

고령화와 소득 및 소비의 불평등*

김 낙 년**

논문 초록

이 글은 1990-2022년의 가계동향조사를 이용하여 한국의 소득과 소비 불평등에 미친 연령, 출생 코호트, 조사연도의 각 효과를 추정하였다. 그 결과에 따르면 연령이 높아지면 불평등이 커졌고, 특히 소득의 경우 고령이 되면 이 연령 효과가 더욱 커지는 것으로 나왔다. 연금제도가 성숙한 선진국과 달리 한국은 은퇴 후 연금이 없거나 미미한 자들이 많아 불평등이 오히려 커졌기 때문이다. 출생 코호트가 소비 불평등에 미친 효과는 U자형을 보여 1970년대 출생한 코호트까지는 불평등이 낮아지는 추세를 보였지만, 그 후에는 역전된 것으로 나왔다. 고도성장기를 통해 부를 축적한 부모 세대가 자녀에게 증여를 늘리면서 자녀 세대의 불평등이 확대된 것으로 나타났다. 나이가 이들 시간 관련 세 변수를 통제하였을 때의 주요 거시경제 변수의 불평등 효과를 추정하였다. 소득의 경우 실업률은 불평등을 높였고, 고용증가율은 낮춘 것으로 나왔다. 대외개방의 효과로는 무역이 불평등을 높였지만, 직접투자는 유입과 유출의 효과가 반대로 나왔다. 금융의 발달과 소득재분배와 관련 변수들은 모두 불평등을 낮춘 것으로 나왔다. 이들 효과는 모두 연령에 의존하며 고령으로 갈수록 더욱 커지는 것으로 나왔다.

핵심 주제어: 연령, 코호트, 소득 및 소비 불평등

경제학문헌목록 주제분류: D3

투고 일자: 2023. 12. 30. 심사 및 수정 일자: 2024. 1. 17. 게재 확정 일자: 2024. 1. 22.

* 이 논문은 2018년도 대한민국 교육부와 한국학중앙연구원(한국학진흥재단)을 통해 한국학 세계화 랩 사업의 지원을 받아 수행되었다(AKS-2018-LAB-1250002).

** 동국대학교(서울캠퍼스) 경제학과 명예교수, e-mail: nnkim@dongguk.edu

I. 머리말

한국은 인구 고령화의 진행 속도가 무척 빠르다. 평균수명의 빠른 연장과, 1960년에 6명에 달했던 합계출산율이 현재에는 0.7명으로까지 떨어진 저출산이 결합된 결과이다. 65세 이상 인구 비중은 2000년에 7.2%에서 현재 18.4%로 두 배가 넘게 늘어났고, 2050년에는 40%를 넘을 것으로 전망되고 있다. 역사상 경험하지 못한 초유의 사태라 할 수 있다. 이러한 고령화의 급진전이 사회 전반에 걸쳐 광범위한 영향을 미칠 것으로 생각된다. 예컨대 경제성장의 활력을 떨어뜨릴 것이고, 의료비 지출을 급증시킬 뿐만 아니라 연금 재정에도 큰 부담으로 작용할 것으로 우려되고 있다. 여기서는 고령화가 불평등에 미친 영향에 초점을 맞추고자 한다.

먼저 고령화의 진전이 불평등을 높여 왔음에 주목하는 연구가 많다. 예컨대 Deaton and Paxson (1994)은 대만, 미국, 영국의 데이터를 이용하여 같은 해에 태어난 사람들을 대상으로 측정된 소비나 소득의 불평등도가 사회진출 초기에는 낮지만 고령으로 갈수록 점차 커진다는 점을 보였다. 동년배 사이에 교육이나 직업, 건강 또는 운에 차이가 있으며, 그로 인한 개인 간 경제적 성과의 차이가 연령이 높아지면서 계속 누적될 수 있기 때문이다. 나아가 이러한 발견은 항상소득 가설(permanent income hypothesis)에 의해서도 예측될 수 있어 이론적으로도 뒷받침되고 있다. 이들의 연구는 인구 중에서 고령자의 비중이 높아지면 사회 전체의 불평등도가 높아질 수 있음을 시사한다.

한편 고령화의 불평등 효과를 논할 때 전체인구를 대상으로 하기보다는 은퇴하기 전과 후를 나누어 보는 것이 유용하다. 은퇴 후에는 근로소득이 대폭 감소하는 대신에 공적연금을 비롯한 사회보장 급여에 크게 의존하게 되는데, 근로소득보다 공적연금 내부의 격차가 훨씬 작다는 점을 감안하면 불평등도가 오히려 떨어질 수 있기 때문이다. Prus (2000)는 캐나다를 사례로 하여 1922-26년생의 은퇴 전후의 소득불평등의 추이를 추적하여 이 점을 확인하였다. 그에 따르면 공적연금의 누진성으로 인해 은퇴 후 고령자 내부의 불평등은 오히려 떨어졌으며, 그 수준도 스웨덴보다는 높지만 미국보다는 상당히 낮은 것으로 나왔다.

이에 대해 Hungerford (2019)는 미국의 종단 데이터(The Health and Retirement Study)를 이용하여 1931-41년생의 소득불평등을 1994-2012년에 걸쳐 추적한 결과 은퇴 전과 후에 지니계수로 측정된 소득불평등이 그다지 변하지 않았음을 보였다. 그 사이에 은퇴로 인해 근로소득이 크게 줄어들었고, 소득의 구성이 하위 계층은 사회보

장 급여 중심으로 상위 계층은 자본소득 중심으로 바뀌었다. 그 결과 하위 계층에서는 소득 불평등이 개선되었지만, 상위 계층에서는 불평등이 더 높아졌다. 즉 미국에서는 앞에서 지적한 두 가지의 상반된 요인이 서로 상쇄되는 방향으로 작용하여 전체 계층의 지니계수가 평평한(flat) 양상을 보인 것으로 해석할 수 있다. 고령화의 불평등 효과를 고찰할 때 각국의 연금을 비롯한 사회보장 제도의 차이가 큰 영향을 미칠 수 있음을 알 수 있다.

Ohtake and Saito(1998)와 大竹(2005)는 1980년대에 나타난 일본의 불평등의 증가 중에서 그 절반은 인구의 고령화 효과로, 1/3은 출생 코호트(cohort) 효과로 설명되는 것으로 추정하였다. 특히 코호트 효과의 추정 결과에 따르면 최근 세대로 올수록 소비로 측정된 불평등이 높아진 반면 소득 불평등은 그렇지 않았다는 점에 주목하고, 거기에 세대 간 부의 이전이 영향을 미친 것으로 보았다. 즉 젊은 세대는 그 이전 세대와 비교하여 부모로부터 부의 이전에 따른 격차가 더 커졌고, 그것이 소득의 격차로 포착되지 않지만 세대 내의 소비 불평등의 확대로 나타난 것으로 보았다. Chen, Huang, and Li(2018)는 중국을 대상으로 1989-2011년에 인구 고령화가 소득과 소비의 불평등을 높인 것으로 추정하였다. 그들은 특히 금융의 발전이 소비의 불평등을 낮추는데 기여한 점에 주목하였다. 일반인들이 금융에 대한 접근이 용이해지면서 변동성이 큰 소득을 평탄화(smoothing) 함으로써 소비의 불평등을 낮출 수 있었기 때문이었다.

한국에 관해서도 고령화가 불평등에 미친 영향에 주목한 연구들이 다수 이루어졌다. 예컨대 성명재·박기백(2009)은 연령별 인구구조의 변화가 소득분배에 미친 영향이 1982-94년에는 거의 보이지 않았지만, 1994-2008년에는 전체 불평등 확대의 14.9%를 설명하는 것으로 추정하였다. 다만 그들이 관찰한 연령별 불평등에는 출생 코호트 효과 등이 분리되지 않았다. 윤종인(2018)은 소득분배의 연령 효과와 함께 코호트 효과에 초점을 맞추었지만, 거기에 영향을 미친 조사연도의 차이가 고려되지 않았다. 홍석철·전한경(2013)은 1990~2010년에 인구 고령화가 가구소득 불평등 증가의 1/4을 설명하는 것으로 추정하였다. 연령이 소득불평등에 미치는 한계 효과가 시간이 지남에 따라 증가해왔으며, 향후 소득 불평등이 더욱 심화될 수 있다고 전망하였다. 불평등 심화의 주요 원인으로서 고령층의 낮은 취업비중에 주목하였다. 그들은 연령의 불평등 효과에 초점을 맞추고 코호트와 조사연도의 고정효과를 통제하는 방식으로 접근하였다.

이에 대해 Kang and Rudolf(2016)는 Deaton and Paxson(1994)의 방법으로

1982-2011년의 소득 및 소비 불평등을 연령, 조사연도, 코호트의 각 효과로 분해하였고, 소득과 소비의 코호트 효과가 상당히 다르게 나타났다는 점에 주목하였다. 즉 소득 불평등은 최근 세대로 올수록 정체가거나 다소 증가하는 추세를 보인 반면, 소비 불평등은 감소해 왔다는 것이다. 그리고 이러한 상반된 경향은 외환위기 이후 소득재분배가 확대되었고 중하층의 금융시장 접근이 더 용이해진 탓으로 보았다. 손민규·황설웅(2023)도 유사한 방법으로 1990-2016, 2019-2021년을 대상으로 연령, 조사연도, 코호트의 각 효과를 추정하였고, 전체 불평등도 증가의 30% 가량이 연령 효과로 설명되는 것으로 보았다. 다만 그들이 추정한 처분가능소득 기준의 코호트 효과를 보면 연령 효과에 비해 변동폭도 크지 않고 증가 또는 하락 추세를 보이지 않았다.

이상의 연구는 모두 통계청의 가계동향조사를 이용하였지만, 정준호·전병유·장지연(2021)은 고용노동부의 임금구조기본조사(1988-2018년)의 임금통계를 이용하였고, 연령, 조사연도, 코호트의 각 효과를 분해하는 방법도 후술하는 Chauvel(2013)의 APC_D 모형으로 접근하였다. 여기서 구해진 임금 불평등의 코호트 효과를 보면 1934-38년 출생 세대에서 1959-63년 출생 세대까지는 불평등이 감소한 다음 최근 세대로 올수록 불평등이 높아지는 U자형의 양상을 보였다. 이것은 전술한 연구에서 검출된 코호트 효과와 상당히 다른 모습이라 할 수 있다.

이상의 연구사에 비추어 여기서는 다음의 세 가지 점에 초점을 맞추고자 한다. 첫째, 고령화의 불평등 효과가 소득과 소비에서 어떻게 다르게 나타나는지를 살펴본다. 소득이 생활수준의 불평등을 보여주는 지표로서 널리 이용되어 왔지만, 이론적으로는 소비가 소득보다 더 나은 지표가 될 수 있다. 소득은 특정 시점에서 측정한 것이지만, 그것이 계속 이어진다는 보장이 없고 피조사자의 생애주기의 어느 시점에서 관찰되었는가에 따라 편차가 크다. 이상적으로는 생애소득을 비교하는 것이 바람직하지만 자료상 제약으로 불가능하다. 이에 대해 소비는 소득 통계가 잘 포착하지 못하는 것까지 반영할 수 있다. 예컨대 부모로부터 부의 이전을 기대하고 있는 가구와 그렇지 못한 가구 간에는 소비행태에 차이가 날 수 있다. 그리고 자산가격의 변동에 따른 자본이득(capital gain)은 소득 통계에서는 잘 드러나지 않지만 소비 통계에는 반영되어 있을 수 있다.

둘째, 연령에 따라 불평등이 어떻게 변하는지를 볼 때 이것과 밀접하게 관련된 출생 코호트 효과와 조사연도 효과를 함께 고려한다. 연령 효과(age effect)란 연령에 따른 신체적 변화와 사회적 역할이나 지위의 변동이 불평등에 미친 영향을 포착한다. 코호트 효과(cohort effect)는 출생한 연도가 같은 그룹들 사이에 불평등의 차이가 있

는지를 본다. 조사연도 효과(period or survey year effect)는 경기의 확장과 수축, 전쟁이나 코로나 19 감염병과 같은 역사적 사건이 모든 연령이나 코호트 그룹에 동시에 미치는 불평등 효과를 측정한다. 그런데 이들 시간 관련 세 변수 사이에는 선형 의존 관계(즉 $A=P-C$)¹⁾가 있기 때문에 각 효과를 분리해 내는 것이 쉽지 않다. APC의 각 효과를 추정하는 방법은 후술한다.

셋째, APC를 측정하는 방법을 확장하여 APC의 각 효과를 통제하였을 경우 주요 거시경제 변수들이 불평등에 어떻게 영향을 미쳤는지를 보이게 하겠다. 구체적으로 경제성장률이나 실업 및 고용률 또는 개방도와 같은 거시경제 변수, 나아가 금융에 대한 접근성이나 사회보장 제도를 통한 소득재분배 확대가 불평등에 미친 영향을 살펴보고 그것이 연령에 따라 어떻게 달라지는지를 보고자 한다.

이하 이 글은 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ절에서는 사용된 자료와 방법을 설명하고, 제Ⅲ절과 제Ⅵ절은 각각 위의 둘째와 셋째 과제를 다룬다. 제Ⅴ절은 이 글을 마무리한다.

Ⅱ. 자료와 방법

1. 자 료

여기서는 통계청 가계동향조사의 마이크로 데이터 연간 자료(1990-2022년)를 이용한다. 그런데 2017년 이후는 소득과 지출을 분리하고, 지출의 연간 데이터를 제공하지만, 소득은 분기 데이터만을 제공한다. 연간 소득을 발표할 경우 가계금융복지조사와 비교하여 괴리가 커지면 논란이 될 것을 우려했기 때문이다. 2019년 이후는 소득과 지출이 같은 표본에서 조사된 것이므로 두 데이터에서 동일 가구를 매칭하는 것이 어느 정도 가능하며, 여기서는 그렇게 매칭된 가구의 분기별 소득의 평균을 그 가구의 연간 소득으로 간주하는 방법으로 두 데이터의 정보를 통합하였다.²⁾ 2017-18년은

1) 이하에서 연령, 조사연도, 코호트를 각각 A, P, C로 줄여 표현하기도 한다.

2) 분기별 소득 데이터와 연간 지출 데이터에서 동일 가구를 식별하는 방법은 가구주 및 가구원의 성, 학력, 가구주와의 관계, 산업, 주택 정보(규모, 주거형태, 보증금, 월세 및 월세 평가액)와 같이 잘 변하지 않을 것으로 생각되는 변수들이 모두 동일한가의 여부로 매칭하였다. 그럼에도 식별되지 않아 복수의 가구가 나온 경우는 가구주의 연령 기준을 추가하였다. 그런데 이들 식별 변수가 분기에 따라 달라질(예컨대 연중에 다른 산업으로 이직하거나 월세가 오름) 경우 동일 가구임에도 불구하고 일부의 분기 자료가 매칭되지 않을 수 있다. 그 경우 해당 가구의 분기별

마찬가지 방법으로 분기별 소득 데이터에서 동일 가구를 식별하여 연간 소득을 구하였지만, 소득과 지출이 각각 다른 표본에서 조사된 것이므로 두 데이터를 통합하지는 못했다.

〈표 1〉의 패널 A는 가계동향조사와 같은 반복 횡단 데이터(repeated cross-sectional sample survey)의 경우 조사연도를 열로, 연령을 행으로 나타낸 것이다. 각 셀은 각 조사연도에 조사된 연령 그룹을 보여준다. 이로부터 동일한 해에 출생한 그룹(즉 코호트)은 대각선으로 표시된다. 예컨대 1940년생은 1990년 조사에서는 50세였는데, 1991년 조사에서는 51세로, … 2000년 조사에서는 60세가 된다. 이 자료는 동일한 가구를 매년 추적한 종단 조사(longitudinal survey)가 아니어서 조사 가구가 매년 바뀌지만, 출생연도가 동일한 코호트를 이 방식으로 추적할 수 있다. 종단 조사의 경우 동일 가구를 계속 관찰한다는 장점이 있지만, 시간이 지나면서 그 데이터가 전체인구를 대표하지 못하는 문제를 안고 있다. 이 점에서 반복 횡단 데이터는 대표성을 유지한다는 장점을 가진다(Deaton 1997).

〈표 1〉 반복 횡단 데이터의 연령, 조사연도, 출생 코호트

(A) 조사연도*연령 표

조사연도(1990-2022)

연령 (25-75세)	동			동		
		일			일	
			출			출
	동			생		
		일			코	
			출			호
				생		
	동				코	
		일				호
	동		출			
		일		생		
			출		코	
				생		호

(B) 조사연도*출생코호트 표

조사연도(1990-2022)

출생 코호트 (1930-1995년)						
	동	일	출	생		
	동	일	출	생	코	호
	동	일	출	생	코	호
				동	일	출

평균소득이 연간 자료와 괴리될 수 있다. 지출 데이터는 소득액이 없는 대신에 100만 원 단위로 8개의 소득구간 코드를 제공하는데, 위의 방법으로 구한 소득액이 이 소득구간을 벗어나는지를 체크해 볼 수 있다. 전체 가구의 8.4%가 그러한데, 그 경우는 연간 소득을 해당 소득구간의 중앙값으로 대체하였다.

〈표 1〉의 패널 (A)를 재편하여 조사연도는 열로 그대로 두지만, 행은 연령 대신에 출생 코호트로 바꾸면 패널 (B)와 같이 된다. 그러면 중간에 있는 코호트는 1990-2022년(33개 조사연도)의 셀이 모두 관찰되지만, 앞 또는 최근의 출생 코호트로 갈수록 관찰된 셀 수가 줄어드는 사다리꼴 모양이 된다. 그리고 출생 코호트가 앞설수록 연령이 높은 시기가 주로 관찰되고, 최근에 출생한 코호트로 올수록 반대로 연령이 낮은 시기가 주로 관찰되는 편향을 가진다. 그로 인해 양끝으로 갈수록 관찰된 데이터 수도 줄어든다. 그 사이의 코호트는 그러한 편향이 상대적으로 작다. 여기서는 1990-2022년에 걸쳐 조사되었고 가구주의 출생 코호트가 1930-95년이고 연령이 25-75세인 가구를 분석 대상으로 한다. 이 조건에 맞는 데이터가 있는 그룹(〈표 1〉의 셀) 수는 1560개가 된다.

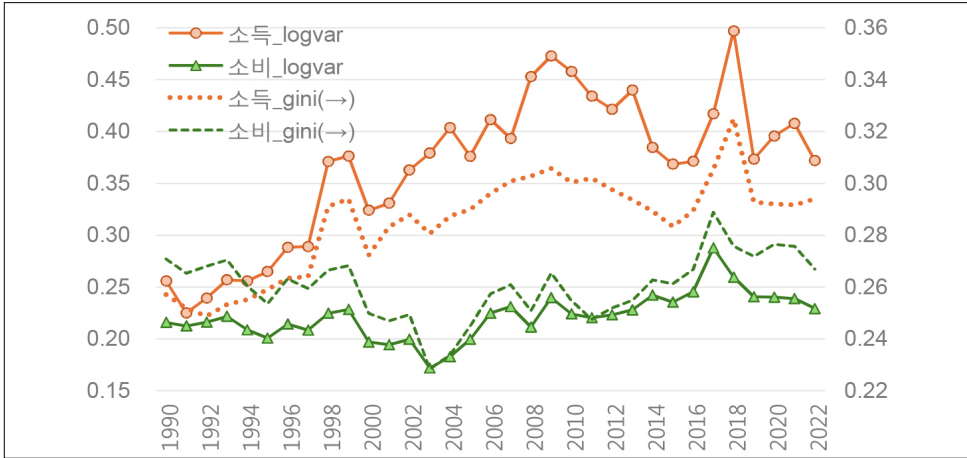
여기서 사용된 불평등 지표는 매년 출생연도가 동일한 코호트를 대상으로 소득 또는 소비의 대수분산(log variance)으로 구했다.³⁾ Deaton and Paxson(1994)를 비롯한 기존연구에서 대수분산을 불평등 지표로 널리 이용해 왔다는 점을 고려하였다. 여기서 이용한 소득은 가구의 처분가능소득이며, 근로소득, 사업소득, 재산소득에 공적 및 사적 이전소득을 더하고, 조세와 사회보장 부담금 및 사적 이전 지출을 뺀 것으로 정의하였다. 소비지출은 가계동향조사에서 파악된 가구의 재화 및 서비스(주거비 포함)의 구입에 지출된 금액의 합계이며 비소비지출은 포함하지 않는다. 가구 규모의 차이를 감안하기 위해 가구별로 위 처분가능소득 또는 소비지출의 합계를 가구원수의 제곱근으로 나눈 균등화 지표를 이용하였다. 가계동향조사는 2002년까지는 도시에 거주하는 2인 이상 가구를 조사였지만, 2003년부터 조사범위가 비 도시 지역으로, 2006년 이후에는 다시 1인 가구를 포함하도록 확대되었다. 전체 시기에 걸쳐 일관성을 유지하기 위해 여기서는 분석대상을 도시 2인 이상 가구로 한정하였다.

먼저 소득과 소비의 불평등 수준과 추이가 어떻게 다른지 간단히 언급해 두기로 한다. 〈그림 1〉은 균등화된 소득과 소비의 불평등도 추이를 보인 것이다. 불평등 지표로서 대수분산과 지니계수를 함께 제시하여 비교할 수 있도록 하였다. 두 지표에 눈금의 차이가 있음을 감안하면 일부 연도에서 괴리가 나타났지만 대체로 유사한 추이를 보였다. 통계청은 가계동향조사에 의거한 불평등 지수를 2016년까지 제시하고 있으며, 그 이전과 2017-18년 사이, 그리고 다시 2019-22년 사이에는 표본의 개편으로

3) 출생연도가 동일한 코호트의 표본 수가 적은 경우 그로부터 구한 대수분산이 실태를 반영하지 못할 가능성이 있다. 여기서는 표본 수가 10개 미만인 코호트는 분석에서 제외하였다.

인한 단절이 있다. 특히 2017-18년에 불평등도가 추세를 벗어나 돌출해 있는 것이 눈에 띈다. 소득을 보다 정확히 파악하고 있는 가계금융복지조사에서는 그러한 돌출이 나타나지 않은 점에 비추어 보면 2017-18년의 불평등도 급상승은 과장되었을 가능성이 크다.⁴⁾

〈그림 1〉 소득과 소비의 불평등도(대수분산 vs. 지니계수) 비교



주: 1) 대수분산(logvar)은 왼쪽 눈금, 지니계수는 오른쪽 눈금이다. 여기서 소득이란 처분가능소득을 말한다.

2) 통계청은 가계동향조사에 의거한 불평등 지수를 2016까지 발표하고 그후는 중단하였다. 2017-18년과 2019년 이후에도 표본의 개편으로 인한 단절이 있다.

자료: 통계청 가계동향조사(마이크로 데이터).

이러한 점에 유의하면서 보면, 소비 불평등 수준이 소득 불평등에 비해 상당히 낮았다. 고소득층일수록 한계 소비성향이 낮아지는 경향이 있고, 소득의 변동성이 클 경우에도 저축을 하거나 부채를 내어 소비를 평탄화할 수 있기 때문이다. 뿐만 아니라 불평등도의 추이에서도 상당한 차이가 나타났다. 외환위기 때 소득의 불평등은 급등하였지만, 소비에서는 그러한 현상이 나타나지 않았다. 2010년대에도 소득 불평등이 감소로 돌아섰지만, 소비 불평등은 완만하게 증가하여 상반된 추이를 보이기도 하였다.

4) 가계동향조사는 2017년부터 지출 조사 중심으로 재편되고 소득 조사는 2017년을 끝으로 중단될 예정이었지만, 문재인 정부가 시의성 있는 정책 효과의 확인을 위해 이 분기별 소득 조사를 부활시켰다. 이때 표본을 보강하면서 노인 또는 1인 가구의 비중이 높아진 실태를 반영했는데, 그 결과 문 정부의 기대와는 거꾸로 2018년의 불평등이 급상승한 것으로 나왔다. 이 통계를 둘러싸고 통계청장이 경질되고, 나중에 통계조작의 논란에 휩싸이게 되었다.

2. 방 법

불평등 지표를 종속변수로 놓고 연령(A), 조사연도(P), 코호트(C)를 설명변수로 하는 선형 모델은 추정되지 않는다. 설명변수 사이에 선형 의존 관계($P=A+C$)가 성립하므로 추정식을 만족하는 해가 무수히 존재하기 때문이다. 이를 APC의 식별(identification) 문제라고 하며 이를 해결하기 위한 여러 가지 방법이 시도되어왔다. 첫째, 생각할 수 있는 방법은 APC 모형에서 선형관계가 성립하지 않도록 하는 제약을 가하는 것이다. 예컨대 A, P, C에 임의로 구간(intervals)을 설정하고 같은 구간은 동일한 값(예컨대 구간 평균)을 공유한다고 가정하면 추정 결과를 얻을 수 있다. 다만 구간 설정을 바꾸면 추정 결과도 달라질 수 있으므로 이것으로 문제가 해결된 것은 아니다.

둘째, 제약조건을 명시적으로 밝히고 추정 결과를 해석할 때 그 점을 감안하는 것이 더 나은 대안일 수 있다. Deaton and Paxson(1994)이나 Deaton(1997)은 APC의 각 효과를 분해할 때 각 조사연도(P)의 추정된 계수의 합이 0이 되도록 제약조건을 부과하여⁵⁾ 조사연도 효과는 추세(trend)가 없이 매년의 변동성(fluctuations)만을 포착하였다. 만약 조사연도 효과에 원래 추세가 있었다면 그것은 연령 효과나 코호트 효과의 추세 속에 반영되어 나타나게 된다.

셋째, 혼합(mixed) 또는 다층(multilevel) 모형으로 APC의 각 효과를 추정하는 방법이다. Yang and Land(2013)는 가계조사와 같은 반복 횡단 자료에서 연령(A)을 포함한 개인 수준에서 관찰된 변수들과 종속변수와의 관계는 통상의 OLS와 같이 고정효과(fixed effect) 모형으로 접근하지만, 조사연도(P) 또는 코호트(C)와 종속변수와의 관계는 확률효과(random effect) 모형으로 접근할 것을 제안하였다. 그들은 개인의 속성(A)을 level 1로 놓고, 그를 둘러싼 맥락(context)에 해당하는 P와 C를 level 2로 놓은 위계적(hierarchical) 모형으로 접근하면 APC 문제가 해소될 것으로 보았다. 이 방법으로 접근하면 제약조건을 추가하지 않고서도 추정 결과가 나오며, 다양한 분야에서 이용되고 있다. 그렇지만 여기에서도 APC 중에 어느 것을 고정효과

5) 불평등 지수를 종속변수로 하고 설명변수인 APC를 카테고리 변수로 하는 모형을 추정하면 각 설명변수에서 다중공선성을 피하기 위해 하나의 카테고리가 생략되고, 다시 이들 간의 선형관계($P=A+C$)가 있으므로 마지막 변수에는 카테고리가 하나 더 추가로 생략되는 형태로 추정결과를 얻을 수 있다. 그렇지만 APC의 순서를 바꾸어 추정하면 결과가 달라지므로 이를 통해 APC의 각 효과를 분해했다고 하기 어렵다. 제약조건이 추가로 필요한 것은 그 때문이다.

또는 확률효과로 놓느냐가 문제가 될 수 있으며, 그에 따라 추정 결과가 달라질 수 있다(O'Brien, 2017).

다른 발상으로 접근하려는 시도들도 이루어지고 있다. 넷째, APC_D(detrended)의 방법인데(Chauvel, 2013; Chauvel and Schröder, 2014), 그것은 APC의 선형 효과(linear effects)를 분리하기 어렵다면 이를 제거(즉 detrended)하고 남은 비선형 효과에 초점을 맞추고자 하는 것이다. 다섯째, APC_I(interaction)의 방법도 제안되고 있는데 코호트(C) 효과를 종래와 다른 방식으로 정의한다. 즉 C 효과는 불변한 것이 아니며 연령(A)이나 시기(P)에 따라서도 달라질 수 있다는 점에 주목하여 양자(A와 P)의 교차항으로 추정할 수 있다고 본다(Luo and Hodges, 2022). 즉 C 효과를 A*P의 교차항으로 대체함으로써 APC의 식별 문제를 회피하고자 한 것이다. 다만 이렇게 추정된 결과는 종래 추정하고자 하였던 C 효과와는 다르다는 점에 유의할 필요가 있다.

이상과 같이 APC의 각 효과를 추정하기 위해 여러 가지 방법이 시도되고 있지만, 각각 장단점이 있고 논쟁적이다. 여기서는 셋째의 혼합(또는 다층) 모형을 이용하여 APC의 각 효과를 추정하기로 한다. 그런데 혼합 모형을 적용한 기존연구를 보면 확률효과로 설정된 변수들은 모두 추세가 제거된 것으로 나온다(Fosse and Winship, 2019). 그것은 Luo and Hodges(2020)에 따르면 APC 중 하나를 확률효과로 설정한 경우 그 절편과 선형 구성요소(linear component)가 0이 된다는 제약조건이 암묵적인 형태로 부과되기 때문이다. 이것은 혼합 모형으로 APC의 각 효과가 추정된 것은 전술한 식별 문제가 해결되었기 때문이 아니라 사실은 제약조건이 추가되었기 때문임을 알 수 있다.

여기서는 혼합 모형으로 접근하되 Yang and Land(2013)와는 달리 A와 C를 고정 효과로, P를 확률효과로 설정하고자 한다. 코호트(C)는 출생연도가 같은 개인들이 공유하게 되는 유사한 경험을 포착한 것이므로 개인 속성에 가까운 변수로 볼 수 있다. 그리고 조사연도(P)를 확률효과로 설정할 경우 P에 관해서는 선형 추세가 없다는 제약조건을 부과한 것과 마찬가지로 된다. 이것은 P의 계수 값의 합이 0이라는 제약조건을 부과한 전술한 Deaton and Paxson(1994)이나 Deaton(1997)의 방식과 다르지 않다. 이렇게 접근할 경우 만약 P에 어떤 추세가 있다면 그것을 드러내기는 어렵지만, 그 추세로부터의 편차(deviations)인 변동성을 포착하는 데에는 문제가 없다(O'Brien, 2017). 그리고 혼합 모형으로 접근할 경우 성이나 학력과 같은 개인 속성을 통제하여 APC가 불평등에 미친 각 효과를 추정할 수 있으며, 후술하듯이 이 모형

을 확장하여 거시경제 변수가 불평등에 미친 효과를 추정할 수 있다는 장점이 있다.

여기에서 다음과 같은 추정식으로 접근하고자 한다. 식 (1)과 (2)는 각각 Level 1 (고정효과) 모형과 Level 2 (확률효과) 모형을 보인 것이고, 양자를 결합한 식 (3)이 여기에서 이용된 추정식이 된다.

Level 1 (고정효과) 모형:

$$I_{ijt} = \beta_{0jt} + \beta_1 Age_{ijt} + \beta_2 Age_{ijt}^2 + \sum_{k=3}^K \beta_k X_{ijt} + \sum_{j=2}^J \delta_j Cohort_{ij} + e_{ijt}$$

with $e_{ijt} \sim (0, \sigma^2)$ (1)

Level 2 (확률효과) 모형:

$$\beta_{0jt} = \gamma_0 + v_{0t} \quad \text{with } v_{0t} \sim (0, \tau_v)$$

(2)

양자를 결합한 모형:

$$I_{ijt} = \gamma_0 + \beta_1 Age_{ijt} + \beta_2 Age_{ijt}^2 + \sum_{k=3}^K \beta_k X_{ijt} + \sum_{j=2}^J \delta_j Cohort_{ij} + v_{0t} + e_{ijt} \quad (3)$$

여기서 j 는 코호트, t 는 조사연도를 각각 나타내고, i 는 조사된 가구를 가리킨다. 종속변수인 불평등 지표 I_{ijt} 는 코호트가 j 이고 조사연도가 t 인 그룹별로 각 가구의 균등화 처분가능소득(또는 균등화 소비지출)으로 구한 대수분산(log variances)을 말한다. 그룹 내 각 가구가 동일한 대수분산을 공유하므로 I_{ijt} 는 I_{jt} 가 된다. 그리고 Level 1의 고정효과 모형에서 β_{0jt} 는 코호트가 j 이고 조사연도가 t 인 그룹별로 달라지는 절편이며, 해당 그룹의 평균 불평등도를 뜻한다.⁶⁾ 연령과 함께 연령 제곱을 포함하였는데, 그 계수인 β_1 과 β_2 로 연령 효과를 파악할 수 있도록 하였다. 그 외에 통제변수로서 가구주의 성별, 수학연수, 직종 등을 X 로 포함하였다. 여기서 k 는 이들 변수를 가리킨다. 그리고 코호트는 카테고리 변수로서 Level 1의 고정효과 모형에 포함하였는데, 다중공선성의 문제를 피하기 위해 *Cohort* 중에서 한 카테고리가 생략되

6) 이러한 해석이 가능하기 위해서는 모형에서 사용된 연속변수(연령과 수학연수 등)의 경우 각 변수에서 그 평균을 빼는 방법으로 centering을 하였다. 그러면 각 변수의 평균이 0이 되므로 모델의 절편이 종속변수의 평균값이 된다.

었다. 마지막으로 e_{ijt} 는 오차항을 뜻한다.

Level 2의 식 (2)는 식 (1)의 절편인 β_{0jt} 을 통해서 불평등도에 영향을 미치는 것으로 설정되어 있다. 거기에서 γ_0 는 전체 모형의 평균 불평등도를 뜻한다. 여기에 들어 있는 조사연도(v_{0t})의 경우 평균이 0이고 분산이 τ_v 으로 가정되어 있다. 즉 조사연도가 달라지면 Level 1 모형의 절편이 random하게 바뀌지만, 설명변수들의 기울기에는 영향을 주지 않는 것으로 설정되었다. 그 점에서 이를 random intercepts model이라고 부른다. Level 1, 2의 두 모형을 결합하면 식 (3)이 된다. 여기서 β_1 과 β_2 가 연령 효과, δ_j 가 코호트 효과를, v_{0t} 가 조사연도 효과를 각각 포착하는 것이 된다.

여기서 한 가지 유의할 것은 종속변수인 I_{ijt} 가 코호트가 j , 조사연도가 t 인 그룹의 불평등도를 측정한 것이므로 해당 그룹의 모든 가구는 동일한 하나의 대수분산 값을 갖는다. 그 경우 종속변수인 그룹 내 가구 간 불평등도의 변이(variations)가 없으므로 식 (1)이나 식 (2)가 추정되지 않는다. 그렇지만 두 식을 결합한 식 (3)은 코호트(j)와 조사연도(t)가 다르면 각 그룹 간에 불평등도가 달라지며, 식 (1)과는 달리 종속변수가 이 그룹 간 불평등도의 변이를 포함하고 있으므로 식 (3)의 추정이 가능해진다.

이에 대해 코호트가 j , 조사연도가 t 인 그룹별 불평등도를 해당 그룹의 모든 가구(i)가 공유하기보다는 각 가구가 해당 그룹의 불평등도에 기여한 정도를 감안하여 가구별로 불평등도를 달리 부여할 수 있다.⁷⁾ 그 경우 식 (1)~(3)의 추정이 가능해진다. 여기에서는 가구별로 다른 I_{ijt} 를 종속변수로 이용한다. 다만 종속변수를 I_{jt} 와 I_{ijt} 의 어느 쪽으로 하더라도 추정 결과가 크게 달라지지는 않았다.⁸⁾

7) 예컨대 코호트가 1950년이고 조사연도가 2000년인 그룹에 132 가구가 있으며, 그들의 평균 대수(log) 소득은 14.4이고, 대수분산은 0.198이다. 만약 소득이 상대적으로 높은 가구(15.1)의 경우 자신을 제외한 나머지로 대수분산을 구하면 0.193이 되며 평균 대수분산과의 차이인 0.005(=0.198-0.193) 만큼 해당 가구가 대수분산을 평균보다 높이는 데 기여한 것으로 볼 수 있다. 반대로 평균소득에 가까운 가구(14.6)의 경우 자신을 제외한 나머지로 대수분산을 구하면 0.200이 되며 평균 대수분산과의 차이인 -0.002(=0.198-0.200) 만큼 해당 가구가 대수분산을 평균보다 낮추는 데 기여했다고 볼 수 있다. 각 가구의 기여도를 모두 합치면 서로 상쇄되어 0이 되며, 거기에 평균 대수분산을 더한 것을 각 가구의 대수분산으로 볼 수 있다. 그 경우 그들의 평균이 해당 그룹의 대수분산(즉 0.198)이 된다. 이 방식으로 각 그룹에 속하는 가구가 소득 분포의 어디에 위치하는지를 반영하여 가구별로 다른 대수분산을 부여하였다. 소비에 대해서도 마찬가지다.

8) 결과를 제시하지 않지만, 종속변수를 I_{jt} 와 I_{ijt} 의 어느 쪽으로 하더라도 추정 결과가 크게 달라

III. 연령, 조사연도, 코호트가 불평등에 미친 효과

소득 불평등을 종속변수로 하는 식 (3)을 추정한 결과가 <표 2>의 모형 2로 제시되었다. 이때 인적 속성 변수가 불평등에 미친 영향이 연령에 따라 어떻게 변하는지를 보기 위해 추정식에 연령과의 교차항을 포함하였다. 그리고 비교를 위해 거기에서 고정효과와 확률효과로 들어가 있는 코호트와 조사연도의 두 변수를 제외한 것을 모형 1로 제시하였다. 모형 1은 고정효과 변수로만 구성되어 있으며 통상의 OLS로 추정할 수 있다. 이에 대해 모형 2의 혼합 모형은 SAS의 PROC MIXED을 적용한 제한된 최대 우도 추정(Restricted Maximum Likelihood Estimation)의 방법으로 구한 것이다. 먼저 <표 2>의 아래에 있는 모형의 적합도를 보면 모형 1의 조정된 R^2 가 0.358로 나왔지만, 모형 2에서는 R^2 가 제공되지 않는다. 그 대신에 AIC(Akaike information criterion)를 제시하였는데, 모형이 이용된 데이터와 얼마나 적합한지를 보여준다. 그에 따르면 모형 1보다 코호트와 조사연도를 추가한 모형 2의 적합도가 크게 개선된 것으로 나왔다.⁹⁾ 그리고 혼합 모형의 경우는 분산이 어떻게 구성되어 있는지를 보여준다. 그에 따르면 소득 불평등 분산의 대부분은 가구주 개인의 특성 차이로 설명되며, 조사연도의 차이로 설명되는 것은 크지 않았다. 다만 조사연도의 분산(0.002)은 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나왔다.

모형 2에서 연령이 소득 불평등에 미친 효과를 보면 가구주 연령뿐만 아니라 연령 제곱의 계수도 통계적으로 유의한 플러스(+) 값을 가진 것으로 나와 연령이 상승하면 불평등이 더욱 빠르게 높아지는 연령 효과가 확인되었다. 만약 전술한 캐나다의 사례(Prus, 2000)처럼 은퇴 후에는 연금소득에 의존한 자들이 다수가 되면 은퇴 전보다 불평등이 감소할 수 있고, 그 경우 연령 제곱 계수가 적절한 마이너스(-) 값이 되어

지지 않았다. 다만 종속변수를 I_{jt} 로 할 경우 설명변수도 그에 대응하여 코호트가 j , 조사연도가 t 인 그룹의 평균(예컨대 X_{ijt} 가 아니라 X_{jt})으로 바꾸어 추정하기도 한다(예컨대 홍석철·전한경, 2013). 그 경우에는 추정 결과가 적지 않게 달라지는데, 개별 가구의 정보를 그룹별 평균으로 바꾸는 과정에서 정보의 손실이 생기기 때문이다.

9) $AIC = 2k - 2(LL)$ 로 정의되는데, k 는 파라미터의 수를, LL 은 로그 최대 우도(log maximum likelihood)를 각각 나타낸다. 파라미터의 수가 적거나 로그 최대 우도가 더 클수록 AIC가 더 작아지고, 모형의 적합도가 더 높아진다. <표 2>에서 모형 1의 AIC(-210, 263)보다 모형 2의 AIC(-269, 930)가 더 작아졌으므로 코호트와 조사연도를 포함한 모형이 데이터를 더 잘 설명하는 것을 알 수 있다. 표에 제시하지 않았지만, 연령과의 교차항을 넣을 때의 AIC가 그렇지 않았을 때의 AIC보다 더 작아서 교차항을 넣는 것이 모형 적합도를 더 높인 것으로 나왔다.

연령 효과가 은퇴 연령 이후 하락할 것으로 기대할 수 있다. 한국의 경우 반대로 나온 것은 은퇴 후 연금이 없거나 미미한 수준의 연금밖에 수령하지 못하는 자들이 많아 그들 내부의 불평등이 오히려 더 커졌음을 시사한다.

〈표 2〉 소득 불평등의 추정 결과: 1990-2022

〈고정 효과〉	파라미터	모형 1			모형 2		
		계수	표준오차	t 값	계수	표준오차	t 값
가구주 연령	β_1	0.0763***	0.0004	192.7	0.0788***	0.0082	9.7
가구주 연령 제곱	β_2	0.02***	0.0002	98.9	0.0191***	0.0002	102.3
가구주 성(여)	β_3	0.0007***	0.0007	0.9	0.0007	0.0006	1.2
수학연수	β_4	0.0010***	0.0001	11.6	0.0002**	0.0001	2.2
직종(임시일용)	β_5	0.0051***	0.0009	5.4	-0.0021**	0.0008	-2.6
직종(자영업자)	β_6	0.0016***	0.0006	2.5	0.0011*	0.0006	1.9
직종(무직)	β_7	0.0294***	0.0010	28.7	0.0196***	0.0009	21.6
연령*성(여)	β_8	-0.003***	0.0006	-4.8	0.0035***	0.0005	6.4
연령*수학연수	β_9	-0.002***	0.0001	-27.2	0.0001	0.0001	1.1
연령*임시일용	β_{10}	-0.0088***	0.0008	-10.8	-0.0008	0.0007	-1.2
연령*자영업자	β_{11}	-0.0017***	0.0006	-2.9	-0.0004	0.0005	-0.7
연령*무직	β_{12}	-0.0034***	0.0008	-4.5	-0.0036***	0.0007	-5.3
절편	γ_0	0.3082***	0.0005	659.5	0.3058***	0.0086	35.7
코호트	δ_j	No			Yes		
〈확률 효과〉							
조사연도	v_{0t}	No			Yes		
〈분산 구성〉		분산	표준오차	z 값	분산	표준오차	z 값
조사연도	τ_v				0.002***	0.0005	4.0
가구주 개인	σ^2	19.67***	0.056	350.9	15.386***	0.044	350.8
〈모형 적합도〉							
조정된 R ²		0.358					
AIC		-210,263			-269,930		

주: 1) 카테고리 변수인 성은 남자, 직종은 상용근로자가 각각 기준이다.
2) 코호트와 조사연도의 계수는 지면의 제약으로 〈그림 2〉로 제시하였다.
3) 파라미터는 식 (3)의 파라미터를 가리킨다.
4) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 유의 수준을 나타낸다.

가구주 특성의 차이가 미친 영향을 보면, 연령과 성(여성)과의 교차항이 통계적으로 유의한 플러스(+) 값으로 나와 여성 가구주가 남성 가구주에 비해 연령의 불평등

효과가 더 큰 것으로 나왔다. 이에 대해 연령과 학력(수학연수)의 교차항은 통계적으로 유의하지 않아 연령의 불평등 효과가 학력에 따라 달라지지 않은 것으로 나왔다. 직종은 상용근로자, 임시일용 근로자, 자영업자, 무직의 4 종류로 나누고 상용근로자를 기준으로 하였다. 직종의 경우 연령과 무직의 교차항이 통계적으로 유의한 마이너스(-) 값을 보였는데, 무직자는 상용근로자에 비해 연령에 따라 불평등이 높아지는 효과가 덜한 것을 알 수 있다. 모형 1의 경우 연령 및 연령 제곱의 계수 값이 모형 2와 유사한 것으로 나왔지만, 연령과의 교차항에서는 계수 값의 부호가 거꾸로 되어 있거나 통계적 유의성이 달라졌다. 즉 코호트와 조사연도의 포함 여부에 따라 계수 값의 추정 결과가 적지 않게 달라진다는 점에 유의할 필요가 있다.

〈표 2〉에서는 지면의 제약으로 코호트와 조사연도의 계수 값을 제시하지 않았지만, 〈그림 2〉의 그래프로 제시하였다. 먼저 패널 B의 조사연도의 불평등 효과를 보면 계수 값의 합이 0이 되어 추세가 없고(trendless) 매년의 변동성이 파악되었음을 알 수 있다. 그 양상을 보면 외환위기의 충격으로 소득 불평등이 급등하였다가 2010년대 이후에는 하락 추세로 돌아서 역 U자형의 양상을 보였다. 2018년의 돌출은 전술한 자료상의 문제일 가능성이 크다.

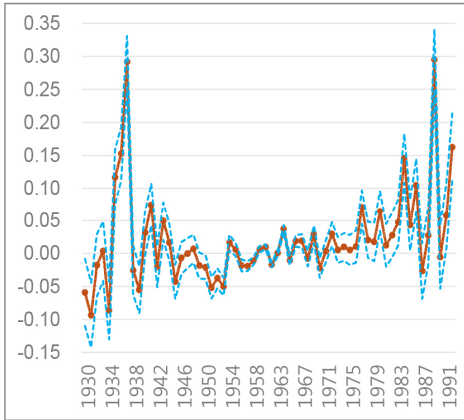
이에 대해 코호트의 불평등 효과(패널 A)를 보면 1930년대 후반에 출생한 코호트의 불평등도가 상대적으로 높았다가 하락하는 추세를 보였지만 최근의 코호트로 오면서 불평등이 점차 높아지는 U자형의 양상을 보이고 있다. 최근 코호트가 앞의 코호트보다 불평등이 높아지는 경향을 보였다는 점이 주목된다. 본고와 달리 임금 불평등에 초점을 맞추어 APC_D의 방법으로 접근한 정준호 외(2021)도 마찬가지로 U자형의 코호트 효과를 도출한 바 있다. 다만 유의할 것은 코호트의 경우 양쪽 끝으로 가면 〈표 1〉의 패널 B에서 보았듯이 데이터 수가 상대적으로 줄어들어 통계 오차가 커질 수 있다는 점이다. 예컨대 〈그림 2〉(패널 A)에서도 1930년대의 전반과 후반에 출생한 코호트의 불평등도 차이가 큰 것이나 최근에 출생한 코호트의 불평등도가 들쭉날쭉하여 변동성이 커진 데에는 데이터 수가 줄어들어 오차가 커진 것이 일부 영향을 미쳤을 가능성이 있다.

소비의 불평등에 대해서도 소득과 마찬가지로 방법으로 접근하였다. 〈표 3〉은 소비 불평등을 종속변수로 하는 식 (3)을 추정한 결과이며 〈표 2〉에 대응하는 것이다. 모형 적합도나 분산의 구성에 관해서는 〈표 2〉에서 지적한 것이 크게 달라지지 않았다. 그렇지만 코호트와 조사연도를 포함한 모형 4에서 연령의 계수를 보면 소득이 비해 계수 값이 크게 낮아졌고, 연령 제곱의 계수 값이 마이너스(-)로 나왔다. 소비에서도

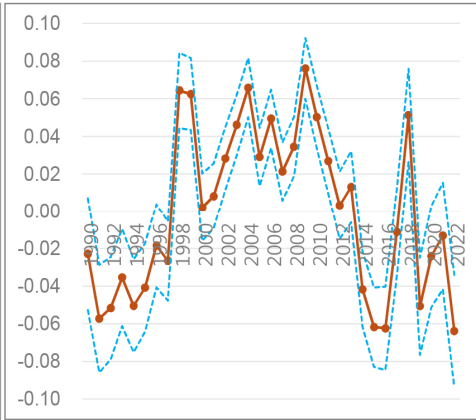
연령이 높아짐에 따라 불평등이 높아지는 연령 효과가 마찬가지로 관찰되었지만, 소득보다는 그 정도가 덜한 것을 알 수 있다.¹⁰⁾

〈그림 2〉 코호트와 조사연도의 소득 불평등 효과

(A) 코호트 효과



(B) 조사연도 효과



주: 상하의 점선은 추정치의 95% 신뢰구간을 나타낸다.

가구주의 특성과 연령과의 교차항에서도 계수의 부호와 통계적 유의성이 달라진 경우가 보인다. 소득에서는 여성 가구주의 연령과의 교차항이 통계적으로 유의한 플러스(+)였지만, 소비에서는 그렇지 않아 연령별 차이가 보이지 않았다. 이에 대해 학력(수학연수)과의 교차항이 통계적으로 유의한 플러스(+)로 나와 학력이 높을수록 연령의 불평등 효과가 더 컸다. 직종별로 보면 무직의 경우 소득과 다르지 않았지만, 자영업자의 경우 연령과의 교차항이 플러스(+)로 나와 기준인 상용근로자에 비해 연령이 높아지면 불평등이 커지는 효과가 더 큰 것으로 나왔다. 그리고 코호트와 조사연도를 포함하지 않은 모형 3의 경우 연령 제공의 계수가 (+)로 나와 모형 4의 부호와 달라졌고, 그 외의 다른 변수들의 계수도 부호가 다르거나 통계적 유의성이 달라진 경우가 많다. 소비에서도 코호트와 조사연도를 통제하지 않을 경우 연령 효과의 추정 결과가 상당히 달라진다는 점에 유의할 필요가 있다.

10) 다만 연령 제공 계수의 마이너스(-) 값이 통계적으로 유의하지만 크지 않아 은퇴 이후에도 연령 효과가 계속 증가한 것으로 나왔다.

〈표 3〉 소비 불평등의 추정 결과: 1990-2022

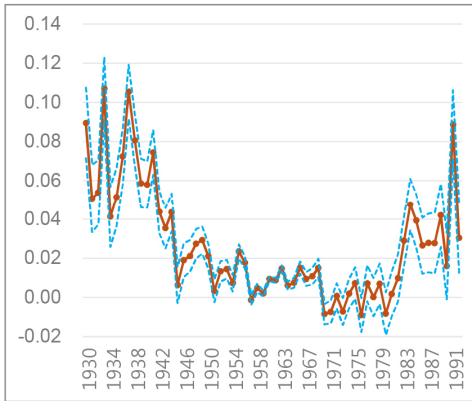
〈고정 효과〉	파라미터	모형 3			모형 4		
		계수	표준오차	t 값	계수	표준오차	t 값
가구주 연령	β_1	0.0285***	0.0001	210.8	0.0202***	0.0029	7.0
가구주 연령 제곱	β_2	0.0029***	0.0001	41.4	-0.0004***	0.0001	-5.7
가구주 성(여)	β_3	0.0007***	0.0002	3.1	0.0019***	0.0002	9.0
수학연수	β_4	-0.0004***	0.0000	-11.7	0.0000	0.0000	-0.6
직종(임시일용)	β_5	-0.0046***	0.0003	-14.2	-0.001***	0.0003	-3.7
직종(자영업자)	β_6	-0.0022***	0.0002	-10.4	-0.0005**	0.0002	-2.6
직종(무직)	β_7	0.0019***	0.0004	5.5	0.0019***	0.0003	6.3
연령*성(여)	β_8	-0.0011***	0.0002	-5.3	0.0001	0.0002	0.3
연령*수학연수	β_9	-0.0001***	0.0000	-3.8	0.0001***	0.0000	3.7
연령*임시일용	β_{10}	-0.0014***	0.0003	-5.1	-0.0003	0.0002	-1.1
연령*자영업자	β_{11}	-0.0005**	0.0002	-2.4	0.0011***	0.0002	6.4
연령*무직	β_{12}	-0.0021***	0.0003	-7.8	-0.0023***	0.0002	-10.4
절편	γ_0	0.1967***	0.0002	1232.5	0.1847***	0.0030	61.7
코호트	δ_j	No			Yes		
〈확률 효과〉							
조사연도	v_{0t}	No			Yes		
〈분산 구성〉		분산	표준오차	z 값	분산	표준오차	z 값
조사연도	τ_v				0.0003***	0.0001	4.0
가구주 개인	σ^2	2.249***	0.006	352.8	1.598***	0.005	352.7
〈모형 적합도〉							
조정된 R^2		0.363					
AIC		-747,048			-831,255		

주: 〈표 2〉와 동일.

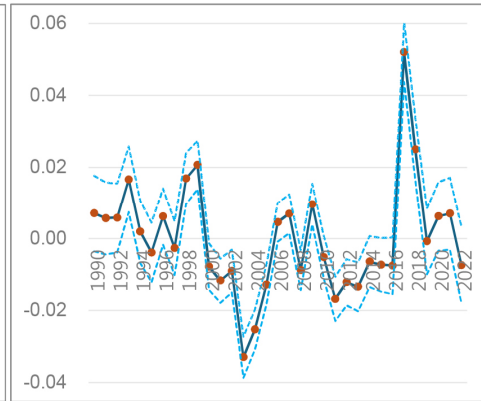
〈그림 3〉은 코호트와 조사연도의 소비 불평등 효과를 그래프로 보인 것이다. 패널 B의 조사연도의 경우 0을 중심으로 추세가 없이 변동성만이 포착되어 있다. 2017-18년에 돌출한 양상을 보인 것은 전술한 자료상의 문제 때문으로 생각된다. 소득의 경우(〈그림 2〉의 패널 B)와 비교하여 양상이 상당히 다를 수 있다. 이에 대해 패널 A의 코호트 간의 불평등을 비교해 보면 소득보다 U자형의 양상이 더욱 뚜렷하게 나타났다. 즉 1930년대 출생 코호트에서는 소비 불평등도가 높았던 것이 그 후의 코호트로 올수록 낮아지는 추세를 보였지만, 1970년대 출생 코호트를 바닥으로 하여 그 후 불평등이 확대되는 방향으로 역전이 일어났다.¹¹⁾

〈그림 3〉 코호트와 조사연도의 소비 불평등 효과

(A) 코호트 효과



(B) 조사연도 효과



주: 상하의 점선은 추정치의 95% 신뢰구간을 나타낸다.

소득은 응답자의 생애주기의 특정 시점에서 관찰된 것인데 비해 소비는 생애소득의 대리변수로서 간주할 수 있다. 1930년대 출생 코호트는 10대에 6.25전쟁을 겪었고, 사회에 진출하는 1950-60년대에는 높은 실업률에서 보이듯이 일자리를 찾기가 쉽지 않았다.¹²⁾ 이에 대해 1950년대 이후 출생 코호트는 1970년대 이후에 사회에 진출하여 고도 경제성장의 혜택을 온전히 누렸다고 할 수 있다. 이 시기는 높은 고용증가율이 장기간 지속되었고 사회의 저변에까지 경제성장의 효과가 두루 미치면서 불평등이 상대적으로 낮았다(김낙년, 2023). 그 사이의 과도기에 해당하는 1940년대 출생 코호트에서는 불평등의 빠른 하락이 나타났다고 생각된다.¹³⁾

이에 대해 1980년대 이후의 출생 코호트에서 소비 불평등이 상승으로 돌아선 것이 주목된다. 이들은 20-30대의 젊은 층으로 아직 사회진출의 초기임에도 불구하고 그들 내부의 불평등이 이전 세대보다 확대된 것이다. 거기에는 모형에서 고려되지 못한 변수로서 증여를 통한 세대 간 이전의 효과가 나타난 것이 아닐까 생각한다. 예컨대

11) Kang and Rudolf(2016)는 소비 불평등의 코호트 효과를 추정하여 하락 추세가 나타났음을 보였다. 다만 그들이 커버하는 코호트가 1932-72년으로 한정되어 그 후에 상승하는지 여부를 알 수 없다.

12) 통계청이 경제활동인구조사에서 실업률을 처음 조사한 1963년의 비농가 실업률은 16.3%로 높았고, 그후 점차 하락하였다. 그 이전의 1950년대의 실업률은 이보다 훨씬 높았다고 생각된다.

13) 1930년대 출생 코호트에서 최근 코호트로 오면서 크게 달라진 것으로서 교육의 보급이 획기적으로 늘어난 것을 들 수 있으며, 이것이 코호트 내의 격차를 줄이는데 크게 기여했을 것으로 생각된다. 다만 위의 코호트 효과의 추정에는 수학연수를 비롯한 인적 속성이 이미 통제되고 있다.

결혼하면서 부모로부터 주택이나 전세금을 증여받은 경우와 그렇지 못해 주택 구입을 위해 저축하거나 대출받은 원리금을 상환해야 하는 경우를 비교하면 전자보다는 후자의 소비지출이 크게 제약을 받게 된다. 증여를 통한 부의 세대 간 이전은 어느 시기에나 나타날 수 있지만, 한국의 경우 지난 20여년 간에 급속히 커졌다. 국세청의 증여세 징수 실적(과세자와 과세미달자의 합계)에 따르면 1995년에 이루어진 전체 증여재산 가액이 GDP의 0.8%였던 것이 빠르게 높아져 2021년에는 5.6%로 치솟았고, 증여받은 자(또는 건수)는 같은 기간에 19만 명에서 80만 건으로 늘어났다. 고도성장기를 거치면서 부를 축적한 부모 세대가 부의 일부를 자녀들에게 이전하는 경우가 빠르게 늘어났음을 알 수 있는데, 그것이 자녀 세대에서 불평등이 확대되는 결과를 초래한 것이라 생각한다.

IV. 주요 거시경제 변수의 불평등 효과

앞 절에서 APC가 불평등에 미친 효과를 추정하였는데, 여기서는 이 모형을 확장하여 경제성장률이나 실업률, 대외개방 또는 금융의 발달이나 소득재분배의 확대와 같은 거시경제 변수가 불평등에 미친 효과를 검토하고자 한다. 이를 위해 앞의 식 (2)의 Level 2(확률효과) 모형에 거시경제 변수인 M_t 를 추가한 식 (4)로 접근한다. 이들 변수는 절편을 높이거나 낮추는 것을 통해 불평등에 영향을 미치는 것으로 상정되어 있다. 그리고 이를 Level 1(고정효과)인 앞의 식 (1)과 결합한 아래의 식 (5)를 이용하여 매년의 거시경제 변수의 변동이 불평등에 미친 영향을 포착하고자 한다. 이를 통해 APC의 각 효과를 통제한 경우의 거시경제 변수의 불평등 효과를 파악할 수 있다. 이때 여러 개의 거시경제 변수들을 동시에 넣어 추정할 경우 다중공선성의 우려가 커질 수 있다는 점을 고려하여 거시경제 변수를 하나씩 넣어 추정하기로 한다.

$$\beta_{0jt} = \gamma_0 + \gamma_{01}M_t + v_{0t} \quad \text{with } v_{0t} \sim (0, \tau_v) \quad (4)$$

$$I_{ijt} = \gamma_0 + \gamma_{01}M_t + \beta_1 Age_{ijt} + \beta_2 Age_{ijt}^2 + \sum_{k=3}^K \beta_k X_{ijt} \\ + \sum_{j=2}^J \delta_j Cohort_{ij} + v_{0t} + e_{ijt} \quad (5)$$

〈표 4〉의 패널 A는 식 (5)를 이용하여 거시경제 변수가 소득 불평등에 미친 영향을

추정한 결과이다. <표 2>의 모형 2의 변수들(코호트와 조사연도까지)이 모두 추정식에 포함되어 있지만, 여기서 초점을 맞추고 있는 연령과 거시경제 변수의 계수만을 제시하였다. 그리고 거시경제 변수의 영향이 연령에 따라 달라질 수 있다는 점을 고려하기 위해 연령과 거시경제 변수와의 교차항을 추가한 추정 결과를 패널 B에 제시하였다.

먼저 패널 A에서 경제성장률은 통계적으로 유의하지 않았지만, 실업률과 고용증가율은 통계적으로 유의한 플러스(+)와 마이너스(-) 값을 가져 실업률이 높을수록 소득 불평등을 높이지만 고용증가율이 높을수록 불평등을 낮추는 효과가 있었음을 알 수 있다. 홍석철·전한경(2013)은 경제성장률이 소득 불평등을 낮춘 것으로 나와 본고와 다르지만, 실업률은 불평등을 높인 것으로 나왔다. 경제성장에는 불평등을 높이거나 낮추는 효과가 혼재되어 있다고 생각되지만, 불평등을 낮추는 효과는 주로 고용증가 또는 실업의 감소를 통해 나타난 것으로 보인다. 이것은 고용이나 실업의 증가가 상대적으로 소득이 낮은 한계 그룹의 소득을 높이거나 낮추는데 더 크게 영향을 미치기 때문으로 생각된다. 패널 B에서 이들 변수와 연령과의 교차항을 보면 그 계수가 모두 통계적으로 유의한 값으로 나와 경제성장률과 고용증가율은 고령으로 갈수록 불평등을 낮추는 효과가 더 커지고, 실업률은 고령으로 갈수록 불평등을 높이는 효과가 더 커지는 것으로 나왔다. 홍석철·전한경(2013)도 지적하고 있지만, 고령화가 빠르게 진행되는 속에서 고령 인구의 고용을 늘리는 정책이 불평등을 낮추는데 기여할 수 있음을 시사하고 있다.

대외개방이 불평등에 미친 영향에 관해서는 여러 연구가 있지만, 각각 다른 결과를 보이고 있다. 예컨대 Mah(2002)는 한국의 외환위기 이전 시기(1975-1995년)를 대상으로 무역의존도와 직접투자(FDI) 유입액/GDP 등으로 측정된 세계화의 진전이 소득 불평등을 악화시킨 것으로 추정하였다. 이에 대해 정준호·전병유·이세은(2017)은 외환위기 이후(1999-2016년)를 대상으로 대외개방이 소득 불평등에 미친 영향을 추정하였다. 그에 따르면 무역자유화는 불평등을 완화하였지만, 직접투자는 유입과 유출 모두 불평등을 악화시킨 것으로 나왔다. 홍석철·전한경(2013)은 수출입/GNI로 측정한 대외개방이 소득 불평등을 높인 것으로 추정하였다.

<표 4>의 패널 A는 무역과 직접투자(FDI)의 불평등 효과를 추정하였다. 그에 따르면 무역의존도(무역액/GNI)가 높아지면 소득 불평등을 높이는 것으로 나왔다. 이에 대해 직접투자¹⁴⁾는 유입의 경우 불평등을 높이지만, 유출의 경우는 반대로 불평등을 낮춘 것으로 나왔다. 대외개방의 각 측면이 서로 엇갈린 결과를 보였고 또 시기

적으로 다를 수 있어 그 불평등 효과를 일의적으로 말하기는 어렵다. 다만 패널 B에서 이들 변수와 연령과의 교차항을 보면 모든 계수가 통계적으로 유의한 값으로 나와 이들 거시경제 변수가 불평등을 높이거나 낮추는 효과가 고령이 될수록 더 커지는 것으로 나왔다.

〈표 4〉 거시경제 변수가 소득 불평등에 미친 영향

	경제 성장률	실업률	고용 증가율	무역/GNI	FDI_유 출/GDP	FDI_유 입/GDP	가계_자 산/GDP	가계_부 채/GDP	사회수혜 금/GDP	(조세+ SSC)/GDP
패널 A										
연령	0.070*** 0.010	0.074*** 0.007	0.075*** 0.008	0.057*** 0.012	0.072*** 0.008	0.115*** 0.021	0.184*** 0.041	0.172*** 0.038	0.103*** 0.010	0.128*** 0.023
연령_제공	0.019*** 0.000	0.019*** 0.000	0.019*** 0.000	0.019*** 0.000	0.019*** 0.000	0.019*** 0.000	0.019*** 0.000	0.019*** 0.000	0.019*** 0.000	0.019*** 0.000
거시경제 변수	-0.388 0.281	2.364*** 0.687	-1.047** 0.433	0.154** 0.064	2.942** 1.165	-3.160** 1.652	-0.248*** 0.096	-0.471** 0.187	-2.689*** 0.736	-2.634** 1.132
패널 B										
연령	0.069*** 0.010	0.074*** 0.007	0.075*** 0.008	0.055*** 0.013	0.071*** 0.008	0.108*** 0.019	0.124*** 0.036	0.136*** 0.033	0.107*** 0.009	0.100*** 0.020
연령_제공	0.018*** 0.000	0.019*** 0.000	0.019*** 0.000	0.013*** 0.000	0.019*** 0.000	0.028*** 0.000	0.039*** 0.001	0.038*** 0.001	0.029*** 0.000	0.037*** 0.000
거시경제 변수	-0.459 0.286	2.623*** 0.691	-1.066** 0.434	0.184*** 0.070	3.377*** 1.186	-2.351 1.538	-0.103 0.083	-0.281* 0.165	-2.361*** 0.720	-0.944 1.010
연령*거시변수	-0.111*** 0.008	0.382*** 0.025	-0.032** 0.014	0.099*** 0.002	0.649*** 0.039	-1.453*** 0.046	-0.091*** 0.003	-0.180*** 0.006	-1.863*** 0.025	-1.826*** 0.032

주: 1) 패널 A의 추정식에는 〈표 2〉의 모형 2의 변수들이 모두 포함되어 있지만, 연령과 거시경제 변수의 추정 결과만을 제시하였다. 패널 B는 거기에 연령과 거시경제 변수와의 교차항을 추가한 것이다.

2) 계수 값의 아래 수치는 표준오차이고, 계수에 붙인 ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 유의 수준을 나타낸다.

14) 국내에 유입된 외국인 직접투자는 산업통상부의 외국인투자 통계와 한국은행의 국민계정 통계가 있다. 전자는 신고 기준의 gross 투자액이며, 후자는 도착 기준이며 투자 회수가 공제된 net 투자액이다. 여기서는 전자를 이용하였다(<https://www.motie.go.kr/motie/py/sa/investstatse/investstats.jsp>). 해외로 나간 직접투자는 수출입은행의 해외직접투자 통계(<https://stats.koreaexim.go.kr/main.do>)에서 가져왔다. FDI_유입/GDP는 1990-2022년에 0.28%에서 1.83%로, FDI_유출/GDP는 0.41%에서 4.64%로 증가하였다.

금융의 발달이 소득 불평등에 미친 영향을 보기 위해 여기서는 한국은행의 자금순환표에서 가계의 금융자산(예금과 주식 채권 보험 등) 또는 부채(주로 대출금)의 GDP 대비 비율을 금융발달의 지표로 보았다.¹⁵⁾ <표 4>의 패널 A에 따르면 이들 지표로 측정된 금융의 발달은 모두 통계적으로 유의한 마이너스(-) 값을 보여 소득 불평등을 낮추는데 기여한 것으로 나왔다. 소득이 높을수록 금융자산(따라서 금융소득)도 많아 소득 불평등을 높이는 경우도 있지만, 근로소득이 거의 없는 은퇴자가 그동안 축적한 금융자산에서 나오는 수입에 의존하고 있는 경우에는 불평등을 줄이는 역할을 하기도 한다. 금융부채는 주택 구입을 위한 가계 대출이 중심인데, 상대적으로 소득이 높아 상환능력이 있을 때 부채가 많고 소득이 낮은 경우에는 부채가 적은 것이 일반적이다(김낙년, 2019). 이러한 금융 자산과 부채 구조가 불평등을 낮추는 효과로 나타난 것으로 생각된다. 패널 B에서 이들 변수와 연령과의 교차항을 보면 모두 통계적으로 유의한 마이너스(-)로 나와 연령이 높을수록 불평등을 낮추는 효과가 더 커지는 것으로 나왔다. 이것은 연령이 높은 은퇴자의 경우 금융자산이 상대적으로 더 많고, 부채는 상대적으로 더 적기 때문으로 생각된다.

소득재분배는 사회 수혜금과 그 부담의 양 측면에서 측정할 수 있다. 가계 부문의 소득계정에서 사회 수혜금(연금이나 사회부조 등)과 세금 및 사회보장기여금(SSC)을 구할 수 있으며, 이들의 GDP 대비 비율을 소득재분배의 지표로 보았다.¹⁶⁾ <표 4>의 패널 A에 따르면 사회수혜금/GDP와 (조세+SSC)/GDP의 두 지표는 모두 통계적으로 유의한 마이너스(-)로 나와 소득 불평등을 낮추는데 기여한 것으로 나왔다. 사회수혜금이 저소득층에 주로 지원되는 사회부조와 근로소득이 없는 은퇴자의 소득을 보전하는 연금으로 이루어져 불평등을 낮추는 효과가 컸다고 생각된다. SSC는 소득에 비례하여 부담하는 경우가 많지만 조세는 누진성을 가진 경우가 많아 이 지표가 커질수록 불평등을 낮추는 효과를 보인 것으로 생각된다. 그리고 패널 B에서 이들 변수와 연령과의 교차항을 보면 통계적으로 유의한 마이너스(-)로 나와 고령으로 갈수록 불평등을 낮추는 효과가 더 커지는 것을 알 수 있다. 연령이 높을수록 사회수혜금을 받을 확률이 더 높아지고 은퇴하여 근로소득이 줄어들어 조세나 SSC의 부담이 적

15) 자금순환표는 국민계정 체계(SNA)의 버전이 바뀌면서 2001-02년과 2007-08년에 계열의 단절이 있지만 그대로 사용하였다. 1990-2022년간의 가계자산/GDP는 0.98에서 2.31로, 가계부채/GDP는 0.45에서 1.08로 빠르게 증가하였다.

16) 사회수혜금/GDP는 1990-2022년간에 4.9%에서 9.1%로, (조세+SSC)/GDP는 4.4%에서 11.9%로 증가하였다.

기 때문으로 생각된다.

〈표 4〉의 패널 A에서 연령 또는 연령 제곱의 계수를 보면 거시경제 변수가 바뀌어도 통계적으로 유의한 플러스(+) 값을 변함없이 유지하고 있음을 볼 수 있다. 이것은 연령이 높아지면 소득 불평등이 확대되는 연령 효과가 안정적으로 유지되고 있음을 뜻한다.

한편 거시경제 변수가 소비의 불평등에 미친 영향을 소득과 마찬가지로 방법으로 추정하였다. 소비는 처분가능소득에 의거하여 이루어지지만, 양자가 반드시 비례하지는 않는다. 소득이 높을수록 소비성향이 낮아지는 경향이 있어 소비의 불평등이 소득보다 낮지만, 소비성향의 가구 간 편차가 크다. 그리고 소득은 변동성이 크지만, 소비의 경우 저축을 꺼거나 빚을 내어 그 수준을 평탄화할 수 있으므로 소득과 소비의 불평등이 달라질 수 있다. 데이터의 문제도 있는데, 소득 통계에서 잘 포착되지 않는 것이 소비 통계에서 포착될 수도 있고, 그 역도 가능하다. 앞서 〈그림 1〉에서 보았듯이 소득과 소비의 불평등 수준과 추이를 비교하면 적지 않은 차이가 나타났다.

이러한 점을 감안하면서 거시경제 변수가 소비 불평등에 미친 영향을 볼 필요가 있다. 〈표 5〉가 〈표 4〉와 대응하는 소비 불평등의 추정 결과이다. 패널 A에 따르면 경제성장률, 실업률, 고용증가율이 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 대외개방 변수에서 무역의존도가 6% 미만 수준으로 통계적으로 유의한 마이너스(-) 값으로 나와 전술한 소득 불평등의 경우와는 반대로 소비 불평등을 완화한 것으로 나왔다. 금융의 발달과 소득재분배의 확대가 소비 불평등에 미친 효과는 모두 플러스(+) 이고, 그 중 일부는 통계적으로 유의한 값으로 나왔다. 이것은 〈표 4〉에서 본 소득 불평등의 경우와 상반된 결과이다. 이것은 가구별로 소득과 소비의 분포가 적지 않게 달랐음을 시사한다.

그렇지만 패널 B에서 각 거시경제 변수와 연령과의 교차항의 계수를 보면 모두 통계적으로 유의한 값을 가진 것으로 나와 거시경제 변수가 불평등에 미친 영향이 연령에 따라 달라짐을 알 수 있다. 즉 실업률, 무역의존도, FDI유입/GDP의 계수는 플러스(+)로 나와 고령으로 갈수록 소비 불평등을 높이는 효과가 컸지만, 나머지 거시경제 변수의 계수는 모두 마이너스(-)로 나와 연령이 높을수록 불평등을 낮추는 효과가 더 커지는 것으로 나왔다. 이 점에서 〈표 4〉와 〈표 5〉의 패널 B의 결과가 동일하였다. 즉 거시경제 변수가 직접 불평등에 미친 효과(패널 A)에서는 소득과 소비가 다른 양상을 보였지만, 그들이 연령과의 교차항을 통해 연령 효과를 높이거나 낮추는 방식으로 불평등에 미친 효과(패널 B)에서는 양자의 차이가 없었다.

〈표 5〉 거시경제 변수가 소비 불평등에 미친 영향

	경제 성장률	실업률	고용 증가율	무역/GNI	FDI_유 출/GDP	FDI_유 입/GDP	가계_자 산/GDP	가계_부 채/GDP	사회수혜 금/GDP	(조세+ SSC)/GDP
패널 A										
연령	0.020*** 0.004	0.020*** 0.003	0.020*** 0.003	0.026*** 0.004	0.020*** 0.003	0.009 0.007	-0.006 0.015	0.013 0.015	0.013*** 0.004	0.007 0.008
연령_제공	-0.000*** 0.000	-0.000*** 0.000	-0.000*** 0.000	-0.000*** 0.000	-0.000*** 0.000	-0.000*** 0.000	-0.000*** 0.000	-0.000*** 0.000	-0.000*** 0.000	-0.000*** 0.000
거시경제 변수	0.006 0.103	0.311 0.283	-0.204 0.164	-0.044* 0.024	0.116 0.455	0.940 0.597	0.061* 0.036	0.038 0.073	0.816*** 0.275	0.702* 0.418
패널 B										
연령	0.020*** 0.004	0.020*** 0.003	0.020*** 0.003	-0.000 0.004	0.020*** 0.003	0.006 0.008	-0.037** 0.017	0.072*** 0.019	0.013*** 0.003	-0.003 0.009
연령_제공	-0.001*** 0.000	-0.000*** 0.000	-0.000*** 0.000	-0.003*** 0.000	-0.001*** 0.000	0.003*** 0.000	0.010*** 0.000	0.012*** 0.000	0.002*** 0.000	0.006*** 0.000
거시경제 변수	-0.004 0.103	0.506* 0.280	-0.218 0.164	-0.035 0.023	0.391 0.450	1.250** 0.611	0.138*** 0.040	0.169* 0.093	0.917*** 0.267	1.317*** 0.431
연령*거시변수	-0.017*** 0.003	0.306*** 0.008	-0.026*** 0.004	0.035*** 0.001	0.438*** 0.013	-0.513*** 0.015	-0.046*** 0.001	-0.119*** 0.002	-0.455*** 0.008	-0.632*** 0.010

주: 〈표 4〉와 동일.

그런데 패널 A에서 연령과 연령_제공의 계수를 보면 통계적으로 유의하지 않게 되거나 마이너스로 나온 경우(예컨대 가계_자산/GDP)마저 보인다. 이것은 소득의 경우(〈표 4〉의 패널 A)와 다른 점이다. 소비의 경우 고령으로 갈수록 불평등이 증가하는 연령 효과가 소득보다 작았음을 앞에서 지적했지만, 그 효과가 소득에 비해 덜 안정적이라는 점을 추가할 수 있다.

V. 맺음말

이 논문에서는 세 가지 시간 관련 변수(APC)가 소득 및 소비의 불평등에 미친 효과를 추정하였다. 그 결과에 따르면 먼저 연령(A)이 높아지면 불평등이 커졌는데, 소비보다는 소득의 경우 고령으로 갈수록 그 효과가 더욱 커지는 것으로 나왔다. 연령 효과는 다른 나라에서도 나타나지만, 은퇴 이후에는 불평등이 정체하거나 줄어드는 양상을 보인 것과는 대조적이다. 공적 연금제도가 정비된 경우 은퇴 후 연금 소득자가 다수가 되면 그들 간의 불평등은 은퇴 전보다 줄어든다. 이에 대해 한국은 연금

제도가 아직 성숙되지 못해 은퇴 후에도 연금이 없거나 연금 수령액이 미미한 자들이 많다. 한국의 노인 빈곤율이 OECD 국가 중에서 가장 높은 그룹에 속한 것에서 드러나듯이 은퇴자 내부의 불평등이 오히려 커졌기 때문으로 생각된다. 연령의 불평등 효과가 높은 것이 인구 고령화의 빠른 진행과 결합되면 사회 전체의 불평등이 확대될 수 있다. 다만 연금제도가 성숙되면서 은퇴자 중 연금 수령자의 비중이 빠르게 높아지고 있어 이를 반영한 연령 효과는 앞으로 낮아질 것으로 예상된다.

출생연도가 동일한 코호트(C) 내부의 불평등이 U자형의 양상을 보인 것도 흥미롭다. 이러한 양상은 소득보다 항상소득의 대리변수로 볼 수 있는 소비에서 더욱 뚜렷이 나타났다. 특히 1980년대 이후 출생 코호트는 현재 20-30대로 사회진출의 초기임에도 불구하고 이전 코호트보다 그들 내부의 소비 불평등이 확대된 것이 주목된다. 이것은 고도성장기를 통해 부를 축적한 부모 세대가 자녀에게 부의 일부를 증여하는 경우가 크게 늘어나면서 자녀 세대의 불평등 확대로 나타난 것으로 볼 수 있다. 이에 대해 조사연도(P) 효과는 소득의 경우 역 U자형의 양상을 보여 1990년대에는 불평등을 크게 높였지만, 2010년대 이후는 감소로 돌아섰다. 소비의 경우는 시기에 따라 들쭉날쭉하여 소득과 같은 양상은 나타나지 않았다.

그리고 APC의 각 효과를 통제한 경우에 주요 거시경제 변수가 불평등에 미친 영향을 살펴보았다. 경제성장에는 불평등을 높이거나 낮추는 효과가 혼재되어 있지만, 불평등을 낮추는 효과는 주로 고용증가 또는 실업의 감소를 통해 나타난 것으로 보인다. 대외개방의 효과로는 무역이 불평등을 높였지만, 직접투자는 유입과 유출의 효과가 달랐다. 금융의 발달과 소득재분배와 관련된 변수들은 모두 불평등을 낮춘 것으로 나왔다. 이들 효과는 모두 연령이 높아질수록 더욱 커지는 것으로 나왔다. 소비의 경우 거시경제 변수가 불평등에 미친 영향은 소득과 다른 양상을 보였다. 그렇지만 연령과의 교차항으로 추정한 거시경제 변수의 불평등 효과는 소득과 소비에 차이가 없었다. 고령화가 빠르게 진행되고 있지만, 고령 인구의 고용을 늘리거나 소득재분배를 확대하는 정책이 불평등을 낮추는데 기여할 것으로 생각된다.

마지막으로 본고의 한계를 언급하면 전술한 APC의 식별 문제가 해결된 것이 아니고 이를 피하기 위한 가정에 의존하고 있다는 점이다. 이 문제를 해결하고자 하는 여러 시도들이 이루어지고 있지만, 각각 장단점이 있어 여전히 논쟁적이다. 기존연구에서는 APC 간의 선형 의존 관계를 벗어나게 하는 가정이 암묵적으로 전제되었지만 이를 명시적으로 밝히지 않은 경우가 많다. APC를 추정할 때 어떠한 가정에 의존하고 있는지, 그것이 추정 결과에 어떻게 영향을 줄 것인지를 감안할 필요가 있다.

여기서는 Deaton (1997) 등의 제안에 따라 조사연도(P) 효과에는 추세가 없다고 가정하고 그 변동성만을 포착하는 것으로 하였다. 만약 P 효과가 실제로 상승하는 추세였다면 그 추세가 A와 C에 나뉘어 반영되고 그만큼 두 효과의 상승 추세가 과장된다. 반대로 P 효과가 원래 하락하는 추세였다면 A와 C 효과의 상승 추세는 실제보다 과소 평가된다. 이상의 추정 결과를 해석할 때 이러한 편향이 포함되어 있을 수 있다는 점을 감안할 필요가 있다. 다만 이러한 편향은 추세에 관한 것이고, APC의 각 변동성은 이러한 가정의 영향을 받지 않는다.

■ 참 고 문 헌

1. 김낙년, “우리나라 개인 자산 분포의 추정,” 『경제사학』, 제43권 제3호, 2019, pp. 437-482.
2. _____, 『한국경제성장사』, 도서출판 해남, 2023.
3. 大竹文雄, 『日本の不平等』, 日本経済新聞出版社, 2005.
4. 산업통상부, 외국인투자 통계 (<https://www.motie.go.kr/motie/py/sa/investstatse/investstats.jsp>)
5. 성명재 · 박기백, “인구구조 변화가 소득분배에 미치는 영향,” 『경제학연구』, 제57집 제4호, 2009, pp. 5-37.
6. 손민규 · 황설웅, “우리나라의 인구고령화와 소득불평등,” 『BOK 이슈노트』, No. 2023-18, 2023, pp. 1-12.
7. 수출입은행, 해외직접투자 통계 (<https://stats.koreaexim.go.kr/main.do>)
8. 윤종인, “우리나라 소득분배의 연령효과와 코호트 효과에 대한 연구,” 『경제학연구』, 제6집 제1호, 2018, pp. 81-114.
9. 정준호 · 전병유 · 이세은, “한국의 경제적 개방의 불평등 효과,” 『무역연구』, 제13집 제3호, 2017, pp. 455-474.
10. 정준호 · 전병유 · 장지연, “임금과 일자리 기회의 코호트 간 차이에 관한 연구,” 『동향과 전망』, 112호, 2021, pp. 334-374.
11. 홍석철 · 전한경 (2013), “인구 고령화와 소득불평등의 심화,” 『한국경제의 분석』, 제19집 제1호, pp. 71-113.
12. 한국은행, 자금순환표 (<https://ecos.bok.or.kr/>)
13. _____, 국민계정 (<https://ecos.bok.or.kr/>)
14. Chauvel, L., “Specificity and Consistency of Cohort Effects: The APCD Model Applied to Generational Inequalities, France-United States, 1985-2010,” *Revue Française de Sociologie* (English Edition), Vol. 54, No. 4, 2013, pp. 663-703.
15. Chauvel, L., and M. Schröder, “Generational Inequalities and Welfare Regimes,” *Social Forces*, Vol. 92, No. 4, 2014, pp. 1259-1283.
16. Chen, X., B. Huang, and S. Li, “Population Ageing and Inequality: Evidence from China,” *The World Economy*, Vol. 41, No. 8, 2018, pp. 1976-2000.
17. Deaton, A., *The Analysis of Household Surveys: A Microeconometric Approach to*

- Development Policy*, 1997, World Bank Group.
18. Deaton, A., and C. Paxson, "Intertemporal Choice and Inequality," *Journal of Political Economy*, Vol. 102, No. 3, 1994, pp.437-467.
 19. Fosse, E., and C. Winship, "Analyzing Age-Period-Cohort Data: A Review and Critique," *Annual Review of Sociology*, Vol. 45, 2019, pp.467-492.
 20. Hungerford, T., "The Course of Income Inequality as a Cohort Ages into Old-Age," *Journal of Economic Inequality*, Vol. 18, No. 1, 2019, pp.71-90.
 21. Kang, S., and R. Rudolf, "Rising or Falling Inequality in Korea?: Population Aging and Generational Trends," *Singapore Economic Review*, Vol. 61, No. 5, 2016, pp.1-26.
 22. Luo, L., and J. Hodges, "The Age-Period-Cohort-Interaction Model for Describing and Investigating Inter-cohort Deviations and Intra-cohort Life-course Dynamics," *Sociological Methods & Research*, Vol. 51, No. 3, 2022, pp.1164-1210.
 23. _____, "Constraints in Random Effects Age-Period-Cohort Models," *Sociological Methodology*, Vol. 50, No. 1, 2020, pp.276-317.
 24. Mah, Jai S., "The Impact of Globalization on Income Distribution: The Korean Experience", *Applied Economics Letters*, Vol. 9, No. 15, 2002, pp.1007-1009.
 25. O'Brien, R., "Mixed models, Linear Dependency, and Identification in Age-Period-Cohort Models," *Statistics in Medicine*, Vol. 36, No. 16, 2017, pp.2590-2600.
 26. Ohtake, F., and M. Saito, "Population Aging and Consumption Inequality in Japan," *Review of Income and Wealth*, Vol. 44, No. 3, 1998, pp.361-381.
 27. Prus, S., "Income Inequality as a Canadian Cohort Ages: An Analysis of the Later Life Course," *Research on Aging*, Vol. 22, No. 3, 2000, pp.211-237.
 28. Yang, Y., and K. Land, *Age-Period-Cohort Analysis: New Models, Methods, and Empirical Applications*, 2013, CRS Press.

Aging and Inequality of Income and Consumption in Korea

Nak Nyeon Kim*

Abstract

This article estimates the effects of age, birth cohort, and survey year on income and consumption inequality in Korea using the *Household Income and Expenditure Survey* from 1990 to 2022. According to the results, inequality increases with age, and in particular, in the case of income, this age effect becomes larger as people become older. This is because, unlike developed countries with mature pension systems, inequality in Korea has actually increased due to the large number of people who have no or minimal pension after retirement. The effect of birth cohort on consumption inequality is U-shaped, showing a downward trend in inequality up to the birth cohort in the 1970s and the opposite trend thereafter. It is found that inequality among the children's generation increases as the parents' generation, which accumulated wealth through a period of rapid growth, increases gifts to their children. Furthermore, I estimate the inequality effects of major macroeconomic variables while controlling for these three time-related variables. In the case of income, the unemployment rate increases inequality and the employment growth rate decreases. The effect of opening to the outside world is that trade increases inequality, but foreign direct investment has the opposite effect of inflow and outflow. Variables related to financial development and income redistribution was all found to have lowered inequality. These effects all depend on age and appear to increase with age.

Key Words: age, cohort, income and consumption inequality

JEL Classification: D3

Received: Dec. 30, 2023. Revised: Jan. 17, 2024. Accepted: Jan. 22, 2024.

* Professor Emeritus, Department of Economics, Dongguk University, 30, Pildong-ro 1gil, Jung-gu, Seoul 04620, Korea, Phone: +82-2-2260-3273, e-mail: nnkim@dongguk.edu