

실제 노사합의된 최저임금 인상의 비선형적 고용효과

이 장 연*

최저임금 인상은 저임금 근로자의 고용을 위축시키는가? 이는 오랜 기간 학계의 논쟁대상이 되고 있으나 고용효과의 비선형성에 대한 논의는 거의 없는 실정이다. 실제 노동시장에서 최저임금은 노사합의로 결정되는데, 이 경우 이론적으로는 인상률에 따라 고용효과가 역 U-형태로 나타날 수 있다. 본 연구는 금융위기 이후 기간에 해당하는 『한국노동패널조사』 12~21차 자료를 바탕으로 이러한 이론적 예측을 고정효과모형을 통해 검증한 후 내생성 통계의 한 방법론인 회귀-불연속 설계(Regression Discontinuity Design)를 통해 2018년 최저임금 인상의 고용효과를 평가하였다. 분석결과 실질 최저임금 인상률이 약 6.8%를 넘으면 저임금 근로자의 고용에 부(-)의 효과가 발생하기 시작하며, 이를 크게 벗어난 지난해 실질 기준 14.7% 인상의 여파로 생계형 저임금 근로자의 고용 충격이 두드러지게 나타났다. 따라서 전문가를 통한 최저임금 인상구간의 先 제시는 노사 간 소모적 갈등을 줄이고 부정적 고용효과를 예방하는 데 유효할 것으로 판단된다.

주요용어 : 노사합의된 최저임금, 비선형적 고용효과, 고정효과모형, 회귀-불연속 설계

1. 들어가는 글

최저임금제도는 일정수준 이상의 임금을 유지하도록 헌법에서 보장하고 국가에서 강제하는 일종의 시장규제 정책으로서 저임금 근로자의 생활 수준을 개선하는 데 목적이 있으나, 학계에서는 동 제도가 저임금 근로자의 고용을 위축시키는지에 대한 찬반양론이 계속되고 있다. 그러나 기존 연구의 대부분이 완전경쟁 또는 이중시장 구조를 전제로 부정적 고용효과 유무에 초점을 둔 반면 고용효과의 비선형성에 대한 논의는 부족한 실정이다. 특히 정보의 비대칭 등 마찰(frictions)이 빈번하게 발생하는 실제 노동시장은 완전경쟁과 수요독점의 사이에 있으며(Manning, 1995; Manning, 2003; Flinn, 2011), 최저임금 인상률은 고용주와 노동자 대표 간 합의로 결정된다. 이를 고려한 Nickell and Andrew(1983)의 ‘경영자 권리(right-to-manage) 모형’에 따르면 이론적으로는 최저임금 인상의 고용효과가 역 U-형태로 나타날 수 있다. 바꿔말하면 티핑포인트(tipping point)까지는 최저임금 인상에 따라 저임금 근로자의 고용이 늘어나지만, 이를 크게 넘어서게 되면 고용이 위축되기 시작한다.

이에 본 연구는 금융위기 이후 기간에 해당하는 『한국노동패널조사』 12~21차 자료를 이용하여

* 케임브리지대학교 경제학과 박사과정(jyl39@cam.ac.uk)

이러한 이론적 예측을 고정효과모형을 통해 검증하였다. 그동안 고용효과의 비선형성에 관한 연구가 부족했던 이유는 미국을 비롯한 주요 선진국에서 최저임금의 인상 정도가 고용의 변화를 쉽게 감지할 수 있는 정도로 크지 않았기 때문이다.¹⁾ 이에 반해 2018년 우리나라 실질 최저임금의 14.7% 인상은 고용효과의 비선형성 여부를 포착하기에 좋은 경제적 실험기회로 생각된다. 만약 이론적 예측대로 고용효과의 비선형성이 나타난다면 최저임금 인상의 파급효과를 분석할 때에 기간 등 표본 설정과 내생성 통제 등 방법론 선택에 유의할 필요가 있음을 시사한다. 이를 토대로 본 연구는 내생성 통제와 방법론인 회귀-불연속 설계(Regression Discontinuity Design)를 이용하여 2018년 최저임금 큰 폭 인상의 고용효과를 평가하였다. 이 추정법은 구분 점(cutoff) 근처에서 배정변수(running variable)의 미세한 차이에 따라 처치(treatment) 여부가 결정되는 점을 이용하여 처치가 종속변수에 미치는 효과를 포착할 수 있다. 동 연구는 새로운 최저임금과 현재 임금 수준의 차이에 따라 고용주가 체감하는 임금상승 압력이 다르다는 사실을 이용하여 동 방법론을 적용해보았다.

추정결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 고용효과를 고려한 최저임금 인상률(실질 기준)의 티핑 포인트는 약 6.8%로 나타났다. 그리고 부(-)의 고용효과를 유발하지 않는 최적 인상구간은 5.9~9.1% 이내로 나타났으며, 약 13%대를 초과하면 고용위축이 발생하는 것으로 추정되었다. 따라서 2010년(-0.2%)을 제외한 2009~17년 중 1.0~7.0% 인상은 해당 구간 안에 있으므로 저임금 근로자 고용에 정(-)의 효과를 보였을 것으로 추정되나, 2018년 14.7% 인상은 최적 구간을 크게 벗어난 수준으로 뚜렷한 부(-)의 효과를 초래했을 것으로 판단된다. 이러한 실증분석 결과들은 실제 우리나라의 노동시장 환경과 유사한 ‘수요독점과 노사합의된 최저임금을 결합한 모형’에서의 이론적 예측과 일치한다. 둘째, 2018년 예상치 못한 큰 폭 인상은 구성원 간 특성에 따라 최저임금의 고용효과가 매우 다를 수 있음을 보여주는 계기가 되었다. 특히 청년층을 중심으로 고용감소가 나타날 것이라는 일반적인 예상과는 다르게 남성, 30~50대 중장년층, 전문대 졸업자, 영세업체 근로자, 제조업 종사자 등 생계형 저임금 근로자의 고용 충격이 두드러지게 나타났다.

이러한 분석결과들은 다음과 같은 정책적 시사점을 제시한다. 첫째, 최근 정부의 『최저임금 결정 체계 개편안』(고용노동부, 2019)에 포함된 구간설정위원회 신설은 최적 최저임금 인상구간의 先 제시를 통하여 노사 간의 소모적 갈등을 줄이고 부정적 고용효과를 예방하는 데 유효할 것으로 판단된다. 둘째, 우리나라와 같은 단일 최저임금 제도하에서는 최저임금의 인상 폭이 크면 그 고용 충격이 구성원 간에 다르게 나타날 수 있으므로 일부 선진국에서 시행되고 있는 업종 등에 따른 차등 부과를 고려해볼 필요가 있다. 셋째, 최저임금의 급격한 조정 시에는 제도의 도입 취지와 다르게 생계형 저임금 근로자의 고용 충격이 심각해질 수 있는 만큼 이를 완화하기 위한 일자리 안정자금 등의 보완책을 선제적으로 마련하여 시행해야 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 최저임금 인상과 고용 간의 관계에 대한 선행 연구와 이론적 배경을 살펴본 후 우리나라 노동시장 상황에 반추해보았다. III장에서는 분석 방법 및 자료를 소개하였으며, IV장에서는 추정결과를 설명하였다. 마지막으로 V장에서는 결론을 제시하였다.

1) 한국보다 1인당 GDP 규모가 앞선 OECD 국가들의 2009~18년 중 연평균 실질 최저임금 인상률은 1.2%로 한국(4.3%)보다 훨씬 낮았으며, 최대 인상률은 2009년 미국이 기록한 11.8%였다(OECD.Stat, 2019).

II. 분석 배경

1. 선행 연구

이론적으로 최저임금 인상의 고용효과는 노동시장 구조에 따라 다르다. 우선 완전경쟁 하에서는 최저임금 인상은 고용주의 노동비용 절감 노력으로 이어지는데, 외생적인 효과(extensive margin)인 비자발적 실업 증가와 내생적인 효과(intensive margin)인 근로시간 감소로 나타난다(Brown, 1999). 이에 반해 수요독점 하에서는 고용주가 완전경쟁 균형임금보다 낮은 임금을 주고 있으므로 적정수준의 최저임금 인상은 기업의 독점 지대(monopoly rent)를 줄이는 대신 고용 확대를 유도할 수 있다(Card and Krueger, 1995). 나아가 Manning(2003)은 실제 노동시장이 수요독점 구조에 가깝다고 보았으며, Bachmann and Frings (2017)는 수요독점 정도가 산업별로 다르게 나타난다고 분석하였다. 아울러 Burdett and Morensen (1998)는 정보의 비대칭 등 노동시장 마찰이 존재하면 고용주가 근로자에 대하여 어느 정도의 수요독점력을 보유하게 된다고 주장하였다. 우리나라 저임금 노동시장의 경우 현실적으로 완전경쟁과 수요독점 사이에 있을 것으로 예측되며, 최저임금 인상은 노사합의로 결정된다. 이러한 점을 고려하여 본 연구는 Nickell and Andrew(1983)의 ‘경영자 권리’ 모형을 토대로 최저임금 인상의 고용효과에 대한 이론적 예측을 검증하였다.

한편 1980년대에는 최저임금 인상의 부정적 고용효과를 보고한 연구가 다수를 이루었지만 (Brown et al., 1982; Brown, 1988), 1990년대 이후에는 많은 연구에서 이에 대한 반론을 제기하고 있다(Card and Krueger, 1995; Dube et al., 2010; Cengiz et al., 2019). 대표적으로 Card and Krueger(1994)는 미국의 인접한 주인 뉴저지와 펜실베이니아의 패스트푸드 업체에 고용된 10대 근로자 대상 서베이 결과를 바탕으로 이중 차분 모형을 이용하여 최저임금 인상은 고용위축으로 이어지지 않았다고 주장하였다. 그러나 Neumark and Wascher(2000)는 같은 지역 음식점의 월급기록 자료를 이용하여 최저임금 인상은 고용을 위축시킨다는 결론을 내렸으나, 이에 대해서 Card and Krueger(2000)는 같은 지역의 노동통계국 자료를 이용하여 재반박하였다. 이후 최저임금 인상의 고용효과에 대한 상반된 연구 결과들이 계속 발표되고 있으나 아직 공통된 결론에 이르지 못하고 있다 (Leonard et al., 2014; Harasztosi and Lindner, 2019).

우리나라 역시 최저임금 인상의 고용효과에 대한 많은 연구가 진행되고 있지만, 다른 나라와 마찬가지로 찬반양론이 계속되고 있다(김유선, 2014; 이정민·황승진, 2016; 송현재 외, 2018; 조세재정연구원, 2018). 금융위기 이후를 국한해서 보면 남성일(2008)은 감시단속직 근로자에게 최저임금 적용을 시작한 2007년 당시 제도 변화를 이용하여 수도권 아파트 경비근로자의 고용위축을, 김대일(2012)은 고용형태별 근로실태조사(2008~10년) 자료를 바탕으로 1차 차분 모형을 이용하여 저임금 근로자의 신규 채용감소를 보고하였다. 반면 이병희(2008)와 남재량 외(2009)는 개인의 고정효과를 통제할 경우 최저임금 인상의 고용효과는 긍정적이거나 통계적으로 유의하지 않다고 보고하고 있다. 한편 양지연(2017)은 한국노동패널조사(2001~14년) 자료를 바탕으로 이중 차분 모형을 이용하여 노동시장의 이중구조하에서 최저임금 인상은 공식부문에 종사하는 저임금 근로자의 직장 유지율에는 부정

적 효과가 있으나 비공식부문 종사자에서는 유의한 효과를 발견하지 못하였다고 분석하였다.

방법론적 측면에서는 최저임금 인상과 고용과의 관계에 있어 상반된 연구 결과가 도출되는 이유는 추정의 편의를 유발하는 내생성을 완벽히 통제하지 못했기 때문일 수도 있다(Sen et al., 2011; 강승복, 2017). 예를 들어 Card and Krueger(1995)가 지적하였듯이 정부는 고용이 늘어나는 시기에 최저임금을 올린다면 이에 대한 저항이 작다는 것을 알고 있으므로 가능하면 이 기간에 최저임금을 인상하고자 할 것이다. 따라서 내생성을 무시하고 회귀분석할 경우 최저임금 인상의 고용효과는 실제보다 과대추정될 가능성이 있다. Williams and Mills(2001)의 경우 최저임금과 고용의 상호연관(simultaneous determination)이 최저임금 인상에 대해 실제로 음(-)의 고용효과를 비음의 고용효과처럼 보이게 하는 오류를 가져올 수 있다고 하였다. 따라서 내생성 문제를 해결하기 위해 무작위 실험(Random experiment), 이중 차분(Difference-in-Difference), 도구변수(Instrumental variable), 회귀-불연속 설계 등이 대안으로 제시될 수 있다. 그러나 최저임금 인상에 따른 실험군(treatment group)에 대한 무작위 실험은 현실적으로 설계가 어려우며, 우리나라와 같이 지역과 산업에 구분이 없는 단일 최저임금제에서는 이중 차분 적용도 힘들다. 이에 강승복(2017)은 정부의 진보성을 도구변수로 이용하여 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 분석하였으나, 저자도 밝혔듯이 적절한 도구변수 여부에 대한 비판에 대해서는 여전히 자유로울 수 없다. 이러한 점에서 본 연구는 최근 Cattaneo(2017, 2019a, 2019b) 등을 중심으로 발전되고 있는 회귀-불연속 설계를 통해 내생성을 통제 한 후 2018년 최저임금 인상의 고용효과를 면밀하게 추정해 본 첫 연구로서 의의가 있다.

종합하면 본 연구가 제시한 최저임금 인상의 비선형적 고용효과가 도출된다면 그간 최저임금 인상의 고용효과와 관련된 상반된 주장들이 모두 유효할 수 있으며, 다만 기간 등 분석대상과 자료 또는 내생성 통제 등 분석모형에서의 차이로부터 비롯된 것으로 해석할 수 있다.

2. 이론적 배경

가. 완전경쟁 노동시장에서의 최저임금

일자리의 한계 가치(v)를 고용량(L)의 감소함수 $v = AL^{-\eta}$ 으로 가정(단, A 는 노동생산성 및 η 은 노동수요 탄력성)할 경우, 노동수요는 일자리의 한계 가치와 시장임금(ω)이 일치하는 수준에서 다음과 같이 결정된다.

$$L^D = \left(\frac{A}{\omega}\right)^{\frac{1}{\eta}}, \quad \eta \in N[0, \infty). \quad (1)$$

반면 노동공급은 유보임금(reservation wages)의 누적분포함수 $G(\cdot)$ 에 따라 결정되는데 다음과 같이 단순한 형태인 시장임금(ω)의 증가함수(단, ϵ 는 노동공급 탄력성)로 가정할 수 있다.

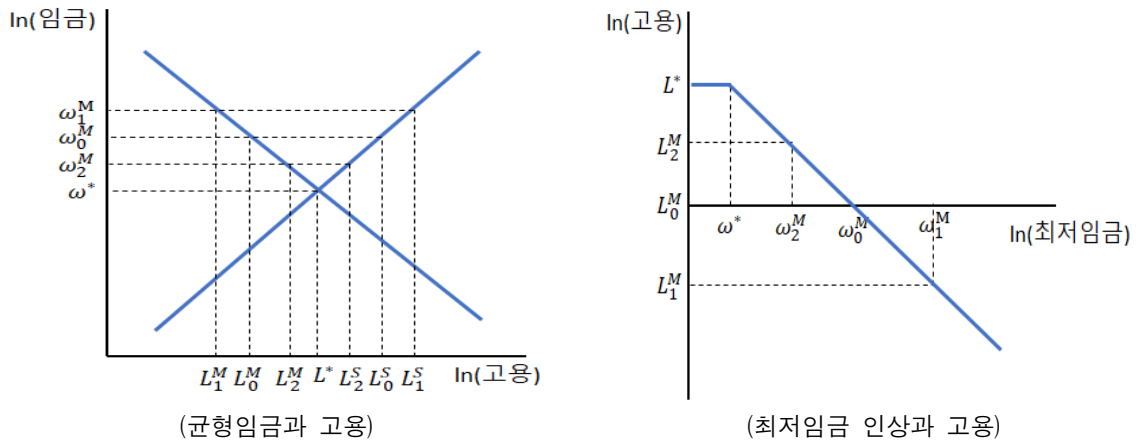
$$L^S = G(\omega) = \omega^{\frac{1}{\epsilon}}, \quad \epsilon \in N[0, \infty). \quad (2)$$

따라서 균형임금(ω^*)은 노동수요와 노동공급이 일치하는 점에서 다음과 같이 결정된다.

$$\omega^* = A \frac{\epsilon}{\epsilon + \eta}. \quad (3)$$

이를 로그 변형 후 그래프로 나타내면 [그림 1]의 좌측과 같다. 완전경쟁 균형임금에서는 노동의 공급과 수요가 일치하므로 완전고용이 달성되고 실업이 존재하지 않는다. 그러나 최저임금(ω^M)이 균형임금보다 높게 설정될 경우 노동수요가 수요곡선(L^D)을 따라 감소하므로 ($L^* - L^M$)의 고용감소가 발생한다. 이에 더해 인위적으로 높아진 임금으로 인해 노동공급이 늘어나 추가적인 실업 ($L^S - L^*$)을 초래한다. 요약하면 최저임금 인상은 노동의 초과공급을 초래하며, 이 경우 실업률은 $(L^S - L^M)/L^S$ 로 표현된다.²⁾ 따라서 [그림 1]의 우측과 같이 완전경쟁 노동시장에서는 최저임금 인상과 고용은 부(-)의 관계를 갖는다는 단편적인 결론에 도달하게 된다. 즉, 최저임금 인상은 실직하지 않은 기존 근로자의 임금상승에는 도움이 되지만 직장을 잃거나 잡지 못하는 노동자에 대해서는 부정적인 영향을 미치게 된다. 이는 최저임금 인상으로 인한 부정적 고용효과가 기존 근로자의 임금상승이라는 긍정적 효과보다 크다면 사회 전체의 후생에는 악영향을 미치게 됨을 시사한다.

[그림 1] 완전경쟁 노동시장에서의 균형임금, 최저임금 및 고용



나. 수요독점 노동시장에서의 최저임금

이제 한 기업이 노동수요 독점력을 보유한 상황을 살펴보자. 해당 기업은 사전적으로 노동공급 곡선($L^S = \omega^{1/\epsilon}$)을 파악할 수 있으므로 다음과 같이 기업의 이윤(π^m)을 극대화하는 수준에서 고용량을 결정할 수 있다.

$$\max \pi^m = \frac{AL^{1-\eta}}{1-\eta} - wL, \quad \eta \ln[0, \infty). \quad (4)$$

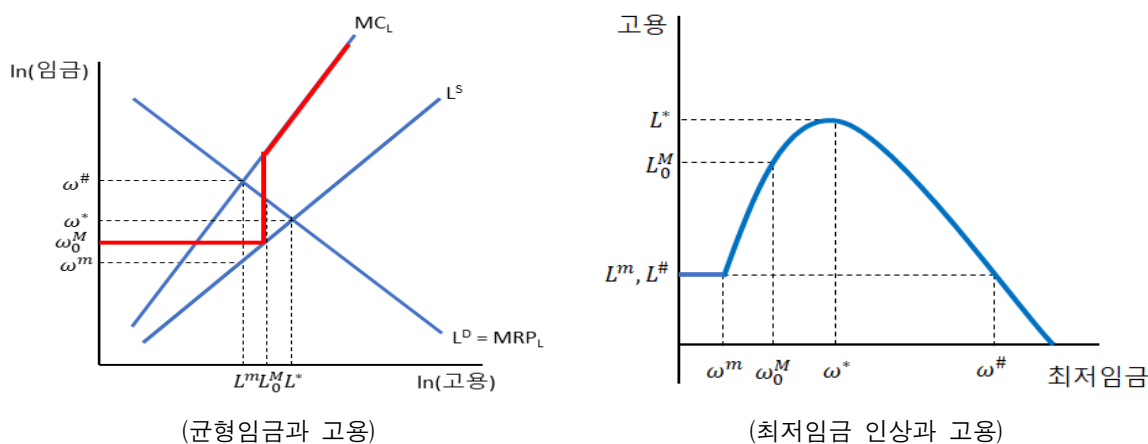
2) 실업률은 최저임금 인상 폭($\omega^M - \omega^*$), 노동수요 탄력성(η) 및 노동공급 탄력성(ϵ)에 의해 결정되며, 이들과 이 클수록 실업률은 증가한다.

따라서 극대화 조건에 따라 도출된 수요독점 균형임금은 다음과 같다.

$$\omega^m = \left(\frac{A}{1+\epsilon}\right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon+\eta}}. \quad (5)$$

이를 로그 변형 후 그래프로 나타내면 [그림 2]의 좌측과 같다. 주어진 시장임금에서 노동수요를 결정하는 완전경쟁과 달리 수요독점 기업이 직면하는 노동공급 곡선은 우상향하고, 이윤을 극대화 하기 위해 노동의 한계비용(MC_L)과 한계생산수입(MRP_L)을 일치시키는 수준에서 고용량($L^m < L^*$)이 정해진다. 이 경우 완전경쟁 균형임금보다 낮은 수준의 시장임금($\omega^m < \omega^*$)이 형성된다. 따라서 [그림 2]의 우측과 같이 수요독점 노동시장에서는 최저임금 인상과 고용은 역 U-형태의 관계를 갖음을 알 수 있다. 즉, 최저임금이 수요독점 균형임금과 완전경쟁 균형임금 사이($\omega^m < \omega^M < \omega^*$)에서 결정된다면 고용은 확대($L^m < L^M < L^*$)될 수 있다. 아울러 최저임금이 완전경쟁 균형임금보다 높다 할지라도 일정 구간($\omega^* < \omega^M < \omega^\#$)에 머물러 있다면 최소한 수요독점 균형고용량($L^\# = L^m < L^M < L^*$)보다 늘릴 수 있다. 이렇게 특정 구간에서 고용이 줄어들지 않는 이유는 동 구간에서는 최저임금이 기업의 독점력에 따른 시장의 왜곡을 일부 해소하는 역할을 갖기 때문이다. 따라서 수요독점 노동시장에서는 최저임금 인상과 고용이 반드시 부(-)의 관계를 갖지는 않으며, 고용위축을 유발하지 않는 최저임금 인상구간의 추정이 이론적으로 가능하다.

[그림 2] 수요독점 노동시장에서의 균형임금, 최저임금 및 고용



다. 실제 노동시장에서의 노사합의된 최저임금

실제 노동시장에서는 최저임금 인상률이 고용주와 근로자 대표 간 합의에 따라 결정된다. 다만 합의의 대상은 고용량이 아닌 임금이므로 고용주가 이익을 극대화하는 수준에서 고용량을 결정할 수 있는 Nickell and Andrews(1983)의 '경영자 권리' 모형을 가정해보자. 동 모형에 따르면 최저임금은 고용주와 근로자의 상대적 협상력(단, β 는 고용주의 협상력)으로 각자의 잉여(surplus)를 가중하여 곱한 값을 극대화하는 수준에서 다음과 같이 결정된다.

$$\omega^C: \operatorname{argmax} \left[\frac{AL^{1-\eta}}{1-\eta} - \omega^C L \right]^\beta \left[\omega^C L - \frac{L^{1+\epsilon}}{1+\epsilon} \right]^{1-\beta}, \quad \beta \in N[0,1]. \quad (6)$$

이미 가정하였듯이 고용주는 이익을 극대화하는 수준에서 고용량을 결정할 수 있으므로 기업의 노동 수요 곡선($L^D=(A/\omega)^{1/\eta}$) 하에서 극대화 조건에 따라 도출된 최저임금은 다음과 같다.

$$\omega^C = \left[\left(1 - \beta \frac{\eta + \epsilon}{1 + \epsilon}\right) \frac{1}{1 - \eta} \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon + \eta}} A^{\frac{\epsilon}{\epsilon + \eta}}. \quad (7)$$

이처럼 노사합의된 최저임금은 근로자의 협상력($1-\beta$)에 의해 결정된다고 볼 수 있다. 예를 들어 근로자의 협상력이 극대화된 경우($\beta=0$) 최저임금은 $(1-\eta)^{-\epsilon/(\epsilon+\eta)} A^{1/(\epsilon+\eta)}$ 에서 결정되는 반면 고용주의 협상력이 극대화된 경우($\beta=1$) 수요독점 균형임금(ω^m)과 같은 수준에서 정해진다.

따라서 <표 1>에서 요약한 바와 같이 정부의 개입 없이 양자 간 협상에 따라 결정될 경우 최저임금은 고용주가 제시할 수 있는 최저수준인 수요독점 균형임금과 최고수준인 완전경쟁 균형임금 사이($\omega^m = \omega^C_{\beta=0} < \omega^C \leq \omega^C_{\beta=1} < \omega^*$)에서 결정된다. 그러나 정부가 비경제적 이유로 개입하여 최저임금 수준이 완전경쟁 균형임금(ω^*)을 벗어나 결정된다면 고용효과가 체감되기 시작하며, 이를 크게 초과하는 수준($\omega^C > \omega^*$)에서는 심각한 고용위축까지 발생할 수 있다. 이러한 이론적 예측이 옳다면 전문가는 완전경쟁 균형임금(ω^*), 수요독점 균형임금(ω^m), 노동공급 탄력성(ϵ) 및 노동수요 탄력성(η)의 정확한 추정을 통해 부정적 고용효과를 예방하는 최저임금 인상구간을 설정할 수 있고, 정부는 한쪽의 협상력이 약하다고 판단될 때만 추정된 구간 안에서 최저임금을 조정해줘야 함을 시사한다.

<표 1> 노동시장 구조에 따른 최저임금 인상과 고용의 이론적 관계

	완전경쟁	수요독점	실제 노동시장
균형임금 수준	ω^*	ω^m	$\omega^m \leq \omega^C < \omega^*$
최저임금 인상 시 고용효과	부(-)	역 U-형태	역 U-형태

3. 우리나라의 노동시장과 최저임금 현황

그렇다면 ‘우리나라의 저임금 노동시장이 수요독점에 가까운가?’라는 질문이 자연스럽게 제기된다. 현실적으로 노동수요자가 단수인 수요독점은 일반적인 노동시장에서 찾아보기 힘들지만, 수요독점력은 수요자가 다수이더라도 발생 가능하며, 궁극적으로 고용주의 임금결정력 여부에 달려있다(안태현, 2009). 즉, 고용주가 노동시장에서 주어진 시장임금으로 필요한 만큼 고용할 수 있다면 완전경쟁이라고 볼 수 있지만, 임금을 올려야 추가 고용이 가능하다면 수요독점력이 있다고 해석할 수 있다. 이러한 수요독점력은 (i) 이직 비용 등이 커서 노동이동이 활발하지 않은 경우(Bhaskar and To, 1999), (ii) 고용자가 근로자의 근무실태 등을 완벽히 감독하기 어려워 임금인상을 통해 태업의 유인을 줄이고자 하는 경우(Rebitzer and Taylor, 1995), (iii) 정보의 비대칭 등으로 탐색비용이 발생하므로

임금인상을 통해 고용을 원활하게 하는 경우(Burdett and Mortensen, 1998) 발생할 수 있다. 따라서 수요독점 노동시장에서는 균형상태에서도 빈 일자리가 항상 존재하는데 이는 더 많은 인력을 고용하는 것이 기업으로서는 궁극적으로 바람직한 상황이지만 인력을 추가로 고용할 경우 전체 근로자의 임금을 올려야 하므로 추가 고용의 유인이 제약되는 상황이다. 우리나라의 경우 노동수요독점 여부를 판단하기 어렵지만³⁾, 이시균(2007) 등에 의해 저임금 노동시장이 일정 정도는 수요독점과 유사한 환경이라고 평가되고 있다.

현재 우리나라의 최저임금 결정체도는 최저임금 수준에 대한 정부의 의지가 반영될 수 있는 구조를 가졌다. 최저임금의 수준은 근로자, 사용자 및 공익위원 각 9명씩 총 27명으로 구성된 최저임금 위원회에 의해 결정되는데 정부의 성향은 주로 공익위원을 통해 반영되고 있다.⁴⁾ 예를 들어 강승복(2017)은 진보성향 정부의 명목 최저임금 인상률이 보수성향 정부보다 평균적으로 2.9%포인트 높다고 밝혔다. 한편 우리나라의 최저임금제도는 1988년부터 상시 근로자 10인 이상 제조업 사업체를 대상으로 실시되었으며, 이후 그 범위가 꾸준히 확대되어 2000년 10월 24일 이후 근로자를 사용하는 모든 사업장의 모든 임금 근로자에게 확대 적용되고 있다.

[그림 2]의 좌측과 같이 2001년 이후 실질 최저임금 인상률과 고용률 추이를 보면 2018년 14.7%가 예외적으로 높은 인상률임에도 불구하고 고용률 60.7%는 동기간 내 최고 수준(2017년 60.8%)에 머물러있다. 이를 [그림 2]의 우측과 같이 최저임금 인상률별로 고용률을 재배치하고 선형 추세선(회색 점선)을 그리면 최저임금 인상률이 높을수록 고용률이 올라가는 것을 볼 수 있다. 그러나 2차 함수로 추세선(검정 점선)을 그리면 최저임금 인상률에 따라 고용률이 증가하다가 약 11%를 중심으로 고용률이 감소하기 시작한다. 따라서 우리나라의 노동시장이 수요독점에 가깝다면 2003~17년의 최저임금 인상은 고용에 긍정적 영향을 주었으나, 2018년의 큰 폭 인상은 그렇지 않을 수 있음을 예상하게 한다.⁵⁾ 아니면 Card and Krueger(1995)가 지적하였듯이 정부는 고용률이 하락할 때는 최저임금 인상을 자제하고 고용률이 오르는 시기에 최저임금을 크게 인상하는 등 두 변수 간 내생성이 존재한다고도 볼 수 있다.

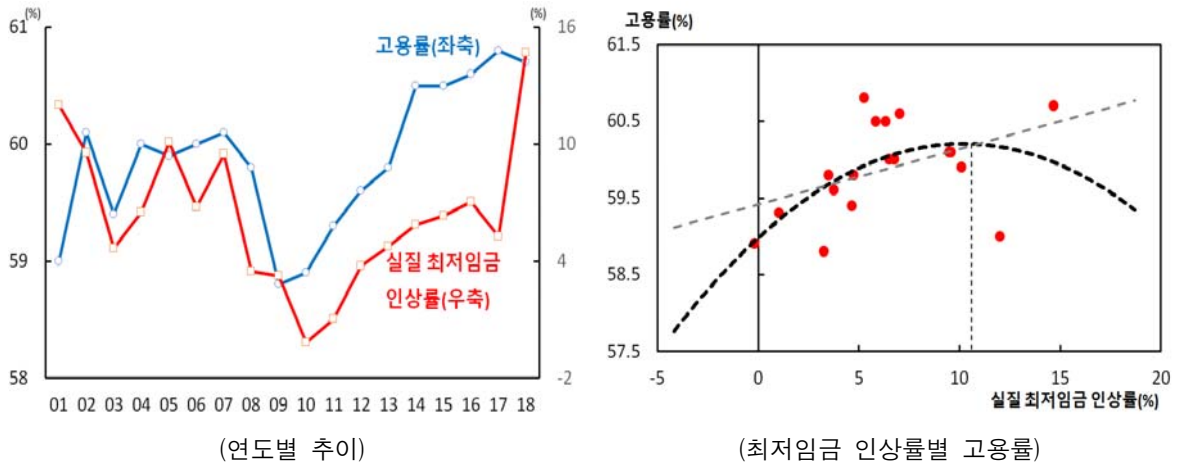
종합하면 우리나라의 경우 저임금 노동시장이 수요독점에 가깝고, 최저임금 수준이 노사합의로 결정되거나 정부의 의지가 반영되고 있는 구조다. 데이터 측면에서는 최저임금을 헌법에서 보장하는 등 법적 강제성이 있고 전 사업장을 대상으로 오랜 기간 제도를 안정적으로 운영해 온 일부 국가 중 하나이므로 표본으로서의 가치가 크다. 특히 종전 추세에서 벗어난 2018년 최저임금의 급격한 인상은 고용효과의 비선형성과 비연속성 여부를 판단하기에 좋은 경제적 실험기회로 보인다.

3) Neumark and Wascher(2008)는 고용을 늘리는 최저임금 수준을 알기 위해서는 산업별, 직업별, 기업별, 시간별 노동의 수요와 공급곡선을 모두 알아야 하므로 수요독점 여부는 사실상 파악이 어렵다고 주장하였다.

4) Boeri(2012)는 최저임금 결정체계를 '정부가 단독적으로 설정'하는 체계와 '정부의 수동적 관리하에 고용주와 근로자 대표가 협상'하는 체계로 분류한 후 국가별 결정체계의 선택이 최저임금 수준에 미치는 영향을 68개 국가의 1981~2005년 자료를 이용하여 회귀분석하였다. 추정결과에 따르면 정부가 단독적으로 설정하는 체계가 최저임금의 평균임금 대비 수준이 상대적으로 낮은 것으로 나타났다.

5) 고용률은 만 15세 이상의 인구 중 취업자가 차지하는 비율이므로 위와 같은 단순 분석에서는 정규직과 비정규직 간 대체 등으로 인한 상쇄 효과가 생략되어 있다. 이에 본 연구에서는 개인 단위 패널데이터를 이용하여 이러한 점을 포괄한 최저임금 인상에 따른 고용효과를 살펴보고자 한다.

[그림 3] 우리나라의 실질 최저임금 인상률과 고용률



주: 최저임금제도가 모든 사업장으로 확대된 2001년 이후의 기간을 분석
 자료: 통계청, 최저임금위원회

III. 분석 방법 및 자료

1. 자료

본 연구에서는 한국노동연구원의 『한국노동패널조사』 12~21차 자료를 이용하여 최저임금 인상의 고용효과를 살펴보았다. 금융위기 이후인 2009~18년을 대상기간으로 설정한 이유는 저임금 노동시장이 물가, 경제성장 등 거시경제변수와 정부 성향의 영향을 크게 받는데(강승복, 2017), 우리나라의 경우 지난 10년간 거시경제 여건이 상대적으로 안정된 데다 2018년을 제외하면 보수성향 정부가 집권한 시기였기 때문이다. 아울러 외생적 충격으로 간주할 수 있는 2017년 중 예상치 않은 정권 교체 사실을 고려하면 최저임금의 대폭 인상에 따른 고용효과의 비선형성과 비연속성이 2018년을 전후로 나타났는지 관찰할 수도 있기 때문이다. 분석대상은 해당 기간 패널조사에 참여한 개인 중 만 15세 이상의 임금 근로자(단, 제주도, 이북, 외국 지역은 제외)이다.

본 연구는 최저임금 인상을 준실험적 상황으로 간주하여 물가상승을 고려한 당해 최저임금 대비 전년도 임금 수준에 따라 실험군(treatment group)과 대조군(control group)으로 구분한 뒤 최저임금 인상 후 실험군의 고용량 변화가 대조군과 비교하여 어떠한지를 살펴보았다. 우선 실험군은 최저임금 인상의 직접적인 영향을 받는 집단으로서 전년도 임금이 당해 최저임금보다 낮은 근로자를 의미한다. 반면 대조군은 최저임금 인상의 직접적인 영향을 받지 않지만, 실험군과의 관측되지 않는 이질성을 최소화하기 위하여 실험군과 비슷한 특성을 가지는 집단을 의미한다. 다만 본 연구에서는 단순히 ‘명목 최저임금의 100~120%(혹은 150%) 구간’을 가정한 기존 연구(김주영, 2011;

양지연, 2017)와 달리 다소 실제적인 의미를 부여하여 ‘생활임금 수준(실질 최저임금의 100~122%) 이내’를 대조군으로 설정하였다.⁶⁾ 아울러 최저임금 인상의 영향을 거의 받지 않고 실험군과 유사한 특징을 보이지 않을 실질 최저임금의 122% 초과 근로자를 비대조군으로 별도 정의하여 이들과 비교하였다.⁷⁾ 그 결과 각 그룹에 해당하는 관측치의 주요 특성은 <표 2>와 같다. 실험군의 분포를 보면 상대적으로 대조군과 유사하였으나, 개인의 특성이 여성, 19세 이하 또는 60세 이상, 고졸 이하, 일시·일용직, 10인 미만의 영세업체 근로자, 전통서비스 등 저부가가치 업종 근로자의 비중이 높았다.

<표 2> 실험군, 대조군 및 비대조군의 주요 특성

(비중, %)

		실험군		대조군		비대조군		전 체	
		전기간	2018년	전기간	2018년	전기간	2018년	전기간	2018년
전	체	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
성	남	35.5	35.7	38.4	48.2	45.8	45.7	45.5	45.8
	여	65.5	64.3	61.6	51.8	54.2	54.3	54.5	54.2
나	19세 이하	11.2	10.3	0.1	-	8.1	7.5	7.7	7.2
	20~29세	14.2	14.4	14.8	13.4	12.7	12.4	12.8	12.5
	30~59세	39.0	35.9	71.7	71.8	52.0	49.3	52.8	50.4
	60세 이상	35.6	39.4	13.4	14.8	27.2	30.8	26.7	29.9
학	고졸 이하	77.6	75.1	71.9	59.3	67.7	64.2	67.9	63.9
	초	8.3	9.3	15.4	20.5	11.4	12.3	11.5	12.8
	대졸 이상	14.1	15.6	12.7	20.2	20.9	23.5	20.6	23.3
종사자	상	55.3	56.1	68.0	74.3	73.5	73.3	73.0	73.4
	임	30.0	30.7	21.2	17.7	16.2	17.2	16.7	17.3
	일	14.7	13.2	10.8	8.0	10.3	9.5	10.3	9.3
업	10인 미만	45.1	48.3	42.8	40.7	31.2	32.0	32.3	32.9
	10~299인	41.8	40.5	46.2	48.1	46.1	45.9	46.1	46.2
	300인 이상	13.1	11.2	11.0	11.2	22.7	22.1	21.6	20.9
업	1차 산업	2.5	2.0	1.0	0.3	0.6	0.6	1.3	1.1
	제조업	17.2	14.9	21.8	22.8	25.2	25.4	22.1	21.1
	전기가스건설	6.7	6.2	6.4	8.9	13.0	13.5	10.2	10.2
	전통서비스	39.1	39.3	41.5	35.9	24.2	22.3	30.9	30.2
	지식서비스	30.1	32.7	26.9	28.9	30.3	30.8	29.9	31.3
	공공행정	4.5	4.9	2.3	3.3	6.7	7.5	5.6	6.1

주: 1) 지식경제부의 표준산업분류에 따라 1차 산업은 농업·임업·어업·광업을, 전기가스건설은 전기·가스·수도·건설업을, 지식서비스업은 통신·금융·보험·사업·교육·보건·여가 서비스업을, 전통서비스는 여타 서비스업을 의미

6) 영국은 노동자와 그 가족이 인간으로서 최소한의 품위 유지가 가능한 생활을 누리도록 만 25세 이상 근로자에 대해서는 일반 최저임금보다 약 11% 높은 ‘국가생활임금(National Living Wage)’를 2016년 4월부터 법적으로 보장하고 시행하고 있다.

7) Neumark and Wascher(2008)에 따르면 최저임금 인상은 최저임금의 약 1.2~1.3배까지 과급효과를 지닌다.

이를 위해 우선 최저임금위원회가 공표하는 시급 단위 명목 최저임금을 소비자물가지수로 나누어 실질 가치로 변환한 후 개인별 실제 주당 근로시간을 이용하여 월급 단위 실질 최저임금을 산출하였다. 그러나 이 경우 일부 연구에서 간과하고 있는 근로기준법상의 주휴수당을 반드시 고려해야 한다. 『근로기준법』 제55조 및 제18조 제3항에 따르면 주당 근로시간이 15시간 이상이면 사용자는 1주일에 1회 이상의 유급휴일을 부여하여야 하며, 1일 근로시간에 통상임금 기준 시급을 곱한 금액을 주휴수당으로 지급하여야 한다. 이에 따라 주당 근로시간이 15시간과 40시간을 중심으로 주휴수당이 다른 계산법에 따라 월급 단위 실질 최저임금에 포함되었다.⁸⁾ 아울러 개인별로 조사된 월평균 임금소득도 소비자물가지수로 나누어 실질임금으로 변환하였다.

그러나 실험군 또는 대조군의 더미 변수 (“0” 또는 “1”) 처리에 따른 한계를 보완하기 위해 최저임금 인상에 따른 처치 강도(treatment intensity)를 반영한 연속 측정치를 설명변수에 포함하였다. 이는 최저임금 미준수에 따른 처벌규정 등을 고려하면 최저임금 인상 시 새로운 최저임금과 현재 임금 수준의 차이(이하 “임금상승 압력”)가 클수록 고용주에게는 더 큰 부담으로 작용하므로 개인별 처치 강도에 따라 고용주의 고용 관련 결정이 다를 수 있기 때문이다(Draca et al., 2011; Baek and Park, 2016; 김대일·이정민, 2019). 임금상승 압력(TI)은 명목임금(ω), 최저임금(MW), 및 물가(P)의 함수로 다음과 같이 계산하였다.

$$TI_{i,t} = -\left(\frac{\omega_{i,t-1}}{P_{t-1}} / \frac{MW_{i,t}}{P_t} - 1\right) \times 100. \quad (8)$$

한편 종속변수인 고용량의 대리변수로는 주당 실제 근로시간을 사용하였다. 다만 최저임금 인상에 대응하여 고용주가 노동비용을 조정할 경우 내생적인 효과인 근로시간 조정 외에 외생적인 효과인 비자발적 실업이 발생하는 점을 고려하여 비자발적 실업의 경우 결측치가 아닌 ‘0’으로 처리하였다.⁹⁾ 아울러 자기기입식 조사가 내포하고 있는 근로시간 등 정보의 정확성 측면에서의 한계(정진호·이기재, 2009; 정진호, 2011)로 인해 주당 근로시간이 법정 최대치인 68시간을 초과하여 최대 168시간까지 입력되는 등 이상값으로 판단되는 비율이 전체 표본의 약 9%를 차지하였다. 이를 처리하기 위해 우선 보간법을 이용하여 개인별 이상치를 수정하였으며, 이후 나타난 오류 값에 대해서는 top coding 처리하였다. 마지막으로 기존 연구 등을 바탕으로 통제변수로 성별, 나이, 학력, 종사자 지위, 회사 규모 및 업종을 포함하였다. <표 3>은 실증분석에 사용된 주요 변수들에 대한 기초통계를 나타내고 있다.

8) 예를 들어 매일 8시간씩 주 5일 근무자의 경우 최저임금 대상 월 근로시간은 8시간×(5+1)일×4.35주≒209시간이다. 2018년 최저임금 7,530원을 곱하면 1,573,770원의 최저임금이 산출된다. 반면 매일 4시간씩 주 3일 근무자의 경우 단순히 4시간×3일×4.35주×7,530원으로 393,066원으로 계산된다.

9) 김대일·이정민(2019)이 지적하였듯이 최저임금 인상에 따라 일자리는 유지되었으나 근로시간이 감소한 경우 실제 월 소득은 별로 증가하지 않거나 오히려 감소할 수 있다. 따라서 본 연구는 이들을 포괄한 근로시간을 고용량으로 계산하는 것이 바람직하다고 보았다.

<표 3> 주요 변수들의 기초통계

	평 균	표준편차	최소값	최대값
월 실질 최저임금 (만원)	120.9	33.4	2.1	238.1
월 실 질 임 금(만원)	233.6	154.5	0	5,650.0
주 당 근 로 시 간	44.2	11.5	1.0	68.0
임 금 상 승 압 력	-34.3	63.0	-100.0	100.0

2. 분석 방법

본 연구는 금융위기 이후 최저임금 인상의 고용효과를 살펴보기 위해 두 가지 분석모형을 이용하였다. 먼저 고용효과의 비선형성을 검증하기 위해 최근 10년간의 개인 단위 패널데이터를 바탕으로 고정효과모형을 통해 최저임금 인상률이 저임금 근로자의 고용량에 어떠한 영향을 주었는지 분석해보았다. 그리고 만약 비선형성이 도출된다면 내생성 통제의 한 방법론인 회귀-불연속 설계를 이용하여 실제로 2018년 최저임금의 급격한 인상에 따라 저임금 근로자의 고용량이 크게 줄어들었는지, 만약 그렇다면 다양한 구성원 간에 고용 충격이 비슷하게 발생했는지 살펴보았다.

우선 다음의 방정식을 실험군, 대조군 및 비대조군에 대해 고정효과모형을 이용하여 추정하였다.

$$y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 rMW_{i,t} + \alpha_2 rMW_{i,t}^2 + \beta TI_{i,t} + X'_{i,t} \gamma + c_i + \delta_t + \mu_{i,t}, \quad t = 1, \dots, T. \quad (9)$$

위의 식에서 $y_{i,t}$ 는 고용량의 대리변수로 주당 근로시간 증감, $rMW_{i,t}$ 는 t 기 근로자 i 가 적용받게 될 실질 최저임금 인상률, $TI_{i,t}$ 는 t 기 근로자 i 가 고용주에 미치는 임금상승 압력이다. $X_{i,t}$ 는 통제 변수로서 성별, 결혼 여부, 나이, 회사 규모 및 업종, 근로자 직위 및 직종을 포함하였다. c_i 는 개인의 고정효과를, δ_t 는 연도 더미, 그리고 $\mu_{i,t}$ 는 순수 오차항을 의미한다.

한편 고정효과모형은 능력 등 시간에 따라 변하지 않고 관측할 수 없는 개인의 특성을 통제할 수 있어 이로 인한 편의를 제거할 수 있다. 그러나 관측되지 않는 시간에 따라 변하는 요인에 대한 통제는 불가능하여 내생성 문제로부터 완벽히 자유롭지는 않다. 예를 들어 Card and Krueger (1995)가 지적하였듯이 정부는 고용이 늘어나는 시기에 최저임금을 올린다면 이에 대한 저항이 작다는 것을 알고 있으므로 가능하면 이 기간에 최저임금을 인상하고자 할 것이다. 따라서 내생성을 무시하고 회귀분석할 경우 최저임금 인상의 고용효과는 실제보다 과다추정될 가능성이 있다. 이러한 점에서 회귀-불연속 설계는 고정효과모형을 이용한 분석을 보완해줄 수 있는 좋은 분석 도구가 될 수 있다.

회귀-불연속 설계 이용 시 가장 중요한 구성요소는 (i) 분석대상의 처치 여부를 결정하는 배정변수, (ii) 배정변수에 따라 실험군과 대조군을 구분 짓는 구분 점, (iii) 배정변수와 구분 점으로 정해지는 처치상태이다. 회귀-불연속 설계의 핵심은 구분 점 근처에서 미세한 배정변수 차이로 인해 처치상태가 변하는 경우 처치상태가 종속변수에 미치는 순수한 영향을 정교하게 포착할 수 있다는 점에 있다(Imbens and Lemieux, 2008). 아울러 회귀-불연속 설계는 (i) 분석대상이 사전에 알려진 구분

점 및 배정변수에 따라 처치상태에 완전히 순응하는 ‘분명한 회귀-불연속 설계(sharp regression discontinuity)’와 (ii) 완전히 순응하지 않는 ‘불분명한 회귀-불연속 설계(fuzzy regression discontinuity)’로 구분된다.¹⁰⁾ 본문에서는 우리나라 최저임금제의 법적 강제성 등을 고려하면 최저임금 인상 시 고용주는 100% 순응한다는 가정하에 분명한 회귀-불연속 설계를 이용해 분석하였다. 그러나 최경수(2018) 등에 따르면 최저임금제의 전면적 실시에도 불구하고 미준수 사업장(non-complier)이 약 7% 존재한다는 사실을 고려하여 도구변수를 이용한 불분명한 회귀-불연속 설계를 통해 강건성을 분석하였다. 분명한 회귀-불연속 설계에서의 추정 방정식은 다음과 같다.

$$y_i = \gamma_0 + \gamma_1 T_i + \gamma_2 TI_i + \sum_{p=1}^k r_{p+2} T_i \cdot TI_i^k + \sum_{q=1}^k r_{k+q+2} (1 - T_i) \cdot TI_i^q + \xi_i \quad (10)$$

위의 식에서 처치상태(T_i)는 지시함수 $\mathbf{1}(TI_i \geq 0)$ 로 최저임금 대상자 여부, 배정변수는 임금상승 압력(TI_i), 그리고 구분 점은 새로운 실질 최저임금과 현재 실질임금이 일치하는 지점($TI_i=0$)이다. 이에 더해 처치와 배정변수의 교차항 포함 여부에 따라 단순 근사법(naive approximation)과 유연 근사법(flexible approximation)으로 나누어 분석하였으며, 앞에서의 모수적 기법(parametric approach) 외에 비모수적 기법(nonparametric approach)인 Cattaneo et al.(2019a, 2019b)의 국지적 선형추정법(local polynomial method)과 국지적 확률추정법(local randomization method)을 추가로 이용하여 추정하였다.

IV. 분석결과

1. 비선형적 고용효과

금융위기 이후 우리나라의 최저임금 인상이 고용에 미친 영향을 추정한 결과는 <표 4>와 같다. 여기서 종속변수는 주당 근로시간 증감이며, 설명변수는 실질 최저임금 인상률과 그 제곱, 그리고 새로운 실질 최저임금과 현재 실질임금의 차이로 계산된 임금상승 압력이다. 아울러 성별, 나이, 학력, 종사자 지위, 회사 규모 및 업종을 대표하는 변수들과 연도 더미를 이용하여 통제하였다. <표 4>의 분석결과 중 모형 (1)과 (2)는 완전경쟁 가정 아래 예측한 선형관계를 각각 최소자승추정법(이하 “OLS”)과 고정효과모형(이하 “FE”)을 통해, 모형 (3), (4) 및 (5)는 수요독점 가정 아래 노사 간 최저

10) 분명한 회귀-불연속 설계는 처치에 대한 배정이 배정변수에 따른 결정적 함수(예: $T_i = \mathbf{1}(X_i \geq c)$)이며 구분 점에서 처치에 따른 평균적인 효과 $\tau_{SMD} = \lim_{x \downarrow c} E[Y_i | X_i = x] - \lim_{x \uparrow c} E[Y_i | X_i = x]$ 을 추정한다. 이에 반해 $\lim_{x \downarrow c} E[T_i = 1 | X_i = x] \neq \lim_{x \uparrow c} E[T_i = 1 | X_i = x]$ 의 관계가 성립하는 불분명한 회귀-불연속 설계는 구분 점에서 처치에 배정될 확률이 100%보다 작아 $\tau_{FBD} = \frac{\lim_{x \downarrow c} E[Y_i | X_i = x] - \lim_{x \uparrow c} E[Y_i | X_i = x]}{\lim_{x \downarrow c} E[T_i | X_i = x] - \lim_{x \uparrow c} E[T_i | X_i = x]}$ 을 추정하게 된다.

임금 합의를 반영한 이론에서 예측한 비선형적 관계를 FE를 통해 분석하였다. 그리고 모형 (1), (2) 및 (3)은 최저임금 인상의 직접적인 영향을 받을 실험군, 모형 (4)는 간접적인 영향을 받을 대조군, 모형 (5)는 영향을 받지 않을 비대조군에 대해 추정된 결과이다.

우선 모형 (1)과 개인의 관측되지 않는 특성을 통제한 모형 (2)에 따르면 최저임금 인상은 실험군의 고용량에 통계적으로 유의하게 정(+)의 효과를 보였으며, 고용주가 체감하는 임금상승 압력이 커질수록 고용량도 늘어나는 것으로 나타났다. 이에 반해 모형 (3)은 최저임금 인상률에 따른 저임금 근로자의 고용량 변화에 비선형성을 나타내주고 있다. 구체적으로는 실질 최저임금 인상률은 여전히 정(+)의 부호를 보이지만 그의 제공에 대해서는 부(-)의 부호를 보여주고 있어 고용효과를 고려한 최저임금 인상률(실질 기준)의 티핑포인트는 약 6.8%로 추정된다.¹¹⁾ 나아가 부(-)의 고용효과를 유발하지 않는 최적 최저임금 인상구간은 5.9~9.1% 이내로 계산(95% 신뢰수준)되었으며, 약 13%대를 초과하면 고용위축까지 발생하는 것으로 추정된다. 이를 해석하면 2010년(-0.2%)을 제외한 2009~17년 중의 실질 최저임금 1.0~7.0% 인상은 저임금 근로자의 고용에 긍정적 효과를 보였을 것으로 추정되나, 2018년 14.7% 인상은 최적 구간을 크게 벗어난 수준으로 부정적 고용효과를 초래했을 것으로 판단된다. 마지막으로 모형 (4)와 (5)를 보면 대조군과 비대조군 모두 고용효과와 비선형성을 보였지만 그 곡률은 훨씬 가파르게 나타났으며, 임금상승 압력에 따른 고용효과는 각각 실험군의 약 1/3과 1/9 수준으로 감소하였다. 구체적으로는 대조군과 비대조군의 경우 실질 최저임금 인상률이 각각 4.7% 및 3.1%를 넘어서면 부(-)의 고용효과가 나타나기 시작하며, 현재의 임금 수준이 낮다고 해서 고용주가 임금을 올려줄 가능성이 실험군보다 현격히 낮았다.

이러한 결과는 II장에서 살펴본 ‘수요독점과 노사합의된 최저임금을 결합한 모형’에서의 이론적 예측과 일치한다. 바꿔말하면 감내할 수 있는 최저임금 인상에 따른 비용 부담은 고용주가 이윤 축소, 재료비 절감 등 다른 조정 경로를 통해 흡수할 수 있지만(Schmitt, 2013; Hirsch et al., 2015; Harasztosi and Lindner, 2019)¹²⁾, 예상치 못한 큰 폭 인상은 결국 인건비 축소를 선택하게 됨을 의미한다. 특히 임금상승 압력과 고용량이 정(+)의 관계를 갖고, 실험군이 대조군 및 비대조군에 비해 반응계수가 크게 나타난 사실은 송현재 외(2018) 등이 밝혔듯이 최저임금 인상에 대응하여 고용주는 저임금 근로자 내에서도 비교적 쉽게 고용량을 조절할 수 있는 일용·임시직 등 비정규직의 수요를 늘리고 있음을 보여준다(홍민기, 2018)¹³⁾. 바꿔말하면 최저임금 미준수 시 범으로 처벌

11) 이러한 결과는 III장에서 살펴본 최저임금 인상률과 고용률 간의 단순 분석에서 나타난 약 11%의 티핑 포인트보다 훨씬 낮은 수준이다. 그 이유는 거시변수인 고용률의 경우 저임금 근로자를 포함한 전체 근로자를 대상으로 계산된 수치이므로 정규직과 비정규직 간 대체 등의 효과가 상쇄되기 때문이다.

12) 홍민기(2018)가 요약하였듯이 최저임금 인상에 따른 고용주의 대응수단은 매우 다양하다. 고용량 조정 외에 후생복지비 등 기타 노동비용을 축소할 수 있고, 관리비 등의 재료비를 절감할 수도 있다. 아니면 노동강도 또는 노동효율을 높여서 노동비용 상승의 충격을 흡수할 수 있으며, 노동비용 상승분의 일부를 소비자에게 전가하거나 이윤 축소를 받아들일 수도 있다. 그러나 Hirsch et al.(2015)에 따르면 고용량 조정은 고용주에게 상대적으로 가장 비싸고 비생산적이므로 최후의 옵션으로 여겨진다.

13) 최저임금 인상에 따라 근로자 수를 줄이는 것은 여러 경로 가운데 가장 큰 규모의 조정에 해당한다. 예를 들어 2018년을 기준으로 월 최저임금을 받는 근로자를 해고할 경우 약 150만원의 비용이 조정되는 셈이나 근로시간, 재료비용 등을 조정하면 만원 단위의 미세조정도 가능하다.

되는 등 제도의 채찍과 정부의 일자리 안정자금 지원 등 제도의 당근을 모두 고려하면 고용주는 최저임금 인상으로 인해 늘어난 인건비 부담을 상용직 근로자의 노동시간을 줄임으로써 감당하고 있는 것으로 해석된다.

그러나 앞에서 언급한 바와 같이 최저임금 인상과 고용의 관계는 내생성 문제를 살펴볼 필요가 있다. 그 이유는 만약 변수 간 내생성이 존재한다면 위의 추정결과는 인과관계로 보기 어려울 뿐 아니라 추정치가 유효하지 않을 수 있기 때문이다(Lemos, 2004; Sen et al., 2011; 강승복, 2017). 이러한 점을 고려하여 다음 장에서는 내생성을 효과적으로 통제하는 방법론 중 하나로 최근 활용도가 높아지고 있는 회귀-불연속 설계를 이용하여 2018년 최저임금 인상률이 위의 예측대로 고용 위축을 발생시키는 구간에서 결정되었는지 검증해보았다.

<표 4> 최근 10년간 최저임금 인상이 고용에 미친 영향

	대상 근로자			비대상 근로자	
	실험군			대조군 ¹⁾	비대조군 ²⁾
	(1) OLS	(2) FE	(3) FE	(4) FE	(5) FE
최저임금 인상률	0.057*** (0.008)	0.091*** (0.011)	0.219*** (0.017)	0.453*** (0.021)	0.459*** (0.009)
최저임금 인상률 제곱	-	-	-0.016*** (0.003)	-0.048*** (0.003)	-0.075*** (0.009)
임금상승 압력	0.124*** (0.012)	0.212*** (0.018)	0.092*** (0.015)	0.035** (0.014)	0.011*** (0.003)
통제변수 ³⁾	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
연도더미	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
관 측 치	7,238	7,238	7,238	4,261	26,023
R ²	0.36	0.48	0.67	0.84	0.85

주: 1) 전년도 임금이 당해 최저임금과 생활임금 수준(최저임금의 약 122%) 사이에 있는 저임금 근로자

2) 전년도 임금이 당해 생활임금 수준보다 높은 일반 근로자

3) 성별, 나이, 학력, 종사상 지위, 회사 규모 및 업종을 대표하는 변수들을 이용하여 통제

4) *** p<0.01, ** p< 0.05, * p<0.1

5) ()안은 robust standard error

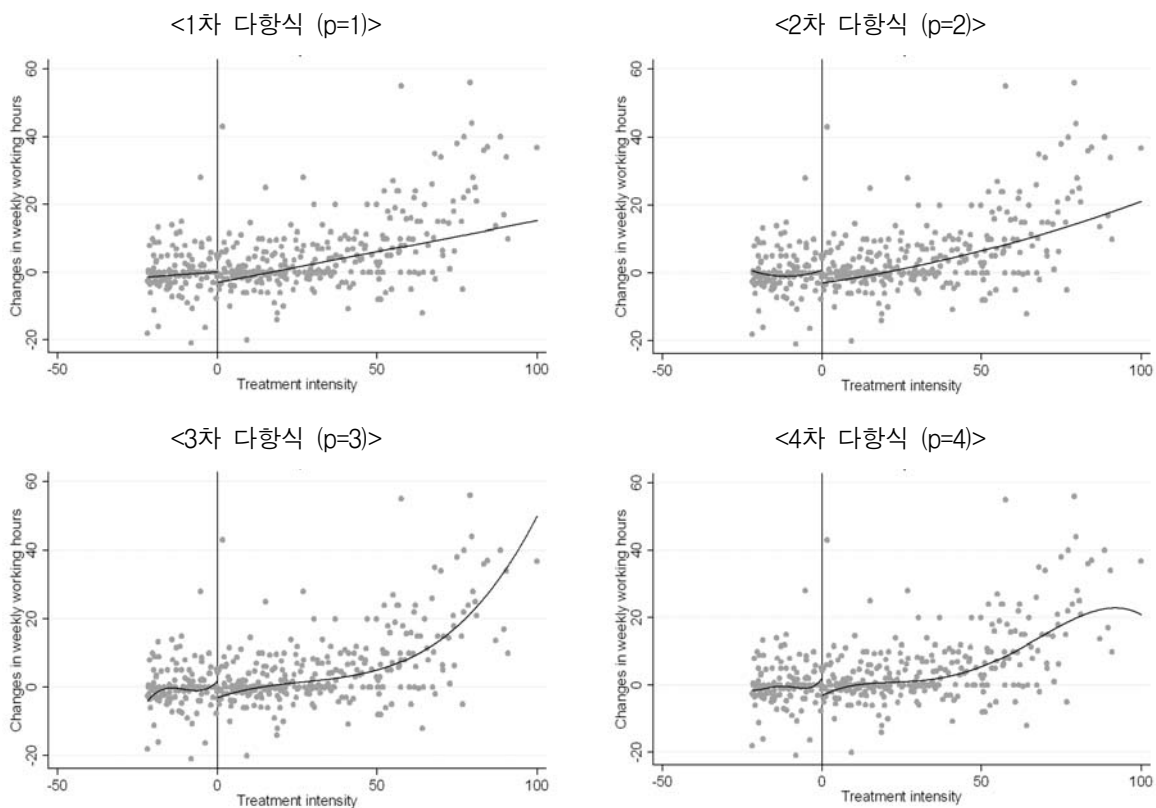
2. 비연속적 고용효과

회귀-불연속 설계의 장점 중 하나는 그래프 분석을 통해 직관적으로 배정변수인 임금상승 압력에 따른 고용량 변화를 쉽게 파악할 수 있다는 것이다. [그림 4]는 Cattaneo et al.(2019a)가 제안한 방법론(rdplot)을 통해 2018년 최저임금의 큰 폭 인상에 따른 실험군과 대조군 간 고용량 변화를 비교한 결과이다. 그래프의 가로축에서 구분 점(treatment intensity=0)을 기준으로 왼쪽은 대조군, 오른쪽은 실험군이고, 세로축은 주당 근로시간의 증감을 나타낸다. 회귀-불연속 설계는 구분 점 근방

에서 실험군과 대조군이 점근적으로 유사한 특성을 갖게 된다는 가정 아래 처치인 최저임금 인상에 따른 평균적인 효과($\tau_{SDW} = \lim_{x \downarrow c} E[y_i | X_i = x] - \lim_{x \uparrow c} E[y_i | X_i = x]$)를 추정하므로 구분 점상에서의 실험군과 대조군의 고용량 차이가 이 추정치를 의미하게 된다.

분석결과 피팅(fitting)에 이용한 다항식 차수(p)에 상관없이 구분 점상에서 실험군과 대조군의 고용량 변화에 비연속성이 관측되었다. 바꿔말하면 홍민기(2018)가 밝혔듯이 최저임금의 급격한 인상에 따라 고용주는 의무적으로 준수해야 하는 새로운 법정임금에 맞춰 임금을 올려줄지, 고용을 포기할지, 초과근무 등 근로시간을 축소할지 선택해야 하는데, 2018년도에는 평균적으로 최저임금 대상 근로자의 고용량을 눈에 띄게 축소한 것으로 나타났다. 아울러 임금상승 압력이 매우 큰 근로자, 즉 현재의 임금 수준이 새로운 최저임금보다 매우 낮은 임시·일용직 근로자의 경우 고용량 증가 폭이 컸던 반면 임금하락 압력이 있는 대조군의 경우 평균적으로 고용량이 정체 또는 소폭 감소하였다. 이는 지난해 최저임금의 큰 폭 인상에 대응하여 고용주는 새로운 최저임금의 적용을 받지 않는 상용직 근로자의 초과근무 등의 근로시간을 줄이는 대신 일자리 안정자금 등 정부자금 혜택이 가능한 임시·일용직 수요를 크게 늘려 총 인건비를 관리하였음을 다시 한번 유추할 수 있다. 이러한 추정결과는 2018년 중 일부 데이터를 바탕으로 급격한 최저임금 인상의 고용효과를 예측한 기존 연구(홍민기, 2018; 최경수, 2018; 김대일·이정민, 2019)의 예측과 일치한다.

[그림 4] Global Regression Discontinuity Plot 결과



주: nbins=1000, kernel=triangular가 설정

이에 더해 <표 5>는 모수적 기법인 전국적 선형추정법(global polynomial method)을 이용하여 추정된 결과로 처치와 배정변수의 교차항 포함 여부에 따라 단순 근사법과 유연 근사법으로 나누어 분석하였다. 추정결과 위의 그래프 분석과 마찬가지로 다항식 차수(p)에 상관없이 2018년 최저임금 인상은 대상 근로자의 주당 근로시간을 통계적으로 유의하게 감소시켰으며, 그 정도는 평균 최소 약 2.1시간에서 최대 약 7.0시간까지 나타났다.

<표 5> Global Polynomial Regression Discontinuity Design 추정결과

	Naive approximation				Flexible approximation			
	p=1	p=2	p=3	p=4	p=1	p=2	p=3	p=4
처치 효과(T)	-6.964*** (0.362)	-2.104*** (0.431)	-4.202*** (0.556)	-3.812*** (0.550)	-3.723*** (0.654)	-3.066*** (0.991)	-4.448*** (1.316)	-5.109*** (1.570)
교차항($T \times TT$)	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
관측치 수	8,080	8,080	8,080	8,080	8,080	8,080	8,080	8,080
R ²	0.44	0.46	0.46	0.46	0.44	0.46	0.46	0.46

주: 1) *** p<0.01, ** p< 0.05, * p<0.1

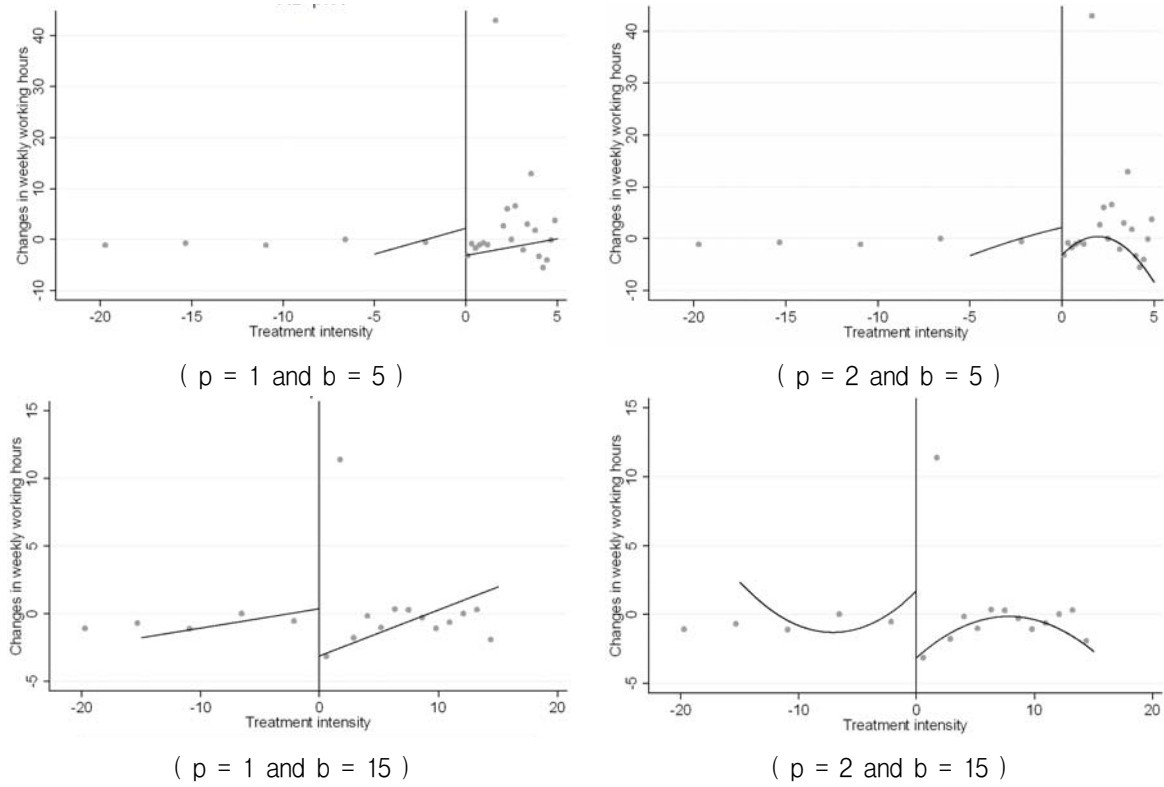
2) ()안은 robust standard error

그러나 위와 같은 전국적 선형추정법을 회귀-불연속 설계에 이용하면 추정의 불확실성 증대, 다항식 차수(p)에 따른 민감성 등으로 추정 식의 설정 오류(misspecification bias)를 초래할 수 있다 (Gelman and Imbens, 2017). 특히 3차 이상의 교차항을 포함하여 추정할 경우 주어진 데이터에 관해 과도적합(over-fitting)의 가능성이 커지므로 일반적으로 선형 또는 이차항(p=1 or 2)을 이용한 회귀-불연속 설계를 권장하고 있다(Cattaneo et al., 2019b). 아울러 전체의 약 7%에 달하는 최저임금에 미달하는 근로자의 존재가 추정결과의 왜곡을 초래할 수 있다는 점(김주영, 2011)을 반영하여 실험군의 밴드 폭(bandwidth)을 보다 현실적으로 조정하여 살펴볼 필요가 있다. 따라서 본 연구는 모수적 기법 추정 식에 선형과 이차항만을 포함하였으며, 실험군의 범위를 예상 최저임금(과거 인상을 평균)과 실제 최저임금 사이(bandwidth=5) 또는 전년도 최저임금 수준과 당해 최저임금 사이(bandwidth=15)로 좁혀서 분석해보았다. 추정방법으로는 앞에서의 모수적 기법 외에 비모수적 기법인 Cattaneo et al.(2019a, 2019b)의 국지적 선형추정법(rdrobust)과 국지적 확률추정법(rdrandinf)을 추가로 이용하여 추정하였다.

우선 <그림 5>와 같이 그래프로 먼저 살펴보면 밴드 폭을 좁히더라도 다항식 차수(p)에 상관없이 구분 점에서 실험군과 대조군의 고용량 변화에 비연속성이 관측되었다. 추정결과는 <표 6>에서 나타나 있는데, 전반적으로 앞서 살펴본 전국적 선형추정법을 이용한 결과들과 큰 차이가 없었다. 구체적으로 2018년 최저임금 인상은 최저임금 대상 근로자의 주당 근로시간을 평균 최소 약 2.4시간에서 최대 약 6.3시간까지 통계적으로 유의하게 감소시킨 것으로 나타났다. 특히 밴드 폭을 매우 좁게 설정(b=1)하는 대신 구분 점 근처에서 무작위로 처리를 배정(repetitions = 1000)하여 자연실험과 유사

한 구조를 설정한 국지적 확률추정법에서도 최저임금 인상에 따른 저임금 근로자의 부정적 고용효과가 다시 한번 도출되었다.

[그림 5] Local Regression Discontinuity Plot 결과



주: bin의 개수는 IMSE-optimal evenly-spaced method에 의해 선정됨

<표 6> Local Regression Discontinuity Design 추정결과

	Parametric				Nonparametric		Local Randomization
	Flexible linear		Flexible quadratic		Local polynomial		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
밴드 폭	5	15	5	15	5	15	1
처치 효과	-4.146*** (1.550)	-2.429*** (0.824)	-6.275*** (1.666)	-5.126*** (1.227)	-5.319*** (1.540)	-3.486*** (0.871)	-5.960*** (-)
관측치 수	5,874	6,400	5,874	6,400	5,874	6,400	5,536

주: 1) *** p<0.01, ** p< 0.05, * p<0.1

2) ()안은 robust standard error

다만 위의 결과들은 평균적인 개념이므로 최저임금 인상에 따른 고용 충격이 다양한 구성원 사이에서 나타날 수 있는 이질성을 보여주지는 못하고 있다. 특히 2018년과 같이 그 인상 폭이 예상치

못하게 큰 수준이면 고용주가 처한 상황에 따라 고용 관련 결정이 다를 것이며, 이에 근로자마다 고용 충격이 확연하게 다를 수 있다. 이에 본 연구는 2018년 최저임금 인상의 고용효과를 성별, 나이별, 학력별, 종사자 지위별, 업종별, 업체 규모별로 추정하여 <표 7>과 같이 비교해보았다. 분석 결과 2018년 최저임금의 큰 폭 인상은 구성원 간 특성에 따라 부정적 고용효과가 다를 수 있음을 확연히 드러내었다. 특히 청년층을 중심으로 고용감소가 나타날 것이라는 일반적인 예상과는 다르게 남성, 30~50대 중장년층, 전문대 졸업자, 영세업체 근로자, 제조업 종사자 등 가계의 생계를 책임질 가능성이 큰 ‘생계형 저임금 근로자’의 고용 충격이 크게 나타났다. 흥미롭게도 교역재를 생산하는 제조업과 음식숙박업 등 전통서비스업에서 저임금 근로자의 고용감소가 확연히 나타났던 반면 고부가가치 산업인 지식서비스업에서는 오히려 긍정적 고용효과가 나타났다. 이는 제조업과 전통서비스업에서 가격을 인상하면 경쟁력이 하락하므로 가격 인상 대신 고용량을 조정하였음을 시사한다.

이러한 결과는 다음과 같은 정책적 시사점을 제시한다. 첫째, 우리나라와 같은 단일 최저임금 제도 하에서는 최저임금의 급격한 인상 시 그 여파가 구성원 간에 다르게 나타나므로 일부 선진국에서 시행되고 있는 업종 등에 따른 차등부과를 고려해볼 필요가 있다. 둘째, 최저임금 큰 폭 인상 시에는 제도의 도입 취지와 다르게 생계가 걸린 저임금 근로자의 고용 충격이 큰 만큼 이를 완화하기 위한 일자리 안정자금 등의 보완책을 선제적으로 마련하여 시행해야 한다.

<표 7> Local polynomial method로 추정한 2018년 최저임금 인상의 이질적 고용효과

	(1) 성별		(2) 나이			(3) 학력		
	남자	여자	15~29	30~59	60+	고졸 이하	전문대 졸	대졸 이상
처치 효과	-6.586*** (1.588)	-1.051 (0.895)	-3.389** (1.615)	-5.987*** (1.039)	-0.287 (3.043)	-2.421* (1.252)	-9.428*** (2.064)	-3.354*** (1.392)
관측치 수	2,795	5,285	1,700	3,110	3,270	6,046	798	1,235
	(4) 종사자 지위		(5) 업종			(6) 업체 규모		
	상용	임시·일용	제조업	전통 서비스	지식 서비스	10인 미만	10~299명	300명 이상
처치 효과	-1.009 (1.353)	-1.732 (2.174)	-3.999* (2.440)	-3.357*** (1.215)	2.796 (2.090)	-4.916** (2.035)	3.853** (1.862)	-4.233** (1.661)
관측치 수	1,503	6,577	434	6,610	826	1,021	930	6,129

주: 1) *** p<0.01, ** p< 0.05, * p<0.1

2) ()안은 robust standard error

종합해보면 우리나라의 경우 최근까지 최저임금이 빠른 속도로 인상되었음에도 일자리 감소가 심각하지 않았다는 것이 전반적이 평가이다. 그 이유에 대해 기존 연구(Schmitt, 2013; Leonard et al., 2014; Hirsch et al., 2015)는 최저임금 인상에 대응하여 사업주가 사업의 근본적인 변화를 의미

하는 고용량 축소 대신 수당 삭감, 근로시간 단축, 훈련시간 축소 등의 비용 절감 등으로 대응하였기 때문으로 보고 있다. 본 연구의 추정결과들은 이러한 예상을 뒷받침하고 있다. 즉, 최저임금 인상은 고용주에게 직접적인 인건비 부담 증가를 의미하므로 상용직 근로자보다 비교적 쉽게 고용량을 조정할 수 있는 임시·일용직 수요를 늘리거나, 최저임금으로 인해 이전보다 더 높은 임금을 주어야 하는 근로자들의 노동시간을 줄이는 등 노동비용 부담을 줄이려는 노력을 시도한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 완전경쟁 또는 이중시장 구조 가정에서 예측한 저임금 노동자의 고용 축소와는 정반대의 결과이다. 전반적으로 최저임금을 둘러싼 오해는 경제 전체에 걸친 임금인상과 개별 기업이 직면하는 임금인상의 효과를 혼동하는 데에서부터 비롯된다고 볼 수 있다(최경수, 2018). 최저임금이 인상되면 일정 범위 내에서는 가격구조 또는 비용구조 조정으로 대응할 수 있어 고용에 대한 영향은 미미할 수 있다.¹⁴⁾ 그러나 그 정도가 지나치면 제도의 취지와 달리 생계형 근로자를 중심으로 고용은 위축되기 시작한다.

3. 강건성 분석

앞에서는 일단 최저임금 인상률이 결정되면 고용주는 법적으로 반드시 지켜야 하므로 처치에 100% 순응한다는 가정하에 ‘분명한 회귀-불연속 설계’를 이용해 추정하였다. 그러나 최저임금제도의 전면적 실시에도 불구하고 약 7%에 달하는 미준수 사업장의 존재를 고려하면 이러한 100% 순응은 강한 가정일 뿐 아니라 고용효과 추정 시 왜곡을 발생시킬 수 있다. 이를 위해 2단계 최소제곱추정법(2-Stage Least Squares, 이하 “2SLS”)을 이용한 ‘불분명한 회귀-불연속 설계’를 통하여 강건성을 분석하였다. 불분명한 회귀-불연속 설계의 추정 방정식은 다음과 같다.

$$1\text{단계: } MW_i = \alpha_0 + \alpha_1 TI_i + \alpha_2 T_i + \alpha_3 TI_i \cdot T_i + X_i' \beta + \nu_i \quad (11)$$

$$2\text{단계: } y_i = \gamma_0 + \gamma_1 \widehat{MW}_i + r_2 TI_i + \gamma_3 TI_i \cdot T_i + X_i' \beta + \xi_i \quad (12)$$

1단계에서는 최저임금 대상자 상태를 종속변수로 하여 임금상승 압력을 이용한 지시함수 $\mathbf{1}(TI_i \geq 0)$ 을 도구변수로 사용하였다. 2단계에서는 1단계에서 추정된 최저임금 대상자 상태를 설명변수로 사용하여 2018년 최저임금 큰 폭 인상이 저임금 근로자의 고용에 미치는 영향을 살펴보았다. 참고로 2SLS를 통해 얻게 된 추정량은 임금상승 압력이 존재하는 개인을 대상으로 고용량의 변화를 추정하기 때문에 앞에서의 분명한 회귀-불연속 설계와 달리 국지적 평균 처치 효과(local average treatment effect)로 해석할 수 있다(Imbens and Angrist, 1994).

<표 8>와 같이 2SLS 추정결과를 살펴보면 앞에서의 분명한 회귀-불연속 설계의 결과와 유사한 것을 발견할 수 있다. 구체적으로 2018년 최저임금 인상은 최저임금 대상 근로자의 주당 근로시간을

14) 최저임금 인상으로 인한 부담이 사업주의 가격 인상으로 얼마나 전가되고 이윤감소로 얼마나 흡수되었는가에 대한 견해는 다양하다. 예를 들어 미국에서는 적정수준의 최저임금 인상은 노동비용 절감이나 이윤감소로 사업주에 의하여 거의 흡수되었으나(Schmitt, 2013), 최저임금이 대폭 인상된 경우에는 약 80%가 가격 인상으로 전가되었다고 분석되었다(Harasztsosi and Lindner, 2019).

평균 최소 약 5.5시간에서 최대 약 12.9시간까지 통계적으로 유의하게 감소시킨 것으로 나타났다.

<표 8> 2SLS를 이용한 Local Regression Discontinuity Design 추정결과

	Parametric - 2SLS				Nonparametric		Local Ratnization
	Flexible linear		Flexible quadratic		Local polynomial		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
밴드 폭	5	15	5	15	5	15	1
처치 효과	-4.774 (3.394)	-9.184*** (2.107)	-2.376 (3.766)	-7.848*** (2.922)	-8.457*** (2.243)	-5.525*** (1.363)	-12.915** (-)
관측치 수	746	990	746	990	5,874	6,400	5,536

주: 1) *** p<0.01, ** p< 0.05, * p<0.1

2) ()안은 robust standard error

V. 맺음말

본 연구는 금융위기 이후 기간에 해당하는 『한국노동패널조사』 12~21차 자료를 이용하여 ‘최저임금 인상은 저임금 근로자의 고용을 위축시키는가’라는 근본적인 질문에 대해 새로운 시각을 제시해보았다. 실제 노동시장의 구조가 수요독점에 가깝고 최저임금이 노사합의로 결정된다는 사실을 반영한다면 이론적으로는 최저임금 인상률에 따라 고용효과는 역 U-형태로 나타날 수 있다. 특히 우리나라의 경우 최저임금 결정에 정부의 의지가 반영될 수 있는 구조이므로 비경제적 이유로 인상률이 적정수준을 크게 벗어나 결정된다면 고용위축이 발생할 수도 있다. 본 연구는 이러한 이론적 예측을 고정효과모형 외에 내생성을 효율적으로 통제할 수 있는 회귀-불연속 설계를 통해 검증하였다.

추정결과에 따르면 적정한 최저임금 인상률(실질 기준, 약 5.9~9.1% 이내)은 고용에 정(+)의 효과를 보이지만, 이를 크게 초과(약 13%대)할 경우 고용이 위축될 수 있다. 이는 감내할 수 있는 최저임금 인상은 고용주가 이윤감소, 재료비 절감 등의 방법을 통해 신축적으로 대응하지만, 예상치 못하게 그 비용 부담이 커지면 결국 전반적인 고용량을 축소하는 것으로 해석된다. 아울러 2018년 최저임금 14.7% 인상은 최적 인상구간을 크게 벗어나 고용을 위축시키는 수준이었던 것으로 회귀-불연속 설계를 통해 확인되었다. 특히 청년층을 중심으로 고용감소가 나타날 것이라는 일반적인 예상과는 다르게 남성, 30~50대 중장년층, 전문대 졸업자, 10인 미만 영세업체 근로자, 제조업 종사자 등 생계형 저임금 근로자의 고용 충격이 여실히 드러났다.

본 연구의 가장 큰 의의는 최저임금과 고용 간 관계에 대한 이분법적 분석에서 벗어나 비선형성과 비연속성을 논의하고 이에 대한 실증분석을 처음 시도해본 데 있다. 아울러 본문에서 제시한

추정결과가 유효하다면 정부는 현재 기업이 노동시장에서 누리고 있는 독점 지대를 노동자에게 일부 배분한다는 비효율성 개선의 측면뿐 아니라 실제로 저임금 근로자의 임금과 고용을 함께 증가시키는 수요증대 효과도 누릴 수 있다. 그러나 이 과정에 비경제적 이유가 작용하여 인상 폭이 과도하게 결정된다면 고용이 위축될 뿐만 아니라 기업의 이윤감소로 투자가 줄고 생산성이 높은 노동자가 저숙련 노동시장으로 내몰리는 상황까지도 발생할 수 있다. 이러한 점에서 최근 정부의 『최저임금 결정체계 개편안』에 포함된 구간설정위원회 신설은 최적 최저임금 인상구간의 先 제시를 통하여 노사 간의 소모적 갈등을 줄이고 부정적 고용효과를 예방하는 데 유효할 것으로 판단된다. 아울러 우리나라와 같은 단일 최저임금 제도하에서는 최저임금 인상에 따른 이질적 고용효과를 다 수용할 수 없으므로 일부 선진국에서 시행하고 있는 차등부과도 고려해볼 필요가 있다. 마지막으로 최저임금의 급격한 조정 시 제도의 도입 취지와 다르게 생계형 저임금 근로자의 고용 충격이 커질 수 있는 만큼 일자리 안정자금 등의 선제적 대응책 마련도 필요하다.

하지만 본 연구는 최저임금 인상이 생산성 등 노동시장에 장기적으로 미칠 수 있는 경로에 대해서는 검토하고 있지 않다는 점에서 한계를 가진다. 예를 들어 Sorkin(2015)이 분석한 바와 같이 최저임금 인상에 따라 기업이 노동 절약적인 자동화 기계를 확충하는 등 설비투자를 촉진함에 따라 노동생산성 상승을 도모할 수 있는 계기가 될 수 있다. 더 나아가 최저임금 인상이 노동생산성과 시장임금의 차이인 노동착취 이윤(exploitation rent)의 정도를 줄이는 데 실제로 작용하였는지도 검증해 볼 필요도 있다. 이에 대한 분석은 추후 연구과제로 남겨두고자 한다.

참고문헌

- 강승복(2017), 「도구변수를 이용한 최저임금의 고용효과」, 『노동경제논집』 40(3), pp.105-131.
- 고용노동부(2019), 「최저임금 결정체계 개편안 발표」, 보도자료.
- 김대일(2012), 「최저임금의 저임금 근로자의 신규채용 억제효과」, 『노동경제논집』 35(3), pp.29-50.
- 김대일·이정민(2019), 「2018년 최저임금 인상시 고용효과」, 2019년 경제학 공동학술대회 발표자료.
- 김유선(2014), 「최저임금의 고용효과」, 『산업노동연구』 20(3), pp.229-259.
- 김주영(2011), 「최저임금의 고용효과」, 『최저임금 효과분석』 제3장, 한국노동연구원.
- 남성일(2008), 「최저임금제가 노동수요에 미치는 효과: 감시단속 근로자에 대한 실증분석」, 『노동경제논집』 31(3), pp.1-19.
- 남재량·안태현·안중범·전영준(2009), 「빈곤대책연구 I」, 노동부 연구용역사업, 한국노동연구원.
- 송현재·신우리·임현준(2018), 「최저임금이 고용구조에 미치는 영향」, 『BOK 경제연구』 41.
- 안태현(2009), 「최저임금의 고용효과에 관한 경제학적 논쟁」, 『국제노동브리프』 8월호, pp.43-54.
- 양지연(2017), 「이중구조화된 노동시장에서 최저임금의 고용효과」, 『노동정책연구』 17(1), pp.1-25.
- 이병희(2008), 「최저임금의 고용유지 및 취업유입 효과」, 『산업노동연구』 14(1), pp.1-24.
- 이시균(2007), 「최저임금의 고용효과」, 『노동리뷰』 30, pp.43-51.
- 이정민·황승진(2016), 「최저임금이 고용에 미치는 영향」, 『노동경제논집』 39(2), pp.1-34.
- 정진호(2011), 「최저임금의 실효성 제고」, 『노동리뷰』 70, pp.40-43.
- 정진호·이기재(2009), 「합리적인 최저임금 결정을 위한 기초통계 정비 및 생계비·영향률 등 지표 활용도 제고방안」, 고용노동부 연구용역사업, 한국노동연구원.
- 조세재정연구원(2018), 「최저임금 인상의 경제효과 분석 모형연구」, 기획재정부 연구용역사업.
- 최경수(2018), 「최저임금 인상이 고용에 미치는 영향」, 『KDI Focus』 90.
- 홍민기(2018), 「2018년 최저임금 인상의 고용효과」, 『월간 노동리뷰』 5월호, 한국노동연구원.
- Bachmann, R. and Frings, H.(2017), “Monopsonistic competition, low-wage labour markets, and minimum wages - An empirical analysis,” *Applied Economics* 49(51), pp.5268-5286.
- Baek, J. and Park, W.(2016), “Minimum wage introduction and employment: Evidence from South Korea,” *Economics Letters* 139(C), pp.18-21.
- Bhaskar, V. and To, Ted(1999), “Minimum Wages for Ronald McDonald Monopsonies: A theory of Monopsonic Competition,” *Economic Journal* 109(455), pp.190-203.
- Boeri, T.(2012), “Setting the minimum wage,” *Labour Economics* 19(3), pp.281-290.
- Brown, C.(1988), “Minimum Wage Laws: Are They Overrated?,” *Journal of Economic Perspectives* 2(3), pp.133-145.
- _____ (1999), “Minimum wages, employment, and the distribution of income,” In Ashenfelter, O. and Card, D. (eds), *Handbook of Labor Economics*, pp.2101-2163

- Brown, C., Gilroy, C., and Kohen, A.(1982), “The Effect of The Minimum Wage on Employment and Unemployment,” *Journal of Economic Literature* 20(2), pp.487–528.
- Burdett, K. and Mortensen, D.(1998), “Wage Differentials, Employer Size, and Unemployment,” *International Economic Review* 39(2), pp.257–273.
- Card, D. and Krueger, A.(1994), “Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania,” *American Economic Review* 84(4), pp.772–793.
- _____ (1995), “Time-Series Minimum-Wage Studies: A Meta-analysis,” *American Economic Review* 85(2), pp.238–243.
- _____ (2000), “Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Reply,” *American Economic Review* 90(5), pp.1397–1420.
- Cattaneo, M. D. and Escanciano, J. C.(2017), “Regression Discontinuity Designs: Theory and Applications,” *Advances in Econometrics* 38.
- Cattaneo, M. D., Idrobo, N. and Titiunik, R.(2019a), “A Practical Introduction to Regression Discontinuity Designs: Foundations,” *Cambridge Elements: Quantitative and Computational Methods for Social Science*, Cambridge University Press.
- _____ (2019b), “A Practical Introduction to Regression Discontinuity Designs: Extensions,” *Cambridge Elements: Quantitative and Computational Methods for Social Science*, Cambridge University Press.
- Cengiz, D., Dube, A., Lindner, A., and Zipperer, B.(2019), “The Effect of Minimum Wages on Low-Wage Jobs,” *Quarterly Journal of Economics* 134(3), pp.1405–1454.
- Draca, M., Machin, S. and Reenen, J. V.(2011), “Minimum Wages and Firm Profitability,” *American Economic Journal: Applied Economics* 3(1), pp.129–151.
- Dube, A., Lester, T., and Reich, M.(2010), “Minimum Wage Effects Across State Borders: Estimates Using Contiguous Counties,” *Review of Economics and Statistics* 92(4), pp.945–964.
- Flinn, C.(2011), *The minimum wage and labor market outcomes*, MIT Press: Cambridge MA.
- Gelman, A. and Imbens, G.(2017), “Why High-Order Polynomials Should Not Be Used in Regression Discontinuity Designs,” *Journal of Business and Economic Statistics* 37.
- Harasztosi, P. and Lindner, A.(2019), “Who Pays for the Minimum Wage?,” *American Economic Review* 109(8), pp.2693–2727.
- Hirsch, B., Kaufman, B. and Zelenska, T.(2015), “Minimum Wage Channels of Adjustment,” *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society* 54(2), pp.199–239.

- Imbens, G. and Angrist, J.(1994), "Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects," *Econometrica* 62(2), pp.467-75.
- Imbens, G. and Lemieux, T.(2008), "Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice," *Journal of Econometrics* 142(2), pp.615-635.
- Lemos, S.(2004), "Political Variables as Instruments for the Minimum Wage," *IZA Discussion Paper* 1136.
- Leonard, M. L., Stanley, T. D. and Doucouliagos, H.(2014), "Does the UK Minimum Wage Reduce Employment? A Meta-regression Analysis," *British Journal of Industrial Relations* 52(3), pp.499-520.
- Manning, A.(1995), "How Do We Know That Real Wages Are Too High?," *Quarterly Journal of Economics* 110, pp.1111-1125.
- _____ (2003), *Monopsony in Motion: Imperfect Competition in Labor Markets*. Princeton University Press: Princeton.
- Neumark, D. and Wascher, W.(2000), "Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Comment," *American Economic Review* 90(5), pp.1362-1396.
- _____ (2008), *Minimum Wages*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Nickell, S., and Andrews, M.(1983). "Unions Real Wages and Employment, 1951-79," *Oxford Economic Papers* 35(0), pp.183-206.
- Rebitzer, J. and Taylor, L.(1995), "The Consequences of Minimum Wage Laws: Some New Theoretical Ideas," *Journal of Public Economics* 56(2), pp.245-255.
- Schmitt, J.(2013), "Why Does the Minimum Wage Have No Discernible Effect on Employment?," *CEPR Reports and Issue Briefs* 4, Center for Economic and Policy Research.
- Sen, A., Rybczynski, K. and Van De Waal, C.(2011), "Teen employment, poverty, and the minimum wage: Evidence from Canada," *Labour Economics* 18(1), pp.36-47.
- Sokin, I.(2015), "Are there long-run effects of the minimum wage?," *Review of Economic Dynamics* 18(2), pp.306-323.
- Williams, N. and Mills, J. A.(2001), "The minimum wage and teenage employment: evidence from time series," *Applied Economics* 33(3), pp.285-300.

