

소득 및 소비 불평등의 연령-시기-코호트효과*

윤 종 인**

논문 초록

본 연구는 APC모형을 이용하여 세전소득, 세후소득, 소비의 지니계수에서 나타난 연령효과, 시기효과, 코호트효과를 추정하였다. 주요 결과는 다음과 같다. 첫째 세전소득의 불평등은 1990년대 이후 꾸준히 증가했지만, 세후소득의 불평등은 완만하게 증가했고, 소비의 불평등은 최근까지도 악화되지 않았다. 둘째 세전소득과 세후소득의 차이는 소득재분배 효과에 의한 것인데, 소득재분배는 연령효과를 크게 약화시킴으로써 세후소득의 불평등을 줄이는데 기여했다. 셋째 소비의 불평등이 매우 안정되었던 이유는 연령효과가 대단히 미약했고 코호트효과가 이를 상쇄했기 때문이다. 소비 불평등에서 관찰된 코호트효과는 후속세대의 소비 불평등이 선행세대에 비해 작았다는 것이므로 어떤 의미에서 보면 소비에 관한 한 우리나라는 더욱 평등해지고 있는 셈이다. 넷째 우리나라에서 불평등을 줄이는데 기여한 주요 요인 중 하나는 맞벌이효과였다. 맞벌이가구는 꾸준히 증가해 왔는데, 맞벌이가구의 경우 고령층이 되어도 소비가 크게 불평등해지지 않았으며, 불황의 충격이 있더라도 그 영향을 적게 받았고, 선행세대라고 해도 소비가 크게 불평등하지 않았다. 즉 맞벌이는 소득변동위험에 대한 보험을 효과적으로 수행해 왔다. 한국처럼 단기간 고도성장으로 변화가 빨랐던 사회에서는 연령효과, 시기효과, 코호트효과가 소득과 소비의 불평등 추이에서 매우 많은 부분을 설명해 준다.

핵심 주제어: 소득 불평등, 소비 불평등, APC모형, 연령효과, 시기효과, 코호트효과, 맞벌이효과
경제학문헌목록 주제분류: D31, D63

투고 일자: 2024. 3. 19. 심사 및 수정 일자: 2024. 4. 26. 게재 확정 일자: 2024. 5. 31.

* 본 논문을 심사해 주신 익명의 심사자에게 감사드립니다. 이 논문은 2024년 백석대학교 대학연구비에 의하여 수행된 것임.

** 백석대학교 경상학부 교수, e-mail: jiyoon@bu.ac.kr

1. 문제제기

경제문제 중에서 소득분배만큼 정치·사회적인 관심을 끄는 문제는 없을 것이다. 예를 들어 본 연구는 사회학계에서 발표된 김창환·김태호(2020) 등과 관심사항을 공유한다. 그들의 연구는 가계동향조사 자료를 이용하여 세대 내 또는 세대 간 소득의 불평등이 실제로 증가했는가를 실증적으로 보이려 했다. 이처럼 사회과학계 전반에서 실증연구를 향한 노력이 있지만, 소득분배에 관한 많은 토론에서 실증적인 분석보다 가치판단이 앞서는 경향은 여전하다.

Piketty and Saez(2003)와 김낙년(2016) 이후 국내외 연구는 대체로 1980년 이후 소득 불평등의 증가에 대해 합의하는 듯하다. 물론 이들의 연구 이전에도 소득 불평등 증가를 보고한 연구는 많았다. 국내 연구로만 한정해도 많은 연구가 발표되었고, 조운제 외(2016) 등에 의해 다양한 논의가 정리되기도 했다. 소득 불평등 증가의 주요 요인으로는 여러 가지가 지적되었는데, 그 중에서 최충·정성엽(2016)은 비정규직 확대와 같은 고용형태의 변화가 소득분배에 미치는 영향을 분석한 바 있다. 하여간 그 과정에서 국내 연구가 합의에 이르게 된 논점 중 하나는 고령화가 소득 불평등을 악화시키는 주요 요인이었다는 점이 아닐까 생각한다.

노인층은 다른 연령층에 비해 소득도 적고 같은 연령층 내에서의 소득 불평등도 크다. 따라서 고령화가 진행된다면 전체 인구를 대상으로 한 소득분배지표는 악화되기 마련이다. 이를 소득분배의 연령효과(age effect)라고 부르는데, 연령효과와 시각에 바라보면 전체 인구를 대상으로 한 소득분배지표에 대해서 의문을 제기할 수도 있다. 고령화만 없었다면 우리나라의 소득분배지표는 악화되지 않았을까? 이 질문에 대해 정지운·임병인(2020)은 연령효과를 통제한 소득분배지표를 추정했다. 그들의 결과에 따르면, 연령효과를 통제할 경우에도 소득분배지표의 크기가 작아지기는 했으나 2010년대 이후 상승 추세에는 변함이 없었다.

한편 윤종인(2018)이 지적한 대로, 우리나라의 소득분배에는 코호트효과(cohort effect)가 영향을 미칠 수 있다. 코호트효과는 출생연도에 따른 차이를 말하는데, 예를 들어 1960년생 집단과 1970년생 집단은 소득수준도 다르고 동년배 집단 내 소득격차도 다르다는 것이다. 코호트효과가 중요한 이유는 다음과 같다. 첫째 부모세대에 비해 자녀세대의 평생소득 수준이 높아졌다고 가정해 보자. 둘째 부모세대로 구성된 집단에 비해 자녀세대로 구성된 집단의 소득분배지표가 작다고 가정해 보자. 이 경우 부모세대와 자녀세대 모두를 대상으로 한 소득분배지표는 커질 수 있다. 하지만 이런

사회라면, 오히려 바람직하다고 보아야 하지 않을까?

우리나라처럼 변화가 빠른 사회에서 분배에 관한 연구는 총량(aggregates)에 대한 분석에 그칠 것이 아니라 구성원의 분포(distribution)까지 다루는 것이 되어야 한다. 전례없이 빠른 고령화의 속도를 감안할 때, 연령효과는 무시한다는 것은 이상하다. 또한 단기간의 고도성장을 통해 선행세대와 후속세대가 크게 달라졌음에도 불구하고, 코호트효과를 무시한다는 것도 이상하다. 따라서 소득분배의 총량 지표를 이해하기 위해서라도, 한국사회가 의외로 이질적인(heterogeneous) 구성원으로 이루어져 있으며 그것을 고려하지 않으면 총량 지표를 이해하기 어렵다는 점을 알아야 한다. 본 연구는 소득분배의 총량 지표를 연령효과, 시기효과(period effect), 코호트효과로 분해할 것을 제안한다. 이를 다루는 방법이 APC(Age-Period-Cohort) 모형인데, 본 연구는 Deaton and Paxson(1994)의 방법을 이용하였다.

경제학계에는 소득 불평등만큼이나 소비 불평등에 주목하는 움직임이 있다. 그 이유는 근본적으로 후생을 좌우하는 것이 소득이 아니라 소비이기 때문이다. 많은 소득 분배지표는 세전소득(before-tax income)에 의해 계산된다. 하지만 조세와 소득이전에 의해 소득이 재분배되기 때문에 후생에 영향을 미치는 것은 세전소득이라기보다 세후소득(after-tax income)일 것이다. 게다가 소득변동위험에 대응하기 위한 보험(insurance)이 작동한다면, 소비의 분포는 세후소득의 분포와도 달라질 수 있다. 따라서 후생에 영향을 미친다는 이유로 불평등에 관심을 갖는 것이라면, 우리는 소득 불평등보다 소비 불평등에 관심을 기울이는 것이 좋다.

해외에서는 많은 연구가 이루어져 Attanasio, Hurst and Luigi Pistaferri(2015)에 이르면 많은 합의가 이루어진 듯하다. 소득과 소비의 불평등에 국한하여 그들의 결론을 요약하면, 두 가지 불평등은 비슷하게 움직이고 있다는 것이다. 다만 그들은 보다 더 근본적인 접근법을 시도한다. 소득과 소비뿐만 아니라 여가(leisure)의 불평등까지도 다루어야 한다는 것이다. 국내 연구는 소득과 소비의 불평등에 초점을 맞추고 있다. 최근의 추이를 분석한 국내 연구 결과를 보면, 해외 연구와 크게 다르지 않은 듯하다. 김대일(2015)과 박기백(2017)은 2000년대 이후 어느 시점에서부터는 소비 불평등도 커지고 있으며 소득 불평등을 따라간다고 보았다.

본 연구는 기존 연구와 두 가지 연결점을 지닌다. 하나는 연령효과와 코호트효과에 주목하되, 시기효과를 포함한 시간효과(time effect)의 전체적인 영향을 분해하여 명시적으로 보이고자 하는 것이다. 다른 하나는 소득 및 소비 불평등에 관한 연구를 계승하되, 후생에 가장 밀접한 소비 불평등에 초점을 맞추어 세전·세후소득 불평등과

의 차이를 설명하려는 것이다. 이에 본 연구는 지니계수를 이용하여 세전소득, 세후소득, 소비의 불평등을 모두 추정한다. 그리고 세 가지 지니계수의 추이에서 연령효과, 시기효과, 코호트효과를 분해한다. 결과적으로 우리나라의 불평등이 어떤 추이를 보였는가, 그리고 그러한 추이가 나타난 이유는 무엇이었는가를 분석한다. 물론 지니계수 추이를 설명하는 요인은 연령, 시기, 코호트이다. 이 세 가지 요인으로 모든 것을 설명할 수는 없겠지만, 고도성장을 경험한 우리나라에서는 그것만으로도 불평등의 실상을 실증적으로 그리고 규범적으로 이해하는 데 큰 도움이 되리라 생각한다.

제Ⅱ절에서는 선행연구를 검토하고, 제Ⅲ절에서는 본 연구가 이용한 자료에 대해 설명한다. 제Ⅳ절에서는 예비적 분석 결과를 제시하는데, 여기에는 세전소득, 세후소득, 소비의 연도별 지니계수 추정치가 포함된다. 제Ⅴ절에서는 연구방법으로 APC모형에 관해 설명한다. 제Ⅵ절에서는 APC모형을 이용하여 세전소득, 세후소득, 소비의 지니계수 각각의 연령효과, 시기효과, 코호트효과 추정치를 제시한다. 제Ⅶ절에서는 소득변동위험을 줄이기 위한 보험으로서 맞벌이효과에 대해 분석한다. 제Ⅷ절에서 연구결과를 요약하고, 본 논문의 한계와 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 선행연구의 검토

여러 연구 결과에 따르면, 1980년대 이후 주요 선진국의 소득 불평등은 증가해 왔다고 합의되고 있다. 소득의 불평등 증가가 확인됨에 따라 그 대신 소비의 불평등에 주목하는 연구가 활발히 진행되었다. 소득 불평등의 증가에 비해 소비 불평등의 증가가 더 작았다는 결과가 제시되면서 소비 불평등에 대한 관심이 높아진 것이다.

경제학계가 소비 불평등에 주목하는 이유는 크게 두 가지이다. 첫째 경제 주체의 후생을 좌우하는 것은 소득이 아니라 소비이기 때문이다. 둘째 생애주기가설(life-cycle hypothesis)과 항상소득가설(permanent income hypothesis)이 말하고 있듯이, 소비는 당기의 소득(current income)이 아니라 생애소득 또는 항상소득에 의존한다. 따라서 경제주체는 생애소득에 비추어 당기의 소득이 적으면 차입하고 많으면 저축함으로써 소비를 평활화(smoothing)할 수 있다. 즉 소득변동의 일시적 성분은 보험가능(insurable)한 셈이다. 여기에서 보험(insurance)이란 소득변동의 위험을 줄이는 것으로 가장 기본적인 보험은 신용시장(credit market)을 통한 차입과 저축을 통해 이루어진다. 이런 관점에서 보면, 소비는 생애소득 또는 항상소득의 대용치로 간주될 수 있고 당기 소득에 의해 계산된 분배지표보다 소비에 의해 계산한

분배지표가 후생의 불평등을 평가하는데 더 좋은 지표가 된다고 생각할 수 있다.

소비 불평등에 관한 초창기 연구로는 Cutler and Katz (1992) 와 Slesnick (1994) 을 들 수 있다. 두 연구의 결과는 상반된 것이었는데, 전자는 소비 불평등이 소득 불평등을 따라간다고 보았고 후자는 소비 불평등의 증가가 소득 불평등의 증가보다 덜하다고 보았다. 이후 여러 연구에서는 후자에 가까운 것이 많았는데, Krueger and Perri (2006) 는 1980~2003년 소득의 자연대수(logarithm)의 분산은 0.35에서 0.57로 커진 반면 소비의 자연대수의 분산은 0.18에서 0.24로 조금 증가하였다고 보고하였다. 이러한 결과는 소득 변동의 많은 부분이 일시적인 것이었거나 일시적인 소득 변동이 보험가능했음을 의미하는 것이다.

하지만 이후 연구는 소비 불평등의 증가가 이전에 알려진 것보다 컸다는 결과를 제시하기 시작했다. Aguiar and Bils (2015) 는 사치재/필수재 비율이 측정오차(measurement error)에 강건한 변수임을 보이고, 이를 이용하여 1980~2007년 소비 불평등은 소득 불평등만큼 증가했다는 결과를 제시하였다. 이 연구의 특징은 소비 전체보다 특정 재화의 소비를 대상으로 함으로써 측정오차를 줄이려 했다는 점이다. 측정오차에 더 강건한 변수를 찾는 것은 당연히 중요한 일이지만 그것을 위하여 연구대상을 특정 재화로 국한한다는 것은 참고할 만하다.

소비 불평등의 증가가 더 크다는 견해가 제기되면서 두 가지 주제가 이후 연구의 초점이 되었다. 하나는 소득 변동의 항상적 성분과 일시적 성분 중 어느 것이 더 중요한가하는 문제이고, 다른 하나는 소득변동의 위험이 보험가능했는가하는 문제이다.

Kopczuk, Saez, and Song (2010) 은 사회보장(social security) 관련 자료를 이용하여 장기간의 소득변동을 분해했는데, 결과에 따르면 일시적 성분의 변동이 증가했다는 근거는 미약하다는 결론을 내렸다. 소득변동이 주로 항상적 성분에 의해 나타난 것이라면, 소비변동은 항상적 성분에 의해 초래될 것이고 소비 불평등은 소득 불평등을 따르게 될 것이다. 최근의 많은 연구는 소득변동의 항상적 성분과 일시적 성분의 상대적인 중요성을 다루고 있다.

Blundell, Pistaferri and Saporta-Eksten (2016) 은 소득변동에 대한 보험으로 4가지를 언급했다. 첫째는 평생소득가설에서 언급되어 왔던 신용시장을 통한 보험이다. 둘째는 이들이 가장 중요하다고 판단했던 것으로 가족의 노동공급이다. 그중에서도 배우자의 맞벌이 취업이 중요하다고 보았는데, 이러한 가족의 노동공급은 추가적인 보험을 가능하게 한다. 셋째 누진세 제도와 근로장려세제(Earned income tax credit: EITC) 등으로부터 혜택을 누릴 수 있고, 넷째 지인의 도움이나 신용시장 등으로부터

추가적인 외부 보험을 누릴 수 있다는 것이다. 이들은 가족의 노동공급에 따른 보험이 소득의 일시적 성분만이 아니라 항상적 성분의 위험에도 대응할 수 있도록 하는 모형을 제시하였다. 이처럼 금융시장을 포함한 광범위한 영역에서 소득변동위험에 대해 보험이 잘 작동하는지가 최근 연구에서 초점이 되고 있다.

국내 연구로 김대일(2007)은 항상소득가설과의 적합성을 논하면서 소비 불평등 연구의 중요성을 강조하였고, 소비 불평등이 소득 불평등과 항상 같은 방향으로 움직이는 것은 아니라는 결과를 제시함으로써 두 가지 불평등의 변동에 차이가 있었음을 지적했다. 남상호·임병인(2008)은 경상소득과 근로소득의 불평등은 고착화되고 있지만 가계지출과 소비지출의 불평등은 오히려 개선되고 있다는 결과를 제시함으로써 두 가지 불평등의 추이가 다를 수 있음을 지적했다.

하지만 2010년을 넘어서면서 조금씩 다른 결과가 제시되기 시작했다. 김대일(2015)은 2000년대 초반까지는 소비 불평등이 완화되었지만 그 이후에는 소비 불평등이 소득 불평등을 따른다는 결과를 제시했다. 다만 그는 이 결과를 우리나라 가구 소비가 항상소득에 의해 결정되는 양상이 정착되고 있는 것으로 해석하였다. 조금 더 최근 자료까지 이용했던 박기백(2017)은 2010년경까지는 소비 불평등이 완화되었지만 그 이후에는 소비 불평등도 높아지기 시작했다고 보았다. 즉 소비 불평등이 높아진 시기가 2010년 이후였던 셈이다.

결국 국내 연구가 답해야 할 질문은 다음과 같다. 첫째 소비 불평등은 증가했는가? 증가했다면 언제부터인가? 둘째 소비 불평등이 증가했거나 그렇지 않았다면 그 이유는 무엇인가? 아마도 더 어려운 것은 둘째 질문이 아닐까 생각한다. 이에 본 연구는 선행연구에 기초하여 이 두 가지 질문에 대한 답변을 찾고자 한다.

본 연구는 소비 불평등의 추이를 설명하기 위하여 시간효과(time effect)에 주목한다. 이하 연구방법에서 설명하게 될 APC(Age-Period-Cohort) 모형에 따르면, 시간 효과는 연령효과, 시기효과, 코호트효과로 분해될 수 있다. 소비 불평등의 연구로 Heathcote, Storesletten and Violante(2005)는 소비 불평등의 연령효과를 살펴보기 위하여 불평등 지표의 라이프사이클을 추정했다. 그들은 시기효과를 시간효과라고 불렀는데, 시기효과가 없거나 또는 코호트효과가 없다는 제약(restriction)을 부과하여 소비 불평등의 라이프사이클을 추정했다. 결과적으로 그들의 연구는 매우 많은 제약을 부과한 셈이다.

반면에 의학 등에서 널리 이용되는 APC모형은 가급적 적은 제약을 부과하여 시간 효과를 분해하려 한다. 이하에서 설명하겠지만, 3개의 제약은 자명하다. 문제는 1개

의 제약이 더 필요한데, 본 연구는 Deaton and Paxson(1994), Deaton(2016)의 기법이 소비 불평등을 분해하는데 가장 적합한 것이라고 판단하였다. 이들은 1개의 제약을 시기효과에 대해 부과하였다.

흥미로운 것은 소득과 소비의 불평등을 연령효과, 시기효과, 코호트효과로 분해하면, 불평등의 양상을 새로운 시각에서 볼 수 있게 된다는 점이다. 널리 합의되고 있는 바와 같이, 우리나라 소득분배에서 고령화가 미치는 영향은 지대하다. 그런데 고령화의 영향은 연령효과 또는 코호트효과를 통해서 나타나게 된다. 따라서 APC모형에 의한 분해는 고령화의 영향을 분석하는데, 결정적인 역할을 할 수 있다. 이하에서 살펴보겠지만 세전소득, 세후소득, 소비의 지니계수에서 연령효과와 코호트효과는 매우 다르게 나타났다. 또한 세전소득, 세후소득, 소비 지니계수의 분해에서는 Blundell, Pistaferri and Saporta-Eksten(2016)이 지적한 가족의 노동공급의 효과가 관찰되었다. 본 연구는 이를 맞벌이(Two-earners household) 효과라고 부를 것인데, 맞벌이효과는 연령효과, 시기효과, 코호트효과를 완화시킴으로써 소득변동위험에 대한 보험기능을 수행하였다. 따라서 소비의 불평등은 거의 악화되지 않았다.

Ⅲ. 자 료

본 연구는 통계청 MDIS가 제공하는 마이크로데이터인 가계동향조사 분기자료를 이용하였다. 표본기간은 1990년 1/4분기~2023년 2/4분기인데, 이 중에서 2017~2018년은 제외하였다.

우선 표본 선정과 관련된 문제에 대해 검토하기로 한다.

2017~2018년의 경우 지출자료는 연간으로만 제공되고 소득자료는 분기로만 제공되며, 2019년 이후의 경우 지출자료는 연간과 분기로 제공되지만 소득자료는 분기로만 제공된다. 어떻게 하더라도 2017년 이후 연간소득자료는 구할 수 없도록 되어 있으며, 2017~2018년의 경우에는 분기로도 지출과 소득자료를 모두 구할 수는 없다. 따라서 2017~2018년은 분석대상에서 제외하였다. 또한 2019년 이후에는 지출과 소득의 분기자료를 모두 구할 수 있으므로 분석기간을 늘리기 위하여 이 기간을 포함한 분기자료를 이용하기로 하였다. 연령 및 코호트효과를 분석하려면 1년 단위의 자료가 필요한데, 계절성이 가장 약하다고 판단되는 2/4분기 자료를 이용하였다. 따라서 이하 모든 통계는 2/4분기의 소득과 소비의 월 평균이다.

가계동향조사는 2006년부터 1인 가구를 조사하였다. 따라서 2006년 이후 자료만을

이용하는 연구가 있었지만 본 연구는 가급적 긴 기간을 포함하기 위하여 1990년 자료까지 이용하였다. 따라서 2005~2006년에 점프가 있을 수 있다. 2006년 지니계수는 1인 가구를 제외한 경우 세전소득 0.293, 세후소득 0.257, 소비 0.202였고, 1인 가구를 포함한 경우 세전소득 0.312, 세후소득 0.271, 소비 0.201이었다. 1인 가구를 포함한 경우 세전소득과 세후소득을 이용한 지니계수는 더 컸지만 소비를 이용한 지니계수는 오히려 조금 더 작았다. 이에 본 연구는 1인 가구를 포함하되 1990년 이후 자료를 모두 이용하였다. 1인 가구를 제외하든 또는 2005년 이전 자료를 제외하든 간에 결론에 영향을 미칠 만한 차이는 없었다.

이와 관련된 문제로 균등화지수(equivalence scale)가 있다. 가계동향조사는 가구 자료를 제공하므로 1인당 자료로 해석하기 위해서는 소득과 소비를 가구원수에 대해 조정해 주어야 한다. 본 연구는 OECD가 권장하는 방식 중 가구당 소득과 소비를 가구원수의 제곱근으로 나누는 균등화지수를 이용하였다. 박기백(2017)은 OECD가 권장하는 다른 방식의 균등화지수를 이용했지만 큰 차이가 없다고 보았고, 해외 연구도 OECD의 이 두 가지 방식은 모두 무난한 것이라고 판단한다(Dudel, Garbuszus and Schmied, 2021). 이하 분석에서도 큰 차이를 관찰할 수 없었으므로 본 연구는 가구당 소득과 소비를 제곱근으로 나누는 방식을 이용하였다.

끝으로 표본가구에는 도시가구만을 포함하였다.

다음으로 변수의 추계와 관련된 문제를 검토하기로 한다.

본 연구가 이용한 변수는 세전소득(before-tax income), 세후소득(after-tax income), 소비(consumption)이다. 세전소득은 통계청에서 시장소득이라 부르는 것으로 근로소득, 사업소득, 재산소득(이자비용 차감), 가구간이전소득(가구간이전지출과 비영리단체이전지출 차감)의 합으로 정의한다. 세후소득은 통계청에서 처분가능소득이라 부르는 것으로 시장소득에 공적이전소득을 더하고 공적이전지출을 뺀 값으로 정의한다. 여기에서 공적이전소득은 이전소득에서 가구간이전소득을 차감한 것이고, 공적이전지출은 경상조세, 비경상조세, 연금기여금, 사회보험료의 합이다. 끝으로 소비는 소비지출을 이용하였다.

물론 세전소득, 세후소득, 소비에는 일부 조정이 필요하다. 세전소득과 세후소득도 그러하지만 소비에는 더욱 많은 조정이 필요하다. 통계청이 제공하는 자료는 지출(spending)인데, 이는 소비와 다른 개념이기 때문이다. 이를 위하여 다음과 같이 조정하였다.

첫째 귀속임료(imputed rent)를 조정하였다. 예를 들어 자가에 거주하는 경우 화

폐형태의 지출은 없지만 비화폐적인 형태의 소비는 이루어진다고 보아야 한다. 가계동향조사는 자가주택, 전세주택, 보증부월세주택의 경우 월세평가액이라는 항목으로 귀속임료를 제공하고 있다. 이에 본 연구는 자가에 거주하는 경우 월세평가액을 세전소득, 세후소득, 소비에 합산하였고, 전세주택에 거주하는 경우 월세평가액을 소비에 합산하였다.

둘째 내구재(durables)의 문제인데, 내구재는 당기에 지출하게 되지만 미래에도 소비하게 되는 재화이다. 따라서 지출을 모두 소비로 간주하게 되면, 당기 소비는 과대평가되고 미래 소비는 과소평가된다. 같은 이유로 과거의 내구재 지출이 있었을 경우 당기 소비가 과소평가된다. 즉 내구재와 관련하여 두 가지 문제가 있는데, 하나는 현재의 내구재 지출을 모두 소비로 간주할 경우 현재 소비가 과대평가되는 것 그리고 과거의 내구재 지출이 현재 소비에서 누락됨으로써 현재 소비가 과소평가되는 것이다. 전자의 문제에 대하여 본 연구는 박대근·이창용(1997)을 따랐다. 즉 내구재의 1/2을 소비로 간주하고 그 나머지 1/2은 저축으로 간주하였다. 하지만 후자의 문제를 다룰 방법은 없다. 가계동향조사로부터 과거의 내구재 지출을 알 수 없기 때문이다. 결국 내구재 소비는 과소평가될 수밖에 없다. 내구재의 구분은 Mace의 방식(박대근·이창용, 1997)을 따랐으며, 본 연구가 내구재로 판단한 항목은 다음과 같다. 주거·수도·광열비 중 주택유지 및 수선, 가정용품·가사서비스 중 가구 및 조명, 실내장식, 가전 및 가정용기기, 가정용공구 및 기타, 보건 중 보건의료용품 및 기구, 교통 중 자동차구입, 기타운송기구 구입, 통신 중 통신장비, 오락·문화 중 영상음향기기, 사진광학장비, 정보처리장치, 오락문화내구재, 악기기구, 기타 상품·서비스 중 이미용기기, 시계 및 장신구이다.

사실 본 연구는 박대근·이창용(1997)보다 내구재의 범위를 확대하였다. 그럼에도 불구하고 내구재 소비는 매우 적었다. <Table 1>에 따르면, 본 연구가 이용한 소비 중에서 내구재가 차지하는 비중은 1990년 2/4분기 0.65%에서 2023년 2/4분기 0.42%로 매우 적다. 반면에 국민계정에서 가계최종소비지출 대비 내구재·준내구재 소비의 비중은 1990년 2/4분기 12.8%에서 2023년 2/4분기 20.7%로 꾸준히 상승하였다. 이 계산에 따르면 가계동향조사는 내구재 소비의 대부분을 조사하지 못하고 있으며, 소비의 20% 가량이 누락되었다고 볼 수 있다.

조금 다른 방식으로 내구재 누락의 규모를 짐작할 수 있다. 가계동향조사를 이용할 경우 저축률은 $1 - (\text{비내구재 소비} + \text{내구재 소비}) / \text{세후소득}$ 으로 계산해야 한다. 그런데 내구재 소비가 거의 누락되었다고 가정하면, 가계동향조사 자료로부터 얻게 되는 ‘내

구재 누락 저축률'은 $(1 - \text{비내구재 소비} / \text{세후소득}) = \text{저축률} + \text{내구재 소비} / \text{세후소득}$ 이 된다. <Table 1>에 따르면, 본 연구가 가계동향조사 자료를 이용하여 구한 내구재 누락 저축률은 2002년 19.6%, 2022년 30.4%나 된다. 그런데 이 값은 저축률+내구재 소비/세후소득이 될 것이다. 국민계정의 가계순저축률은 2002년 0.1%, 2022년 9.1%이었으므로 이 수치를 저축률에 대입하면, 내구재 소비/세후소득을 짐작할 수 있다. 내구재 소비/세후소득은 2002년 19.5%, 2022년 21.3%이다.

이처럼 내구재의 정확한 파악이 어렵기 때문에 Attanasio, Hurst and Pistaferri (2015) 등 대표적인 연구들은 아예 비내구재만을 이용하는 연구가 많다. 따라서 본 연구의 결과는 거의 비내구재를 이용한 것이라고 보아도 좋다. 다만 본 연구는 앞에서 설명한 방식대로 내구재를 구하였으며 이렇게 계산한 내구재 소비를 포함하여 전체를 소비로 간주한다.

셋째 이외에도 다양한 형태의 소득과 소비를 포함해야 하지만 그렇지 못한 경우가 많다. 대표적인 것이 가정내 생산(home production)인데, 가장 쉬운 예로는 자녀양육을 떠올릴 것이다. 하지만 가정내 생산의 범위는 매우 크다고 알려져 있다. Aguiar and Hurst (2005)가 언급한 바 있는 은퇴자의 집밥이 흥미로운 예이다. 집밥은 식재료와 시간의 투입에 의해 생산되는데, 은퇴자의 경우 시간의 기회비용이 워낙 작기 때문에 외식보다는 집밥을 소비하게 된다는 것이다. 따라서 가계조사에 따르면, 은퇴 직후부터 음식료 지출이 급격히 감소하는 것으로 나타나는데 그것은 음식료 소비가 줄어든 것이 아니라 외식이 집밥으로 대체되었을 뿐이라고 한다. 따라서 집밥도 소득과 소비에 포함되어야 옳지만 그렇게 하기는 쉽지 않다. 이는 가사노동에 의한 생산물 모두에 적용되는 것이므로 측정오차의 범위는 대단히 크다고 볼 수 있다.

이외에도 저소득층의 경우 누락되는 임금소득과 사적인 경로를 통한 이전소득이 많은 것으로 알려져 있다. 특히 현물형태(in-kind)의 이전은 대부분 누락되는 것으로 알려져 있다. 결국 소득 불평등과 소비 불평등에 관한 연구는 근본적으로 측정의 문제를 안고 있다.

Attanasio and Pistaferri (2016)에 따르면, 저소득층의 경우 사적인 이전 등 누락되는 소득이 많아서 정확한 소득의 측정이 어렵지만 소비의 측정은 상대적으로 단순하다고 한다. 반면에 고소득층의 경우 소득의 측정은 비교적 쉽지만 소비의 경우 워낙 복잡한 것이 많아서 소비의 측정이 어렵다고 한다. 단언하기는 어렵지만, 가계동향조사자료를 이용할 경우 소득의 불평등은 과대평가될 가능성이 있고 소비의 불평등은 과소평가될 가능성이 있음을 시사한다.

〈Table 1〉 Summary of statistics

year	no. of samples	mean age	before-tax income		after-tax income		consumption		saving rate	durables/ consumption
			median	Gini coef	median	Gini coef	median	Gini coef		
1990	5,713	38.6	1,184.6	0.290	1,156.6	0.284	888.6	0.266	0.232	0.0065
1991	5,677	39.2	1,366.3	0.282	1,335.0	0.275	1,001.4	0.267	0.250	0.0065
1992	6,057	39.5	1,532.5	0.268	1,484.3	0.262	1,119.5	0.266	0.246	0.0056
1993	7,280	39.6	1,602.0	0.269	1,552.3	0.266	1,169.2	0.259	0.247	0.0053
1994	7,230	40.4	1,751.1	0.271	1,693.3	0.266	1,270.9	0.248	0.249	0.0051
1995	7,058	41.1	1,896.9	0.273	1,842.6	0.268	1,372.6	0.254	0.255	0.0066
1996	6,901	41.9	2,008.0	0.278	1,929.0	0.270	1,455.0	0.263	0.246	0.0070
1997	6,701	42.4	2,098.2	0.282	2,027.6	0.277	1,518.8	0.261	0.251	0.0072
1998	7,103	42.0	1,722.2	0.296	1,643.2	0.290	1,264.0	0.259	0.231	0.0063
1999	6,821	42.8	1,762.0	0.309	1,673.5	0.302	1,402.3	0.266	0.162	0.0058
2000	5,519	43.7	1,917.3	0.290	1,832.8	0.276	1,520.2	0.241	0.171	0.0064
2001	5,405	44.5	2,008.8	0.292	1,913.7	0.277	1,590.1	0.247	0.169	0.0066
2002	5,269	45.0	2,142.2	0.288	2,068.4	0.273	1,663.4	0.246	0.196	0.0067
2003	7,899	44.6	2,105.4	0.314	2,000.4	0.298	1,653.6	0.253	0.173	0.0058
2004	7,713	45.4	2,157.7	0.310	2,059.1	0.292	1,658.5	0.248	0.195	0.0057
2005	7,667	46.2	2,159.6	0.318	2,068.0	0.296	1,664.9	0.250	0.195	0.0061
2006	7,718	48.0	2,057.2	0.345	2,003.6	0.312	1,600.7	0.271	0.201	0.0051
2007	7,723	48.7	2,078.6	0.350	2,038.8	0.314	1,633.8	0.276	0.199	0.0049
2008	7,448	49.2	2,043.8	0.352	2,023.5	0.314	1,632.7	0.274	0.193	0.0046
2009	7,442	49.5	2,033.6	0.358	2,008.1	0.316	1,627.7	0.275	0.189	0.0034
2010	7,506	49.6	2,112.1	0.349	2,075.6	0.307	1,695.0	0.265	0.183	0.0034
2011	7,347	50.5	2,121.3	0.351	2,103.2	0.305	1,713.5	0.260	0.185	0.0038
2012	7,156	51.5	2,227.1	0.349	2,192.7	0.307	1,753.5	0.266	0.200	0.0034
2013	7,081	52.3	2,279.1	0.353	2,233.4	0.309	1,756.7	0.271	0.213	0.0036
2014	6,831	52.8	2,304.2	0.360	2,271.7	0.310	1,786.4	0.277	0.214	0.0039
2015	6,801	53.6	2,250.4	0.370	2,288.7	0.308	1,757.5	0.275	0.232	0.0039
2016	6,601	54.5	2,275.6	0.377	2,301.5	0.311	1,760.5	0.272	0.235	0.0038
2019	4,386	55.6	2,285.6	0.415	2,345.2	0.329	1,758.2	0.278	0.250	0.0053
2020	6,326	55.2	2,266.7	0.416	2,570.9	0.312	1,785.4	0.266	0.306	0.0063
2021	6,508	55.0	2,398.2	0.410	2,514.6	0.324	1,800.2	0.277	0.284	0.0048
2022	6,672	55.3	2,436.1	0.405	2,652.9	0.325	1,847.4	0.271	0.304	0.0041
2023	6,846	55.5	2,492.7	0.401	2,640.1	0.311	1,883.4	0.275	0.287	0.0042

Note: 1) All data are calculated by the author using MDIS from Statistics Korea. Income and consumption are monthly averages of second quarter, inflated to April 2023 values using consumer price index, and measured in thousand won.

2) Saving rate are defined as 1-consumption/after-tax income. Classifications of durables are done by the author using the method explained in the text.

IV. 소득 및 소비 불평등의 추이

〈Table 1〉에는 연도별 주요 통계량이 제시되어 있다. 우선 평균연령은 가구주 연령의 평균이다. 세전소득, 세후소득, 소비는 매년 2/4분기 자료를 이용하였으며, 단위는 천 원이고, 소비자물가지수를 이용하여 2023년 값으로 환산하였다. 세전소득, 세후소득, 소비의 경우 중앙값과 지니계수가 제시되어 있다. 또한 저축률은 세후소득에서 소비를 차감한 후 세후소득으로 나누어 준 값이다. 앞에서 언급한 바와 같이 2017~2018년 자료는 누락되어 있다.

우선 평균연령을 보면, 1990년 38.6세에서 2023년 55.5세로 크게 높아졌음을 알 수 있다. 고령화의 영향을 보여주는 것인데, 우리나라의 불평등 분석에서 가장 근본이 되는 사실이라고 볼 수 있다. 저축률과 내구재비율에 대해서는 앞에서 언급한 바 있다. 2023년 2/4분기를 기준으로 할 때, 저축률은 28.7%로 꽤 높은 편이며 내구재비율은 0.42%로 너무 낮다.

〈Table 1〉으로부터 세전소득, 세후소득, 소비의 불평등에 관한 예비적 분석을 수행할 수 있다. 각각의 변수에 대해 중앙값과 지니계수가 제시되어 있는데, 중앙값은 꾸준히 상승했으므로 지니계수에 초점을 맞추어 결과를 요약하기로 하자.

세전소득의 지니계수는 1990년대 이후 가파르게 상승했다. 1990년 0.289에서 1999년 0.309로 처음 0.3을 넘었으며, 2019년 0.415로 0.4를 상회하였고, 2023년에는 0.401에 이르고 있다. 2017~2018년 자료가 없어서 알 수 없지만 아마도 이 시기에 지니계수가 0.4를 넘었을 것으로 짐작된다. 흔히 이를 근거로 우리나라의 소득 불평등이 커졌다고 말한다.

세후소득의 지니계수도 상승추세에 있지만 세전소득보다는 상승속도가 훨씬 더 완만하다. 1990년 0.283에서 1999년 0.302로 처음 0.3을 넘었으나 이후 1990년대와 비슷한 수준이었다가 2021년 0.324와 2022년 0.325로 최고값을 경신한 후 2023년 0.311에 이르고 있다. 세전소득과 세후소득의 지니계수는 2005년까지는 비슷한 크기와 추이를 보여주었다. 하지만 그 이후에는 세전소득의 지니계수가 급상승하는 반면 세후소득의 지니계수는 비교적 안정되었다. 2019년 이후에도 세전소득의 지니계수는 0.4를 넘었지만 세후소득의 지니계수는 0.3을 상회하는 수준에서 안정되었다. 세전소득과 세후소득의 지니계수의 차이는 소득이전에 의한 것이므로 2005년 이후 소득이전에 의한 소득재분배정책이 유효하게 작동되었다고 볼 수 있다.

소비의 지니계수는 세전소득 및 세후소득의 지니계수보다 훨씬 더 낮다. 1990년

0.266이었고, 2000년에는 0.241로 표본기간 중 최저에 도달하였으며, 2010년 이후에는 0.27 근방에서 움직이고 있다. 따라서 장기적인 추이를 보면, 세전소득과는 전혀 다르고 세후소득과도 상당히 다르다. 다만 단기적인 순환을 보면, 1995년 이후 소비의 지니계수는 세후소득의 지니계수와 비슷한 움직임을 보여주었다. 하지만 2020년 이후를 보면 단기적인 순환에서도 소비의 지니계수와 세후소득의 지니계수는 전혀 다른 움직임을 보여주었다.

기존 국내 연구 중 가장 최근 자료를 이용한 박기백(2017)은 2010년경까지 소비 불평등이 완화되었지만 그 이후에는 소비 불평등도 커지기 시작했다고 보았다. 실제로 <Table 1>을 보면, 소비의 지니계수는 1999년 0.266에서 2000년 0.241로 하락한 후 2005년 0.25까지 낮은 수준에서 움직였지만 2006년 0.271로 상승한 후 이후에는 0.27을 넘나들고 있다. 따라서 2000-2015년의 추이만을 보면, 본 연구의 결과와 박기백(2017)은 같다고 보아도 좋다. 하지만 기간을 1990-2023년으로 확대하여 보면, 오히려 2000-2005년이 특이한 기간이었던 것으로 보인다. 그 기간에는 이례적으로 소비의 지니계수가 낮았던 것이다. 이 기간을 제외하면 소비의 지니계수는 1990-2023년 동안 0.27 근방에서 움직였던 것으로 볼 수 있다. 굳이 상승 추이를 말하고 싶다면, 2005년까지는 0.27보다 조금 낮았고 2006년 이후에는 0.27보다 조금 높은 경우가 많았다고 말할 수 있다.

물론 소비의 경우 0.27 정도의 지니계수가 큰 것인가 아닌가를 판단하는 것은 다른 문제이다. 다만 세전소득과 세후소득의 지니계수도 다른 추이를 보였고, 세후소득과 소비의 지니계수도 다른 추이를 보였다는 결과는 중요하다. 우선 세전소득과 세후소득의 지니계수 차이는 대략 2005년 이후 커지기 시작했는데, 이는 이 시기에 소득재분배정책의 역할이 증가했음을 의미하는 것이다. 또한 세후소득과 소비의 지니계수 차이는 2000년 이후 큰 변화 없이 유지되었는데, 이는 이미 1990년대 말부터 소비평화화를 위한 보험이 작동했음을 의미하는 것이다. 결과적으로 세전소득과 소비의 지니계수 추이는 전혀 달랐다. 세전소득의 불평등은 증가했으나 소득재분배와 보험의 역할이 증가함에 따라 소비 불평등은 커졌다고 보기 어렵다.

V. APC모형의 방법

연령-시기-코호트 모형(APC: Age-Period-Cohort model)은 의학과 사회학 분야에서 널리 이용되는 방법이다. 이 모형은 시간효과(time effect)를 연령효과, 시기효

과, 코호트효과로 구분하고, 각각의 효과를 분해하는 방법이므로 본 연구 목적에 적합한 방법이다.

우선 y_{at} 를 t 기에 조사가 이루어졌을 때 a 의 연령을 가진 변수라고 하자. 물론 코호트를 나타내는 $c = t - a$ 이므로 y_{at} 를 나타낼 때, 하첨자에 굳이 c 를 표시하지 않는다.

α_a 는 연령효과, ψ_t 는 시기효과, γ_c 는 코호트효과를 나타낸다고 하자. 하첨자 $a = 1, 2, \dots, G$, $t = 1, 2, \dots, T$, $c = 1, 2, \dots, C$ 는 각각 연령, 시기, 코호트를 나타낸다.

$$y_{at} = \beta + \alpha_a + \psi_t + \gamma_c + u_{at} \quad (1)$$

그러면 u_{at} 는 시간효과 이외의 요인이 설명하는 부분이 된다. 표본의 수가 n 이라고 할 때, 행렬형태로 정리하면 다음과 같다.

$$y = \beta + A\alpha + Y\psi + \Gamma\gamma + u \quad (2)$$

α , ψ , γ 는 각각 연령효과, 시기효과, 코호트효과를 나타내는 G 차원, T 차원, C 차원의 계수벡터이며, $A(n \times G)$, $Y(n \times T)$, $\Gamma(n \times C)$ 는 이에 대응하는 더미변수의 행렬이다.

간단하게 말하면, APC모형은 α , ψ , γ 를 추정하는 방법이다. 문제는 상수항, A , Y , Γ 의 열이 선형으로 의존한다는 점이다. 따라서 APC모형을 추정하려면 반드시 4개의 제약이 필요하다(Yang and Land, 2013). 이 문제를 다루기 위하여 의학 분야에서는 다양한 제약을 가진 모형을 개발해 왔는데, 각 모형은 환자 자료 등에 맞는 최소한 제약을 찾으려 한다.

본 연구는 Deaton and Paxson(1994)의 모형이 경제자료에 적합한 것이라고 판단한다. 이 방법은 Deaton(2016)에 쉽게 설명되어 있으므로 이를 소개하기로 한다.

Deaton-Paxson 방법에서 핵심은 시기효과에서 장기적 추세를 제거한다는 데 있다. 따라서 시기효과는 단기적인 변동, 즉 경기변동의 효과만을 나타낸다. 예를 들어 1960년생이 대학 졸업 후 취업했던 20대 후반과 1970년생이 대학 졸업 후 취업했던 20대 후반에 1960년생과 1970년생 두 집단의 연령은 같다. 따라서 연령효과는 없는 셈이다. 하지만 1960년생 코호트는 호황의 시기에 첫 직장을 구했고, 1970년생은 외환위기 시절에 첫 직장을 구했다. 시기효과는 이러한 차이를 나타낸다. 반면에 코호트효과는 장기적인 효과, 예를 들어 경제성장 또는 선호(preference) 변화의 효과 등

을 나타낸다. 물론 연령효과는 라이트싸이클을 나타낸다.

Deaton-Paxson는 상수항을 포함하고 더미변수를 이용하는 보통의 경우처럼 A , Y , Γ 의 첫째 열을 제거함으로써 3개의 제약을 부과했다. 그리고 Y 에 1개의 제약을 더 부과함으로써 시기효과에서 추세를 제거했다. 구체적인 방법은 다음과 같다. Y 의 열을 d_t ($t = 1, 2, \dots, T$)라고 할 때, 아래와 같이 열 d_t^* 로 이루어진 Y^* 를 이용하는 것이다.

$$d_t^* = d_t - [(t-1)d_2 - (t-2)d_1], \text{ for } t = 3, 4, \dots, T \quad (3)$$

시기효과에는 2개의 제약이 부과되었으므로 Y^* 는 $n \times (T-2)$ 행렬이 된다. 물론 A 와 Γ 는 각각 $n \times (G-1)$ 와 $n \times (C-1)$ 행렬이다. 따라서 총 4개의 제약이 부과된 셈이다.

본 연구에서 y_{at} 는 t 기에 연령이 a 인 가구주로 이루어진 집단의 세전소득, 세후소득, 소비의 중앙값 그리고 지니계수를 이용하였다. 즉 총 6개의 APC모형을 추정한다. 시기는 $t = 1990 \sim 2016$, $2019 \sim 2023$ 년이고, 연령은 $a = 25 \sim 70$ 세로 정하였다. 코호트는 $c = t - a$ 이므로 연령과 시기가 정해지면 그에 따라 코호트는 정해진다. 다만 본 연구는 1930~1998년생만을 대상으로 하였다. 또한 t 기에 연령이 a 인 집단의 표본 수가 30보다 적은 경우 제외하였다.

절차는 간략하게 다음과 같다. 가장 먼저 t 기에 연령이 a 인 가구주로 이루어진 집단을 구하고, 이 집단의 세전소득의 중앙값을 구한다. 그러면 총 1,231개의 집단을 얻게 되므로 y_{at} 는 1,231개의 세전소득 중앙값으로 이루어진 종속변수가 된다. 한편 설명변수인 A 는 $(1, 231 \times 45)$ 행렬, Y^* 는 $(1, 231 \times 29)$ 행렬, Γ 는 $(1, 231 \times 69)$ 행렬이 된다. 실제로 표본 수가 30개 이하인 집단을 제외하였으므로 Γ 의 열은 69개보다는 적은 편이다. 물론 이 경우 표본 수도 줄어든다. 이 절차를 세전소득, 세후소득, 소비의 중앙값과 지니계수에 대해 수행하므로 총 6개의 회귀분석을 하게 된다. 즉 6개 변수의 연령효과, 시기효과, 코호트효과를 얻게 된다.

VII. 소득 및 소비 불평등의 시간효과

앞에서 살펴본 바와 같이, 세전소득의 불평등이 커졌음에도 불구하고 세후소득의

불평등이 커지지 않은 이유로는 소득재분배의 역할이 중요했다고 판단된다. 따라서 소비의 불평등도 거의 변화가 없었다. 그런데 APC모형을 이용하면, 소득재분배의 효과를 새로운 시각에서 바라볼 수 있게 된다. APC모형의 추정을 통해 연령효과, 시기효과, 코호트효과를 살펴본다.

〈Figure 1〉~〈Figure 3〉는 각각 세전소득, 세후소득, 소비에 관한 APC모형의 추정 결과를 보여준다. 각 그림의 상단에는 각 집단의 중앙값을 종속변수로 이용한 경우의 추정결과, 그리고 하단에는 각 집단의 지니계수를 종속변수로 이용한 경우의 추정결과가 제시되어 있다. 또한 각 그림에는 좌측부터 연령효과, 시기효과, 코호트효과와 추정계수가 그림으로 제시되어 있다. 그림에서 음영영역은 95% 신뢰수준에서 신뢰구간을 나타낸다.

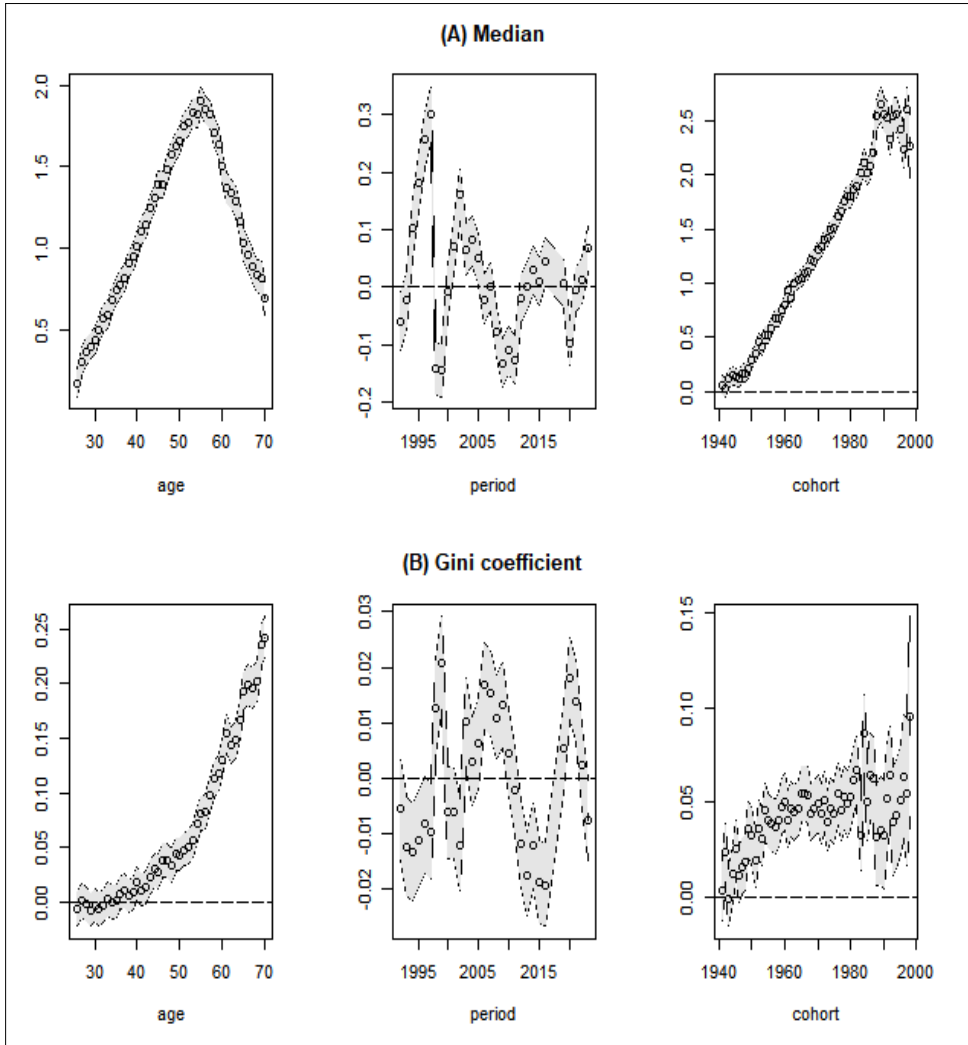
각 그림에 대해 조금 더 상세한 설명이 필요할 것이다. 예를 들어 〈Figure 1〉 상단의 (A) Median은 연령과 시기로 구분된 각 집단의 세전소득 중앙값을 종속변수로 할 때, APC모형의 추정결과이다. 좌측 그림은 연령을 나타내는 더미변수의 추정결과이다. 즉 좌측 그림에서 작은 원은 26세 더미변수, 27세 더미변수, ..., 70세 더미변수의 추정계수를 나타낸다. 다음으로 가운데 그림은 시기를 나타내는 더미변수의 추정결과이다. 즉 가운데 그림에서 원은 1992년 더미변수, 1993년 더미변수, ..., 2023년 더미변수의 추정계수를 나타낸다. 끝으로 우측 그림은 코호트를 나타내는 더미변수의 추정결과이다. 즉 우측 그림에서 원은 1931년생 더미변수, 1932년생 더미변수, ..., 1998년생 더미변수의 추정계수를 나타낸다. 표본 수가 30개 이하인 집단을 제외하였으므로 이하 그림에서 코호트 더미변수가 1998년생보다 적은 경우가 있다.

이제 세전소득을 대상으로 한 〈Figure 1〉 상단의 (A) Median의 추정결과를 살펴보기로 한다. 세전소득의 연령효과는 라이프사이클 가설에 부합된다. 즉 세전소득은 연령이 높을수록 증가하며, 55세에 최고가 되고, 이후 연령이 높아질수록 감소한다. 시기효과는 경기변동의 효과를 나타낸다. 즉 3번에 걸쳐 (-)의 값을 갖는 경우가 있었는데, 각각 외환위기, 글로벌 금융위기, 코로나 팬데믹의 기간에 해당된다. 이는 불황의 시기에 세전소득의 중앙값이 감소했다는 뜻이다. 끝으로 코호트효과는 후속 세대의 경우 세전소득이 높았음을 보여주는데, 정점에 이른 세대는 1989년생이었고 이후 출생한 세대의 경우 세전소득은 횡보한다.

다음으로 〈Figure 1〉 하단의 (B) Gini coefficient의 추정결과를 살펴보기로 한다. 세전소득 지니계수의 연령효과는 라이프사이클가설/항상소득가설에 부합된다. 즉 세전소득 지니계수는 연령이 높을수록 증가한다. 경기변동의 효과를 나타내는 시기효

과는 3번에 걸쳐 (+)의 값을 갖는 경우가 있었는데, 이것 역시 각각 외환위기, 글로벌 금융위기, 코로나 팬데믹의 기간에 해당된다. 이는 불황의 시기에 세전소득의 지니계수가 증가했다는 뜻이다. 끝으로 코호트효과는 조금 복잡하다. 1960년생까지는

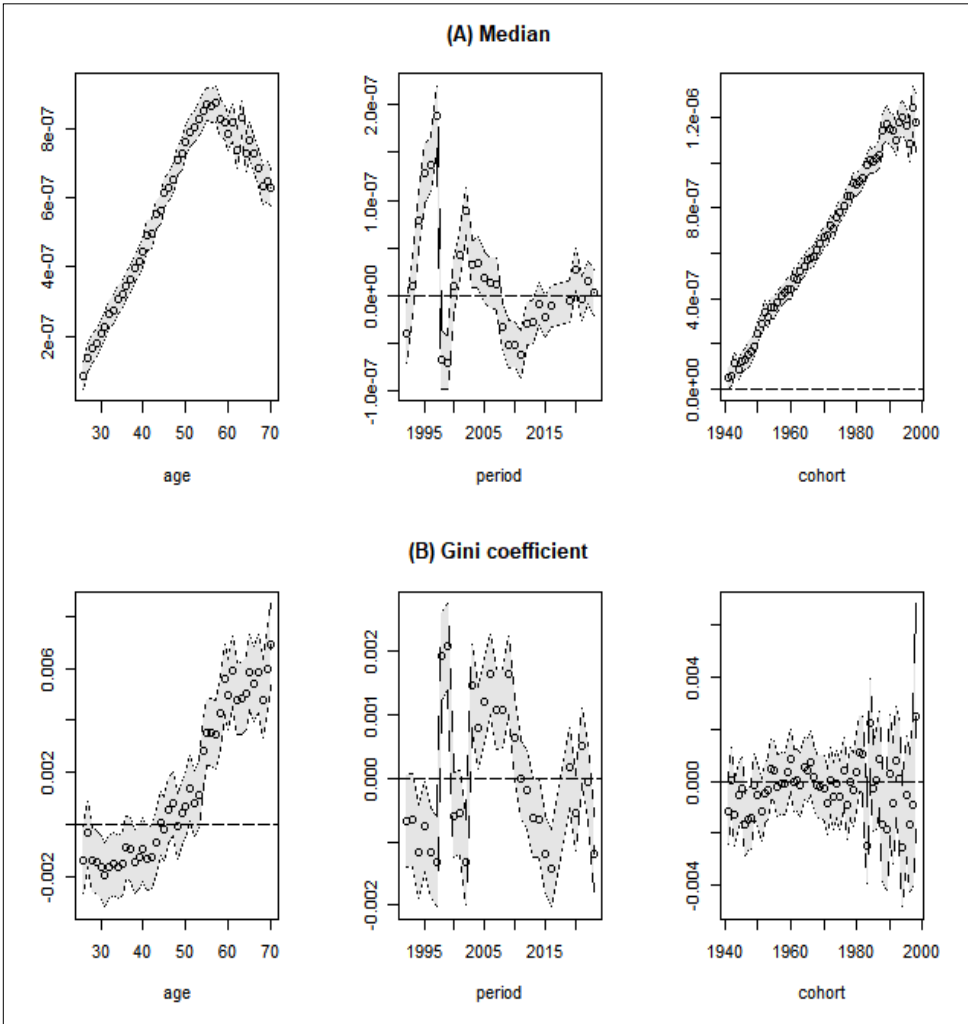
〈Figure 1〉 APC estimates of before-tax income



Note: 1) The same as footnote 1) in Table 1).

- 2) For before-tax incomes of groups classified by age and period, the estimated coefficients of Age-Period-Cohort dummy variables for medians are shown in A) Median and those for Gini coefficients are shown in B) Gini Coefficients.
- 3) Estimated equations are specified by Deaton-Paxon (1994). Shaded areas are confidence intervals at 95% significance level.

〈Figure 2〉 APC estimates of after-tax income



Note: 1) The same as footnote 1) in Table 1).

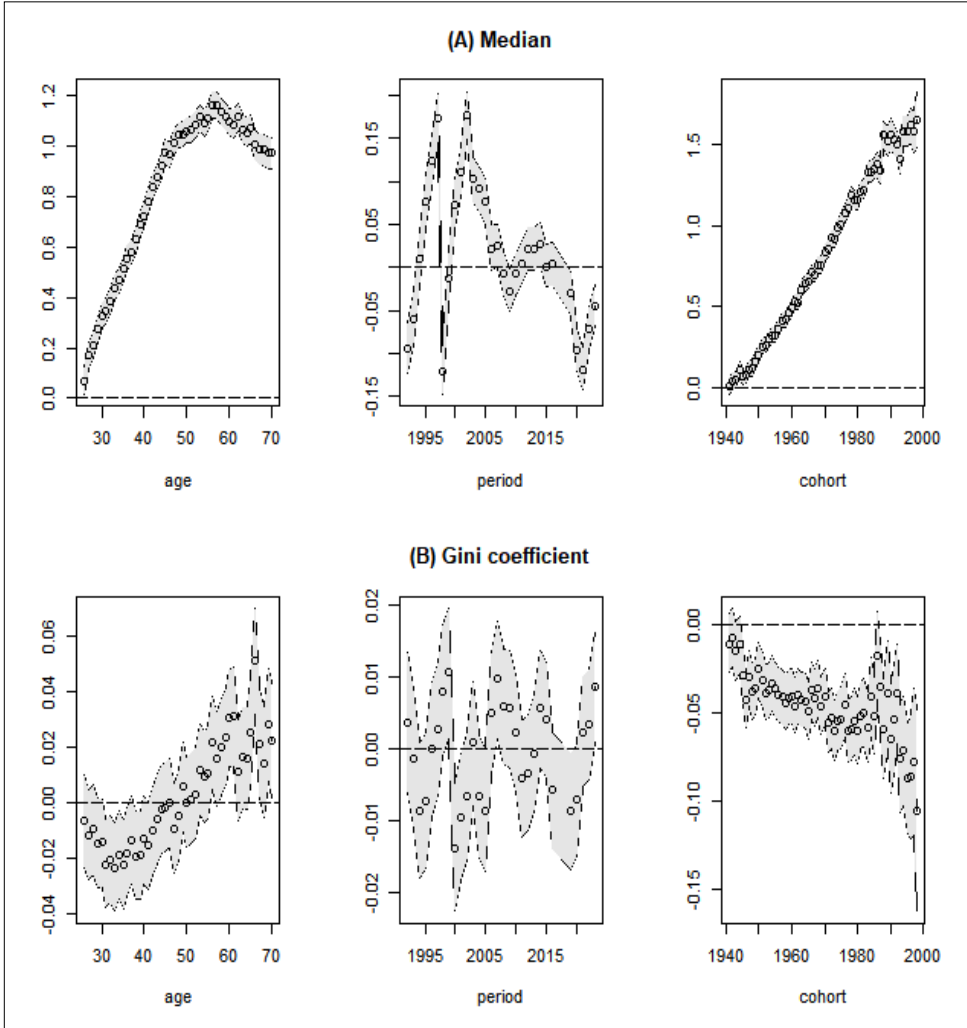
2) For after-tax incomes of groups classified by age and period, the estimated coefficients of Age-Period-Cohort dummy variables for medians are shown in A) Median and those for Gini coefficients are shown in B) Gini Coefficients.

3) The same as footnote 3) in Figure 1).

후속세대의 세전소득 지니계수가 높아졌지만 이후 태어난 후속세대의 경우 세전소득 지니계수는 높아졌다고 보기 어렵다. 다만 1980년대 이후 출생한 세대의 경우 표준오차가 크다는 점은 주목할 만하다.

세전소득에 대한 〈Figure 1〉의 결과와 〈Table 1〉의 결과를 연결시키면 다음과 같

〈Figure 3〉 APC estimates of consumption



Note: 1) The same as footnote 1) in Table 1).

2) For consumptions of groups classified by age and period, the estimated coefficients of Age-Period-Cohort dummy variables for medians are shown in A) Median and those for Gini coefficients are shown in B) Gini Coefficients.

3) The same as footnote 3) in Figure 1).

다. 〈Table 1〉의 결과에 따르면, 세전소득 지니계수는 꾸준히 상승했는데, 연령효과가 주요 요인임을 알 수 있다. 〈Figure 1〉의 결과가 의미하듯이 연령이 높을수록 지니계수가 상승한다면, 〈Table 1〉의 평균연령 상승에서 나타난 바와 같이 고령화가 진행되기만 해도 전체 인구의 지니계수는 상승하기 마련이다. 게다가 〈Figure 1〉의 결

과에서 코호트효과는 전체 인구의 지니계수를 높이는 방향으로 작용하게 된다. 따라서 <Table 1>에서 세전소득 지니계수가 상승했던 것은 주로 연령효과 때문이고 코호트효과도 이에 기여했다고 볼 수 있다.

같은 방식으로 <Figure 2>와 <Figure 3>의 결과를 살펴보면 된다. 간결한 서술을 위해 이하에서는 <Figure 1>과의 차이점을 중심으로 결과를 요약하기로 한다. 정도의 차이에 불과한 경우 가급적 생략하고, 유의미한 차이가 있다고 판단되는 경우에만 언급한다.

<Figure 2>는 세후소득에 대한 추정결과이다. 하단 (B) Gini coefficient의 좌측 그림을 보면, 30세를 전후한 연령의 경우 지니계수가 낮은 편이었지만 30대 중반~50대 초반까지는 지니계수가 높다고 보기 어렵다. 하지만 50대 중반을 넘으면 지니계수는 유의하게 높아졌다. 연령이 높을수록 세후소득의 불평등이 커진다고 말하지만 30대 중반~50대 초반의 연령에서는 그러한 연령효과가 유의하지 않았음을 의미한다. <Figure 2>에서 가장 주목할 그림은 코호트효과를 나타내는 하단 (B) Gini coefficient의 우측 그림이다. 이는 세후소득 지니계수의 경우 코호트효과가 없었음을 보여준다. 즉 세전소득의 경우 후속세대로 갈수록 지니계수가 커졌다는 결과와는 달리 세후소득의 경우에는 후속세대로 갈수록 지니계수가 커졌다고 보기 어렵다. 바꾸어 말하면, 후속세대와 비교할 때 선행세대의 세후소득은 불평등한 편이 아니었다.

세후소득에 대한 <Figure 2>의 결과와 <Table 1>의 결과를 연결시키면 다음과 같다. <Table 1>의 결과에 따르면, 세후소득 지니계수는 1990년 0.283에서 2023년 0.311로 완만하게 상승했다. 지니계수가 상승한 이유로는 역시 연령효과를 들지 않을 수 없다. 하지만 <Figure 2>의 결과에서 언급한 바와 같이, 연령효과는 30대 중반~50대 초반의 경우 나타나지 않았다. 게다가 <Figure 2>의 결과를 보면, 세후소득 지니계수의 경우 코호트효과는 없었다. 따라서 <Table 1>의 결과에서 세후소득 지니계수가 상승했던 이유는 50대 중반 이후 고령층에서 '만' 나타난 연령효과 때문이며 그렇기 때문에 상승의 정도가 완만했던 것이다.

<Figure 3>은 소비에 대한 추정결과이다. 하단 (B) Gini coefficient의 좌측 그림에서도 30세를 전후한 연령의 경우 지니계수가 낮은 편이었지만 30대 중반~50대 초반까지는 지니계수가 높다고 보기 어려운 경우가 많았다. 하지만 50대 후반을 넘으면 지니계수는 유의하게 높아졌다. 연령이 높을수록 소비 불평등이 커진다고 말할 수 있지만 30대 중반~50대 초반의 연령에서는 그러한 연령효과가 유의하지 않았음을 의미한다. 다만 소비 지니계수의 연령프로파일은 세후소득과 비슷한 형태를 지님에도 불구하고

하고 꽤 큰 차이가 있다. 이에 대해서는 잠시 후 다시 논하기로 한다. <Figure 3>에서 가장 주목할 그림은 역시 소비 지니계수의 코호트효과를 나타내는 하단 (B) Gini coefficient의 우측 그림이다. 이는 <Figure 2> 세후소득의 결과와도 크게 달랐다. 소비의 경우 후속세대로 갈수록 소비 지니계수가 작아지는 코호트효과가 유의한 수준에서 관찰되었던 것이다. 이 결과는 <Figure 1> 세전소득 지니계수의 코호트효과와 정반대되는 것으로 소비 지니계수가 갖는 주목할 만한 특징을 보여준다.

소비에 대한 <Figure 3>의 결과와 <Table 1>의 결과를 연결시키면 다음과 같다. <Table 1>의 결과에 따르면, 소비의 지니계수는 1990년 0.266에서 2000년 0.241까지 낮아지다가 2010년 이후에는 0.27 근방에서 움직였다. 즉 소비의 지니계수는 대단히 안정적이었던 셈이다. 이와 같은 <Table 1>의 결과를 <Figure 3>의 결과는 잘 설명할 수 있다. 즉 소비 지니계수의 경우 연령효과가 있었지만 코호트효과가 반대방향으로 나타났기 때문이다. <Figure 3>의 하단 좌측 그림에 나타난 것처럼, 고령화가 진행되면 연령효과로 인해 소비 지니계수는 상승한다. 하지만 <Figure 3>의 하단 우측 그림에 나타난 것처럼 새로이 등장한 후속세대의 소비 지니계수가 작다는 코호트효과로 인해 소비 지니계수는 하락한다. 두 가지 효과가 반대방향으로 작용하였으므로 소비 지니계수는 큰 변동없이 0.27 근방에서 횡보했던 것이다.

후속세대의 소비가 선행세대에 비해 평등하다는 코호트효과는 그 자체로 매우 중요한 의미를 갖는다. 추이를 논할 때, 우리는 흔히 연도별 지니계수의 추이를 이용한다. 하지만 그것보다 더 중요한 것은 세대가 교체되어 감에 따라 후속세대의 불평등이 선행세대에 비해 증가했는가에 있다. 후속세대의 불평등이 선행세대의 불평등보다 줄었다면, 선행세대와 후속세대 모두는 이를 긍정적으로 받아들일 수 있다. 예를 들어 부모세대보다 자녀세대가 더 평등해진다면, 한국사회는 더 평등한 사회가 되어가고 있는 게 아닐까? 하지만 이 경우에도 선행세대와 후속세대 모두를 대상으로 한 불평등은 증가할 수 있다. 따라서 전체 인구를 대상으로 한 분배지표보다 오히려 코호트효과가 불평등의 추이를 나타내는 더 좋은 지표가 될 수 있다.

이제 세전소득, 세후소득, 소비의 지니계수의 추이에 관한 시간효과를 종합하기로 하자. 세전소득 지니계수는 지속적으로 상승했는데, 그 이유는 고령화와 연령효과 때문이다. 게다가 약하기는 하지만 코호트효과도 세전소득 지니계수의 상승에 기여했다. 다음으로 세후소득 지니계수는 완만하게 상승했는데, 그 이유는 고령화가 진행되었지만 연령효과가 크게 약화되었기 때문이다. 게다가 코호트효과가 거의 사라졌기 때문에 코호트효과로 인해 세후소득 지니계수가 상승했다고 보기도 어렵다. 끝으로

소비 지니계수는 아예 상승했다고 보기 어렵다. 연령효과와 코호트효과가 반대 방향으로 나타났기 때문이다.

APC모형의 추정결과를 이용하면, 연령효과와 코호트효과만으로도 1990년 이후 세전소득, 세후소득, 소비의 지니계수의 장기적인 추이의 상당한 부분을 설명할 수 있다. 이 설명에서의 핵심은 크게 두 가지이다. 하나는 세전소득과 비교할 때 세후소득의 경우 연령효과가 약화되었다는 점이고 다른 하나는 소비의 경우 연령효과와 코호트효과가 반대 방향으로 나타났다는 점이다. 그런데 이 두 가지 현상은 공통적으로 고령화의 영향을 완화시킨다는 특징을 지닌다. 즉 고령화가 진행되더라도 분배의 연령효과가 약화된다면 분배는 크게 악화되지 않는다.

세전소득과 세후소득의 차이는 조세와 소득이전이므로 세전소득 지니계수와 비교할 때 세후소득 및 소비의 지니계수에서 연령효과가 약화된 이유는 소득재분배 때문이다. 연령효과를 약화시키기 위하여 <Table 2>는 APC모형의 추정결과를 표로 보여준다. 즉 APC모형의 추정결과 중 상수항과 연령효과를 나타내는 더미변수만의 추정치를 보여준다. 따라서 세전소득, 세후소득, 소비의 결과를 비교하면 연령효과의 차이를 쉽게 찾을 수 있다. 표에서 age26은 26세 더미변수의 추정계수이며, 이하 모두 같다. <Table 2> 연령 더미변수의 추정치를 그림으로 나타낸 것이 앞에서 제시한 <Figure 1>~<Figure 3> 각각의 하단 좌측 그림이다.

<Figure 1>~<Figure 3> 하단 좌측 그림에는 세전소득, 세후소득, 소비의 지니계수의 연령프로파일이 제시되었는데, 형태로만 보면 세 가지 프로파일은 비슷해 보인다. 하지만 <Table 2>의 추정치를 보면, 정도의 차이는 매우 크다. 세전소득 지니계수의 경우 40세를 넘어야 지니계수가 높아지며 그 이전에는 추정치가 유의하지 않았다. 다음으로 세후소득 지니계수의 경우 54세 이후부터 지니계수는 높아지며 그 이전에는 추정치가 유의하지 않았다. 끝으로 소비 지니계수의 경우 연령이 높아진다고 해서 지니계수가 높아지는 것도 아니었다. 오히려 43세 이전에 지니계수가 낮았다. 이처럼 세전소득, 세후소득, 소비의 지니계수의 경우 연령효과의 그림이 비슷해 보인다고 하더라도 그 구체적인 양상은 매우 다르다.

연령효과의 차이를 확인하기 위하여 26~39세, 40~59세, 60~70세 더미변수의 평균을 비교해 보았다. 세전소득 지니계수의 경우 60~70세 더미변수의 평균은 0.183이고, 40~59세 더미변수의 평균은 0.052이며, 26~39세 더미변수의 평균은 0.001이었다. 한편 세후소득 지니계수의 경우 60~70세 더미변수의 평균은 0.051이고, 40~59세 더미변수의 평균은 0.009이며, 26~39세 더미변수의 평균은 -0.010이었다. 끝으로

〈Table 2〉 Comparison of age effects

variables	Before-tax income		After-tax income		Consumption	
Intercept	0.209	(24.72) ***	0.264	(29.26) ***	0.297	(29.23) ***
age26	-0.007	(-0.88)	-0.015	(-1.67) *	-0.016	(-1.55)
age27	0.001	(0.18)	-0.004	(-0.50)	-0.019	(-1.97) **
age28	-0.002	(-0.23)	-0.011	(-1.25)	-0.021	(-2.16) **
age29	-0.007	(-0.97)	-0.016	(-1.86) *	-0.023	(-2.39) **
age30	-0.002	(-0.32)	-0.008	(-1.00)	-0.024	(-2.54) **
age31	-0.006	(-0.81)	-0.011	(-1.27)	-0.025	(-2.69) ***
age32	-0.004	(-0.51)	-0.012	(-1.42)	-0.030	(-3.18) ***
age33	0.003	(0.40)	-0.007	(-0.85)	-0.031	(-3.40) ***
age34	0.000	(0.00)	-0.007	(-0.81)	-0.026	(-2.76) ***
age35	0.001	(0.12)	-0.013	(-1.55)	-0.030	(-3.21) ***
age36	0.008	(1.04)	0.000	(-0.05)	-0.029	(-3.10) ***
age37	0.011	(1.41)	-0.008	(-0.97)	-0.024	(-2.62) ***
age38	0.006	(0.77)	-0.013	(-1.53)	-0.029	(-3.13) ***
age39	0.009	(1.15)	-0.011	(-1.39)	-0.028	(-3.09) ***
age40	0.018	(2.40) **	-0.002	(-0.21)	-0.023	(-2.53) **
age41	0.011	(1.51)	-0.011	(-1.29)	-0.025	(-2.76) ***
age42	0.013	(1.79) *	-0.009	(-1.13)	-0.021	(-2.25) **
age43	0.023	(3.06) ***	-0.002	(-0.20)	-0.015	(-1.66) *
age44	0.030	(3.99) ***	0.003	(0.39)	-0.012	(-1.32)
age45	0.027	(3.64) ***	-0.002	(-0.26)	-0.013	(-1.43)
age46	0.038	(5.06) ***	0.004	(0.48)	-0.013	(-1.38)
age47	0.038	(5.08) ***	0.004	(0.45)	-0.023	(-2.45) **
age48	0.033	(4.40) ***	-0.002	(-0.24)	-0.015	(-1.65) *
age49	0.044	(5.76) ***	0.007	(0.83)	-0.007	(-0.71)
age50	0.043	(5.71) ***	0.003	(0.42)	-0.012	(-1.31)
age51	0.048	(6.28) ***	0.003	(0.33)	-0.011	(-1.20)
age52	0.051	(6.55) ***	0.003	(0.36)	-0.009	(-0.99)
age53	0.057	(7.31) ***	0.006	(0.76)	-0.004	(-0.47)
age54	0.071	(9.10) ***	0.017	(1.99) **	-0.006	(-0.59)
age55	0.081	(10.29) ***	0.027	(3.13) ***	-0.004	(-0.44)
age56	0.083	(10.37) ***	0.019	(2.25) **	0.006	(0.66)
age57	0.098	(12.14) ***	0.031	(3.62) ***	0.000	(0.03)
age58	0.112	(13.83) ***	0.036	(4.13) ***	0.002	(0.22)
age59	0.118	(14.40) ***	0.049	(5.56) ***	0.007	(0.72)
age60	0.130	(15.71) ***	0.040	(4.51) ***	0.017	(1.69) *
age61	0.155	(18.41) ***	0.054	(5.96) ***	0.013	(1.31)
age62	0.143	(16.83) ***	0.038	(4.20) ***	-0.009	(-0.92)
age63	0.149	(17.32) ***	0.032	(3.51) ***	-0.004	(-0.40)
age64	0.167	(19.15) ***	0.045	(4.86) ***	-0.004	(-0.36)
age65	0.193	(21.73) ***	0.049	(5.24) ***	0.003	(0.26)
age66	0.199	(22.08) ***	0.054	(5.63) ***	0.030	(2.80) ***
age67	0.196	(21.34) ***	0.048	(4.99) ***	-0.003	(-0.30)
age68	0.202	(21.54) ***	0.052	(5.32) ***	0.003	(0.24)
age69	0.235	(24.61) ***	0.073	(7.23) ***	0.007	(0.62)
age70	0.242	(24.67) ***	0.073	(7.10) ***	-0.002	(-0.21)
R^2	0.847		0.669		0.526	

Note: 1) The same as footnote 1) in Table 1).

2) For before-tax income, after-tax income, consumptions of groups classified by age and period, only estimated coefficients of age dummies for Gini coefficients are shown to save space. Estimated equations are specified by Deaton-Paxon (1994).

소비 지니계수의 경우 60~70세 더미변수의 평균은 0.005이고, 40~59세 더미변수의 평균은 -0.010이며, 26~39세 더미변수의 평균은 -0.025이었다. 유의하지 않은 추정치의 경우 0으로 계산하더라도 큰 차이는 없다.

이 결과가 의미하는 것은 다음과 같다. 세전소득의 경우 60~70세의 지니계수는 26~39세에 비해 0.182 정도 높았다. 다음으로 세후소득의 경우 60~70세의 지니계수는 26~39세에 비해 0.06 정도 높았다. 끝으로 소비의 경우 60~70세의 지니계수는 26~39세에 비해 0.03 정도 높았다. 세전소득의 경우 연령이 많을수록 지니계수가 급속하게 높아지지만 세후소득과 소비의 경우 연령이 많을수록 지니계수는 완만하게 높아진다는 뜻이다. 이는 세전소득에 비해 세후소득과 소비의 경우 지니계수의 연령효과가 대단히 약하다는 뜻이다.

세전소득과 비교할 때 세후소득 및 소비의 가장 큰 차이는 조세와 이전을 통한 소득재분배에 있다. 따라서 <Table 2>의 결과는 소득재분배가 소득분배의 연령효과를 완화시켜 왔음을 의미한다. 연령효과란 연령이 많을수록 분배가 불평등해진다는 것이므로 연령효과와 약화란 연령이 많을수록 분배가 불평등해지는 정도가 약화됨을 의미한다. 즉 우리나라의 경우 소득재분배는 소득분배의 연령효과를 약화시키는 방향으로 작용했다. 따라서 고령화로 인해 전 연령층의 지니계수는 상승했겠지만 이를 완화시키는데 소득재분배는 유효한 역할을 했던 것이다.

물론 소득재분배 효과는 다른 경로를 통해서도 나타날 수 있다. 예를 들어 젊은 연령층의 소득분배를 개선할 수도 있다. 다만 연령효과/코호트효과 관점에서 볼 때, 소득재분배가 연령효과를 완화시킴으로써 소득분배를 개선하는 경로가 작동했음은 명확하다고 판단된다. 앞에서 살펴본 바와 같이, 세전소득 불평등의 연령효과와 비교할 때 세후소득 및 소비 불평등의 연령효과는 매우 큰 차이를 보인다. 이 결과는 고령화와 연령효과가 우리나라 소득분배 악화의 가장 중요한 요인임을 감안할 때 주목할 만한 것이다.

VII. 맞벌이효과

앞에서 조세와 소득이전은 소득분배의 연령효과를 약화시킴으로써 세전소득에 비해 세후소득의 불평등을 크게 줄였다고 말한 바 있다. 또한 소비의 경우 연령효과와 코호트효과가 크게 약화되었을 뿐만 아니라 두 가지 효과가 반대방향으로 나타났기 때문에 소비 불평등은 거의 증가하지 않았다고 말한 바 있다. 여기에서는 맞벌이효과

(Two earners' effect)를 분석한다.

맞벌이효과는 Blundell, Pistaferri and Saporta-Eksten (2016)에 의해 제시된 바 있다. 그들은 가장 이외의 가족 구성원이 경제활동을 할 경우, 소득변동위험에 대한 보험이 작동하기 때문에 소비의 변동성이 크게 줄어든다고 주장했다. 그중에서도 가장 중요한 것은 배우자의 노동공급이었다. 배우자가 맞벌이를 할 경우 소득의 일시적 성분뿐만이 아니라 항상적 성분의 위험도 줄어든다고 보았다. 즉 맞벌이가 보험의 핵심이라는 것이 그들의 주장이다.

맞벌이효과는 세전소득, 세후소득, 소비의 불평등에 모두 영향을 미쳤다. 우선 〈Figure 4〉의 상단 (A) One-earner household에는 홀벌이가구, 그리고 하단 (B) Two-earners' household에는 맞벌이가구의 경우 세전소득 지니계수의 APC모형 추정결과가 제시되어 있다. 같은 방식으로 〈Figure 5〉와 〈Figure 6〉의 경우 각각 세후 소득 지니계수와 소비 지니계수에 대한 APC모형 추정결과가 홀벌이가구와 맞벌이가구로 구분되어 제시되어 있다.

우선 세전소득을 이용한 〈Figure 4〉를 보기로 하자. 연령효과를 보면, 홀벌이가구와 맞벌이가구 모두에서 연령이 많을수록 지니계수가 상승함을 확인할 수 있다. 코호트효과를 보면, 홀벌이가구의 경우 후속세대의 지니계수가 더 크다는 점을 확인할 수 있다. 하지만 맞벌이가구의 경우 코호트효과는 사라진다. 즉 맞벌이가구의 차이는 코호트효과에서 관찰된다.

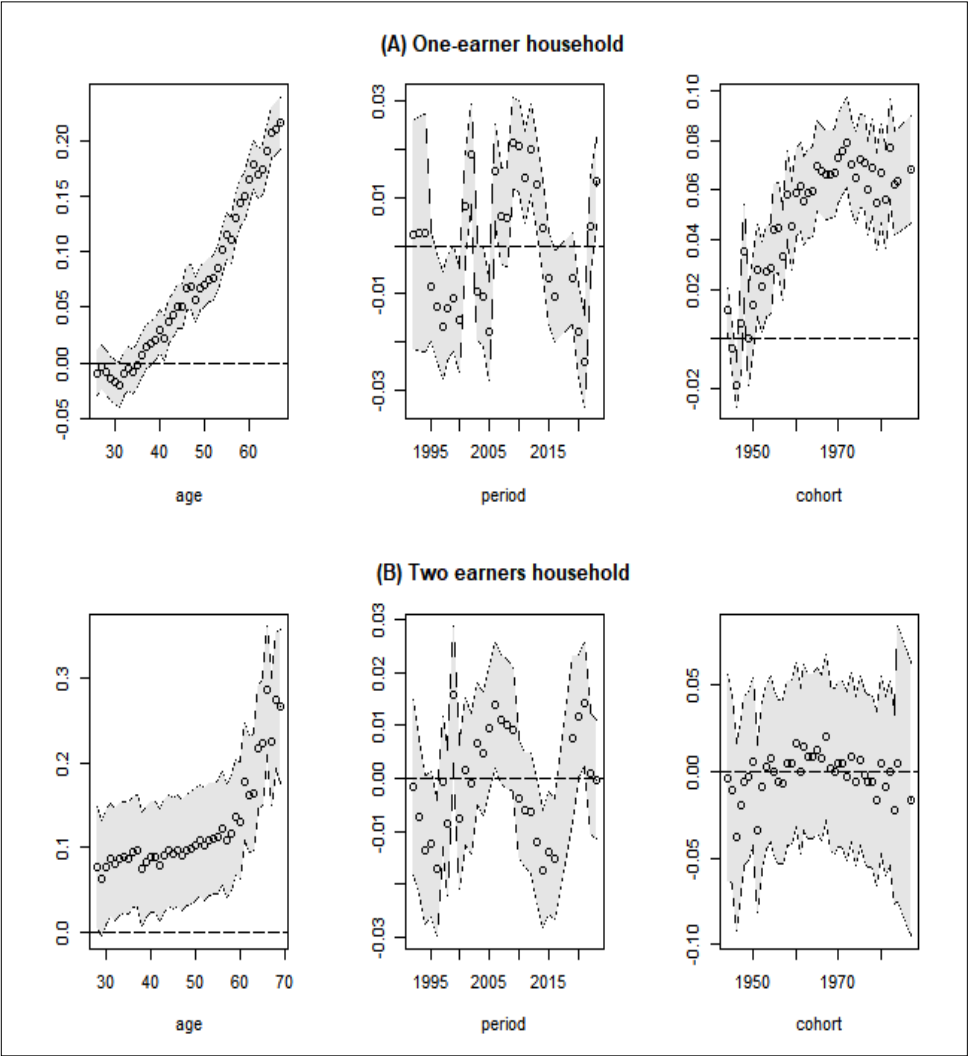
다음으로 세후소득을 이용한 〈Figure 5〉를 보자. 연령효과를 보면, 홀벌이가구와 맞벌이가구 모두에서 연령이 많을수록 지니계수가 상승한다. 오히려 맞벌이가구의 경우, 연령효과는 더 강했다. 반면에 홀벌이가구와 맞벌이가구의 코호트효과는 약했다. 특히 맞벌이가구의 경우 코호트효과는 사라진다. 즉 맞벌이가구의 차이가 관찰되는 것은 코호트효과에서이다.

끝으로 소비를 이용한 〈Figure 6〉이다. 홀벌이가구의 경우 젊은 세대와 노년 세대의 경우 연령효과가 나타나지만 맞벌이가구의 경우 연령효과는 거의 사라진다. 한편 코호트효과의 경우, 홀벌이가구의 지니계수는 후속세대로 갈수록 낮았다. 하지만 맞벌이가구의 경우 코호트효과는 사라진다. 그러므로 맞벌이효과는 소비 지니계수의 경우 강하게 관찰된다고 볼 수 있다. 앞에서 언급한 바 있는 Blundell, Pistaferri and Saporta-Eksten (2016)가 맞벌이효과를 연구하면서 주로 소비 불평등 연구에 초점을 맞추었던 것과 일맥상통하는 결과이다.

이제 소비 지니계수를 중심으로 맞벌이효과에 대해 보다 상세하게 분석하기로 한

다.

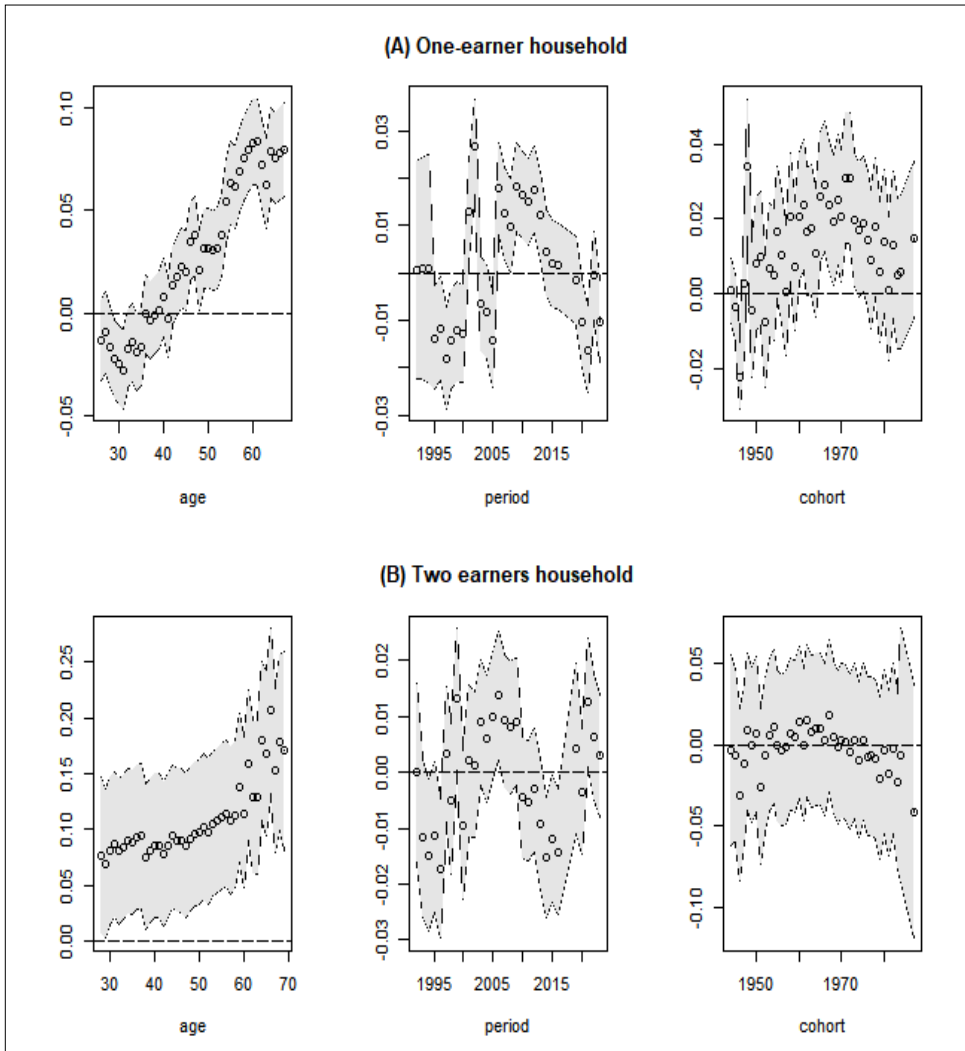
〈Figure 4〉 APC effects on Gini coefficients of before-tax income :
One-earner household vs Two earners' household



Note: 1) The same as footnote 1) in Table 3).

- 2) For before-tax incomes of one-earner households classified by age and period, the estimated coefficients of Age-Period-Cohort dummy variables for Gini coefficients are shown in A) One-earner household. For before-tax incomes of two-earners' households classified by age and period, those for Gini coefficients are shown in B) Two-earners' household. Estimated equations are specified by Deaton-Paxon (1994).
- 3) The same as footnote 3) in Figure 1).

〈Figure 5〉 APC effects on Gini coefficients of after-tax income :
One-earner household vs Two earners' household

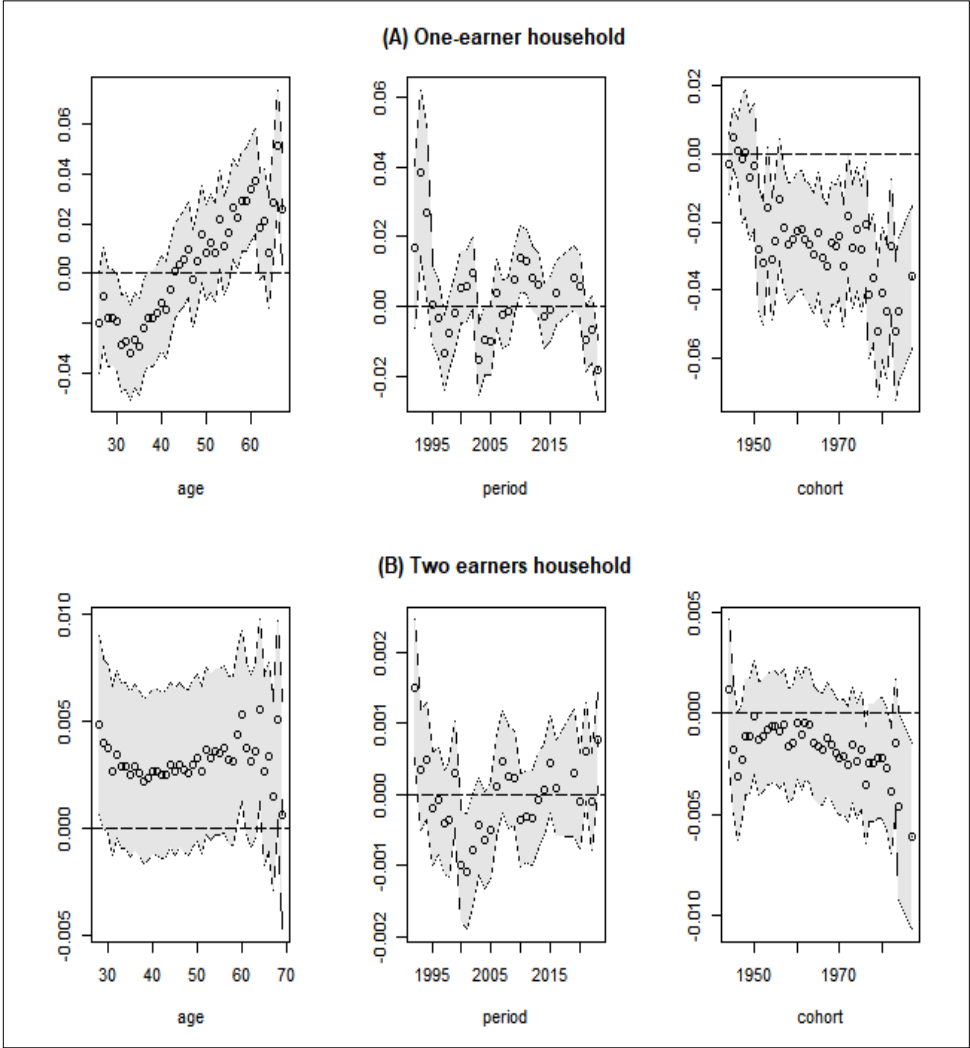


Note: 1) The same as footnote 1) in Table 3).

2) For after-tax incomes of one-earner households classified by age and period, the estimated coefficients of Age-Period-Cohort dummy variables for Gini coefficients are shown in A) One-earner household. For after-tax incomes of two-earners' households classified by age and period, those for Gini coefficients are shown in B) Two-earners' household. Estimated equations are specified by Deaton-Paxon (1994).

3) The same as footnote 3) in Figure 1).

〈Figure 6〉 APC effects on Gini coefficients of consumption :
One-earner household vs Two earners' household



Note: 1) The same as footnote 1) in Table 3)
2) For consumptions of one-earner households classified by age and period, the estimated coefficients of Age-Period-Cohort dummy variables for Gini coefficients are shown in A) One-earner household. For consumptions of two-earners' households classified by age and period, those for Gini coefficients are shown in B) Two-earners' household. Estimated equations are specified by Deaton-Paxon (1994).
3) The same as footnote 3) in Figure 1)

〈Table 3〉은 홀벌이가구(One earner household)와 맞벌이가구에 관한 기술적 통

계를 보여준다. 가계동향조사의 조사항목에는 맞벌이가구 여부가 포함되어 있으므로 이를 이용하였다. 맞벌이가구의 비중은 꾸준히 증가했는데, 1990년 14.4%에서 2003년 34.8%로 정점에 달했으며 이후 조금씩 감소하여 2023년에는 28.6%에 이르고 있다. 맞벌이가구 소비의 중앙값은 홑벌이가구에 비해 많은 편인데, 2023년 기준으로 1.21배에 이른다(물론 여기에서 말하는 소비는 가구원수 균등화지수에 의해 조정된 값이므로 1인당 소비로 보면 된다). 또한 맞벌이가구 소비의 지니계수도 홑벌이가구에 비해 낮은 편인데, 2015년까지는 80%를 넘지 못하는 경우가 많았다. 이후 격차가 좁혀져서 2022년에는 89.8%, 2023년에는 이례적으로 높아서 97.1%에 이른다. 따라서 홑벌이가구와 비교할 때, 맞벌이가구의 특징은 전체 가구에서 차지하는 비중이 증가해 왔고 1인당 소비는 더 많으며 1인당 소비의 지니계수는 더 낮다는 점이다.

전체 가구 중 맞벌이가구의 비중이 증가한다면, 전체 가구를 대상으로 한 소비의 지니계수는 하락할 것으로 예상할 수 있다. 즉 맞벌이가구 비중의 증가는 〈Table 1〉에 나타난 바와 같이 - 세후소득에 비해서도 - 소비의 지니계수가 안정되었다는 결과를 설명한다.

우리의 관심사는 맞벌이가 보험으로서 기능했는가이다. 이를 위해 〈Figure 6〉을 보자.

우선 연령효과를 나타내는 좌측 그림을 비교해 보면, 상단 홑벌이가구의 경우 잘 알려진 연령효과가 관찰되지만 하단 맞벌이가구의 경우 연령효과는 관찰되지 않는다. 홑벌이가구의 경우 60~70세 더미변수의 평균은 0.028이고, 40~59세 더미변수의 평균은 0.01이며, 26~39세 더미변수의 평균은 -0.022였다. 한편 맞벌이가구의 경우 60~70세, 40~59세, 26~39세 더미변수의 평균은 모두 0.003이었다. 추정계수의 크기도 큰 차이를 보일 뿐만 아니라 60~70세와 26~39세 더미변수의 격차도 매우 다르다. 이 결과는 맞벌이로 인해 소비 지니계수의 연령효과가 거의 사라졌음을 보여준다. 즉 연령이 높을수록 불평등이 심해진다고 알려져 있으나 맞벌이가구의 경우 연령이 높아져도 소비 불평등은 심해지지 않았다는 것이다.

시기효과도 흥미롭다. 〈Figure 6〉 상단과 하단의 가운데 그림을 비교하면, 홑벌이가구와 맞벌이가구 소비 지니계수가 경기변동에 어떤 영향을 받았는가를 알 수 있다. 2000년 이후 유의한 결과에 초점을 맞추면, 홑벌이가구 소비의 지니계수는 2000년 0.015, 2001~2002년 0.01 하락했고, 글로벌 금융위기 기간인 2007년 0.014, 2008년 0.013, 2009년 0.008 상승했다. 또한 2014년 0.008 상승했고, 2016년 0.01과 2020년 0.018 하락했다. 반면에 맞벌이가구 소비의 지니계수는 2000년 이후 단 한 번도

〈Table 3〉 Summary of statistics for Two-earners' and One earner household

year	Consumption of two-earners' household			Consumption of one-earner household		
	No. of samples	median	Gini	No. of samples	median	Gini
1990	821	839.7	0.229	4,892	898.1	0.271
1991	919	960.9	0.225	4,758	1,009.1	0.274
1992	964	1,087.7	0.238	5,093	1,124.6	0.271
1993	1,190	1,198.2	0.237	6,090	1,163.8	0.263
1994	1,218	1,328.4	0.246	6,012	1,257.3	0.248
1995	1,307	1,407.2	0.227	5,751	1,362.7	0.260
1996	1,292	1,524.9	0.234	5,609	1,440.8	0.269
1997	1,654	1,604.9	0.221	5,047	1,490.1	0.274
1998	1,543	1,391.2	0.239	5,560	1,235.2	0.263
1999	1,451	1,447.4	0.236	5,370	1,386.0	0.274
2000	1,220	1,621.5	0.218	4,299	1,493.5	0.247
2001	1,278	1,674.8	0.217	4,127	1,558.6	0.256
2002	1,337	1,776.9	0.223	3,932	1,625.3	0.253
2003	2,752	1,749.8	0.223	5,147	1,586.1	0.267
2004	2,635	1,767.9	0.219	5,078	1,595.8	0.262
2005	2,576	1,785.0	0.217	5,091	1,599.4	0.265
2006	2,234	1,779.1	0.230	5,484	1,516.2	0.285
2007	2,164	1,798.5	0.232	5,559	1,563.0	0.291
2008	2,086	1,825.7	0.224	5,362	1,546.4	0.290
2009	2,268	1,816.4	0.232	5,174	1,525.4	0.290
2010	2,393	1,876.6	0.224	5,113	1,596.6	0.281
2011	2,319	1,901.5	0.226	5,028	1,610.5	0.271
2012	2,218	1,954.6	0.224	4,938	1,653.3	0.281
2013	2,185	1,987.2	0.227	4,896	1,645.6	0.287
2014	2,061	2,021.0	0.232	4,770	1,665.9	0.292
2015	1,961	2,006.6	0.232	4,840	1,635.3	0.288
2016	1,837	2,070.5	0.235	4,764	1,639.7	0.281
2019	1,258	1,990.6	0.252	3,128	1,679.4	0.286
2020	1,722	2,015.7	0.263	4,604	1,706.9	0.263
2021	1,767	2,029.2	0.268	4,741	1,711.4	0.277
2022	1,881	2,065.4	0.249	4,791	1,773.0	0.278
2023	1,958	2,167.2	0.266	4,888	1,787.1	0.274

Note: 1) The same as footnote 1) and 3) in Table 1).

2) The distinction between one-earner households and two-earners' households followed the results of a survey by Statistics Korea.

0.0011 이상으로 변동한 적이 없었다. 심지어 글로벌 금융위기 기간에도 맞벌이가구 소비의 지니계수는 높아지지 않았다. 즉 불황의 시기에는 소비의 불평등이 증가할 것

같지만 맞벌이가구의 경우에는 그렇지 않았음을 확인할 수 있다. 맞벌이는 소득변동 위험에 대한 보험으로서 훌륭하게 기능해왔던 셈이다.

또한 코호트효과를 나타내는 우측 그림을 보면, 상단 홑벌이가구의 경우 후속세대 일수록 소비 지니계수가 낮다는 코호트효과가 관찰되지만 하단 맞벌이가구의 경우 코호트효과가 관찰되었다고 보기 어렵다. 이를 조금 더 자세히 살펴보기 위해 <Table 4>에는 코호트 더미변수의 추정결과만을 보여준다. 홑벌이가구의 경우 1976~1998년생 더미변수의 평균은 -0.04이고, 1960~1975년생 더미변수의 평균은 -0.032이며, 1941~1959년생 더미변수의 평균은 -0.02였다. 한편 맞벌이가구의 경우 1976~1984년생 더미변수의 평균은 -0.003이고, 1960~1975년생 더미변수의 평균은 -0.002이며, 1944~1959년생 더미변수의 평균은 -0.001였다. 맞벌이가구의 경우 추정계수도 대단히 작을 뿐만 아니라 세대 간 격차도 미미하다. 표본가구 수가 30개 이하인 경우 제외하였기 때문에 맞벌이가구의 경우 코호트 더미변수의 수는 적지만 맞벌이가구의 소비 불평등에 대한 코호트효과는 대단히 약했음을 알 수 있다. 이는 출생연도가 빠른 선행세대의 경우 소비 지니계수는 높아질 수 있지만 맞벌이가구의 경우 그렇지 않았다는 것이다. 즉 맞벌이를 하는 경우에는 선행세대라고 하더라도 소비가 별로 불평등하지 않았다.

맞벌이효과는 다음과 같이 요약할 수 있다, 홑벌이가구와 비교할 때 맞벌이가구의 소비 지니계수에서는 연령효과, 시기효과, 코호트효과가 모두 미약했다. 이는 맞벌이가구의 경우 연령이 높아진다고 해서 소비의 불평등이 심해지지 않으며, 소비 불평등이 경기변동에 영향을 적게 받고, 출생연도가 빠른 선행세대라고 해서 소비 불평등이 심하지도 않다는 뜻이다. 그렇다면 맞벌이는 소득변동위험에 대한 보험기능을 수행했다고 판단할 수 있다. 즉 맞벌이는 연령효과, 시기효과, 코호트효과를 완화시킴으로써 소비의 불평등을 줄이는데 기여했던 것이다.

Deaton-Paxson의 제약에 따르면, 시기효과는 단기적인 경기변동의 효과를 나타내고 코호트효과와 연령효과는 장기적인 효과를 나타낸다. 따라서 맞벌이로 인해 연령효과, 시기효과, 코호트효과가 모두 완화되었다는 결과는 맞벌이가 장·단기적인 소득변동위험에 대한 보험기능을 수행했음을 의미한다. 이는 맞벌이가 소득의 일시적 성분의 변동위험만이 아니라 항상적 성분의 변동위험까지도 줄여 왔음을 시사하는 것으로 앞에서 언급한 Blundell, Pistaferri and Saporta-Eksten (2016)의 설명을 지지하는 것이다. 한편 이 결과는 우리나라에서 진행되어 온 맞벌이가구 증가의 성격을 잘 보여준다. 맞벌이가구는 일시적이고 단기적인 이유에서 증가했던 것이라기보다

항상적이고 장기적인 이유에서 증가했던 것으로 보아야 한다.

홀벌이가구의 경우에는 연령효과, 시기효과, 코호트효과가 관찰되었고, 전체 가구 중 홀벌이가구의 비중은 여전히 70% 정도 된다. 따라서 전체 가구를 대상으로 한 결과에서는 홀벌이가구의 영향이 지배적이다. 즉 〈Figure 3〉에서 확인할 수 있듯이, 전체 가구의 소비 불평등에는 여전히 연령효과, 시기효과, 코호트효과가 나타났다. 하지만 그렇다고 해서 전체 가구의 소비 불평등이 악화되었다고 보기는 어렵다. 무언가 홀벌이가구의 시간효과를 상쇄하는 요인이 있었기 때문이다. 즉 맞벌이가구의 경우 연령효과, 시기효과, 코호트효과가 매우 약했고 그들의 비중이 증가했기 때문에 홀벌이가구의 시간효과를 상쇄해 왔던 것이다.

〈Table 4〉 Comparison of cohort effects of consumption inequality

	Two earners' household		One earner household	
Intercept	0.013	(5.56) ***	0.276	(25.68) ***
cohort1941			-0.002	(-0.16)
cohort1942			0.000	(0.02)
cohort1943			-0.007	(-0.73)
cohort1944	0.001	(0.66)	-0.004	(-0.40)
cohort1945	-0.002	(-1.13)	-0.028	(-3.05) ***
cohort1946	-0.003	(-1.98) **	-0.032	(-3.55) ***
cohort1947	-0.002	(-1.60)	-0.016	(-1.76) *
cohort1948	-0.001	(-0.80)	-0.031	(-3.42) ***
cohort1949	-0.001	(-0.77)	-0.026	(-2.85) ***
cohort1950	0.000	(-0.12)	-0.013	(-1.48)
cohort1951	-0.001	(-0.89)	-0.022	(-2.46) **
cohort1952	-0.001	(-0.77)	-0.026	(-2.99) ***
cohort1953	-0.001	(-0.56)	-0.025	(-2.85) ***
cohort1954	-0.001	(-0.47)	-0.023	(-2.60) ***
cohort1955	-0.001	(-0.44)	-0.022	(-2.52) **
cohort1956	-0.001	(-0.64)	-0.025	(-2.85) ***
cohort1957	-0.001	(-0.42)	-0.026	(-2.99) ***
cohort1958	-0.002	(-1.13)	-0.029	(-3.31) ***
cohort1959	-0.001	(-1.02)	-0.023	(-2.59) ***
cohort1960	0.000	(-0.33)	-0.030	(-3.43) ***
cohort1961	-0.001	(-0.73)	-0.033	(-3.70) ***
cohort1962	0.000	(-0.34)	-0.026	(-2.92) ***
cohort1963	-0.001	(-0.41)	-0.027	(-3.04) ***
cohort1964	-0.001	(-1.01)	-0.024	(-2.70) ***
cohort1965	-0.002	(-1.18)	-0.033	(-3.66) ***
cohort1966	-0.002	(-1.27)	-0.018	(-2.00) **
cohort1967	-0.001	(-0.88)	-0.027	(-3.01) ***
cohort1968	-0.002	(-1.10)	-0.022	(-2.39) **
cohort1969	-0.002	(-1.39)	-0.028	(-3.05) ***

cohort1970	-0.002 (-1.53)	-0.021 (-2.22) **
cohort1971	-0.002 (-1.49)	-0.041 (-4.37) ***
cohort1972	-0.003 (-1.76) *	-0.036 (-3.81) ***
cohort1973	-0.002 (-1.07)	-0.052 (-5.44) ***
cohort1974	-0.002 (-1.66) *	-0.041 (-4.20) ***
cohort1975	-0.002 (-1.26)	-0.046 (-4.70) ***
cohort1976	-0.004 (-2.42) **	-0.027 (-2.73) ***
cohort1977	-0.002 (-1.68) *	-0.052 (-5.11) ***
cohort1978	-0.002 (-1.68) *	-0.046 (-4.37) ***
cohort1979	-0.002 (-1.50)	-0.036 (-3.37) ***
cohort1980	-0.002 (-1.46)	-0.044 (-4.16) ***
cohort1981	-0.003 (-1.77) *	-0.038 (-3.58) ***
cohort1982	-0.004 (-2.45) **	-0.028 (-2.56) **
cohort1983	-0.001 (-0.91)	-0.031 (-2.71) ***
cohort1984	-0.005 (-1.95) *	-0.024 (-1.81) *
cohort1985		-0.031 (-2.36) **
cohort1986		-0.001 (-0.09)
cohort1987	-0.006 (-2.59) ***	-0.001 (-0.04)
cohort1988		-0.042 (-2.42) **
cohort1989		-0.024 (-1.39)
cohort1990		-0.042 (-2.39) **
cohort1991		-0.031 (-1.78) *
cohort1992		-0.036 (-2.22) **
cohort1993		-0.062 (-3.55) ***
cohort1994		-0.046 (-2.64) ***
cohort1995		-0.067 (-3.79) ***
cohort1996		-0.070 (-3.49) ***
cohort1997		-0.053 (-2.22) **
cohort1998		-0.085 (-2.58) **
R^2	0.501	0.323

Note: 1) The same as footnote 1) in Table 3).

2) For consumptions of one-earner and two-earners households classified by age and period, only estimated coefficients of cohort dummies for Gini coefficients are shown. Estimated equations are specified by Deaton-Paxon(1994).

3) Only estimates of cohort dummies are extracted to save space. Since groups with a sample size of 30 or less were excluded, the estimates of cohort dummies for two-earners households are smaller.

VIII. 결론 및 시사점

단기간 고도성장으로 변화가 매우 빨랐던 한국사회에서는 연령효과, 시기효과, 코호트효과가 소득과 소비의 불평등 추이에서 매우 많은 부분을 설명할 수 있다고 판단된다. 이를 보이기 위해 가계동향조사의 마이크로 자료를 이용하여 우리나라 가구의

세전소득, 세후소득, 소비의 지니계수 추이를 분석하였고, 분석방법으로 APC모형을 이용하여 각각에서 나타난 연령효과, 시기효과, 코호트효과를 추정하였다. 즉 세전소득, 세후소득, 소비의 지니계수에서 나타난 연령효과, 시기효과, 코호트효과를 이용하여 세전소득, 세후소득, 소비 불평등의 장기적인 추이를 설명한 셈이다. 주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째 장기적인 추이를 보면, 세전소득의 불평등은 1990년대 이후 꾸준히 증가했고 세후소득의 불평등은 완만하게 증가했다. 반면에 소비의 불평등은 최근까지도 크게 악화되지 않았다. 소비 불평등의 경우 기존 국내 연구 결과와 다르다고 생각할 수 있지만, 자세하게 살펴보면 그렇지 않다. 본 연구 결과에 따르면 소비의 지니계수는 2006년 이전에는 0.27 아래에서 움직였고 2006년 이후에는 0.27보다 조금 높은 수준에서 움직였기 때문이다. 이를 두고 소비 불평등이 증가했다고 볼 수도 있겠지만 1990~2023년의 장기간 관점에서 보면 큰 차이라고 볼 수 없다. 오히려 2000~2005년 소비의 지니계수가 낮았던 것이 이례적이다.

둘째 세전소득 불평등과 세후소득 불평등의 차이는 소득재분배정책의 영향 때문이다. 흥미로운 것은 소득재분배가 연령효과를 크게 약화시켰다는 점이다. 이는 고령층이 되어도 세후소득의 불평등이 (세전소득의 불평등과 비교할 때) 크게 악화되지 않았음을 의미한다. 전체 인구를 대상으로 한 소득분배지표 악화의 주요 요인이 고령화임을 감안할 때, 소득재분배에 의한 연령효과 완화는 세후소득의 불평등을 줄이는데 크게 기여했다. 이는 두 가지를 시사한다. 하나는 우리나라의 경우 소득 불평등에서 핵심은 노인 빈곤 문제라는 점이다. 즉 연령효과만 완화되어도 전체 인구의 불평등은 크게 개선된다. 다른 하나는 우리나라에서 시행되고 있는 소득재분배 정책이 노인 빈곤 문제 완화에 초점을 맞추었고 그것이 제대로 작동했다는 점이다.

셋째 소비의 불평등이 매우 안정되었던 이유는 연령효과가 대단히 미약했고 코호트효과가 이를 상쇄했기 때문이다. 연령효과가 미약했다는 것은 고령층이 된다고 해도 소비 불평등이 크게 증가하지는 않았다는 뜻이다. 또한 코호트효과는 후속세대의 소비 불평등이 선행세대의 소비 불평등보다 작았다는 뜻이다. 어떤 의미에서 보면 이와 같은 소비 불평등의 코호트효과는 소비에 관한 한 우리나라가 더욱 평등해졌음을 의미한다. 부모세대보다 자녀세대의 소비가 더 평등하다는 것은 매우 바람직한 일이기 때문이다. 연령효과와 코호트효과가 합쳐지면, 소비 불평등의 추이는 다음과 같이 나타날 것이다. 고령화로 노인인구가 증가하더라도 연령효과는 약하므로 전체 인구의 소비 불평등은 조금 악화될 것이며, 코호트효과로 인해 선행세대는 후속세대에 의해

교체될 것이므로 전체 인구의 소비 불평등은 서서히 개선되어 갈 것이다.

넷째 소비의 불평등이 매우 안정될 수 있었던 또 다른 이유로는 맞벌이효과를 들 수 있다. 맞벌이가구는 꾸준히 증가해 왔는데, 맞벌이가구의 소비 불평등에는 연령효과, 시기효과, 코호트효과가 대단히 미미했다. 이는 고령층이 되어도 소비가 크게 불평등해지지 않으며, 불황의 충격이 있더라도 그 영향을 적게 받고, 선행세대라고 해도 소비가 크게 불평등한 것은 아니라는 뜻이다. 즉 맞벌이는 소득변동위험에 대한 보험으로서의 기능을 효과적으로 수행해 왔던 셈이다. 따라서 맞벌이가구를 위한 육아정책 등은 여성의 경제활동 촉진 또는 출산율 제고 등의 효과뿐만 아니라 소비 불평등 개선을 위해서도 긍정적인 역할이 기대된다.

끝으로 본 연구의 한계에 대해 언급해 두어야 한다. 본 연구는 가계동향조사의 마이크로 자료를 이용하였는데, 설문조사(survey) 자료는 여러 가지 이유로 측정오차를 지닌다. 마이크로 데이터를 이용한 연구가 활발해지면서 Carroll, Crossley and Sabelhaus (2015)와 같이 이 문제를 집중적으로 다룬 연구도 진행된 바 있다. 본 연구도 자료의 한계를 벗어날 수는 없었으며, 그중에서도 가장 중요한 문제는 내구재인 듯하다. 3절에서 논의한 바 있듯이 가계동향조사에서 내구재는 상당한 정도로 과소하게 조사되고 있는 것으로 보인다. 향후 내구재를 중심으로 더 정확한 조사가 이루어지기를 기대해 본다. 또한 2017년 자료 이후 가계동향조사를 이용하여 연간 소득분배지표를 계산할 수 없었던 것도 문제이다. 이를 피하는 방법으로 본 연구는 2/4분기 자료를 이용하여 소득분배지표를 계산했다. 하지만 소득분배지표를 계산하기에 가장 적합한 기초통계는 연간 가계동향조사인 것으로 보인다. 하지만 현재의 가계동향조사로는 2018년 이후 연간 지니계수도 계산할 수 없으며, 연간 저축률도 계산할 수 없다. 예전처럼 연간자료를 제공했으면 좋겠다.

■ 참 고 문 헌

1. 김낙년, “한국의 개인소득 분포: 소득세자료에 의한 접근, 1976-2010: 소득세자료에 의한 접근,” 『한국경제의 분석』, 제22권 제3호, 2016, pp. 147-208.
2. 김대일, “불평등도 지표로서의 소득과 소비의 비교,” 『노동경제논집』, 제30권 제3호, 2007, pp. 77-102.
3. 김대일, “소득 및 소비의 불평등과 상호연계,” 『노동경제논집』, 제38권 제2호, 2015, pp. 25-58.
4. 김창환·김태호, “세대 불평등은 증가하였는가? 세대 내, 세대 간 불평등 변화 요인 분석 1999-2019,” 『한국사회학』, 제54집 제4호, 2020, pp. 161-205.
5. 남상호·임병인, “소득·소비 분배구조 추이 및 양극화 분석,” 『경제학연구』, 제56집 제1호,

- 2008, pp. 219-247.
6. 박기백, “소득·소비 불평등의 관계 및 소비불평등 분해,” 『재정정책논집』, 제19집 제3호, 2017, pp. 149-179.
 7. 윤종인, “우리나라 소득분배의 연령효과와 코호트효과에 관한 연구,” 『경제학연구』, 제66집 제1호, 2018, pp. 81-114.
 8. 정지운·임병인, “소득불평등의 연령효과와 추이에 관한 연구,” 『경제학연구』, 제68집 제4호, 2020, pp. 93-118
 9. 조운제 외, 『한국의 소득분배』, 한울, 2016.
 10. 최 충, 정성엽, “근로자의 고용형태가 임금 및 소득 분포에 미치는 영향,” BOK 경제연구 제 2016-17호, pp. 1-21.
 11. Aguiar, Mark, and Mark Bils, “Has Consumption Inequality Mirrored Income Inequality?” *American Economic Review*, Vol. 105, No. 9, 2015, pp. 2725-2756.
 12. Aguiar, Mark, and Erik Hurst, “Consumption versus Expenditure,” *Journal of Political Economy*, Vol. 113 No. 5, 2005, pp. 919-948.
 13. Attanasio, Orazio P., and Luigi Pistaferri, “Consumption Inequality,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 30, No. 2, 2016, pp. 3-28.
 14. Attanasio, Orazio, Erik Hurst, Luigi Pistaferri, “The Evolution of Income, Consumption, and Leisure Inequality in the United States, 1980-2010,” in Christopher D. Carroll, Thomas F. Crossley, and John Sabelhaus ed., *Improving the Measurement of Consumer Expenditures*, University of Chicago Press, 2015, pp. 100-140.
 15. Blundell, Richard, Luigi Pistaferri, and Itay Saporta-Eksten, “Consumption Inequality and Family Labor Supply,” *American Economic Review*, Vol. 106, No. 2, 2016, pp. 387-435.
 16. Carroll, Christopher D., Thomas F. Crossley, and John Sabelhaus ed., *Improving the Measurement of Consumer Expenditures*, University of Chicago Press, 2015.
 17. Cutler, David M., and Lawrence E. Katz, “Macroeconomic Performance and the Disadvantaged,” *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 2, 1991, pp. 1-74.
 18. Deaton, Angus S., *The Analysis of Household Surveys: A Microeconometric Approach to Development Policy*, The World Bank, 2016.
 19. Deaton, Angus S., and Christina Paxson, “Saving, Growth, and Aging in Taiwan,” in David A. Wise ed., *Studies in the Economics of Aging*, University of Chicago Press, 1994, pp. 331-362.
 20. Dudel, Christian, Jan Marvin Garbuszus, and Julian Schmied, “Assessing Differences in Household Needs: A Comparison of Approaches for the Estimation of Equivalence Scales using German Expenditure Data,” *Empirical Economics*, Vol. 60, 2021, pp. 1629-1659.
 21. Heathcote, Jonathan, Kjetil Storesletten, and Giovanni L. Violante, “Two Views of Inequality over the Life Cycle,” *Journal of the European Economic Association*, Vol. 3, No. 2-3, 2005, pp. 765-775.
 22. Kopczuk, Wojciech, Emmanuel Saez, and Jae Song, “Earnings Inequality and Mobility in the United States: Evidence from Social Security Data Since 1937,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 125, No. 1, 2010, pp. 91-128.
 23. Krueger, Dirk, and Fabrizio Perri, “Does Income Inequality Lead to Consumption Inequality? Evidence and Theory,” *Review of Economic Studies*, Vol. 73, No. 1, 2006,

- pp. 163-193.
24. Piketty, Thomas, and Emmanuel Saez, "Income Inequality in the United States, 1913-1998," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 118, issue 1, 2003, pp.1-39.
 25. Slesnick, Daniel T., "Consumption, Needs and Inequality," *International Economic Review*, Vol. 35, No. 3, 1994, pp.677-703.
 26. Yang, Yang and Kenneth C. Land, *Age-Period-Cohort Analysis : New Models, Methods, and Empirical Applications*, Chapman & Hall/CRC, 2013.

Age-Period-Cohort Effects in Income and Consumption Inequality

Jong In Yoon*

Abstract

This study used the APC model to estimate the age effect, period effect, and cohort effect shown in the Gini coefficients of before-tax income, after-tax income, and consumption. The main results are as follows. First, inequality in before-tax income has steadily increased since the 1990s, but inequality in after-tax income has increased only moderately, and inequality in consumption has not worsened until recently. Second, the difference between before-tax income and after-tax income inequality indicates the effects of income redistribution, which contributed to reducing inequality in after-tax income by greatly weakening the age effects. Third, the reason why inequality in consumption was so stable is because the age effects were very weak and the cohort effects offset it. The cohort effects observed in consumption inequality means that the consumption inequality of subsequent generations was smaller than that of the preceding generations. In a sense, Korea is becoming more equal when it comes to consumption. Fourth, another reason why inequality in consumptions was very stable was the two-earners' income effect. The number of dual-income households has been steadily increasing, and their consumptions did not become significantly unequal even as they became older. Furthermore, they were less affected by recession, and not significantly more unequal than for the predecessors. In other words, two-earners' households have been effectively provided insurance against income risks. In Korean society where has changed rapidly due to high economic growth in a short period of time, age effects, period effects, and cohort effects account for a large part of trends in income and consumption inequality.

Key Words: income inequality, consumption inequality, APC model, age effect, period effect, cohort effect, two-earners' effect

JEL Classification: D31, D63

Received: March 19, 2024. Revised: April 26, 2024. Accepted: May 31, 2024.

* Professor, Division of Business and Commerce, Baekseok University, Munam-ro 76, Dongnam-gu, Cheonan 31065, Korea, Phone: +82-41-550-0525, e-mail: jiyoon@bu.ac.kr