임금과 일자리 기회의 코호트 간 차이에 관한 연구[1)]

정준호·전병유·장지연[2)]

요약:

본 연구의 목적은 임금과 일자리에서의 격차와 불평등에서 세대(출생 코호트) 효과를 실증적으로 검증해보는 것이다. 지난 30여년 간의 임금 자료를 활용하여, 임금과 일자리에서 연령과 시기 효과와 구분되는 독자적인 코호트 효과(코호트 간 격차)가 유의미하게 존재하는지를 분석하였다. 방법론은 추세에서의 이탈 정도를 코호트(연령, 시기)의 독자적인 효과로 추정하는 Chauvel(2013)의 APCD(Age-Period-Cohort Detrended) 방법론을 활용하였다. 분석 결과, 최근 코호트일수록, 절대 임금 수준은 높지만, 추세 이상의 효과 즉 상대적 코호트 효과에서는 50년대 후반과 60년대 코호트가 큰 것으로 나타났고 70년대 코호트가 낮은 것으로 나타났다. 50년대 코호트의 유리함은 경제성장의 효과가, 60년대 코호트의 유리함은 교육 기회 확대에 기인한다면, 70년대 코호트의 불리함은 외환위기 이후의 시기적 효과와 노동시장의 구조적 효과가 작용한 것으로 판단된다. 상위 20% 일자리의 점유 기회에서도 59-63년 코호트가 유리한 것으로 나타났다. 다만 교육을 통제할 경우 54-58년 코호트가 유리한 것으로, 70대대 코호트는 불리한 것으로 나타났다. 상위일자리에서도 59-68년 코호트는 교육 기회 확대의 수혜자인 것으로 판단된다. 다만, 하위 일자리에서는 60년대 코호트와 70년대 코호트 사이의 차이가 상위 일자리에서의 차이만큼 크지는 않았다. 임금 불평등 지수에 대한 APCD 분석에서는, 59-63년 코호트에서 불평등 정도가 가장 낮은 반면, 70년대 이후 코호트에서 불평등 정도가 높은 것을 확인할 수 있었다.

주요어: 임금, 일자리, 불평등, 세대, 코호트 효과, APC(Age-Period-Cohort) 모형, APCD

---

1) 본 논문은 한국연구재단의 연구비(과제번호: 2018S1A5A2A03039022, 과제명: '세계화와 세대 간 불평등의 구조') 지원을 받아 수행되었음.

2) 강원대학교 교수(제1저자), 한신대학교 교수(교신저자), 한국노동연구원 선임연구위원(공동저자)

Ⅰ. 머리말

격차와 불평등은 다양한 차원과 쟁점을 가지고 있다. 최근 청년의 경제적 기회가 제한되면서 세대 간 불평등의 문제가 제기되고 있다. 노동시장과 자산시장에서 청년 세대의 일자리와 자산 형성의 기회가 제한되는 현상은 비단 한국만이 아니라 경제발전을 일찍 경험한 많은 국가들이 공통으로 경험하고 있는 현상이다. 특히, 한국의 경우, 1997년 외환위기 이후 경제성장이 둔화하고 노동시장이 불안정해지는 시대적 변화를 겪은 세대와 외환위기 이전의 지속적인 고도 성장과 일자리 기회 확대를 경험한 세대 사이의 격차가 불공정하게 과도한 것이 아니냐는 문제가 제기되고 있다.

노동시장에서의 청년 실업의 문제는 나이가 들면 자연스럽게 해결될 수 있는 '연령의 문제'가 아니라 '세대의 문제'일 수 있다. 노동시장에 최초로 진입하는 시점에 경제 위기와 일자리 감소를 경험하거나, 내부자가 상층 일자리를 과도하게 점유하고 신규 진입 외부자에게는 안정적인 일자리 기회가 제한되는 '이중화된 노동시장'에 부닥치는 세대는 이러한 '시대의 상처'와 '구조의 한계'를 오랜 기간 극복하지 못할 경우, 그 세대는 상실 세대(lost generation)가 되고 세대 간 격차와 불평등은 구조화될 수 있다. 상실 세대는 '불운한 시대'의 결과일 수도 있지만, 불공정한 사회 구조의 결과일 수도 있다. 이 경우 세대 간 불평등은 공정의 문제로도 제기될 수도 있다.

세대 간 불평등은 그 배경이 되는 사회경제적 구조와 그와 관련된 이해관계 갈등을 반영하는 것이기 때문에 필연적으로 논쟁적인 이슈이다. 청년 실업과 노동시장의 이중구조 문제뿐만 아니라 경제위기(경기변동)가 초래하는 효과의 지속성의 문제, 연금과 건강보험 재정의 문제, 교육 확대의 유효성의 문제 등이 모두 세대 문제와 관련이 있다(Chauvel, 2010)[3].

또한, 특정 시기에 동일한 세대의 경험은 그 세대의 과거와 발전 과정만을 반영하는 데 그치지 않고, 다른 시기 다른 세대의 경험이 조건 지운 '시기의 기회 구조'를 반영하기도 한다. 특정 시기에 특정한 이유로 만들어진 정책이(예를 들어, 교육 정책 등) 특정 세대에게는 행운이지만 다른 세대에게는 불운일 수도 있다. 이런 의미에서 Chauvel and Hamilton(2013)은 세대 지배(generational domination)를 언급한다. 경제적으로 지배적인 세대의 사회 계약은 규모와 영향력이 크기 때문에 사회 변동의 핵심적 요소라는 것이다. 세대 지배 또는 기회의 축장(hoarding)이 사회 구조를 어떻게 재구성해가느냐를 이해하는 데 있어서 세대(출생 코호트) 연구는 유용한 방법이 될 수 있다는 것이다.

시기 효과로 보이는 거시적인 변동이 세대별로 상이하게 영향을 미칠 뿐만 아니라 시간에 따른 변화가 시기나 생애 주기 상의 연령 효과가 아니라 세대 간 차이를 나타내는 코호트 효과일 수 있다. 예를 들어, 한 사회의 정치 태도나 복지 선호의 변화는 이전 코호트와 다른 태도나 선호를 가지는 새로운 코호트의 결과인 경우가 많다. 모든 연령과 세대에서의 변화를 일으키는 시기적 변화는 흔하지 않기 때문이다. 따라서, 연구자는 관

3) Chauvel and Hamilton(2013)은 "세대 효과가 이슈가 되는 영역은 고용(Koubi 2003), 사회이동성(Peugny 2009), 자격의 가치(Chauvel 2010),, 교사집단의 재구성(Farges 2011), 주택(Bugeja 2009),, 자산, 휴가, 자살, 정치적 대표성(Chauvel [1998] 2010) 등 다양하다"고 지적하고 있다.

심 변수가 연령이나 시기 효과를 통제한 상태에서 코호트에 따라 어떻게 변화는지를 평가할 필요가 있다(Bell and Jones, 2013).

또한, 세대 분석은 개인 생애 주기를 형성하는 사회적, 역사적, 환경적 요인의 전체적인 복잡성을 드러낼 수 있다. 생애 초기경험뿐만 아니라 생애 차원에서의 경험의 축적 방식에 따라서 세대 간 차이가 발생할 수 있기 때문이다. 즉, 개인의 생애가 연령에 따라서 형성되는 방식이 사회역사적 맥락에 따라 형성되기 때문에 세대 간 차이 분석을 통해 나이듦(고령화, aging)의 경험이 이질적이라는 점을 밝혀낼 수 있다(Yang and Land, 2013). 또한, 특정 사회 현상이 연령, 시기, 세대 효과인지에 따라서, 정책적 시사점도 달라질 수 있다.

Ryder(Ryder 1965, 843)는 새로운 코호트는 안전성에 대한 위협이면서도 사회변동을 위한 새로운 기회라는 점을 강조하면서, 과거 세대가 퇴장하고 새로운 세대가 등장하는 '인구학적 신진대사(demographic metabolism)'가 사회변동의 원동력임에도 불구하고, 사회변동을 연령과 시기 효과로만 바라보는 지적인 안이함을 비판하기도 한다.

물론, 사회적 불평등 문제를 세대의 시각에서 보는 것에 대한 비판도 적지 않다. 세대 간 불평등 담론은 세대 내 불평등의 중요성을 의도하지 않더라도 약화시킬 수 있다거나, 청년의 문제는 시간이 지남에(나이가 들어감에 따라) 추격 과정(a catching-up process)을 거치면서 감소하는 것으로 보기도 한다. 이러한 비판들을 고려한다고 하더라도 세대의 맥락에서 불평등 문제를 보는 것의 필요성과 타당성이 약화되는 것은 아니다.

그동안 소득과 일자리에서의 불평등 문제도 주로 시기와 연령의 문제로 많이 접근하였지만, 세대의 맥락에서도 바라볼 필요가 있다[4]. 다만, 세대 효과(세대 간 차이) 분석에서 주의해야 할 지점들도 있다. Luo and Hodges(2020)는 세대 효과는 생활 양식(life style)의 변화를 반영하는 측면도 고려될 필요가 있다고 지적한다. 많은 선진 자본주의 국가들에서 안정적인 취업과 소득 창출 기회로의 이행은 더 늦은 나이에 시작되고 있고 이것은 다양하게 서로 연관되어 있는 생활 방식의 변화 때문일 수 있기 때문이다. 고령 세대와 비교해 청년 세대는 더 늦은 나이에 안정적인 고용이나 고임금 일자리를 갖는다는 것이다. 예를 들면, 늦어지는 결혼 연령, 대학 졸업자의 증대, 맞벌이와 양육 기간의 증가 등과 같은 생활 양식의 변화에 따라 늦은 나이에 가령 30대 이후에야 풀타임 일자리를 가진다는 것이다. 이러한 생활 양식의 변동은 최초 노동시장 조건의 열위가 생애 차원에서 지속된다는 상처 효과[5]를 그대로 수용할 수 없다는 것, 그리고 세대 간 불평등은 생애주기에 따라 지속적인 것이 아니라 일시적일 수도 있다는 점, 이를 고려하지 않은 세대 효과는 과대평가된다는 점을 시사한다.

한편, 시간의 흐름에 따라 세대 내 이질성이 증가하는 현상도 고려해야 한다. 여성노동의 비중이 증가하거나 성별 임금격차가 줄어든다거나, 대학진학률이 높아지면서 대학에 대한 수익률이 하락한다거나 하면, 최근 코호트가 가장 크게 불리한 영향을 받을 수도 있다. 세대 내에서의 이질성이 변화할 경우, 세대 간의 변화를 세대 효과로 측정하는 것은 현실을 잘못 이해하게 할 수도 있다.

---

4) 여기에는 긴 시계열 자료를 필요로 하는 세대 연구의 한계도 작용했을 것이다.

5) Luo and Hodges (2014)는 특정 코호트가 초기에 직면하는 불리함이 나이가 들어서도 지속된다는 상처 효과 가설(scarring or constant effects hypothesis)과 초기의 불리함이 나이가 들어감에 따라서 줄어든다는 보상 가설(compensation hypothesis)을 제기하였다. 코호트 간 차이의 유지와 강화의 지속적인 과정 없이는 코호트 효과는 약화되기 때문이다.

세대 간 불평등의 현상 자체는 연령, 시기, 세대라는 세 가지의 시간 차원이 서로 착종하면서 전개되는 특성을 가진다. 따라서, 세대 간 불평등이 정말 세대의 문제인가는(즉, 엄밀한 의미에서 세대 효과의 존재 여부)는 연령과 시기의 효과를 적절하게 통제해야 하며, 동시에 세대 내 이질성과 관련 제도의 특성도 고려해야 한다.

본 연구는 임금과 일자리 기회(특히 상층 일자리 기회)에서 세대 간 차이가 존재하는지를 검증하는 것이 일차적인 목적이다. 과연 최근 세대일수록 상위 일자리 기회가 과연 줄어드는가? 상위소득 획득 가능성이 시기 충격(peroidic shock)이나 생애주기상의 연령 효과라기보다는 세대 간 불평등과 관련이 있는가? 특정 세대가 다른 세대에 비해서 유리한가? 세대 간 차이가 세대 내부에서의 이질성의 확대 때문은 아닌가 등을 실증 자료를 가지고 검증해보고자 한다. 다만, 특정 세대에서의 일자리 기회의 제약이 전 생애에 걸쳐 지속되는가, 아니면 노동시장 진입 이후 점차 완화되는가, 세대 간 차이가 존재한다면 이것이 어떤 제도적 특징과 관련되는가 등의 문제는 추후의 과제로 남겨두고자 한다.

한편, 본 연구의 이하에서는 가능한 한 '세대'라는 용어보다는 '코호트'라는 용어를 사용하고자 한다. 코호트 개념에는 세대를 의미하는 출생 코호트 이외에 동일한 시점에 결혼하거나 학교를 졸업한 혼인 코호트나 교육 코호트도 있으며, 박재흥(2003)과 전상진(2004) 등이 지적하고 있듯이, 모든 출생 코호트가 자동적으로 세대(만하임의 '사회적 세대'[6])를 형성하지 않을 수도 있고, 세대가 실재적인 분석단위인 반면 코호트는 명목적이고 기술적인 단위이기 때문에 코호트로 세대 개념을 대체할 수 있는 것도 아니다. 다만, 이 글에서는 논의의 범위를 가능한 한 제한하고 자료에 기초한 실증 분석의 의미를 강조하기 위해 세대 개념보다는 세대 연구의 기초적 분석 단위로서의 (출생) 코호트 개념으로 접근하고자 한다.

Ⅱ. 선행 연구

외환위기 이후 소득 불평등을 세대와 계급 간의 관계를 중심으로 분석한 신광영(2009)은 1998-2007년간 한국노동패널자료로 분석한 결과 외환위기 이후 불평등 심화는 세대 간 불평등보다는 세대 내 불평등에 기인한다는 분석 결과를 기초로, 한국 사회의 불평등 문제는 외환위기로 충격을 받은 이른바 "88년 세대" 의 문제라기보다는 세대 내 계급 간 격차의 문제가 더 중요하다고 보았다. 김수정(2018)도 APC(연령-시기-코호트) 분석 방법론을 활용하여 1990년 이후 통계청의 『가계동향조사』 와 『한국노동패널』 을 가지고 분석한 결과, 연령과 시기를 통제한 상태에서 1960년대 출생 가구주 소득보다 1970년대

6) "같은 출생 코호트이면서도, 사회적 배경이 다르다면, 독자적인 사회집단이 될 수 없다. 특정 코호트가 성인 특성을 형성하는 교육을 받는 시기부터 유사한 역사적 경험을 공유하고, 서로 대비되는 사회적 맥락에서 집단적 기억(시대정신)을 가지면, 특정한 사회적 집단, 즉, '사회적 세대'가 될 수 있다(Chauvel, 2013). 이는 만하임(Mannheim, 1928)의 사회적 세대 개념을 설명한 것이다. 만하임의 사회적 세대 개념은 사회운동의 관점에서 "세대결속적 경험"을 나타내는 개념이며, 특정한 연령(20대 중반)을 '세대 형성의 종료 시점'으로 보는 특징을 가진다. 다만, 박재흥(박재흥, 2003)은 사회적 세대 개념으로는 세대 간 차이를 분석하기에는 어려움이 존재한다고 지적한다.

코호트 가구주의 소득이 더 큰 것으로 분석하였다. 이 분석 결과를 기초로 '386세대'로 호명되는 1960년대 코호트가 세대 간 경쟁의 승자라는 세대 갈등의 프레임이 지나치다고 보았다.

그러나, 최근 들어 소득과 자산에서의 세대 간 차이와 세대 간 불평등을 보여주는 연구들이 제출되고 있다. 이철승(2019a, 2019b)는 1990년대 초반 이후 소득에서, 1960년 초반 출생 코호트가 1970년대 코호트보다 거의 3배 이상 빠르게 증가하면서, 2015~16년에는 코호트 중에서 가장 높은 수준의 소득을 기록하였다고 분석하였고, 소득불평등을 세대 내, 세대 간 효과로 분해한 결과는 신광영(2009)와는 다르게 2009년을 기점으로 세대 내 불평등은 줄고 세대 간 불평등은 증가한다는 분석 결과를 보여주고 있다. 윤자영(2014)도 가계동향조사』를 활용하여 중산층(중위소득 50%~150%) 진입 확률에 있어 코호트 간 차이가 있는지를 APCD 모형(APC-Detrended model, 다음 절에서 설명)으로 추정한 결과, 1990~2010년 간 중산층 진입 확률은 1955년-60년 출생코호트가 정점이고 1970년대 코호트는 음(-)으로 바뀌고(중산층 변동 추세 이하로 이탈하고) 있음을 보여 주었다. 1970년 이후 출생 코호트는 외환위기로 인해 안정적 일자리로의 진입이 좌절되고 맞벌이를 하더라도 부부 모두 소득에서의 불안정성이 나타나고 있어 중산층 진입이 어려운 것으로 분석하였다.

노동시장에서의 진입과 은퇴의 과정에서도 1970년대 생이 불리하고 1960년대 베이비붐세대가 유리하다는 연구들도 있다. 문혜진(2013), 변금선(2018), 강순희(2019) 등은 학교를 졸업하고 첫 일자리로 진입해야 하는 시기에 외환위기를 경험한 세대의 경우 안정적 일자리로의 이행이 어렵고 첫 일자리의 질적 저하가 발생하거나 노동이동이 잦고 실직 기간이 길어진다는 분석 결과들을 제출하고 있다. 한편, 최승훈·민수빈·이예인(2020)는 노년기 진입에 따른 소득과 불평등의 코호트 효과를 분석하였는데, 베이비붐세대의 경우 노년기에 진입할수록 불평등도가 개선을 보이는 것으로 분석하고, 이는 이전 세대들과 구분되는 베이비붐 세대의 코호트 특성, 즉, 베이비붐 세대의 경우 경제위기의 영향을 상대적으로 적게 받았고, 실질적인 은퇴연령이 상향조정되면서 나타난 결과로 추측하고 있다.

심지어 사회이동성과 맞벌이 추세에 대한 코호트 효과 연구들도 베이비붐세대의 자신감과 주도성을 보여주는 연구들도 제출되었다. 이왕원 외(2016)은 APCD 분석 방법으로 분석한 결과, 세대 간 상향이동 의식은 1963년 코호트에서 정점을 이루고 계급귀속 의식인 중상층 의식은 상대적으로 낮다는 점을 보여주고 있다. 즉, 베이비붐세대는 상대적으로 상층 귀속 의식은 낮지만 부모 세대보다 더 높은 계층으로 상승할 가능성이 높다고 인식하는 것이다. 개천에서 태어났지만 용이 될 수 있다는 자신감의 표현으로, 1960년대 베이비붐세대는 주관적으로도 경제적 자존감이 강하다고 볼 수 있다. 또한, 가구 형성과 맞벌이와 관련해서도, 베이비붐 세대의 주도성을 보여주는 김수정(2015) 연구도 있다. 한국 사회에서 맞벌이 증가 추세는 1950년대 후반 이후 코호트가 주도했고, 1970년대 이후 출생한 최근 코호트는 오히려 증가 경향에서 이탈해 정체되어 있다는 것이다. 1970년대생 코호트는 1990년대 말 경제위기로 인해 노동시장 진입에 어려움을 겪었고, 중장년 저소득 일자리를 중심으로 한 최근의 여성일자리 확대의 효과도 약해서 맞벌이 증가가 정체된 것으로 해석하고 있다.

다만, 한국 사회에서의 코호트 효과를 분석한 기존 연구들은 주로 가구 조사 자료를 활

용하여 가구 수준의 분석에 집중되어 있다. 세대 효과에 대한 가구 수준 분석과 개인 수준 분석 간의 결과의 극명한 차이는 앞의 김수정(2018)에서도 나타나고 있다. 김수정(2018)는 가구(가구주) 단위와 개인 단위 분석이 서로 반대되는 결과를 보여주고 있다. 1970년대 코호트가 가구주 수준에서는 소득이 더 높지만, 개인 수준에서는 다른 코호트보다 소득이 낮은 특징을 보이는 것이다. 이러한 '모순적' 조합은 70년대 코호트에서 가족 형성이 경제적 여유 집단이 누리는 '지위재'가 된 조건에서 가능하다고 설명하고 있다. 즉, 1960년대 세대가 혼인과 가족 형성에서도 유리했다는 것이다.

세대 간 차이, 격차, 불평등의 문제를 가족 형성의 맥락에서도 파악하는 것도 흥미로운 연구 주제이지만, 세대 간 차이의 문제는 기본적으로 개인 수준에서 파악되어야 한다. 최준욱(2018)은 가구라는 것은 다른 세대가 공존하는 공동체 개념이기 때문에, 소득이나 소비의 불평등 문제를 논의함에 있어 가구나 가족의 역할을 강조한다면, 세대 간의 불평등이나 재분배는 기본적인 개념부터 흔들리게 된다고 보았다. 가구 수준에서는 세대라는 것이 완전하게 구분될 수 없기 때문이다. 따라서, 본 연구에서는 가구 소득이 아니라 개인 임금을 중심으로 세대 간 격차를 보고자 한다.

세대 간 불평등과 베이비붐세대와 그 이후 세대의 격차 문제에 대한 연구는 외국에서도 많이 이루어지고 있다. 특정한 경제적 상황에 따라서, 특정 코호트는 노동시장 진입 시 유리할 수 있으며(Mannheim, 1928), 특정 시기의 경제 충격과 사회경제적 개혁이 특정 세대에게 불리하게 작용하기도 하고(Berloffa and Villa, 2010), 경제적으로 불리한 상황에 진입한 상처 세대는 위험기피적이고 생애 주기 관점에서도 불리한 경제적 성과를 가지게 된다(Malmendier and Nagel, 2011). 젊은 세대들이 구 세대들에 비해서 소득 증가가 뒤지고(Smeeding and Sullivan, 1998; Gosling et al., 2000; Beaudry and Green, 2000; Fitzenberger et al., 2001; Grenier, 2003; Osberg, 2003; OECD, 2011; Ostry et al., 2014; Chetty et al., 2017), 세대 간 소득 이동성의 측면에서도 베이비붐 세대에서 가장 높고(Pekkala and Berman, 2002; Pekkala and Lucas, 2007, Suoniemi, 2012). 시기와 연령 효과를 통제한 경우에도 베이비 부머들이 유리한 위치를 가지는 경우가 많다.

다만 이러한 세대 효과는 노동시장이나 복지와 관련된 제도에 따라서 국가별로 차이가 날 수 있다(Chauvel, 2013; Chauvel and Schröder, 2015; Freedman, 2017). Chauvel and Schroder(2015)은 세대 간 불평등 추세가 사회민주주의와 자유주의 복지국가 레짐보다는 보수적인 유럽 복지국가, 특히 프랑스에서 현저하다는 분석 결과를 제시하고 있다. 이러한 차이는 보수적인 복지국가의 경우 노동시장에 대한 최초 진입이 미래 소득을 크게 좌우하고 최근 코호트, 즉 청년층은 외부자로 노동시장에 진입할 가능성이 크다는 것이다. 반면, Hilmert(2010)는 독일을 사례로 정규고용에 대한 최초의 진입이 최근 청년 세대에게는 드물며 일정한 적응의 시간 경과 후에 상대적으로 안정적인 고용 경력을 갖는 것으로 보고하고 있으며, Freedman(2017)도 1970년대 이후 코호트는 1950-1970년대 코호트에 비해서 소득기회가 줄어드는 것은 사실이지만 자유주의나 사민주의 체제 하에서는 따라잡기 현상이 나타나고 있다고 분석하고 있다[7].

7) Esping Anderson(1999)도 생애주기 차원에서 외부자에서 내부자로 이행할 수 있다면, 즉 계급은 항상 존재한다고 하더라도 서로 다른 사람들로 바뀐다면 '사회적 계급'으로서 형성되지 않는다고 지적하고 있다.

Ⅲ. 분석 방법 및 자료

1. 분석 방법

코호트 효과에 대한 연구는 방법론적으로도 논쟁적이다. 시기, 연령, 코호트 모두 시간 순서 변수(chronological variables)이면서 서로 착종되어 있기 때문이다. Chauvel(2013)에 따르면, 코호트 효과란 "출생 연도와 '특정하게' 관련된 사회적 지위와 행동에서의 '지속적인' 차이를 의미한다. 여기서 '특정하게'의 의미는 코호트 간 차이가 통계적으로 유의하고, 강건하고, 여타 변수들을 통제해도 유지된다는 의미이고, 이 특정한 효과가 지속되는 코호트 효과를 세대 간 불평등으로 보고 있다.

연령 효과가 개인의 생애 주기 상의 나이듦(aging)과 관련된 효과를 나타내고 시기 추세가 외생적인 사회적 변화를 나타낸다면, 코호트 효과는 개인 효과와 사회 효과의 상호작용을 반영하는 것으로 외부 환경 조건에 대한 생애 주기 차원의 경험의 차별적 축적의 결과라고 해석할 수 있다.

방법론적으로는, '코호트=시기-연령'이지만, 코호트 효과는 시기와 연령의 조합 효과로 해소되지 않는 효과를 의미한다. 그런데, 코호트만의 독자적인 효과를 파악하는 것은 쉽지 않다. 특정 시점에서 코호트 간 차이로 드러나는 현상 자체는 코호트뿐만 아니라 연령과 시기의 영향을 받기 때문이다. 특정 시점의 횡단면자료를 사용하는 경우, 연령과 코호트 효과가 서로 섞여 구분되지 않고, 특정 코호트에 대한 종단적인 패널 자료를 사용하는 경우, 연령과 시기 효과가 구분되지 않는다.

예를 들어, 청년과 고령층의 임금 격차의 추이를 해석할 때, 이 격차가 순전히 연령 효과라면, 격차는 횡단면 자료에서 계속 그대로 유지될 것이고, 순전히 코호트 효과라면 격차는 줄어들거나 늘어날 것이다. 따라서, 연령과 코호트 효과를 구분하기 위해서는 동일한 연령집단에 대해 여러 시기에 걸쳐 조사를 해서 비교해야 한다. 그러나, 코호트에 대한 종단 자료에서 개별 코호트를 추적하는 것도 변화가 연령과 관련된 것인지, 시기와 관련된 것인지, 아니면 둘 모두와 관련된 것인지를 구분해내기가 어렵다. 시기 효과가 있기 때문에 한 코호트의 연령 궤적이 다른 코호트의 연령 궤적과 같은지 다른지를 검증하는 것도 어렵다. 그렇다고 코호트 효과를 무시하고 시기와 연령 효과만을 보는 것은 분석을 단순화하지만, 현실을 제한적으로만 파악하는 것이고 코호트가 가지는 현실적 의미를 배제하는 결과를 초래한다.

이를 해결하려면, 연령, 시기, 코호트를 독립 변수로 모두 포함하는 회귀 모델을 추정해야 한다. 이른바 APC 모델이다. 그러나, APC 선형 회귀 모델은 식별(identification)의 문제를 가진다. 특정 시점에 그 사람의 나이를 알며, 그 사람이 태어난 시기를 알 수 있기 때문에(Cohort≡Period-Age), 연령(A), 시기(P), 코호트(C) 효과를 독립적으로 구분해낼 수 없다. C=P-A 이기 때문에, 코호트 효과는 시간과 연령이라는 두 변수의 가능한 무한히 많은 조합의 선형 결합이 되어 식별되지 않는다. 이러한 선형 종속성을 해소하려면 추가적인 제약조건이 있어야 한다.

APC 모형 개발의 관건은 연령효과(a), 시간효과(p), 코호트효과(c)를 독립적인 요인으로 분리 식별하는 것이다. 그동안 이러한 '식별(identification)' 문제를 해결하여 연령, 시간, 코호트라는 세 가지 시간 차원의 각각의 독자적인 효과를 분리해내는 해결책들이 여

러 가지 방법으로 모색되었다.

첫째는 'CGLIM(conventional constrained general linear model)'이라 일컬어지는 것으로 코호트의 첫 번째와 마지막 회귀계수가 같다고 유지하는 식으로 APC 모형설정에 자의적 제약을 가하는 것이다. 이러한 방식은 APC 모형설정에서 어떤 제약이 합리적인지를 판단할 수 있는 선험적인 정보가 충분치 않다는 한계를 가진다(Yang and Land, 2013).

두 번째는 APC-IE(intrinsic estimator) 모형으로 연령, 시간, 코호트의 세 가지 효과들에 대한 주성분 분석(Principal Component Analysis)을 통해 세 변수의 선형 추세를 2차원으로 줄여주는 방법이다(Yang et al. 2008). 그러나, O'Brien(2011)은 이 방식도 자의적이고 선형 시간 추세를 잘 드러내지 못한다고 비판한다.

세 번째는 위계선형모형(HLM)을 사용하는 것이다. 이는 연령을 수준1의 다항 연속 변수로, 시간과 코호트를 수준2의 범주 변수로 APC 모형을 설정하는 것이다(Yang and Land, 2013). 하지만 이 모형도 Chauvel and Schröder(2015)도 지적하듯이, 제약을 내재적으로 가정하여 식별의 문제를 완전히 해결하지는 못하고 있다.

선형 종속성에 따른 식별 문제를 해결하려는 이러한 APC 모형들은 각기 나름대로 장단점을 가지지만, 완벽하게 식별 문제를 해결한 방법은 아직은 없다고 볼 수 있다(Luo and Hodges, 2020).

본 연구에서는 Chauvel(2013)이 제안한 APCD(APC-Detrended) 모형을 사용하고자 한다. 이 모형은 세 변수의 추세를 제거하여 코호트 간 차이를 비선형적으로 보는 것으로 Chauvel(2010, 2013), Chancel(2014), Chauvel and Scröder(2015), Freedman(2017), Karaonen(2020) 등에서 활용되었다. 이 모델은 연령, 시기, 코호트가 추세에서 어떻게 변동하는가에 집중한다. APCD 모형은 연령, 시간, 코호트 변수가 영-합계와 영-기울기를 갖는 제약조건, 그리고 첫 번째와 마지막 코호트가 제외되는 제약조건을 부과하여 코호트를 식별한다. 이러한 제약조건들은 선형 연령, 시간, 코호트 등의 추세를 흡수하며, 이를 통해 추세가 제거된 연령, 기간 및 코호트 효과를 추정할 수 있도록 한다. 즉 APCD 모형은 세 가지 효과가 선형 추세를 중심으로 변동하는 것에 관심을 두고서 일부 제약을 통해 선형 추세로부터 벗어난 변동을 분해해서 찾아내는 것이다(Wilmoth, 1990; Chauvel, 2013).

Chauvel(2013)이 개발한 APCD 모형은 식 1과 같다.

$$Y^{apc} = \alpha_a + \pi_p + \gamma_c + \alpha_0 rescale(a) + \gamma_0 rescacle(c) + \beta_0 + \sum_j \beta_j X_j + \epsilon_j, \qquad (1)$$

Y^{apc}는 종속변수로 임금 수준, 일자리 기회, 불평등 정도 등을 나타낸다. 예를 들어, 상위 일자리 기회는 전체 임금 분포에서 임금 수준이 상위 20%인 일자리를 의미한다. α_a는 연령, π_p는 시간, γ_c는 코호트 벡터를, β_0는 상수를 가리킨다. 또한 β_j는 성이나 교육수준 등 인구·사회학적인 설명변수의 회귀계수를 가리킨다. Chauvel(2013)은 전체 추세 대비 코호트 효과의 편차(deviation)를 식별하기 위해 세 가지 제약을 가했다.

첫째 제약은 a, p, c의 세 벡터의 합은 0($\sum_a \alpha_a = \sum_p \pi_p = \sum_c \gamma_c = 0$)이고, 둘째 제약은 a,

p, c의 세 벡터 기울기(slope)는 0이라는 것이다. 즉, $slope_a(\alpha_a) = slope_p(\pi_p) = slope(\gamma_c) = 0$이다. 이 제약을 가하면 α_a, π_p, γ_c의 선형 추세가 제거되어 비선형성이 나타날 수 있다.

셋번째 제약은 첫 번째와 마지막 코호트는 한 번만 나타나 표준오차가 크기 때문에 추정에서 제외하는 것이다($c_{\min} < c < c_{\max}$). APC 모형은 관측 가능한 기간의 코호트 효과를 추정하는 것이다. 합성 코호트 자료에서도 자주 관측되는 코호트는 더 많은 정보를 제공하고 이에 대한 추정치는 생애 주기에 걸친 효과로 이해될 수 있지만, 관측 횟수가 적은 청년 코호트와 고령 코호트의 경우에는 생애 일부에 대한 추정치로 해석될 수가 있다. Luo and Hodges(2020)는 분석 자료에서 코호트의 관측 횟수가 3개 미만일 때 코호트 효과를 생애 주기에서 코호트의 일반적 경향으로 해석하려는 것에 대해 우려를 표명한다.

APCD 방법은 선형 추세(linear trends)와 변동(fluctuations)을 구분하는 것이다. APCD 모형에서, 코호트 효과 계수값이 0과 같지 않다면 코호트 효과가 존재하는 것이다. 코호트 효과는 분석 연령 구간에서 평균을 한, 그 코호트의 평균적인 행동으로 정의될 수 있다. 두 추세 변수($rescale(a)$와 $rescale(c)$)는 선형 추세를 흡수한다. 이는 +1과 -1 사이에 있다. APCD 모형은 최소자승법(OLS)으로 추정이 가능하다. 여기서 만약 코호트 효과가 없으면, 즉 코호트 계수가 통계적으로 유의하지 않으면, 추세가 제거된 코호트효과의 회귀계수 γ_c는 0이다. 만약 γ_c가 0이 아니면, 이는 코호트 효과의 비선형성(선형 추세에서의 차이, bump)을 나타내는 것이다.

한편, APCD는 해당 기간 코호트 간 상대적 차이를 나타내지만 절대적인 차이는 나타내지는 못한다. 반면, APCD 모델에서 '코호트의 제로 기울기(rescale(c)=0)'라는 제약조건을 제거하는 APCT는 절대적인 차이를 보여줄 수 있다. APCT 모형에서의 γ_c는 추세적인 코호트 효과(trended cohort effect)로 장기추세에서의 차이가 아니라 코호트별 절대적 차이를 나타낸다. 즉, 주어진 연령 수준에서, 그리고 여타 변수들을 통제한 상태에서의 코호트 간 차이를 나타낸다고 할 수 있다. 따라서, 그 차이가 코호트 효과인지 시기 효과인지는 구분할 수는 없다는 한계를 가진다.

한편 본 연구에서는 불평등 수준을 나타내는 종속변수로는 지니계수를 활용하고자 한다. 그런데 총계 지표인 지니계수는 개인별로 특정 관측치가 지니계수에 미치는 영향, 즉 이상치를 탐색하기 위해 사용되는 1차 미분계수와 같은 영향함수(Influence Function, IF)의 값으로 전환될 수가 있다(Hampel, 1974). IF의 기댓값은 0이다. IF에 지니계수의 통계량을 더하면 RIF가 된다. 여기서 RIF의 기댓값은 해당 분포 통계량이다. 조건부 기대의 기댓값은 비조건부 기댓값이라는 반복 기댓값(iterated expectation) 법칙을 적용할 경우, RIF를 종속변수로 하는 선형 회귀모형은 $E(RIF(y;v) \mid X] = X\beta$로 나타낼 수 있다(Firpo et al., 2018). 즉 평균에 대한 RIF의 조건부 기댓값은 일반적인 선형 회귀모형과 같다. 지니계수의 RIF의 값은 식 2와 같다(Firpo et al., 2009). 본 연구에서는 종속변수로 지니계수의 RIF를 사용하는 선형 회귀모형을 동시에 추정하고자 한다.

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

한편, 코호트 내에서의 이질성이 변화할 경우, 코호트 간의 변화를 측정하는 것은 현실을 오독할 수 있다(Campbell and Pearlman 2013). 특히, 앞에서 언급했듯이, 여성들의 노동시장 진입 확대나 대졸 진학률 상승으로[8] 노동시장 진입이나 양질의 일자리로의 진입 시기가 바뀌는 생활 양식의 변화를 반영할 필요가 있다. 따라서, 통제변수로는 성과 학력 변수를 고려한다. 노동시장 진입 연령이 늦어지는 효과를 통제하지 않을 경우, APC 분석은 코호트 효과를 과대평가할 수 있다[9].

2. 분석 자료

본 논문은 일자리 기회와 불평등의 코호트 효과를 분석하기 위해 『임금구조기본조사』 자료를 활용한다. 이는 공공부문이 아닌 민간부문 사업체의 상시 근로자를 대상으로 산업별·직종별 임금구조를 파악하기 위한 조사자료로 원래는 『직종별 임금실태조사』로 명칭이 부여되었으나 1992년 『임금구조기본조사』로 명칭이 변경되었다. 그리고 이 조사자료는 2006년에 『고용형태별근로실태조사』에 흡수되었다.

APC 모형설정을 위해서는 가능한 한 긴 시계열이 있으면, 연령 효과와 코호트 효과를 서로 식별하는 데에 유리하다. 분석 자료에서 코호트의 관측 횟수가 3개 미만일 경우 생애주기에서 코호트효과를 일반적인 경향으로 해석하려는 것에 대한 Luo and Hodges(2020)의 우려도 가능한 한 불식시킬 수 있다. 그리고 본 논문에서 사용하고자 하는 APCD 모형은 조사 시점과 연령 간에 일관된 간격이 있어야 모형 추정이 가능하다. 조사자료의 시계열 연속성을 고려하여 본 연구는 상시 근로자 10인 이상의 사업체를 대상으로 30년 조사자료를 5년 간격으로 사용한다. 따라서 1988년, 1993년, 1998년, 2003년, 2008년, 2013년, 2018년 조사자료가 본 연구에서 활용되며, 근로자의 연령은 생산가능인구의 개념과 가능한 한 부합되게 20-64세로 한정한다. 이에 따라 분석에 포함되는 출생 코호트는 1929-33년생, 1934-38년생, 1939-43년생, 1944-48년생, 1949-53년생, 1954-58년생, 1959-63년생, 1964-68년생, 1969-73년생, 1974-78년생, 1979-83년생, 1984-88년생, 1989-93년생 등 13개이다. 앞서 언급한 바와 같이 1929-33년생과 1989-93년생 코호트는 APC 회귀 분석에서 제외된다(<표 1> 참조).

<표 1> 연령대-코호트별 표본수(상시고용자수)

(단위, 만 명)

8) 대학진학률이 높아지면서 대학에 대한 수익률이 상승에서 하락으로 반전할 경우, 가장 최근 코호트가 가장 크게 영향을 받을 수 있다(Mishel and Shierholz 2013; Schwander et al. 2014). 이는 불안정한 노동이 육체노동에서 전문직종으로까지 확산되는 현상과도 관련이 된다(Oesch 2014).

9) APC 분석 모형이 계속 발전하였지만, 여전히 APC 분석의 한계는 존재한다. Bell(2020)은 코호트별로 데이터에서의 차별적인 선택성 문제가 여전히 존재한다는 점을 지적하고 있고, Glenn(1976, 2005)은 통계 모델에서 선형 의존을 제거할 수 있지만, 실제 세계에서는 그렇지 않을 수 있다는 점을 지적하였다. 이러한 한계를 명확히 하려면, 모델이 설정한 가정(선형 의존 제거)이 이론으로 정당화되어야 하면 이것이 명확하게 서술되어야 한다는 것이다.

	1929 -33	1934 -38	1939 -43	1944 -48	1949 -53	1954 -58	1959 -63	1964 -68	1969 -73	1974 -78	1979 -83	1984 -88	1989 -93	합계
20-24								94	76	52	53	37	36	348
24-29							96	89	91	94	115	97	110	693
30-34						81	93	84	98	110	125	117		707
35-39					52	73	78	77	102	106	130			618
40-44				38	50	59	77	79	108	113				524
45-49			29	36	39	54	71	86	116					431
50-54		17	29	28	36	47	79	93						328
55-59	6	16	20	21	25	47	78							213
60-64	6	10	13	12	21	39								101
합계	12	43	91	136	223	399	571	603	592	475	422	251	146	3,964

주: 표본 수는 가중치를 적용한 숫자임.

자료: 고용노동부, 임금구조기본조사, 1988, 1993, 1998, 2003, 2008, 2013, 2018 년도 원자료.

본 논문에서 사용되는 임금은 월임금총액과 시간당임금이다. 전자는 정액급여, 초과급여, (전년도 특별급여/12)를 합한 것이며, 시간당임금은 월 임금총액을 총근로시간(정상근로시간+초과근로시간)으로 나눈 것이다. 분석 결과는 월임금총액을 활용하여 변수를 구성한 모형의 결과를 제시한다. 시간당임금을 활용한 결과가 월임금총액을 종속변수 구성에 활용한 분석 결과와 차이가 없는 것으로 나타났기 때문이다.

본 연구는 임금 기준 상위 일자리 기회과 임금 불평등의 코호트 효과(코호트 간 차이)에 주안점을 두고 있으므로 상위 20% 임금 수준의 일자리 점유 비율과 불평등을 나타내는 RIF의 값을 종속변수로 사용한다. 전자는 상위 20% 여부의 더미 변수를 사용하며, RIF 값은 월총액임금의 지니계수를 1차 미분계수처럼 개별 표본별로 전환한 값이며, 이것의 평균은 지니계수이다.

통제변수로는 성과 연령을 포함시켰다. 성별은 남성과 여성이며, 기준 변수는 여성이다. 교육 수준은 중졸 이하, 고졸, 초대(전문)졸, 대졸 이상 등 4개이며, 준거 변수는 중졸 이하이다. 산업, 직종, 사업체 규모, 근무연수, 경력연수, 근무 형태, 노조 가입(유무) 등은 일자리의 특성을 나타내는 변수이기 때문에 통제변수로 포함시키지 않았다.

Ⅳ. 분석결과

본 연구의 주된 관심사는 상위 일자리 점유의 코호트 간 차이에 있다. 상위 일자리 점유 문제를 분석하기 전에, 절대적 임금 수준의 변화를 검토해보기로 한다. 우선 시기와 연령, 코호트라는 세 변수의 시간적 흐름에 따른 임금 수준의 변화를 검토해보고자 한다. [그림 1]은 월평균 실질 임금총액(이후, 임금)에 대한 시기, 연령, 코호트의 변화에 따른 절대적 효과를 APCT 모델로 추정한 것이다. 다만, APCT 모델에서는 시기 효과와 관련해서 APCD 모델과 다른 추가적인 정보를 제공하지 않는다. 따라서, 시기 효과는 임금의 로그값에 대한 선형회귀 모델로 추정하였다. 다만, 선형회귀모델에는 연령만 설명변수로 포함되기 때문에 시기 효과에는 코호트 효과가 포함되어 있다는 점에 유의해서 해석해야 한다.

시기에 따른 임금 절대값은 1997년 외환위기 이전까지 지속적으로 상승하다가 외환위

기 이후 증가 속도가 정체되고 2008년 글로벌금융위기 시 약간 하락하다가 2014년 이후 증가하는 추세를 보여주고 있다. 전체적인 경제 변동 추세와 유사한 흐름을 나타내고 있다.

한편, 노동시장에서 안정적인 일자리로 정착하는 시점을 30세로, 임금이 피크에 달하는 연령을 45세로 보고 이 두 연령대의 시기별 절대적 임금 추세를 보면, 외환위기 직전인 1990년대 중반 이후부터 이 두 연령대의 임금 격차가 벌어지는 것을 확인할 수 있다. 이는 대학 진학률의 상승으로 노동시장 진입 연령이 늦어지는 것 때문일 수도 있지만, 학력 수준을 통제하고 있기 때문에[10], 이러한 연령별 임금 격차의 확대는 외환위기 이후 노동시장의 구조변화(노동시장의 이중화의 심화)를 반영하는 것으로 볼 수 있다. 즉, 외환위기 이후 노동시장에 신규로 진입하는 연령대가 처하는 불리함이 증가하는 현상을 반영하는 것으로 보인다[11].

APCT 모델에서 코호트 효과는 최근 코호트에 올수록 높아진다. 절대적 임금 수준에서는 최근 코호트가 이전 코호트보다는 높다는 것을 의미하는 것으로, 이는 한국의 빠른 경제성장에 따른 상대적으로 높은 임금상승률에 기인하는 것으로 코호트 간 격차와 불평등은 절대적 관점이 아닌 상대적 관점에서 접근해야 한다는 것을 시사한다. 성과 교육을 통제할 경우 코호트 간 절대적 임금 차이가 많이 줄어드는 것으로 나타나고 있는데, 이는 최근 코호트일수록 교육 수준이 높아진 것을 반영하는 것으로 판단되고, 성을 통제할 경우 미세하나마 차이가 확대되는 것은 최근 코호트일수록 상대적으로 저임금인 여성노동자의 비율이 높기 때문일 것이다.

APCD는 상대적인 관점에서의 소득 변화, 즉 선형 추세에서의 임금의 상대적 변화를 보여준다. 즉, 특정 연령, 특정 시기, 특정 코호트가 다른 집단에 비해서 얼마나 더 유리한가를 보여준다. 전체 분석 대상 기간을 놓고 볼 때, 어느 코호트가 가장 유리한가, 생애 주기 상 어느 연령대에서 임금이 가장 높은가, 어느 시기가 임금에 영향을 주었는가 등을 보여준다.

[그림 2]에서 APCD 모델의 코호트 효과를 먼저 볼 경우, 통제를 하지 않았을 경우 59-73년 코호트가 가장 유리한 것으로 나타났다. 높은 경제성장률과 고용창출, 그리고 교육 기회의 확대 등이 이를 설명할 수 있을 것이다. 다만, 성과 교육 등을 통제했을 경우 54-58년 코호트가 가장 높고 그 이후에 감소하는 추세를 나타낸다. 54-58년의 경우 경제성장을 통한 일자리와 임금 기회 확대의 수혜를 가장 많이 받은 계층으로 볼 수 있고, 59-73년은 교육 기회의 혜택이 가장 컸다고 볼 수 있다. 70년대 생 이후 코호트의 불리함은 외환위기 이후 불리한 시기 효과와 관련된다고 판단된다.

한편, 연령 효과의 경우, APCT의 절대적 임금 기회나 APCD의 상대적 임금 기회 측면에서 모두 전형적인 U자형을 확인할 수 있다. 연령에 따른 임금 변동의 구조는 시기와 코호트에 상관없이 비슷하다고 볼 수 있다. 성이나 교육을 통제하지 않을 때는 40-44세, 통제할 경우 45-49세 정도에 피크를 나타내는 것으로 판단된다. 고학력자가 조금 더 늦은 연령대에 임금피크를 가진다.

---

10) 물론 이는 학력 수준에 따른 노동시장 진입 연령이 시기에 따라 변하지 않는다는 가정을 전제로 한 것이다. 같은 대졸 출신이라도 노동시장 진입 연령이 늦어지고 있는 것은 반영하지 못한다는 한계는 있다.

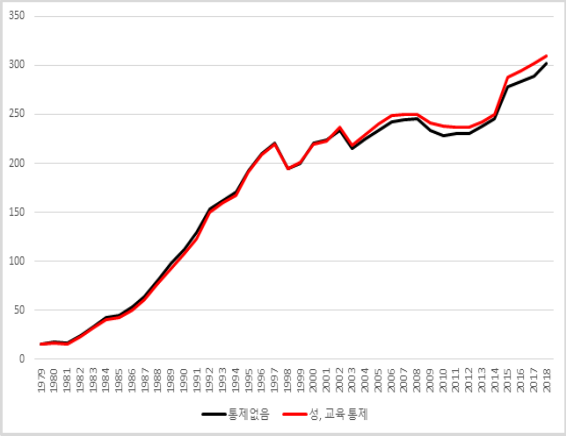
11) 이러한 노동시장 신규 진입 시의 불리함이 단순히 늦추어진 것인지, 아니면 시간이 지남에도 지속되는 것인지는 추가적인 분석이 필요하다.

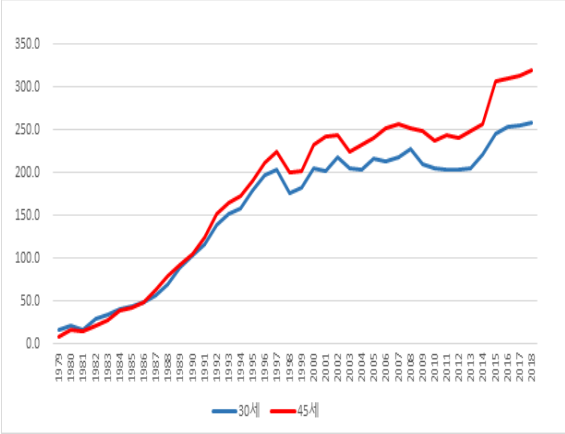
상대적인 시기 효과의 경우, 1998년과 2008년 경제 위기의 임금 효과를 확인할 수 있고, 2008년 이후 시기가 임금 효과에 부정적인 것으로 판단된다. 교육 효과를 통제할 경우, 1998-2008년간 임금이 통제하지 않는 경우보다 낮아지는 것으로 나타나고 있는데 이는 대학 교육의 확대가 임금을 끌어올린 효과가 이 시기에 나타난 것으로 보인다.

APCD의 분석 결과는 연령, 시기, 코호트의 상대적 효과가 모두 존재하며 편차의 범위는 -0.2에서 0.2 정도로 비슷한 크기라고 할 수 있다. 한국에서의 임금 변동에는 연령, 시기, 코호트가 모두 독자적인 영향을 행사한다고 볼 수 있다. 절대적 임금 수준이 지속적인 경제성장으로 상승하는 과정에서도, 상대적인 임금 변동(추세 이상 또는 이하)에서 시기 효과와 연령 효과가 나타날뿐만 아니라, 이와 독립적으로 코호트 효과도 존재하는 것으로 판단된다.

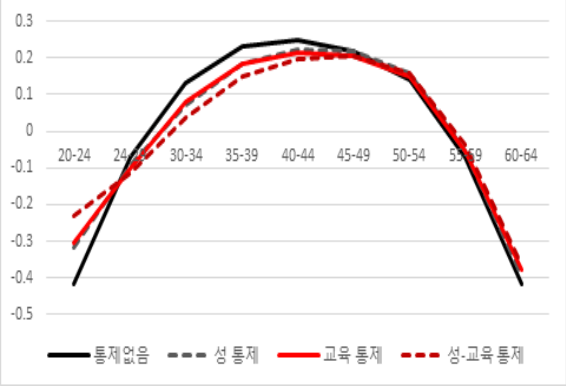
[그림 1] 월총액임금(실질임금)에 대한 OLS 선형회귀모형과 APCT의 연령 효과와 코호트 효과 추정치

OLS 모델: 월총액임금 로그값의 시기 효과 (1978-2018)

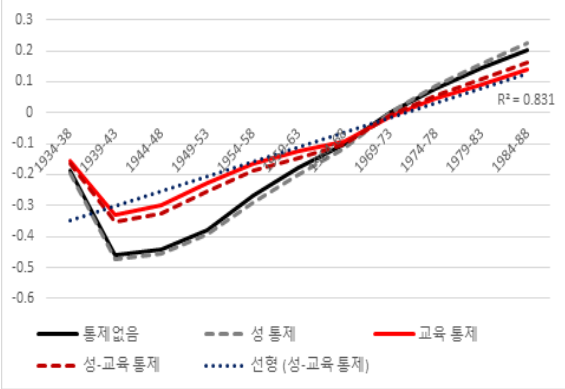




APCT: 연령 효과



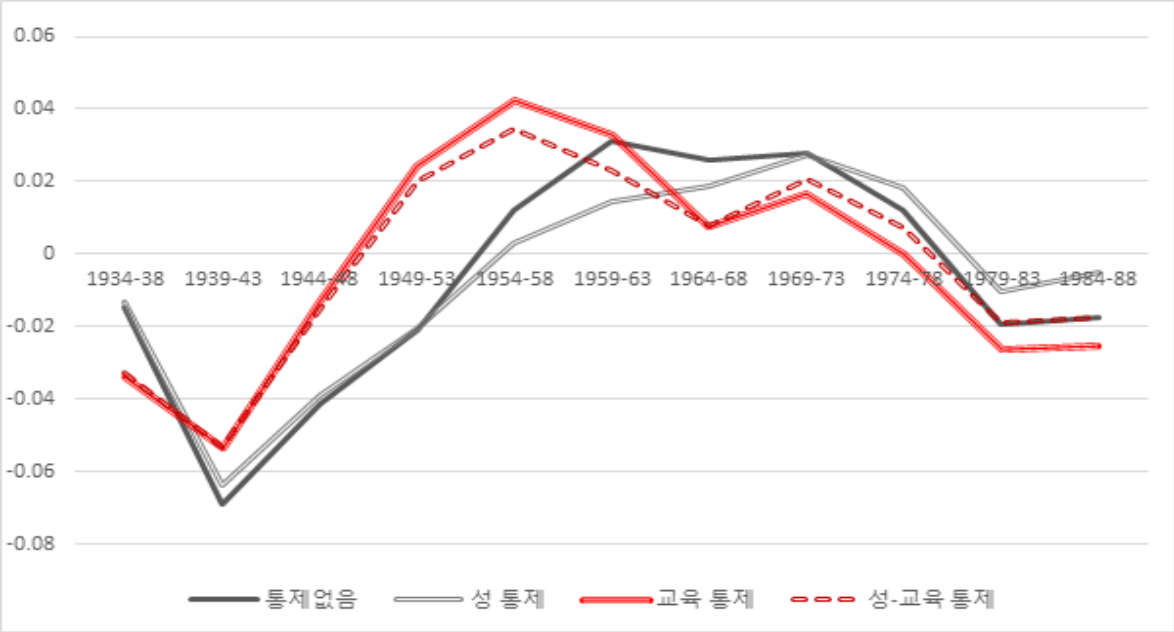
APCT: 코호트 효과



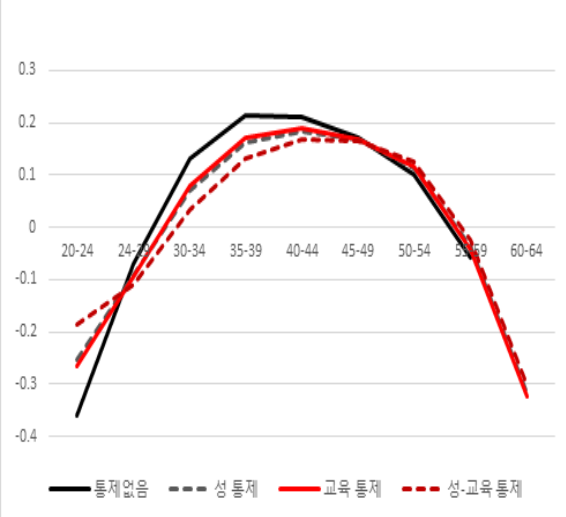
주: OLS 모델에서 Y축은 기준 시기(1978년) 대비 % 차이를 나타내는 선형회귀계수값이며, exp(β)−1)∗100로 계산하였고, X축은 측정 시기임. APCT 모델에서 Y축은 APCT 회귀계수이며, X축은 APC 요인들임.

[그림 2] APCD 모델: 월평균임금총액의 코호트, 연령, 시기 효과

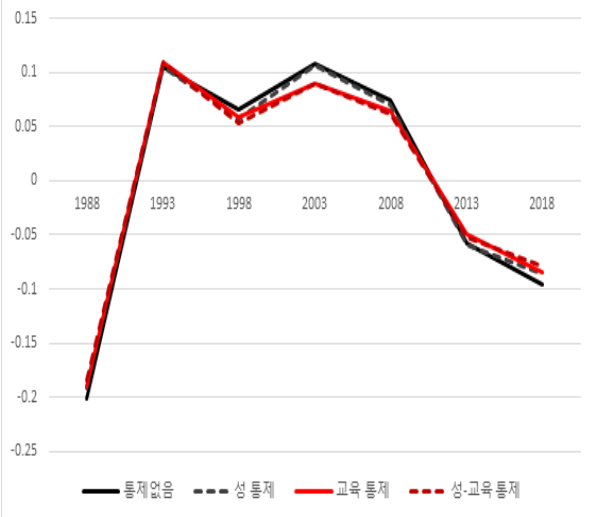
APCD: 코호트 효과



APCD: 연령



APCD: 시기



이러한 절대적 임금 수준 분석은 임금의 분포와 관련된 일자리 기회에 대해서는 시사점을 주지 못한다. 따라서, 일자리 기회의 코호트 간 차이에 대해서는 상위 일자리나 하위 일자리의 코호트별 점유 차이에 대한 분석이 필요하다.

[그림 3]은 임금 상위 20%를 점유하는 비율을 코호트별-연령대별로 본 것이다. 노동-시장에 진입해서 안착한다고 볼 수 있는 30-34세 연령대의 경우, 최근 코호트로 올수록 상위 일자리 점유 비율은 낮아지고 있다. 54-58년 출생코호트의 경우 30-34세에 상위 20% 일자리를 가지는 비율은 31.0%에 달하였지만, 74-78년 코호트는 13.1%에 불

과하다. 84-88년의 경우 10.5%로 54-58년 출생코호트에 비해 거의 1/3 수준이고, 대졸 남성만을 대상으로 하면, 이 수치는 81.2% 대 15.8%로 차이는 훨씬 더 크게 벌어진다.

한국경제가 빠르게 성장하던 개발년대에 노동시장에 진입한 산업화 코호트의 경우, 그 이전 코호트의 공백 속에서, 상위일자리 점유 기회가 젊은 시절부터 컸던 것으로 판단되고, 이후 새로운 양질의 일자리 창출이 줄어들면서 새로운 코호트가 젊은 나이에 양질의 일자리를 차지하기는 어려워지는 것으로 판단된다. 즉, 산업화 코호트의 경우 위 코호트에 사람과 일자리가 없었고 새로 만들어지는 일자리가 좋은 일자리였을 가능성이 높았기 때문일 것이다. 우리는 이를 성장효과라고 부를 수 있을 듯하다.

한편, 첫 베이비붐 코호트인 59-63년 출생 코호트의 경우 23.1%로 낮아지기는 했지만, 특이한 것은 이 베이비붐 코호트의 경우 45-49세 연령에 진입할 때에는 거의 이전 코호트 수준을 따라잡았다는 것이다.

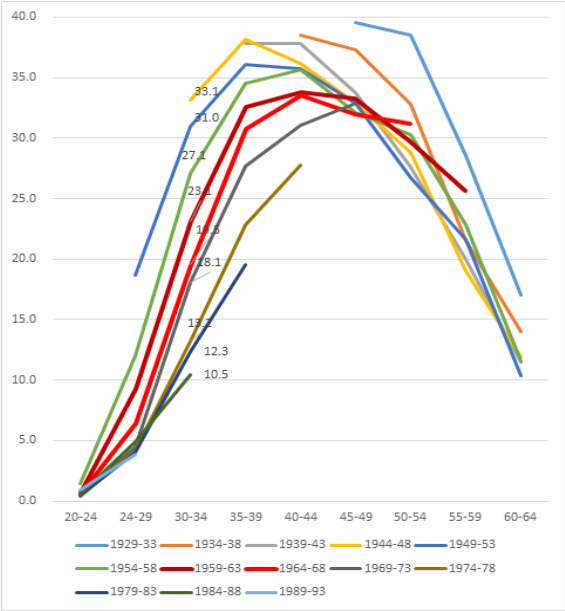
[그림 4]에서 코호트별 상위 20% 일자리 점유 비율 추이를 전연령대와 30세, 45세만을 대상으로 해서 본 것이다. 전연령대로 볼 때, 70년 이후 출생코호트의 경우 상위20% 일자리점유비율이 더 빠르게 하락하고 있다. 특히, 30세를 기준으로 해서 보면 더 가파르게 하락하고, 1978년 이후 출생 코호트에서 거의 바닥을 형성하여 7-10% 수준을 기록하고 있다. 반면, 45세 기준으로 하면 이 비율은 상대적으로 하락폭이 작다고 할 수 있다. 특히, 60년대 코호트의 경우 45세에는 하락 추세를 거의 방어하고 있는 것으로 보인다. 즉 베이비붐코호트의 경우 40대 중반에 이전과 유사한 비율로 상위 일자리를 점유하는 것으로 판단된다. 베이비붐 코호트가 노동시장 진입 시기에는 산업화 코호트를 따라잡지 못했지만, 40대 중반 이후에는 이 코호트를 제치고 지배적인 위치를 차지하는 것으로 보인다. 그 이후 코호트들이 이러한 따라잡기에 성공할지는 가능성은 크지 않은 것으로 보인다. 이러한 현상은 노동시장에서의 특정 세대의 양질의 일자리 독점으로 후속 세대가 배제되는 효과를 반영하는 것일 수도 있다.

특히, 한국의 경우, 상위일자리 점유율의 코호트 간 격차가 매우 크게 나타나고 있는 것으로 보인다. Freedman(2017)의 [Figure 7]에서 여타 국가들의 사례를 보면, 대부분의 국가들에서 연령대별 상위 일자리 점유율에 대한 코호트별 곡선이 거의 붙어 있는 것으로 나타나는데, 한국의 경우 코호트 간 차이가 매우 큰 것으로 나타나고 있다. 이는 경제성장을 통한 양질의 일자리 창출이 매우 빠른 속도로 감소했다는 사실과 젊은 코호트들이 양질의 일자리를 차지하는 것이 어려워지는 방향으로 노동시장이 구조적으로 바뀌었다는(노동시장 유연화와 이중구조가 빠르게 진행되었다는) 사실을 반영하는 것이다.

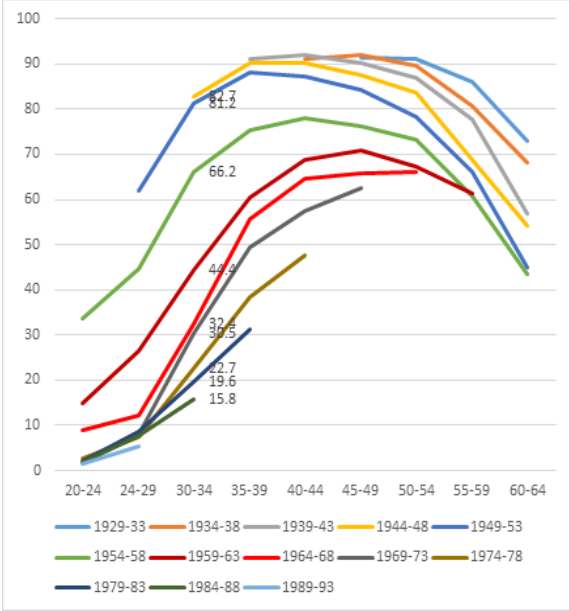
[그림 3] 코호트별(출생 연도별) 상위 20% 점유율 추이

(단위: %)

전체



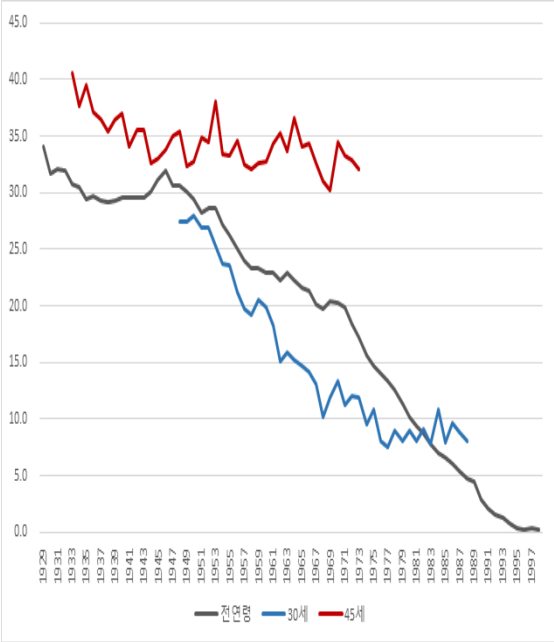
대졸 남성



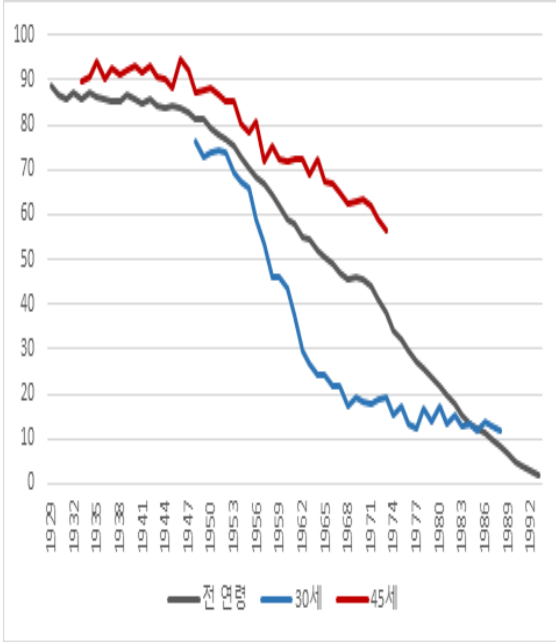
[그림 4] 코호트별 상위 20% 점유율(30세와 45세)

(단위, %)

전체



대졸 남성



[그림 5]는 APCD 모델을 통해서, 상위일자리 점유 비율의 연령, 시기, 코호트 효과를 나타낸 것이다. 연령 효과는 35-39세에서 상위일자리점유확률이 가장 높은 것으로 나오고 있다. 우리나라의 경우 여타 국가들에 비해서 연령 효과가 상대적으로 커 강한 역 U자 형으로 나타나는 것으로 판단된다.

한편 시기 효과의 경우 1998년 외환위기의 시기 효과가 매우 뚜렷하게 나타나고 있다. 성이나 교육 변수 등을 통제할 경우 시기 효과는 더 커지는 것으로 나타나고 있다. 이는 성이나 교육 수준에 관계없이 시기 효과(특히 외환위기의 시기 효과)가 상당히 컸다는 것을 의미한다.

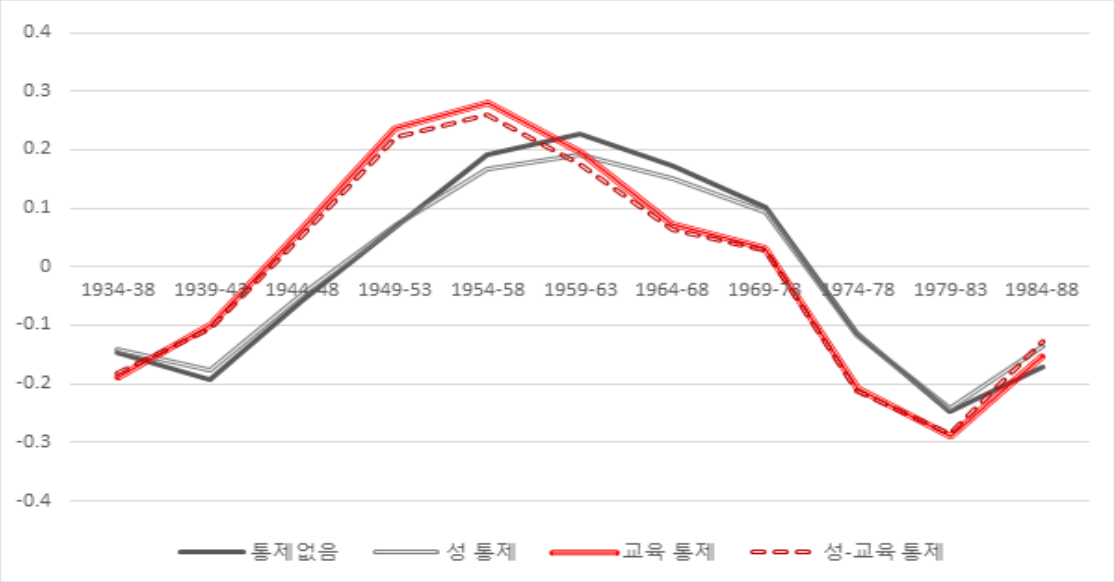
위에서 보듯이, 우리나라의 경우, 연령이나 시기 등의 독자적인 효과가 작지 않았지만, 코호트 효과의 경우에도 작지 않은 것으로 나타나고 있다. 코호트 효과는 50년대후반에서 60년대 초반 코호트의 경우 거의 30% 가까운 (+)의 효과를 나타내는 반면, 80년 전후 출생 코호트의 경우 30%에 달하는 (-)의 효과를 나타내고 있다.

한편, 성이나 교육을 통제하지 않은 상태에서 보면, 59-63년 코호트의 상위 일자리 점유에서 가장 유리한 것으로 나타났고, 70년대 출생 코호트의 경우 상위일자리점유에서 불리한 것으로 나타났다. 다만, 성, 특히 교육을 통제할 경우 54-58년 코호트에서 피크를 이루는 것으로 나타나고 있다. 59-68년 코호트가 교육을 통제할 경우 상위일자리점유 확률이 낮아지는 것으로 나오는데 이는 이 코호트가 빠르게 진행되는 교육 기회 확대의 수혜 코호트임을 시사하는 것이다. 베이비붐 세대의 경우 교육 기회 확대를 통해 상위 일자리로의 진입이 가능했던 세대라고 볼 수 있다.

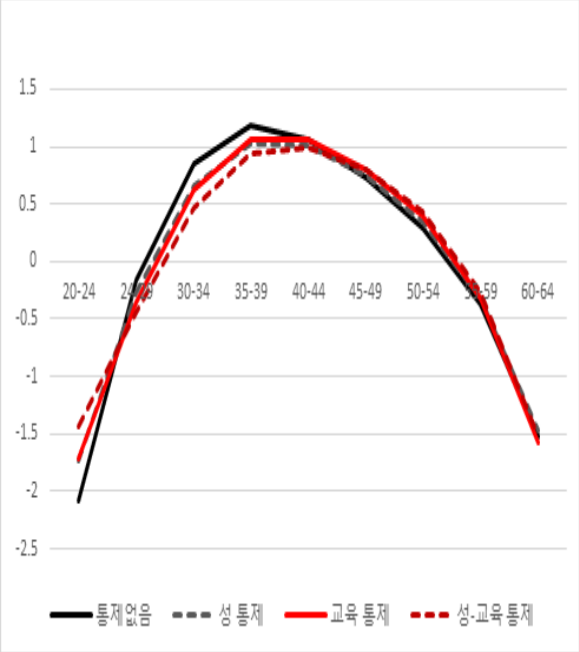
[그림 6]에서 보면, 1958년 출생 코호트 이후 대졸자의 비중은 빠르게 증가하기 시작한다. 그리고, 대졸자에 대한 임금프리미엄은 계속 하락하다가 90년대 초반 저점을 기록한 이후 2008년 글로벌금융위기까지 증가하다가 그 이후 감소하는 것으로 나타나고 있다. 따라서, 베이비붐 코호트의 경우 대학 기회 확대의 수혜를 받으면서, 90년대 중반 이후 이전 코호트와 달리 대졸 임금 프리미엄 증가의 혜택도 동시에 받은 것으로 판단된다.

[그림 5] 상위 20% 점유 확률에 대한 코호트, 연령, 시기 효과: APCD 모델

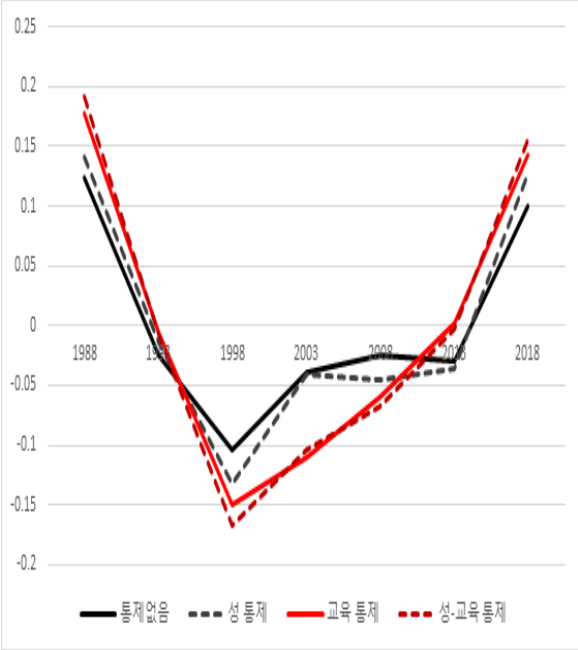
APCD: 코호트 효과



APCD: 연령 효과



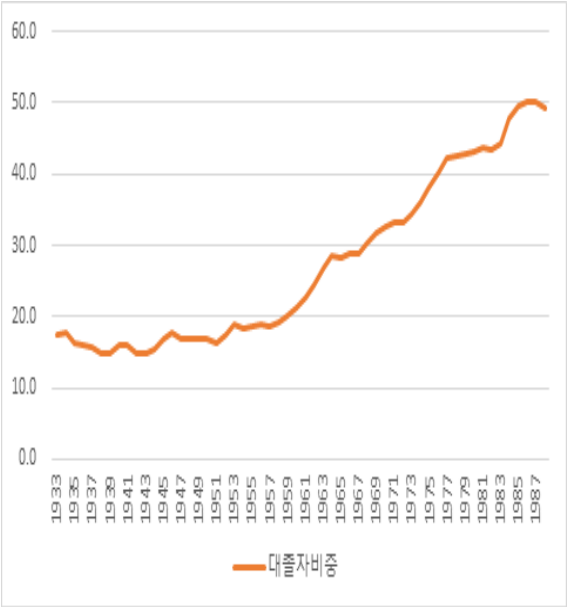
APCD: 시기 효과



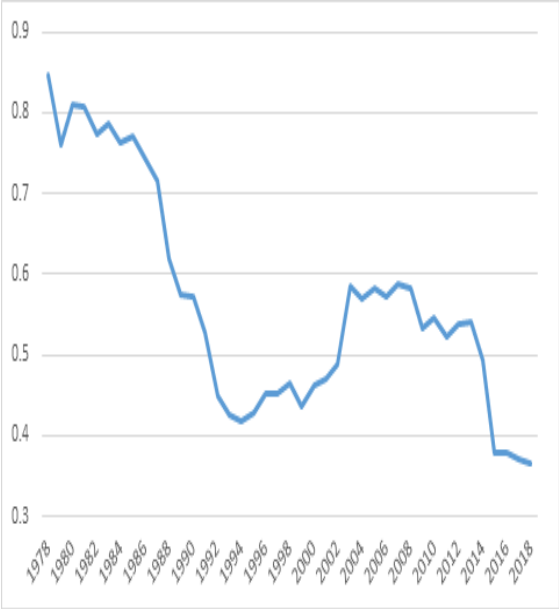
[그림 6] 코호트별 대졸자 비중과 시기별 대졸 임금프리미엄 추이

(단위: %)

코호트별 대졸자 비중



시기별 대졸자 임금프리미엄



주: 대졸자임금프리미엄은 월평균임금총액의 로그값을 종속변수로 하고, 대졸 여부를 통제변수로 하고, 성, 연령, 근속, 규모 등을 통제변수로 한 OLS 회귀모형을 통해서 구한 값임.
자료: 고용노동부, 임금구조기본조사, 1978-2018년 원자료.

한편, 하위 20% 일자리 점유 확률에 대한 동일한 APCD 분석 결과를 [그림]에서 보면, 상위 일자리 점유 확률에 대한 APCD 분석 결과와 반대 방향으로 거의 유사한 결과를 보여준다. 다만, 60년대 출생 코호트와 70년대 출생 코호트 사이의 차이가 상위 일자리에서의 차이가 크지는 않다.

또한, 하위 일자리의 경우, 성별 여부 통제 여부가 상대적으로 더 큰 효과를 나타내는 것으로 보인다. 성별을 통제할 경우, 60년대 후반 70년대 출생 코호트에서 하위 20% 일자리 점유 비율이 낮아지는 것으로 나오는데, 이는 최근 코호트에 올수록 여성들의 경제활동참여 비중이 높아지는 현상을 반영하는 것으로 판단된다.

시기 효과에서는 2008년이 매우 큰 것으로 나타났다. 교육과 성을 통제할 경우 더 높아진다. 상위일자리 점유 확률에서는 외환위기 시기 효과가 컸던 데 반해, 하위일자리 점유 확률에서는 2008년 금융위기의 시기 효과가 컸던 것으로 판단된다.

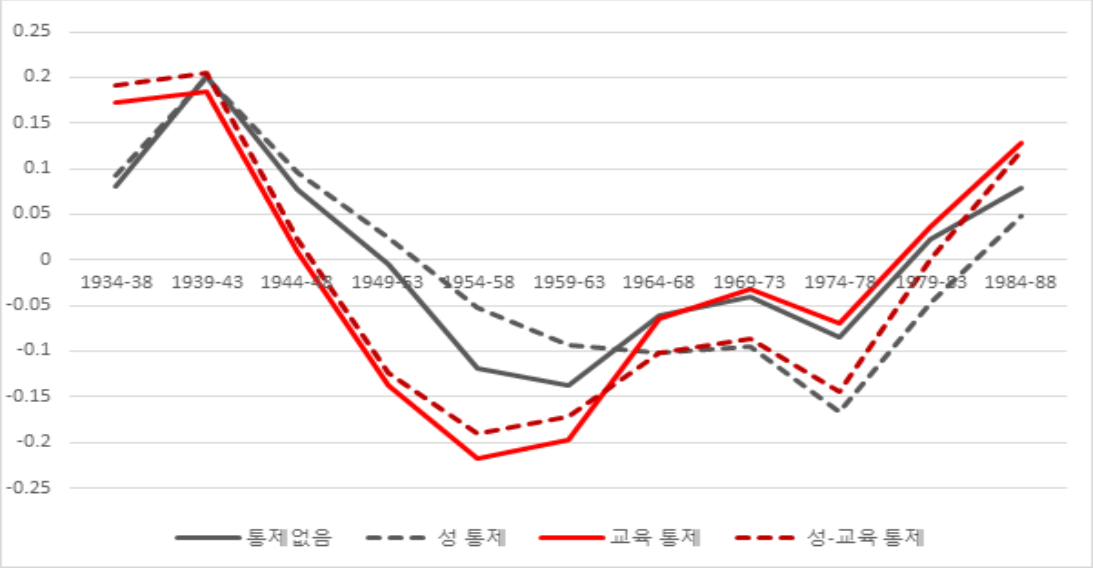
임금에서의 불평등 정도가 연령, 시기, 코호트에 따라 다르게 나타나는지를 보기 위해서, 앞에서 언급한 불평등 지수(RIF)에 대한 APCD 분석을 한 결과가 [그림 8]이다. 시기 효과는 1990년대 중반을 저점으로 2008년까지 증가하는 것으로 나타나 기존의 불평등 연구 결과에 부합하는 것으로 나타났고, 연령 효과에서는 30대에서 불평등 정도가 가

장 낮고 청년기나 노년기에 불평등이 높은 것으로 나타나 상식적이라고 판단된다.

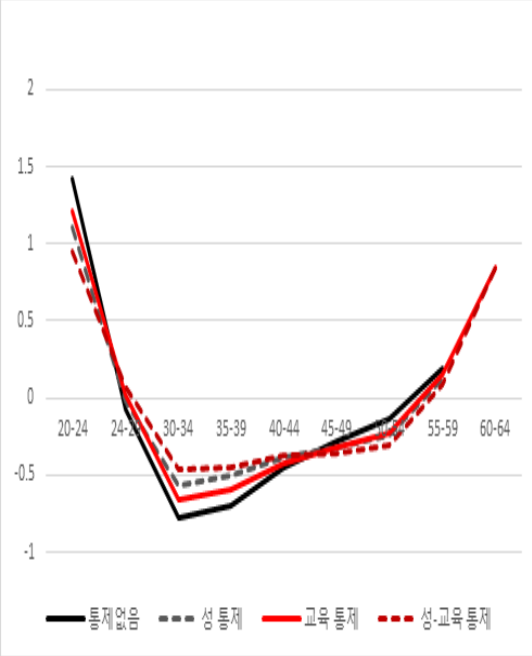
코호트 효과를 볼 경우, 성별과 교육 등을 통제를 하든 하지 않든, 59-63년 출생 코호트에서 불평등 정도가 가장 낮은 것으로 나타났으며, 70년대 이후 출생 코호트에서 불평등 정도가 높은 것으로 나타났다. 즉, 코호트 내에서의 불평등도도 베이비붐 세대에서 가장 낮은 것으로 나타났다고 볼 수 있고, 최근 코호트로 올수록 높아진 것이다.

[그림 7] 하위 20% 점유 확률에 대한 코호트, 연령, 시기 효과: APCD 모델

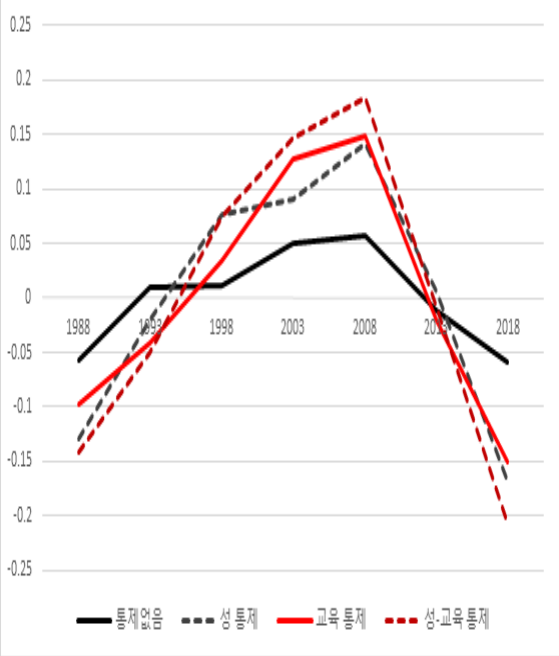
APCD: 코호트 효과



APCD: 연령 효과

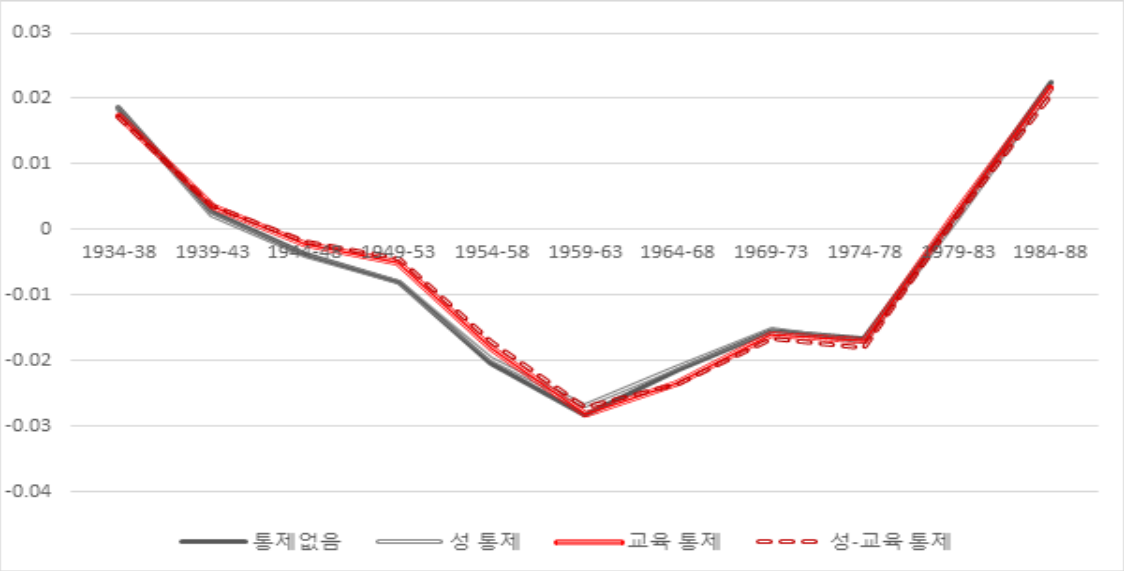


APCD: 시기 효과

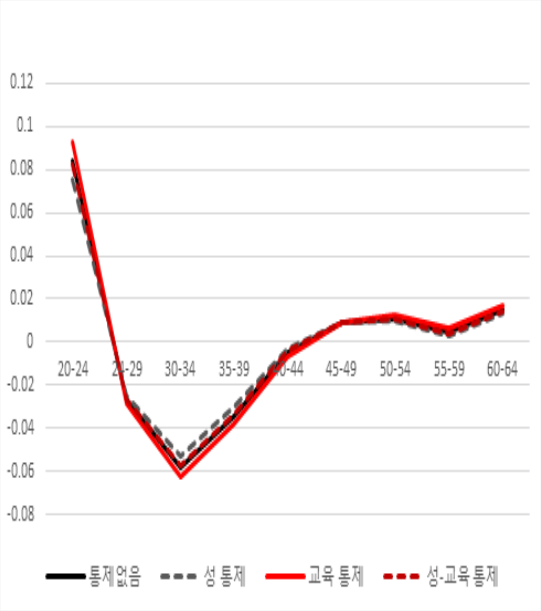


[그림 8] 불평등 지수(RIF)에 대한 코호, 연령, 시기 효과: APCD 모델

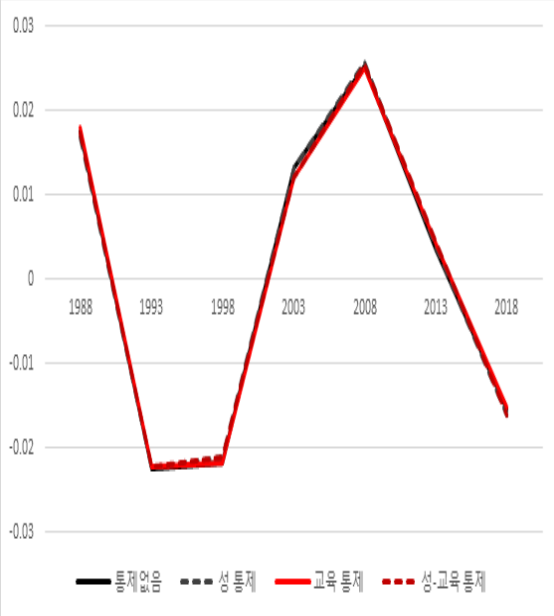
APCD: 코호트 효과



APCD: 연령 효과



APCD: 시기 효과



Ⅴ. 요약 및 결론

시간이 흐름에 따라 소득과 임금, 일자리 기회는 변한다. 다만 시간의 흐름은 연령(age), 시기(period), 그리고 코호트(cohort)라는 세 가지 차원을 가진다. 그동안 이러한 시간의 흐름에 따른 소득과 임금, 일자리 기회의 변동에 대해서는 주로 연령과 시기 차원에서 연구되었다. 생애 주기 상의 동일한 연령대에 동일한 시대적 변화를 경험한 코호트에 대한 연구는 상대적으로 부족했다. 이는 코호트 연구를 위한 장기 시계열 자료의 부족에도 기인하고, 연령과 시기, 코호트는 서로 얽히면서 흐르기 때문에 세 가지 차원의 독자적인 효과를 분리해내는 것이 쉽지 않은 방법론상의 문제에도 기인한다.

그럼에도 최근 불평등에서의 코호트 효과에 대한 관심이 증대하고 있다. 출생 코호트 특히 세대의 문제가 노동시장뿐만 아니라 자산시장, 그리고 연금과 재정의 문제에서까지 쟁점이 되고 있기 때문이다. 노동시장에서도 특정 출생 코호트가 가지는 불리함이 연령이라는 시간의 흐름에 따라 해소될 수 있는 것인지, 불리한 시기적 경험이 어떠한 효과를 가지는지, 노동시장의 구조적 제약이 특정 코호트에게 불리하게 작용하는지 등이 사회적 쟁점이자 연구 관심의 대상이 되고 있다.

본 연구에서는 임금과 일자리에서의 격차와 불평등에서 세대(출생 코호트) 효과가 존재하는지를 실증적으로 검증해보자 하였다. 고용노동부의 『임금구조기본조사』 자료를 활용하여, 지난 30～40여년 간에 걸쳐 임금과 일자리에서 연령과 시기 효과와 구분되는 독자적인 코호트 효과(코호트 간 격차)가 유의미하게 존재하는지를 분석해보았다.

이른바 APC(Age-Period-Cohort) 연구는 연령과 시기, 코호트가 선형 독립하지 않기 때문에 발생하는 식별의 문제를 해결하기 위해 다양한 방법론을 개발해왔다. 여전히 방법론상의 문제가 완전하게 해결되었다고 보기는 어렵지만, 본 연구에서는 '추세에서의 이탈 정도'를 코호트(연령, 시기)의 독자적인 효과로 추정하는 Chauvel(2013)의 APCD(Age-Period-Cohort Detrended) 방법론을 활용하였다.

분석 결과, 최근 코호트일수록 절대 임금 수준은 높은 것으로 나타났다. 다만, 외환위기 이후 절대임금 추세선은 다소 기울기가 완만해졌다. 그러나, 추세 이상의 효과 즉 상대적 코호트 효과에서는 50년대 후반과 60년대 코호트가 큰 것으로 나타났고 70년대 코호트가 낮은 것으로 나타났다. 50년대 코호트의 유리함은 경제성장의 효과가 크게 작용한 것으로 보이고, 60년대 코호트의 유리함은 교육 기회 확대가 작용한 것으로 보인다. 70년대 코호트의 불리함은 외환위기 이후의 시기적 효과와 노동시장의 구조적 효과가 작용한 것으로 판단된다. 상위 20% 일자리의 점유 기회에서도 59-63년 코호트가 유리한 것으로 나타났다. 다만 교육을 통제할 경우 54-58년 코호트가 유리한 것으로, 70대대 코호트는 불리한 것으로 나타났다. 상위일자리에서도 59-68년 코호트는 교육 기회 확대의 수혜자인 것으로 판단된다. 다만, 하위 일자리에서는 60년대 코호트와 70년대 코호트 사이의 차이가 상위 일자리에서의 차이만큼 크지는 않았으며, 하위일자리에서는 성별 변수가 유의하게 작용하는 것으로 나타났다. 임금 불평등 지수에 대한 APCD 분석에서도, 59-63년 코호트에서 불평등 정도가 가장 낮은 반면, 70년대 이후 코호트에서 불평등 정도가 높은 것을 확인할 수 있었다.

전반적으로 볼 때, 상대적인 임금과 일자리 기회에서 시기와 연령 효과와 독립적인 코호트 효과(추세 이상 또는 이하의 효과)가 뚜렷하게 존재하는 것을 확인할 수 있었다.

또한, 5-60년대 베이비붐 코호트가 이후 70년대 코호트에 비해 상대적인 임금 기회, 상위 일자리 기회에서 유리했으며, 코호트 내에서의 불평등 정도도 낮았던 것을 확인할 수 있었다.

다만, 코호트 효과는 그것이 '특정적'일 뿐만 아니라 '지속적'이어야 한다는 점에서, 본 연구는 코호트 효과의 지속적 검증까지는 하지 못했다. 70년대 이후 코호트의 불리함이 시간이 지남에 따라 극복될지 아니면 지속될지는 추후의 연구 과제이기도 하지만, 후속 세대의 불리함이 지속되지 않도록 하는 것은 현재를 살아가는 모든 세대의 정책 과제이기도 하다.

참고문헌

강순희. (2018). 대졸 청년 노동시장 이행의 코호트 간 비교연구. 노동정책연구, 18(4), 1-29.

김수정. (2018). 1990 년대 이후 코호트 간 소득 격차와 빈곤위험 분석. 비판사회정책, (59), 69-102.

김수정. 2015. "누가 맞벌이화를 주도하는가?."『한국여성학』31(4): 147-180.

문혜진. (2013). 외환위기 전후 청년 코호트의 노동경력 비교. 한국사회복지학, 65(1), 201-226.

반정호 (2012). 베이비붐 세대의 고용과 가구경제. 노동리뷰. 18-39.

변금선. (2018). 학교에서 노동시장으로 이행의 계층화: 1970-80 년대 출생코호트의 청년기 노동궤적 비교. 한국사회복지학, 70(3), 113-137.

신광영, 2009, "세대, 계급과 불평등", 『경제와 사회』 81, 35-60.

윤자영. (2014), 중산층 이탈과 진입, 윤자영・윤정향・최민식・김수현・임재만・김영순・여유진 편,『중산층형성 과 생산에 관한 연구』, 한국노동연구원.

이철승. (2019a) 세대, 계급, 위계: 386 세대의 집권과 불평등의 확대. 한국사회학, 53(1), 1-48.

이철승, (2019b) 불평등의 세대, 서울: 문학과 지성사.

이왕원, 김문조, & 최율. (2016). 한국사회의 계층귀속감과 상향이동의식 변화: 연령, 기간 및 코호트 효과를 중심으로. 한국사회학, 50(5), 247-284.

최승훈·민수빈·이예인(2020), 현재 노인과 미래 노인의 불평등 추이에 관한 연구: 코호트별 소득과 자산을 중심으로, Korea Social Policy Review, 제27권 제3호, 2020, pp.45~76.

Bell, A. (2020). Age, Period and Cohort Effects: Statistical Analysis and the Identification Problem.

Bell, A., & Jones, K. (2013). The impossibility of separating age, period and cohort effects. Social science & medicine, 93, 163-165.

Chauvel, L., 2010. "Overeducation and Social Generations in France: Welfare

Regimes and Intercohort Inequalities in Returns to Education." In Growing Gaps: Educational Inequality Around the World, P. ATTEWELL, K.S NEWMAN, eds. Oxford: Oxford University Press: 210-38.

Chauvel, L., 2013, Welfare regimes, cohorts and the middle classes, in J. C. Gornick and M. Jäntti (eds.), Income Inequality: Economic Disparities and the Middle Class in Affluent Countries, Stanford C. A.: Stanford University Press, pp. 115 ~141.

Chauvel, L., & Hamilton, P. (2013). Specificity and consistency of cohort effects: the APCD model applied to generational inequalities, France-United States, 1985-2010. Revue française de sociologie, 54(4), 665-705.

Chauvel, Louis, and Martin Schroder. (2014). "Generational Inequalities and Welfare Regimes."Social Forces, 92(4): 1259-1283.

Chauvel, L., and Schröeder, 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.

Chetty, R., D. Grunsky, M. Hell, N. Hendren, R. Manduca, and J. Narag, "The Fading American Dream: Trends in Absolute Income Mobility Since 1940," Science, 356, 398-406, 2017.

Esping-Andersen, G., 2015, The Return of the Family, In P. Beramendi, S. Häusermann, H. Kitschelt and H. Kriesi (eds.), The Politics of Advanced Capitalism, Cambridge: Cambridge University Press, pp. 157-176.

Firpo, S., Fortin, N. M. and Lemieux, T., 2009, Unconditional quantile regressions, Econometrica, 77(3), pp. 953~73.

Firpo, S., Fortin, N. M. and Lemieux, T., 2018, Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions, Econometrics, 6(2), pp. 1~40.

Freedman, M., 2017, Are Recent Generations Catching Up or Falling Behind? Trends in Inter-Generational Inequality, Luxembourg Income Study (LIS) Working Paper Series, No. 689.

Hampel, F. R., 1974, The influence curve and its role in robust estimation. Journal of the American Statistical Association, 69(346), 383~93.

Hillmert, S., 2010, Traditional Inequalities and New Insecurities: Long-Term Trends in the Transition to the Labor Market in Germany, In J. Tremmel (ed.), A Young Generation Under Pressure?: The Financial Situation and the "Rush Hour" of the Cohorts 1970-1985 in a Generational Comparison, Berlin: Springer, pp. 57-76.

Kahn, L. B., 2010, The long-term labor market consequences of graduating from college in a bad economy, Labour Economics 17(2), pp. 303-316.

Kretsos, L., 2010, The persistent pandemic of precariousness: Young People at Work, In J. Tremmel (ed.), A Young Generation Under Pressure?: The Financial Situation and the "Rush Hour" of the Cohorts 1970-1985 in a Generational Comparison, Berlin: Springer, pp. 3-21.

Luo, Liying and James S. Hodges. (2014) "A New Age-Period-Cohort Method for Describing and Investigating Inter- and Intra-Cohort Effects." Draft prepared for presentation at the 2014 meetings of the Population Association of America in Boston.

Luo, L. and Hodges, J. S., 2020, The Age-Period-Cohort-Interaction Model for Describing and Investigating Inter-cohort Deviations and Intra-cohort Life-course Dynamics, Sociological Methods & Research, https://doi.org/10.1177/0049124119882451.

Manheim, K., 1928. "Das Problem der Generationen." Kölner Vierteljahres Hefte für Soziologie 7: 157-85, 309-30; 1952, "The Problem of Generations." In Essays on the Sociology of Knowledge. London: Routledge and Kegan Paul: 276-320; 2011, Le problème des générations, trs. Gérard Mauger and Nia Perivolaropoulou. Paris: Armand Colin.

Mason, W. M. and Wolfinger, N. H., 2001, Cohort analysis, in J. S. Neil and B. B. Paul (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.

Osberg, L., "Long Run Trends in Income Inequality in the United States, UK, Sweden, Germany, and Canada: A Birth Cohort View," Eastern Economic Journal, 29, 121-41, 2003.

Ostry, J., A. Berg, G. Tsangarides, Redistribution, Inequality, and Growth, IMF, Washington, D.C., 2014.

Ryder, N. B., 1965, The cohort as a concept in the study of social change, American Sociological Review, 30(6), pp. 843-861.

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), 1697~1736.

Cohort Effects of Wage and Jobs in Korea

Jun Ho Jeong, Byung You Chen and Ji-Yeun Chang

Abstract:

The purpose of this study is to empirically verify the effect of generation(birth cohort) on the gap and inequality in wages and jobs. Using wage data for the past 30 years, it was analyzed whether the independent cohort effect (gap between cohorts), which is distinguished from the age and period effect in wages and jobs, exists significantly. The main methodology used in this paper is Chauvel's (2013) APCD (Age-Period-Cohort Detrended), which estimates the degree of deviation from the trend as an independent effect of the cohort (age, period). As a result of the analysis, the more recent cohorts, the higher the absolute wage level, but in the effect of more than the trend, that is, the relative cohort effect were found to be larger in the cohorts in the late 1950s and 1960s, and lower in the 70s cohort. The advantage of the 1950s cohort was the effect of economic growth, and the advantage of he 1950s cohort was due to the expansion of educational opportunities, while the disadvantage of the cohort in the 1970s was attributed to the period effects of the 1997 financial crisis and the structural effects of the labor market dualization. The 1959-63 cohort was also found to be advantageous in the opportunities to occupy the top 20% of jobs. However, when education was controlled, the 1954-58 cohort was advantageous, and the 1970s cohort was unfavorable. Even in the top jobs, the 1959-68 cohort is believed to be the beneficiary of expanding educational opportunities. However, in lower-ranking jobs, the difference between the cohort in the 1960s and the cohort in the 1970s was not as large as the difference in the higher-level jobs. In the APCD analysis of the wage inequality index, it was found that inequality was the lowest in the 1959-63 cohort, while the inequality was high in the cohort after the 1970s.

Key Words: Wage, Job, Generation, Cohort Effects, Age-Period-Cohort Model, APCD