

## 2018년 최저임금 인상의 고용효과\*

김 대 일\*\* · 이 정 민\*\*\*

### 논문 초록

본 논문의 목적은 2018년 최저임금의 16.4% 인상이 고용에 미친 효과를 추정하는 것이다. 국가 수준에서 단일한 최저임금을 적용하는 우리나라의 실정을 고려하여 본 논문은 성·연령별 집단에 따라 2018년 최저임금 인상에 따라 임금 상승의 압박을 받는 근로자의 비중(적용률)이 다르다는 점을 이용하여 최저임금 인상의 인과적 효과를 추정하고자 한다. 노동공급의 주요 원천이라고 할 수 있는 25~65세 인구를 대상으로 분석한 결과, 최저임금 적용률이 1% 포인트 높아짐에 따라 전일제 일자리 기준 고용증가율은 0.14~0.16% 포인트 하락하는 것으로 나타났다. 이러한 추정치는 분석 대상의 전년 동월 대비 2018년 전일제 일자리 감소폭 가운데 약 25%가 최저임금 인상의 결과라는 의미로 해석될 수 있다.

핵심 주제어: 최저임금, 고용효과, 2018년

경제학문헌목록 주제분류: J0, J3, J6

투고 일자: 2019. 3. 6. 심사 및 수정 일자: 2019. 6. 19. 게재 확정 일자: 2019. 9. 6.

\* 이 논문은 서울대학교 경제연구소 국가경쟁력연구센터와 2017년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구이다(과제번호: NRF-2017S1A3A2066494). 본 논문에 대하여 귀중한 조언을 해주신 자문위원, 두 분의 익명의 심사자, 서울대 경제학부 경제연구소 IER Public Lecture, 한국노동경제학회 월례발표회, 한국경제학회 공동학술대회의 참석자 분들에게 감사드립니다. 데이터 수집과 정리에 큰 도움을 준 서울대 경제학부 오수현 석사과정 생에게도 감사드립니다.

\*\* 제1저자, 서울대학교 경제학부 교수, e-mail: dikim@snu.ac.kr

\*\*\* 교신저자, 서울대학교 경제학부 교수, e-mail: jmlee90@snu.ac.kr

## I. 서 론

최저임금은 근본적으로 신성한 노동력의 금전적 가치가 시장에서 지나치게 저평가되는 것을 방지하기 위해 도입되었고, 이러한 취지에 비추어 볼 때 성장하는 경제에서는 최저임금을 인상하는 것이 타당하다고 할 수 있다. 다만 최저임금의 인상은 저임금 근로자에 대한 수요를 위축시켜 고용을 억제하는 부작용을 초래할 수 있기 때문에, 이러한 부작용을 최소화하기 위해 경기 상황에 따라 인상 시기와 인상 폭을 적절히 조절할 필요가 있다는 인식이 오랜 기간 동안 일반화되어 있다(Stigler, 1946). 이와 관련하여 우리나라의 최저임금이 2018년 16.4% 인상되고 2019년에도 10.9% 인상되는 등 2년 연속 두 자리 수 인상을 보임에 따라 최저임금이 너무 빠르게 인상되고 있고, 이에 따라 저임금 근로자의 고용이 심각하게 감소할 것이라는 우려가 제기되고 있다. 반면 소득주도 성장, 임금주도 성장을 주장하는 논지에서는 이러한 최저임금 인상이 저임금 근로자의 소비를 증가시켜 궁극적으로 성장을 견인하고 고용도 증가시킬 것이라는 상반된 주장도 제기되고 있다.

최저임금이 고용에 대해 갖는 효과에 대해서는 국내외적으로 많은 연구들이 존재한다. 특히 Card and Krueger(1994)가 미국 뉴저지주 패스트푸드점에서 최저임금 인상의 부정적인 효과가 발견되지 않는다는 연구를 발표한 이후 심도 깊은 학술적 논쟁이 진행되었다. 미국에서 최저임금의 고용효과에 대한 연구는 Card and Krueger(1997)와 Neumark and Wascher(2008)이라는 두 권의 책이 출판될 정도로 축적되었고 최근에도 Dube et al. (2010)와 Neumark et al. (2014)를 비롯하여 계속해서 데이터와 방법론을 둘러싸고 새로운 논쟁이 이어지고 있다.<sup>1)</sup> Dube et al. (2010)은 기존의 주별(state level) 데이터를 이용한 이중차분법이 지역 고용의 이질성을 통제하지 못한다고 비판하면서 주들의 경계(borderline)에 위치한 카운티 단위로 분석하는 방법을 제시하였는데, Neumark et al. (2014)는 그러한 방식의 표본 제한이 최저임금의 지역적 변이의 상당 부분을 데이터에서 제외함으로써 최저임금의 효과를 추정하기 위한 데이터의 식별 능력을 약화시키는 결과를 초래했다고

1) Neumark and Wascher(2008)는 미국 뿐만 아니라 1990년대 이후 유럽, 중남미, 아시아 국가들을 대상으로 최저임금의 고용효과를 추정한 100여 편의 논문을 종합한 결과 이들 가운데 3분의 2는 최저임금의 고용감소 효과를 보인다고 지적하고 있다. 최저임금의 고용 효과에 대한 초기의 연구들은 Brown et al. (1981), Brown(1999) 등을 참조할 수 있다.

비판하였다.<sup>2)</sup>

국내에서도 최저임금 도입 이후 꾸준히 최저임금이 인상되었고 고용창출과 소득 분배에 대한 관심이 커지면서 최저임금에 대한 연구가 활발하게 진행되고 있다. 국내 연구는 대부분 최저임금 인상이 고용에 부정적인 효과를 미친다는 점을 발견하고 있다. 남성일(2008), 김대일(2012), 김민성 외(2013), 강승복·박철성(2015), 김영민·강은영(2015), 이정민·황승진(2016), 강승복(2017), 양지연(2017), Chun et al. (2018), Lee and Park(2018) 등이 고용에 부정적이라는 결과를 제시하였다. 한편 이병희(2008), Park and Baek(2016), 홍민기(2018) 등은 통계적으로 유의한 고용효과를 발견할 수 없다는 결과를 제시하였다. 이병희(2008)의 경우 시간당 임금을 정의함에 있어서 근로시간의 측정오차(measurement error)로 인해 처치그룹과 통제그룹의 구별이 불분명해져 고용유지율에 대한 효과가 없는 쪽으로 편이를 유발할 수 있다는 점과 분석기간 동안 최저임금 수준이 상대적으로 낮았다는 점에서 추정결과에 대한 재해석이 필요하다.<sup>3)</sup> Park and Baek(2016)은 최저임금 도입 시점의 고용효과를 추정한 것으로 도입 이후 매년 인상되는 최저임금의 효과를 추정한 다른 논문들과는 다르다.

본 논문과 마찬가지로 홍민기(2018)은 2018년도 최저임금 인상으로 인한 고용효과를 추정하고자 시도하였는데, 최저임금이 크게 올랐음에도 불구하고 고용에 대한 부정적 효과가 뚜렷하게 관측되지 않는다는 결론을 제시하고 있다. 홍민기(2018)은 2018년 한 해의 최저임금 인상의 고용효과를 따로 식별하려고 한다는 점, 주요 데이터로 경제활동인구조사 자료를 사용한다는 점, 전년도 시간당 임금의 분포가 주

2) 좀 더 최근 연구로는 Meer and West(2016)과 Cengiz et al. (2019)의 연구가 주목할 만하다. Meer and West(2016)는 과거 최저임금 인상이 간헐적으로 이루어지던 상황에서는 고용의 수준보다는 고용증가율에 미친 효과를 살펴봐야 한다는 주장을 하였고 이러한 분석을 할 경우 기존 기업의 일자리 창출량을 통해 최저임금의 효과가 나타나고 있음을 보였다. 반면에 Cengiz et al. (2019)은 최저임금 인상 이후 새로운 최저임금 근방에서 시간당 임금의 분포가 변하는 양상을 토대로 최저임금의 효과를 추정하는 방식을 제안하였다. 분석 결과, 최저임금의 부정적 효과는 전반적으로 나타나지 않지만, 교역재 부문에서는 다소 부정적인 효과를 발견하였다. Harasztosi and Lindner(2019)의 2001년 헝가리 최저임금 인상에 대한 연구 역시 주목할 연구인데 이에 대해서는 본문에서 다룰 예정이다.

3) 성재민(2014)은 시간당 임금의 분포를 살펴본 결과 최저임금으로 인한 돌출효과(spike effect)가 2008년 이후부터 나타난다는 점을 발견하였는데 이는 이때부터 최저임금이 실질적으로 효과를 발휘하기 시작한 것으로 해석할 수 있다. 국내 연구의 방법론과 데이터에 대한 상세한 내용은 이정민·황승진(2016)을 참조하라.

어진 상태에서는 단일한 최저임금의 인상도 그 충격이 집단별로 다르다는 점에 착안한 이중차분법의 아이디어를 이용한다는 점 등 본 연구와 많은 점에서 유사하기 때문에, 결과와 방법론과 관련하여 흥미로운 비교대상이라고 할 수 있다.

본 연구는 성·연령별(혹은 성·출생연도별)로 정의된 최저임금 적용률과 성·연령별 고용 변화율의 관계를 추정함으로써 2018년 최저임금 인상의 고용효과를 추정하고자 한다. 본 연구의 방법론은 기본적으로 이정민·황승진(2016)을 따르고 있으며, 이 방법론은 상대적으로 임금이 낮아 최저임금 인상으로 인한 과급효과가 큰 유형의 근로자들이 더 큰 고용 변화를 겪었을 것이라는 예측에 기초하고 있다. 다만 방법론적인 측면에서 이정민·황승진(2016)의 연구에서는 성별, 연령, 교육, 사업체 규모, 근속연수에 따라 근로자 집단을 구성하였던 반면 본 연구에서는 성별과 연령만을 이용하여 집단을 구성했다는 차이가 있다. 이런 식으로 근로자 집단을 구성한 이유는 2018년 최저임금 인상의 효과를 둘러싼 논쟁에서 인구 변화가 잠재적인 교란요인으로 지목되었기 때문이다. 본 연구에서는 근로자를 성별로 나누고 각 성별로 2017년 현재 25~65세인 근로자 집단을 2018년에 그대로 추적하여 26~66세 집단의 데이터를 구축하였기 때문에 동일한 인구 집단에서 나타난 고용의 변화를 볼 수 있으므로 인구 변화라는 요인을 완전히 제거할 수 있다는 장점을 가지고 있다.

본 연구의 결과를 간략히 요약하자면, 2018년 최저임금 인상은 우리나라 노동시장의 주요 노동력 공급원인 25~65세 근로자의 고용을 전일제 일자리 수(full-time equivalent employment, FTE)로 환산하였을 때 전년 동월 대비 약 1% 감소시킨 것으로 추정되었다. 이러한 결과는 고용을 임금근로자로 한정하여 정의한 경우에도 동일하게 나타났다. 최저임금 인상의 한계효과는 제조업과 일용직 근로자에서 상대적으로 크게 나타났지만, 서비스업의 경우에는 저임금 근로자의 비중이 더 높기 때문에 실제 고용효과는 더 클 가능성이 높으며 상대적으로 고용의 안정성이 높을 것으로 예상되는 상용직 근로자에 미치는 영향 역시 작지는 않게 나타났다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 우선 제Ⅱ장에서는 본 연구에 사용할 데이터와 추정 전략을 소개하고자 한다. 제Ⅲ장에서는 주요 실증분석 결과를 제시한다. 제Ⅳ장에서는 본 연구의 추정전략의 정당성을 검증하고 주요 분석결과에 대한 몇 가지 강건성 검증을 시행한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 본 논문의 한계와 결론을 제시한다.

## II. 데이터와 추정방법

본 논문의 실증분석방법은 성·연령으로 정의된 인구 집단별로 2018년 최저임금 인상의 적용률이 상이하다는 점에 착안하여 이러한 인구집단의 고용변화율을 2018년 이전과 이후로 비교하는 일종의 이중차분법이다. 단, 여기서 적용률은 최저임금 인상의 적용을 받는 정도를 보여주는 처치의 강도(treatment intensity)이며 그 강도의 차이에 따른 처치 효과의 차이를 본다는 점에서 처치집단과 통제집단이 이분법적으로 나뉘는 통상적인 이중차분법과 다르다. 구체적으로 추정식은 다음과 같다.

$$\Delta \ln E_{i,m,t} = \beta MWI_{i,2017} 1[t = 2018] + \Delta X_{i,m,t} \gamma + \alpha_i + \tau_{m,t} + \epsilon_{i,m,t}$$

위의 식에서 종속변수는 전년도 동월 대비 로그 고용의 차분값으로 전년도 동월 대비 고용증가율이다. 2018년 최저임금 인상의 적용률  $MWI_{i,2017}$ 은 성별과 출생년도로 정의된 인구 집단  $i$ 의 2017년 시간당 임금 분포에서 2017년 최저임금보다는 임금이 높고 2018년 적용될 최저임금보다는 낮은 인구의 비중으로 정의된다.<sup>4)</sup> 결과적으로 이 변수(minimum wage bite)는 각 집단별 2017년 기준 임금분포에 따라 정의되는 것이므로 시간불변의 변수이며 따라서 각 시점을 나타내는  $m$ 과  $t$ 의 첨자 대신 임금분포의 기준 연도인 2017만 첨자로 삽입되었다. 집단의 고정효과  $\alpha_i$ 와 시간(연월) 고정효과  $\tau_{m,t}$ 를 통제한 후 집단 간 적용률과 2018년 최저임금 인상의 전후 고용증가율을 이중차분한 값은 적용률( $MWI_{i,2017}$ )과 인상 이후를 가리키는 시변수  $1[t = 2018]$ 의 교차항의 계수인  $\beta$ 로 추정된다.<sup>5)</sup> 인구 집단의 인구 규모와 평균적인 사회경제적 특성(교육수준, 재학 여부, 혼인상태)을 종속변수의 형태와 마찬가지로 두 년도 간 차분값( $\Delta X_{i,m,t}$ )으로 통제하였다. 개인 수준의 데이터를 집단 수준으로 집계하여 추정하므로 모든 추정에서는 Card and Krueger(1994)에서

4) 최저임금 미만의 근로자 비중을 영향률이라고 할 때, 2017-18년 기간 동안 임금 분포의 변화가 없었다면 본 연구의 적용률은 2017년 임금분포 상 2017년 최저임금 영향률과 2018년 영향률의 차분값(first difference)에 해당한다. 그러나 실제로는 시간에 따라 임금분포가 변하기 때문에 본 연구에서 사용하는 적용률과 영향률의 차분값은 다르다.

5) 적용률 변수 자체는 시간불변의 변수이므로 적용률이 높은 집단과 낮은 집단의 고유한 고용증가율 차이는 집단고정효과에 의해서 모두 흡수된다.

와 마찬가지로 평균 관측치 수를 가중치로 사용하였다.<sup>6)</sup>

위의 식에서  $\beta$ 를 추정한 후 이를 최저임금 인상이 고용에 미치는 인과적 효과로 해석하기 위해서는 집단과 시간의 고정효과, 인구사회학적 특성을 통제한 상태에서 집단별 적용률과 각 집단의 고용증가율의 추세를 결정짓는 적용률 이외의 요인 사이에 상관관계가 없어야 한다. 여기서 주의할 점은 본 연구의 추정식에서 종속변수가 고용량이 아니라 고용증가율이기 때문에 집단별 고정효과를 통제함으로써 집단 고유의 고용증가 추세는 이미 통제가 되어 있다는 사실이다. 따라서 본 추정의 식별 가정을 정확하게 말하자면 고용의 추세가 아니라 고용증가율의 추세가 적용률 변수와 상관관계가 없어야 한다는 것이 된다. 예를 들어, 2017년 시간당 임금의 분포를 기준으로 적용률이 높은 집단의 고용증가율이 적용률이 낮은 집단에 비해 2018년 이전부터 이미 낮아지고 있던 추세였다고 하자. 이러한 경우 이중차분법의 기본적 가정인 공통추세 가정(common trend assumption)이 위배된다. 특히 위의 예와 같이 적용률이 높은 집단의 고용증가율이 낮아지는 추세였다면 본 연구의 추정치에는 그러한 처치 이전의 추세(pre-treatment trend)가 반영될 것이고 따라서 최저임금 인상의 고용효과를 과소추정(즉, 부정적 효과를 절댓값으로 과대추정)하는 결과가 초래될 것이다.<sup>7)</sup>

본 연구에서는 통계청의 경제활동인구조사(EAPS; Economically Active Population Survey) 월별 데이터(이하 ‘경활조사’)와 고용노동부의 고용형태별 근로실태조사(SLCET; Survey on Labor Conditions by Employment Type) 데이터를 이용하여 위의 회귀식을 추정하고자 한다. 먼저 경활조사를 이용하여 종속변수인 전년 동월 대비 고용증가율과 적용률 이외의 통제변수들을 구축하였다. 2016년 1월부터 2018년

6) Abadie et al. (2017)의 조언에 따라 출생년도 인구집단별로 클러스터를 하지 않았다. Abadie et al. (2017)에 따르면 클러스터를 해야 하는 경우는 실험데이터의 경우를 제외하면 설문조사를 통해 데이터를 구축할 때 모집단에서 어떤 수준의 클러스터를 이용한 표본을 구축하는 경우이다. 예를 들어, 설문조사 표본을 선택할 때 1단계에서 일정 수의 지역을 선택한 후 2단계로 각 지역 내에서 일정 수의 가구를 랜덤하게 선택하여 조사를 한다면 이러한 경우 지역 수준에서 클러스터를 감안하여 표준오차를 수정할 필요가 있다. 경활조사의 경우에도 표본선택을 할 때 이러한 방식을 따라 인구주택총조사를 기반으로 전국에서 약 1600개 정도의 조사구를 설정하여 표본을 구축한다. 그러나 경활조사의 경우 출생년도에 따라 표본을 추출하지는 않기 때문에 클러스터의 필요성이 없다.

7) 물론 최저임금은 이미 도입이 되어 지속적으로 인상되어 왔기 때문에 고용의 추세적 변화는 최저임금의 효과를 포함하고 있다. 공통추세 가정에 대해서는 4장에서 검토하고자 한다.

12월까지의 각 월별 경황조사 중에서 1952년생부터 1992년생까지 성별·출생년도별 고용량을 측정하였다. 고용량은 성별·출생년도별 인구 집단의 지난 1주간 근로시간을 총합한 후 임의로 주당 44시간 근무를 전일제 일자리로 규정한 후 전일제 기준 고용량 혹은 전일제 일자리 수(FTE)를 계산하였다.<sup>8)</sup> 이러한 고용량의 변화는 신규고용과 해고 등의 외연적 변화와 기존 근로자의 근로시간 증감의 내연적 변화를 모두 반영한다.<sup>9)</sup>

출생년도를 1952년에서 1992년까지 제한함으로써 분석 표본을 2017년 기준 연령을 25세에서 65세로 한정하게 되는데, 이는 2018년 최저임금 인상이 노동시장의 주요 노동력(primary labor force)에 어떤 영향을 미쳤는지를 살펴보기 위함이다.<sup>10)</sup> 이렇게 규정된 인구집단의 고용증가율은 같은 출생년도 집단의 고용 변화를 뜻하는 것이다. 이민이나 사망 등과 같은 특수한 경우를 제외한다면 1년 전 대비 인구 변화는 크지 않을 것이므로 본 연구의 집단 구성 방법은 인구 변화에 따른 고용의 변화라는 교란적 요인을 근본적으로 배제할 수 있는 장점이 있다. 그럼에도 불구하고 같은 출생년도 집단에서도 인구 변화가 전혀 없다고 단정할 수 없고 경황조사의 표집이 일관되지 않아서 발생하는 인위적인 통계적 변화도 있을 수 있기 때문에 본 연구의 추정에서는 전년 동월 대비 인구 변화율을 통제변수로 사용하였다. 또한 같은 출생년도 집단도 시간에 따라 고용에 영향을 미치는 사회경제적 특성이 변할 수 있기 때문에 각 집단의 재학생 비율, 대졸 이상 비율, 혼인, 이혼/별거 비율 변수를

8) 모든 집단에서 근로시간의 총합을 상수인 44로 나누었기 때문에 다른 시간으로 전일제 일자리를 삼아도 결과는 마찬가지다.

9) 병가나 휴가, 노사분규로 인해 일시적으로 휴직한 경우는 최저임금의 영향으로 인한 고용의 변화라고 보기 힘들기 때문에 데이터에서 제외하였다. 또한 공공행정, 국방 및 사회보장 행정(산업분류 O)과 가구내 고용활동 및 달리 분류되지 않는 자가소비 생산활동(T)은 고용에서 제외하였다.

10) 또 25세 미만이나 66세 이상의 근로자 집단에 대한 적용률은 고용형태별 근로실태조사에서 관측치 수가 부족하여 정확하게 추정하기 어렵다. 실제로 연령 범위를 15세까지 확대하거나, OECD 기준처럼 15-64세로 변경하거나, 혹은 연령에 대한 제한을 없애는 경우 적용률 변수의 계수 추정치가 부정적 방향으로 상당히 커지는 결과를 얻었지만 위와 같은 우려로 인해 결과의 신뢰성이 부족하다고 판단하였다. 25세 미만과 66세 이상을 배제함으로써 본 연구에서 추정된 부정적 효과가 전체 노동시장에 대한 효과는 아니다. 어쩌면 배제된 집단에서 본 연구에서 추정된 부정적 효과를 상쇄하고도 남을 정도의 긍정적 효과가 존재할 수도 있다. 그러나 그러한 경우에도 최저임금 인상이 주요 노동력 집단의 고용을 감소했다는 사실은 정책적으로 시사하는 바가 적지 않다.

각 월별 경황조사에서 구축하고 이들 특성의 전년 동월 대비 변화율도 통제를 하였다. 최저임금 인상에 따라 이러한 특성의 변화는 없는 것으로 가정하였다.<sup>11)</sup> 또 집계변수의 대표성을 확보하기 위해서 모든 변수의 구축에서는 경황조사의 가중치를 이용하였다.

인구집단별 적용률은 2017년 6월 고용형태별 근로실태조사의 임금과 근로시간 데이터를 이용하여 구했다. 구체적으로 고용형태별 근로실태조사에서 특수고용형태 근로자와 재택가내 근로자를 제외한 후 근로자별로 정액급여를 정상근로시간으로 나누어 시간당 임금을 구하였고 시간당 임금이 2017년 최저임금 이상이고 2018년 최저임금 미만인 근로자를 ‘적용근로자’로 정의하였다.<sup>12)</sup> 그리고 경황조사에서와 마찬가지로 1952년에서 1992년까지의 출생년도와 성별로 인구집단을 정의하고 고용형태별 근로실태조사에서 제공하는 가중치를 사용하여 각 집단마다 적용근로자의 비율을 구하여 이를 적용률이라고 정의하였다.

고용형태별 근로실태조사의 대안으로 경제활동인구조사의 2017년 8월 부가조사 자료에서도 임금과 근로시간 정보가 있기 때문에 이를 이용해서도 적용률을 계산할 수 있다. 그러나 본 연구에서는 적용률 계산에서 경황조사를 이용하지 않고 고용형태별 근로실태조사를 이용하기로 결정하였는데, 그 이유는 경황조사를 이용한 시간당 임금에 측정오차의 문제가 심각하다고 판단했기 때문이다. 실제로 <Figure 1>에서와 같이 두 데이터에서 구한 성별, 2017년 연령(출생년도)별 적용률을 비교해 보면 전체적인 양상은 두 자료에서 유사하게 나타나지만 경황조사에서 추정된 적용률에서 연령별 편차가 상대적으로 크게 나타남을 알 수 있다. 이러한 연령별 편차의 양상이 무작위적으로 보이기 때문에 실제의 최저임금 적용률의 차이를 반영하기 보다는 표본 크기, 설문 응답상의 오류 등 일반적인 측정오차를 반영한 것일 가능성이 크다고 판단하였다.<sup>13)</sup>

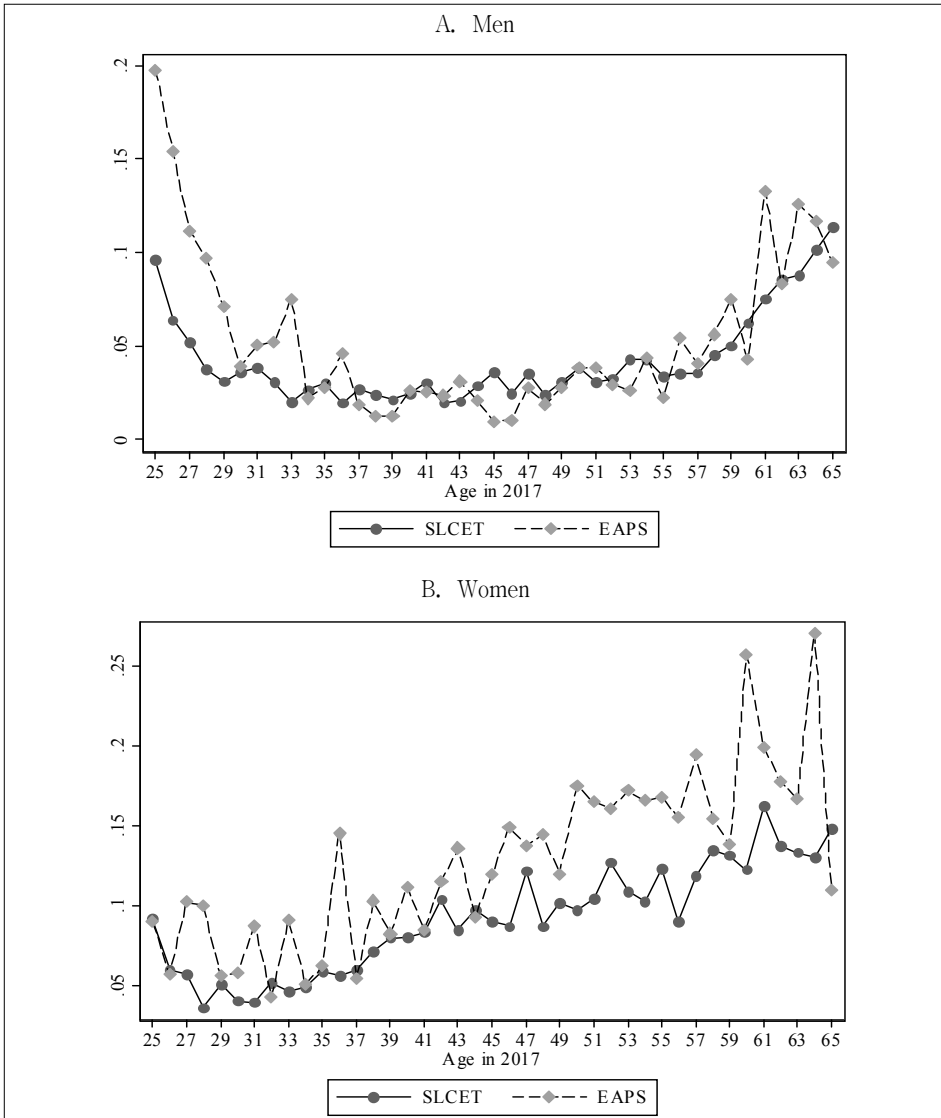
11) 통제변수를 사용하지 않아도 본 논문에서 제시하는 주요 추정결과는 변하지 않는다.

12) 시간당 임금과 최저임금은 모두 소비자물가지수로 조정한 실질임금을 사용하였다. 따라서 본 연구에서 사용하는 적용률은 명목임금을 사용했을 경우의 적용률보다 낮다.

13) 성과 연령별 적용률의 패턴 자체는 유사하다. 그러나 남성의 경우 30대 중반까지 그리고 50대 후반 이후의 적용률이 경황조사에서 높게 나타나고 여성의 경우에는 전체 연령에서 적용률이 높게 나타나면서 특히 그 차이가 연령이 높아짐에 따라 더 커지는 것으로 나타났다. 이러한 절대적 차이는 경황조사에서 임금은 3개월 평균임금으로 근로시간은 지난 주 근로시간으로 조사하여 시간당 임금이 과소추정되는 경향과 관련이 있을 것으로 추정된다. 반면에 고용형



〈Figure 1〉 Proportion of Affected Workers (Minimum Wage Bite) by Sex and Age:  
Economically Active Population Survey (EAPS) and Survey on  
Labor Conditions by Employment Type (SLCET)



태별 근로실태조사의 임금과 근로시간은 사업체의 임금대장에서 직접 수집되기 때문에 개인의 보고 오류(reporting error)라든가 분모와 분자의 조사기간의 비일관성 때문에 나타나는 측정오차는 없을 것이다. 〈Appendix Figure 1〉은 2017년과 2018년 경찰 8월 부가조사에서 구한 시간당 임금의 분포인데 측정오차를 반영하여 분포가 매끄럽지 못하고 몇 군데에서 집적(heaping)되어 있는 모양을 띄고 있다. 그럼에도 불구하고 각년도의 최저임금에서 주변과는 구별되는 뚜렷한 집적이 나타나고 있다.

〈Figure 1〉에서 고용형태별 근로실태조사 자료에서 계산한 적용률을 살펴 보면 다음과 같은 몇 가지 특징들이 나타난다. 첫째, 평균적으로 남성보다 여성의 적용률이 높게 나타난다. 둘째, 남성과 여성 모두 대체로 청년층(30세 미만)과 고령층에서 적용률이 높게 나타난다. 이러한 사실은 여성과 청년층, 고령층에 최저임금 인상의 영향을 받는 저임금 근로자가 상대적으로 많다는 점을 보여준다. 셋째, 연령에 따른 적용률 변화의 양상은 남성과 여성에서 상이하게 나타난다. 남성의 경우 20대 후반의 적용률이 높고 이후 50대 중후반까지 큰 변화가 없다가 50대 후반과 60대에 들어서 적용률이 빠르게 높아지는 것을 알 수 있다. 반면에 여성의 경우에는 20대 후반의 적용률이 높다는 점은 남성과 유사하지만 30대 중반 이후 적용률이 꾸준히 높아지는 추세를 보이고 있다. 이와 같은 남녀의 차이는 여성의 혼인과 출산에 따른 경력단절, 기혼자의 경우 배우자의 소득에 따른 선택적 경제활동 참가, 그리고 세대에 따른 학력 변화 등 다양한 이유에서 비롯된 것으로 판단된다.

한편 적용률은 2017년의 시간당 임금의 분포와 2018년 최저임금 인상 폭에 의해 결정되기 때문에 성·연령별 적용률 차이는 각 집단에서의 2017년 시간당 임금 분포의 모양에 의해 결정된다. 결과적으로 본 연구에서 최저임금 인상이 고용에 미치는 인과적 효과를 추정하기 위해 필요한 핵심적인 식별 가정은 고용률의 변화 추세와 2017년 시간당 임금의 분포 사이에 어떤 특정한 관계가 있는지에 따라 그 적합성이 결정된다고 말할 수 있다.

〈Table 1〉은 인구집단 수준의 변수를 구축할 때 사용한 경활조사 데이터의 개인 수준의 기초통계량을 보여주고 있다. 실제 변수 구축에서는 2016년 1월부터 2018년 12월까지의 모든 월별 데이터를 사용하였지만 지면의 한계 상 여기서는 2017년과 2018년 11월 기준의 통계량만을 제시한다.

〈Table 1〉에서는 전체 표본에서 분석에 사용하는 표본을 구축하기 위해 어떻게 표본을 제한하였는지를 보여주기 위해서 표본 제한 이전의 특성을 제시하였다. 우선 본 연구에서는 각 인구집단별 적용률의 차이를 이용하여 최저임금 인상의 고용 효과를 추정하는 전략을 사용하므로, 경활조사에서 고용원이 있는 자영업자의 경우 해당 사업장에 고용되어 있는 근로자의 성별과 연령을 알 수 없으므로 본 연구의 추정전략을 적용할 수 없다. 따라서 고용원이 있는 자영업자의 경우 본 연구의 표본에서 제외된다.<sup>14)</sup> 위의 표에 따르면 이들은 2017년 11월 기준 전체의 약 14.2%를 차지하는 것으로 나타나 본 연구의 분석에서 그만큼의 표본이 제외되었다는 점을

명시하고자 한다. 또한 앞서 언급했듯이 공공부문이나 자가소비 생산활동의 경우 최저임금의 영향을 받을 가능성이 적기 때문에 전체 표본에서 약 4% 정도를 차지하는 이들 역시 표본에서 제외시켰다.

〈Table 1〉 Summary Statistics of Individual Characteristics: EAPS

	November 2017	November 2018
Male	0.508	0.508
Age	45.23	46.15
High school graduation	0.365	0.356
College or higher	0.514	0.520
Student	0.063	0.057
Married	0.697	0.704
Divorced or separated	0.083	0.088
Working	0.743	0.740
N =	40,875	41,135
Regular worker	0.539	0.550
Temporary worker	0.162	0.151
Daily worker	0.052	0.052
Self-employment without employees	0.067	0.068
Self-employment with employees	0.142	0.139
Unpaid family worker	0.039	0.040
Manufacturing	0.181	0.178
Service	0.653	0.650
Public sector	0.040	0.041
Production for self-consumption	0.002	0.001
N =	30,192	30,167

Note: N = number of observations. Sample of 1952-1992 birth cohorts. Averages are calculated by survey weights. Employment type and industry variables are constructed for the sample of wage/salary workers.

- 14) 고용원이 있는 자영업자의 경우 최저임금 인상의 영향을 가장 직접적이고 강하게 받았을 가능성이 있다. 따라서 이들이 분석 표본에서 제외되었다는 점은 본 연구의 큰 한계점이다. 최저임금이 고용원 있는 자영업자에 미친 영향은 근로자-사업체 매칭데이터를 사용하거나 산업별 혹은 지역별 적용률 차이를 이용하는 식의 다른 추정전략을 사용해야 한다. 최저임금의 영향으로 고용이 감소된 근로자가 고용원이 있는 자영업자로 전환하는 경우 본 연구의 고용효과는 과소추정된 것이 되는데 그러한 가능성은 낮을 것으로 사료된다. 최저임금이 자영업을 비롯한 사업체의 진입과 퇴출에 미친 영향에 대한 연구로는 Chun et al. (2018)이 있다. 물론 고용원이 있는 자영업자의 경우에도 이들이 고용하고 있는 임금근로자의 경우에는 본 논문의 분석에 포함되어 있다.

### Ⅲ. 분석 결과

앞 장에서 제시한 추정식의 결과를 제시하기에 앞서 우선 <Figure 2>에서 전반적인 고용의 월별 추세를 살펴보고자 한다. 첫 번째 그래프는 본 연구에서 고용량 지표로 사용하는 전일제 일자리 수의 2014년 1월 이후 추세이고 두 번째 그래프는 근로시간을 무시한 취업자 수의 추세이다. 먼저 두 그래프 모두에서 고용의 월별 계절성이 존재한다는 사실을 확인할 수 있다. 근로시간을 감안한 전일제 일자리 수나 단순 근로자 수 모두 휴가철인 8월에 가장 낮고 일자리 변동이 많은 1-2월에도 낮은 경향을 보이고 있다.<sup>15)</sup> 이러한 사실은 추정식에서 월별 고정효과를 통해 계절성을 통제해야 한다는 점을 보여준다.

또한 두 그래프 모두에서 2018년 1월 이후 고용의 추세가 예년의 경우와는 다르게 나타나는 것으로 보인다. 전일제 일자리의 경우 통상적인 월별 변화를 제외하면 2014년 이후 큰 변화를 보이지 않다가 2017년 후반 혹은 2018년 초반부터 감소하여 2018년 12월까지 이전보다 낮은 수준에 머물러 있다. 근로자 수의 경우에도 2018년에 들어서면서 이전의 증가 추세에서 방향을 바꾸어 감소 추세로 접어들었고 그러한 변화 역시 중장기에 걸친 추세라기보다는 추세에서 벗어난 단절적인 변화로 보인다.

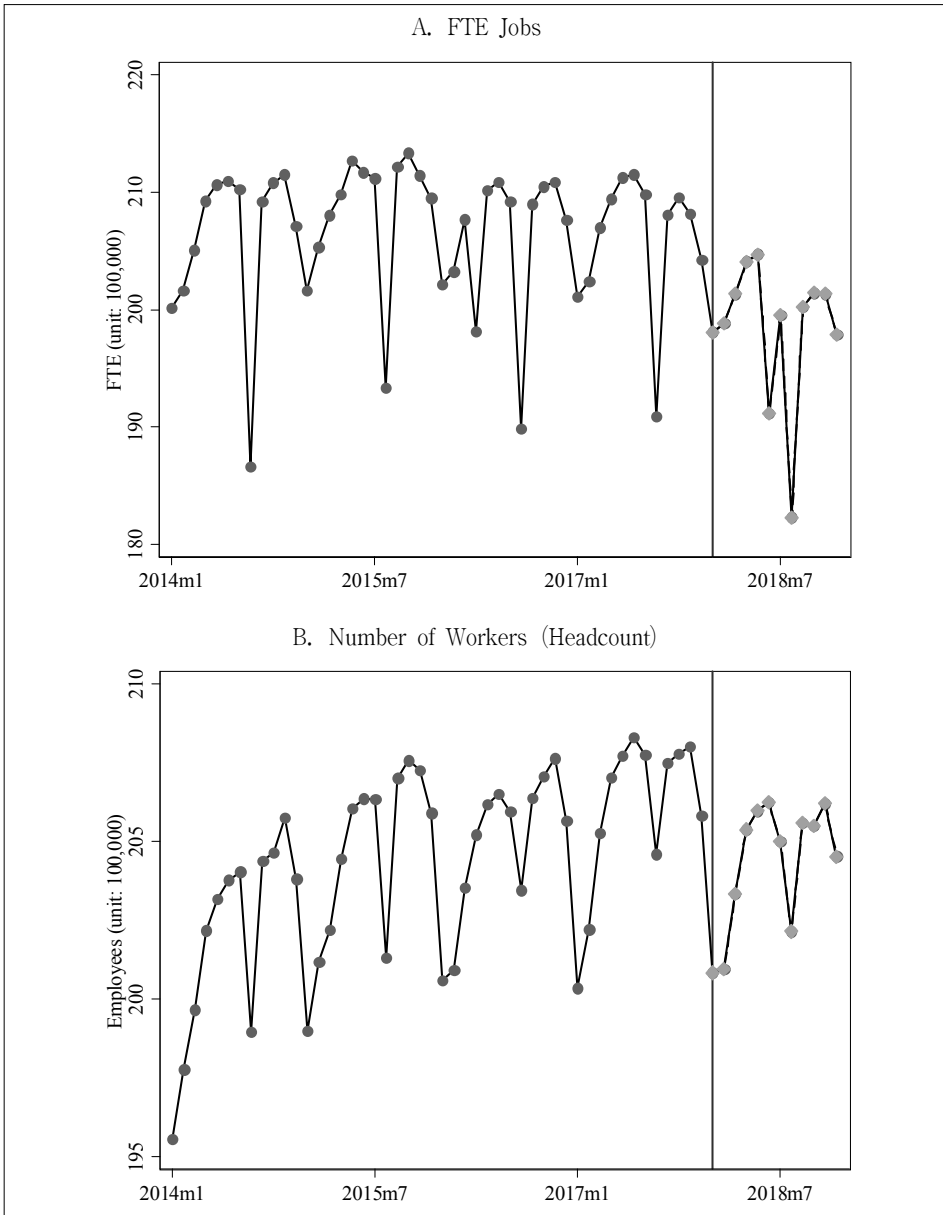
고용의 시계열 추세에서 관측되는 2018년 이후 고용의 감소는 최저임금 인상 외에 경기변동, 인구구조 변화 등 여러 다른 요인에 의한 효과도 포함하고 있기 때문에, 이 가운데 최저임금의 효과를 분리하기 위해 앞서 제시한 추정식을 이용하여 최저임금 적용률이 고용증가율에 미치는 효과를 추정할 필요가 있다.

<Table 2>에서 추정결과를 제시하였다. 먼저 (1) 열에서는 적용률 변수를 제외하고 통제변수와 월 고정효과, 그리고 2018년 연도 더미만을 포함한 추정의 결과이다. 여기서 2018년 연도 더미의 추정 계수를 보면 2017년에 비해 2018년의 전년 동월 대비 전일제 일자리 증가율이 약 4% 포인트 감소한 것을 알 수 있다.<sup>16)</sup> (1) 열

15) 2018년 6월의 경우 전일제 일자리 수가 예년보다 적은 것으로 나타나는데 이는 지방선거의 영향으로 추측된다. 따라서 이후 회귀분석에서 이를 감안할 필요성이 있어 보인다.

16) 월별 시계열 자료를 보면 전일제 일자리는 월평균 2017년 2061만개에서 2018년 1984만개로 약 3.8% 감소하였다. 취업자 수는 2017년 2082만명에서 2018년 2065만명으로 약 0.82% 감소하였고 평균 근로시간은 44.2시간에서 42.9시간으로 약 3% 가량 감소하였다. 시계열 자료에서 고용의 감소폭과 <표 2>의 (1) 열의 추정치의 차이는 집단 고정효과와 월별 고정효과를

〈Figure 2〉 Employment Trends: January 2014–December 2018



Note: EAPS monthly data. Worker sample of 1952–1992 birth cohorts. The unit of FTE employment is 100,000 FTE jobs, and the unit of workers is 100,000 workers. The vertical line represents January 2018.

통제한 것에서 비롯된 것이다.

〈Table 2〉 Effects on FTE Employment Growth Rates

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	All workers			Wage workers		
MW bite*2018		-0.1603*** (0.0524)	-0.1559*** (0.0499)		-0.1457** (0.0656)	-0.1402** (0.0612)
Year 2018	-0.0403*** (0.0019)	-0.0299*** (0.0037)		-0.0356*** (0.0024)	-0.0265*** (0.0043)	
Constant	0.0078** (0.0037)	0.0078** (0.0037)	-0.0055 (0.0050)	0.0034 (0.0047)	0.0034 (0.0047)	-0.0156** (0.0066)
Cohort FE	O	O	O	O	O	O
Month FE	O	O		O	O	
Year*Month FE			O			O
Controls	O	O	O	O	O	O
Observations	1,968	1,968	1,968	1,968	1,968	1,968
Adjusted R-squared	0.728	0.729	0.755	0.659	0.660	0.696

Note: N = 1,968 (= 41 birth cohorts\*2 sexes\*24 months). The dependent variable is the growth rate of FTE employment relative to the same month in the last year (log difference). All workers include wage workers (regular, temporary, daily), self-employment with or without employees, and unpaid family workers. Robust standard errors are presented in parentheses. \*\*\* significant at 1%, \*\* significant at 5%.

의 결과는 2017년과 2018년 사이의 고용증가율 차이에 대한 평균을 추정한 것인데, (2) 열에서는 같은 모형에 최저임금 적용률 변수를 추가한 결과를 보여주고 있다. 추정 결과, 적용률이 1% 포인트 높음에 따라 고용증가율이 약 0.16% 포인트 하락하는 것을 발견하였다.<sup>17)</sup>

(2) 열에서 적용률 변수를 포함한 후 2018년 더미 효과는 고용증가율 3% 포인트 하락으로 줄어드는데, 이는 결국 (1) 열에서 추정된 4% 포인트 하락 중에서 1% 포

17) 표본과 추정방식의 차이로 직접적인 비교는 어려우나 본 연구에서 추정한 적용률이 고용증가율에 미치는 영향은 이정민·황승진(2016)의 추정치보다 적은 것으로 나타난다. 이정민·황승진(2016)의 경우 적용률이 1% 포인트 증가할 때 일자리 증가율이 0.5-0.7% 포인트 하락하는 것으로 추정하였다. 본 연구에서 이처럼 적용률 효과가 선행연구와 다르게 나타난 이유가 표본이나 방법론적 차이에서 비롯된 것인지 아니면 일자리 안정자금과 같이 2018년에 시행한 최저임금 인상의 보완책의 영향으로 부정적 효과가 완화된 것인지는 이러한 연구가 가능할 수 있는 데이터가 가용하다면 추가적인 연구로 진행할 필요가 있다.

인트는 최저임금 인상이라는 요인에 의해 설명될 수 있다는 뜻이다.<sup>18)</sup> 즉, (1)과 (2)열의 결과를 종합하면 2018년 고용증가율 하락 중에서 최저임금에 의해 유발된 부분은 약 25%라는 결론을 내릴 수 있다.

(3)열에서는 연도와 월을 독립적으로 통제하는 것을 넘어서 연도\*월 고정효과를 통제한 결과를 제시하고 있다. 연도\*월 고정효과를 통제하면 앞서 지적했던 6월 지방선거의 효과 같이 특정 시점에 고용증가율에 영향을 준 요인을 통제할 수 있다는 장점이 있다. 따라서 (3)열의 추정결과가 (2)열의 결과와 유사하다는 사실로 미루어 볼 때, 특정 시점의 고용 변화에 의해 본 연구의 최저임금 효과 추정치가 왜곡된 것은 아니라고 할 수 있다.

(4)열에서 (6)열까지는 고용을 임금근로자에 한정하여 정의한 경우 결과를 보여주고 있다. 적용률의 한계효과는 절댓값으로 0.14로 소폭 작아졌으나 최저임금 인상이 2018년 고용증가율 하락에 기여한 정도는 25%로 이전과 동일하게 나타났다.

〈Table 3〉은 전일제 일자리 증가율에 미친 영향을 취업자 수에 미친 영향과 평균 근로시간에 미친 영향으로 나누어 추정한 결과를 제시하고 있다. 분석모형은 동일하게 유지한 상태에서 종속변수만 (1)열과 (2)열에서는 취업자 수의 로그 차분값으로, (3)열과 (4)열에서는 평균 근로시간의 로그 차분값으로 교체하였다. 앞서와 마찬가지로 연도, 월 고정효과를 따로 통제한 결과를 (1)열과 (3)열에 제시하고 강건성 검증의 일환으로 연도\*월 고정효과를 통제한 결과를 (2)열과 (4)열에 제시하였다.

추정 결과, 최저임금 인상은 취업자 수와 근로시간 모두에 영향을 준 것으로 나타났다. 예를 들어, (1)열의 추정치에 평균 적용률인 0.0641을 곱해주면 취업자 수의 증가율이 최저임금 인상으로 약 0.49% 포인트 하락한 것이며, (3)열의 추정치를 이용하면 근로시간 증가율이 약 0.59% 포인트 하락한 것을 보여주고 있다. 이상의 결과는 최저임금 인상이 전일제 일자리 증가율에 미친 효과 중 약 45%는

18) 최저임금 효과를 다른 방식으로 구할 수 있다. 평균 적용률이 0.0641이므로 여기에 (2)열에서 추정된 한계효과(0.1603)를 곱하면 0.01이 나오므로 고용증가율이 1% 포인트 하락한 것으로 해석된다. 고용증가율이 1% 포인트 하락한 것은 연속된 두 해의 고용을 비교하는 경우에는 고용이 1% 감소한 것으로 해석할 수 있다. 따라서 2018년에 고용증가율이 4% 포인트 하락했다는 (1)열의 결과에 비추어 최저임금의 효과는 전체 고용증가율 하락의 25%를 설명한다고 할 수 있다. 이러한 방법과 (1)열과 (2)열의 2018년 연도터미의 계수 추정치를 비교하는 것은 이론적으로 동일하다.

취업자 수의 증가율에 미친 효과로 야기된 것이고 나머지 55%는 평균 근로시간에 미친 효과로 발생한 것이라고 볼 수 있다. 즉, 최저임금 인상이 고용에 미친 효과 중 절반 이상이 근로시간의 조정으로 나타난 것으로 보인다.

〈Table 3〉 Effects on the Number of Workers and Average Working Hours

	Number of workers		Average working hours	
	(1)	(2)	(3)	(4)
MW bite*2018	-0.0762* (0.0437)	-0.0751* (0.0437)	-0.0928*** (0.0265)	-0.0894*** (0.0227)
Constant	0.0053* (0.0030)	-0.0025 (0.0041)	0.0019 (0.0019)	-0.0056** (0.0025)
Cohort FE	0	0	0	0
Month FE	0		0	
Year*Month FE		0		0
Controls	0	0	0	0
Observations	1,968	1,968	1,968	1,968
Adjusted R-squared	0.7438	0.7456	0.5194	0.6434

Note: N = 1,968 (= 41 birth cohorts\*2 sexes\*24 months). In columns (1) and (2), the dependent variable is the growth rate of the number of workers and in (3) and (4), the growth rate of average working hours (log difference). Robust standard errors are presented in parentheses. \*\*\* significant at 1%, \*\* significant at 5%.

〈Table 4〉는 최저임금의 효과를 제조업과 서비스업 각각에서 추정한 결과를 보여주고 있다. 먼저 눈에 띄는 사실은 적용률의 한계효과는 제조업에서 두 배 이상 크게 나타난다는 점이다. 이러한 결과는 Harasztosi and Lindner (2019) 과 Manning (2016) 의 결과와도 일치하는 것이다. Harasztosi and Lindner (2019) 는 2001년 헝가리에서 실질 최저임금을 60% 인상한 결과를 추정하였는데, 추정 결과 서비스업과 같은 비교역재 부문에서는 고용효과가 거의 없는 것으로 나타났지만 제조업과 같은 교역재 부문에서 부정적 고용효과가 나타났다. 이러한 결과를 해당 논문에서는 비교역재 부문에서 소비자로의 가격전가(price pass-through)를 통해 최저임금 인상에 따른 비용증가를 완화한 결과로 해석하였다.

그런데 헝가리의 경우와 달리 우리나라에서는 서비스업에서도 무시할 수 없을 정



도의 부정적인 고용효과가 추정되었다. 이러한 차이가 우리나라의 서비스업의 성격이 다르기 때문인지, 서비스업의 가격전가 메커니즘이 작동하기 어렵기 때문인지 혹은 다른 제도적 차이 때문인지에 대해서 답하기 위해서는 최저임금 인상이 물가에 미치는 영향에 대한 연구가 필요할 것이다.

〈Table 4〉 Heterogeneous Effects by Industry

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Manufacturing		Service	
MW bite*2018	-0.4273** (0.1701)	-0.4070** (0.1672)	-0.1745** (0.0735)	-0.1726** (0.0719)
2018	-0.0311*** (0.0113)		-0.0313*** (0.0054)	
Constant	-0.0030 (0.0132)	-0.0680*** (0.0185)	0.0058 (0.0049)	0.0003 (0.0071)
Cohort FE	0	0	0	0
Month FE	0		0	
Year*Month FE		0		0
Controls	0	0	0	0
Observations	1,968	1,968	1,968	1,968
Adjusted R-squared	0.357	0.385	0.622	0.637

Note: The service industry is defined as all industries except agriculture, mining, manufacturing, electricity/gas, and construction according to the 10th Industry Classification. The dependent variable is the growth rate of FTE employment (log difference). Robust standard errors are presented in parentheses. \*\*\* significant at 1%, \*\* significant at 5%.

다음으로 〈Table 5〉에서는 종사상 지위별로 고용효과를 따로 추정한 결과를 제시하였다. 우선 적용률의 한계효과를 비교해 보면 일용직 고용에서 한계효과가 가장 크게 나타났다. 즉, 같은 크기의 적용률에 대해 일용직 고용이 더 크게 감소한다는 결과이다. 다음으로 고용원 없는 자영업자와 임시직 고용에 대한 한계효과가 큰 것으로 나타났다. 상용직 고용에 대한 효과는 다른 유형에 비해 적은 것으로 추정되었지만, 적용률 1% 포인트 증가에 고용증가율이 0.3% 포인트 감소하는 것으로 나타나 통계적으로 유의할 뿐만 아니라 경제적으로도 그 효과의 크기가 적지 않

다고 할 수 있다.

고용원이 없는 자영업자의 경우 근로소득이 임금 근로자와 다르게 결정되고 법적으로는 최저임금의 적용을 받지 않기 때문에 본 연구의 분석방법으로 고용효과를 추정하기 어렵다는 비판이 제기될 수 있다. 그러나 경제활동인구조사의 자기응답 방식에 따른 종사상 지위의 구분이 명확하지 않고(정홍준, 2019), 실제로 고용원이 없는 자영업자 중 상당수가 최저임금 수준 혹은 그 이하의 소득을 벌고 있는 경우가 많아서 최저임금에 의해 직접적으로 소득이 결정되지는 않지만 최저임금의 변화에 따라 종사상 지위가 변하는 경우가 존재할 것으로 예측된다. 만약에 최저임금 인상에 따라 고용원 없는 자영업자가 임금 근로자로 전환하는 경우가 있다면 이들을 배제할 경우 최저임금의 부정적인 고용효과를 과소평가하는 편의가 발생할 수 있다.

〈Table 5〉 Heterogeneous Effects by Employment Type

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Regular	Temporary	Daily	Self-employment w/o employees	Unpaid family
MW bite*2018	-0.3049*** (0.1054)	-0.3540* (0.2148)	-1.3871*** (0.4714)	-0.4502** (0.1862)	0.3427 (0.6302)
2018	-0.0185*** (0.0063)	0.0015 (0.0190)	-0.0105 (0.0420)	-0.0463*** (0.0153)	-0.0841 (0.0635)
Constant	0.0230*** (0.0067)	-0.0652*** (0.0167)	0.0326 (0.0433)	0.0947*** (0.0185)	0.0284 (0.0501)
Cohort FE	0	0	0	0	0
Month FE	0	0	0	0	0
Controls	0	0	0	0	0
Observations	1,968	1,968	1,958	1,968	1,918
Adj. R-squared	0.562	0.266	0.161	0.346	0.190

Note: The dependent variable is the growth rate of FTE employment (log difference). There are missing observations for unpaid family workers. The results after controlling for year\*month FE are similar. Robust standard errors are presented in parentheses. \*\*\* significant at 1%, \*\* significant at 5%.

마지막으로 종사상 지위 중에서 유일하게 무급가족종사자의 경우 통계적으로 유의하지는 않지만 고용증가율이 높아진 것으로 나타났다. 그러나 고용원 없는 자영

업자와 마찬가지로 무급가족종사자의 경우에도 직접적으로 최저임금의 영향을 받는 집단은 아니기 때문에 이러한 추정 결과가 최저임금 인상에 따라 영세업체에서 근로자를 같은 성별과 연령의 무급가족종사자로 대체했기 때문에 나타난 것인지에 대해서 답하기 위해서는 추가적인 연구가 필요하다고 생각한다.

#### IV. 추정전략에 대한 검증과 강건성 검증

본 장에서는 본 논문의 추정전략의 적합성에 대한 몇 가지 검증을 하고자 한다. 본 논문에서는 성별과 출생년도로 인구집단을 구성한 후 집단 고정효과와 시간 고정효과를 통제하여 최저임금 인상이 고용증가율에 미치는 인과효과를 추정하였다. 이러한 방법은 출생년도와 연도, 연령 사이의 다중공선성 문제로 세 가지 효과를 모두 통제하지 못하는 근본적 문제를 안고 있다. 따라서 출생년도에 따른 고정효과와 시간(연도 및 월) 고정효과를 통제하였다고 하더라도 본 연구에서 추정한 적용률의 효과가 연령이 고용증가율에 미치는 고유한 효과를 반영하고 있을 가능성이 존재한다. 특히 앞서 〈Figure 1〉에서 보았듯이 각 성별에서 적용률과 연령은 상당히 밀접한 관계를 가지고 있다는 점을 상기할 때 이러한 우려가 더욱 커질 수 있다.

이러한 의문에 부분적이라도 답을 하기 위해서 본 연구에서는 2018년 최저임금 적용률을 2018년 이전의 동일 연령에 그대로 적용하여 그러한 적용률이 고용변화율에 미치는 효과를 추정해 보았다. 기본적인 아이디어는 다음과 같다. 만약 본 연구의 추정 결과가 최저임금의 효과를 추정하는 것이 아니라 연령별 고용변화율의 일반적인 양상이 〈Figure 1〉에 나타난 연령별 2018년 적용률 양상과 우연히 일치하기 때문에 나타난 결과라면, 2018년 적용률이 2018년 이전 기간의 연령별 고용변화율에 미치는 효과를 추정하여도 유사한 결과를 얻을 수 있을 것이다. 그러나 2018년 이전의 고용변화율과 2018년 적용률의 상관관계가 거의 없는 것으로 나타난다면, 본 연구의 결과가 연령효과라기 보다는 2018년도 최저임금의 효과라는 주장에 신빙성이 높아질 것이다.

이러한 사실을 확인하기 위해 우리는 아래와 같은 추정식을 추정하고자 한다.

$$\Delta \ln E_{i,m,t} = \beta^k MWI_{i,2017} 1[t = k] + \Delta X_{i,m,t} \gamma^k + \alpha_i^k + \tau_{m,t}^k + \epsilon_{i,m,t}^k$$

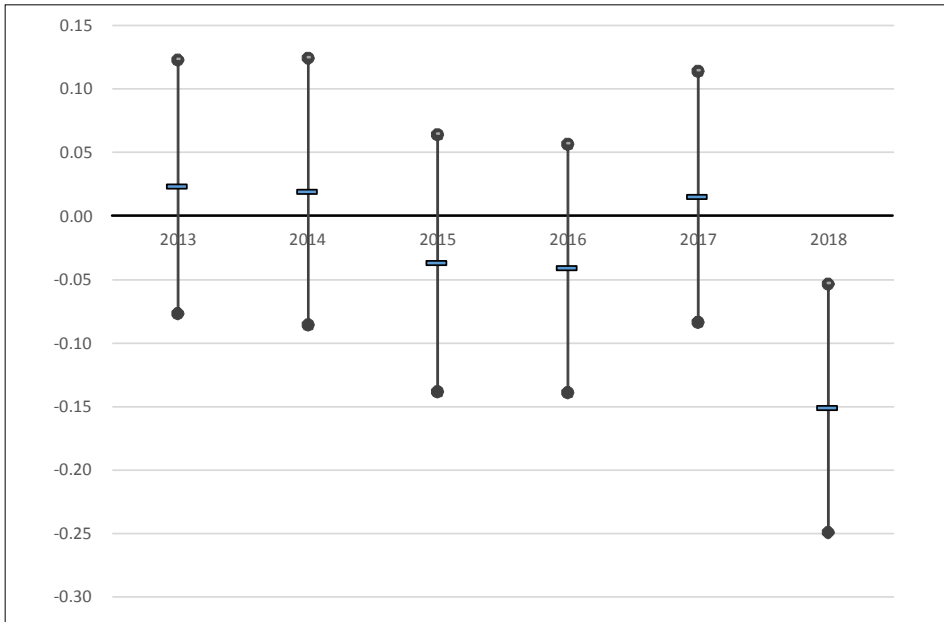
위의 추정식은 본 논문의 기본 추정식에서 종속변수만 2018년 이전 기간의 고용 변화율로 바뀌었을 뿐 다른 점에서는 모두 동일하다. 앞서 설명하였듯이 위의 식에서  $MWI_{i,2017}$ 는 기본 모형과 동일하게 집단  $i$ 의 2017년 시간당 임금분포에 기반하여 계산한 2018년 최저임금 적용률이다. 위의 추정식에서  $k$ 를 2013년부터 2017년까지 순차적으로 하나의 연도로 정하고 총 5차례 추정할 것인데 각각의 경우에 나오는  $\beta^k$ 의 추정치는  $(k-1)$ 년도와  $k$ 년도 사이의 고용증가율과  $(k-2)$ 년도와  $(k-1)$ 년도 사이의 고용증가율 사이의 차이가  $MWI_{i,2017}$ 에 따라 어떻게 다른지를 보여주는 추정치가 된다. 이전 연도들에서는  $MWI_{i,2017}$  변수는 실질적인 의미가 없기 때문에 이러한 추정은 일종의 위약검증(placebo test)이라고 볼 수도 있으며, 동시에 앞서 <Table 2>의 결과가 실제로는 연령효과를 반영한 것이라면 이전 연도들에서도(특히 2018년 직전인 2017년이나 2016년의 경우) 앞서와 비슷한 효과가 나타날 것으로 예상된다.

위의 식에 대한 추정 결과는 <Figure 3>에 요약하여 제시하였다. 2018년의 한계 효과 추정치와 95% 신뢰구간은 <Table 2>의 (3)열과 동일한 것으로 다른 연도와 비교를 목적으로 추가해 놓았다. 추정 결과 2018년을 제외하고 모든 연도에서 추정치가 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 예를 들어, 2017년 고용증가율에 대한 효과는 2018년과 달리 통계적으로 유의하지도 않을 뿐만 아니라 심지어 추정치가 양의 값(0.015)을 가지는 것으로 나타났다. 이와 마찬가지로 2016년과 2015년의 고용증가율에 미친 효과도 추정을 해보면 한계효과가 음의 값으로 추정되기는 했지만 추정치의 크기가 2018년의 추정치에 비하면 작고 또한 통계적으로도 유의하지 않게 나타났다. 2014년과 2013년의 추정치도 양의 값을 가지며 통계적으로 유의하지 않게 나타났다.

물론 이러한 결과만으로 연령효과를 전적으로 배제할 수 있는 것은 아니지만 그림에도 불구하고 2018년의 결과가 앞선 5개년도의 결과와 뚜렷하게 다르다는 사실은 본 논문에서 추정한 결과가 우려했던 것과 같이 연령효과에 의해 나타난 착시적 상관관계(spurious correlation)로 보기는 어렵다는 점을 보여주고 있다고 할 수 있다.<sup>19)</sup>

19) 부록의 <Appendix Table 1>은 2017년과 2018년의 8월 경향부가조사를 이용하여 시간당 임금의 증가율을 종속변수로 하고 본 연구에서 사용하는 적용률을 설명변수로 하는 회귀분석의 결과를 제시하고 있다. 분석 결과, 본 연구에서 사용하는 적용률 변수가 커질수록 임금증가율이

〈Figure 3〉 Tests for Age Effects



Note: The 2018 minimum wage bite variable is applied to the data before 2018. The graph presents the marginal effects and 95% confidence intervals. The estimate for 2018 is same as that in column (3) of 〈Table 2〉. The sample is restricted to ages 25-65 in the baseline year.

다음으로 이중차분법을 사용하지 않고 2018년 적용률이 2017년 동월 대비 고용 증가율에 미치는 횡단면 분석을 시행해 보았다. 〈Table 6〉의 (1)열의 추정결과를 보면 한계효과가 처치강도에 기반한 이중차분법을 사용한 추정치보다 오히려 크게 나타났다. 그러나 이러한 결과는 집단 고정효과를 통제하지 않은 결과라는 점을 염두에 두어야 한다. (2)열의 결과는 2018년 적용률을 그대로 사용하고 종속변수만 2017년 고용증가율로 바꾼 결과인데, 한계효과가 (1)열의 효과보다는 절대적으로 작지만 여전히 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 음의 값으로 추정되었다.<sup>20)</sup>

높은 것으로 나타났는데 이는 본 연구의 적용률 변수가 최저임금 인상의 효과를 잘 반영한다는 사실을 보여주는 결과라고 할 수 있다.

20) (1)열과 (2)열의 추정치의 차이인  $-0.2393 - (-0.0659) = -0.1734$ 로 이중차분법의 추정치인  $-0.1603$ 과 유사하다.

〈Table 6〉 Cross-sectional Regression Results

	(1)	(2)	(3)	(4)
	2018	2017	2017	2017
2018 MW bite	-0.2393*** (0.0473)	-0.0659* (0.0363)	0.1636 (0.1093)	
2017 MW bite			-0.7385** (0.3277)	-0.2970*** (0.1108)
Constant	-0.0056 (0.0063)	-0.0029 (0.0056)	-0.0040 (0.0057)	-0.0015 (0.0056)
Cohort FE	X	X	X	X
Month FE	O	O	O	O
Controls	O	O	O	O
Observations	984	984	984	984
R-squared	0.5521	0.6442	0.6481	0.6465

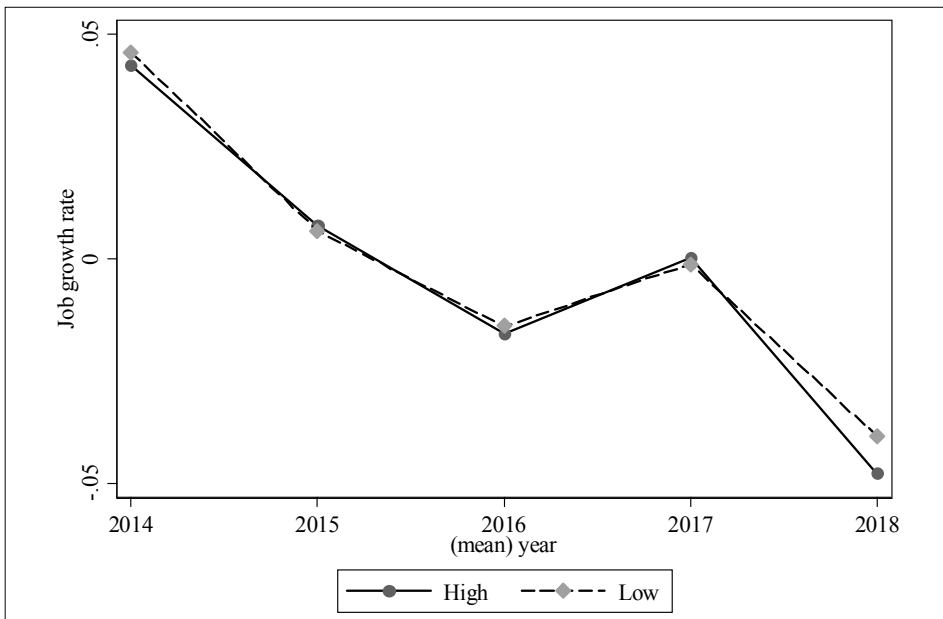
Note: The dependent variable is the growth rate of FTE employment relative 2017 in column (1) and that relative to 2016 in columns (2) - (4). Robust standard errors are presented in parentheses.

2017년 최저임금이 2018년 고용증가율에 미치는 효과는 2017년 적용률을 사용해 야 정확하게 추정될 것이다. 실제로 (3)열에서 2018년 적용률과 2017년 적용률을 동시에 넣었을 경우 2018년 적용률의 효과는 (2)열과 반대로 양의 값으로 바뀌고 통계적으로 유의하지 않게 변한 사실을 확인할 수 있다. 마지막으로 (4)열은 (3)열에서 사실상 잘못 통제된 변수인 2018년 적용률을 제외하고 2017년 적용률만 넣은 경우인데 추정치가 (1)열의 추정치와 유사하게 나타났다. 물론 (4)열의 결과도 (1)열과 마찬가지로 집단별 이질성이 통제가 되지 않은 결과이므로 편의(bias)를 가지고 있는 추정치이므로 본 연구의 추정치와 직접 비교할 수는 없다. 그럼에도 불구하고 이상과 같은 횡단면 분석의 결과는 2018년 적용률 변수가 2018년 최저임금 인상의 효과를 추정하는데 적합한 변수라는 점을 보여준다.

처치집단과 통제집단을 이분법적으로 나누어 분석하는 전통적인 이중차분법에서는 보통 처치 이전의 추세를 확인하여 두 집단의 처치 이전 추세가 유사한지를 확인하여 공통추세 가정을 검증하곤 한다. 본 연구에서는 처치집단 대신에 처치강도를 사용하고 또한 최저임금이 매년 오르는 상황에서 처치 이전의 추세를 확인하는 것

이 쉽지 않다. 그럼에도 불구하고 처치강도가 서로 다른 인구집단의 이질성이 클 수 있으므로 2018년 이전의 추세에 대한 비교를 단순하게라도 해보았다. 구체적으로 성별-출생년도별 집단을 2018년 적용률의 평균인 0.0641을 기준으로 적용률이 평균 이상인 그룹(High)과 미만인 그룹(Low)의 두 개 그룹으로 나누어 2018년 이전의 고용증가율 추세를 비교해 보았다. 그 결과를 <Figure 4>에 제시하였는데 그림을 보면 2018년 이전의 고용증가율 추세가 두 집단 사이에 거의 유사한 것으로 나타났다. 2018년의 경우 평균 이상 그룹의 고용증가율이 평균 미만인 그룹에 비해 낮게 나타난 반면, 2018년 이전에는 두 그룹 사이에 차이가 거의 없거나 오히려 평균 이상 그룹의 고용증가율이 2015년과 2017년에는 아주 미세하지만 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 본 논문의 추정결과가 적용률이 높은 집단의 고용증가율이 원래 낮거나 상대적으로 더 빠르게 하락하는 추세였기 때문에 나타난 결과는 아니라는 사실을 보여준다.

<Figure 4> Pre-treatment Trends of High- and Low-Impact Groups



Note: The high-impact group is above 0.0641 which is the mean MW bite and the low-impact group is below the mean. For each group, the employment growth rate trend from 2014 to 2018 is presented.

마지막으로 본 연구의 결과에 대한 두 가지 우려에 대하여 추가적으로 강건성 검증을 해보았다. 첫 번째 검증은 2018년 6월부터 주52시간 근무제가 300인 이상 사업체에서 시행된 것의 효과와 관련된 것이고, 두 번째 검증은 마찬가지로 2018년 6월부터 근로시간 특례업종이 축소된 것의 효과와 관련된 것이다. 두 정책 모두 본 연구에서 검토하고자 하는 최저임금 인상과 정확한 시점은 다르지만 2018년에 시행이 되었고 또한 두 정책 모두 근로시간을 단축시키는 효과를 가지기 때문에 본 연구에서 추정된 고용효과 중 일부가 이들 정책의 효과를 반영한 것일 수도 있다는 합리적인 의심이 생길 수 있다.

두 정책의 효과를 제거하고 최저임금 인상의 효과만을 추정하기 위해서 <Table 7>에서와 같은 회귀분석을 시도하였다. 우선 주52시간 근무제가 2018년에는 300인 이상 사업체에만 적용되었다는 사실에 기초하여 300인 이상 사업체의 근로자는 모두 제외한 표본에서 앞서와 동일한 분석을 수행하였다. 특례업종 축소의 효과에 대해서는 이 정책에 해당이 되는 업종을 경찰조사의 산업분류로는 정확하게 파악하는 것이 불가능하기 때문에 특례업종 중에서 가장 대표적인 운수업 종사자를 제외한 표본에서 동일한 분석을 수행하는 정도의 검증만을 할 수 있었다.

<Table 7> Robustness Tests

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Establishments less than 300		Excluding transportation	
MW bite*2018	-0.1352** (0.0553)	-0.1309** (0.0530)	-0.1353** (0.0577)	-0.1308** (0.0552)
2018	-0.0323*** (0.0041)		-0.0343*** (0.0042)	
Constant	0.0117*** (0.0039)	-0.0011 (0.0054)	0.0087** (0.0041)	-0.0052 (0.0057)
Cohort FE	0	0	0	0
Month FE	0		0	
Year*Month FE		0		0
Controls	0	0	0	0
Observations	1,968	1,968	1,968	1,968
Adjusted R-squared	0.694	0.719	0.687	0.715

Note: Columns (1) and (2) exclude workers in large establishments with 300 or more employees. Columns (3) and (4) exclude workers in transportation industry.



〈Table 7〉의 (1) - (2) 열의 결과는 300인 이상 사업체 근로자를 제외한 결과이다. 〈Table 2〉의 결과와 비교를 하면 적용률의 한계효과가 절대값으로 다소 줄어드는 했지만 여전히 통계적으로 유의하게 나타난다는 사실을 알 수 있다. (3) - (4) 열의 결과는 운수업을 제외한 표본을 사용하여 얻은 결과이다. 앞서와 마찬가지로 한계효과가 본 분석에서 나온 추정치보다 다소 약하게 추정되었지만 통계적으로 유의하게 나타났다. 따라서 〈Table 7〉의 결과를 통해 본 연구의 추정 결과가 주52시간 근무제나 특례업종 축소의 결과로 나타난 것은 아니라고 생각할 수 있다. 그러나 적용률의 한계효과가 전체 표본에서의 추정치보다 다소 줄어드는 것이 실제로 이전의 결과가 주52시간 근무제나 특례업종 축소 정책의 효과를 반영해서 그런 것인지 아니면 분석 표본에서 제외된 부문에서 적용률의 한계효과가 더 크기 때문인지는 본 연구에서 사용하는 데이터와 분석 방법을 통해서 판단하기 어려우며 이들 정책들의 독립적인 효과에 대한 정확한 추정을 위해서는 후속 연구가 필요하다고 생각한다.

## V. 요약 및 시사점

본 논문에서는 2018년도 최저임금 인상의 고용효과를 추정하였다. 성·연령별로 2018년도 최저임금 인상에 따른 적용률(영향률 변화)을 정의하여 성·연령별 2018년도 전년 동기 대비 고용 변화율에 대한 효과를 추정한 결과, 적용률이 1% 포인트 높을 경우 고용변화율이 0.14-0.16% 포인트 하락한 것으로 나타났다. 이러한 한계효과는 최저임금 인상이 2017년 대비 2018년 25-65세 근로자의 고용 감소분 중 25%를 설명하는 정도라는 의미로 해석될 수 있다. 최저임금 인상의 고용효과는 취업자 수와 근로시간 모두에서 비슷한 규모로 비롯된 것으로 나타났다. 최저임금 인상의 한계효과는 산업별로는 제조업에서 더 크게 나타나고, 종사상 지위별로는 일용직에서 가장 크게 나타났다. 상용직 고용에 미친 효과도 적지 않게 나타났다.

본 논문의 정책적 함의를 논하기에 앞서 실증분석의 기술적 한계를 몇 가지 적시하고자 한다. 첫째, 본문에서도 지적하였듯이 본 논문에서는 인구증가율 변화라는 교란요인을 제거하기 위해 성별·출생연도별 집단을 구성하여 분석을 하였고 따라서 연도, 출생연도, 연령의 효과를 모두 통제하지 못하는 근본적인 한계를 가지고 있다. 본문에서는 2018년 이전 연도들의 자료를 이용하여 본 논문에서 추정한 최저

임금 효과가 연령효과에서 비롯된 것은 아닐 것이라는 근거를 제시하였지만 이러한 주장이 연령효과를 전적으로 배제하는 것은 아니라는 점을 명확히 밝히고자 한다. 둘째, 앞서와 마찬가지로 분석의 단위를 성별·출생연도별 집단으로 삼았기 때문에 최저임금 인상에 의해 큰 영향을 받았을 것이라고 흔히 거론되는 고용원 있는 자영업자에 미치는 효과는 추정을 할 수 없었던 한계를 지니고 있다. 단, 자영업의 경우에는 최저임금의 효과 뿐만 아니라 기술의 변화(온라인 판매의 증가나 자영업자와 임금근로자의 중간적 형태인 비전통적 고용의 등장 등), 구조적 변화(예를 들어, 프랜차이즈 확대)가 중장기적인 고용추세에 영향을 미치고 있는 것으로 사료되므로 본 논문의 데이터와 방법론보다 정교한 분석이 요구된다고 생각한다. 실제로 2018년에 고용원이 있는 자영업자의 경우 취업자 수 기준으로는 증가하여 많은 논란을 불러일으켰는데 이는 최저임금으로 인한 인건비의 인상 외에 다른 영향이 있었던 것을 암시하고 따라서 이러한 교란적 요인을 온전히 제거해야만 최저임금 인상의 효과를 제대로 추정할 수 있을 것으로 생각한다.

그러나 이와 같은 여러 가지 결과의 한계를 감안하더라도, 2018년도 최저임금의 인상이 우리나라 노동시장에서 핵심적인 노동공급 집단의 고용에 무시할 수 없을 정도의 부정적인 영향을 초래하였다는 점에서 성장과 분배 정책 모두에서 중요한 시사점을 갖는다고 판단된다. 소득주도 성장 정책의 일환으로 저소득층 근로자의 소득 제고를 목표로 한 최저임금 인상이 정책 취지와는 달리 최저임금 적용 근로자들의 일자리와 근로시간을 감소시켰을 가능성이 높다는 의미이기 때문이다. 최저임금 인상이 일자리를 유지한 저임금 근로자의 시간당 임금 인상에는 기여하였겠지만, 이로 인해 일자리를 잃은 근로자들은 최저임금 인상의 수혜자가 아니라 피해자가 될 수밖에 없다. 또한 일자리를 유지한 경우라도 근로시간이 감소하였다면 월 소득은 실제 별로 증가하지 않거나 오히려 감소하였을 가능성도 존재한다.

최저임금은 신성한 근로의 시장 가치가 지나치게 저평가되는 것을 방지하기 위한 제도이다. 따라서 성장하는 경제라면, 그 제도의 도입 취지와 정의상 최저임금은 인상하는 것이 일반적이다. 따라서 본 결과가 최저임금 인상이 부적절하다는 것을 의미하는 것으로 해석되어서는 안 될 것이다. 다만 최저임금의 인상폭은 경제 상황과 노동수요의 탄력성 등 다양한 요인을 고려하고, 이를 통해 최저임금 인상이 고용과 분배에 미칠 수 있는 부정적 효과를 최소화하는 범위에서 결정되는 것이 합리적이다. 따라서 본 연구의 결과는 2018년도의 최저임금 인상이 이러한 합리적인 범

위를 초과하여 지나치게 큰 폭으로 인상되었던 것인지를 검토하는데 있어서 필요한 실증결과로 해석되는 것이 타당하다. 2019년도에도 작지 않은 폭의 최저임금 인상률이 적용되었고 2019년의 고용 전망이 낙관적이지만은 않은 것으로 예상되기 때문에, 2020년 이후 최저임금 인상폭은 향후 경제상황에 보다 밀접히 연동하여 결정하는 것이 타당할 것으로 생각한다.

## ■ 참 고 문 헌

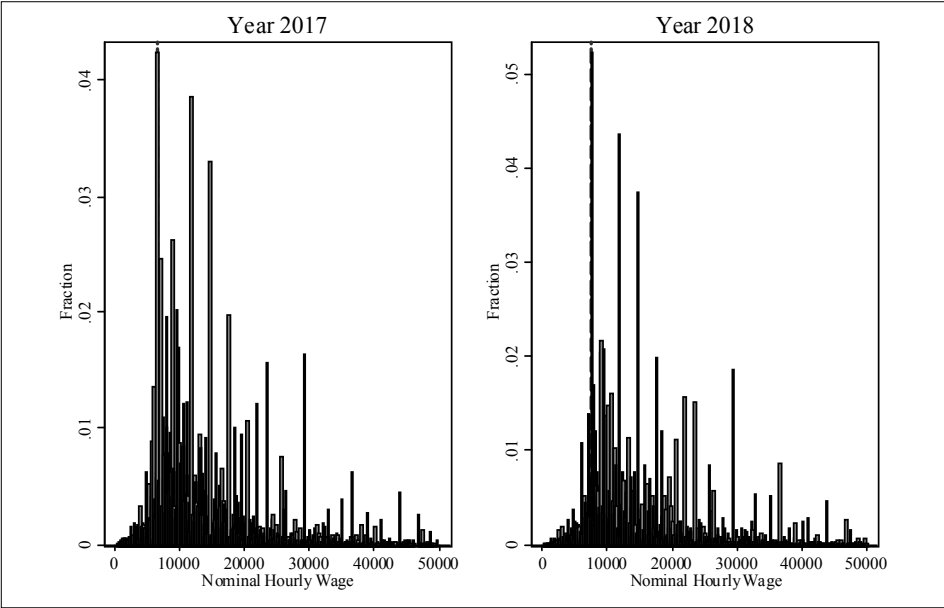
1. 강승복, “도구변수를 이용한 최저임금의 고용효과,” 『노동경제논집』, 제40권 제3호, 2017, pp. 105-131.  
(Translated in English) Kang, Seungbok, “The Effect of the Minimum Wage on Employment Using Instrumental Variable,” *Korean Journal of Labour Economics*, Vol. 40, No. 3, 2017, pp. 105-131.
2. 강승복·박철성, “시계열 자료를 이용한 최저임금의 고용효과 분석,” 『노동경제논집』, 제38권 제3호, 2015, pp. 1-22.  
(Translated in English) Kang, Seungbok, and Cheol Sung Park, “Analysis of Employment Effect of the Minimum Wage Using Time Series Data,” *Korean Journal of Labour Economics*, Vol. 38, No. 3, 2015, pp. 1-22.
3. 김대일, “최저임금의 저임금 근로자의 신규 채용 억제효과,” 『노동경제논집』, 제35권 제3호, 2012, pp. 29-50.  
(Translated in English) Kim, Dae Il, “The Effect of Minimum Wages on New Hiring of Low-wage Workers,” *Korean Journal of Labour Economics*, Vol. 35, No. 3, 2012, pp. 29-50.
4. 김민성·김영민·박태수, “최저임금 변화가 지역고용에 미치는 효과 분석,” 『산업관계연구』, 제23권 제2호, 2013, pp. 37-73.  
(Translated in English) Kim, Minseong, Youngmin Kim, and Taesoo Park, “Minimum Wage Effect on Regional Employment,” *Korean Journal of Industrial Relations*, Vol. 23, No. 2, 2013, pp. 37-73.
5. 김영민·강은영, “최저임금이 제조업과 서비스업에 미치는 효과 분석,” 『고용직업능력개발연구』, 제19권 제1호, 2016, pp. 1-24.  
(Translated in English) Youngmin, and Eunyoung Kang, “The Effects of the Minimum Wage on Manufacturing and Service Industry,” *Journal of Vocational Education & Training*, Vol. 19, No. 1, 2016, pp. 1-24.

6. 남성일, “최저임금제가 노동수요에 미치는 효과: 감시단속 근로자에 대한 실증분석,” 『노동경제논집』, 제31권 제3호, 2008, pp. 1-19.  
(Translated in English) Nam, Sung Il, “The Effects of Introduction of Minimum Wages on Labor Demand in Korea: An Empirical Study for Security Workers,” *Korean Journal of Labor Economics*, Vol. 31, No. 3, 2008, pp. 1-19.
7. 성재민, 『임금불평등 추세와 원인에 대한 연구』, 한국노동연구원 연구보고서 2014-02, 2014.  
(Translated in English) Seong, Jaemin, *Wage Inequality: Trends and Causes*, Korea Labor Institute Research Paper 2014-02, 2014.
8. 양지연, “이중구조화된 노동시장에서 최저임금의 고용효과-한국의 사례를 중심으로,” 『노동정책연구』, 제17권 제1호, 2017, pp. 1-25.  
(Translated in English) Yang, Ji-Yeon, “Employment Effects of Minimum Wages in the Dual Labor Market of Korea,” *Quarterly Journal of Labor Policy*, Vol. 17, No. 1, 2017, pp. 1-25.
9. 이병희, “최저임금의 고용유지 및 취업유입 효과,” 『산업노동연구』, 제14권 제1호, 2008, pp. 1-24.  
(Translated in English) Lee, Byung Hee, “The Effects of the Minimum Wage on Job Loss and Job Entry,” *Korean Journal of Labor Studies*, Vol. 14, No. 1, 2008, pp. 1-24.
10. 이정민 · 황승진, “최저임금이 고용에 미치는 영향,” 『노동경제논집』, 제39권 제2호, 2016, pp. 1-34.  
(Translated in English) Lee, Jungmin, and Seungjin Hwang, “The Effect of the Minimum Wage on Employment in Korea,” *Korean Journal of Labour Economics*, Vol. 39, No. 2, 2016, pp. 1-34.
11. 정홍준, “특수형태근로종사자의 규모 추정에 대한 새로운 접근,” 『고용노동브리프』, 제88호 (2019-03), 2019.  
(Translated in English) Jeong, Heungjun, “New Approach toward Estimating the Number of Workers in Special Types of Employment,” *Korea Labor Institute Employment & Labor Brief*, No. 88 (2019-03), 2019.
12. 홍민기, “2018년 최저임금 인상의 고용 효과 추정,” 제98차 한국경제의 분석패널 토론회 발표 논문, 2018.  
(Translated in English) Hong, Minki, Employment Effect of Minimum Wage Increase in 2018, 98th Panel Discussion for Analysis of the Korean Economy Research Paper, 2018.
13. Abadie, Alberto, Susan Athey, Guido W. Imbens, and Jeffrey Wooldridge, “When Should You Adjust Standard Errors for Clustering?” NBER Working Paper No. 24003, 2017.
14. Brown, Charles, “Minimum Wages, Employment, and the Distribution of Income,” in Orley Ashenfelter and David Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3B, Amsterdam: Elsevier Science Publishers, 1999, pp. 2101-2163.
15. Brown, Charles, Curtis Gilroy and Andrew Kohen, “The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment,” *Journal of Economic Literature*, Vol. 20, No. 2, 1982, pp. 487-528.
16. Card, David and Alan Krueger, “Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania,” *American Economic Review*, Vol.

- 48, No. 4, 1994, pp.772-793.
17. Card, David and Alan Krueger, *Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage*, Princeton University Press, 1997.
18. Cengiz, Doruk, Arindrajit Dube, Attila Linder, and Ben Zipperer, "The Effect of Minimum Wages on Low-Wage Jobs," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 134, Issue 3, 2019, pp. 1405-1454.
19. Chun, Hyunbae, Jungmin Lee, and Dongha Shin, "Firm Size and Employment Dynamics: Evidence from the Impact of Minimum Wages," Working Paper, 2018.
20. Dube, Arindrajit, T. William Lester, and Michael Reich, "Minimum Wage Effects across State Borders: Estimates using Contiguous Counties," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 92, No. 4, 2010, pp.945-964.
21. Harasztosi, Peter and Attila Lindner, "Who Pays for the Minimum Wage?" *American Economic Review*, Vol. 109, No. 8, 2019, pp.2693-2727.
22. Lee, Jungmin and Geumbi Park, "Minimum Wage, Employment and Business Closing," Working Paper, 2018.
23. Manning, Alan, "The Elusive Employment Effect of the Minimum Wage," Working Paper, 2016.
24. Meer, Jonathan and Kenneth West, "Effects of the Minimum Wage on Employment Dynamics," *Journal of Human Resources*, Vol. 51, No. 2, 2016, pp.500-522.
25. Neumark, David and William Wascher, *Minimum Wages*, The MIT Press, 2008.
26. Neumark, David, J. M. Ian Salas, and William Wascher, "Revisiting the Minimum Wage-Employment Debate: Throwing Out the Baby with the Bathwater?" *Industrial Labor & Relations Review*, Vol. 67, No. 2.5, 2014, pp.608-648.
27. Park, Wooram and Jisun Baek, "Minimum Wage Introduction and Employment: Evidence from South Korea," *Economics Letters*, Vol. 13, 2016, pp.18-21.
28. Stigler, George J., "The Economics of Minimum Wage Legislation," *American Economic Review*, Vol. 36, No. 3, 1946, pp.358-365.

〈부 록〉

〈Appendix Figure 1〉 Hourly Wage Distribution: 2017 and 2018



Note: EAPS August Supplement Data. The sample is restricted to those below 50,000 KRW. The thick dashed vertical line represents the level of minimum wage (6,470 in 2017, 7,530 in 2018).

〈Appendix Table 1〉 Hourly Wage Growth Rates

	(1)	(2)
MW bite	0.4800* (0.2512)	0.5423** (0.2625)
Constant	0.0497*** (0.0167)	0.0316 (0.0193)
Controls	X	O
Observations	82	82
Adjusted R-squared	0.0507	0.1772

Note: EAPS August Supplement Data. Cross-sectional regression results. The dependent variable is the log difference of hourly wages. The MW bite variable is same as the one we use in the main analysis, which is calculated from the SLCET.

# The Employment Effect of the Minimum Wage Hike in 2018 in South Korea\*

Dae-Il Kim\*\* · Jungmin Lee\*\*\*

## Abstract

We estimate the employment impact of the minimum wage hike in South Korea in 2018. We construct the grouped data by birth year and sex using the monthly data from the Korean Current Population Survey and exploit the across-group variation in the impact of the minimum wage increase in 2018 based on each group's hourly wage distribution in 2017—the proportion of workers whose wages are above the 2017 minimum wage but below the 2018 minimum wage. We focus on the primary labor force, that is, workers aged between 25 and 65 as of 2017. Results show that a one percentage point increase of the proportion reduces the employment growth rate by 0.14 to 0.16 percentage points. About 25% of the reduction in employment from 2017 to 2018 can be attributed to the minimum wage hike.

**Key Words:** minimum wage, employment, year 2018

**JEL Classification:** J0, J3, J6

---

*Received: March 6, 2019. Revised: June 19, 2019. Accepted: Sept. 6, 2019.*

\* We acknowledge the financial support from the National Research Foundation (NRF-2017S1A3A2066494). Lee also acknowledges the financial support from the Center for National Competitiveness in the Institute of Economic Research of Seoul National University. We thank an editorial board member, anonymous referees, and seminar participants at the IER Public Lecture of Seoul National University, the Korean Association of Labor Economists, and Korean Economic Association's annual meetings for their valuable comments. We are also grateful of Suhyeon Oh for her excellent research assistance.

\*\* First Author, Professor, Department of Economics, Seoul National University, 1, Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul 08826, Korea, Phone: +82-2-880-6364, e-mail: dikim@snu.ac.kr

\*\*\* Corresponding Author, Professor, Department of Economics, Seoul National University, 1, Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul 08826, Korea, Phone: +82-2-880-2293, e-mail: jmlee90@snu.ac.kr