 이는 한계소비성향과 평균소비성향이 $1-s$ 로 동일한 경우이며, 이 경우 y_{ht} 와 c_{ht} 의 지니계수, 즉, 소득과 소비의 지니계수는 정확하게 일치할 것이다. 그러나 실제 소득과 소비의 지니계수는 동일하지 않을 뿐 아니라 그 시계열 변화도 반대 방향이었고, 바로 이러한 점에서 저축률 s_{ht} 의 분포가 중요하다고 할 수 있다. 바로 이러한 이유 때문에 c_{ht} 를 정의함에 있어서 소비의 평균이 아니라 소득의 평균으로 나는 값으로 정의한다. 왜냐하면 저축률(s_{ht})의 분포와 평균이 소비와 소득의 밀도함수의 모양과 상대적 위치를 결정하기 때문이다. 만일 소비를 소비의 평균(\bar{C}_t)으로 정규화한다면 c_{ht} 도 y_{ht} 와 마찬가지로 1의 평균을 가질 것이고, 이 경우 두 변수의 밀도함수 비교는 상대적인 불평등만 비교할 수 있을 뿐 소비 패턴의 변화 즉, 저축률의 변화에 따른 효과는 분석에서 배제된다. 따라서 y_{ht} 와 c_{ht} 의 분포를 대비시키고, 이러한 대비의 시계열 변화를 분석할 때, 기본적으로 s_{ht} 가 가구(h)별로 차이를 보이고 있고, 그 평균과 가구별 분포가 기간별로 변화하는 것이 근본 원인이므로, 이에 초점을 맞추어 분석하려면 식 (1)에서와 같이 소비도 소득의 평균(\bar{Y}_t)으로 정규화하여야 한다.

이와 같이 정의된 y_{ht} 와 c_{ht} 의 밀도함수를 추정하기 위해 다음과 같이 각 변수(y_{ht} 와 c_{ht})가 속할 구간을 정의한다.¹³⁾ 우선 소득변수인 y_{ht} 의 각 연도별 표준편차(σ_{yt})를 전체 기간(1990~2012년)에 대해 평균을 구하여 σ_y 라고 하고($\sigma_y \equiv \sum_t \sigma_{yt} / T$), 이에 기준하여 너비가 $\sigma_y/10$ 인 구간들을 정의하는데 그 방법은 다음과 같다. 51개의 정수 $x \in [-15, 35]$ 에 대해 $(1 + \sigma_y(x - .5)/10, 1 + \sigma_y(x + .5)/10)$ 로 총 51개의 구간을 설정하며, 양쪽 극단에는 $(-\infty, 1 - \sigma_y 15.5/10)$ 와 $(1 + \sigma_y 35.5/10, \infty)$ 의 두 구간을 추가로 설정하였다. 이 경우 $x = 0$ 에 해당하는 구간은 y_{ht} 분포의 평균인 1을

12) 이와 같이 평균이 1이 되도록 정규화하는 이유는 평균 명목소득의 연도별 증감에 따라 밀도함수의 위치가 상이하게 나타나는 것을 방지하기 위함이다. 여기서는 불평등도 즉, 상대적인 분포에 초점을 맞추기 때문에 평균값의 변화보다는 평균값을 둘러싼 분포의 변화에 초점을 맞추고 있고, 이는 상대적인 개념이기 때문에 평균이 1이 되도록 정규화 하여도 결과에 차이가 없다.

13) 이는 김대일(2013)의 방식을 따른 것이다.

포함하고 너비가 $\sigma_y/10$ 인 구간이 된다.

각 연도 정규화된 소득(y_{ht})의 밀도함수는 y_{ht} 가 각 구간에 속하는 가구 및 인구의 비중으로 추정되고, 정규화된 소비(c_{ht})의 밀도함수도 동일한 방식으로 추정된다. 매년 소득변수의 평균값은 1이므로, 연도별 소득 밀도함수의 비교는 평균소득의 변화를 제거한 소득 불평등도의 변화를 반영할 것이지만, 소비 변수는 소득의 평균을 기준으로 정의되었기 때문에 전반적인 소비의 불평등도뿐 아니라 평균소득으로부터 평균소비가 얼마나 떨어져 있는지도 중요한 위치 변수로 작용할 것이다.

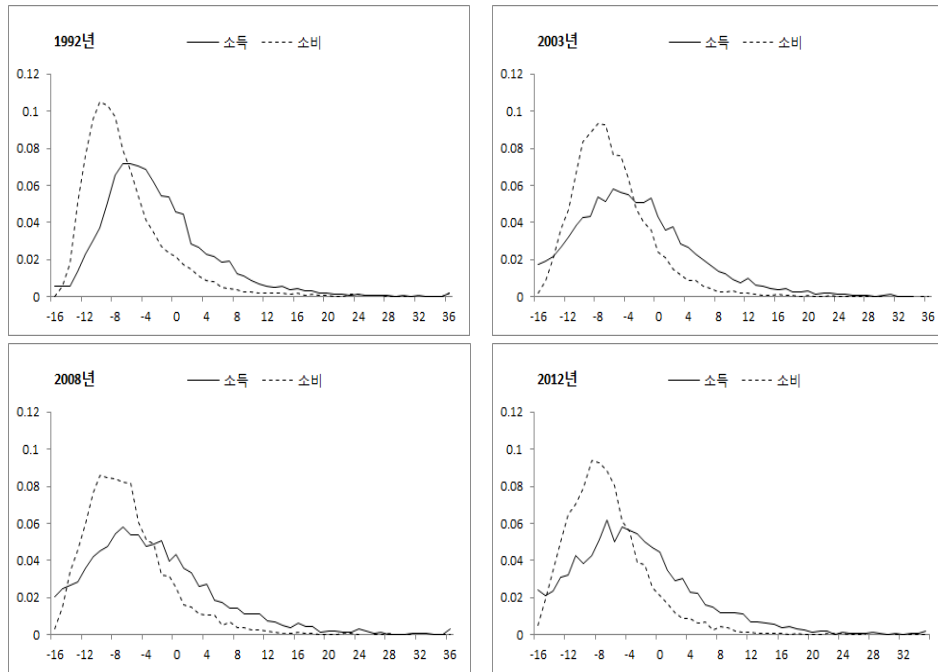
〔그림 2〕에는 이상과 같은 방식으로 정규화된 소득(y_{ht})과 소비(c_{ht})의 밀도함수를 4개 연도(1992년, 2003년, 2008년 및 2012년)에 대해 추정하여 보이고 있다. 그림의 수평 축에는 각 구간을 정의하는 x 를 표기하였다. 우선 소득(y_{ht})의 경우 1992년과 2003년, 그리고 2008년에 이르기까지 하위 구간의 비중이 증가하고 중위 구간의 비중이 감소하는 양상의 변화를 보이고 있어, 중산층 위축을 통해 소득 불평등도가 증가하는 양상을 보이고 있다. 2008년과 2012년의 차이는 뚜렷하지는 않으나 중간층이 다소 회복되는 양상을 보인다.¹⁴⁾

소비(c_{ht})의 경우, 1992년과 2003년간에 뚜렷한 차이를 보인다. 우선 1992년에는 2003년에 비해 하위 구간의 밀도가 월등하게 높다. 예를 들어 $x = -8$ 인 구간과 그 아래의 구간들에 속한 비중은 1992년 55.0%로 2003년의 44.7%에 비해 월등히 높다. 이는 1992년에는 소비 수준이 소득이 비해 낮았다는 의미이고, 반면 1992년 이후 2003년에 이르는 기간 동안에는 소비의 밀도함수가 상대적으로 소득의 밀도함수에 좀 더 가까이 위치하게 되었다는 의미로 해석될 수 있다. 즉, 1992년부터 2003년까지 소비의 불평등도가 개선되는 추세가 비단 소비의 분포가 좁아진 것에 그친 것을 의미하는 것이 아니라 소비가 소득에 비해 상대적으로 더 증가하는 양상도 반영한다는 점이 중요하다고 판단된다.

소비의 밀도함수가 소득의 밀도함수 쪽으로 더 가깝게 위치하게 되었다는 것은〔그림 3〕에서도 확인된다. 그림에서는〔그림 2〕에서 추정된 소비의 밀도함수에서 소득의 밀도함수를 차감한 값을 연도별로 보이고 있는데, 1992년의 경우 그 값이 0보다 큰 x 의 영역이 2003년 이후의 경우에 비해 상당히 하위에 위치하고 있음을 알 수 있다. 특이한 점은 2003년 이후 소득과 소비의 지니계수가 거의 동행하는 기간 동안에 소득

14) 이 기간 동안 통계청이 발표하는 지니계수와 상대적 빈곤율도 모두 하락하는 양상을 보인다.

[그림 2] 정규화된 소득 및 소비의 밀도함수

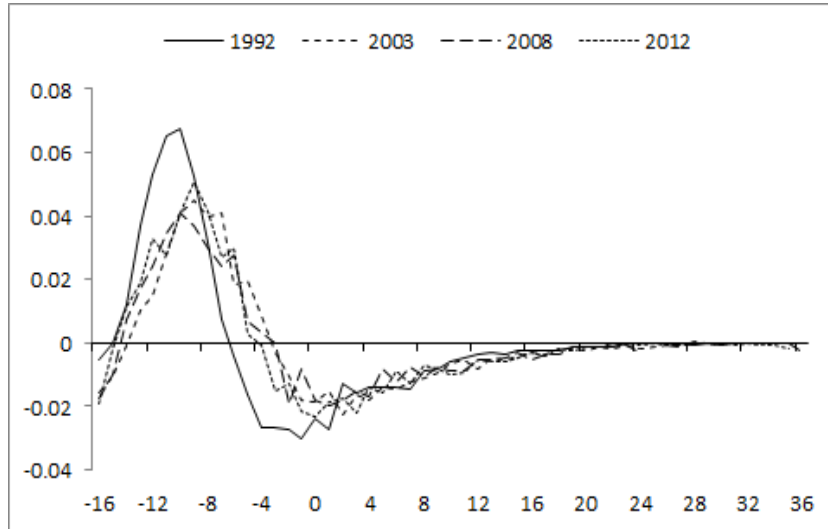


주 : 2인 이상 가구만 대상으로 추정.
 자료 : 통계청, 「가계동향조사」.

과 소비의 밀도함수 차이가 연도별로 거의 비슷하여 상당히 안정적인 양상을 보이고 있다는 점이다.

이와 같이 볼 때 1992년과 2003년 기간 동안 소득의 불평등도는 확대되고 있음에도 불구하고 소비의 불평등도가 개선되는 양상을 보인 배경에는, 첫째, 1992년에는 소득의 분포에 비해 소비의 분포가 지나치게 낮은 수준에 밀집되어 있었고, 둘째, 2003년까지의 기간 동안 낮은 소비의 밀도가 감소하면서 소비 분포가 소득의 분포에 점진적으로 접근하여 온 변화가 존재하였음을 알 수 있다. 이는 소득과 소비의 관계에 있어서 매우 중요한 변화가 있었음을 시사한다. 1992년에 소비의 밀도함수가 평균소득에서 멀리 떨어져 있었다는 것은 소득이 높은 가구에서도 소비를 억제하는 가구가 많았다는 의미이고, 반면 2003년까지 소비의 불평등도가 완화되는 과정은 이와 같은 “소비에 대한 억제 경향”이 완화되는 양상을 반영하고 있다는 의미이기 때문이다. 결과적으로 소득과 소비의 불평등도 양상이 시기별로 상이한 변화를 보이다가, 서로 동행하기 시작한 변

[그림 3] 소득과 소비의 밀도함수 차이의 연도별 비교



주 : 2006년 이후 자료에서는 2인 이상 가구만 대상으로 추정.
 자료 : 통계청, 「가계동향조사」.

화를 이해하려면, 이 기간 동안 가구의 소비가 어떤 방식으로 결정되어 왔는지 이해하는 것이 필요하다고 판단된다.

3. 가구의 소비 결정에 대한 항상소득가설을 통한 해석

여기서는 소득과 소비의 결합분포(joint distribution)를 추정하여 소득과 소비 밀도함수 간의 연계를 분석하고, 이러한 연계의 시계열 변화를 분석한다. 이를 위해 앞서 정의한 정규화된 소득(y_{ht})에 대해 백분위를 정의하고, 각 백분위별로 정규화된 소비(c_{ht})의 분포를, 그리고 그 반대되는 개념의 분포를 다음과 같은 방식으로 추정하기로 한다. 우선, 매년 자료에서 소득(y_{ht}) 순서로 백분위(income percentile)를 구하고, Z_{pt} 를 t 년도 소득(y_{ht}) 분포에서 p 번째 백분위($p = 1, 2, \dots, 100$)에 속한 가구들의 집합으로 정의하였다. 그리고 Z_{pt} 에 속한 가구들을 대상으로 소비(c_{ht})가 낮은 가구에서 높은 가구 순으로 오분위(quintile)을 구하여 q 번째 오분위($q = 1, 2, \dots, 5$)에 속한 가구들의 집합을 Z_{pt}^q 로 정의한다. 이러한 정의 하에서 다음 식 (2)와 같은 조건부 평균 소득(\bar{y}_{pt}) 및 소비(\bar{c}_{pt}^q)

를 구하였다.

$$\bar{y}_{pt} \equiv E(y_{ht} | h \in Z_{pt}), \bar{c}_{pt}^q \equiv E(c_{ht} | h \in Z_{pt}^q) \quad (2)$$

[그림 4]에서는 각 가구집합 Z_{pt} 에 대해 수평 축에 조건부 평균소득(\bar{y}_{pt})을 표기하고, 수직 축에는 $q = 1, 3, 5$, 즉 Z_{pt} 내 소비 수준별 하위 20%, 중위 20% 및 상위 20% 가구들의 평균소비를 표기한 결과를 보이고 있다. 그림에서는 평균소득 및 소비에 자연대수(natural logarithm)를 취한 값을 보이고 있다.¹⁵⁾

[그림 4]의 A)는 1992년도의 결과를 보이고 있는데, 각 소득 백분위 내에서 소비의 중위 20%($q = 3$)의 평균값은 최하위 소득 분위를 제외하고는 대체로 평균소득에 비해 낮은 것으로 추정되었고, 그 격차는 소득 분위가 높을수록 더 큰 것으로 나타나고 있다. 이는 그림에서 동그라미(○)로 표기된 각 소득 백분위 내 소비의 중위 20% 평균값이 점선으로 표시된 45도 선보다 대체로 아래에 위치하고 있으면서, 45도선과의 거리가 소득이 높을수록 더 크다는 점에 근거한 해석인데, 소득이 낮은 가구들 사이에 상대적으로 소비가 높은 가구가 많이 포함되어 있고, 소득이 높은 가구들 사이에는 소비가 낮은 가구가 많이 포함되어 있다는 의미이다. 결과적으로 소득 백분위별로 소비 중위 20%($q = 3$)의 평균값은 평균소득이 증가함에 따라 더 느리게 증가하는 양상을 보인다.

이와 같은 양상은 2003년에서도 동일하게 관측된다. 동그라미(○)로 표기된 각 소득 백분위 내 소비의 중위 20% 평균값의 기울기는 1보다 작고, 이는 소득이 낮은 분위에서 평균소비는 상대적으로 높은 반면, 소득이 높은 분위에서 소비는 상대적으로 낮다는 의미이다.¹⁶⁾ 1992년과 2003년 그림에 차이가 있다면 2003년의 경우 소득 백분위 내 소비의 중위 20% 평균값이 1992년도에 비해 45도 선에 훨씬 가깝게 위치하고 있다는 점이다. 이는 상대적으로 모든 소득 분위에서 소비의 수준이 높아졌음을 의미한다.¹⁷⁾

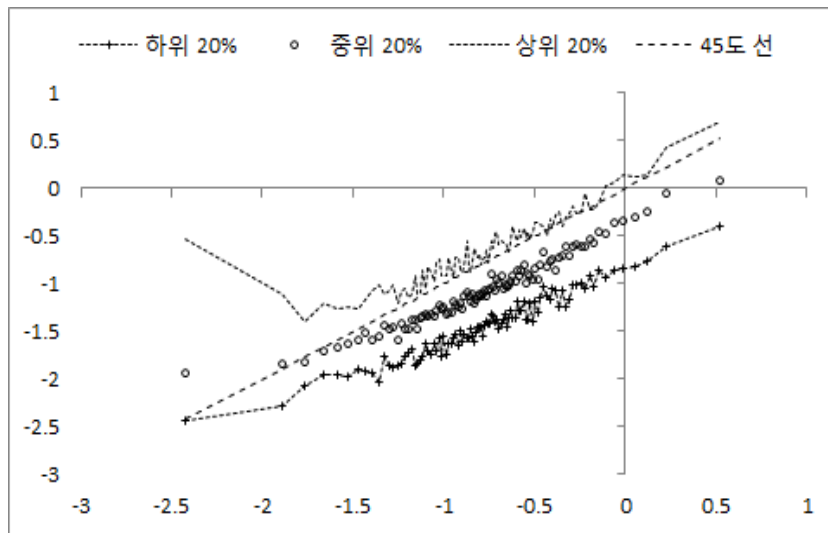
15) 김대일(2007)에서도 유사한 방식으로 소득과 소비를 비교하고 있다.

16) 소득 분위별 소비의 중위 20% 평균값을 평균소득에 단순 회귀분석할 경우 2003년도의 추정계수는 .632(표준오차는 .015)로 1992년의 추정계수 .804(표준오차는 .017)에 비해 다소 작다. 이는 2003년의 경우 저소득 분위에서 소비가 상대적으로 더 높은 양상을 반영하고 있는 것으로 평가된다.

17) 1992년 가구 소비지출이 가처분 소득에서 차지하는 비중은 72.0%였지만, 2003년도 동일 비중은 76.8%로 4.8% 포인트 증가하였다.

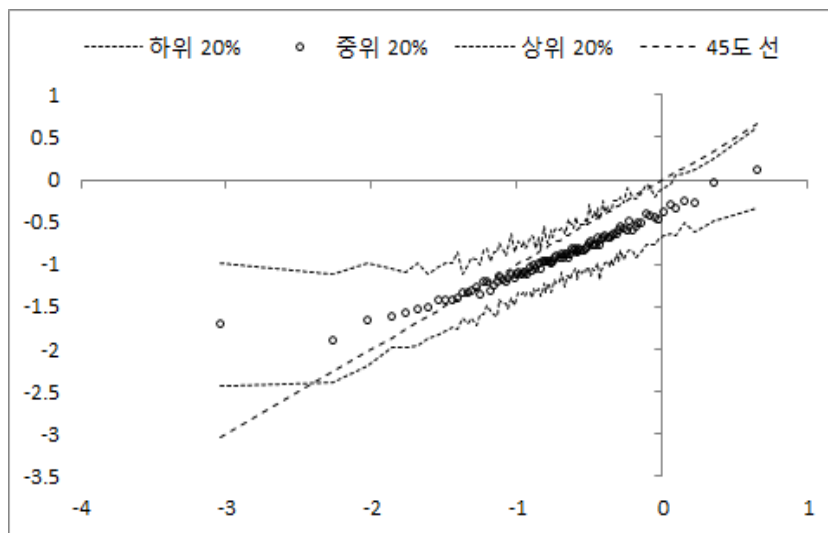
[그림 4] 소득 백분위별 소비의 분포 : 상·중·하위 20%의 평균 소비

A) 1992년



자료 : 통계청, 「가계동향조사」.

B) 2003년



자료 : 통계청, 「가계동향조사」.

그림의 모든 연도에서 각 소득 백분위별 소비 중위값이 평균소득에 비해 느리게 증가하는 양상을 보이는데 이는 소비를 당기 소득의 함수로 추정할 때 한계소비성향이 1보다 작게 추정된다는 결과를 의미하기도 한다. 그러나 이러한 추정은 앞으로 보이겠지만 항상소득가설이 성립되고 있는 경제에서는 별 의미가 없는 추정일 수 있기 때문에, 실제로 중요한 것은 항상소득가설이 성립되는가의 여부라고 할 수 있다. 이러한 관점에서 볼 때 2003년의 경우 1992년에 비해 전반적인 소비의 비중이 높아졌고, 특히 저소득 분위에서 소비가 상대적으로 높게 추정되었다는 점은 매우 중요한 변화라고 할 수 있다. 특히 1992년에는 각 소득 분위 내에서 소비 중위 평균값이 소득의 평균에 비해 대체로 낮은 수준이었으나 2003년에는 소득 백분위 하위 20%에서 소비가 소득 평균을 상회하고 있다. 이와 같이 소득을 넘어선 소비를 할 수 있는 가구의 비중이 증가하고 있다는 것은 그만큼 소비가 당기의 소득에 의해 제약되는 경향이 완화되고 있다는 것이고, 이는 우리나라 가구들의 소비 결정에 있어서 소비에 대한 제약이 당기 소득이 아니라 생애소득에 의해 설정되는 항상소득가설(permanent income hypothesis)이 성립되어 왔을 가능성을 시사한다. 이러한 해석은 [그림 4]와 정반대의 통계를 보이고 있는 [그림 4]의 결과와도 일관성을 갖는다. [그림 5]에서는 정규화된 소비(c_{ht})의 백분위를 구하고, 각 분위에 속한 가구들을 소득(y_{ht}) 수준별로 5개의 오분위(quintile)로 다시 구분하여 하위 20%, 중위 20% 및 상위 20%의 평균소득을 구하였다. 그리고 그림에서는 각 소비 백분위별로 평균소비의 로그 값을 수평 축에, 각 소비 분위 내 소득의 상·중·하위 20% 평균의 로그 값을 수직 축에 대비시켜 보이고 있다.

그림에 의하면 1992년과 2003년의 양상에 매우 유의한 차이가 관측된다. 1992년의 경우 소비 수준이 낮은 분위일수록 그 분위에 속한 가구의 소득 중위 20% 값은 상대적으로 더 크다는 점을 알 수 있다. 최상위 소비 수준을 제외하고는 소득 중위 20%의 평균이 각 분위의 소비 평균보다 높고, 그 양상은 소비가 낮은 분위일수록 더 두드러진다. 이는 소비지출이 작은 가구들 가운데 상대적으로 소득이 높은 가구들이 많다는 의미이다. 이는 소비지출이 낮은 가구들 즉, 소비의 하위 분위에 속한 가구들이 소비가 낮은 이유는, 그 가구들의 가처분 소득이 낮아서가 아니라, 상대적으로 높은 저축률을 보이기 때문이라는 의미이다. 이와 같이 소득 대비 소비를 덜 하는 이유는 그만큼 불확실성에 대비한 예비적(pre-cautionary) 저축 성향이 높다는 의미로 해석될 수 있다. 결과적으로 1992년을 대상으로 동그라미(○)로 표기된 소비 백분위 내 소득 중위 20%의 평균값을 각 분위별 소비의 평균값에 선형회귀분석할 경우 그 기울기는 .761, 표준오차

는 .011로 추정되어 통계적으로 유의하게 1보다 작은 것으로 나타났다.

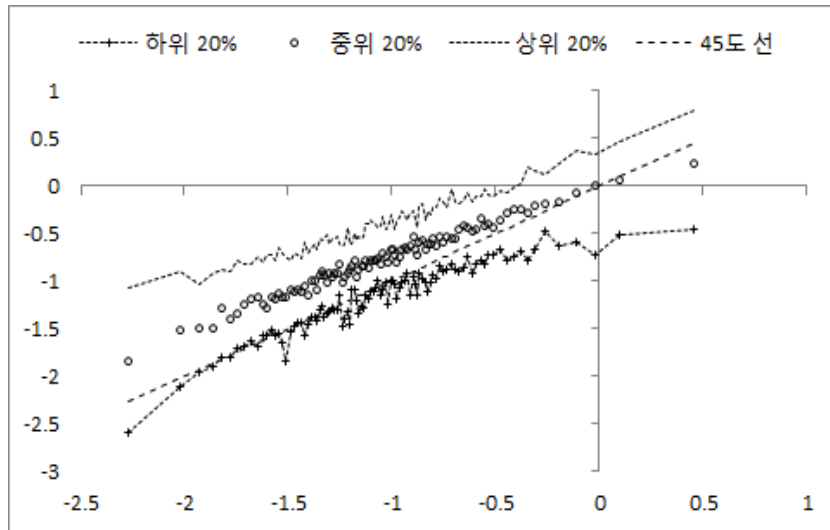
반면 2003년의 경우 동그라미(○)로 표기된 소비 백분위 내 소득 중위 20%의 평균값이 45도 선에 거의 평행한 양상을 보이며 소득 상위와 하위 20%의 평균도 45도 선에 거의 평행하여 모든 소비분위에서 유사한 격차를 유지하고 있다는 점에서 1992년의 결과와 확연하게 차이를 보인다. 이는 미래에 대한 불확실성에 대한 대비책으로 소득에 비해 소비를 낮게 유지하고 저축을 더하는 양상이 많이 완화되었다는 의미이다. 결과적으로 소비 백분위 내 소득 중위 20%의 평균값을 각 분위별 소비 평균값에 선형회귀 분석할 경우 그 기울기는 1.009, 표준오차는 .011로 추정되어 통계적으로 1과 다르지 않다고 할 수 있다.

2003년도의 결과는 김대일(2007)에서 보인 결과와 유사한데, 일반적인 소비함수의 추정에 반대되는 개념으로 위에서와 같이 소득을 소비의 함수로 추정할 경우 그 추정계수가 1이 된다는 점은 항상소득가설과 일관성을 갖는 실증적 근거로 해석될 수 있다. 가장 기본적인 모형에서 소득이 항상적 요인(permanent component)과 이에 확률적으로 독립인 일시적 요인(transitory component)으로 구성되어 있고, 대출과 저축이 자유로워 소비에 대한 예산식이 생애소득에 의해 정의된다면, 소비가 항상소득에 일치하게 되고, 항상소득과 일시적 소득으로 구성된 소득은 결국 소비와 (이에 확률적으로 독립적인) 일시적 소득의 합과 일치하게 된다. 따라서 항상소득가설 하에서는 소득을 소비의 함수로 회귀분석할 경우 추정계수가 1이 되며, 일시적 요인을 반영하는 잔차(residuals)의 분포도 모든 소비 수준에서 일정한 양상을 보일 것이라는 이론적 시사점이 얻어지는데, 이것이 [그림 5]의 B)와 같은 양상으로 검증되었다고 해석할 수 있다는 것이다. 반면 저축은 자유로울지라도 현재의 자산을 초과하는 대출에는 상당한 제약이 존재하는 경우에는, 소비에 대한 예산식이 생애소득이 아니라 매 기의 소득 및 자산에 의존하게 되어 불확실한 미래의 소비지출 수요에 대비하는 성향이 강화되므로 예비적 저축(precautionary saving)이 증가하고 소비가 위축될 수 있다. 이러한 경향은 대출에 대한 제약이 심한 계층일수록 더 두드러지기 때문에 상대적으로 저소득층에서 더 빈번하게 관측될 것으로 예상되며, 이는 [그림 5]의 A)에서와 같은 양상으로 나타날 수 있다.

1992년과 2003년은 이와 같이 그림 상으로 잘 대비되고 있지만, 2003년 이전과 이후의 기간을 비교함에 있어서 보다 면밀한 검증을 위해 소비와 소득의 관계를 일단 아래 식 (3)에서와 같이 선형함수로 설정하여 추정할 수 있다.

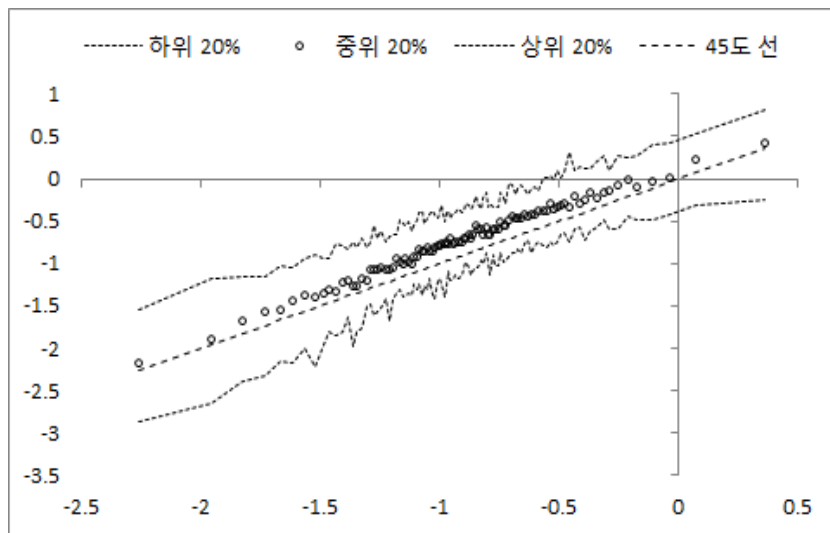
[그림 5] 소비 백분위별 소득의 분포 : 상·중·하위 20%의 평균 소득

A) 1992년



자료 : 통계청, 「가계동향조사」. 가계동향조사, 통계청.

B) 2003년



자료 : 통계청, 「가계동향조사」.

$$\text{소비 함수: } c_{ht} = \alpha_t^C + \beta_t^C y_{ht} + \epsilon_{ht}^C \quad (3)$$

$$\text{소득 함수: } y_{ht} = \alpha_t^Y + \beta_t^Y c_{ht} + \epsilon_{ht}^Y$$

위에서 소비함수라고 명칭이 붙은 추정식은 일반적인 한계소비성향 추정식이라고 볼 수 있고, 추정계수는 $\beta_t^C < 1$ 을 충족시킬 것이다. 한편, 소득함수라고 명칭이 붙은 추정식은 가장 간단한 형태의 항상소득가설이 성립하는 환경에서 소득을 항상적 요인과 일시적 요인으로 구성 분해하는 식이라고 볼 수 있다. 즉, 소비가 항상소득에 의해서만 결정된다면, $\beta_t^Y = 1$ 가 성립될 것이다. 반면 $\beta_t^Y < 1$ 이라는 결과가 얻어진다면, 이는 저소득층의 소비에 대한 기간별 예산제약이 무시할 수 없는 수준임을 의미하는 결과라고 할 수 있다.

그러나 기간별 예산제약이 없이 항상소득가설이 성립되는 경우에도 가구 소비가 그 가구의 항상소득 이외에 다른 요인에 의해 영향 받을 수 있다. 가구의 소비(c_{ht})가 기본적으로 항상소득 y_h 에 의해 결정되는 상황에서도, 의료비와 같이 예기치 않았던 소비수요가 발생할 수도 있고, 생애주기별(연령)로 소비 수요에 차이가 발생할 수도 있기 때문이다. 이 경우 항상소득은 일정하여도 가구 소비(c_{ht})는 매 기 변동할 수 있다. 이러한 가능성을 반영하여 가구 h 의 t 기 소득(y_{ht})과 소비(c_{ht})가 다음과 같이 정의되는 모형을 고려한다.

$$\text{가구소득: } y_{ht} = y_h + \phi_{ht}^a + v_{ht}, \quad E(v_{ht} | y_h, \phi_{ht}^a) = 0 \quad (4)$$

$$\text{가구소비: } c_{ht} = y_h + \theta_{ht}^a + \mu_{ht}, \quad E(\mu_{ht} | y_h, \theta_{ht}^a) = 0$$

위에서 y_h 는 가구 h 의 항상소득으로 t 와 무관하게 고정된 값이며, ϕ_{ht}^a 와 v_{ht} 는 일시적 소득으로 정의된다. 일시적 소득 요인들 가운데 ϕ_{ht}^a 는 가구주의 연령에 따라 소득이 변화하는 연령-소득 함수(age-earnings profile)를 반영하는 요인으로 연령에 따라 역 U-자 형태를 보이며, 가구주의 생애에 걸쳐 ϕ_{ht}^a 의 현재가치는 0이 되기 때문에 $E(\phi_{ht}^a | y_h) = 0$ 라고 설정한다.¹⁸⁾ v_{ht} 는 소득의 순수한 변동성을 나타내는 일시적인

18) 소득은 연령에 따라 역 U-자 형태를 보이며, 이는 Ben-Porath(1967)나 Mincer(1974) 등에서와 같

소득요인(transitory component)으로 정의된다. 한편, 소비(c_{ht})도 기본적으로 항상소득(y_h)에 의해 결정되지만, 일시적인 변동성도 θ_{ht}^a 와 μ_{ht} 를 통해 발생할 수 있다. 여기서 θ_{ht}^a 는 소비가 연령에 따라 변화하는 양상(age-consumption profile)을 나타내고 있는데, 이는 자녀에 대한 지출과 같이 생애에 걸쳐 균등하게 분할하여 지출할 수 없는 소비를 반영하는 요인으로 연령에 따라 역 U-자 형태를 보일 것으로 예상된다.¹⁹⁾ 그러나 가구주의 생애에 걸쳐 θ_{ht}^a 의 현재가치도 0이 되므로 $E(\theta_{ht}^a | y_h) = 0$ 로 설정할 수 있다. μ_{ht} 는 의료비 등 예측할 수 없는 일시적 소비지출 수요를 반영한다.

식 (4)와 같이 소득과 소비에 유사한 연령효과가 존재한다면, 이를 통해 소비와 소득의 상관관계가 유발될 수 있기 때문에, 이를 통제하기 위해서는 식 (3)의 선형 회귀식에 연령 함수를 추가하여 아래와 같이 식 (3-1)을 추정하여야 한다.

$$\text{소비 함수 : } c_{ht} = \alpha_t^C + \beta_t^C y_{ht} + f_t^C(a_{ht}) + \epsilon_{ht}^C \quad (3-1)$$

$$\text{소득 함수 : } y_{ht} = \alpha_t^Y + \beta_t^Y c_{ht} + f_t^Y(a_{ht}) + \epsilon_{ht}^Y$$

식 (3-1)의 추정계수 β_t^C 와 β_t^Y 는 다음과 같은 극한 조건을 만족시킨다.

$$\text{소비 함수 : } \lim \beta_t^C = \frac{\text{cov}(c_{ht}^*, y_{ht}^*)}{\text{Var}(y_{ht}^*)} = \frac{\sigma_y^2 + \text{cov}(v_{ht}, \mu_{ht})}{\sigma_y^2 + \sigma_{vt}^2} \quad (5)$$

$$\text{소득 함수 : } \lim \beta_t^Y = \frac{\text{cov}(y_{ht}^*, c_{ht}^*)}{\text{Var}(c_{ht}^*)} = \frac{\sigma_y^2 + \text{cov}(v_{ht}, \mu_{ht})}{\sigma_y^2 + \sigma_{\mu t}^2}$$

위에서 y_{ht}^* 와 c_{ht}^* 는 원래의 y_{ht} 및 c_{ht} 변수에서 연령효과(ϕ_{ht}^a 와 θ_{ht}^a)를 제거한 나머지로 정의된다. 위의 식 (5)는 추정계수에서 소득과 소비의 일시적 요인들(v_{ht} 및 μ_{ht})의 역할이 중요할 수 있음을 의미하고 있다. 우선 항상소득가설이 성립한다면 소비

이 생애에 걸친 인적자원에 대한 투자 양상을 반영한다.

19) 가계동향조사에 의하면 소비가 가구주 연령에 따라 대체적으로 역-U자 형태를 보이고 있다(김대일, 2007).

가 소득의 일시적인 요인에 전혀 반응하지 않으므로 두 일시적 요인 간의 공분산 ($= cov(v_{ht}, \mu_{ht})$)은 0이 되어, 두 추정계수(β_t^C 와 β_t^Y)가 모두 1보다 크지 않을 것임을 알 수 있다. 그리고 추정계수의 상대적 크기와 시계열 변화는 소득의 항상적 요인의 분산(σ_y^2)과 소득 및 소비의 일시적 요인의 분산(σ_{vt}^2 및 $\sigma_{\mu t}^2$)의 상대적 크기 및 그 시계열 변화에 의존할 것이다. 다만 항상소득 가설 하에서는 일시적 요인의 변동성이 소득에서 더 크다고 할 수 있으므로, 즉 $\sigma_{vt}^2 > \sigma_{\mu t}^2$ 의 부등호가 성립된다고 할 수 있으므로 $\beta_t^C < \beta_t^Y \leq 1$ 의 관계가 성립될 것이다.²⁰⁾ 이때 극단적인 경우로서 소비에 일시적 요인은 없고 항상 소득에만 의존한다면, 즉 $c_{ht} = y_h$ 와 $\sigma_{\mu t}^2 = 0$ 이 성립된다면, $\beta_t^C < \beta_t^Y = 1$ 의 관계가 성립될 것이다.

식 (3-1)로 추정된 β_t^C 와 β_t^Y 는 [그림 6]에서 비교하고 있다.²¹⁾ 그림에서는 각 추정계수의 95% 신뢰구간(confidence interval)도 표시하고 있는데, 이때 사용된 표준오차는 각 추정식의 오차 항에 이분산성(heteroskedasticity)이 존재하는 점을 고려하여 강건 표준오차(robust standard error)를 사용하였다. [그림 6]의 A)에 의하면 한계소비성향(β_t^C)의 추정치는 .6를 넘지 않으며, 2000년대 초반 일시적인 반등을 제외하고는 1990년대 이후 지속적으로 감소하는 추세를 보여 2010년 이후에는 .4 수준으로 하락하였다.²²⁾ 반면 소득함수에서 소비의 추정계수(β_t^Y)는 1990년대 초반 .7 수준을 보이다가 지속적으로 증가하여 2003년 이후에는 1.0을 다소 하회하는 수준에서 약간의 등락을 거듭하고 있다. 이와 같은 결과는 최소한 2003년 이후 우리나라 가구의 소비지출이 결정되는 양상이 항상소득가설과 일관성을 보인다는 의미로 해석될 수 있다.

2003년 이후의 양상이 항상소득가설과 일관성을 갖는다고 할 때, 2003년 이전의 기간, 즉 1990년 이후 2003년에 이르기까지의 기간 동안 우리나라 가구들의 소비가 어떠한 방식으로 결정되어 왔는지에 대해 추가적인 논의가 필요하다. 우선, 2003년 이전에서도 항상소득가설이 성립되고 있었을 가능성을 타진해 보기로 한다. 소득함수에서 소

20) [그림 1] >에서 유추할 수 있듯이, 최근으로 올수록 소비의 분산은 소득의 분산에 비해 작게 추정된다.

21) 연령함수를 통제하지 않은 경우에 비해 통제할 경우 각 함수에서 소득 및 소비의 추정계수는 다소 감소하는 양상을 보인다. 이는 소비 및 소득 함수에서 연령 효과의 모양이 유사하기 때문에, 두 변수 간 연령효과에 의해 발생하는 정(正)의 상관관계가 통제되기 때문인 것으로 판단된다.

22) 전승훈·신영임(2009)의 추정치와 유사한 수준이다.

[그림 6] 소비 함수 및 소득 함수의 추정계수

A) 소비 함수에서의 소득 변수의 추정계수(β_t^C)



B) 소득 함수에서의 소비 변수의 추정계수(β_t^Y)



비의 추정계수(β_t^Y)가 1990~2003년 기간 동안 증가세를 보인 것은 식 (5)에서 소비의 일시적 요인의 변동성($\sigma_{\mu t}^2$)이 소득(또는 소비)의 항상적 요인의 변동성(σ_y^2)에 비해 빠르게 감소하였어야 설명될 수 있다. 물론 다양한 보험의 발달로 인해 소비의 일시적 요인의 변동성이 상대적으로 감소하였을 가능성을 배제할 수는 없다. 다만 이러한 설명이 설득력을 얻으려면 소비의 일시적 요인의 변동성($\sigma_{\mu t}^2$)이 감하는 추세가 왜 2003년 이후에는 중지되었는지에 대한 설명이 필요하다. 최근 폭발적으로 다양화되고 있는 보험 상품들을 고려할 때, 소비의 일시적 요인의 변동성($\sigma_{\mu t}^2$)이 추세적으로 감소하고 있을 가능성은 충분히 인정되지만, 그러한 감소 추세로만 β_t^Y 의 증가 및 안정화 양상을 모두 설명하기는 어렵다고 판단된다.

다른 한편으로 2003년 이전의 소비는 항상소득가설과 달리 소득의 일시적 요인에도 의존하여 결정되었을 가능성을 고려해 보자. 여기서는 논의의 편의를 위해 소득과 소비의 일시적 요인이 아래 식 (6)과 같이 연결되어 있다고 설정하기로 한다. 즉, 소비의 일시적 요인을 소득의 일시적 요인의 선형함수로 정의한다.

$$\mu_{ht} = \lambda_t v_{ht} + \xi_{ht}, E(\xi_{ht} | v_{ht}) = 0, E(\xi_{ht}^2 | v_{ht}) = \sigma_{\xi t}^2 \quad (6)$$

위에서 $\lambda_t \in (-1, 1)$ 라고 할 때, 이 경우 식 (3-1)의 추정계수는 각각 아래 식 (5-1)과 같다.

$$\lim \beta_t^C = \frac{\sigma_y^2 + \lambda_t \sigma_{vt}^2}{\sigma_y^2 + \sigma_{vt}^2}, \lim \beta_t^Y = \frac{\sigma_y^2 + \lambda_t \sigma_{vt}^2}{\sigma_y^2 + \lambda_t^2 \sigma_{vt}^2 + \sigma_{\xi t}^2} \quad (5-1)$$

위의 식 (6)에서의 설정은, 2003년 이전에는 항상소득가설 대신 소비의 일시적 요인이 소득의 일시적 요인에 반응하기 때문에 $\lambda_t \neq 0$ 이었다가, 이후 2003년에 이르기까지 점점 항상소득가설이 성립되는 소비 양상으로 변화하여 왔다는 설정, 즉 λ_t 가 점진적으로 0에 근접하여 왔다는 설정이다. 이러한 설정이 [그림 6]에서의 결과, 즉 β_t^C 의 추정치는 1보다 작으면서 계속 감소하는 추세이고 β_t^Y 의 추정값은 1보다 작은 수준에서 증가 추세를 보여 1보다 다소 낮은 수준에서 안정되는 양상을 보이고 있는 결

과를 설명할 수 있으려면 식 (5-1)에서 다음과 같은 조건이 충족되어야 한다. 우선 β_t^C 의 추세와 관련하여, λ_t 가 양수이면서 0으로 접근하고 있다면 β_t^C 는 점진적으로 감소하는 추세를 보이겠지만, λ_t 가 음수이면서 0으로 접근하고 있다면 β_t^C 가 감소 추세를 보이기 위해서는 소득의 일시적 요인의 변동성(σ_{vt}^2)이 항상적 요인의 변동성(σ_y^2)에 비해 빠르게 증가했어야 한다. 실제 Kim(2006)에 의하면 소득의 항구적 요인의 변동성에 비해 일시적 변동성이 1990년대 증가하는 양상을 보이고 있어, λ_t 가 음수이면서 0으로 접근하고 있을 가능성도 충분히 인정될 수 있다.

다음으로 β_t^Y 의 추세와 관련해서, 식 (5-1)에서 β_t^Y 의 극한 값은 $\lambda_t = 0$ 에서 증가 함수라는 것에 주목할 필요가 있다. 따라서 λ_t 가 양수이면서 0으로 접근하고 있다면 β_t^Y 는 증가 추세가 아니라 감소하는 추세를 보여야 하며, 이와 함께 $\sigma_{\xi t}^2$ 가 크지 않다면 β_t^Y 는 1을 초과하는 값을 갖게 되어 [그림 6]에서의 추세와 맞지 않는다. 반면 λ_t 가 음수이면서 0으로 접근하고 있다면 β_t^Y 는 1보다 낮은 수준에서 점진적으로 증가하는 양상을 보이게 되고, 이때 소득의 일시적 요인의 변동성(σ_{vt}^2)이 항상적 요인의 변동성(σ_y^2)에 비해 빠르게 증가했다는 것도 이러한 β_t^Y 의 추세와 배치되지 않는다.²³⁾

물론 식 (4)와 식 (6)에 의한 설정이 2003년 이전 소비의 결정 양상을 정확하게 반영한다고 볼 수 없다. 왜냐하면 식 (4)와 식 (6)은 기본적으로 소비가 항상소득(y_h)을 중심으로 변동하는 모형을 설정하고 있기 때문에, 대출에 제약이 존재하여 소비가 현재의 소득과 자산에 의해 제약되는 상황을 정확하게 반영하지는 못할 것이기 때문이다. 다만 식 (4)와 식 (6)에 의한 제한적 설정을 통해 추정결과를 설명하려는 과정에서 소득과 소비의 일시적인 요인들이 음의 상관관계($\lambda_t < 0$)를 가지고 있다가 이러한 상관관계가 0으로 근접하여 왔다는 해석은 중요한 의미를 갖는다고 보인다. 왜냐하면 $\lambda_t < 0$ 이라는 것은 상대적으로 소득이 높을 때 소비가 낮고, 소득이 낮을 때 소비가 높다는 의미인데, [그림 5]의 1992년 결과에서 소비가 낮은 가구들이 상대적으로 소득은 낮지 않았고, 소비가 높은 가구들이 상대적으로 소득이 낮았던 양상이 바로

23) β_t^C 와 β_t^Y 는 대체적인 역의 관계에 있어야 하는데, 두 추정계수의 변화 방향은 역의 관계를 보이고 있으나, 둘 다 1보다 작기 때문에 역의 관계가 정확하게 성립되지 않는다. 이는 식 (3-1)의 소비 및 소득 함수에서 오차 항 간에 음의 상관관계가 존재하는 것과 밀접하게 연계되어 있다.

$\lambda_t < 0$ 는 결과와 일관성을 갖기 때문이다. 이는 자본시장에서 저축(saving)은 가능하지만, 대출(borrowing)은 어려운 경우, 가구들이 불확실한 미래에 대비하여 예비적 저축을 하려는 유인을 가질 때 발생할 수 있는 양상이라고 판단된다. 즉, [그림 5]와 [그림 6]에 축약되어 있는 결과는, 2003년 이전 기간에는 예비적 저축의 중요성이 높았다가 그 필요성이 점차 감소하면서 소비에 대한 항상소득의 결정력이 확대되어 온 시기이며, 2003년 이후의 시기에는 가구들의 소비가 항상소득가설에 의해 상당히 설명될 수 있다는 의미를 갖는다고 해석될 수 있다.

Ⅲ. 소비에 대한 제약 완화 요인

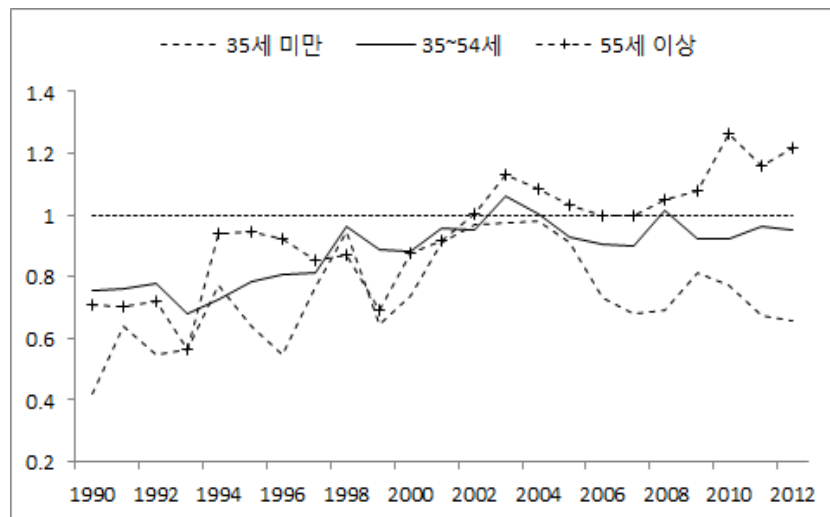
소비가 항상소득가설이 의미하는 방식대로 결정되는지의 여부는 기본적으로 생애소득에 의한 제약(life-time budget constraint) 이외에 추가로 소비에 대한 기간별 제약이 존재하는지에 달려 있다.²⁴⁾ 따라서 우리나라 가구들의 소비행태가 1990년대를 거치며 2003년 이후 항상소득가설이 성립되는 사회로 자리를 잡았다면, 이에 대한 유일한 설명은 그만큼 우리나라 가구들의 자산시장(asset market)에 대한 접근성(access)이 용이해졌다는 것이다. 이러한 변화의 배경으로 두 가설을 고려할 수 있다. 우선 개별 가구의 자산시장에 대한 접근성은 변화한 것이 없지만, 상대적으로 자산시장에 접근성이 높은 가구들의 구성비가 높아졌다면, 이러한 구성의 효과에 따라 평균적인 접근성은 개선되었을 수 있다. 반면 실제로 개별 가구의 자산시장에 대한 접근성이 개선되었을 수 있다. 여기서는 이 두 가지 가설을 검증하는 차원에서 가구구성의 변화라는 요인과, 소비에 대한 제약 완화라는 요인으로 구분하여 보기로 한다. 가구 구성이 중요할 수 있는 이유는 가구주의 연령대와 가구 규모에 따라 소비에 대한 제약의 강도에 차이가 있을 수 있기 때문이다.²⁵⁾ 이 경우 제도적 또는 시장적 요인에 의해 소비에 대한 제약이 실질적으로 완화된 것이 없더라도, 소비에 대한 제약이 상대적으로 약한 가구의 비중이 감소하면 앞서 [그림 6]과 같은 결과를 얻을 수도 있다.

24) 물론 효용함수가 기간별로 분리 가능(separable)하다는 전제 하에서 그러하다.

25) 실제 김동석(2006)은 인구구조가 소비구조에 장기적인 영향을 미친다는 결과를 제시하고 있는데, 이는 궁극적으로 인구구조나 가구구성이 소득과 소비의 연계에 중요한 요인으로 작용할 가능성이 높다는 근거로 해석될 수 있다.

보다 구체적으로는 소비에 대한 제약이, 소득 수준이 높지 않은 가구, 또는 축적된 자산이 적은 가구들에서 더 심하다고 할 수 있을 것이다. 생애 주기의 초기일수록 축적된 자산이 작을 것이고, 결과적으로 가구주가 젊은 가구일수록 소비에 대한 제약이 더 심하다고 할 수 있을 것이다. 이와 같이 볼 때 전체 가구의 구성에서 젊은 가구주가 차지하는 비중이 감소한다면 이러한 구성의 변화로 인해 항상소득가설에 의해 소비가 결정되는 가구의 비중이 증가하여 앞서 보았던 [그림 6] 과 같은 변화가 발생할 수 있다. 실제 가구주의 연령층을 35세 미만, 35~54세, 55세 이상인 세 유형으로 분류할 경우 2인 이상 가구 가운데 가구주 연령이 35세 미만인 가구의 비중은 1990년 38.2%에서 급격한 감소세를 보이며 2012년에는 9.2%로까지 하락하였다. 따라서 가구주 연령에 따라 소비에 대한 제약에 차이가 있다면, 이러한 가구구성의 변화는 [그림 6] 의 결과를 설명할 수 있을 것이다. 그러나 이러한 가구구성의 연령별 변화가 설명할 수 있는 부분이 없다고는 할 수 없지만, 그 효과가 크지 않은 것으로 평가된다. [그림 7] 은 위의 세 연령층에 대해 각각 식 (3)의 소득 함수를 추정하여 소비의 추정 계수(β_t^Y)를 보이고 있는데, 이에 의하면 소득과 소비의 관계가 연령층별로 상당히 유사한 양상을 보이고 있기 때문이다.

[그림 7] 연령별 소득 함수의 소비 추정계수(β_t^Y)



주 : 2006년 이후 자료에서는 2인 이상 가구만 대상으로 추정.
 자료 : 통계청, 「가계동향조사」.

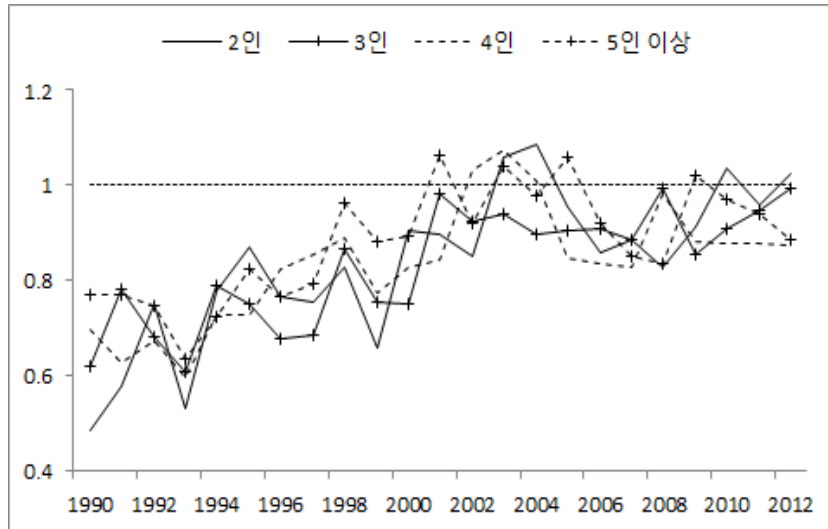
그림에 의하면 소득 함수에서 소비 변수의 추정계수(β_t^Y)는 2003년 이전에는 세 연령층에서 모두 유사하게 낮은 수준에서부터 1에 근접한 수준까지 증가하는 양상을 보이고 있다. 즉, 1990~2003년 기간 동안 소비 변수의 추정계수(β_t^Y)가 1에 근접하는 수준으로 증가한 것은 연령층의 구성변화에 따른 변화가 아니라, 모든 연령층에서 그 추정계수가 유사하게 1보다 낮은 수준에서 1에 근접한 수준으로 증가하였기 때문임을 알 수 있다. 2003년 이후의 변화를 보면, 전체에서 차지하는 비중이 높은 35~54세의 연령층에서 추정계수는 1에 유사한 수준에서 안정되어 있는 반면, 35세 미만 연령층에서는 추정계수가 다시 감소하고, 55세 이상에서는 추정계수가 1에 근접하여 있다가 2010년 이후 1을 다소 넘어서는 양상을 보이고 있다.

이와 같이 볼 때 2003년까지의 변화는 소비에 대한 예산제약이 모든 연령층에서 유사하게 완화되는 과정에 있었음을 반영한다고 할 수 있고, 이 기간 동안 가구주 연령의 구성변화에 따른 효과는 미미하다고 보는 것이 타당할 것이다. 한편 2003년 이후에는 35세 미만 연령층 가구의 경우 1990년대 중후반 수준으로 다시 후퇴한 양상을 보이지만, 이러한 가구의 비중이 상대적으로 감소하고 있기 때문에 35세 이상의 연령층에서 항상소득가설이 성립되고 있는 양상이 압도적으로 작용하고 있다고 판단된다.

다른 한편으로 가구원 수의 구성변화에 따른 효과도 고려해 볼 수 있을 것이다. 왜냐하면 핵가족화와 저출산이 진행되면서 3인 이하 가구의 비중은 계속 증가하고 있고, 4인 이상 가구의 비중은 계속 감소하는 양상을 보이기 때문이다. 이와 같은 가구원 수의 분포 변화는 일반적으로 소득과 소비의 불평등도를 증가시키는 방향으로 작용한 것으로 평가되지만, 소득과 소비의 관계에 있어서는 두드러진 효과를 갖는 것은 아니라고 평가된다. 왜냐하면 [그림 8] 에서와 같이 가구원 수가 다른 가구들 사이에서도 식 (3-1)의 소득함수에서 소비 변수의 추정계수(β_t^Y)가 유사한 양상을 보이기 때문이다.

그림에 의하면 2003년 이전 소득함수에서 소비변수의 추정계수(β_t^Y)가 계속 증가하는 양상을 보이는 것이 모든 규모의 가구에서 유사할 뿐 아니라, 추정계수 자체의 값도 규모별로 유사하다. 또한 2003년 이후 1에 근접한 수준에서 일부 추정계수가 등락하는 양상도 가구규모별로 매우 유사하여, 가구원 수의 분포의 변화로 인해 [그림 6] 과 같은 변화가 유발되었다고 보기는 어렵다. 이와 같이 볼 때, 우리나라 가구의 구성 변화가 가구 소비의 결정과정에서 항상소득가설이 더 잘 성립되도록 하는 변화를 주도하였다고 보기는 어렵다고 판단된다. 오히려 [그림 7] 과 [그림 8] 의 결과는

[그림 8] 가구규모별 소득 함수의 소비 추정계수(β_t^Y)



자료 : 통계청, 「가계동향조사」.

모든 가구에 공통적으로, 또는 35세 미만 청년층 가구를 제외한 대부분의 가구에 공통적으로 소비에 대한 예산제약이 완화되는 변화가 있었다는 시사점을 주고 있다고 판단되며, 이는 금융시장과 관련하여 소비자 금융의 발달 등을 통해, 전반적으로 소비에 대한 제약이 완화된 결과일 가능성이 높다고 판단된다.

소비자 금융의 발달 등의 요인이 가구의 소비 결정에 항상소득가설이 성립하는 데 얼마나 기여하였는지 분석하는 것은 본 연구의 범위를 크게 넘어서는 이슈라서 여기서 이를 면밀하게 다루기는 어렵다. 소비자 금융 이외에도 연금제도의 도입, 대표적인 자산인 부동산과 관련된 변화(역 모기지 등) 등 소비에 대한 제약을 완화하여 주는 다양한 변화가 있었을 것으로 예상되기에, 소비자 금융의 발달 하나만을 항상소득가설 성립의 배경원인으로 꼽을 수는 없다. 따라서 이미 언급된 바와 같이 우리나라에서 가구의 소비가 항상소득가설에 의해 설명되는 방향으로 변화하여 왔다면, 일반적으로 자산시장(asset market)에 대한 접근성이 개선되었다고 해석하는 것이 타당할 것이다.

다만 실험적인 차원에서 소비자 금융의 발달을 대표할 수 있는 지표들과 소비 결정 행태의 변화를 연계시켜 볼 수는 있을 것이다. 여기서는 소비자 금융을 대표하는 지표인 개인 신용카드와 가계대출의 확대양상을 앞서 얻어진 [그림 6]에서의 결과에 견

주어 보기로 한다. 우선 [그림 9]에서는 우리나라 GDP 대비 신용카드 사용액 비중과 가계대출 비중을 보이고 있다. 그림의 A)에 의하면 우리나라 신용카드 사용액은 대체로 증가추세를 보이는데, 소위 카드 대란이라 불리며 사용액이 크게 증가하였던 2002년 전후를 비교하면, 1999년까지는 매우 점진적인 증가 양상을 보이다가 급격히 증가하였고, 2002년 카드대란 이후 급속히 감소하여 2004년 이후 다시 안정, 또는 점진적으로 증가하는 양상을 보이고 있다. 즉, 1998년 경제위기와 2002년 카드대란의 전후를 비교할 때 신용카드 사용액에 커다란 도약이 있었다고 볼 수 있다. 이는 개인 신용카드 사용액과, 법인의 사용액을 포함한 전체 사용액에서 모두 공통적으로 관측되는 현상이다. GDP 대비 가계대출 비중도 계속 증가하는 양상이지만, 2002년까지는 매우 빠른 속도로 증가하다가 그 이후 증가세가 다소 둔화되는 양상을 보인다.

소비자 금융의 확대가 가계의 소비결정에 영향을 미쳤을 가능성을 가늠하기 위해 엄밀한 분석은 아니지만, 다음과 같은 단순 회귀 분석을 시도하기로 한다.

$$\beta_t^Y = \delta_z + \lambda_z z_t + \Theta_z(t) + \xi_{zt} \quad (7)$$

위에서 β_t^Y 는 식 (3-1)의 소득 함수에서 추정된 소비의 추정계수로서 [그림 6]의 B)에서 보이고 있는 시계열이며, z_t 는 각 소비자 금융 변수, 그리고 $\Theta_z(t)$ 는 시간에 따른 효과를 통제하는 함수이다. 소비자 금융에 대한 대리변수로 GDP 대비 전체 신용카드 사용액 비중, 개인 신용카드 사용액 비중, 가계대출 비중 등을 사용하여 위 식 (7)을 추정한 결과는 <표 2>와 같다.

<표 2> 소비자 금융의 소비행태에 대한 효과

	전체 카드 사용액 비중		개인 카드 사용액 비중		가계대출비중1)	
λ_z 2)	.264 (.089)	.473 (.142)	.427 (.185)	.564 (.253)	.721 (.413)	.684 (.542)
연도 변수3) 2002년 더미	포함	포함 포함	포함	포함 포함	포함	포함 포함
자료 수	22	22	16	16	19	19
adjusted R ²	.664	.700	.268	.248	.404	.365

주 : 1) 가계대출비중은 구계열 기준으로 2011~12년 기간은 구계열을 신계열에 회귀분석하여 추정된 예측치를 사용하였음.

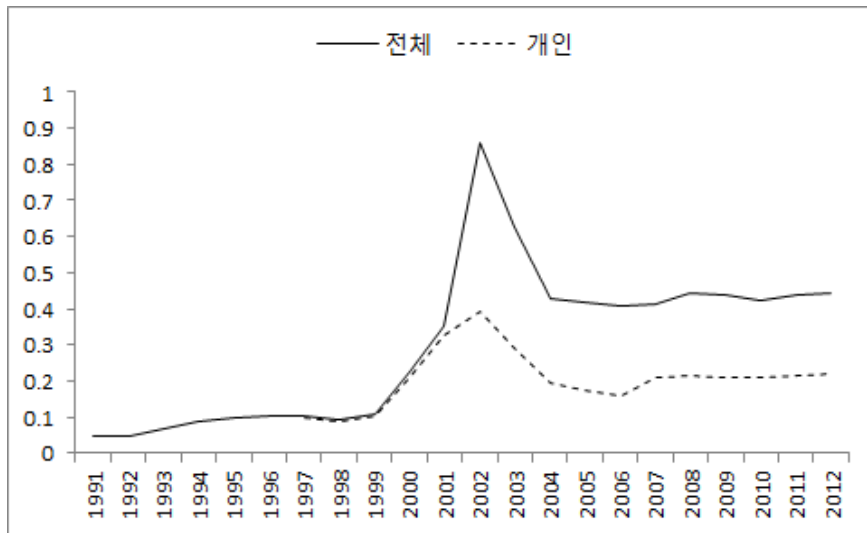
2) 추정계수의 괄호 안 값은 표준오차임.

3) 연도 변수는 연속 변수(continuous variable)로 정의하여 포함시켰음.

자료 : 한국은행, 「지급결제통계」, 「경제통계연보」, 「통화금융통계」 등.

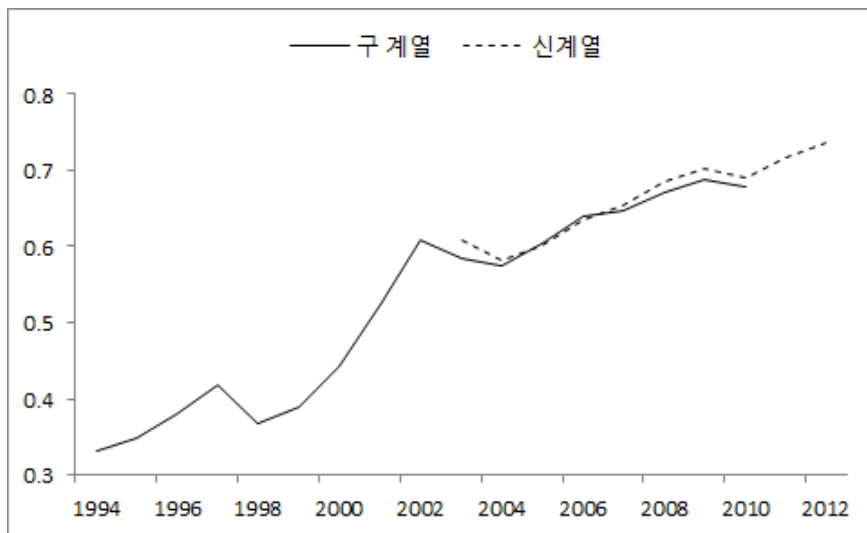
[그림 9] 소비자 금융의 확대

A) GDP 대비 신용카드 사용액 비중



자료 : 한국은행, 「지급결제통계」,

B) GDP 대비 가계대출 비중



주 : 2011년 8월 가계신용통계 개선에 따라 신용공급기관의 포괄범위가 개정되어 신계열이 정의되었고, 이는 2002년까지 소급되어 있음.

자료 : 한국은행, 「경제통계연보」, 「통화금융통계」..

표에 의하면 전체 카드 사용액, 또는 개인카드 사용액 비중의 경우 β_t^Y 와 뚜렷한 정(正)의 관계를 가지고 있는 것으로 추정되고 있다. 추정계수의 크기도 클 뿐 아니라 다양한 $\Theta_z(t)$ 형태에서 모두 통계적 유의성을 지니고 있다.²⁶⁾ 가계대출 비중도 β_t^Y 의 변화와 정(正)의 관계를 가지고 있는 것으로 추정되었지만, 2002년 더미변수를 추가할 경우 통계적 유의성이 사라지는 것으로 나타났다.

이와 같은 결과는 단순한 시계열 비교이므로 이를 소비자 금융의 소비행태에 대한 효과에 대한 엄밀한 분석결과로 간주하는 데는 무리가 있다. 그럼에도 불구하고 본 결과는 우리나라 가구들이 소비를 결정하는 행태가 1990년대를 통해 2000년대 초반까지의 기간 동안 항상소득가설과 일관된 방향으로 변화하여 온 점과, 이후 그러한 양상이 지속되는데 상당히 기여하였을 가능성을 시사하고 있다. 즉, 신용카드와 가계대출 등 소비자 금융이 확대되면서 가구들이 소비를 결정할 때 당기의 소득에 제약되는 경향이 완화되고, 그 결과 단기적인 소득변동 보다는 항상소득에 준하여 소비가 결정되는 성향도 강화되었다고 볼 수 있다.

IV. 맺음말

소비의 불평등도는 1990년대 초반 소득 불평등도보다 오히려 더 심하였으나, 이후 불평등도가 심화된 소득과 반대로 1990년대 불평등도가 오히려 완화되는 양상을 보이다가, 2000년대 초반 이후에는 소득 불평등도와 동행하는 양상으로 전환되었다. 본 연구에서는 이러한 양상의 배경에 우리나라 가구들이 소비를 결정하는데 있어서 예산제약이 지속적으로 완화되어 2000년대 초반 이후 항상소득가설과 일관된 소비결정 행태가 정착되었다는 결론을 제시하고 있다. 즉, 1990년대 초반에는 대출(borrowing)에 대한 제약으로 인해 소비가 당기의 소득과 자산에 의해 제약되었고, 결과적으로 예비적 저축(precautionary savings)의 필요성이 높아 생애소득에 비해 소비를 상대적으로 낮게 유지하는 경향이 있었으며, 이로 인해 낮은 수준의 소비 빈도가 높아져 소비의 불평등도

26) $\Theta_z(t)$ 로는 연속 변수로 연도만 포함된 경우와, 이에 추가하여 2002년도 더미 변수를 포함한 경우를 고려하였다.

가 높았다고 판단된다. 그러나 소비에 대한 예산제약이 약화되면서 예비적 저축의 필요성이 약화되고, 소비가 항상소득에 근접하게 되었으며, 2003년 이후에는 항상소득가설에 거의 부합되는 소득과 소비의 상호 연계 양상이 관측되고 있다.

이와 같이 항상소득가설이 성립되는 경우일수록 소득의 불평등도보다 소비의 불평등도가 사회적 후생에 있어서 더 중요한 의미를 갖는다. 소득 불평등도는 소득의 일시적 요인(temporary component), 또는 일시적 변동성(temporal volatility)에 의해 심화될 수 있지만, 이러한 요인들은 가구의 소비에 영향을 미치지 않기 때문에 소비의 불평등도는 변화하지 않을 수 있고, 결과적으로 사회적 후생에도 변화가 없을 수 있기 때문이다. 실제 본문에서 보았듯이, 1990년대 우리나라에서 가구소득과 소비의 불평등도가 반대 방향으로 변화하였다는 점은 이러한 문제의식을 잘 반영한다고 평가된다.

이러한 관점에서 볼 때 2003년 이후 소득과 소비의 불평등도가 거의 일대일로 동행하는 양상은 매우 흥미롭다. 가구의 소비가 항상소득가설에 의해 결정되고 있다면, 소비의 불평등도는 항상소득의 불평등도를 반영하기 때문에, 소득과 소비의 불평등도가 동행하는 것은 곧 항상소득의 불평등도가 확대되고 있다는 의미로 해석될 수 있기 때문이다. 물론 소득과 소비의 불평등도 동행에 대한 대체 가설로서 항상소득가설의 정반대인 가설 즉, 소득이 소비에 미치는 영향, 소위 한계소비성향이 1에 가깝게 증가하였을 가능성을 고려할 수도 있을 것이다. 그러나 이 가설은 앞서 [그림 6]에서 한계소비성향이 지속적으로 감소하는 양상을 보이고 있다는 결과에 의해 기각된다.

2003년 이후 우리나라 소득의 분포에 있어서 항상적 소득의 분포가 확대되고 있을 가능성은 이미 다양한 경로를 통해 시사되어 왔다고 할 수 있다. 노동시장에서 학력 및 기능수준에 대한 임금 격차가 지속적으로 확대되는 양상에 있고, 가구들의 구성 측면에서도 1~2인의 소규모 가구가 증가하는 양상을 보인다. 특히 핵가족화를 통해 1~2인 노인가구의 비중이 증가하고 있고, 이러한 가구구성의 변화는 본문에서 언급한 바와 같이 소득과 소비의 불평등도를 동시에 증가시키는 방향으로 작용하고 있다.²⁷⁾

개인 및 가구의 후생(welfare)이 소비에 의해 결정되므로, 현재 우리나라의 가구소비 결정이 항상소득가설이 시사하는 방식으로 결정되고 있고, 그러한 소비의 불평등도가 확대되는 양상을 보인다면, 이에 대한 근본적인 대응책은 항상소득의 불평등이 확대되는 것에 대한 대응책이 되어야 할 것이다. 노동시장에서의 임금소득 불평등도가 확대되고 있는 이유는 기본적으로 이중구조의 심화와 고기능 편향적 수요변화로 볼 수 있

27) 김대일 · 이석배 · 황윤재(2014) 참조

다. 대기업·노조·정규직으로 대변되는 내부자(insider)들의 기득권 보호가 수많은 외부자(outsider)의 이익을 침해하고 있고, 이에 따라 내부자/외부자의 임금 및 근로조건의 격차가 빠르게 확대되고 있다는 이중구조의 문제는 매우 심각하다고 판단된다. 결과적으로 이 문제는 현재 노동시장 구조개혁의 화두로 떠올라 있고, 이에 따라 정부와 많은 전문가들이 이중구조 해소를 위한 논의에 참여하고 있다고 판단된다.

다만 노동시장의 구조개혁과 관련된 논의에서 한 걸음 빗겨 나와 있어 공론화되고 있지는 못하지만, 그럼에도 매우 중요한 문제가 바로 교육의 문제라고 할 수 있다. 현재 고학력화가 매우 빠르게 진행되고 있지만, 그럼에도 불구하고 노동시장에서 임금격차가 확대되고 있는 것은, 우리나라 교육이 다수의 고학력자를 배출하고 있으나, 실제 노동수요에 부합하는 노동력을 공급하고 있지 못하고 있기 때문일 가능성이 높다. 즉, 학력은 고학력화되었으나, 신규 노동력이 고능력화되었는지는 불분명하다는 의미이다. OECD PISA의 분석에 의하면 우리나라 학생들의 학업성취도 평균은 전 세계에서 최상위권이지만, 우리나라 최상위권 학생들의 학업성취도는 다른 경쟁국의 최상위권 학생들에 비해 낮은 수준이다.²⁸⁾ 즉, 우리나라 학생들의 학업능력은 평균적으로 높지만, 그 분포가 중간에 밀집되어 있는데, 이러한 양상은 최근의 고기능 편향적 수요변화와 잘 부합되지 않는 양상이라고 볼 수 있다. 이러한 측면에서 고기능 편향적 노동수요의 변화에 대응한 노동력 공급체계(교육)의 확립, 그리고 시장에서의 성과에 나타나는 불평등을 가구구성을 통해 완화하는 노력 등이 중요한 대응책으로 주목받을 필요성이 높다고 판단된다.

참고문헌

강두용. 『소비부진의 구조적 원인 - 소득 양극화 및 분배구조 변화와 소비성향의 하락』.

Issue paper 2005-186, 산업연구원, 2005.

김대일. 「불평등도 지표로서의 소득과 소비의 비교」. 『노동경제논집』 30권 3호 (2007. 12): 77-102.

김대일. 「임금밀도함수의 변화 및 구성 분해 : 2000~2007년」. 『노동경제논집』 36권 3호

28) OECD(2013).

- (2013. 12) : 29-63.
- 김대일 · 이석배 · 황윤재. 「가구구성과 소득 불평등, 『노동경제논집』 37권 3호 (2014. 9): 1-44.
- 김동석. 「소비구조 장기전망 : 인구구조 변화의 영향을 중심으로, 『한국개발연구』 28권 제2호 (2006. 12): 1~49.
- 김우철·민희철·박상원. 『소득재분배정책을 위한 동등화 지수 연구』. 한국조세연구원, 2006.
- 남상호·임병인. 「소득소비 분배구조 추이 및 양극화 분석」. 『경제학연구』 56권 1호, (2008. 3): 219-247.
- 전승훈·신영임. 『가계의 소비구조, 소비불평등, 한계소비성향의 변화와 시사점』. 국회예산처, 2009.
- Ben-Porath, Yoram. “The Production of Human Capital and the Life-cycle Earnings,” *Journal of Political Economy* 75(4) part 1 (August, 1967) : 352-365.
- Brown, Christopher. “Does Income Distribution Matter for Effective Demand? Evidence from the United States,” *Review of Political Economy* 16(3) (July, 2004) : 291-307.
- Kim, Dae Il. “Earnings Variability and Capital Market Opening.” 『노동경제논집』 29권 제1호, (2006.4) : 1-39.
- Lazear, Edward P., and Robert Michael. “Family Size and the Distribution of Real Per Capita Income,” *American Economic Review* 70(1) (March, 1980) : 91-107.
- Mincer, Jacob A. *Schooling, Experience and Earnings*. New York : National Bureau of Economic Research, 1974.
- Muellbauer, John. “Testing the Barten Model of Household Composition Effects and the Cost of Children,” *The Economic Journal*. 87 (September, 1977) : 460-487.
- OECD. *PISA 2012 Results : What Students Know and Can Do*. Paris, 2013.
- Pollack, Robert A., and Terence J. Wales. “Demographic Variables in Demand Analysis,” *Econometrica*, 43(3) (November, 1981) : 1533-1551.
- Pressman, Steven. “Consumption, Income Distribution and Taxation : Keynes’ Fiscal policy,” *Journal of Income Distribution* 7(1) (1997) : 29-44.

abstract

Income and Consumption Inequalities and their Linkages

Dae Il Kim

This paper compares income and consumption inequalities in Korea and applies the permanent income hypothesis to interpret the linkage between the two inequalities. Income inequality has been increasing since 1990 while consumption inequality had been decreasing until the early 2000s when the two inequalities started to co-move. Permanent income hypothesis explains reasonably well the consumption pattern in the recent period, which reflects the increased access to asset markets by the Korean households. Consequently, the co-movement of income and consumption inequalities in the recent period implies that inequality in permanent income components are fluctuating.

Keywords: income inequality, consumption inequality, permanent income hypothesis