

저임금 근로 취약집단의 변화: 연령, 시기, 코호트 효과 분석(2002-2017)

김 원 정* · 류 진 석**

본 연구의 목적은 시간의 흐름에 따른 저임금 근로 취약집단의 변화를 연령, 시기, 코호트 효과로 분해하여 살펴보는 것이다. 이를 위해 한국노동패널조사를 활용하여 15세 이상 80세 미만 임금근로자를 대상으로 APCD(Age-Period-Cohort Detrended) 모형을 추정하였다.

주요 결과를 살펴보면 첫째, 저임금 근로에 가장 뚜렷한 영향은 연령 효과에서 나타났다. 저임금 근로에 취약한 연령 집단은 24세 이하 청년과 65세 이상 노인이었다. 둘째, 지난 15년 동안 저임금 근로에 가장 취약한 집단은 15-19세 연령 집단으로, 이들의 저임금 근로 가능성은 70대 후반 노인에 비해서도 세 배 이상 높았다. 교육수준을 통제할 때 15-19세의 저임금 근로 가능성은 축소되지만 순위는 뒤바뀌지 않았다. 셋째, 1993년-1997년에 태어난 에코세대는 저임금 근로와 빈곤을 동시에 경험할 가능성이 높은 코호트로 실증되었다. 2017년 현재 이들의 연령이 20-24세라는 점을 고려할 때, 1993년-1997년 에코세대는 저임금 근로 빈곤에 취약한 코호트 효과와 24세 이하의 연령 효과에 이중적으로 노출되어 왔음을 알 수 있다.

이상의 결과로부터 본 연구는 초기 청년층이 저임금 근로 취약집단임을 밝히고, 에코세대의 근로 빈곤 취약성을 실증하였다. 이를 통해 연구는 노인에 비해 상대적으로 주목받지 못한 청년층에 대한 사회적 관심이 필요하고, 저학력으로 일찍 노동시장에 진입한 어린 청년에 대한 사회적 보호 노력이 강화되어야 함을 논의하였다.

주요용어 : 저임금 근로, 근로 빈곤, 청년, 에코세대, 연령-시기-코호트 분석(APCD)

I. 서론

최근 최저임금 인상을 계기로 저임금 근로자 비율 감소가 이슈화 되었지만(고용노동부 보도자료 2019.4.24일자; 연합뉴스, 한겨레, YTN 2019.4.24일자), 저임금 근로 취약집단의 변화에 대한 세밀한 진단은 충분히 이루어지지 못하였다. 특히 고용 둔화의 사회적 배경 하에 저임금 일자리를 둘러싼 노인과 청년의 세대 간 이슈를 시간의 흐름에 따라 면밀히 검토한 연구는 드문 편이다. 종단자료

* 충남대학교 사회복지학과 강사

** 충남대학교 사회복지학과 교수

를 활용한 일부 연구들이 특정 시기별로 저임금 근로자의 연령 변화를 검토하거나(성재민, 2014, 2015) 저임금 근로 변화 요인으로 연령 변인을 투입하였지만(신우진, 2015), 연구 문제의 특성 상 코호트 효과는 고려하지 못하였다. 하지만 시간에 따른 저임금 근로 취약집단의 변화는 시간적 변동을 구성하는 연령, 시기, 코호트의 세 가지 효과에 의한 종합적인 결과이기 때문에(김수정, 2015 참조), 단편적인 추이 변화나 제한된 변수의 투입만으로는 저임금 근로 취약집단의 종단적 이해가 제한되거나 왜곡될 수 있다.

예를 들어 단순한 생애주기 모델은 노동 시장 진입 시점에 상대적으로 낮은 임금을 예측하지만(European Commission, 2016), 경험 연구들은 청년기 저임금 근로가 생애 임금에 미치는 누적 효과나 저임금 근로 고착화 가능성을 보고하고 있다(윤자영, 2014; 한요셉, 2017; 심혜정, 2019). 연령 변화만 고려한다면 더 많은 연장된 연령 집단에서 저임금 근로로의 변화가 예측될 수 있다. 하지만 시기적 특성과 코호트 효과를 고려할 때 이를 단정하기는 쉽지 않다. 고용 둔화의 시기적 배경 하에 최근 정부 관계자의 에코세대에 대한 부정적인 전망에서 강조되고 있듯이(중앙일보, 2019.1.9 일자), 청년 일자리 질의 문제는 인구규모가 많은 코호트 효과나 시기 효과와도 관련될 수 있기 때문이다. 이는 폐지 좁는 노인과 같이 저임금 근로에 체감적 인식이 높은 노년층에서도 마찬가지다(변금선 외, 2018 참조). 근로 마감기 임금 하락은 생애주기에 따른 생산성 감소와 연관지어 설명되어질 수 있지만(European Commission, 2016), 노인 빈곤이 심각한 우리나라에서 고령 취업의 증가(통계청 보도자료, 2019.7.23일자)는 은퇴 이후 노령기까지 근로를 계속해야 하는 특정 세대의 어려움일 가능성이 존재한다.

그런가하면 시기별 특수성 논의에도 연령 효과와 코호트 효과에 대한 고려는 중요할 수 있다. 우리나라는 1990년대 말과 2000년대 말 두 차례 경제위기를 겪었고 이는 모든 연령 집단의 고용 불안 등에 영향을 미치는 외적 효과로 작동하였다(김수정, 2015). 그러나 이러한 시기적 영향력의 크기는 세대별로 다르게 나타날 수 있는데, 더 취약한 연령에 경제위기를 경험한 세대가 개인의 일생을 거쳐 더 심각한 불평등을 누적하게 된다는 실증 연구들이 이를 뒷받침한다(윤자영, 2014; 심혜정, 2019).

이러한 맥락에서 본 연구는 저임금 근로 취약집단의 변화를 연령, 시기, 코호트 효과의 세 가지 측면에서 종합적으로 검토하고자 한다. 연구는 또한 저임금 근로에 대한 기존 연구들을 참고하여(석상훈 외, 2006; 성재민, 2014), 저임금 근로 취약집단에 대한 분석을 마친 후에는 저임금 근로와 빈곤을 동시에 경험하는 취약집단에 대해서도 검토한다. 복지개혁기(welfare-to-work) 저임금 근로자는 수급자에서 전환된 빈곤 정책의 대상자로 정책 결정자들의 관심을 받아 왔지만(Bernstein & Hartmann, 2000: 15), 사회가 다변화되면서 저임금 근로자가 저소득층이라는 등식이 더 이상 성립하지 않는다는 점 역시 지적되고 있다(윤희숙, 2016). 사회보장의 취약계층 관점에서 저임금 근로자에 관심을 기울이는 본 연구는 이러한 연구 관점을 고려하여 저임금 근로 취약집단의 변화와 함께, 저임금 근로 빈곤 취약집단 변화를 검토하고 두 취약집단의 변화를 비교 관점에서 확인하여 본다.

II. 선행연구 검토

1. 저임금 근로의 정의

본 절에서는 Bernstein & Hartmann(2000: 15-22)을 인용하여 일자리 중심과 근로자 중심의 두 가지 범주로 정의될 수 있는 저임금 근로 개념을 살펴본다.

먼저 일자리에 기초한 정의에 따르면 저임금 근로는 분절화 된 노동시장의 주변부 일자리와 관련된다. 즉 저임금 근로는 좋은 일자리로의 이동성이 낮고, 임금 수준이 낮으며, 복지급여가 없거나, 성별이나 인종에 의한 차별이 존재하는 일자리 특성을 지닌다. 이러한 일자리에서 임금은 생산성 보다 일자리 균의 공통 임금을 따르고, 최저임금과 연동되어 움직이는 경향을 보인다. 이러한 일자리 중심 정의는 저임금 노동시장을 이해할 수 있는 좋은 개념적 구조를 제공함에도 불구하고, 일자리 정보를 잘 갖춘 데이터를 확보하기 어렵다는 점에서 경험적 연구에 자주 활용되지는 못하고 있다.

최근 연구에서는 근로자 특성에 초점을 맞춘 정의가 일반적으로 활용되고 있다. Bernstein & Hartmann(2000)에 따르면 여기에는 임금 수준, 근로 시간, 기술 수준에 대한 논의가 있다. 첫째, 임금수준과 관련하여 절대 임금과 상대 임금으로 저임금 근로를 정의할 수 있다. 절대 임금 방식은 저임금 근로에 대한 이해와 해석이 가장 쉬운 방법이며, 분석가들은 여러 기간 동안 동일한 실질 임금 범위 내에 있는 근로자의 특성을 관찰하게 된다. 이러한 방식은 근로자의 절대적 삶의 수준(실질 구매력)에 대한 비교가 용이하다는 장점이 있지만, 측정이 자의적이라는 단점이 존재한다. 이에 비해 상대 임금 방식은 측정의 문제에서 자유롭지만, 저임금으로 정의되는 인구 비율에 변화를 허용하지 않기 때문에(예, 임금 하위 20%), 근로자의 삶이 향상되어도 저임금 근로자로 분류되는 제한점이 있다. 상대임금의 이러한 한계를 해결하고자 중위 임금 방식이 제안되고 있는데, 중위 임금은 상대 임금 방식과 달리 저임금 근로자 비율에 변화를 허용한다. 둘째, 근로시간 논의에서는 저임금 근로자의 노동시장 참여가 제한되는 점을 고려한다. 저임금 근로와 관련되는 취약계층은 그렇지 않은 근로자에 비해 실업과 하향취업을 더 많이 경험하고, 경제적으로 안정된 시기에도 충분한 시간 일하지 못하였을 가능성이 암시되고 있다. 월급을 받지 못한 잠재적인 저임금 근로자가 근로자에서 누락됨에 따라 저임금 근로자 규모가 축소 보고된다는 주장도 있다. 셋째, 교육수준에 따라 고등학교 이하의 학력을 지닌 사람들이 저임금 근로자로 정의될 수 있다. 이러한 접근은 1980년대 이후 고졸 임금 하락과 대졸 임금 증가를 경험한 미국에서 직관적으로 이해되기 쉬울 수 있지만, 고졸 이하 근로자 모두를 저임금 근로자로 주장하기 어렵다는 한계점이 있다.

이상의 검토 내용을 토대로 본 연구는 다음과 같이 저임금 근로를 정의하고자 한다. 첫째, 근로자 특성 가운데 임금 수준을 고려하여 저임금 근로를 정의한다. 세부적인 방식은 상대 임금을 보완하기 위해 제안된 중위임금 방식을 따른다. 둘째, 저임금 근로의 구체적인 기준선은 OECD를 비롯한 국내외 많은 경험 연구들의 선행을 따라(성재민, 2014, 2015; 신우진, 2015; OECD, 2019) 중위임금의 2/3 미만으로 한다. 셋째, 임금 측정 방식으로는 시간당 임금을 기준으로 한다. 월평균 임금

을 기준으로 할 경우 근로 시간이 짧은 시간제 노동자가 모두 저임금 노동자로 정의될 가능성이 높고, 이 때문에 전일제 근로자만을 분석할 경우 저임금 고용의 주요 근로 형태인 시간제 노동을 고려하지 못하는 단점을 고려한 기준이다(신우진, 2015).

2. 저임금 근로 취약집단의 변화

가. 연령 효과

단순한 생애주기 모델은 노동 시장 진입 시점에 상대적으로 임금이 낮을 것으로 예측하기 때문에 일반적으로 청년기 저임금 근로 비율이 높게 보고되고 있다. EU 27개 국가에 대한 연구에서 30세 미만 청년 근로자의 저임금 비율은 두 개 국가를 제외하고 다른 연령층에 비해 높았는데, 저임금 발생이 낮은 스웨덴에서도 청년 근로자의 저임금 가능성은 30-49세에 비해 9배 높게 나타나는 특징을 보였다(European Commission, 2016: 20). 유럽 6개국을 비교한 Fernandez 외(2004)의 연구에서도 25세 미만 청년층의 저임금 비율은 25-54세나 55세 이상에 비해 높게 나타났다(성재민, 2014 재인용). 윤희숙(2005: 164)은 우리나라에서 15-24세의 청년(youth) 집단은 통상 교육기간과 겹치는 부분이 크기 때문에 자발적인 비경제활동인구에 머무르려는 성향이 강하며, 교육을 선택하지 않은 경우 노동시장에서의 지위가 열악할 구성원일 가능성이 높다고 보았다.

한편 시간의 흐름에 따라 우리나라 저임금 근로 연령 변화를 정리한 연구들을 살펴볼 때 두 가지 특성이 관찰된다. 첫째, 청년층에서 저임금 근로 위험의 증가가 눈에 띈다. 2004년 대비 2014년 연령대별 저임금 근로 비율을 검토한 성재민(2014)의 연구에서 15-24세 청년층만 44.4%에서 50.5%로 저임금 비율이 유일하게 증가하였다. 2000년대 이후 저임금 비율 변화를 10세 구간별로 살펴본 신우진(2015)의 연구에서 2001년 대비 2012년 저임금 발생비는 10대와 60대 이상에서만 증가하였는데, 10대가 58.1%에서 82.6%로 24.5%p 가장 크게 증가하였고, 60대 이상은 60.0%에서 66.1%로 6.1%p 증가하였다. 둘째, 저임금 근로 연령 구성과 관련하여 고령화가 관측된다. 성재민(2014)의 연구에 따르면, 2004년부터 2014년까지 15-24세와 25-54세의 비율은 감소하였으나, 고령화의 영향으로 55세 이상 비율은 6.5%에서 15.6%로 증가하는 특징이 나타났다. 이에 따라 우리나라는 청년층과 함께 고령층이 저임금 근로 취약집단으로 나타나는 특징을 보이는 것으로 보고되고 있다(성재민, 2014).

나. 시기 효과

저임금 근로에는 국내외 시대적 상황이 영향을 미칠 수 있다. 저임금 고용의 전반적인 추세를 살펴본 연구들은 2008년 글로벌 금융위기 전후 저임금 근로 취약집단의 증가를 보고하고 있다(박성재·반정호, 2012; 성재민, 2014, 2015; 신우진, 2015). 2000년 초반 임금 격차 감소를 1990년대 외환위기 회복으로 설명한 연구도 있다(신우진, 2015).

먼저 시간당 임금의 2/3 미만을 기준으로 임금구조기본통계조사의 10인 이상 사업체 자료를 분석한 성재민(2014, 2015)의 연구에서는 저임금 근로자 비율이 1995년까지 감소하다가 그 후 증가하였고 2008년 글로벌 금융위기를 정점으로 2013년까지 감소하는 추세를 나타내었다. 전체 임금근로자에 대한 경제활동인구조사 부가조사를 분석한 결과에서는 2008년 보다 앞선 2006년을 정점으로 2013년까지 저임금 근로 비율이 감소하는 추세를 보이고 있다(성재민, 2014, 2015). 전일제 근로자의 월평균 중위임금의 2/3 이하를 저임금 근로자로 정의한 박성재·반정호(2012)는 2004년 24.7%까지 저임금 근로 비율이 높아진 이후 2008년 19.5%까지 하락하였지만 이후 글로벌 금융위기 여파로 인한 경기침체 영향으로 다시 상승한 것으로 보고하였다. 시간당 임금을 기준으로 전체 임금근로자 중위임금 2/3 미만의 저임금 근로로 정의한 신우진(2015)의 연구에서는 2000년대 이후 저임금 근로 추이를 2007년을 기준으로 2001년 이후 2007년 27.4%까지 증가하는 추이를 보이고, 2007년 이후부터는 감소하는 추이를 보이는 것으로 구분하였다.

다. 코호트 효과

저임금 근로에 대한 코호트 변화에 대한 직접적인 실증 연구는 찾아보기 어렵지만 임금 혹은 가구소득의 누적된 효과를 분석한 연구들을 참조해 볼 수 있다.

먼저 신동균(2013)은 고령화연구패널조사 자료를 활용하여 근로생애사를 출생시기별로 분석하였다. 분석 결과 베이비붐 세대(1955-1963년)는 노동력의 급작스러운 증가라는 우려에도 불구하고 80년대 고도성장으로 이전 세대 보다 생애 주직장에 빨리 안착하였으며 자산과 소비에서 상대적으로 우월한 지위를 누린 것으로 분석되었다(신동균, 2013). 심혜정(2019)은 국민연금 가입자의 연령별 소득 자료를 활용하여 연령-소득 프로파일을 추정하였다. 분석 결과 58-62년생을 기준으로 72년생 세대까지는 그 직전 세대에 비해 뚜렷한 연령-소득 커브의 개선이 관측되었지만, 73-77년생 세대부터는 연령-소득커브가 직전 세대 수준에서 정체 내지 직전 세대보다 약간 하향하는 것으로 나타났다(심혜정, 2019). 가계동향의 미시자료를 통해 중산층 진입 확률을 APCD 모형으로 분석한 윤자영 외(2014)는 1970년생 이후 세대의 중산층 진입 확률이 이전 세대에 비해 감소한 것으로 분석하였다. 특히 가구 내 취업자 수가 많을수록 나타나는 상향 이동 가능성이 1968년생 이후 약화되었는데, 연구자에 따르면 1968년생은 외환위기 당시 안정적인 노동 시장 진입이 좌절된 세대로 그 부정적 경험이 중산층 진입에 영향을 미쳤을 가능성이 있다고 보았다(윤자영 외, 2014).

우리나라가 여성의 저임금 근로 비율이 높다는 점을 고려할 때(김복순, 2018), 여성의 경제활동 참가에 코호트별 차이를 밝힌 연구들도 참고할 만 하다. 가구소비실태조사를 활용해 1990년대 중반 이래 여성의 맞벌이 여부에 대한 APCD 모형을 추정한 김수정(2015)의 연구에서는 1956년에서 1965년에 태어난 코호트의 맞벌이 참여가 높고, 1970년대 코호트는 맞벌이 참여가 낮은 것으로 분석되었다. 1970년대생의 맞벌이 이행의 낮은 성과와 관련하여 1970년대생과 1960년대생을 비교한 장지연 외(2014)는 1970년대생 여성은 20대 후반까지 1960년대생보다 노동공급이 더 많았지만 출산 직후에는 더 적은 노동공급을 하는 특수성이 있다고 설명한 바 있다(김수정, 2015 재인용).

라. 그 밖의 효과

저임금 근로 취약집단 변화에 영향을 미치는 요인으로 교육수준과 성별 요인을 살펴볼 수 있다.

먼저 인적자본 수준이 높으면 저임금 가능성이 낮다는 것은 잘 알려져 있다(성재민, 2015). 윤진호·이시균(2009)은 프로빗 모형을 통해 교육수준이 높아질수록 저임금 고용 가능성이 낮아진다는 점을 실증하였다. 교육수준이 변화됨에 따라 저임금 근로에 미치는 영향도 달라질 수 있다. 성재민(2015)에 따르면 고학력화 추세는 저임금 근로자 감소의 힘으로 작용할 가능성이 있다. 우리나라의 경우 저학력 집단은 은퇴 연령대가 주축이어서 이들 인구의 노동시장 퇴장과 함께 저임금 근로자 수도 같이 줄어들 가능성이 있다는 관점이다(성재민, 2015). 한편 Freeman(1976)에 따르면 전체 노동시장에서 고학력 집단의 비율이 증가하면 숙련 프리미엄의 하락을 가져와 임금결정에 부정적인 영향을 줄 수 있다(신우진, 2015 재인용). 이는 고학력자가 많은 세대일수록 임금 상승이 둔화될 가능성을 시사하지만, 고학력 시대에 저학력으로 일찍 노동시장에 진입한 코호트의 어려움이 가중될 수 있음을 시사하기도 한다. 우리나라는 빠르게 고학력화가 진행되어 학력과 코호트 간 연관이 높다는 점을 감안할 때(김수정, 2015: 165), 시간의 흐름에 따른 저임금 근로 취약집단의 변화에 교육수준의 통제는 중요할 수 있다.

한편 우리나라는 OECD 국가 중 성별 임금격차가 가장 큰 국가인 동시에 여성 근로자 중 저임금근로자 비율이 가장 높은 국가로 알려져 온 만큼(김난주, 2017), 성별 요인에 대한 검토도 필요하다. 윤진호·이시균(2009)의 연구에서 여성은 인적자본과 노동시장 및 제도적 측면을 모두 통제된 상태에서도 저임금 고용에 유의미한 결정 요인이었다. 신우진(2015)의 연구에서 2001년과 2007년 저임금 비중 변화의 요인을 분해한 결과 여성 근로자는 남성에 비해 저임금 확률이 높고 2001년에 비해 2007년 저임금 근로 확률이 커진 것으로 분석되었다. 2007년과 2012년 분석에서도 여성의 고용증가는 저임금을 증가시키는 요인으로 나타나 성별과 저임금 근로 간의 관계를 시사하였다. 김수현(2015)은 고용형태별 근로실태조사를 사용하여 1984년부터 2014년까지 성별 임금격차를 분석하였다. 분석 결과 1980년대 중반부터 1990년대 후반까지 교육 격차의 감소로 성별 임금격차가 빠르게 감소하였으나, 1990년대 후반부터는 연령의 임금구조효과로 성별 임금격차가 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 남성의 경우 연령 증가에 따라 임금이 크게 증대되는 반면, 여성은 경력단절 이후 중고령층에서 노동시장에서의 차별 강화로 성별 임금격차가 증대되고 있음을 반영하는 것이다(김수현, 2015).

III. 연구방법

1. 분석자료와 분석대상

본 연구는 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study)의 5차년도부터 20차년도까

지 5개년도별 개인자료와 6차년도부터 21차년도까지 5개년도별 가구자료를 연결하여 분석에 활용하였다. 구체적인 분석대상은 2002년, 2007년, 2012년, 2017년을 기준으로 각 연도 현재 주된 일자리가 임금근로자인 개인으로 분석 변수에 결측이 없는 15세 이상 80세 미만 대상자로 하였다. 80세 이상 임금근로자는 연도별 사례가 충분하지 않아 제외하였다. 80세 이상까지 전연령층의 임금근로자를 포함하지 못하였으나, 고령층의 취업특성을 파악하기 위한 통계청의 경제활동인구조사 고령층 부가조사 대상이 55세 이상 80세 미만이라는 점을 고려할 때 의미있는 연령 범위로 판단된다.

한편 노동패널조사는 개인의 경제활동 정보 외에 가구자료에서 가구소득을 조사하여 저임금 근로와 빈곤에 대한 판정이 가능하며, 이는 저임금과 빈곤을 함께 검토하는 본 연구에 중요한 특성이다. 이러한 자료의 특성에 기초하여 본 연구는 횡단면 반복조사와 같이 2002년, 2007년, 2012년, 2017년 4개 기준 연도별로 분석이 가능한 임금근로자 전체를 포함하여 자료를 구축하되,¹⁾ 분석 기준연도 이듬해인 2003년, 2008년, 2013년, 2018년 가구자료에서 조사된 ‘작년 한 해’ 가구소득 정보를 개인의 경제활동 정보와 연결하여 분석에 활용하였다. 이 과정에서 본 연구는 표본 성격의 시계열적 일관성을 유지하기 위해 2009년 확장 조사된 통합표본이 아닌, 1998년도부터 조사되어 온 표본(이하 98표본) 자료를 활용하였다. 이들 두 표본은 사례 수 뿐 아니라 대상자 성격을 달리하는데, 통합표본이 전국 단위 가구를 모집단으로 하는 것과 달리 98표본은 도시지역을 대표하는 가구를 조사대상으로 하고 있다는 점에 주의를 기울일 필요가 있다(www.kli.re.kr).²⁾

이상의 과정을 거쳐 최종적으로 분석에 포함된 임금근로자는 연도별로 각각 2002년 3,640명, 2007년 4,064명, 2012년 4,376명, 2017년 4,854명의 총 16,934명이다. 다만 본 연구의 최종 모형인 APCD 모형은 직사각형 매트릭스 형태를 요구하여 이들 모두를 분석에 필요로 하지만, 추이가 형성되지 않는 양 극단의 코호트를 최종 결과에서 제외하므로 APCD 모형의 분석 대상은 16,912명으로 보고된다.

2. 주요변수

가. 종속변수

본 연구의 종속변수는 저임금 근로 취약집단 여부와 저임금 근로 빈곤 취약집단 여부이다.

첫 번째 종속변수인 저임금 근로 취약집단 여부는 앞서 이론적 검토에서 논의한 바와 같이 임금근로자의 시간당 중위임금의 2/3 미만으로 판정하였다. 시간당 임금은 주된 일자리에서의 월평균 임금과 일주일 혹은 월평균 근로시간에 대한 응답을 바탕으로 산정하였다. 월평균 임금은 세금 공

1) APCD 모형은 균형패널 요건을 필요로 하지 않으므로 모든 연도에 임금근로자 지위를 유지한 개인만으로 분석 대상을 제한하지 않는다. 이같은 맥락에서 통계청의 경제활동인구조사와 같이 횡단면 반복조사를 활용한 분석이 가능하나, 소득 자료가 포함되어 있지 않아 노동패널자료를 분석자료로 선택하였다.

2) 98표본을 활용한 연구에서 도시지역 표본에 대한 강조는 많지 않다. 그러나 저임금 근로에 대한 본 연구의 경우 두 표본 간 다소 편차가 발생하고 있어 이점을 명시하고자 한다.

제 후 소득이며, 근로시간은 정규 근로시간과 초과 근로시간을 합산한 시간으로 매뉴얼이 제시한 임금근로자의 주당 평균 근로시간 산정 방식을 따랐다(한국노동연구원, 2019).

두 번째 종속변수인 저임금 근로 빈곤 취약집단의 판정을 위해서는 각 연도별 빈곤선 설정이 필요했다. 이를 위해 해당 연도 가구자료에서 임금근로자만이 아닌 전체 가구를 대상으로 균등화 한 총소득을 기준으로 중위소득을 산정하여 해당 중위소득의 60% 미만을 빈곤가구로 판정한 다음,³⁾ 이를 분석대상인 임금근로자 자료에 결합시켜 빈곤 여부를 살펴보았다. 균등화지수는 가구원 수의 제곱근을 사용하였으며, 가구 총 소득은 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회보험소득, 이전소득, 기타소득의 합으로 하였다. 빈곤에 대한 판정이 완료된 이후에는 앞서 판정한 저임금 근로 여부와 교차시켜 저임금 근로 빈곤 취약집단 여부를 판정하였다. 최종적으로 저임금 근로 빈곤 취약집단으로 판정된 대상은 저임금 근로자이면서 균등화 가구소득이 빈곤선 미만에 해당되는 개인이다. 저임금 근로자나 빈곤가구 둘 중 한 가지만 해당되거나 저임금 근로자와 빈곤가구 모두에 해당되지 않는 개인은 저임금 근로 빈곤 취약집단이 아닌 것으로 판정하였다.

나. 독립변수

본 연구의 독립변수인 연령, 시기, 코호트는 5개 연도 단위로 구분하여 분석에 활용하였다.

첫째, 연령은 만 15세 이상부터 80세 미만까지에 대해 5세 단위로 구분하였다. 노동패널은 만 연령을 질문하지만 조사 월에 따라 만 연령이 다르게 응답될 수 있어 조사연도와 출생연도의 차이로 만 연령을 산출하였다.

둘째, 시기는 5개연도 간격의 2002년, 2007년, 2012년, 2017년 네 개 연도로 구분하였다.

셋째, 코호트는 출생연도를 기준으로 5개 연도 단위로 구분하였다. 분석대상자의 출생연도 범위는 1923년부터 2002년까지 총 16개로 코호트로 구분되지만, 본 분석 모형은 추이가 형성되지 않는 양 끝 코호트를 제외하므로 최종모형에는 1928-1932년부터 1993-1997년까지 총 14개 코호트가 제시된다.

다. 통제변수

본 연구의 통제변인은 교육수준과 성별이다. 교육수준은 고졸미만, 고졸, 전문대졸, 대졸이상(=0)으로 구분하였으며, 성별은 여성과 남성(=0)으로 구분하였다.

3. 분석방법

3) 임금근로자를 분석대상으로 한다는 측면에서 기초보장제도 수급 기준에 비해 완화된 기준을 적용하였다. 중위소득 60% 기준은 가장 보편적인 기준은 아니지만 OECD와 EU에서 활용되고 있는 기준이며(김미곤, 2012; 이현주 외, 2018), 김수정(2010), 손병돈(2017) 등의 연구에서 활용된 바 있다.

본 연구는 저임금 근로 취약집단의 변화에 관심을 기울이지만, 시간의 흐름에 따른 연령, 시기, 코호트 추세를 확인하기 위해서는 특별한 방법론이 필요하다. 이는 다른 아닌 시간적 차원을 구성하는 연령, 시기, 코호트 효과가 완벽하게 선형 의존성을 가짐에 따라(period=age+birth cohort), 모델 식별 문제와 이로 인한 다중공선성 문제를 야기하기 때문이다(조재영·정형선, 2018). 연구자들은 이 식별의 문제를 해결하기 위해 다양한 분석 방법을 제안하였는데(허종호 외, 2017), 김수정(2018)에 따르면 식별 문제를 해결하는 데 있어 APC-IE(주성분분석 이용) 모형, HAPC(다층분석) 모형, APCD 모형의 세 가지 해법이 주목받고 있다. 본 연구는 APC-IE 모형과 HAPC 방법이 코호트 효과와 관련된 선형추이를 연령에 귀속시켜 나타나는 문제에 대한 김수정(2018)의 논의를 참조하여, APCD(Age-Period-Cohort Detrended) 모형으로 저임금 근로 취약집단 변화를 살펴보고자 한다.

Chauvel, L.에 따라 APCD 모형을 설명해보면(<http://www.louischauvel.org/apcdmethodo.pdf>), APCD 모형은 선형 추세와 변동을 분리하는 모형이다. 특별히 APCD 모형은 연령, 시기, 코호트 파라미터들에 전통적인 식별의 문제를 해결하는 계수합 0(zero-sum), 기울기 0(zero-slope)의 제약을 부과함으로써 추세와 변동에 대한 특별한 분해를 수행하게 된다(Wilmoth, 2001; Chauvel, 2001; <http://www.louischauvel.org/apcdmethodo.pdf> 재인용).

APCD 모형을 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\left\{ \begin{array}{l} y^{apc} = \alpha_a + \pi_p + \gamma_c + \alpha_o \text{rescale}(age) + \gamma_o \text{rescale}(cohort) + \beta_0 + \sum_j \beta_j X_j + \epsilon_j \\ p = c + a \\ \sum_a \alpha_a = \sum_p \pi_p = \sum_c \gamma_c = 0 \\ Slope_a(\alpha_a) = Slope_p(\pi_p) = Slope_c(\gamma_c) = 0 \\ \min(c) < c < \max(c) \end{array} \right.$$

Chauvel, L.을 따라 식의 내용을 정리해보면(<http://www.louischauvel.org/apcdmethodo.pdf>), α_a , π_p , γ_c 는 각각 탈추세화된(detrended) 연령, 시기, 코호트 효과를 나타낸다. 이 가운데 π_p 는 범주로 구분된 시기 변화의 효과이고, 인플레이션과 같이 특수한 시기적 변화를 흡수할 수 있다. α_a 는 비선형적인 연령 변화를 대표한다. γ_c 가 유의미하게 0이 아니라면 코호트 효과를 발견한 것으로 본다. resclae(age)는 age를 -1에서 1로 표준화 한 선형함수이다. α_0 는 연령의 시기 간(interperiod), 코호트 간(intercohort)의 선형기울기이며, γ_0 는 코호트의 시기 간(interperiod), 연령 간(interage) 선형기울기이다. 즉 α_0 와 γ_0 는 age와 cohort를 -1에서 1로 표준화했을 때 값이며, 해당 기간 동안 연령과 코호트의 선형 추이를 보여준다(김수정, 2018). 다만 $p=a+c$ 의 선형관계를 지니기 때문에 α_0 와 γ_0 의 두 계수는 연령과 코호트 관점에서 단순하게 분석되지 않는다. β_0 는 일반적인 상수항이며, $\sum \beta_j X_j$ 은 모델에서 선택된 교육수준, 성별과 같은 통제변수들이다. Chauvel, L.은 이상의 내용이 STATA의 GLM 프로시저에 의해 로짓이나 포아송 모형과 같은 다른 유형에도 검

증될 수 있음을 설명하고 있어, 저임금 근로 및 저임금 근로 빈곤 취약집단 여부의 이항 변수를 종속변수로 하는 본 연구에도 적용이 가능하였다.

IV. 분석결과

1. 분석대상의 특성

<표 1>에서는 분석대상의 분석변수에 따른 인구 분포와 이들의 저임금 근로 현황을 정리하였다. 먼저 분석대상 임금근로자의 연령별 분포를 살펴보면, 40대 비율이 가장 높고, 다음으로 30대, 50대 순이었다. 시기별로는 2002년 비율이 22.15%로 가장 낮고 2017년 비율이 28.98%로 가장 높아 임금근로자 증가를 나타내었다. 코호트별로는 1963-1967년에 가장 높은 비율인 14.42%의 대상자가 분포하였다. 교육수준별로는 고졸 비율이 36.85%로 가장 높았고, 다음으로 대졸 이상 29.99%, 고졸 미만 17.77%, 전문대졸 15.39% 순이었다. 성별은 남성 비율이 57.34%로 여성의 42.66% 보다 높게 나타났다.

계속해서 저임금 근로 현황을 분석한 결과를 살펴보면, 네 개 시점에서 각각 조사된 전체 임금근로자의 24.00%가 저임금 근로를 경험한 것으로 나타났다. 연령별 저임금 근로 발생 비율은 70세 이상과 19세 이하가 70.00% 이상으로 매우 높게 나타나 저임금 근로 취약집단임을 보여주었다. 30대는 저임금 근로 비율이 10%대로 가장 낮았다. 시기별 저임금 근로 비율은 2007년 26.73%에서 2012년 24.27%와 2017년 20.79%로 감소하였다. 코호트별로는 1943-1947년을 포함하여 그 이전의 노인세대와 1998-2002년의 청년세대가 50.00% 이상 높은 비율로 저임금 근로를 경험한 것으로 분석되었다. 교육수준별 저임금 근로 발생의 차이도 뚜렷한 편이었는데, 고졸미만 근로자는 51.74%의 높은 비율로 저임금 근로가 발생하는데 비해 대졸 이상의 저임금 근로 비율은 5.99%로 낮게 나타났다. 성별로는 여성의 저임금 근로가 37.58%로 남성의 13.91% 보다 높게 나타났다.

저임금 근로와 빈곤의 이중적인 어려움을 경험하는 대상자 현황도 살펴보았다. 분석 결과 전체 분석대상 임금근로자 가운데 5.49%는 저임금 근로에 종사하면서 빈곤한 대상자로 나타났다. 연령별로는 75-79세의 55.10%가 가장 높은 비율로 저임금 근로 빈곤을 경험하는 것으로 나타났고, 다음으로 70-74세 43.98%, 65-69세 22.79%, 60-64세 11.79%, 15-19세 11.63% 순이었다. 시기별로는 2007년 6.99%에서 2012년과 2017년도에 각각 5.52%와 4.44%로 감소하였다. 코호트별로는 1943-1947년을 포함하여 그 이전의 코호트에서 저임금 근로 빈곤 비율이 10.00% 이상 높게 나타났다. 청년 세대의 경우 1993-1997년 코호트부터 저임금 근로 빈곤 비율이 다소 높아지는 현상이 관측되었다. 교육수준별로는 고졸미만의 저임금 근로 빈곤 비율이 15.84%로 가장 높고 대졸이상은 1.22%로 매우 낮았다. 성별로는 여성의 저임금 근로 빈곤 비율이 8.02%로 남성의 3.61% 보다 높게 나타났다.

<표 1> 분석대상의 특성

(N=16,934)

변수	세부 구간	변수별 인구구성 비율(%)	세부 구간 내 저임금 근로 발생비 (risk)	
			저임금 근로 발생(%)	저임금 근로 빈곤 발생(%)
연령	세부 구간	100.00	24.00	5.49
	15-19세	0.68	70.89	11.63
	20-24세	6.04	39.36	4.19
	25-29세	12.52	15.55	2.16
	30-34세	12.54	11.44	2.03
	35-39세	12.57	13.73	3.49
	40-44세	13.09	19.52	4.67
	45-49세	13.34	24.06	5.01
	50-54세	11.71	24.98	4.85
	55-59세	8.58	31.33	5.69
	60-64세	4.87	41.85	11.79
	65-69세	2.63	57.65	22.79
	70-74세	0.98	73.68	43.98
	75-79세	0.46	83.93	55.10
시기	2002년	22.15	25.09	5.29
	2007년	22.85	26.73	6.99
	2012년	26.02	24.27	5.52
	2017년	28.98	20.79	4.44
코호트	1923-1927년	0.02	100.00	70.38
	1928-1932년	0.13	80.51	45.12
	1933-1937년	0.57	73.40	48.65
	1938-1942년	1.77	68.10	35.50
	1943-1947년	2.81	54.22	17.87
	1948-1952년	6.32	36.08	8.93
	1953-1957년	9.12	29.22	6.79
	1958-1962년	13.55	24.77	4.31
	1963-1967년	14.42	23.96	4.98
	1968-1972년	13.77	17.70	4.24
	1973-1977년	12.46	11.46	2.00
	1978-1982년	11.48	16.80	2.24
	1983-1987년	7.12	20.62	3.36
	1988-1992년	4.90	22.01	2.16
	1993-1997년	1.41	39.56	5.90
	1998-2002년	0.15	54.40	6.08
교육수준	고졸미만	17.77	51.74	15.84
	고졸	36.85	28.91	5.56
	전문대졸	15.39	15.31	1.66
	대졸이상	29.99	5.99	1.22
성	남성	57.34	13.91	3.61
	여성	42.66	37.58	8.02

주 1) 가중치를 적용한 결과임

2. 저임금 근로 취약집단의 연령, 시기, 코호트별 변화

가. 저임금 근로 취약집단

<표 2>에서는 저임금 근로 취약집단의 연령, 시기, 코호트별 변화를 정리하였다.

분석 결과 연령별로 15-19세와 65세 이상의 저임금 근로 비율은 모든 연도에서 높게 나타났다. 고령화될수록 저임금 근로 비율이 높아지는 점은 모든 연도에서 관측되었지만, 임금근로자의 과반수가 저임금 근로에 노출되는 연령은 2002년과 2007년은 60세 이상, 2012년은 65세 이상, 2017년은 70세 이상으로 늦춰지는 경향을 보였다. 시기별 연령별로 보면 2017년 저임금 근로 비율이 30-34세를 제외한 모든 연령층에서 가장 낮게 나타났다. 코호트별 변화를 살펴보면 29세 이하로 진입한 젊은 코호트는 저임금 근로 비율의 감소만 경험하였다(빗금). 중장년기가 관측된 코호트는 저임금 근로 증감을 반복하였는데, 2007년 공통적으로 저임금 근로 증가를 경험하였다(볼드체). 2002년 50세 이상 69세 이하로 진입한 고령의 코호트는 노령화되면서 저임금 근로의 증가만을 경험하였다(음영).

<표 2> 연령별, 시기별, 코호트별 저임금 근로 취약집단 비율

	2002년	2007년	2012년	2017년
	68.12	72.11	91.63	54.40
15-19세	(1983-1987년)	(1988-1992년)	(1993-1997년)	(1998-2002년)
	42.24	39.33	40.39	33.59
20-24세	(1978-1982년)	(1983-1987년)	(1988-1992년)	(1993-1997년)
	16.55	17.59	15.61	12.64
25-29세	(1973-1977년)	(1978-1982년)	(1983-1987년)	(1988-1992년)
	12.82	11.22	9.48	12.25
30-34세	(1968-1972년)	(1973-1977년)	(1978-1982년)	(1983-1987년)
	18.92	18.94	9.98	6.15
35-39세	(1963-1967년)	(1968-1972년)	(1973-1977년)	(1978-1982년)
	19.39	29.00	20.88	8.01
40-44세	(1958-1962년)	(1963-1967년)	(1968-1972년)	(1973-1977년)
	24.33	29.19	25.41	18.06
45-49세	(1953-1957년)	(1958-1962년)	(1963-1967년)	(1968-1972년)
	25.55	30.94	23.40	22.64
50-54세	(1948-1952년)	(1953-1957년)	(1958-1962년)	(1963-1967년)
	40.35	34.77	31.62	26.98
55-59세	(1943-1947년)	(1948-1952년)	(1953-1957년)	(1958-1962년)
	62.10	51.38	41.39	31.01
60-64세	(1938-1942년)	(1943-1947년)	(1948-1952년)	(1953-1957년)
	68.36	65.92	69.60	47.15
65-69세	(1933-1937년)	(1938-1942년)	(1943-1947년)	(1948-1952년)
	81.07	69.34	74.27	73.02
70-74세	(1928-1932년)	(1933-1937년)	(1938-1942년)	(1943-1947년)
	100.00	78.75	85.17	82.70
75-79세	(1923-1927년)	(1928-1932년)	(1933-1937년)	(1938-1942년)

주 1) 가중치를 적용한 결과임

주 2) 코호트별 변화는 대각선 방향으로 살펴볼 수 있는데, 빗금은 저임금 근로 감소만, 음영은 저임금 근로 증가만 경험한 코호트임. 저임금 근로의 증감을 반복한 코호트의 경우 저임금 근로 증가에 볼드처리함.

나. 저임금 근로 빈곤 취약집단

저임금 근로 빈곤 취약집단의 변화를 연령, 시기, 코호트별로 분석한 결과는 <표 3>과 같다.

분석 결과 모든 연도에서 65세 이상 노인층의 저임금 근로 빈곤 비율이 높게 나타났다. 시기별 연령별로는 2017년 저임금 근로 빈곤 비율이 대부분 가장 낮은 편이었지만, 30-34세, 45-49세, 50-54세는 예외였다. 2007년에는 35세 이상 74세 이하의 많은 연령의 코호트에서 저임금 근로 빈곤의 증가를 경험하였다. 코호트별 변화를 살펴보면 앞서 저임금 근로 취약집단의 변화에 비해 취약집단 비율의 증감을 반복하는 세대가 많은 것으로 나타났는데(볼드), 저임금 근로 증가를 두 번 이상 경험한 코호트도 네 개 관측되었다(1958년, 1953년, 1948년, 1938년 코호트). 청년 세대에서 저임금 근로 빈곤 비율의 감소 경향은 앞의 저임금 근로 현황과 달리 제한된 두 개 코호트에서만 경험되었다(빛금). 고령 세대의 경우 노령화되면서 저임금 근로 빈곤 비율의 증가만 경험한 코호트(음영)와, 저임금 근로 빈곤 비율의 감소만 경험한 코호트(빛금)가 모두 존재하였다.

<표 3> 연령별, 시기별, 코호트별 저임금 근로 빈곤 취약집단 비율

	2002년	2007년	2012년	2017년
15-19세	11.66 (1983-1987년)	0.00 (1988-1992년)	28.66 (1993-1997년)	6.08 (1998-2002년)
20-24세	4.18 (1978-1982년)	4.57 (1983-1987년)	4.65 (1988-1992년)	3.30 (1993-1997년)
25-29세	2.44 (1973-1977년)	3.09 (1978-1982년)	1.87 (1983-1987년)	1.25 (1988-1992년)
30-34세	1.51 (1968-1972년)	1.96 (1973-1977년)	1.36 (1978-1982년)	3.48 (1983-1987년)
35-39세	5.08 (1963-1967년)	4.90 (1968-1972년)	2.80 (1973-1977년)	0.89 (1978-1982년)
40-44세	3.68 (1958-1962년)	8.14 (1963-1967년)	5.75 (1968-1972년)	0.80 (1973-1977년)
45-49세	5.53 (1953-1957년)	6.43 (1958-1962년)	3.70 (1963-1967년)	4.74 (1968-1972년)
50-54세	5.06 (1948-1952년)	9.54 (1953-1957년)	3.17 (1958-1962년)	3.51 (1963-1967년)
55-59세	9.11 (1943-1947년)	8.53 (1948-1952년)	4.72 (1953-1957년)	4.07 (1958-1962년)
60-64세	17.87 (1938-1942년)	15.00 (1943-1947년)	12.52 (1948-1952년)	7.71 (1953-1957년)
65-69세	39.28 (1933-1937년)	44.25 (1938-1942년)	23.61 (1943-1947년)	10.97 (1948-1952년)
70-74세	48.60 (1928-1932년)	44.13 (1933-1937년)	54.36 (1938-1942년)	36.30 (1943-1947년)
75-79세	70.38 (1923-1927년)	34.30 (1928-1932년)	67.98 (1933-1937년)	48.33 (1938-1942년)

주 1) 가중치를 적용한 결과임

2) 코호트별 변화는 대각선 방향으로 살펴볼 수 있는데, 빛금은 저임금 근로 빈곤의 감소만, 음영은 저임금 근로 빈곤의 증가만 경험한 코호트임. 저임금 근로의 증감을 반복한 코호트의 경우 저임금 근로 증가에 볼드처리함.

3. 저임금 근로 취약집단의 연령, 시기, 코호트 효과

가. 저임금 근로 취약집단

저임금 근로 취약집단 결정에 대한 연령, 시기, 코호트 효과를 분석하기 위해 APCD 모형을 분석한 결과는 <표 4>와 같다.

먼저 통제변인이 없는 첫 번째 모형에서 저임금 근로 취약집단 여부에 대한 연령 효과를 살펴본 결과, 24세 이하 초기 청년과 65세 이상 노인이 저임금 근로 취약집단에 속할 가능성이 높은 것으로 나타났다($p < .001$). 저임금 근로에 가장 취약한 집단으로 15-19세로($b = 2.386$, $or = 10.868$), 다음으로 취약한 75-79세($b = 1.213$, $or = 3.364$) 노인에 비해서도 저임금 근로 취약집단에 속할 가능성이 승산비를 기준으로 세 배 이상 높게 분석되었다. 25세 이상부터 59세 이하의 근로자는 저임금 근로 취약집단에 속할 가능성이 유의미하게 낮은 것으로 분석되었다($p < .001$). 시기 효과도 유의미하게 나타났다. 2007년은 저임금 근로 취약집단에 속할 가능성이 유의미하게 높은 시기였고($b = 0.139$, $or = 1.149$), 2002년과 2017년은 저임금 근로 취약집단에 속할 가능성이 유의미하게 낮은 시기였다(각각 $b = -0.112$, $b = -0.086$). 코호트 효과 분석에서는 1963-1967년에 태어난 코호트가 유일하게 저임금 근로 가능성이 높은 취약집단으로 나타났다($b = 0.245$, $or = 1.277$). 1973-1977년과 1978-1982년 코호트는 저임금 근로 취약집단에 속할 가능성이 낮은 코호트로 분석되었다(각각 $b = -0.347$, $b = -0.179$).

두 번째 모형에서는 교육수준을 통제한 상태에서 저임금 근로 결정에 대한 연령, 시기, 코호트 효과의 변화를 살펴보았다. 분석 결과 교육수준을 통제하여도 저임금 근로에 대한 연령 효과와 시기 효과는 동일하게 유지되었다. 코호트 효과의 경우 교육수준을 통제할 때 1948-1952년, 1953-1957년, 1973-1977년 코호트의 저임금 근로 가능성이 유의미하게 낮아지는 변화를 보였다($p < .05$). 통제변인으로 포함된 교육수준이 저임금 근로에 미치는 영향력을 살펴보면, 고졸미만이 저임금 근로 취약집단에 속할 가능성은 대졸 이상에 비해 매우 높게 나타났다($b = 2.611$, $or = 13.609$). 대학 유형에 따른 차이도 큰 편이었는데, 전문대졸은 저임금 근로 취약집단에 속할 가능성이 대졸 이상에 비해 두 배 이상 높게 나타났다($b = 0.854$, $or = 2.349$).

세 번째 모형에서는 성별 효과를 통제하여 저임금 근로 취약집단 결정의 연령, 시기, 코호트 효과를 살펴보았다. 분석 결과 성별의 통제는 연령 효과와 시기 효과의 유의미성과 방향에 변화를 주지 않았다. 하지만 코호트 효과의 경우 성별의 통제로 1963-1967년 코호트의 저임금 근로 가능성에 대한 정(+)적 효과가 사라졌다($p < .05$). 김수정(2015)의 연구에서 1956년에서 1965년에 태어난 코호트의 맞벌이 참여가 높게 나타났고, 1960년대생의 맞벌이 이행이 1970년대생에 비해 높은 특징이 있다는 장지연 외(2014)의 논의를 참고할 때(김수정, 2015 재인용), 중년 여성의 임금 근로 참여와 저임금 근로가 연관된 결과로 추정된다. 한편 통제변수로 포함된 여성이 저임금 근로 취약집단에 속할 가능성은 남성에 비해 승산비를 기준으로 네 배 이상 높은 것으로 분석되었다($b = 1.528$, $or = 4.610$).

<표 4> 저임금 근로 결정의 연령, 시기, 코호트 효과

		모형1		모형2		모형3	
		b	or	b	or	b	or
연령 효과	15-19세	2.386	10.868***	1.855	6.390***	1.853	6.380***
	20-24세	0.835	2.304***	0.766	2.151***	0.605	1.830***
	25-29세	-0.449	0.638***	-0.251	0.778**	-0.240	0.787**
	30-34세	-1.052	0.349***	-0.827	0.437***	-0.679	0.507***
	35-39세	-1.056	0.348***	-0.858	0.424***	-0.775	0.461***
	40-44세	-0.892	0.410***	-0.753	0.471***	-0.732	0.481***
	45-49세	-0.771	0.463***	-0.677	0.508***	-0.717	0.488***
	50-54세	-0.749	0.473***	-0.704	0.495***	-0.766	0.465***
	55-59세	-0.471	0.624***	-0.450	0.638***	-0.448	0.639***
	60-64세	-0.144	0.866	-0.187	0.829	-0.203	0.817
	65-69세	0.378	1.459***	0.317	1.373**	0.354	1.424**
	70-74세	0.773	2.167***	0.727	2.068***	0.761	2.140***
75-79세	1.213	3.364***	1.045	2.842***	0.986	2.681***	
시기 효과	2002년	-0.112	0.894***	-0.121	0.886***	-0.144	0.866***
	2007년	0.139	1.149***	0.154	1.167***	0.189	1.208***
	2012년	0.059	1.061	0.054	1.055	0.056	1.058
	2017년	-0.086	0.918***	-0.087	0.916***	-0.100	0.905***
코호트 효과	1928-1932년	0.082	1.085	0.199	1.221	0.270	1.310
	1933-1937년	-0.104	0.901	0.039	1.040	0.109	1.115
	1938-1942년	0.147	1.158	0.135	1.145	0.145	1.156
	1943-1947년	0.097	1.102	0.046	1.047	0.134	1.143
	1948-1952년	-0.156	0.856	-0.315	0.730**	-0.358	0.699**
	1953-1957년	-0.062	0.940	-0.309	0.734**	-0.337	0.714**
	1958-1962년	0.072	1.074	-0.081	0.923	-0.181	0.835
	1963-1967년	0.245	1.277**	0.229	1.257**	0.067	1.070
	1968-1972년	-0.107	0.899	0.002	1.002	-0.039	0.962
	1973-1977년	-0.347	0.707***	-0.149	0.861*	-0.188	0.829*
	1978-1982년	-0.179	0.836**	-0.026	0.974	-0.056	0.946
	1983-1987년	-0.060	0.942	0.045	1.046	0.002	1.002
1988-1992년	0.108	1.114	0.059	1.061	0.143	1.154	
1993-1997년	0.265	1.303	0.125	1.133	0.289	1.336	
교육수준 (대졸이상=0)	고졸미만			2.611	13.609***	2.506	12.259***
	고졸			1.691	5.424***	1.746	5.731***
	전문대졸			0.854	2.349***	0.757	2.132***
성별(남성=0)	여성					1.528	4.610***
	선형코호트추이	-2.452	0.086***	-0.650	0.522*	-1.255	0.285***
	선형연령추이	-0.262	0.770*	0.065	1.068	0.035	1.035
	상수	-0.437	0.646***	-2.123	0.120***	-2.796	0.061***
모형 적합도	N		16,912		16,912		16,912
	Log likelihood		-8,280		-7,584		-6,940
	aic		16,616		15,230		13,945
	bic		16,833		15,470		14,192

*p<.05, **p<.01, ***p<.001

나. 저임금 근로 빈곤 취약집단

<표 5>는 저임금 근로 빈곤 취약집단 결정에 대한 연령, 시기, 코호트 효과를 분석한 결과이다.

먼저 통제변인이 없는 첫 번째 모형에서 저임금 근로 빈곤 취약집단 가능성에 대한 연령 효과를 분석한 결과, 24세 이하 초기 청년과 70세 이상 노인이 저임금 근로 빈곤 가능성이 유의미하게 높게 나타났다($p < .001$). 특히 15-19세가 저임금 근로 빈곤 취약집단에 속할 가능성이 가장 높았고 ($b=1.662$, $or=5.269$), 다음으로 75-79세($b=1.036$, $or=2.818$), 70-74세($b=0.785$, $or=2.193$), 20-24세 ($b=0.655$, $or=1.924$) 순이었다. 시기 효과도 존재하였다. 2007년은 저임금 근로 빈곤 가능성이 높은 시기였고($b=0.253$, $or=1.287$), 2002년과 2017년은 저임금 근로 빈곤 가능성이 유의미하게 낮은 시기였다(각각 $b=-0.194$, $b=-0.135$). 코호트 효과 분석에서는 1938-1942년 코호트와 1993-1997년 코호트가 저임금 근로 빈곤에 취약한 것으로 분석되었는데, 청년 세대인 1993-1997년 코호트의 위험 ($b=0.738$, $or=2.092$)이 노인 세대인 1938-1942년 코호트($b=0.348$, $or=1.417$) 보다 크게 나타났다.

두 번째 모형에서는 교육수준을 통제한 상태에서 저임금 근로 빈곤 취약집단 결정에 대한 연령, 시기, 코호트 효과의 효과를 살펴보았다. 분석 결과 교육수준을 통제하여도 연령 효과와 시기 효과에 대한 유의미성과 계수 방향에는 변화가 나타나지 않았다. 하지만 교육수준의 통제는 코호트 효과의 유의미성에 변화를 주어 1933-1937년에 태어난 코호트가 저임금 근로 빈곤에 취약한 코호트임을 나타내었다($b=0.460$, $or=1.583$). 통제변인으로 포함된 교육수준의 효과는 큰 편이었으나 고졸과 대졸 사이에서만 유의미한 차이가 나타났다. 즉 대졸이상에 비해 고졸 미만($b=2.299$, $or=9.964$)과 고졸($b=1.443$, $or=4.233$)은 저임금 근로 빈곤 취약집단에 속할 가능성이 높게 나타났지만, 대졸 이상과 전문대졸과 차이는 유의하지 않았다($p < .05$). 앞서 저임금 근로 취약집단 결정의 경우 대학 유형에서도 유의미한 차이를 보인 것과 다른 결과이다.

세 번째 모형에서는 성별 효과를 통제하여 저임금 근로 빈곤 취약집단 여부의 연령, 시기, 코호트 효과를 살펴보았다. 분석 결과 성별을 통제할 때 연령 효과와 코호트 효과의 유의미성에 변화가 나타났으나, 시기 효과의 유의미성은 동일하게 유지되었다. 연령 효과의 경우 35세 이상 44세 이하의 저임금 근로 빈곤 가능성에 대한 유의미한 부(-)적 효과가 사라졌고($p < .05$), 코호트 효과 분석에서는 베이비붐 세대에 해당하는 1958-1962년 코호트의 저임금 근로 빈곤 가능성이 유의미하게 낮아지는 것으로 분석되었다($b=-0.308$, $or=0.735$).

<표 5> 저임금 근로 빈곤 결정의 연령, 시기, 코호트 효과

		모형1		모형2		모형3	
		b	or	b	or	b	or
연령 효과	15-19세	1.662	5.269***	1.127	3.085***	1.024	2.784***
	20-24세	0.655	1.924***	0.550	1.733**	0.470	1.600**
	25-29세	-0.211	0.809	-0.023	0.977	0.003	1.003
	30-34세	-0.855	0.425***	-0.619	0.538***	-0.507	0.602**
	35-39세	-0.568	0.567***	-0.352	0.703*	-0.280	0.756
	40-44세	-0.441	0.643**	-0.286	0.751*	-0.248	0.781
	45-49세	-0.612	0.542***	-0.502	0.605***	-0.499	0.607***
	50-54세	-0.760	0.468***	-0.693	0.500***	-0.696	0.498***
	55-59세	-0.708	0.493***	-0.683	0.505***	-0.673	0.510***
	60-64세	-0.216	0.806	-0.255	0.775*	-0.265	0.767*
	65-69세	0.234	1.264	0.165	1.180	0.160	1.174
	70-74세	0.785	2.193***	0.703	2.020***	0.697	2.008***
	75-79세	1.036	2.818***	0.869	2.385***	0.814	2.256***
시기 효과	2002년	-0.194	0.824***	-0.200	0.819***	-0.206	0.814***
	2007년	0.253	1.287***	0.264	1.303***	0.274	1.315***
	2012년	0.076	1.079	0.072	1.074	0.070	1.073
	2017년	-0.135	0.874***	-0.136	0.873***	-0.138	0.871***
코호트 효과	1928-1932년	-0.360	0.698	-0.212	0.809	-0.191	0.826
	1933-1937년	0.296	1.344	0.460	1.583*	0.503	1.653*
	1938-1942년	0.348	1.417*	0.339	1.403*	0.333	1.395*
	1943-1947년	0.053	1.055	-0.013	0.987	0.021	1.021
	1948-1952년	-0.028	0.973	-0.187	0.829	-0.197	0.821
	1953-1957년	-0.014	0.986	-0.256	0.774	-0.255	0.775
	1958-1962년	-0.084	0.920	-0.262	0.769	-0.308	0.735*
	1963-1967년	0.149	1.160	0.087	1.091	0.004	1.004
	1968-1972년	-0.027	0.974	0.055	1.057	0.045	1.046
	1973-1977년	-0.387	0.679*	-0.196	0.822	-0.208	0.812
	1978-1982년	-0.305	0.737	-0.147	0.863	-0.158	0.854
	1983-1987년	-0.200	0.819	-0.080	0.923	-0.109	0.897
	1988-1992년	-0.179	0.836	-0.213	0.808	-0.173	0.841
1993-1997년	0.738	2.092**	0.625	1.867*	0.694	2.002*	
교육수준 (대졸이상=0)	고졸미만			2.299	9.964***	2.114	8.282***
	고졸			1.443	4.233***	1.394	4.033***
	전문대졸			0.355	1.426	0.268	1.307
성별(남성=0)	여성					0.819	2.268***
	선형코호트추이	-3.193	0.041***	-1.434	0.238**	-1.733	0.177***
	선형연령추이	-0.062	0.940	0.229	1.257	0.207	1.230
	상수	-2.356	0.095***	-3.861	0.021***	-4.176	0.015***
모형 적합도	N	16,912		16,912		16,912	
	Log likelihood	-3,164		-3,005		-2,943	
	aic	6,384		6,072		5,951	
	bic	6,600		6,312		6,198	

*p<.05, **p<.01, ***p<.001

4. 저임금 근로 취약집단과 저임금 근로 빈곤 취약집단의 변화

앞의 분석 결과를 [그림 1]과 같이 시각화할 때 주목되는 특성을 정리해 보면 다음과 같다.

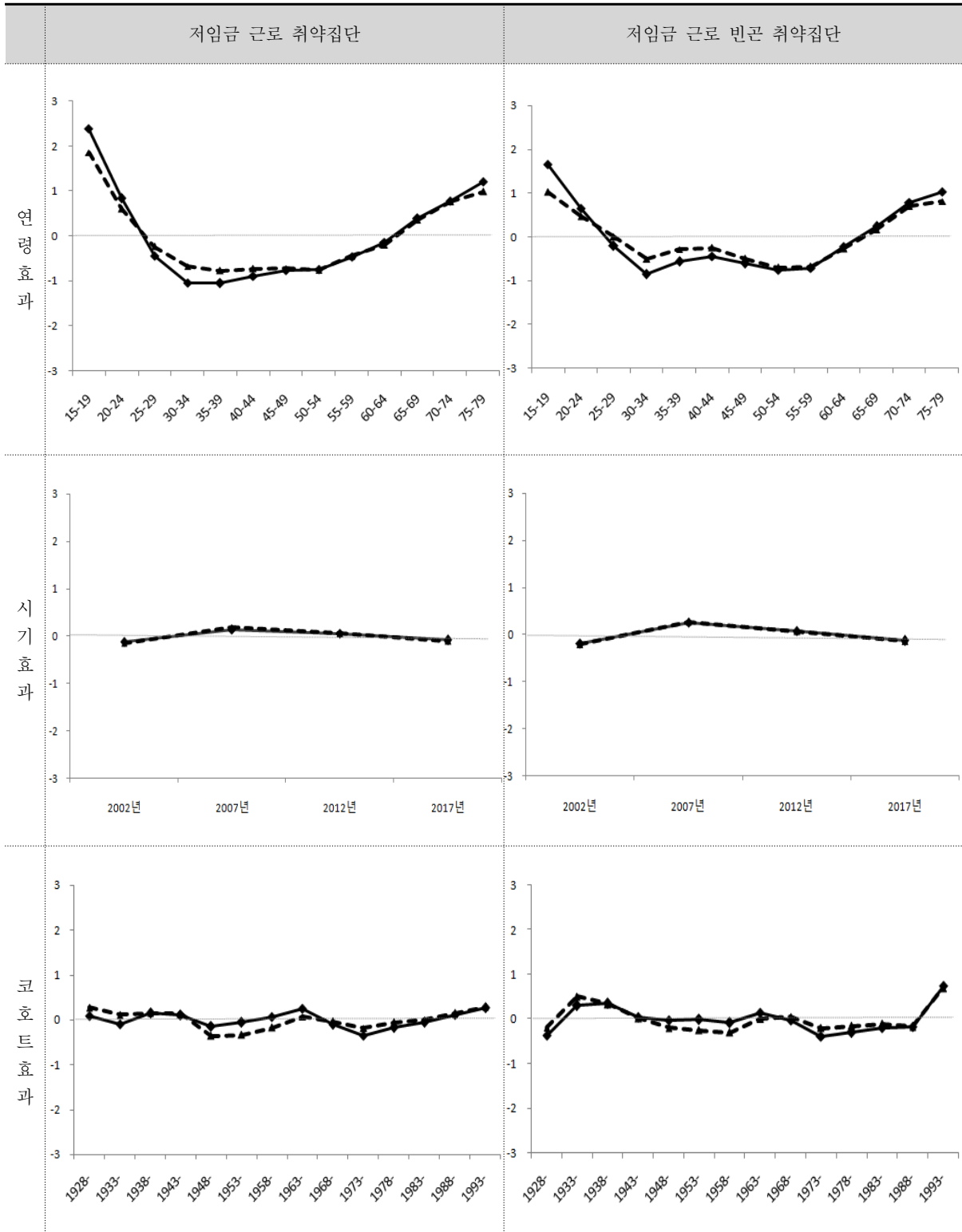
첫째, 저임금 근로와 저임금 근로 빈곤 취약집단 결정에 가장 영향을 미치는 요인은 근로자의 생애주기와 관련된 연령 변수로 확인되었다. 저임금 근로와 저임금 근로 빈곤에 취약한 연령 효과는 24세 이하 청년기와 65세 이후 노년기 즈음으로 양분되어 나타나는 유사한 패턴을 보였고, 특히 15-19세 연령 집단의 취약성이 두드러졌다. 그 간 24세 이하 초기 청년층의 취약성에 대한 보고가 있어 왔지만(성재민, 2014; 성재민, 2015), 연령이 세분화되지 않아 15-19세의 심각성을 예측하기 어려웠다. 본 연구의 <표 4>와 <표 5>를 참조해 볼 때, 15-19세 저임금 근로 가능성은 20-24세에 비해 네 배 이상, 저임금 근로 빈곤 가능성은 두 배 이상 높게 나타나고 있다.

둘째, 저임금 근로와 저임금 근로 빈곤에 대한 15-19세의 돌출된 연령 효과가 통제변인에 의해 상당히 감소하는 점도 눈에 띈다. 이는 통제변인의 포함 여부를 달리한 실선과 점선의 그림을 비교함으로써 확인 가능하다. <표 4>와 <표 5>를 참조해보면, 15-19세는 특히 교육수준에 영향을 많이 받는 집단으로 저임금 근로 가능성이 두 번째로 높은 74-79세나 유사한 연령대인 20-24세에 비해서도 감소 정도가 크지만, 저임금 근로에 가장 취약한 순위가 뒤바뀌지는 않았다. 윤희숙(2005: 164)은 우리나라에서 15-24세의 청년 집단은 통상 교육기간과 겹치는 부분이 크기 때문에 자발적인 비경제활동인구에 머무르려는 성향이 강하며, 교육을 선택하지 않은 경우 노동시장에서의 지위가 열악할 구성원일 가능성이 높다고 논의한 바 있다. 저학력으로 일찍 노동시장에 나온 청년들이 저임금 근로 위험에 가장 크게 노출되어 있음을 시사하여 준다.

셋째, 저임금 근로와 저임금 근로 빈곤 취약집단을 비교해 볼 때, 30대 후반 40대 초반의 연령 효과에 상이한 패턴이 관측된다. 즉 35세 이상 44세 이하의 경우 저임금 근로 위험(왼쪽 그림)에 비해 저임금 근로 빈곤 위험(오른쪽 그림)이 상대적으로 상승하는 패턴을 보이고 있으며, 통제변인을 추가한 모형(오른쪽 그림의 점선)에서 상승의 정도는 더 크게 나타난다. <표 4>와 <표 5>의 결과를 비교해 보면, 35-44세는 실제로 성별 효과를 통제한 <표 5>의 모형 3에서만 저임금 근로 빈곤 가능성에 대한 부(-)적 효과가 사라지는 것으로 확인된다. 관련하여 경력 단절 이후 초기 일자리에서 상대적으로 낮은 임금을 받을 가능성과, 아직 양육부담이 있는 연령임에도 상대적으로 가계소득의 필요가 높은 가구의 여성이 보다 일찍 경제활동에 참여함으로써 나타나는 효과를 조심스럽게 생각하여 볼 수 있다. 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사를 활용하여 2013년 기준 40대의 성별 임금격차가 가장 심하다는 점을 분석한 조동훈(2015)은 여성이 노동시장에 재진입할 때 양질의 일자리를 찾기 어렵고 경력단절로 인한 임금감소가 노동시장 이슈로 등장하고 있다고 언급한 바 있다. 김수정(2015)은 혼인연령이 늦어지면서 30대 후반은 양육부담이 있어 맞벌이 참여가 감소하는 경향이 있고, 40대 초반 가장 주도적인 맞벌이 참여가 있음을 분석한 바 있다.

넷째, 저임금 근로와 달리 저임금 근로 빈곤의 코호트 효과에서 1993년부터 1997년 사이에 출생한 코호트의 저임금 근로 빈곤 취약성이 두드러진다. 고용 둔화의 사회적 배경 하에 인구규모가 많아 사회적 우려가 적지 않았던 예코 세대의 어려움이 실증된 결과로 볼 수 있다.

[그림 1] 연령, 시기, 코호트 효과의 비교



주: 실선은 통제 변인이 없는 모형1, 점선은 교육수준과 성별 효과를 통제한 모형3에 해당함

V. 논의

본 연구의 목적은 시간의 흐름에 따른 저임금 근로 취약집단의 변화를 연령, 시기, 코호트 효과로 분해하여 살펴보는 것이다. 이를 위해 한국노동패널조사를 활용하여 15세 이상 80세 미만 임금 근로자를 대상으로 APCD(Age-Period-Cohort Detrended) 모형을 추정하였다.

연구를 통해 확인된 주요 결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 저임금 근로에 가장 뚜렷한 영향은 연령 효과에서 나타났다. 저임금 근로에 취약한 연령 집단은 24세 이하 청년과 65세 이상 노인으로 양분되는 양상을 보였다. 둘째, 지난 15년 동안 저임금 근로에 가장 취약한 집단은 15-19세 연령 집단으로, 이들의 저임금 근로 가능성은 70대 후반 노인에 비해서도 세 배 이상 높았다. 교육 수준을 통제할 때 15-19세의 저임금 근로 가능성은 축소되지만 순위는 뒤바뀌지 않았다. 셋째, 1993년-1997년에 태어난 에코세대는 저임금 근로와 빈곤을 동시에 경험할 가능성이 높은 코호트로 실증되었다. 2017년 현재 이들의 연령이 20-24세라는 점을 고려할 때, 1993-1997년 에코세대는 저임금 근로 빈곤에 취약한 코호트 효과와 저임금 근로 빈곤에 취약한 24세 이하의 연령 효과에 이중적으로 노출되어 온 세대임을 알 수 있다.

이상의 연구 결과를 통해 본 연구가 도출한 정책적 시사점은 다음과 같다.

첫째, 유럽의 사례를 참고할 때 노동시장 진입기 청년은 저임금 근로에 가장 높은 위험을 지니는 집단으로 보고되고 있지만(European Commission, 2016), 노인빈곤이 심각한 우리나라에서 저임금 근로 취약집단으로 청년에 대한 체감적 인식은 적은 듯 하다. 본 연구를 통해 저임금 근로 취약집단으로 65세 이상 노인과 24세 이하 청년이 유의미하게 확인된만큼 저임금 근로 개선 논의에 양 세대에 대한 논의가 조화롭게 이루어질 필요가 있다.

둘째, 15-19세는 교육수준을 통제할 때 저임금 근로와 저임금 근로 빈곤 가능성이 상당히 줄어들어도 불구하고 저임금 근로와 저임금 근로 빈곤에 가장 취약한 집단으로 확인되었다. 이는 기존 연구들에서도 논의되었듯이(윤희숙, 2005; 김수정, 2010), 대학을 진학하지 않았거나 학업을 마치지 못한 초기 청년들이 저임금 근로와 빈곤에 노출될 위험이 높을 수 있음을 시사하여 준다. 일찍 노동시장에 진입하는 청년들의 근로 현황과 정책 욕구를 파악하고, 대학에 진학하지 않은 청년들이 정책의 사각지대에 노출되지 않도록 세심한 정책 설계가 필요함을 시사하여 준다.

셋째, 그 간 청년은 사회정책의 대상이 아닌 중장년 가구의 자녀이거나, 경제적 자립을 이루기 위해 잠시 어려움을 겪는 근로능력 집단으로 여겨져 왔다(변금선, 2019). 하지만 본 연구를 통해 1993-1997년 에코 세대가 저임금 근로 빈곤을 누적하여 온 세대로 실증되어, 청년 세대에 대한 사회적 보호 필요성이 나타났다. 관련하여 최근 빈곤층 중 젊은 연령의 비율이 증가하고 있는 변화 경향을 분석하고, 정부의 소득보장제도가 향후 노인의 소득보장과 더불어 젊은 근로 연령층의 빈곤에 대해 체계적인 대응을 준비할 필요가 있음을 언급한 이현주(2019)의 논의를 참조해 볼 수 있다. 가족유형, 가구지위, 생애주기 측면에서 청년기 빈곤의 복합성을 고려할 때, 청년층의 경제적 어려움에 실업 문제를 넘어 포괄적인 접근이 필요하다는 김수정(2010)의 제언도 함의를 준다. 기존 연구들의 논의와 본 분석의 빈곤 정의를 고려할 때 기초보장과 차상위 혹은 그 이상의 다양한 저

소득층 정책에 청년층이 배제되지 않도록 정책적 관심이 필요하다는 의견이다.

끝으로 본 연구는 근로와 소득 정보를 모두 포함한 자료로써 긴 시계열을 보유하고 있는 노동패널 조사를 활용하였으나 15년의 분석 기간은 코호트 효과를 논의하기에는 충분하지 못한 한계점이 있다. 그 밖에도 본 연구는 저임금 근로를 임금 수준에 따라 정의함에 따라 선행연구에서 검토한 근로 시간 논의를 충분히 반영하지 못하였다. 임금 수준에 의한 저임금 근로 정의는 많은 경험적 연구들이 선택하는 방식이지만, Bernstein & Hartmann(2000: 16-22)는 저임금 근로에 근로 시간의 양적 수준에 대한 논의를 포함하고 있다. 저임금 근로 취약집단이 충분한 시간 일하지 못할 가능성이 높다는 Bernstein & Hartmann(2000)의 논의를 상기하여 볼 때 임금률과 근로시간을 함께 고려하는 후속 연구로 보완되어질 필요가 있다.

참고문헌

- YTN. “저임금 근로자 비중 19%...10년 만에 최저.” 2019.4.24일자.
- 고용노동부 보도자료. “2018년 6월 기준 고용형태별근로실태조사 결과 발표.” 2019.4.24일자.
- 김난주. 2017. “세대별 성별 임금격차 현황과 시사점.” 『이화젠더법학』 9(2): 69-124.
- 김미곤. 2012. “최저생계비 쟁점 및 정책과제.” 『보건복지 Issue & Focus』 124: 1-8.
- 김복순. 2018. “저임금 근로자 특성과 변화.” 『월간 노동리뷰』 2018.7월호: 83-85.
- 김수정. 2010. “청년층의 빈곤과 이행의 곤란.” 『사회보장연구』 26(3): 49-72.
- 김수정. 2015. “누가 맞벌이화를 주도하는가? 맞벌이 이행에서 시기, 연령, 코호트 효과 분석.” 『한국여성학』 31(4): 147-180.
- 김수정. 2018. “1990년대 이후 코호트 간 소득 격차와 빈곤위험 분석.” 『비판사회정책』 59: 69-102.
- 김수현. 2015. “한국의 성별 임금격차 변화에 대한 연구: 분위별 임금격차 양상.” 『사회경제평론』 48: 113-148.
- 박성재·반정호. 2012. “청년 취업자의 저임금 근로 진입과 탈출에 관한 연구: 노동이동의 효과를 중심으로.” 『사회보장연구』 28(1): 163-190.
- 변금선. 2019. 청년의 고용과 삶: 청년 사회보장통계 체계화의 필요성. 『사회보장 통계와 ISSU E』 7: 1-11. 보건복지부 사회보장위원회·한국보건사회연구원.
- 변금선·윤기연·송명호. 2018. 『폐지수집 노인 실태에 관한 기초 연구』. 한국노인인력개발원.
- 석상훈·장선구·최옥금. 2006. “최저임금 근로자의 일자리 선택 결정요인 분석.” 『사회보장연구』 22(3): 157-181.
- 성재민. 2014. “저임금 근로자의 실태.” 『월간 노동리뷰』 2014.3월호: 5-19.
- 성재민. 2015. “저임금 고용의 추세와 정책선택.” 『월간 노동리뷰』 2015.12월호: 33-50.
- 손병돈. 2017. “한국에서 빈곤은 세대간 이전되는가?” 『사회보장연구』 33(4): 163-184.
- 신동균. 2013. “베이비붐 세대의 근로생애사 연구.” 『보건사회연구』 33(2): 5-32.
- 신우진. 2015. “2000년 이후 저임금 비중 변화의 요인분석.” 『사회경제평론』 48: 7-40.
- 심혜정. 2019. “연령-소득 프로파일 추정을 통한 세대 간 소득격차 분석.” 『한국재정학회 2019년 경제학공동학술대회 자료집』 1-29.
- 여유진·김미곤·구인화·김수정·윤자영·허순임·최준영. 2015. 『한국형 복지모형 구축: 생애주기별 소득·재산·소비 연계형 복지모형 구축』. 한국보건사회연구원.
- 연합뉴스. “저임금노동자 비중 역대 최저...“최저임금 인상 영향”.” 2019.4.24일자.
- 윤자영·윤정향·최민식·김수현·임재만·김영순·여유진. 2014. 『중산층 형성과 재생산에 관한 연구』. 한국노동연구원.
- 윤진호·이시균. 2009. “한국의 저임금 고용의 결정요인과 이동성.” 『경제발전연구』 15(1): 185-213.

- 윤희숙. 2005. “한계노동력 경제활동참가 형태에 대한 연구.” 『한국개발연구』 27(2): 155-203.
- 윤희숙. 2016. “최저임금과 사회안전망: 빈곤정책수단으로서의 한계.” 『KDI FOCUS』 71: 1-7.
- 이현주. 2019. “소득 격차와 사회정책 과제.” 『보건복지포럼』 4월호: 70-81.
- 이현주·이주미. 2018. 『2018년 빈곤통계연보』. 한국보건사회연구원.
- 조동훈. 2015. “세대별 성별 임금격차에 관한 연구.” 『산업관계연구』 25(1): 1-25.
- 조재영·정형선. 2018. “인구고령화가 의료비 지출에 미치는 영향: Age-Period-Cohort 분석을 이용한 ‘건강한 고령화’의 관점.” 『보건행정학회지』 28(4): 378-391.
- 중앙일보. 홍남기 “에코 세대 몰려온다... 3년간 취업 더 힘들수도”. 2019.1.9일자.
- 통계청 보도자료. “2019년 5월 경제활동인구조사 고령층 부가조사 결과.” 2019.7.23일자.
- 한겨레. “저임금 노동자 비중 19%... 첫 20% 아래 진입.” 2019.4.24일자.
- 한국노동연구원. 2019. 『한국노동패널 1-21차년도 조사자료 User's Guide - 2019년 한국노동패널 학술대회용 자료』.
- 한요셉. 2017. 『청년기 일자리 특성의 장기효과와 청년고용대책에 대한 시사점』. 한국개발연구원.
- 허종호·전선영·오창모·황종남·오주환·조영태. 2017. “출생 코호트 효과와 연령-기간-코호트 분석.” *Epidemiol Health* 39: 1-20. <https://doi.org/10.4178/epih.e2017056>
- Bernstein, J., & Hartmann, H. 2000. “Defining and Characterizing the Low-Wage Labor Market” in *The Low-Wage Labor Market: Challenges and Opportunities for Self-Sufficiency*. Washington, DC: U.S. Department of Health and Human Services.
- Chauvel L. "Age-Period-Cohort Detrended APC-D model." http://www.louischauvel.org/apcdm_methodo.pdf
- European Commission. 2016. *Low pay and in work poverty: Preventative measures and preventative approaches*, Luxembourg, Publications Office of the European Union.
- OECD. 2019. *Wage levels (indicator)*. doi: 10.1787/0a1c27bc-en (Accessed on 03 December 2019)
- www.kli.re.kr. 한국노동패널조사 홈페이지/ 조사개요/ 표본추출.

