

## 최저임금의 인상과 노동시장이행: 남녀간 취업형태와 근로시간변화를 중심으로

박주옥\*·김우영\*\*

### 초 록

본 논문은 2009-2018년 KLIPS를 이용하여 최저임금 인상이 임금근로자의 노동시장 이행과 근로시간에 미친 영향을 남녀로 구분하여 살펴본다. 특히, 2018년은 최저임금이 급격하게 인상한 시기이기 때문에 그 영향에 대해서도 별도로 살펴본다. 노동시장 이행분석을 위해서는 상용직, 임시·일용직, 고용주, 자영업자, 미취업자를 선택으로 하는 다항로짓을 사용하며, 근로시간 분석을 위해서는 최저임금의 구속을 받는 사람과 비교군 사이에 주당근로시간의 차이가 존재하는지를 분석한다. 또한, 최저임금의 구속을 받는 집단과 비교군을 다양하게 설정하여 결과의 강건성을 강화한다. 추정결과, 최저임금인상은 개인의 미취업 확률을 높이고, 상용직 임금근로자보다는 임시·일용직으로 이행할 확률을 증가시키는 것으로 나타났으며 특히 이러한 현상은 여성에게 더 두드러지게 나타났다. 이는 최저임금인상으로 여성근로자의 일자리의 질은 저하될 수 있음을 시사한다. 또한, 최저임금 인상은 여성보다는 남성의 근로시간을 단축시켜왔으나, 2018년에는 예외적으로 여성의 근로시간이 더 많이 감소한 것으로 나타났다. 따라서 2018년 최저임금인상의 영향은 남성보다는 여성에 더 집중된 것으로 판단된다.

주제어 : 최저임금, 노동시장이행, 노동시간

\* 대전지역인적자원개발위원회 선임연구관(coca07@naver.com)

\*\* 교신저자 : 공주대학교 경제통상학부 교수(kwy@kongju.ac.kr)

## I. 서론

기술발전이 급속도로 진행되면서 소득불평등, 저소득층의 빈곤 문제가 심화되고 있다. 국가들은 저소득층의 고용과 소득안정을 위해 최저임금 수준을 법으로 강제함으로써 근로자를 보호하고 있지만, 최저임금의 급격한 인상이 반드시 근로자의 고용과 소득 및 노동의 질을 높이는데 긍정적이라고 볼 수는 없을 것이다. 노동시장은 임금이 높은 고임금 노동시장과 임금이 낮은 저임금 시장으로 나눌 수 있는데, 고임금 노동시장에는 최저임금제도가 직접적으로 영향을 주지는 않겠지만, 저임금 노동시장은 대부분 생산성이 낮은 취약계층, 여성 및 고령자들이기 때문에 최저임금 인상이 이들에게 직접적인 영향을 줄 수 있다.

2017년 정부는 ‘2020년까지 최저임금 1만원’을 공약으로 내세웠다. 2020년까지 최저임금 1만원을 달성하려면, 매년 15.7%를 올려야하는데, 2017년 최저임금위원회가 2018년도 최저임금을 2017년에 비해 약 16.4% 인상된 7,530원으로 결정하면서 사회적으로 큰 이슈화가 되었다. 2019년 최저임금은 8,350원으로 2018년 7,530원 대비 10.9% 인상으로 저임금 노동시장 내에서 고용상실이라는 부정적 영향에 대한 우려와 소상공인들은 경연년을 해소하기 위해 고용감축 및 근로시간 단축으로 대응할 것이 예상되었다.

최근 학계에서는 최저임금의 급격한 인상이 고용효과에 어떠한 영향을 주는지에 대한 연구가 활발히 이루어지고 있다 (김대일, 2012; 이정민·황승진, 2016; 강승복, 2017; 홍민기, 2018; 배진한, 2019; 김태훈 2019). 하지만 지금까지 연구는 지역 단위, 성 및 연령 단위의 집계자료를 이용하였기 때문에 실제로 최저임금인상에 영향을 받은 사람이 어떻게 노동시장에서 적응하는지에 대해서는 알기 어렵다는 한계를 가지고 있다. 또한, 이들 연구는 주로 고용량, 일자리 유지 여부만을 분석하였기 때문에 최저임금 인상으로 인한 노동시장의 동태적 이행에 대해서는 알려진 것이 많지 않다. 본 연구에서는 최저임금이 급격하게 상승한 2018년을 포함한 KLIPS자료를 사용하여 최저임금 상승이 개인의 종사상 지위(미취업 포함) 선택과 근로시간에 어떤 영향을 미쳤는지를 살펴보고자 한다.

또한, 지금까지 상대적으로 연구가 미진한 부분은 최저임금의 영향이 남성과 여성에게 어떻게 달리 나타나는가 하는 것이다. 만약 최저임금이 급격히 인상될 때 그 영향이 취약계층에게 집중된다면 남성보다는 여성에게 최저임금의 부정적 영향은 더 클 수 있다. 실제로 우리나라의 일부 연구에서 최저임금

이 남성보다는 여성의 고용상실에 더 큰 영향을 미쳐다는 것을 발견하였다 (김우영, 2010; 이정민·황승진, 2016). 하지만 이들 연구는 개인단위가 아닌 연령계층, 지역을 단위로 한 연구이며 또한 최근 급격한 최저임금 인상에 대한 효과를 분석한 것은 아니다.

한편, 기존 최저임금에 관한 연구의 문제점은 우리나라의 경우 임금근로자의 상당 비중이 최저임금 미만을 받고 있는데 이들을 분석에서 제외시켰다는 것이다. 여기에는 몇 가지 문제가 나타날 수 있는데 첫째, 최저임금이 상승될 때 최저임금 미만을 받고 있는 근로자들에 대한 사업주의 법적 또는 도덕적 부담이 더 커질 수 있기 때문에 이들의 임금도 같이 오를 가능성이 있다는 것이다. 둘째, 최저임금이 상승하게 되면 최저임금 미만을 받고 있는 근로자와 최저임금상승으로 임금이 오르는 근로자 사이에 대체효과가 발생할 수 있다. 즉, 최저임금 상승으로 최저임금 미만의 근로자들의 임금이 상승하게 된다면, 이들은 좀 더 생산성이 높은 임금근로자로 대체하게 될 수 있다는 것이다. 이 경우 최저임금의 상승은 실험집단의 고용을 줄이지 않고 오히려 늘릴 수도 있으며, 최저임금 미만을 받고 있는 근로자들의 고용은 줄어 들 수 있다.

본 연구에서는 이상의 기존연구의 한계점을 극복하면서 최저임금이 노동이동 및 근로시간에 미친 영향을 추정하고자 한다. 특히, KLIPS 자료를 이용하여 2018년의 급격한 최저임금 인상이 이전 기간과 다른 어떤 영향을 미쳤는지를 살펴볼 것이며, 남성과 여성을 구분하여 그 효과를 분석할 것이다. 근로시간을 분석에 포함시킨 것은 기업이 근로자 수를 조정하기 어려울 때 근로시간을 조정할 수 있기 때문이다. 또한, 본 연구에서는 최저임금의 구속을 받는 집단과 비교집단(control group)을 다양하게 정의하고 최저임금의 효과를 추정하고자 한다. 종사상 지위의 선택은 노동이동을 기초로 한 다항로짓을 사용하며 최저임금에 구속을 받는 집단이 그 다음해에 어떤 종사상 지위로 이전하였는지를 추정한다. 노동시간에 대한 분석은 최저임금 인상전과 후의 노동시간의 변화가 최저임금 구속여부에 따라 어떻게 달라지는지를 추정한다.

논문의 구성은 다음과 같다. 제2장은 기존연구를 고찰하며, 제3장은 분석에 사용된 KLIPS자료에 기초하여 연구기간과 대상에 대한 기초통계를 제시한다. 제4장은 최저임금인상이 노동시장이행과 노동시간에 미친 영향을 추정하며, 노동시간 분석의 경우에는 인구학적 그룹으로 나누어 분석한 결과도 제시한다. 마지막으로 연구결과에 대한 요약과 정책적 시사점은 5장에 제시된다.

## II. 기존연구

최저임금에 대한 기존 연구는 대다수 청년, 여성 등의 고용효과, 저임금 근로자들의 채용 위축 등에 초점을 맞추고 있다. 외국에서와 마찬가지로 국내 연구도 최저임금이 고용에 부정적인 영향에 미친다는 연구와 그렇지 않다는 연구로 구분된다. 우선 최저임금의 부정적 효과를 보여주는 연구로 남성일(2008)은 감시·단속근로자의 경우 2005-2007년 최저임금 상승으로 고용이 약 3.5% 감소한 것으로 추정하고 있다. 김우영(2010)은 지역-시계열 분석을 통해 최저임금 인상이 청년 여성의 일자리를 줄인다는 것을 보이고 있다. 김대일(2012)은 최저임금인상이 임금분포의 하위 5%에 속하는 저임금 근로자의 신규 채용을 줄인다는 것으로 보이고 있으며, 이정민·황승진(2016)은 성, 교육수준, 연령, 사업체 규모, 근속년수를 기준으로 집단을 만들어 최저임금의 효과를 추정하였는데, 최저임금이 1% 상승하면 고용은 풀타임 기준으로 약 0.14% 감소하는 것을 보이며, 이러한 부정적 효과는 여성, 고졸이하, 청년층, 근속기간이 짧은 근로자, 소규모 사업체에서 크다는 것을 발견한다. 이외에도 최저임금이 고용에 부정적인 영향을 주었다고 밝히는 연구로는 최경수(2018), 배진한(2019), 김대일·이정민(2019) 등이 있다.

한편, 최저임금인상이 고용에 유의미한 영향을 미치지 않았거나 오히려 고용을 늘렸다는 연구들도 있는데 김유선(2004)은 1988-2004년 통계청의 월별 자료를 이용하여 평균임금 대비 최저임금 비율 변화가 고용률 변화에 미친 영향을 분석한 결과, 대부분 인구학적 집단에서 유의미한 영향을 발견하지 못하였고, 25-54세 중장년층에는 최저임금인상이 오히려 고용을 높였다는 것을 밝히고 있다. 이시균(2007)은 최저임금변수로 최저임금지수<sup>1)</sup>와 최저임금 자체를 사용하여 고용에 미치는 효과를 추정하였는데 전자는 고용에 유의한 영향을 미치지 않지만, 후자는 전체 고용을 높인다는 것을 발견하였다. 이병희(2008)는 이중차분법을 이용해 최저임금 인상의 효과를 분석하였는데 여성, 청년층, 고령층의 고용에 유의미한 영향은 없었다는 것을 보이고 있으며, 김주영(2011)도 프로빗 모형(probit)을 이용하여 최저임금인상이 취업유지율에 미치는 영향을 추정하였는데 대부분의 추정 식에서 통계적으로 유의한 영향을 발견하지 못하고 있다. 황선웅(2018)은 메타분석을 통하여 국내 기존연구들은 부정적 효과를 선호하는 출판선택편향이 존재하며 이러한 편향을 통제하면 최저임금의 유의한 부정적 영향은 사라진다고 주장하고 있다.

1) 최저임금지수로 최저임금을 평균임금으로 나눈 후 로그를 취한 값을 사용.

주지하다시피 2018년 최저임금이 16.4%로 크게 인상하였기 때문에 이에 대한 고용효과를 추정한 연구들도 최근 발표되기 시작하였다. 김대일·이정민(2019)는 경제활동인구조사 월별 자료와 고용형태별 근로실태조사를 이용하여 최저임금의 고용효과를 추정하였는데 2018년 16.5%의 최저임금인상은 전년 동월 대비 감소폭의 1/4를 설명한다고 주장하고 있다. 한편, 김태훈(2019)은 지역별 고용조사를 이용하여 2018년 최저임금 인상은 전체 고용률에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않지만 일용근로자들의 고용률은 감소시키고, 전체 근로자들의 평균 근로시간은 줄인다는 것을 보이고 있다. 따라서 최근의 급격한 최저임금 인상에 대한 고용효과 역시, 서로 다른 연구결과가 나타나고 있다.

최저임금의 고용효과에 대한 해외 연구 역시, 부정적인 효과를 보이는 것과 그렇지 않다는 연구로 구분될 수 있다. 남성과 여성으로 구분하여 최저임금의 고용효과를 추정한 최근의 연구를 중심으로 살펴보면, Muravyev and Oshchepkov(2016)은 러시아의 2007년 급격한 최저임금인상이 청년과 여성 고용에 부정적인 영향을 주었으며 특히 파트타임여부를 통제했을 때 여성 고용에 미치는 부정적 효과가 더 커진다는 것을 보이고 있다. Yang and Gunderson(2020)는 중국의 이민근로자를 대상으로 한 연구에서 최저임금인상이 남성 근로자의 고용을 줄이지 않았지만 여성 근로자의 고용에는 부정적인 영향을 미쳤다는 것을 보이고 있다. 한편, Menon and Rodgers(2017)은 인도의 경우 최저임금 인상이 남성과 여성 모두에게 고용에 부정적인 영향을 주지 않았으며, 오히려 남녀간 임금격차를 줄이는 긍정적인 역할을 하였다고 주장하고 있다. Rybczynski and Sen(2018)은 캐나다의 최저임금인상이 25-54세의 고용에는 통계적으로 유의한 영향을 주지 않았으나, 15-19세의 청년 남성과 여성 모두의 고용을 줄인다는 것을 보이고 있다. 하지만 여성의 부정적 효과가 남성보다 더 큰 것으로 나타나지는 않고 있다. Lordan and Neumark(2018)은 미국의 CPS를 이용하여 자동화가 가능한 일자리에서 최저임금인상의 효과를 추정하였는데 남성보다는 여성에게 있어서 고용에 부정적인 영향이 크며, 근로시간도 더 많이 단축되는 것을 발견하였다. Wong(2019)는 에쿠아도르(Ecuador)의 최저임금인상이 임금과 고용에 미치는 영향을 살펴보았는데 최저임금 인상이 남성과 여성 모두의 임금은 증가시켰지만 여성의 근로시간은 줄여서 남녀간 임금격차를 줄이는 데는 실패하고 있다고 결론짓고 있다. 이 밖에 최근 독일의 2015 최저임금 도입으로 인한 고용효과에 대한 연구가 활발히 진행되고 있는데 여러 연구에서 최저임금의 도입으로 인한 부정적 고용효과는 크지 않다는 것을 보이고 있다 (Caliendo et al.,

2018; Ahlfeldt, Roth & Seidel, 2018). 하지만 이들 연구는 남녀를 구분하여 분석하지 않고 있기 때문에 독일 최저임금 도입의 성별 고용영향에 대해서는 알 수 없다.<sup>2)</sup>

이상의 연구를 보면 최저임금으로 인하여 부정적인 고용효과가 있었다는 경우, 남성보다는 여성에 더 크게 나타나는 경향을 보이지만, 이는 주로 고용률을 종속변수로 추정한 결과이며 최저임금이 남녀간 취업형태(임금근로, 자영업)에 어떤 영향을 미쳤는지에 대해서는 많이 알려진 바가 없다. 또한, 홍민기(2018)와 김태훈(2019)의 경우 최저임금 인상의 근로시간 효과를 추정하고 있지만 이들의 분석은 개인을 단위로 한 것이 아니라 집단(산업, 지역 등)을 단위로 하고 있기 때문에 최저임금에 영향을 받는 사람이 실제로 근로시간을 줄였는지를 직접적으로 판단하기에는 한계가 있다. 이에 따라 본 연구에서는 최저임금 인상이 각 개인의 종사상 지위 선택과 근로시간에 어떠한 영향을 미쳤는지를 살펴볼 것이며 특히, 남녀간 차이를 밝히는 것에 초점을 맞출 것이다. 그리고 2018년의 최저임금의 급격한 인상으로 인한 추가적인 영향이 있었는지도 밝히고자 한다.

### III. 자료

본 연구에 사용된 자료는 한국노동패널(KLIPS) 2009-2018년 자료이다. KLIPS는 1998년부터 시작되었고, 2009년에는 표본의 노후화를 줄이기 위해서 새로운 표본이 추가되어 지금까지 이어오고 있다. KLIPS는 개인의 인구·사회학적 정보 뿐 아니라 경제활동상태, 종사상 지위, 근로시간, 임금 등에 대한 정보를 제공하고 있고, 종단 자료이기 때문에 개인의 노동시장 이동을 연구하는데 적합한 자료이다. 특히, 본 연구의 분석기간에 최저임금이 급격하게 상승한 2018년이 포함되어 있기 때문에 2018년 최저임금 인상의 영향을 파악할 수 있는 장점을 가진다.<sup>3)</sup>

2) Caliendo et al. (2018)의 추정결과에 따르면 2015년 독일의 최저임금 도입에 따라 한계노동자(mini jobs)의 일자리가 0.4% 감소하였지만 정규직 일자리(regular jobs)에는 영향을 미치지 않은 것으로 나타남.

3) 최저임금의 효과를 분석할 수 있는 또 다른 자료로 복지패널이 있음. 하지만 이 자료는 저소득가구를 over-sampling하고 있어 복지급여의 근로효과를 분석하는데 더 적합함. 우리의 연구는 근로자의 노동이동과 근로시간 변화에 초점을 맞추고 있기 때문에 노동패널을 사용하기로 함.

본 연구의 초점은 최저임금의 인상이 노동시장 참가자 특히, 임금근로자의 취업형태(개인별 종사자 지위)에 어떤 영향을 미쳤는지를 살펴보고, 계속 근로의 경우 근로시간에 어떤 변화를 주었는지를 살펴보는 것이다. 따라서 분석에서 가장 중요한 것은 최저임금 효과를 어떻게 측정하는가이다. 우리는 개인을 대상으로 한 연구 중에서 처치집단과 비교집단의 개념을 이용한 Stewart(2004), 이병희(2008), Fang and Gunderson(2009), 김주영(2011), 김우영(2014), Laporšek, Vodopivec and Vodopivec(2015) 등의 방법론에 따라 최저임금 구속변수를 구축하기로 한다. 즉,  $\text{minwage}_{it}^k$ 는 최저임금 구속여부를 나타내는 더미인데 우리는 두 가지( $k=1$  또는  $k=2$ )로 정의하기로 한다.  $\text{minwage}_{it}^1$ 는  $t$ 년에 해당근로자의 시간당 임금이  $t+1$ 년의 최저임금보다 낮으면 1, 아니면 0인 더미변수이며,  $\text{minwage}_{it}^2$ 는  $t$ 년에 해당근로자의 시간당 임금이  $t$ 년도 최저임금과  $t+1$ 년도 최저임금과 사이에 있으면 1, 아니면 0인 더미변수이다. 만약 모든 사업장에서 최저임금을 준수하면  $\text{minwage}_{it}^1 = \text{minwage}_{it}^2$ 이지만 우리나라의 경우 최저임금 미만을 받는 근로자들의 비중이 작지 않기 때문에  $\text{minwage}_{it}^1 > \text{minwage}_{it}^2$ 이 된다.

최저임금 인상의 효과를 파악하기 위한 비교집단은 일반적으로  $t+1$ 년 최저임금보다 약간 많은 임금을 받고 있는 근로자들로 구성된다. 김주영(2011)은 최저임금의 1.2배, 1.5배를 사용하였고, 김우영(2014)은 최저임금+500원 미만, 최저임금+1,000원 미만, 최저임금+1500원 미만, 그리고 최저임금 이상의 모든 사람을 포함하는 집단을 비교군으로 사용하였다. Laporšek, Vodopivec and Vodopivec(2015)은 최저임금의 1.2배를 비교군으로 사용하였다.

하지만 진정한 비교군이 되려면 최저임금이 인상될 때 이와 연동해서 임금이 올라서는 안 된다. 지금까지의 경험으로 보면 최저임금이 오르면 바로 그 위의 임금을 받는 사람들의 임금도 같이 오르는 경향을 관찰할 수 있었다. 따라서 비교군은 최저임금보다는 어느 정도 많이 받으면서 최저임금을 받는 집단과 너무 멀리 떨어져 있지 않은 집단을 선택하는 것이 바람직할 것이다. 따라서 본 연구에서는 최저임금의 1.2배미만, 1.5배미만과 동시에 1.2배와 1.5배 사이를 받는 사람 3집단을 비교군으로 설정하기로 한다. 마지막 그룹(최저임금의 1.2배와 1.5배 사이)은 가능한 최저임금 인상으로 인하여 임금인상의 영향을 받지 않을 가능성이 높은 집단으로서 선정된다.<sup>4)</sup>

4) 이 세 집단 중에서 연도별 임금인상률이 가장 낮은 집단은 마지막 집단임.

〈표 1〉은 2009-2018년 KLIPS를 이용한 남녀별 다음년도 최저임금 미만 ( $minwage_{it}^1$ ), 현재 최저임금과 다음 해 최저임금 사이 여부( $minwage_{it}^2$ ), 현재 최저임금 미만 비중, 시간당 임금, 주당 근로시간, 연령, 대졸, 결혼, 가구주 변수의 기초통계 결과이다. 남성보다는 여성이  $minwage_{it}^1$ 과  $minwage_{it}^2$ 이 모두 더 높게 나타나고 있는데 이는 여성의 임금분포가 상대적으로 남성보다 낮은 임금 쪽으로 치우쳐 있음을 의미한다. 최저임금 미만 비중은 당해 연도에 임금이 최저임금보다 낮게 받고 있는 비중이며 이 역시 여성이 남성보다 더 높게 나타나고 있다.

한편, 예상하는 바와 같이 시간당 임금, 근로시간은 여성에 비하여 남성이 더 많고 학력 수준과 결혼 여부는 남성이 여성보다 다소 높게 나타나고 있다. 남성 중 가구주 비중은 여성을 월등히 초과하나 평균연령은 남성보다 여성이 다소 높게 나타나고 있다.

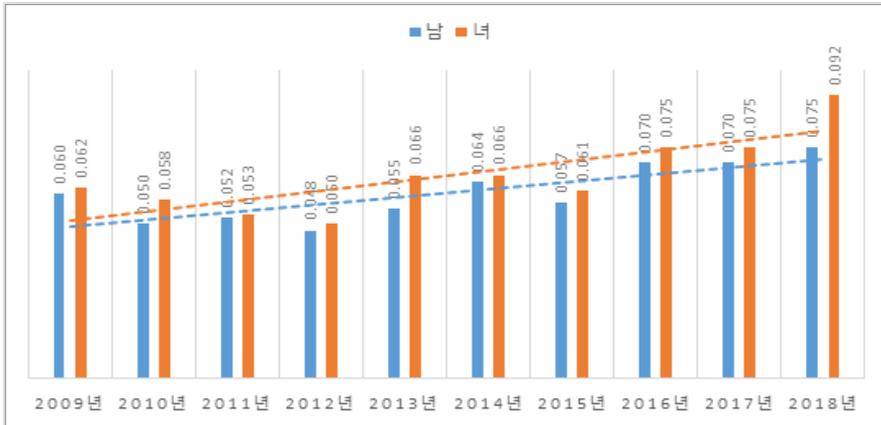
[그림 1]은 남녀의 최저임금 미만 비중을 연도별로 보여주는 그래프이다. 그림을 보면 임금근로자를 대상으로 했을 경우 최저임금 미만 비중이 남성보다는 여성이 다소 높게 나타났음을 확인할 수 있다. 특히 2018년은 더욱 차이가 현저히 나타나고 있다. 이러한 결과는 기업의 조직문화나 인사관리 방식이 경직적이거나, 남녀에 따른 차별이 있기 때문으로 예측될 수 있으며, 때로는 경력단절을 겪고 새로운 일을 시작할 경우 상용 근로자보다는 임시 또는 일용직 임금근로자(계약직)로 일할 수 있는 가능성이 남성보다는 여성이 높아서 나타나는 결과로 볼 수 있다.

〈표 1〉 성별에 따른 표본의 특성

	평균	표준편차	최소값	최대값
<b>남성</b>				
$minwage_{it}^1$	0.070	0.255	0	1
$minwage_{it}^2$	0.010	0.099	0	1
최저임금 미만비중	0.060	0.238	0	1
시간당 임금(원)	14,624.13	9,074.87	549.90	173,210.2
주당 근로시간	46.349	11.862	10	85
연령	46.451	17.539	14	101
대졸여부	0.239	0.426	0	1
결혼여부	0.662	0.473	0	1
가구주	0.741	0.438	0	1

	평균	표준편차	최소값	최대값
여성				
$minwage_{it}^1$	0.081	0.273	0	1
$minwage_{it}^2$	0.015	0.123	0	1
최저임금 미만비중	0.066	0.248	0	1
시간당 임금(원)	9,738.25	6,233.93	549.87	82,481.0
주당 근로시간	43.164	12.788	10	85
연령	48.776	18.672	14	102
대출여부	0.159	0.366	0	1
결혼여부	0.622	0.485	0	1
가구주	0.217	0.412	0	1

주:  $minwage_{it}^1$ 은 다음해 최저임금 미만여부,  $minwage_{it}^2$ 는 현재 최저임금과 다음해 최저임금사이 여부. 시간당 임금=월급여÷(주당근로시간x4.33).



주: KLIPS에서 저자가 계산.

[그림 1] 남녀 최저임금 미만 비중

우리나라의 경우 최저임금 미만을 받으면서 일하는 근로자의 비중은 선진국에 비하여 높은 것으로 나타나는데 국회입법조사처(2014)에 따르면 2013년 기준으로 최저임금미만을 받고 있는 근로자의 비중은 한국이 11.4%, 영국 0.8%, 일본 2.1%, 호주 2%, 미국 2.6%, 캐나다 7.1%로 나타나고 있어, 우리나라 근로자 중 최저임금 미만을 받는 비중이 선진국에 비해 월등히 높다는 것을 알 수 있다.

결과적으로 우리나라의 경우에는 최저임금 미만을 받고 있는 집단이 크기 때문에 최저임금 인상이 이들에게 미치는 영향을 무시해서는 안 될 것이다. 일부 국내 연구자는 최저임금 미만을 받고 있는 근로자들을 분석에서 제외시켰지만 만약 최저임금이 증가할 때 이들의 임금도 함께 증가하는 경향이 있다면 이들을 처치집단(treatment group)에 포함시킬 필요가 있을 것이다.

## IV. 최저임금 상승의 노동시장 이행 및 근로시간 효과

### 1. 최저임금 상승이 노동시장 이행에 미친 효과

최저임금의 인상이 임금근로자의 노동시장이동에 어떤 영향을 미쳤는지를 살펴보기 위해서 우리는 다항로짓모형을 추정하기로 한다. 구체적으로 우리는 다음의 식을 추정하기로 한다.

$$(1) p_{it} = \Pr[Y_{it} = j | (Y_{it-1} = 1 \text{ or } Y_{it-1} = 2)]$$

$$= \begin{cases} \frac{1}{1 + \sum_{m=2}^6 \exp(\alpha_m \text{minwage}_{it}^k + X_{it}\beta_m)} & \text{if } j = 1 \\ \frac{\exp(\alpha_m \text{minwage}_{it}^k + X_{it}\beta_j)}{1 + \sum_{m=2}^6 \exp(\alpha_m \text{minwage}_{it}^k + X_{it}\beta_m)} & \text{if } j = 2, 3, 4, 5 \end{cases}$$

위에서  $Y_{it}$ 는 개인  $i$ 의  $t$ 년도 종사상 지위를 나타내며,  $Y_{it}=1$ 이면 상용직 임금근로자,  $Y_{it}=2$ 이면 임시 또는 일용직 임금근로자(계약직),  $Y_{it}=3$ 이면 고용주,  $Y_{it}=4$ 이면 순수자영자 (무급가족종사자 포함),  $Y_{it}=5$ 이면 미취업자를 나타낸다.<sup>5)</sup> 또한,  $\text{minwage}_{it}^k$ 는 최저임금 구속여부를 나타내는 더미인데 앞서 언급한 바와 같이 두 가지( $k=1$  또는  $k=2$ )로 정의하기로 한다.  $X_{it}$ 는 연령, 성, 결혼여부, 교육수준, 자산 등을 포함하는 변수들의 벡터를 나타낸다.

5) 또 다른 방법은 t-1년 상용직에서 t년의 5개 종사상지위로, t-1년 임시일용직에서 t년의 5개 종사상지위로의 이동을 각각 추정하는 것임. 이 경우 모형이 너무 복잡해지기 때문에 이 둘을 묶어서 임금근로자로부터의 이행을 추정함. 심사자의 지적으로 t-1년 상용직에서의 이행확률을 별도로 추정한 결과 남성보다 여성의 경우 최저임금인상으로 임시일용직 이행확률이 높아진 것은 동일하게 나타나고 있음.

식 (1)을 남성과 여성으로 구분하여 추정하기에 앞서  $minwage_{it}^1$ 과  $minwage_{it}^2$ 가 근로자의 노동시장 이행에 어떤 차이를 보이는지를 알기 위하여 전체 임금 근로자를 대상으로 식 (1)을 추정하였다. <표 2>는 대조집단을 최저임금의 1.5배미만을 받는 사람들로 설정한 결과이며 2018년의 최저임금인상이 가지고 있는 특수한 상황을 고려하기 위하여  $minwage_{it}^k$ 과 2018년 연도더미의 교차항을 추가하였다.<sup>6)</sup>

<표 2>를 보면  $minwage_{it}^1$ 을 사용했을 때와  $minwage_{it}^2$ 를 사용했을 때 결과에 있어서 질적으로 큰 차이는 보이지 않지만 최저임금의 영향의 크기는 차이가 있는 것으로 나타난다. 최저임금의 구속을 받을 경우 둘 다 모두 상용직 근로자로 이행하기 보다는 임시·일용직으로 이행할 가능성이 현저히 높으며 자영업으로 진입할 가능성도 높고, 미취업자가 될 가능성도 높게 나타난다. 다만, 2018년의 경우 다음해 최저임금 미만을 받던 사람( $minwage_{it}^1$ )은 임시·일용직으로 진입할 확률이 높게 나타나고, 현재 최저임금과 다음 해 최저임금 사이에 있던 사람( $minwage_{it}^2$ )은 고용주로 이동할 확률이 현저히 떨어지고 있다.

최저임금이 증가하면 두 가지 현상이 나타날 수 있다. 첫 번째는 노동수요의 힘이 작용하는데 최저임금 상승으로 기업의 노동수요가 줄어들게 되어서 실업이 증가할 수 있고, 또한 기업은 임금상승의 압박으로 도산하거나 자영업을 포기할 수도 있다. 이 경우 실업자(미취업자)는 증가하게 되고 자영업자는 감소하게 될 것이다. 두 번째 현상은 노동공급의 힘인데 최저임금이 인상되면 자영업의 기회비용이 증가하기 때문에 사람들을 자영업보다는 임금근로를 선호하게 될 것이다. 하지만 노동수요가 줄어서 일자리가 부족하게 되고, 실업이 발생하기 때문에 할 수 없이 자영업을 선택하는 사람도 증가할 수 있다.<sup>7)</sup>

6) 2018년 최저임금이 급격하게 인상하면 최저임금에 구속될 확률이 높아지기 때문에 추가적으로 2018년 더미가 더 유의하게 나타날 가능성은 없을 수 있는데 이 점에 대해서는 서울대 이정민교수의 지적에 감사드립니다. 하지만 급격한 최저임금 인상으로 고용시장의 구조적 변화가 생긴다면 2018년 더미가 추가적으로 유의하게 나타날 수는 있을 것임.

7) 자영업 문헌에서는 이를 push 이론이라고 말하고 있음.

〈표 2〉 최저임금의 노동시장이행 영향(비교집단: 최저임금 1.5배미만)

	최저임금구속= $\min wage_{it}^1$				최저임금구속= $\min wage_{it}^2$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
	임시일용	고용주	자영업	미취업	임시일용	고용주	자영업	미취업
최저임금	0.546** (0.066)	-0.643 (0.540)	0.567** (0.185)	0.547** (0.068)	0.323** (0.100)	0.271 (0.781)	0.555* (0.334)	0.302** (0.123)
최저임금× 2018더미	0.275** (0.113)	1.204 (1.054)	0.077 (0.431)	0.065 (0.155)	0.029 (0.171)	-13.05** (0.954)	-0.103 (0.632)	0.058 (0.226)
여성	-0.008 (0.088)	-0.107 (0.395)	-0.486** (0.193)	0.042 (0.079)	-0.171* (0.097)	-0.370 (0.404)	-0.630** (0.229)	0.095 (0.093)
가구주	-0.459** (0.097)	0.699 (0.415)	0.203 (0.216)	-0.638** (0.085)	-0.403** (0.104)	0.501 (0.399)	0.226 (0.248)	-0.525** (0.094)
결혼	-0.449** (0.086)	0.770* (0.427)	0.042 (0.196)	-0.566** (0.080)	-0.405** (0.093)	0.838* (0.468)	0.006 (0.236)	-0.386** (0.093)
연령	0.034** (0.003)	-0.048** (0.011)	0.001 (0.007)	0.018** (0.003)	0.040** (0.004)	-0.057** (0.012)	-0.002 (0.009)	0.010** (0.004)
대졸	-0.054 (0.114)	-0.320 (0.533)	0.201 (0.243)	0.078 (0.100)	0.043 (0.119)	-0.187 (0.539)	-0.086 (0.297)	0.143 (0.105)
자산	0.002 (0.003)	-0.001 (0.008)	-0.000 (0.006)	0.004 (0.003)	0.002 (0.003)	-0.001 (0.007)	-0.005 (0.005)	0.004 (0.004)
상수	-1.844** (0.147)	-3.725** (0.830)	-3.713** (0.381)	-1.628** (0.144)	-1.982** (0.174)	-3.061** (0.786)	-3.182** (0.409)	-1.416** (0.173)
연도더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
log-likelihood		-12693.507				-8701.028		
chi2		6564.502				5900.052		
표본수		12,580				8,895		

주: \*  $p < 0.1$  \*\*  $p < 0.05$ , 괄호안의 수치는 개인으로 cluster한 표준오차. 기준변수는 상용직 임금근로자. 최저임금구속= $\min wage_{it}^2$ 의 경우에는 최저임금미만을 받고 있는 사람을 추정에서 제외됨.

〈표 2〉의 결과는 이런 두 가지 힘이 작용한 최종적인 결과라고 할 수 있다. 임시·일용직이 증가한 것은 노동공급의 힘이 노동수요의 힘보다 더 강했음을 의미한다. 즉, 최저임금 상승으로 상용직 근로자가 되기 힘들 때 그래도 높은 최저임금의 혜택을 누리기 위하여 임시·일용직 일자리를 선택하게 된다. 하지만 노동수요의 감소로 일자리를 얻는데 성공하지 못하는 사람들은 미취업자나 자영업자가 될 것이다. 단 2018년의 경우 고용주로 이전할 확률은 현저히 떨어지는 것으로 나타난다.

비교집단을 최저임금의 1.2배미만으로 정한 결과는 <부표 1>에 제시되는데  $minwage_{it}^1$ 을 사용하는 경우에는 <표 2>와 유사한 결과를 보이지만,  $minwage_{it}^2$ 을 사용하는 경우에는 계수의 방향은 유사하나 통계적 유의성에서 차이를 보이고 있다.  $minwage_{it}^2$ 에 대한 비교집단으로 최저임금의 1.2배미만을 받는 사람을 선정할 때 몇 가지 주의할 점이 있다. 첫째,  $minwage_{it}^2$ 을 사용할 경우에는 당해 연도 최저임금미만을 받는 사람들을 표본에서 제거하고 추정하고 있다는 점이다.<sup>8)</sup> 따라서 최저임금미만을 받고 있는 사람이 최저임금인상으로 인하여 나타나는 고용상태의 변화에 대해서는 알 수 없다는 한계를 가진다. 둘째, 최저임금이 인상될 때 최저임금 미만을 받는 사람과  $minwage_{it}^2$ 에 해당하는 사람들 사이에 대체효과가 무시될 수 있다. 마지막으로 최저임금이 인상될 때 최저임금의 1.2배미만을 받고 있는 사람들의 임금도 같이 증가할 수 있다는 것이다. 이 경우  $minwage_{it}^2$ 에 해당하는 사람과 최저임금의 1.2배미만을 받고 있는 사람들 사이에 차이가 없는 것으로 나타날 수 있다.

이러한 가능성을 확인하기 위하여 비교집단을 최저임금의 1.2배와 1.5배 사이에 있는 사람으로 하여 추정하였고 그 결과는 <부표 2>에 제시되는데 여기서는  $minwage_{it}^2$ 를 사용한 경우에도 상용직에서 임시·일용직으로 이행할 확률이 높고, 자영업, 미취업으로 이행할 확률이 높게 나타나고 있다. 즉,  $minwage_{it}^1$ 을 사용하였을 때와 질적으로 유사한 결과를 보이고 있다. 즉, 최저임금의 1.2배미만을 비교군으로 사용할 경우  $minwage_{it}^2$ 에 속한 사람과 함께 이들의 임금도 함께 증가하여 그 영향이 명확히 나타나지 않을 가능성이 높다고 판단되며 따라서 이하 분석에서는 최저임금의 1.2배와 1.5배 사이에 있는 사람들을 비교집단으로 이용하려 추정하기로 한다.

<표 3>은 남성과 여성으로 구분하여 식 (1)을 추정한 결과이다. 남성과 여성 모두 최저임금에 구속을 받는 사람들은 상용직보다는 임시·일용직으로 이행할 확률이 높으며, 자영업과 미취업자로 이행할 확률도 높게 나타나고 있다. 2018년의 효과는 남성의 경우는  $minwage_{it}^1$ 과  $minwage_{it}^2$ 을 사용하였을 때 모두 상용직 임금근로자보다는 고용주로 이행할 확률이 현저히 떨어지고 있다. 이는 최저임금 상승으로 인하여 기업을 운영하는 것이 더 어려워졌음을 시사한다. 하지만 여성의 경우에는  $minwage_{it}^1$ 을 사용하였을 때에 오히려 고용주로 이행할 확률이 높게 나타나는데 이는 다소 예상하지 못한 결과이다. 하지만 이러한 결과는  $minwage_{it}^2$ 을 사용하였을 때는 사라지기 때문에 강건성이 높은

8) 물론 이것은 <표 2>에서 비교집단을 최저임금의 1.5배로 한 경우에도 동일하게 적용됨.

결과로 보기는 어렵다.

〈표 3〉에 나타난 계수는 확률을 직접 말하는 것은 아니다. 따라서 식 (1)의 다항로짓함수를 이용하여 최저임금에 구속을 받는 사람과 그렇지 않은 사람의 노동시장 이행확률이 얼마나 다른지 예측치(predicted value)를 계산하여 보았다. 그 결과는 〈표 4〉에 제시된다.

〈표 3〉 남녀별 최저임금의 노동시장이행 효과

	최저임금구속= $\min wage_{it}^1$				최저임금구속= $\min wage_{it}^2$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
	임시일용	고용주	자영업	미취업	임시일용	고용주	자영업	미취업
<b>남성</b>								
최저임금	0.411** (0.127)	-0.276 (0.889)	0.557* (0.301)	0.618** (0.143)	0.403* (0.208)	0.940 (1.231)	0.632 (0.591)	0.718** (0.247)
최저임금x 2018터미	0.347* (0.212)	-12.95** (1.274)	0.914 (0.738)	0.333 (0.336)	-0.152 (0.329)	-13.33** (1.450)	1.007 (0.984)	0.136 (0.456)
표본수	3,272				1,974			
<b>여성</b>								
최저임금	0.979** (0.096)	-1.013 (0.774)	0.956** (0.332)	0.702** (0.094)	0.584** (0.132)	-0.126 (1.141)	0.780 (0.492)	0.333** (0.153)
최저임금x 2018터미	0.135 (0.181)	17.42** (1.053)	-0.676 (0.809)	0.289 (0.250)	0.004 (0.235)	0.566 (1.132)	-1.566 (1.262)	0.405 (0.318)
표본수	5,918				3,531			

주: 모든 추정식은 〈표 2〉에 제시된 통제변수를 포함하고 있으나 지면관계상 생략함. \*  $p < 0.1$  \*\*  $p < 0.05$ , 괄호안의 수치는 개인으로 cluster한 표준오차. 기준변수는 상용직 임금근로자. 최저임금구속= $\min wage_{it}^2$ 의 경우에는 최저임금미만을 받고 있는 사람을 추정에서 제외됨. 비교군은 최저임금 1.2배와 1.5배 사이에 있는 임금근로자.

〈표 4〉에 나타난 남성을 보면, 최저임금에 구속을 받는 사람은 비교군에 비하여 상용직으로 진입할 확률이 약 11% 감소하고 임시·일용직으로 이행할 확률은 5% 증가하며, 미취업자가 될 확률도 5%정도 증가하는 것으로 나타나고 있다. 2018년의 경우에는 특히 고용주가 될 확률이 4-6% 정도 감소하는 것으로 나타나고 있다. 또한 이러한 결과는  $\min wage_{it}^1$ 를 사용하였을 때나  $\min wage_{it}^2$ 를 사용하였을 때나 유사하다. 이는 남성의 경우 다음 해 최저임금 미만을 받고 있는 사람과 현재 최저임금 이상을 받지만 다음 해 최저임금 미만인 사람 사이에 노동시장 이행관점에서 큰 차이가 없다는 것을 의미한다.

〈표 4〉 남녀별 최저임금구속여부에 따른 노동시장이행 확률

		최저임금구속= $\min wage_t^1$					최저임금구속= $\min wage_t^2$				
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		상용직	임시일용	고용주	자영업	미취업	상용직	임시일용	고용주	자영업	미취업
<b>남성</b>											
최저임금		-0.107** (0.025)	0.057** (0.024)	-0.001 (0.003)	0.007 (0.005)	0.045** (0.013)	-0.112** (0.041)	0.052* (0.037)	0.004 (0.006)	0.008 (0.010)	0.049** (0.019)
최저임금x2018터미		0.059 (0.046)	0.063 (0.043)	-0.039** (0.014)	0.015 (0.013)	0.021 (0.033)	0.046 (0.068)	-0.025 (0.059)	-0.060** (0.022)	0.019 (0.018)	0.020 (0.037)
<b>여성</b>											
최저임금		-0.199** (0.017)	0.163** (0.017)	-0.003* (0.002)	0.004 (0.003)	0.035** (0.010)	-0.114** (0.025)	0.092** (0.022)	-0.001 (0.004)	0.004 (0.004)	0.018 (0.015)
최저임금x2018터미		-0.062* (0.037)	0.005 (0.036)	0.041** (0.012)	-0.008 (0.008)	0.023 (0.029)	-0.026 (0.047)	-0.008 (0.041)	0.002 (0.004)	-0.012 (0.010)	0.045 (0.033)

주: \* p<0.1 \*\* p<0.05, 괄호안의 수치는 개인으로 cluster한 표준오차를 이용하여 delta-method로 구해진 것임. 최저임금구속= $\min wage_t^2$ 의 경우에는 최저임금미만을 받고 있는 사람들 추정에서 제외됨. 비교군은 최저임금 1.2배와 1.5배 사이에 있는 임금근로자.

한편, 여성의 경우에는 최저임금에 구속을 받는 사람이 비교군에 비하여 상용직으로 진입할 확률이 약 11-20% 감소하고 임시·일용직으로 이행할 확률은 9-16% 증가하며, 미취업자가 될 확률도 2-4%정도 증가하는 것으로 나타나고 있다. 남성과 차이를 보이는 점은 최저임금에 구속받는 여성의 경우 노동시장 이행의 변화가 훨씬 더 크다는 것이다.

2018년의 경우 남성과는 달리 여성의 경우 상용직으로 이행할 확률이 약 6% 더 감소하고 있다. 대신 고용주로 이행할 확률은 4%정도 더 증가하는 것으로 나타나지만  $minwage_{it}^2$ 을 사용하였을 경우에는 유의성이 떨어지고 있어 강건한 결과로 보기는 어렵다. 한편, 여성의 경우에는  $minwage_{it}^1$ 를 사용하였을 때가  $minwage_{it}^2$ 을 사용하였을 때보다 상용직으로 이행할 확률이 더 많이 감소하고 임시일용직으로 이행할 확률은 더 크게 증가하는데 이는 두 집단 간에 이질성이 남성에 비하여 더 크게 존재한다는 것을 시사한다.

이상의 결과는 몇 가지 중요한 사실을 확인한다. 첫째, 전체 근로자를 대상으로 할 경우 최저임금인상은 미취업확률을 높이는 것으로 나타났다. 따라서 최저임금의 영향이 없다는 이전의 연구보다는 최저임금이 취업확률은 낮춘다는 연구결과를 지지한다. 둘째, 김우영(2010), 이정민·황승진(2016)의 연구와는 달리 최저임금 인상으로 여성보다는 남성의 미취업확률이 더 높아지는 것으로 나타났다. 이는 지역이나 연령·학력의 집계자료를 사용하여 얻어진 이전 결과와 여기서와 같이 개인을 단위로 하여 얻어진 결과가 다를 수 있음을 보여준다. 셋째, 하지만 최저임금인상은 남성보다는 여성에게 임시·일용직으로 이행할 확률을 더 높이는 것으로 나타났다. 이는 최저임금인상으로 인하여 여성 취업자의 일자리 질이 낮아질 수 있음을 의미한다.<sup>9)</sup> 최저임금 인상에 직면한 여성은 자영업보다는 임금근로를 선호하게 되지만 기업의 노동수요 감소로 인하여 상용직보다는 임시·일용직으로 이행하게 되는 것으로 해석할 수 있다. 마지막으로 2018년 최저임금 인상은 이전기간과 비교하여 미취업확률을 더 높인 것으로는 나타나지 않았으며, 대신 고용주를 선택할 확률에만 영향을 준 것으로 나타났다.

9) 2018년 KLIPS에 나타난 상용직 근로자의 시간당 평균임금은 16,547원, 임시일용직은 9,835원으로 예상대로 상용직의 임금수준이 상당히 높은 것으로 나타남.

## 2. 최저임금 상승이 근로시간에 미친 효과

최저임금이 인상될 때 기업은 준고정비용(quasi-fixed costs) 등의 이유로 사람을 조정하는 대신 근로시간을 조정할 가능성이 높다. 홍민기(2018)과 김태훈(2019)은 취업률 뿐 아니라 근로시간을 대상으로 최저임금의 효과를 살펴 보았는데 최저임금이 고용보다는 근로시간의 조정에 더 큰 영향을 미쳤다는 것을 발견하였다. 하지만 이들은 산업별, 지역별 집계자료를 사용하였기 때문에 개인의 근로시간을 직접 관찰할 수 없다는 한계를 가지며 남성과 여성을 분리하여 추정하지도 않고 있다.<sup>10)</sup> 따라서 이하에서는 최저임금의 구속을 받은 임금근로자가 최저임금 인상 후 비교군에 비하여 근로시간이 어떻게 변하였는지를 살펴보고자 한다. 앞서 최저임금인상이 여성보다는 남성의 미취업 확률을 더 높였다는 결과를 도출하였는데 여성의 경우 대신 근로시간의 조정이 더 심하게 나타났을 가능성이 있다. 따라서 근로시간의 변화를 살펴보는 것은 남녀간 최저임금의 영향을 총체적으로 판단하는데 도움을 줄 것이다.

최저임금이 근로시간에 미친 영향을 알아보기 위해서 우리는 다음의 식 (2)를 추정한다.

$$(2) \quad dlnh_{it} = \alpha + \beta \text{minwage}^{k_{it}} + \gamma \text{minwage}^{k_{it}} * y_{2018} + X_{it}\Gamma + y_t + v_i + \epsilon_{it}$$

위에서  $dlnh_{it}$ 는 로그(주당근로시간)의 차이이며, 최저임금인상이전의 근로시간과 최저임금인상이후의 근로시간의 차이를 나타낸다.  $\text{minwage}^{k_{it}}$ 은 이전과 동일하게 정의되며,  $\text{minwage}^{k_{it}} * y_{2018}$ 은  $\text{minwage}^{k_{it}}$ 와 2018년 연도더미의 교차항을 나타낸다.  $X_{it}$ 는 개인의 속성,  $y_t$ 는 연도더미,  $v_i$ 는 개인의 고정효과,  $\epsilon_{it}$ 는 오차항을 나타낸다.

식 (2)의 추정은 고정효과모형으로 이루어지며, 비교군은 앞서와 같이 최저임금의 1.2배와 1.5배 사이에 있는 임금근로자로 정한다. 또한,  $t$ 년과  $t+1$ 년 모두 임금근로자였던 사람을 대상으로 한정한다. 고정효과모형을 사용하기 때문에 계수의 표준오차는 개인을 cluster하지는 않고 대신 이산분산을 고려한 robust 분산추정을 이용한다. <표 5>는 추정결과를 보여준다.

10) 김태훈(2019)은 15-64세 전체 취업자와 15-64세 여성 취업자를 대상으로 최저임금의 효과를 추정하고 있기 때문에 추정결과를 통하여 남성과 여성을 비교하기는 어려움.

〈표 5〉 남녀별 최저임금구속여부에 따른 근로시간변화

VARIABLES	최저임금구속= $\min wage_{it}^1$		최저임금구속= $\min wage_{it}^2$	
	남성	여성	남성	여성
최저임금	-0.244** (0.024)	-0.140** (0.016)	-0.225** (0.044)	-0.105** (0.019)
최저임금×2018더미	-0.025 (0.030)	-0.077** (0.023)	0.068 (0.054)	-0.048 (0.033)
가구주	-0.186** (0.080)	0.001 (0.036)	-0.133** (0.065)	0.028 (0.028)
기혼	0.080 (0.051)	0.102** (0.037)	0.101* (0.058)	0.047 (0.033)
연령	0.002 (0.004)	0.003 (0.003)	0.005 (0.005)	0.005 (0.003)
대출	0.374* (0.232)	0.042 (0.137)	-0.019 (0.077)	-0.166 (0.162)
자산	0.001 (0.002)	0.001 (0.001)	-0.002** (0.001)	0.001 (0.001)
근속년수	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.003 (0.005)	0.001** (0.000)
상수	0.025 (0.194)	-0.123 (0.135)	-0.104 (0.203)	-0.193 (0.133)
연도더미	포함	포함	포함	포함
관측수	2,521	4,558	1,538	2,843
R-squared	0.1135	0.0633	0.1037	0.0546
Ho: 최저임금=0 and 최저임금×2018더미=0				
F-Statistics	57.05	56.12	14.75	20.93
p_value	0.000	0.000	0.000	0.000

주: \*  $p < 0.1$  \*\*  $p < 0.05$ . 괄호안의 수치는 robust 표준오차. 최저임금구속= $\min wage_{it}^2$ 의 경우에는 최저임금미만을 받고 있는 사람을 추정에서 제외됨. 비교군은 최저임금 1.2배와 1.5배 사이에 있는 임금근로자.

〈표 5〉에 나타난 최저임금계수를 보면 모두 음수로 나타나며 특히 2018년을 제외하면 남성의 계수가 여성보다 더 큰 것(절대값)으로 나타나고 있다. 남성의 경우 최저임금의 구속을 받는 사람의 주당 근로시간은 약 23%정도 감소하며, 여성의 경우에는 약 11%정도 감소하는 것으로 나타나고 있다. 따라서 앞의 노동시장 이행결과와 종합하면 최저임금 인상으로 인하여 남성은 여성보다 미취업으로 이행할 확률도 높고, 근로시간 손실도 더 크다고 말할 수 있을

것이다. 다만, 2018년은 예외인데 여성의 경우 남성보다 근로시간 감소가 더 크게 나타나고 있다. 따라서 2018년의 급격한 최저임금인상 이후에는 남성에 비하여 상대적으로 여성이 일자리를 잃는 대신 근로시간 단축이 이루어진 것으로 보여진다.<sup>11)</sup>

최저임금이 근로기간에 미치는 효과가 개인의 특성에 따라 어떻게 달라지는지를 살펴보기 위하여 인구학적 특성에 따라 구분하여 추정해 보았으며 그 결과는 <표 6>에 제시된다.

우선 혼인여부에 따른 추정결과를 보면 기혼보다는 미혼에게 최저임금의 근로시간 손실효과가 다소 강하게 나타나지만 그 차이는 크지 않다. 또한, <표 5>의 결과와 마찬가지로 기혼과 미혼 모두 여성보다는 남성의 근로시간 단축이 더 크게 나타난다. 다만, 2018년은 예외인데 남성에 비하여 여성의 근로시간이 더 크게 단축되고 있다.

한편, 학력에 따라서는 최저임금의 효과가 상당히 다르게 나타나는데 최저임금 인상은 대졸보다는 대졸미만 근로자의 근로시간을 크게 줄인 것으로 나타난다. 또한, 여성에 있어서는 학력간 차이가 더욱 크게 나타나며 특히 2018년에는 남성과는 달리 여성 대졸미만자의 근로시간이 약 9% 감소한 것으로 추정된다.

마지막으로 연령별 추정결과를 보면, 남성과 여성 사이에 큰 차이를 보이는데 남성의 경우에는 젊은 층(15-29세)의 근로시간 축소가 가장 크게 나타나는 반면 (특히  $\text{minwage}_it^2$ 의 경우), 여성의 경우에는 젊은 층의 근로시간 단축은 미약하고 대신 중·고령층의 근로시간 축소가 더 크게 나타나고 있다. 다만, 2018년의 경우에는 여성 15-29세의 근로시간이 약 20% 감소한 것으로 추정되고 있다.

---

11) 한 심사자의 지적대로 최저임금인상으로 인한 근로시간 단축은 여성이 많은 돌봄 서비스 산업에서 더 강하게 나타날 수 있음. KLIPS에서 돌봄 서비스 산업만을 구분하기 어렵기 때문에 대신 서비스 산업을 별도로 추정한 결과 여성에 있어서 최저임금의 계수가 더 큰 음수값을 갖는 것으로 추정되었음. 이는 제조업보다는 여성의 비중이 더 높은 서비스업에서 근로손실이 더 컸음을 보여줌.

〈표 6〉 남녀 계층별 최저임금구속여부에 따른 근로시간변화

VARIABLES	최저임금구속= $\text{minwage}_{it}^1$		최저임금구속= $\text{minwage}_{it}^2$	
	남성	여성	남성	여성
<b>기혼</b>				
최저임금	-0.252** (0.031)	-0.150** (0.019)	-0.214** (0.061)	-0.095** (0.023)
최저임금x2018더미	-0.008 (0.317)	-0.070** (0.029)	0.105 (0.068)	-0.029 (0.033)
<b>미혼</b>				
최저임금	-0.230** (0.037)	-0.156** (0.031)	-0.251** (0.053)	-0.135** (0.040)
최저임금x2018더미	-0.053 (0.067)	-0.101** (0.038)	0.026 (0.086)	-0.124 (0.086)
<b>대졸</b>				
최저임금	-0.195** (0.068)	-0.106 (0.070)	-0.107 (0.087)	-0.064 (0.043)
최저임금x2018더미	-0.012 (0.097)	-0.041 (0.079)	-0.081 (0.100)	-0.075 (0.119)
<b>대졸미만</b>				
최저임금	-0.249** (0.025)	-0.148** (0.016)	-0.232** (0.045)	-0.106** (0.020)
최저임금x2018더미	-0.031 (0.031)	-0.087** (0.025)	0.079 (0.058)	-0.054 (0.035)
<b>15-29세</b>				
최저임금	-0.232** (0.076)	0.056 (0.065)	-0.355** (0.094)	-0.050 (0.040)
최저임금x2018더미	-0.053 (0.171)	-0.195* (0.116)	0.085 (0.139)	-0.105 (0.074)
<b>30-54세</b>				
최저임금	-0.224** (0.032)	-0.145** (0.018)	-0.219** (0.065)	-0.107** (0.023)
최저임금x2018더미	-0.076 (0.054)	-0.051* (0.031)	-0.101 (0.080)	-0.040 (0.041)
<b>55세이상</b>				
최저임금	-0.276** (0.037)	-0.223** (0.034)	-0.205** (0.052)	-0.204** (0.051)
최저임금x2018더미	-0.013 (0.041)	-0.136** (0.063)	0.181** (0.075)	-0.035 (0.083)

주: \*  $p < 0.1$  \*\*  $p < 0.05$ , 괄호안의 수치는 robust 표준오차. 추정에서는 〈표 5〉의 모든 변수가 포함되었음.

이상을 종합하면 최저임금인상은 전반적으로 여성보다는 남성의 근로시간을 단축시켜왔으나 2018년은 예외적으로 여성의 근로시간 단축이 남성보다 더 두드러진 것으로 나타나고 있다. 또한, 최저임금 인상은 상대적으로 학력이 낮은 사람들의 근로시간을 단축하였고, 남성의 경우에는 젊은 층, 여성의 경우에는 중·고령층의 근로시간을 축소시켰다. 하지만 이 경우에도 2018년은 예외적으로 젊은 여성의 근로시간이 크게 감소한 것으로 나타났다.

## V. 결론

1997년 외환위기 이후 양극화와 소득 불평등 문제가 심화되고 있는 가운데, 저임금 근로자의 소득개선을 통하여 불평등을 해소하는 것은 우리 사회가 해결해야 하는 중요한 과제 중 하나이다. 정부는 최근 2년간 최저임금을 급격히 인상하였는데 이에 따라 소상공인들은 최저임금 지급에 부담을 갖게 되어 폐업을 하거나, 고용을 축소시키는 구조적인 문제가 발생하였다. 따라서 저임금 근로자의 소득증대라는 좋은 취지에도 불구하고 결과적으로는 이들의 일자리가 축소되고 있다는 지적을 받게 되었다.

본 연구는 최저임금의 효과를 좀 더 미시적으로 살펴보기 위하여 개인을 분석단위로 노동시장의 동태적 이행을 살펴보았으며 근로시간의 변화도 추정하였다. 이전의 연구가 주로 집계자료를 사용한 점과 개인을 대상으로 한 연구에서도 주로 취업여부에 초점을 둔 것과 비교하여 본 연구에서는 상용직, 임시·일용직, 고용주, 자영업, 미취업 등 취업형태를 세분화하여 최저임금의 효과를 살펴보았다. 본 연구의 주요 결과는 다음과 같다.

1. 2009-2018년 동안 전체 근로자를 대상으로 할 경우 최저임금인상은 미취업 확률을 높이는 것으로 나타났다. 따라서 최저임금의 영향이 없다는 이전 연구보다는 최저임금인상이 취업확률을 낮춘다는 연구결과를 지지한다.
2. 최저임금 상승은 개인이 상용직 임금근로자보다는 임시·일용직과 미취업으로 이행할 확률을 증가시켰으며 특히 이러한 현상은 여성에게 더 두드러지게 나타났다. 이는 최저임금인상으로 일자리를 유지함에도 불구하고 여성근로자의 일자리의 질은 저하될 수 있음을 시사한다.
3. 최저임금 인상은 여성보다는 남성의 근로시간을 단축시켜왔으며, 상대적

으로 학력이 낮은 사람들의 근로시간을 단축하였고, 남성의 경우에는 젊은 층, 여성의 경우에는 중·고령층의 근로시간을 축소시켰다.

4. 최저임금이 급격하게 상승한 2018년에는 여성이 상용직으로 이행할 확률을 크게 낮췄으며, 남성에 비하여 여성의 근로시간이 더 많이 감소한 것으로 나타났다. 따라서 2018년 최저임금인상의 영향은 남성보다는 여성에 더 집중된 것으로 판단된다.

본 연구의 결과는 최저임금의 상승이 남성과 여성의 종사상 지위와 근로시간에 서로 다른 영향을 줄 수 있음을 시사한다. 물론 우리가 관찰하는 결과는 노동수요와 공급의 상대적 힘에 따라 결정된 결과이다. 최저임금 상승은 근로자 입장에서는 자영업의 기회비용을 증가시켜 임금근로자를 선호하게 하지만, 기업 입장에서는 임금상승의 부담으로 채용을 줄이기 때문에 임금근로자의 비중이 증가한다는 보장은 없다. 본 연구의 결과는 이러한 수요와 공급의 힘이 임시·일용직 임금근로자의 증가와 미취업의 증가로 나타나고 있음을 보여주고 있다.

끝으로 본 연구에서는 노동시장이행을 추정함에 있어 개인의 이질성을 충분히 통제하지 못한 한계점을 가진다. 이에 대해서는 후속 연구가 필요하다. 또한, 최저임금의 인상이 산업, 직업, 지역에 따라 어떤 차이를 가지는 지에 대해서도 향후 과제로 남기고자 한다.

## 참고문헌

- 강승복(2017). “도구변수를 이용한 최저임금의 고용효과”. 노동경제논집. 제40권 제3호. 105-131.
- 국회입법조사처(2014). 지표로 보는 이슈. 제3호. 국회입법조사처.
- 김대일(2012). “최저임금의 저임금 근로자의 신규 채용 억제효과”. 노동경제논집. 제35권 제3호. 29-50.
- 김대일이정민(2019). “2018년 최저임금 인상의 고용효과”. 경제학 연구. 제67권 제4호. 5-35.
- 김우영(2010). “최저임금이 청년고용에 미치는 영향: 지역-시계열 분석”. 한국고용정보원 고용동향조사 심포지엄 발표문.
- \_\_\_\_\_(2014). “최저임금의 고령자 고용효과: 고령화 연구 패널을 중심으로”. 노동관련 3개학회 학술대회 발표.
- 김유선(2004). 최저임금제가 저임금 근로자 고용 및 임금에 미친 영향 평가. 노동부 연구용역보고서.
- 김주영(2011). “최저임금의 고용효과”. 정진호 외 편저. 최저임금효과 분석. 한국노동연구원.
- 김태훈(2019). “최저임금 인상의 고용 및 임금 효과”. 노동정책연구. 제19권 제2호. 135-174.
- 남성일(2008). “최저임금제가 노동수요에 미치는 효과: 감시단속 근로자에 대한 실증분석”. 노동경제논집. 제31권 제3호. 1-19.
- 배진한(2019). “최저임금과 지역별 청년, 장년, 여성 고용: 지역별 임금 분포 격차 활용을 중심으로”. 노동경제논집. 제42권 제1호. 1-42.
- 이병희(2008). “최저임금의 고용유지 및 취업유입 효과”. 산업노동연구. 제14권 제1호. 1-23.
- 이시균(2007). “최저임금의 고용효과”. 노동리뷰. 제30권 제6호. 43-51.
- 이정민황승진(2016). “최저임금이 고용에 미치는 영향”. 노동경제논집. 제39권 제2호. 1-34.
- 최경수(2018). “최저임금 인상이 고용에 미치는 효과”. KDI FOCUS. 통권 90. 1-8.
- 홍민기(2018). “2018년 최저임금 인상의 고용효과”. 월간노동리뷰. 158. 43-56.
- 황선웅(2018). “최저임금의 고용효과: 메타회귀분석”. 산업관계연구. 제28권 제4호. 25-47.

- Ahlfeldt, G., Roth, D. and Seidel, T.(2018). The Regional Effects of Germany's National Minimum Wage. *Economics Letters*, 172, 127-130.
- Caliendo, M., Fedorets, A., Preuss, M., Schröder, C. and Wittbrodt, L.(2018). The Short-Run Employment Effects of the German Minimum Wage Reform. *Labour Economics*, 53, 46-62.
- Fang, T. and Gunderson, M.(2009). Minimum Wage Impacts on Older Workers: Longitudinal Estimates from Canada. *British Journal of Industrial Relations*, 47(2), 371-387.
- Laporšek, S., Vodopivec, M. and Vodopivec, M.(2015). The Employment and Wage Spillover Effects of Slovenia's 2010 Minimum Wage Increase. *Proceedings of the Australasian Conference on Business and Social Sciences*, Sydney.
- Lordan, G. and Neumark, D.(2018). People versus machines: The impact of minimum wages on automatable jobs. *Labour Economics*, 52, 40-53.
- Menon, N. and Van Der Meulen Rodgers, Y.(2017). The Impact of the Minimum Wage on Male and Female Employment and Earnings in India. *Asian Development Review*, 35(1), 28-64.
- Muravyev, A. and Oshchepkov, A.(2016). The Effect of Doubling the Minimum Wage on employment: evidence from Russia. *IZA Journal of Labor and Development*, 5(6), 1-20.
- Rybczynski, K. and Sen, A.(2018). Employment Effects of The Minimum Wage: Panel Data Evidence from Canadian Provinces. *Contemporary Economic Policy*, 36(1), 116-135.
- Stewart, M.(2004). The Impact of the Introduction of the U.K. Minimum Wage on the Employment Probabilities of Low Wage Workers. *Journal of the European Economic Association*, 2(1), 67-97.
- Wong, S.(2019). Minimum Wage Impacts on Wages and Hours Worked of Low-Income Workers in Ecuador. *World Development*, 116, 77-99.
- Yang, J. and Gunderson, M.(2020). Minimum Wage Impacts on Wages, Employment and Hours in China. *International Journal of Manpower*, 41(2), 207-219.

부 록

〈부표 1〉 최저임금이 노동시장이행에 미친 영향  
(비교집단: 최저임금의 1.2배미만)

	최저임금구속= $\min wage_{it}^1$				최저임금구속= $\min wage_{it}^2$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
	임시일용	고용주	자영업	미취업	임시일용	고용주	자영업	미취업
최저임금	0.325** (0.070)	-0.612 (0.604)	0.317 (0.218)	0.352** (0.079)	0.080 (0.099)	0.323 (0.897)	0.279 (0.349)	0.129 (0.129)
최저임금× 2018더미	0.413** (0.141)	0.692 (1.164)	0.034 (0.504)	-0.070 (0.182)	0.178 (0.189)	-15.01** (1.129)	-0.137 (0.679)	-0.088 (0.245)
여성	0.087 (0.105)	-0.037 (0.451)	-0.471** (0.226)	0.008 (0.098)	-0.118 (0.120)	-0.507 (0.479)	-0.741** (0.287)	0.073 (0.130)
가구주	-0.457** (0.117)	1.261* (0.567)	0.073 (0.257)	-0.668** (0.111)	-0.304* (0.128)	1.040* (0.516)	0.054 (0.313)	-0.424** (0.132)
결혼	-0.476** (0.105)	0.486 (0.611)	0.051 (0.246)	-0.655** (0.101)	-0.351** (0.118)	0.477 (0.730)	0.084 (0.337)	-0.405** (0.127)
연령	0.029** (0.004)	-0.054** (0.015)	-0.002 (0.008)	0.020** (0.004)	0.031** (0.004)	-0.076** (0.016)	-0.010 (0.012)	0.010* (0.005)
대출	-0.083 (0.144)	-0.885 (1.049)	0.370 (0.289)	0.059 (0.139)	0.039 (0.160)	-0.577 (1.059)	-0.028 (0.407)	0.223 (0.159)
자산	0.004 (0.004)	-0.001 (0.008)	0.007 (0.008)	0.005 (0.004)	0.005 (0.004)	0.002 (0.007)	0.003 (0.007)	0.006 (0.005)
상수	-1.474** (0.174)	-3.510** (1.197)	-3.602** (0.486)	-1.478** (0.183)	-1.479** (0.223)	-2.015 (1.037)	-2.630** (0.523)	-1.240** (0.244)
연도더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
log-likelihood		-8523.410				-4560.860		
chi2		3617.917				2979.850		
표본수		8.111				4.426		

주: \* p<0.1, \*\* p<0.05, 괄호안의 수치는 개인으로 cluster한 표준오차. 기준변수는 상용직 임금근로자.

〈부표 2〉 최저임금이 노동시장이행에 미친 영향  
 (비교집단: 최저임금 1.2배 이상과 최저임금 1.5배미만)

	최저임금구속= $\min wage_{it}^1$				최저임금구속= $\min wage_{it}^2$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
	임시일용	고용주	자영업	미취업	임시일용	고용주	자영업	미취업
최저임금	0.764** (0.076)	-0.719 (0.568)	0.747** (0.219)	0.666** (0.078)	0.536** (0.110)	0.267 (0.821)	0.750** (0.363)	0.435** (0.131)
최저임금x 2018더미	0.162 (0.136)	1.780 (1.333)	0.199 (0.544)	0.303 (0.199)	-0.070 (0.187)	-14.15** (1.256)	0.022 (0.720)	0.322 (0.258)
여성	-0.012 (0.095)	0.000 (0.571)	-0.465** (0.225)	-0.051 (0.089)	-0.279** (0.107)	-0.470 (0.600)	-0.681* (0.295)	-0.030 (0.114)
가구주	-0.503** (0.105)	0.497 (0.581)	0.283 (0.264)	-0.714** (0.099)	-0.448** (0.117)	0.095 (0.582)	0.401 (0.333)	-0.571** (0.116)
결혼	-0.452** (0.093)	0.986* (0.519)	-0.039 (0.226)	-0.638** (0.091)	-0.370** (0.101)	1.145* (0.598)	-0.189 (0.291)	-0.378** (0.115)
연령	0.032** (0.003)	-0.036** (0.013)	0.003 (0.008)	0.019** (0.003)	0.040** (0.004)	-0.047** (0.016)	0.003 (0.011)	0.006 (0.005)
대졸	-0.114 (0.120)	-0.256 (0.612)	0.276 (0.290)	-0.002 (0.116)	0.027 (0.131)	-0.056 (0.625)	-0.134 (0.403)	0.071 (0.129)
자산	0.001 (0.004)	0.003 (0.012)	-0.000 (0.006)	0.004 (0.004)	-0.001 (0.004)	0.001 (0.013)	-0.007 (0.006)	0.004 (0.005)
상수	-1.961** (0.161)	-4.213** (1.111)	-4.063** (0.477)	-1.723** (0.166)	-2.094** (0.208)	-3.299** (1.032)	-3.350** (0.547)	-1.365** (0.218)
연도더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
log-likelihood		-9157.520				-5168.105		
chi2		5376.163				5145.541		
표본수		9.190				5.505		

주: \* p<0.1, \*\* p<0.05, 괄호안의 수치는 개인으로 cluster한 표준오차. 기준변수는 상용직 임금근로자.

Abstract

## Minimum Wage and Labor Market Transition: Focusing on Differences in Class of Workers and Working Hours between Males and Females

Ju-Ok Park\*·Woo-Yung Kim\*\*

This paper examines the effects of the increase in the minimum wage on the labor market transitions and working hours of male and female workers using KLIPS in 2009-2018. In particular, since 2018 is a period when the minimum wage has risen sharply, its impact will be examined separately. For the analysis of the labor market transition, a multinomial logit with a choice of regular workers, temporary workers, employers, self-employed, and non-employed is used. For the analysis of working hours, the difference in working hours per week between those who are bound by the minimum wage and the comparison group is analysed. In addition, the robustness of the results is checked by using various treatment and comparison groups. Our results indicate that an increase in the minimum wage is found to increase the probability of being temporary or daily workers and non-employed, and this phenomenon is particularly pronounced for women. This suggests that the job quality of female workers may be deteriorated due to the increase in the minimum wage. In addition, the increase in the minimum wage has shortened working hours for men rather than women, but in 2018, it was found that women's working hours were exceptionally reduced. Therefore, the impact of the 2018 minimum wage increase appears to be more focused on women than on men.

**Keywords :** minimum wage, labor market transition, working hours

---

\* Senior Researcher, Daejeon Regional Council of Human Resource Development

\*\* Corresponding author: Department of Economics, Kongju National University