

연령, 시간, 코호트효과를 고려한 소득 불평등: 수도권과 비수도권 간 비교

정준호*

Income Inequality Decomposed by Age, Period and Cohort Effects: A Comparison of the Capital and Non-Capital Regions

Jun Ho Jeong*

요약: 본 논문은 수도권과 비수도권 거주자를 대상으로 1998~2018년 한국노동패널(KLIPS) 조사자료의 APC(Age-Period-Cohort) 모형 분석을 통해 지역별 소득 불평등의 강도와 추세 및 소득 불평등의 지역 간 격차 추세를 비교·분석한다. 주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 코호트와 연령효과 양자의 경우 수도권에 거주하는 소위 베이비붐 및 '386세대'를 포함하는 50~60대는 비수도권의 다른 연령대 및 코호트와 비교해 상대적인 소득 불평등 완화 효과가 있다. 둘째, 소득 불평등의 지역 간 격차를 설명하는 데에 미시적인 개인 특성도 무시할 수 없지만, 그보다는 누락변수의 구조적·제도적 요인과 특성변수의 사회적인 차별 효과가 더 의미가 있다. 전반적으로 코호트 내 및 코호트 간 소득 불평등이 중첩되어 나타나고 있다.

주요어: 소득 불평등, APC(Age-Period-Cohort) 모형, 수도권, 비수도권

Abstract: This paper attempts to compare and analyze the intensity, trend, and regional gap of income inequality, capitalizing upon the Age-Period-Cohort model which considers age, time and cohort effects, with the 1998-2018 Korea Labor Panel (KLIPS) survey data for respondents living in the Capital and Non-Capital Regions. The main analysis results are as follows. First, in the case of both cohort and age effects, those in their 50~60s, including the so-called baby boomers and '386 generation' living in the Capital Region, have relatively lower income inequality effect compared to that of other age groups and cohorts in the Non-Capital Region. Second, the micro-individual characteristics cannot be ignored to account for a regional gap in income inequality, but rather the effects of structural and institutional omitted variables and the social discrimination effects of individual characteristics variables are more significant in explaining it. Overall, intra-and inter-cohort income inequalities appear to overlap.

Key Words : Income Inequality, Age-Period-Cohort Model, Capital and Non-Capital Regions

본 논문은 "2018년도 강원대학교 대학회계 연구비의 지원을 받아 수행한 연구"임.

* 강원대학교 부동산학과 교수 (Professor, Department of Real Estate, Kangwon National University; jhj33@kangwon.ac.kr)

1. 서론

소득 불평등은 당대의 사회·경제적 맥락에서 증대한 논쟁거리다. 이를 둘러싸고 다양한 논의들이 전개되고 있지만, 연령(age), 시간(time), 출생 코호트(cohort)를 고려할 경우 소득 불평등이 어떻게 전개되고 있는지에 대한 논의는 그리 많지 않다. 예외적인 작업이 이철승(2019)의 ‘불평등의 세대’이다. 이 책은 ‘386세대 담론’에 관한 격렬한 논쟁을 불러일으켰다. 1960년대에 태어나 1980년대에 대학교에 입학한 소위 ‘386세대’¹⁾가 1980년대 민주화 운동에서 형성된 광범위한 인적·사회적 네트워크와 1997년 이후 본격적으로 전개된 세계화와 결합한 노동시장의 이중적인 위계 구조, 즉 ‘위계-네트워크’의 작동을 통해 다른 세대들보다 더 많은 권력 자원을 가졌으며, 이것이 세대 간 불평등을 확대했다는 것이 그의 주요 논지다. 이에 대해 신진옥·조은혜(2019)는 ‘386세대 담론’의 연원과 계보 및 정치적 의미를 탐색하면서 2019년 ‘조국 사태’ 이후 ‘386세대 담론의 일베화가 전방위적으로 유포되고 다른 개념적 장치로도 충분히 현재 일어나는 사회·경제적 문제들에 개입할 수 있다는 점에서 ‘386세대 담론’의 무용론을 강하게 주장하고 있다.

정치·사회의 담론장에서 ‘386세대’ 효과가 이렇게 논쟁적이라면 코호트효과에 관한 실증적 연구는 무의미한 것인가? APC(Age-Period-Cohort) 연구는 생애주기에 따른 연령효과, 출생연도에 따라 공유하는 사회적 경험의 차이로 드러나는 코호트효과, 시점효과를 의미하는 시간효과 등 삼자를 종합적으로 고려하여 사회·경제적 현상의 한 단면을 분석하는 것이다. 이러한 측면에서 본 논문은 APC 모형을 사용하여 ‘386세대 담론’에 함몰되는 것이 아니라 소득 불평등의 연령 및 코호트효과를 실증함으로써 ‘386세대 담론’에 관한 과잉 논란과 비판을 넘어서는 것에 관심이 있다.

주지하는 바와 같이 수도권과 비수도권 간에는 구상과 실행의 공간적 분업에 따라 우리나라 성장체제가 작동하고 그에 따른 지역 간 소득 격차가 존재한다고 알려져 있음에도(정준호, 2018), 이런 치열한 논쟁에서 지역별

차이나 격차는 전혀 고려되고 있지 않다. 물론 이러한 지역 간 격차는 GRDP와 같은 거시적인 총계 자료에 기반한 것이다. 그렇다면 미시적 수준의 소득 불평등에서도 이러한 지역 간 차이가 있으며 연령 및 코호트효과는 유의한 것인가? 이러한 문제는 기존 논쟁의 틀에서는 간과되고 있다.

본 논문은 수도권과 비수도권 거주자를 대상으로 1998~2018년 한국노동패널(KLIPS) 조사자료를 이용하여 소득 불평등의 연령 및 코호트효과를 지역 간 비교·분석하는 것이다. 구체적으로는 두 지역의 연령 및 코호트효과와 강도와 추세, 그리고 소득 불평등의 지역 간 격차 추세를 최신의 APC 모형(Chauvel, 2013; Chauvel *et al.*, 2017)을 사용하여 실증분석하려는 것이다. 또한, 본 논문은 소득 불평등의 비교 대상으로 개별 표본의 소득수준이 아니라 총계 지표인 지니계수를 개별 표본별로 전환한 재중심 영향함수(Recentered Influence Function, 이하 RIF)의 값(Hampel, 1974)을 사용한다. 이러한 점에서 본 연구는 APC 연구를 본격적인 소득 불평등과 지역 차원으로 동시에 확장하려는 것이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2절에서는 APC 연구에 대한 기존 국내·외 연구를 검토한다. 3절은 APC 연구의 분석 방법, 분석 자료 및 변수들을 제시한다. 4절은 APC 분석의 결과들을 제시하고 논의한다. 그리고 5절은 앞선 분석 결과들을 요약하고 결론을 맺는다.

2. 선행 연구

APC 연구는 개인의 연령, 출생 코호트, 그리고 시간 변수로 구성되는 선형 결합을 세 요인으로 각각 분해하여 이들 요인이 사회·경제적 현상에 미치는 효과를 분석하는 것이다. 여기서 연령효과란 개인이 나이가 들면서 나타나는 생물학적·사회적 과정과 연관된 변화를 일컫는다. 이는 고령화에 따른 심리적 변화와 사회적 경험의 축적을 반영한다. 예를 들면, 경제적 측면에서는 연령집단에 따라, 즉 개인의 생애주기에 따라 소득수준의 차이가 나타

난다. 시간효과는 특정한 시간(시기)에 모든 연령대에 동일한 영향을 미치는 외부적 요인을 말한다. 이는 전쟁, 기근, 경제 위기, 재난 등과 같은 외부적인 환경적, 사회적, 경제적 요인 등에 의해 발생한다. 또한, 분석 자료의 정의, 분류, 수집 방법 등의 변화가 일어나면서 시간효과가 나타날 수도 있다. 코호트효과는 통상적으로 출생연도에 기반하여 정의되는데, 시간 변동에 따른 어떤 연령대의 독특한 사회적 경험을 일컫는다. 이는 사회학에서는 특정 연령대의 특정 사건에 대한 상이한 역사적 경험으로 출생 코호트가 집단으로 경험하는 사회화를 일컫는다(Mannheim, 1952). 코호트효과는 세대(generation)의 특성을 일정 정도 표상하는 것으로 이해되고 있다. Ryder(1965)는 ‘인구학적 신진대사(demographic metabolism)’로서 코호트를 파악한다. 그는 출생 코호트가 계속 투입되면서 사회적 변화가 나타나고, 일련의 코호트는 교육콘텐츠의 내용, 동료 집단의 사회화, 역사적 경험에 따라 차별화된다고 주장한다. 이처럼 코호트효과는 연령효과와 시간효과가 혼재(confounder)된 것으로 볼 수가 있다.

APC 모형을 이용한 실증 연구들은 소득·저축, 소비, 자산 등 다양한 분야에서 수행되고 있다. 윤종인(2016)은 1990~2014년 가계동향조사자료를 이용하여 가계 저축률에 대한 APC 분석을 수행한 바가 있다. 이 연구는 연령-소득 프로파일이 낙타의 등 모양이고 연령대별 저축률의 프로파일도 M자형인 연령효과가 나타나고, 1955~1970년생의 경우 출생연도가 늦어질수록 정점에 이르는 연령이 낮고 1940~1964년생의 저축률이 그 이전 세대보다 더 높고 1965년생 이후 세대는 그렇지 않다는 점에서 코호트효과가 유의하고 1997년 외환위기 이후 저축률이 모든 세대에서 낮아 시간효과가 있다는 점을 보여주고 있다. Aristei *et al.*(2008)은 1997~2002년 이탈리아 가계지출 조사자료를 활용하여 2중 장애물 APC 회귀모형을 이용하여 코호트, 연령, 시간효과가 알코올 소비에 미치는 영향을 분석한 바가 있다. 그들은 코호트와 연령효과가 음주 여부와 음주량 모두에 유의미한 영향을 미쳤다는 분석 결과를 보고하고 있다.

남주하 외(2006)는 2년 간격의 1990~2000년 도시

가계조사자료를 이용하여 세대 및 교육 수준별로 연령에 따른 자산의 증가율과 연령-자산의 프로파일을 추정하고서 60세 이후에도 자산 증가가 일정하게 나타난다는 점을 밝히고 있다. 남준우(2006)는 한국노동패널(KLIPS) 1999~2004년 자료를 이용하여 생애주기 가설이 자산-연령 프로파일에 적용되는 비를 분석하고서 고학력과 유산 상속의 영향으로 젊은 세대가 고령 세대와 비교하여 코호트효과가 분명히 나타난다고 보고하고 있다. Jappelli (1999)는 1984~1993년 이탈리아의 SHIW(Survey of Household Income and Wealth)를 이용하여 자산-연령 프로파일을 추정하고서 고연령 집단의 자산 감소율이 연평균 약 3~6%에 이르며 생애주기 모형처럼 코호트효과는 출생연도에 따라 증가한다는 점과 고학력 가구와 고소득 가구의 자산 감소율이 상대적으로 더 낮다는 가구의 이질성을 보여주고 있다.

최근 사회·경제적인 차원에서 중대한 논쟁거리로 등장하고 있는 소득과 자산의 불평등 문제를 다룬 APC 실증 연구들은 그렇게 많지가 않다. 이철승·정준호(2018)는 통계청의 1990~2016년 가계동향조사 자료를 이용하여 ‘세대(코호트) 간 자산 이전과 세대 내 자산의 불균등한 형성’의 동학을 밝혀내고자 한다. 이들은 산업화 세대(1930~1940년대생), 민주화 세대(1950년대 후반~1960년대 후반 출생), 포스트 민주화 세대(1970년대와 그 이후 출생)의 자산 형성과 자산 이전 전략을 비교·분석한다. 윤종인(2018)은 1990~2015년 통계청 가계동향조사자료를 이용하여 소득분배의 연령효과와 코호트효과를 분석한 바가 있다. 그는 1945~1975년생의 중·장년층은 고령화에 따라 연령효과가 있음에도 불구하고, 그 이전 세대보다 소득수준이 높은 코호트효과를 가지는 것으로 보고하고 있다.

이철승(2019)은 ‘불평등의 세대’라는 논쟁적인 저작을 내놓는다. 그는 1987년 민주화 이후 ‘386세대를 중심으로 형성되어 온 한국사회의 정치 권력과 소득·자산 불평등의 축적 과정을 ‘한국형 위계체제의 구조화·제도화’ 과정으로 이해한다. 즉 1980년대 ‘386세대’의 민주화 투쟁과 1997년 외환위기 이후의 세계화와 결합한 기업구조와 노동시장의 이중적인 위계 구조로 인해 ‘386세대’는

다른 세대들과 비교하여 내적으로 더 응집된 '세대의 권력 자원'을 갖게 되었으며, 그 결과 세대 간 불평등이 증가했다고 주장한다.

이 밖에도 보험 수요와 사회적 의식에 관한 APC 연구도 있다. 권순일(2011)은 2001~2010년 보험소비자 설문 조사자료를 이용하여 생명보험 수요에서 베이비붐 이후 세대는 그 이전 세대와 비교해 차이가 크며 청년 세대일 수록 생명보험 가입 성향이 크다는 분석 결과를 제시하고 있다. 이왕원 외(2016)는 통계청의 1999~2015년 사회 조사자료를 이용하여 한국인들의 세대 내와 세대 간 상향 이동에 대한 의식의 변화를 추세 제거된(detrended) APC 모형으로 분석한 바가 있다. 그들은 산업화 세대 이전과 이후 세대보다 그 세대의 상향이동 의식이 높다는 코호트효과와 청소년기의 높은 상향이동 의식이 대입, 취업, 결혼, 자녀출산과 양육을 거치는 40~50대까지는 하향 조정 또는 큰 변화가 없다가 자녀 세대가 첫 자녀를 얻는 60대 초반부터 상향이동 의식이 급격히 올라간다는 연령효과를 보고하고 있다.

본 논문은 소득 불평등과 연관된 APC 연구를 지역 차원에서 수행하고 이를 지역 간에 비교한다는 점에서 기존 연구와는 다르다. Chauvel and Schröder(2015)는 프랑스, 독일, 미국을 대상으로 처분가능소득의 코호트효과를 국가 간에 비교한 바가 있다. 하지만 이를 지역 차원에서 수행한 국내·외 연구는 거의 없다. 또한, 본 연구는 개별 소득수준 대신에 소득 불평등 정도를 측정하는 총계 지표인 지니계수를 개별 표본별로 1차 미분계수와 같은 RIF(Hampel, 1974)로 전환하여 APC 회귀모형에서 종속변수로 사용한다는 점에서도 기존 연구와 다르다. 즉 RIF의 기댓(평균)값이 지니계수라는 특성을 이용하여(Firpo *et al.*, 2009) APC 선형 회귀모형에 종속변수로 소득수준 대신에 RIF를 사용하는 것이다. 이는 직접적으로 소득 불평등을 다루는 효과가 있다.

3. 분석 방법 및 자료

1) 분석 방법

APC 모형은 생애주기를 의미하는 연령효과, 측정 시간을 나타내는 시간(시기) 효과, 특정 시간에서 나이(출생연도)를 가리키는 코호트효과 등 삼자가 어떤 사회·경제적 현상을 설명하는 데에 유의한지를 분석하는 회귀모형이다. 따라서 APC 분석이 의미가 있으려면 세 가지 효과들이 각각 통계적으로 유의하게 분리·식별되어야 한다. 하지만 $a = p - c$ 이기 때문에 각 변수는 두 변수의 조합이다. 따라서 선형 종속성이 나타난다. 이와 같은 관계에서는 세 가지의 고유한 효과를 분리하여 추정하는 것이 불가능하다.

이러한 '식별(identification)' 문제를 해결하려는 방식들은 여러 가지다. 자료 형태로 보면 반복된 횡단면 조사자료(survey)를 이용하여 합성 패널(synthetic panel)을 생성함으로써 수정된 패널 모형으로 추정하거나²⁾ 횡단면을 풀링(pooling)하여 추정할 수가 있다. 본 연구는 사회학에서 주로 사용되는 후자의 방식을 활용한다. Chauvel and Schröder(2015: 300~302)가 논의하는 바와 같이 세 가지 효과들을 각각 분리하기 위한 다양한 방법들이 존재한다. 첫째는 APC 모형에 자의적으로 제약을 가하는 것이다. 이 경우 합리적인 제약을 가하기 위한 선택적인 정보가 부족하다는 한계가 있다(Yang *et al.*, 2008). 둘째는 세 가지 선형 추세 중의 하나를 없애 다음(suppress), 가령 시간 추세를 없애면, 코호트 추세는 시간 또는 연령효과에서 야기되는 장기의 모든 선형 변동을 흡수할 수가 있다(Mason and Wolfinger, 2001). 이러한 방식을 추세가 있는(trended) APC 모형(이하 APCT)이라고 한다. 셋째는 Yang *et al.*(2008)이 제안한 것으로 세 가지 효과들에 대한 주성분 분석을 통해 식별 문제를 해결하려는 APC-IE(intrinsic estimator) 모형이다. 이는 세 변수의 선형 추세를 2차원으로 줄여주지만, 이것도 자의적이며 선형의 시간 추세를 잘 보여주지 못한다는 비판에 직면해 있다(O'Brien, 2011). 네 번째

는 나이를 수준 1의 다항 연속 변수로, 그리고 시간과 코호트를 수준 2의 범주 변수로 설정하는 위계 선형 모형을 사용하는 것이다(Yang and Land, 2013). 이 모형의 경우 코호트 회귀계수가 0이 아닌 기울기를 가질 수 있다는 한계가 있다(Chauvel and Schröder, 2015). 마지막은 추세가 제거된(detrended) APC 모형(이하 APCD)으로 세 가지 효과가 선형 추세를 중심으로 변동하는 것에 초점을 둔다. 이는 일부 제약을 통해 선형 추세와 변동을 분해하는 것이다(Wilmoth, 1990; Chauvel, 2013).

이들 방법은 나름대로 장점과 한계를 가지고 있다. 이에 대한 자세한 논의는 여기서 생략하기로 하고, 본 연구는 Chauvel(2013)과 Chauvel *et al.*(2017)이 각각 제안한 APCD 모형과 APC-GO (APC-Gap/Oaxaca) 모형을 사용하여 수도권과 비수도권 거주자를 대상으로 시장소득의 코호트와 연령효과를 두 지역 간에 비교·분석한다.

Chauvel(2013)이 제안한 APCD 모형은 식 1과 같다.

$$Y^{apc} = \alpha_a + \pi_p + \gamma_c + \alpha_a \text{rescale}(a) + \gamma_c \text{rescale}(c) + \beta_0 + \sum_j \beta_j X_j + \epsilon_j, \quad (1)$$

여기서 α_a 는 연령효과, π_p 는 시간효과, γ_c 는 코호트효과 벡터를, β_0 는 상수를 가리킨다. 또한 β_j 는 일련의 인구·사회학적인 통제변수들의 회귀계수다.

전체 추세에서 코호트효과와 편차(deviation)를 식별하기 위해 세 가지 제약이 들어가 있다(Chauvel, 2013). 첫째는 a, p, c 를 나타내는 세 벡터의 합은 0 ($\sum_a \alpha_a = \sum_p \pi_p = \sum_c \gamma_c = 0$)이다. 둘째는 a, p, c 의 세 벡터 기울기(slope)는 0이다. 이를 수식으로 나타내면 $slope_a(\alpha_a) = slope_p(\pi_p) = slope(\gamma_c) = 0$ 이다. 이러한 두 제약으로 $\alpha_a, \pi_p, \gamma_c$ 의 선형 추세가 제거되어 비선형성이 반영될 수가 있다. 셋째는 첫 번째와 마지막 코호트가 한 번만 나타나 표준오차가 커지기 때문에 이들을 추정에서 제외하는 것이다($c_{\min} < c < c_{\max}$). 두 가지 추세 변수(rescale(a))와 rescale(c))가 부가되어 선형 추세를 흡수한다. 그리고 APCD 모형은 최소자승법(OLS)으로 추정이 가능하다.

이렇게 설정된 모형에서 만약 코호트효과가 없으면,

즉 코호트효과가 연령효과 및 시간효과와 차이가 없으면, 추세가 제거된 코호트효과와 회귀계수 γ_c 는 0이다. γ_c 가 0이 아니라면, 이는 코호트효과와 비선형성을 파악할 수가 있다.

Chauvel *et al.*(2017)이 개발한 APC-GO 모형은 설명변수들을 통제한 후 두 지역(또는 집단 간) 소득 격차의 코호트 변동을 추정할 수 있는 APC 모형이다. 이는 두 가지 단계로 구성되어 있다. 첫 단계로 연령과 시간이 일정한 간격으로 이루어져 행렬로 표시되는 렉시스 표(Lexis Table)에 O-B(Oaxaca-Blinder) 요인 분해³⁾를 적용하는 것이다. 이를 통해 O-B 렉시스 표가 생성된다.

코호트에서 수도권(C)과 비수도권(NC) 간 소득 격차는 식 2와 같이 두 부분으로 분해된다. 왼쪽 항은 코호트(c)에서의 전체 소득 격차이고, 오른쪽의 첫 항은 공변수 X 에 의해 설명되는 격차이고, 둘째 항은 이것에 의해 설명되지 않는, 즉 모형에서 관측되지 않는 변수의 효과를 나타낸다.

$$\overline{(Y)}_c^C - \overline{(Y)}_c^{NC} = b_c^C(\overline{X}_c^C - \overline{X}_c^{NC}) + \overline{X}_c^{NC}(b_c^C - b_c^{NC}) \quad (2)$$

두 번째 단계는 코호트별 두 지역 간 소득 격차의 추세를 추정하기 위해 APCT 모형(Mason and Wolfinger, 2001)을 수정·보완한 APCT-lag 모형(Chauvel *et al.*, 2017)을 O-B 렉시스 표에 적용하는 것이다.

$$gap^{apc} = \alpha_a + \pi_p + \gamma_c + \epsilon \quad (3)$$

여기서 π_p 의 합계는 0이고($\sum(\pi_p) = 0$) 기울기는 0이다($slope(\pi_p) = 0$). α_a 의 합계는 0이지만($\sum(\alpha_a) = 0$) 그 기울기는 $slope(\alpha_a) = \sum \frac{(y_{(a+1, p+1, c)} - y_{a, p, c})}{(a-1)(p-1)}$ 이다. 이는 코호트 나이 변화(aging)의 평균효과를 나타내고 있다. APCD 모형처럼 $c_{\min} < c < c_{\max}$ 이다. 이와 같은 제약을 통해 시간의 선형 추세는 0으로 제약되고, 코호트 효과는 장기의 시간 변동을 흡수한다. 이는 연령 추세의 시차(lag)와 같다. 상수와 선형 추세를 포함하는 γ 는 비선형 변동의 패턴을 보여준다.

APCD 모형은 소득의 전체 추세에서 코호트효과와 편차를 식별하고 그 강도를 추정할 수는 있지만, 절대적 측면에서 동일 연령에서 청년 코호트가 고령 코호트보다 소득이 더 나아졌는지를 파악할 수는 없다. APCT-lag 모형은 이를 추정할 수 있는 APC 모형이다. 이는 기존 APCT 모형(Mason and Wolfinger, 2001)과 달리 현실적으로 연령효과에 대한 적절한 제약(연령 추세의 시차)을 가한 것이고, 이는 식별 가능하다(Bar-Haim *et al.*, 2019).

개인의 불평등 수준은 일반적으로 지니계수와 같은 총계 지표에 의해 계산된다. 그런데 총계 지표인 지니계수는 개인별로 1차 미분계수와 같은 영향함수(Influence Function, IF)의 값으로 전환될 수가 있다. 이는 특정 관측치가 지니계수에 미친 영향, 즉 이상치를 탐색하기 위해 사용된다(Hampel, 1974). 그 정의가 1차 미분계수와 유사하여 IF의 기댓(평균)값은 0이다. IF에 지니계수의 통계량을 더하면 이를 RIF라고 한다. 여기서 RIF의 기댓(평균)값은 해당 분포 통계량이다(Firpo *et al.*, 2009).

RIF를 종속변수로 하는 선형 회귀모형에서 조건부 기대의 기댓값은 비조건부 기댓값이라는 반복 기댓값(iterated expectation) 법칙에 따라 그 선형 회귀모형은 $E(RIF(y; v) | X) = X\beta$ 로 나타낼 수 있다(Firpo *et al.*, 2018; 정준호·남종석, 2019). 따라서 평균에 대한 RIF의 조건부 기댓값은 일반적인 선형 회귀모형과 같다. 이처럼 RIF의 값을 종속변수로 하여 어떤 설명변수의 평균값 변화에 따라 해당 분포 통계량(예: 분위수, 지니계수 등)이 얼마만큼 변동하는가를 추정하는 것을 RIF 회귀모형이라고 한다(Firpo *et al.*, 2018).

지니계수의 RIF의 값은 식 4와 같다(Firpo *et al.*, 2009).

$$RIF(y; G) = 2\frac{y}{\mu}G + 1 - \frac{y}{\mu} + \frac{2}{\mu} \int_0^y F(z) dz \quad (4)$$

본 논문은 종속변수로 지니계수의 RIF를 사용하는 선형 회귀모형을 사용한다. 전술한 바와 같이 APCD 및 APCT-lag 모형은 기본적으로 선형 회귀모형이다. 따라

서 본 연구에서 사용하는 APC 선형 회귀모형은 어떤 설명변수의 평균값 변화가 종속변수인 지니계수에 미친 변화를 설명한다.

2) 분석 자료

본 논문은 수도권과 비수도권 거주자를 대상으로 소득 불평등의 APC 분석을 수행하기 위해 한국노동패널(Korean Labor & Income Panel Study, KLIPS)의 조사자료를 사용한다. 이는 1988년부터 시작된, 제주도를 제외한 “비농촌지역에 거주하는 한국의 가구와 가구원을 대표하는 패널 표본의 구성원(5,000가구에 거주하는 가구원)을 대상으로 1년 1회 경제활동 및 노동시장 이동, 소득 활동 및 소비, 교육 및 직업훈련, 사회생활 등에 관하여 추적 조사하는 종단면 조사(longitudinal survey)이다.” APC 모형을 설정하기 위해서는 가능한 한 장기 조사자료를 사용하는 것이 좋다. KLIPS는 1988년부터 조사가 시작되어 현재 2018년까지 공개되어 있으므로 분석의 시간적 범위는 1988~2018년, 즉 20년이다. 이 정도의 시간적 범위는 APC 분석에 충분할 것으로 보인다. 예를 들면, Chauvel and Schröder(2015)는 20년 동안의 룩셈부르크 소득 자료(LIS)를 가지고 프랑스, 독일, 미국을 대상으로 처분가능소득의 APC 모형을 설정하여 국가 간 비교·분석한 바가 있다.

20년 조사자료를 전부 사용하는 것이 아니라 Chauvel and Schröder(2015)의 경우처럼 5년 간격의 조사자료를 사용하고 가구주의 연령집단은 25~64세로 제한한다. 따라서 1998년, 2003년, 2008년, 2013년, 2018년의 조사자료가 사용되며, 연령집단은 10대 후반과 20대 초반을 제외한 5세 단위로 설정되는 생산가능인구 집단, 즉 25~29, 30~34, 35~39, 40~44, 45~49, 50~54, 55~59, 60~64세이다. 이에 따라 분석에 포함되는 출생 코호트는 1934~1938, 1939~1943, 1944~1948, 1949~1953, 1954~1958, 1959~1963, 1964~1968, 1969~1973, 1974~1978, 1979~1983, 1984~1988, 1989~1993년생 코호트다. 전술한 바와 같이 1934~1938년생과 1989~1993년생 코호트는 APC 회귀분석에서 제외된

다. 한편, 소득 불평등 수준이 여타 시기와 비교해 더 높은 두 번의 경제 위기가 포함된 조사자료가 사용되기 때문에 이러한 경제 충격에 따른 연령집단과 코호트별 상이한 영향이 있을 것으로 예상되며 이를 고려하여 분석 결과를 살펴볼 필요가 있다.

분석의 공간적 대상은 수도권과 비수도권이다. 주지하는 바와 같이 수도권은 서울, 인천, 경기를 포함한다. 반면에 비수도권은 3개 지역을 제외한 나머지 지역이다. 본 논문에서 세종시와 제주도는 자료 이용의 한계로 비수도권에서 제외된다. 이렇게 지역을 구분한 이유는 더욱 세부적인 지역으로 조사자료를 나누면 지역별 표본수가 많지 않아 통계분석의 신뢰성 문제가 발생할 것으로 보이며, 또한 수도권과 비수도권 간 소득 격차가 우리나라 지역 간 소득 격차에서 중요한 위치를 차지하고 있기 때문이다(정준호, 2018).

본 연구에서 사용하는 소득 변수는 소득 관련 연구에서 일반적으로 사용하는 바와 같이 한 가구의 소득을 가구원 수의 제곱근으로 나누어 준 균등화 개인 시장소득이다. 여기서 시장소득이란 근로소득, 사업소득, 재산소득, 그리고 사적 이전소득의 합계를 말한다(홍민기 외, 2015). 이는 정부의 재분배 정책을 시행하기 전의 소득수준을 파악할 수 있다.⁴⁾ 종속변수는 균등화 개인 시장소득의 지니계수를 개별 표본별로 전환한 RIF의 값이다. 전술한 바와 같이 RIF의 평균은 바로 지니계수다.

본 연구에서 사용되는 인구·사회학적 설명변수들은 가구의 교육수준, 가구의 종사상 지위, 여러 가지의

가구 특성 등을 포함하는 더미 변수이다. 가구의 교육수준은 4년제 대학교 졸업 여부이고, 가구의 종사상 지위는 상용직, 고용주·자영업자, 임시·일용직과 무급가족종사자 등의 기타(기준변수: 기타)이며, 가구 특성변수들은 기혼 배우자 여부, 1인 가구 여부, 18세 미만 자녀 유무, 성별(기준변수: 여성) 등이다.

4. 분석 결과

1) 기술적 분석

표 1은 가구가 25~64세를 대상으로 1998~2018년 수도권과 비수도권의 소득 불평등(지니계수)과 명목 소득수준을 비교하고 있다. 소득 불평등(지니계수)을 보면 수도권 거주자는 비수도권과 비교하여 1998년과 2008년 경제 위기에 더 부정적인 영향을 받았다는 것을 알 수 있다. 그리고 2013년 이후 비수도권의 지니계수가 수도권의 그것을 능가하기 시작했다. 이에 따라 최근에 비수도권 내부의 불평등 수준이 수도권의 그것보다는 높아졌다. 이는 2010년대 이후 진행되어 온 자동차, 조선 등의 산업 구조조정이 주로 비수도권 지역(예: 목포, 군산, 거제, 울산 등의 서남해안과 영남권 일부 지역)에서 일어난 것과 관련된 것으로 보인다.

반면에 명목 소득수준에서는 수도권의 소득수준이 비

표 1. 수도권과 비수도권의 소득 불평등(지니계수)과 명목 소득수준 비교

(단위: 만원)

구분	수도권			비수도권		
	지니계수	명목소득	표본수	지니계수	명목소득	표본수
1998	0.406	1,079.3	2,250	0.368	946.5	2,137
2003	0.353	1,712.0	1,896	0.349	1,422.6	1,894
2008	0.363	2,368.1	2,090	0.350	2,198.2	1,896
2013	0.316	2,818.6	2,466	0.329	2,645.0	2,390
2018	0.303	3,365.8	2,445	0.317	3,213.4	2,387

주: 가구가 나이가 25~64세로 한정된 것이고, 명목소득은 균등화 개인 시장소득 기준임.

자료: 한국노동패널(KLIPS) 1998, 2003, 2008, 2013, 2018년도 조사자료.

수도권의 그것을 훨씬 능가한다. 이는 수도권에 기업 분사, 첨단제조업, 그리고 고차서비스업종이 다수 집중되어 있어 이들 업종의 임금수준이 높으며, 이외에도 금융소득과 부동산소득 등 재산소득의 창출이 경제 중심지로서 기능하는 수도권에서는 비수도권보다는 상대적으로 더 쉽기 때문으로 보인다.

다른 한편으로, 그림 1은 1998~2018년 지니계수로 측정된 연령대별 소득 불평등의 변화를 보여주고 있다. 수도권과 비수도권의 소득 불평등 패턴은 변동이 있기는 하지만 대체로 생애주기에 따른 완만한 U자형 또는 1998년 외환위기와 2008년 글로벌 금융위기의 여파로 W자형을 드러내고 있다. 생애주기에 따른 U자형의 소득 불평등 패턴은 수도권보다는 비수도권에서 상대적으로 잘 드러나는 편이다. 하지만 이것도 대략 그렇다는 것이며, 두 지역의 소득 불평등 패턴은 시기별로 변동하여 이를 일정 유형으로 특정하기에는 다소 무리가 있기는 하다.

이처럼 청년기에는 소득 불평등 수준이 높지만, 소득 흐름이 안정적인 40~50대는 최저를 기록하고 그 이후에 다시 높아지는 U자형 생애주기 패턴이 명확하게 드러나지 않는 것은, 가령 20~30대나 40대의 특정 연령층이 두 차례의 경제 위기로 노동시장 진입의 어려움 또는 심대한 구조조정을 겪는 바람에 이들의 소득이 상대적으로 심하게 하락·변동했기 때문이다. 이에 따라 명확한 U자형이 아니라 완만한 U자형과 W자형 패턴이 연도별로

변경되어 나타나고 있다. 즉 연령대별 소득 불평등 패턴은 시기별로 다르다. 수도권의 경우 1998년 외환위기와 2008년 금융위기 당시에는 연령-소득 불평등 프로파일이 대략 W자형으로 나타나고 그 외 시기는 대략 U자형을 보여주고 있다. 이러한 양상에서 비수도권도 크게 벗어나지는 않는다. 그러나 두 지역의 연령대별 소득 불평등의 정도는 상이하다.

지난 20년 동안에 수도권과 비수도권에서 1998년과 2008년을 제외하고는 소득 불평등 수준은 떨어졌다. 그러나 연령대별 소득 불평등도는 시기별로 다르다. 수도권과 비수도권에서 2010년대 이후 대체로 20대 후반의 소득 불평등도는 1998년의 수준보다 더 높은 편이다. 20대와 60대를 제외할 경우 수도권의 소득 불평등 수준은 1998년 40대 초반, 2003년 40대 후반, 2008년 40년대 후반에서 가장 높지만, 비수도권의 그것은 2008년 50대 초반에서 가장 높다. 이는 경제활동의 허리를 구성하는 40대가 수도권에서 그 당시 경제 위기로 비수도권보다 더 큰 타격을 입었다는 것을 보여주고 있다.

2) 회귀분석

여기서는 전술한 APCD, APCT, APC-GO 모형을 통해 수도권과 비수도권 거주자에 대해 소득 불평등의 APC 효과를 분석한 추정 결과를 제시한다. 이는 지역별 소득 불평등의 APC 효과에 대한 강도, 추세, 그리고 소득

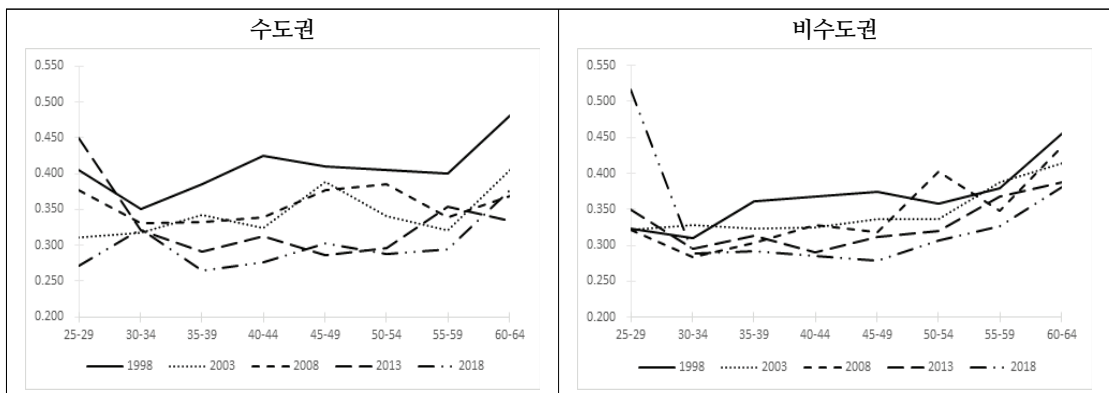


그림 1. 연령대별 소득 불평등(지니계수): 1998-2018

자료: 한국노동연구원 노동패널(KLIPS)

불평등의 지역 간 격차의 추세 등을 분석한 것이다. 이하에서는 윤종인(2018)처럼 시간효과를 제외한 두 가지 효과, 즉 코호트 및 연령효과에 초점을 두어 논의를 진행한다.

(1) 전체 추세대비 소득 불평등의 코호트 및 연령 효과의 강도: APCD 모형

그림 2는 수도권과 비수도권을 대상으로 소득 불평등에 대한 코호트 및 연령효과에 대한 강도를 그래프로 나타낸 것이다.⁵⁾ 이는 APCD 모형을 통해서 얻은 회귀계수들을 그래프로 나타낸 것으로 하나는 가구 구성, 종사상 지위, 교육 수준 등 일련의 설명변수들을 통제하지 않은 경우(모형 1)이고, 다른 하나는 이를 통제한 경우(모형 2)이다. APCD 모형은 장기 추세와의 편차, 즉 강도와 범프(bump)를 분석한다. 이는 어느 코호트가 더 소득 불평등이

심한지, 아니면 다른 코호트보다 더 소득 불평등이 개선되었는지의 정도, 즉 코호트 간 소득 불평등의 강도를 보여준다.

코호트 및 연령효과에 대한 모형 1과 모형 2의 추정 결과를 보면, 모형설정에 따른 두 효과의 정도 차이는 존재하지만, 두 효과의 전체 패턴에서는 큰 차이가 없다. 이는 수도권과 비수도권 모두 마찬가지다.⁶⁾ 수도권과 비수도권의 코호트효과에 대한 패턴은 1954~1958년생 코호트를 경계로 V자형과 U자형이 결합하여 대략 W자형을 보여주고 있다. 두 지역의 연령효과에 대한 패턴도 이와 유사하게 W자형이다.

모형 2를 보면, 수도권의 경우 1954~1958년생과 1984~1988년생 코호트의 회귀계수의 부호가 정(+)이고 그 값이 약 0.04로 가장 크다. 이는 전체 추세보다 두 코호트의 지니계수가 약 0.04 포인트 정도 더 높다는 것을 의미

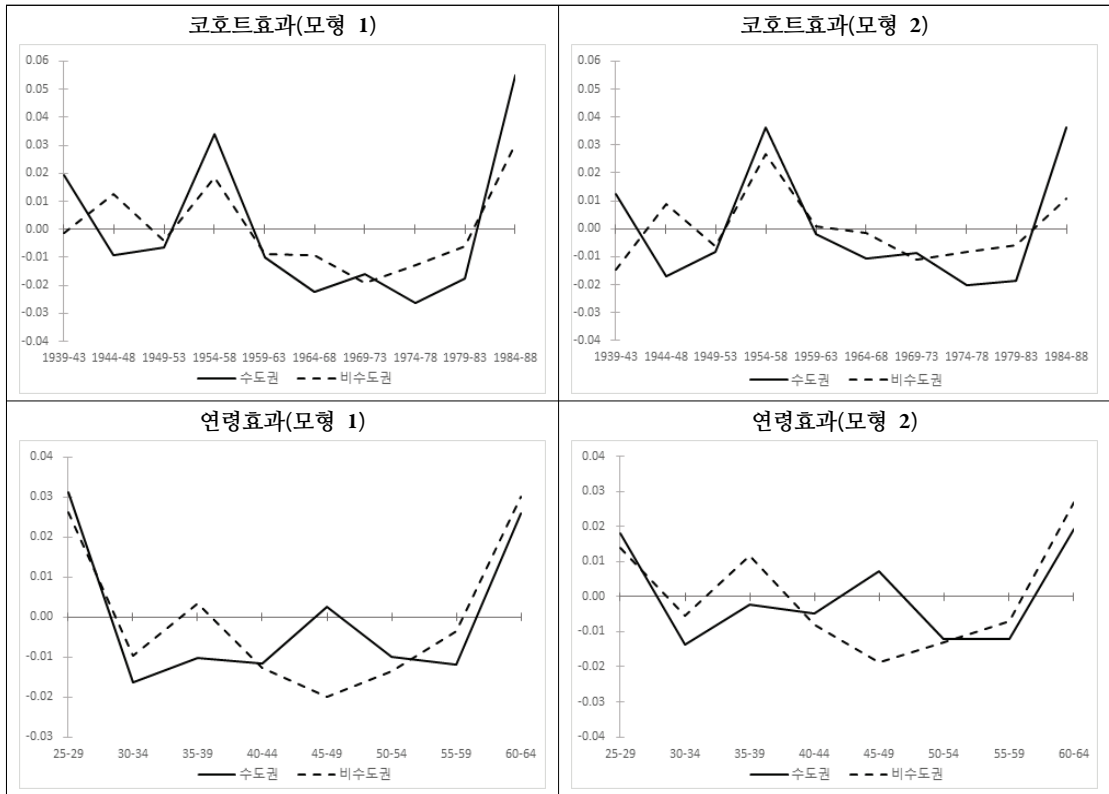


그림 2. 코호트 간 소득 불평등 강도: APCD 모형 추정 결과
 주: 추정에 사용된 모든 설명변수는 10% 이내에서 통계적으로 유의함

한다. 인구 규모가 가장 큰 베이비붐 세대(1955~1963년 생)의 첫 코호트와 30대 초반의 청년 코호트에서 전체 추세대비 소득 불평등의 정도가 가장 크다. 그다음으로 회귀계수의 부호가 정(+)인 1939~1943년생 고령 코호트가 이를 뒤따르고 있다. 따라서 고령 코호트, 청년 코호트, 그리고 베이비붐 세대의 첫 코호트가 다른 코호트보다 전체 추세대비 소득 불평등 정도가 크다. 고령 코호트가 1939~1943년생이 아니라 1944~1948년생 코호트라는 점을 제외하면 비수도권도 대체로 이와 유사하다. 그리고 지역과 무관하게 이들 세 코호트를 제외한 나머지 코호트의 회귀계수의 부호는 모두 부(-)이다. 따라서 이들은 전체 추세대비 소득 불평등 정도가 개선된 코호트다. 주목할만한 점은 지역과 무관하게 베이비붐의 서막을 연 1954~1958년생 코호트의 전체 추세대비 소득 불평등 정도가 다른 코호트보다 심하다는 것이다. 이 코호

트는 1997년 외환위기 당시 막 40대에 들어선 코호트로 그 일부가 심대한 구조조정의 질곡을 겪었으며 인구 규모가 커서 코호트 내 경쟁도 심했던 것이 이러한 결과를 낳은 것으로 보인다. 특히 수도권에서 그 코호트의 효과가 더 크다.

코호트효과와 강도에서 수도권과 비수도권 간에 상대적 차이가 있다. 1954~1958년생이 코호트효과와 패턴에서 분기점을 이루고 있다는 점에서 그 이후 코호트에 집중하여 두 지역 간의 차이를 들여다보자. 소위 '386세대'를 포함하는 50대 및 40대 초반을 아우르는 1960~1970년대생 코호트에서는 전체 추세대비 수도권 거주자의 소득 불평등 개선 효과가 비수도권의 그것에 비해 더 크다. 하지만 이러한 수도권 거주자의 소득 불평등 개선 정도는 1980년대생 이후부터 반전된다. 따라서 수도권 거주 1960~1970년대생 코호트가 비수도권의 그것과 비교해 소득

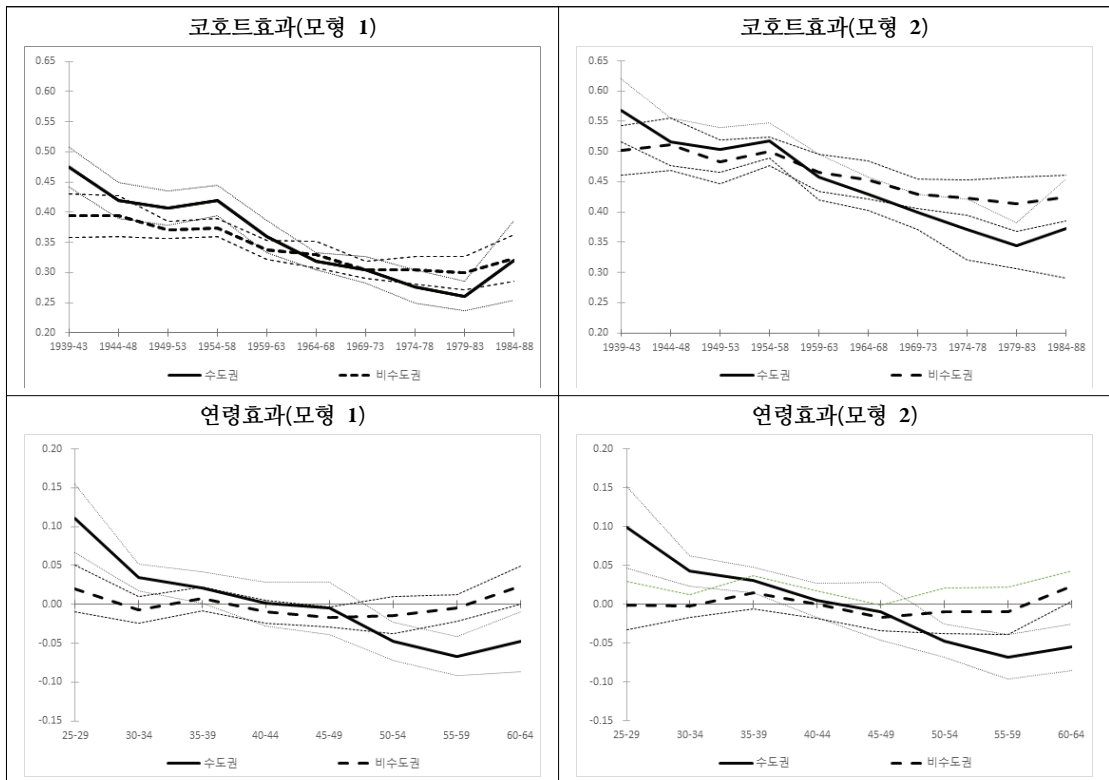


그림 3. 코호트 내 소득 불평등 추세: APCD-lag 모형 추정 결과
 주: 점선은 bootstrapping을 20회 수행하여 얻어진 통계적 신뢰구간을 의미함

불평등이 더 개선된 것이다. 이들의 일부는 1980년대 민주화의 선봉장이기도 하고, 1997년 외환위기의 살벌한 구조조정의 직접적인 광풍에서 벗어나 있었으며, 그 위기 후 세계화의 이익을 누린 세대이기도 하고, 또한 2000년대 초·중반의 수도권 부동산 열풍의 수혜자이기도 하다(이철승, 2019). 반면에 '1982년생 김지영 세대' 또는 밀레니엄 세대로 일컬어지는 수도권 거주 1980년대생 이후 코호트부터는 불평등 개선의 정도가 급진적이라고 있다.

모형 1이나 모형 2에서 연령효과는 W자형으로 나타난다. 모형 2를 기준으로 20대 후반과 60대 초반을 제외하면 수도권에서 전체 추세대비 소득 불평등 정도가 가장 큰 연령대는 40대 후반이고 비수도권에서는 30대 후반이다. 그 반대의 경우 수도권은 50대 후반이지만 비수도권은 40대 후반이다. 따라서 W자형을 그리는 두 지역 연령효과와 정점 사이에 10살의 갭이 있다. 코호트효과와 마찬가지로 비수도권 연령효과의 강도도 상대적으로 수도권의 그것보다는 크다. 따라서 연령효과와 정도도 소득 불평등 완화 측면에서 보면 수도권 거주자에서 더 크다.

(2) 소득 불평등의 코호트 및 연령효과의 추세: A PCT-lag 모형

전술한 바와 같이 APCD 모형에서 코호트효과가 선형 추세를 흡수하기 때문에 연속적인 코호트 및 연령효과의 추세가 추정될 수가 없다. 전술한 바와 같이 코호트 또는 연령효과의 추세를 추정하기 위해서는 APCT-lag 모형이 유용하다. 그 추정 결과는 그림 3에 나타나 있으며, 코호트 내 소득 불평등의 추세를 보여준다. APCD 모형의 추정과 마찬가지로 모형 1은 일련의 인구·사회학적 설명변수가 없는 것이고, 모형 2는 이들 설명변수를 추가한 모형이다. 대체로 코호트 및 연령효과의 패턴은 매우 완만한 U자형 또는 W자형으로 나타나고 있다.

모형 1과 모형 2의 추정 결과는 수도권과 비수도권 모두에서 유사한 패턴을 보여주고 있으므로 APCD 모형의 경우처럼 모형 2를 중심으로 논의한다. 두 지역의 코호트효과는 부(-)의 선형 추세를 보여주고 있으며, 1954~

1958년생과 1979~1983년생에서 그 기울기가 변한다. 전자에서는 가팔라지지만, 후자에서는 이전 추세와 반전된다. 이는 APCD 모형의 추정 결과와 맥을 같이하고 있다. 또한, 코호트효과의 계수는 정(+)이므로 소득 불평등 추세는 지속하고 있지만, 코호트에 대한 선형 추세가 부(-)의 단조함수이므로 1980년대생 코호트 이전까지는 대체로 소득 불평등 추세가 점차로 개선되고 있다. 그러나 1980년대생 코호트 이후로는 소득 불평등 추세가 반전하고 있다. 그러나 산업화 세대, 베이비붐 세대, '386 세대'를 포함하는 중·고령 코호트의 회귀계수가 청년 코호트의 그것보다 크다는 점에서 코호트 내 격차는 전자가 후자보다 더 크다.

이러한 추세의 지역 간 차이에서 주목할만한 점은, 1959~1963년생 코호트를 경계로 그 이전에는 수도권의 소득 불평등 개선 효과가 비수도권의 그것보다는 더 작지만, 그 이후에는 반전한다는 점이다. 이는 앞서 APCD 분석 결과와 마찬가지로 수도권에 거주하는 1960~1970년대생 코호트가 상대적으로 소득 불평등 개선 효과가 있다는 것을 시사한다. 수도권 거주자의 이러한 상대적인 소득 불평등 개선 효과는 1980년대생 이후 코호트부터 반전한다. 하지만 그 이전 코호트까지는 비수도권 거주자와 비교해 수도권 거주자에게 상대적 소득 불평등 완화 효과가 있다.

연령효과의 경우 수도권은 50대까지는 부(-)의 선형 추세를 보여주다가 그 이후에는 반전한다. 반면 비수도권 연령효과 추세는 수도권의 그것과 비슷한 패턴을 따르지만 매우 완만한 기울기를 보여준다. 그 계수 값도 수도권의 그것과 비교하여 매우 작다. 두 지역에서 연령효과 부호는 40대 후반에서 정(+)에서 부(-)로 바뀐다. 그러나 비수도권의 경우 60대 초반에 그 부호가 부(-)에서 정(+)으로 다시 반전한다. 즉 비수도권에는 60대 고령으로 가면 소득 불평등 개선이 아니라 심화 추세가 나타나는 것이다. 수도권도 이러한 반전 추세는 마찬가지지만 그 부호는 여전히 정(+)이다. 따라서 비수도권에서 고령층의 소득 불평등 문제가 수도권의 그것보다는 더 심하다고 볼 수 있다.

(3) 소득 불평등의 지역 간 격차의 코호트 및 연령 효과: APC-GO 모형

그림 4는 APC-GO 모형에 따른 소득 불평등의 두 지역 간 격차 추세를 보여주고 있다. 인구·사회화적인 설명변수들을 통제하지 않은 모형 1이나 이를 통제한 모형 2나 코호트효과 추세는 거의 유사하다. 앞서와 같이 모형 2를 기준으로 보면, 코호트효과는 1969~1973년생 코호트의 일시적인 반전을 제외하고는 1954~1958년생부터 1979~1983년생 코호트까지 부(-)의 선형 추세를 보여주다가 그 이후에 반전하고 있다. 그리고 그 부호는 1964~1968년생 코호트부터는 정(+)에서 부(-)로 전환되고 있다. 이는 1960년대 중반 이후 출생한 코호트의 경우 소득 불평등의 지역 간 차이가 줄어드는 효과가 있다는 것을 시사한다. 앞의 분석과 연결하여 보면 비수도

권의 소득 불평등이 높아지는 것과 연관되어 있다.

전술한 바와 같이 소득 불평등의 두 지역 간 차이는 '설명되는 요인'에 의한 차이와 '설명되지 않은 요인'에 의한 차이의 합이다. 코호트 전반에 걸쳐 인구·사회화적인 특성변수들은 일정하게 소득 불평등의 지역 간 차이를 설명하고 있다. 예외적으로 1954~1958년생 코호트에서 '설명된 요인'에 의한 차이가 상대적으로 크다. 이는 이 코호트가 상당한 인구압력을 가져 코호트 내 경쟁이 치열하고 대학교 진학이 상대적으로 쉽지 않았기 때문에 교육, 직종, 가구 구성 등과 같은 인구·사회화적 변수가 이에 일정한 영향을 미친 것으로 보인다. 그러나 다른 코호트에서는 '설명된 요인'에 의한 차이가 지역 간 차이를 설명하는 몫이 크지가 않고 거의 일정하다. 따라서 '설명되지 않은 요인'에 의한 차이가 소득 불평등의 지역

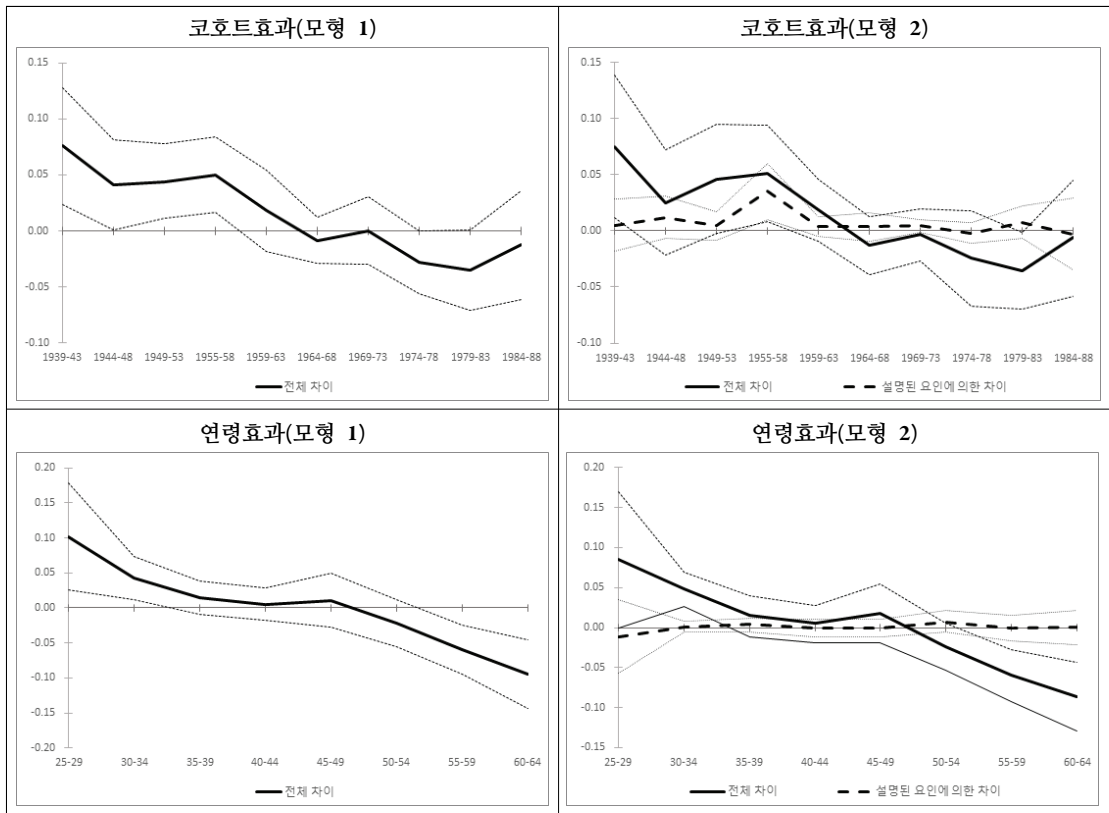


그림 4. 소득 불평등의 지역 간 격차의 분해: APC-GO 모형 추정 결과
 주: 점선은 bootstrapping을 20회 수행하여 얻어진 통계적 신뢰구간을 의미함

간 격차에서 중요한 역할을 하고 있다.

지역 간 격차의 '설명할 수 없는' 요인은 상수항을 포함한 계수 추정치의 차이로 인한 것이다. 이는 수도권 거주자가 비수도권 거주자의 평균적 특성을 보유하더라도 남아있을 소득 불평등의 지역 간 격차를 의미한다. 이러한 '설명되지 않은 요인'에 의한 차이는 세 가지 이유로 나타난다(Sen, 2014: 1751). 첫째는 소득 불평등에 영향을 줄 수 있지만 추정식에 포함되지 않은 여타 설명변수들의 누락에 기인한다. 둘째는 두 지역에 체계적으로 다른 변수들의 측정오차 패턴 때문이다. 마지막은 소득 불평등의 지역 간 격차 측면에서 동일 특성이 서로 다른 경제적 편익을 가져다주는 특정한 형태의 사회적 차별(discrimination)이 잠재적으로 존재할 수 있기 때문이다.

측정 오차의 문제를 제외할 경우 소득 불평등의 지역 간 격차에서 '설명되지 않은 요인'이 차지하는 비중이 크고 지역 간 격차의 전체 패턴을 좌지우지하는 것은 제도적이고 구조적인 설명변수의 누락에 의한 것으로 보인다. 가령, 산업의 입지분포, 구상과 실행 기능의 공간적 분업에 기반한 중심과 주변 간 권력 관계 등과 같은 거시적이고 구조적인 요인이 수도권과 비수도권 간 소득 격차에 영향을 미칠 수가 있다(정준호, 2018). 대기업 본사가 수도권에 집중하고 비수도권에 분공장이 입지할 경우 직주 분리로 인한 통근과 법인 잉여의 본사 이전으로 비수도권에서 수도권으로 상당한 소득이 유입될 수가 있다. 그리고 구직의 기회와 용이성, 정보교환, 이중 기업 간 산업연관 효과 등으로 수도권이 누리는 집적경제의 편익도 무시할 수가 없다. 하지만 이러한 요인들은 추정식에서 고려되고 있지 않다.

또한, 인구·사회학적인 특정 변수의 사회적 차별의 가능성도 존재한다. 예를 들면, 대학 서열화가 있는 경우 어느 대학을 졸업했느냐에 따라 대학 졸업에 대한 개인의 수익(return)에서 차이 또는 차별이 존재할 수 있다. 비수도권 거주자가 비수도권 대학을 졸업하여 얻는 경제적 수익과 수도권 거주자가 수도권 대학을 졸업하여 얻는 경제적 이득과 비교할 경우 사회적으로 이들 간에 일정한 차이 또는 차별이 존재할 수 있다는 것이다.

이처럼 산업의 입지분포, 구상과 실행의 공간적 분업,

집적경제 등과 같이 누락된 제도적·사회적 요인들이 관측되지 않아 회귀식에 포함되지 않거나 대학 졸업의 서열화 효과와 같은 사회적 차별 효과가 존재하기 때문에 소득 불평등의 지역 간 격차를 온전히 설명할 수가 없다. O-B 요인 분해에서 개별 특성에 대한 수익이 같다면 두 지역 간 격차는 전적으로 관측이 가능한 개별 특성의 차이로 설명될 수 있다. 반면에 개별 특성 계수에서 차이가 없다면 두 지역 간 격차는 완전히 다른 형태의 차별이라는 구조적 효과에 의해서 설명될 수 있다. 그림 4에서 보는 바와 같이 코호트에 따른 전체 차이의 추세가 '설명되지 않은 요인'에 의한 차이 추세와 거의 유사하다는 점에서 소득 불평등의 지역 간 격차에서 관측되지 않은 제도적·사회적 요인들이 더 중요하다고 볼 수가 있다.

연령효과도 코호트효과처럼 '설명되지 않은 요인'에 의한 차이가 두드러진다. 모형 2에 따르면 연령효과가 40대 초반까지 부(-)의 선형 단조함수 패턴을 따르고 있는데, 40대 초반과 후반 사이에서 약간의 반전이 있다. 그러나 50대 이후에 연령효과와 부호는 정(+)에서 부(-)로 바뀌고 있다. 이는 50대 이후 연령대는 소득 불평등의 지역 간 격차가 줄어들고 있다는 것을 시사한다. 따라서 베이비붐 및 '386세대'를 포함하는 50~60대는 다른 연령대와 비교해 지역 간 소득 불평등의 격차가 줄어드는 효과를 더 누리고 있다.

5. 요약 및 결론

본 논문은 수도권과 비수도권 거주자를 대상으로 1998~2018년 한국노동패널(KLIPS) 조사자료의 APC 모형 분석을 통해 지역별 소득 불평등의 코호트 간 강도 및 코호트 내 추세, 그리고 소득 불평등의 지역 간 격차 추세를 비교·분석하였다. 이를 통해 얻은 분석 결과들은 다음과 같다.

첫째, 고령 코호트, 청년 코호트, 그리고 베이비붐 세대의 첫 코호트가 다른 코호트보다 전체 추세대비 소득 불평등도가 높다. 1960~1970년대생 코호트에서는 전체

추세대비 수도권 거주자의 소득 불평등 개선 효과가 비수도권의 그것에 비해 더 크다. 하지만 이러한 수도권 거주자의 소득 불평등 개선 정도는 1980년대생 이후부터 반전한다. 또한, 두 지역 연령효과와 정점 사이에는 10살의 차이가 있다. 소득 불평등 측면에서 코호트효과와 마찬가지로 대체로 비수도권의 연령효과 강도도 수도권의 그것보다는 크다.

둘째, 코호트 및 연령효과와 패턴은 매우 완만한 U자형 또는 W자형으로 나타나며, 1980년대생 코호트 이전까지 대체로 소득 불평등 추세가 점차로 개선되고 있다. 그러나 1980년대생 코호트 이후로는 소득 불평등의 추세가 반전하고 있다. 1959~1963년생 코호트를 경계로 그 이전에는 수도권 거주자의 소득 불평등 개선 효과가 비수도권의 그것보다는 작지만, 그 이후에 반전한다. 이는 앞서 APCD 분석 결과와 마찬가지로 수도권에 거주하는 1960~1970년대생 코호트는 상대적으로 소득 불평등의 개선 효과를 누리고 있다는 것을 함의한다.

셋째, 소득 불평등의 지역 간 격차 분석은 1960년대 중반 이후 출생한 코호트의 경우 다른 코호트와 비교하면 상대적으로 소득 격차가 완화되는 효과가 있다는 것을 보여준다. 코호트에 따른 전체 차이의 추세가 '설명되지 않은 요인'에 의한 차이의 추세와 거의 유사하다는 점에서 소득 불평등의 지역 간 격차에서 관측되지 않은 제도적·사회적 요인들이 더 중요하다. 연령효과도 코호트효과처럼 '설명되지 않은 요인'에 의한 차이가 두드러지고, 50대 이후 연령대는 소득 불평등의 지역 간 차이가 줄어들고 있다.

이러한 분석 결과들로부터 몇 가지 시사점을 도출하면 다음과 같다. 첫째, 고령화에 따라 소득 불평등의 수도권과 비수도권 간 격차가 향후 더욱더 심화할 수 있다는 것이다. 소득 불평등 측면에서 50~60대 및 1960~1970년대생 수도권 거주자의 사회·경제적 편익이 있다. 또한, 비수도권 청년 코호트의 소득 불평등 정도는 수도권의 그것과 비교하여 더 심한 편이다. 따라서 청년과 고령 세대의 소득 불평등 문제가 비수도권에 더 심화할 수 있으므로 소득 불평등의 문제 해결에서 지역 차원의 문제설정이 필요하다.

둘째, 비수도권에서 청년과 고령 세대의 소득 불평등

문제가 상대적으로 심하다는 것은 기존의 지역 성장모형의 한계를 반영한 것으로 보인다. 이는 비수도권 청년에게는 괜찮은 일자리와 기회가 그다지 많지 않으며, 고령화에 따른 노후 보장을 위한 소득이나 자산축적의 기회가 많지 않다는 것을 시사하는 것이다. 따라서 이러한 세대 간 소득 양극화를 극복하기 위해서는 기존의 성장모형을 일신하여 비수도권 거주자에게 다양한 기회가 주어질 수 있도록 노후 보장을 위한 사회복지체계가 구축되어야 한다.

마지막으로, 교육수준, 종사상 지위, 가구 구성 등과 같은 인구·사회학적 변수들이 소득 불평등의 지역 간 격차를 설명하는 것에는 한계가 있다는 것이다. 제도적·구조적인 변수나 누락된 다른 설명변수의 효과를 간과할 수 없다. 이는 소득 불평등의 지역 간 격차를 설명하는 데에 미시적인 개별 요인을 무시할 수는 없지만, 그보다는 구조적이고 사회적인 차별 효과가 더 의미가 있다는 것을 시사한다. 구상과 실행의 공간적 분업에 기반한 현행 성장모형에서 수도권과 비수도권이 수행하는 역할과 기능에 따라 중심과 주변 간의 암묵적·명시적 권력 관계가 나타나며 이것이 이에 한몫하고 있다고 볼 수 있다. 따라서 지역 간 격차 문제에서 거시적이고 제도적인 요인의 중요성을 간과할 수가 없다.

본 논문은 자료상의 한계가 있지만, APC 모형을 사용하고 종속변수로 소득수준이 아니라 지니계수의 RIF 값을 사용하여 소득 불평등과 지역 이슈를 직접적으로 동시에 다루고 있다는 점에서, 본 연구의 의의가 있다. 코호트 내 및 코호트 간 개인 소득 격차와 지역 간 격차가 어떻게 구조적으로 맞물려 있는지를 해명하는 것이 향후 연구과제일 것으로 보인다.

주

- 1) 본 논문에서 가끔 사용하는 소위 '386 세대'는 1960년대생 코호트 전체를 대표하는 것이 아니다. 어느 심사자도 지적하는 바와 같이, 1960년대 코호트 중에 대학에 들어간 이가 많지가 않다. 하지만 '386' 세대는 1960년대생 대학 입학자를 대상으로 만들어진 조어이다. 이러한 지적은 타당하다. 따라서 이러한 점을

- 염두에 두어야 한다. 그렇지만 1960년대생 코호트는 '386 세대'를 포함하고 있다. 이 코호트는 대학교에 들어간 '386 세대'의 직·간접적 영향을 주고받은 것을 부정할 수는 없다.
- 2) 이에 대해서는 Guillermin(2015)를 참조할 수 있다.
 - 3) O-B 요인 분해에 관한 개관은 정준호(2019)를 참조할 수 있다
 - 4) 한 심사자는 처분가능소득을 사용할 경우 분석 결과가 다르게 나타날 수 있다는 점을 지적하고 있다. 이는 타당한 지적일 수 있다. 하지만 우리나라의 경우 재분배 효과가 상대적으로 크지 않아 시장소득을 사용한 경우와 비교하여 큰 차이가 없을 것으로 보인다.
 - 5) 이하에서 회귀분석 결과는 지면상의 제약으로 제시하지 않고 그 결과를 일목요연하게 그래프로 보여줄 것이다.
 - 6) 모형 1과 모형 2에 따른 추정 계수의 패턴에서 크게 차이가 나지 않으므로 이하에서는 주로 인구·사회학적 통제변수가 들어간 모형 2를 중심으로 논의를 진행한다.

참고문헌

- 권순일, 2011, “인구노령화와 생명보험 수요: 연령-세대-연도효과 분석,” 리스크관리연구 22(2), pp.135-157.
- 남주하·김상봉·이수희, 2006, “생애주기 가설과 개별 가구의 나이-부의 프로파일 추정,” 국제경제연구 12(3), pp.145-178.
- 신진욱·조은혜, 2019, 386 담론의 계보와 정치적 의미론, 1990-2019: 담론의 주체, 맥락, 상징구조에 대한 비판적 담론분석, 한국사회학회 2019년 정기사회학대회 발표문.
- 윤종인, 2016, “우리나라 가계저축에 대한 코호트 분석,” 재정학연구 9(3), pp.35-69.
- 윤종인, 2018, “우리나라 소득분배의 연령효과와 코호트효과에 대한 연구,” 경제학연구 66(1), pp.81-114.
- 이왕원·김문조·최윌, 2016, “한국사회의 계층귀속감과 상향 이동의식 변화: 연령, 기간 및 코호트효과를 중심으로,” 한국사회학 50(5), pp.247-284.
- 이철승, 2019, 불평등의 세대, 서울: 문학과 지성사.
- 이철승·정준호, 2018, “세대 간 자산 이전과 세대 내 불평등의 증대, 1990-2016,” 동향과 전망 104, pp.316-373.
- 정준호, 2018, “지역 간 소득 격차와 위험공유,” 공간과 사회 28(2), pp.12-44.
- 정준호, 2019, “수도권과 비수도권 간 자산 격차의 요인 분해,” 한국경제지리학회지 22(2), pp.196-213.
- 정준호·남종석, 2019, “근로자의 결합노동시장지위가 임금 분포에 미친 효과,” 동향과 전망 106, pp.229-267.
- 홍민기·강신욱·성재민·이상호·장지연·김재광·이지은, 2015, 노동패널 연구(1): 패널자료 비교연구를 중심으로, 한국노동연구원 연구보고서.
- Aristei, D., Perali, F. and Pieroni, L., 2008, “Cohort, age and time effects in alcohol consumption by Italian households: a double-hurdle approach,” *Empirical Economics* 35, pp.29-61.
- Bar-Haim, E., Chauvel, L. and Hartung, A., 2019, “More necessary and less sufficient: an age-period-cohort approach to overeducation from a comparative perspective,” *Higher Education* 78, pp.479-499.
- Chauvel, L., 2013, “Welfare regimes, cohorts and the middle classes,” in Gornick, J. C. and Jäntti, M.(eds.), *Income Inequality: Economic Disparities and the Middle Class in Affluent Countries*, Stanford C.A.: Stanford University Press, pp.115-141.
- Chauvel, L. and Schröder, M., 2015, “The impact of cohort membership on disposable incomes in West Germany, France, and the United States,” *European Sociological Review* 31(3), pp.298-311.
- Chauvel, L., Hartung, A. and Bar-Haim, E., 2017, APCGO: Stata module to calculate age-period-cohort effects for the gap between two groups (based on a Blinder-Oaxaca decomposition), including trends for each parameter.
- Firpo, S., Fortin, N. M. and Lemieux, T., 2009, “Unconditional quantile regressions,” *Econometrica* 77(3), pp.953-973.
- Firpo, S., Fortin, N. M. and Lemieux, T., 2018, “Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions,” *Econometrics* 6(2), pp.1-40.
- Guillermin, M., 2015, Les méthodes de pseudo-panel, Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques, Document de travail, M 2015/02.
- Hampel, F. R., 1974, “The influence curve and its role in robust estimation,” *Journal of the American Statistical*

- Association* 69(346) pp.383-393.
- Jappelli, T., 1999, The age-wealth profile and the life-cycle hypothesis: a cohort analysis with a time series of cross-sections of Italian households, Centre for Studies in Economics and Finance, Working Paper.
- Mannheim, K., 1952, "The problem of generations," in Kecskemeti, P.(ed.), *Karl Mannheim: Essays*, London: Routledge, pp.276-322.
- Mason, W. M. and Wolfinger, N. H., 2001, "Cohort analysis," in Neil, J. S. and Paul, B. B.(eds.), *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences*, Oxford: Pergamon, pp.2189-2194.
- O'Brien, R. M., 2011, "Constrained estimators and age-period-cohort models," *Sociological Methods and Research* 40(3), pp.419-452.
- Ryder, N. B., 1965, "The cohort as a concept in the study of social change," *American Sociological Review* 30(6), pp.843-861.
- Sen, B., 2014, "Using the Oaxaca-Blinder decomposition as an empirical tool to analyze racial disparities in obesity," *Obesity* 22(7), pp.1750-1755.
- Wilmoth, J. R., 1990, "Variation in vital rates by age, period, and cohort," *Sociological Methodology* 20, pp.295-335.
- Yang, Y. and Land, K., 2013, *Age-Period-Cohort Analysis: New Models, Methods, and Empirical Applications*, New York: Chapman and Hall/CRC.
- Yang, Y., Wohl, S. S., Fu, W. J. and Land, K. C., 2008, "The intrinsic estimator for age-period-cohort analysis: What it is and how to use it," *American Journal of Sociology* 113(6), pp.1697-1736.
- 교신: 정준호, 24341, 강원도 춘천시 강원대학길 1, 강원대학교 사회과학대학 부동산학과, 전화: 033-250- 6838, 이메일: jhj33@kangwon.ac.kr
- Correspondence: Jun Ho Jeong, Department of Real Estate, Kangwon National University, 1 Kangwondaehak-gil, Chuncheon-si, Gangwon-do, 24341, Korea, Tel: +82-33-250-6838, E-mail: jhj33@kangwon.ac.kr
- 최초투고일 2020년 04월 14일
수 정 일 2020년 05월 15일
최종접수일 2020년 05월 19일