

**특 별 세 셴**

**최저임금 인상이 근로자 고용규모에 미치는 영향:  
“경제활동인구조사” 자료를 이용한 분석\***

강 창 희\*\*

본 논문은 Cengiz et al.(2019)이 제안한 집군(集群)추정법을 “경제활동인구조사” 자료에 적용해 2009~2019년 기간 최저임금 인상이 근로자 고용규모에 미친 영향을 추정한다. 집군추정법은 강창희(2020)에서도 적용된 방법으로서 최저임금 인상에 따른 시간당 임금 분포의 변동을 활용하고, 한국과 같이 전국적으로 동일한 최저임금을 채택하는 노동시장에 쉽게 적용될 수 있다. 추정 결과에 의하면, 2009~2019년 기간 동안 연도별 최저임금의 인상은 고용규모에 부정적인 영향을 미쳤다. 최저임금이 10% 인상되면 근로자 전체 고용규모는 약 1.42~1.74% 정도 감소하는 것으로 추정된다. 최저임금 인상의 부정적 고용효과는 근로자 집단별로, 사업체 특성별로 서로 다르다. 최저임금 근로자의 비중이 높은 집단에서 부정적인 효과가 더 크다. 향후 최저임금 인상 폭을 결정하는 과정에서 최저임금 인상으로 인한 부정적인 고용효과를 충분히 고려할 필요가 있다.

주제어: 최저임금, 고용, 집군추정법, 경제활동인구조사  
경제학문헌목록 주제분류: J08, C29

논문 투고일: 2020년 11월 3일, 논문 수정일: 2020년 12월 25일, 논문 게재확정일: 2021년 1월 5일

\* 본 논문은 한국노동경제학회 2020년 하계 학술대회에서 발표되었습니다. 본 논문에 대해 유용한 코멘트를 해주신 두 분의 심사자와 학술대회 참가자들에게 감사드립니다. 본 연구는 서울대 경제연구소 분배정의연구센터와 한국연구재단의 연구지원(NRF-2016S1A3A2924944)을 통해 이루어졌습니다.

\*\* 중앙대학교 경제학부 교수 (ckang@cau.ac.kr)

## I. 서론

우리나라의 최저임금(시급 기준)은 지난 3년 동안 상당한 변동을 겪었다. 2014~2017년까지 명목 최저임금 인상률은 연도별로 약 7.1~8.1% 정도였으나, 2018년과 2019년의 인상률은 각각 16.4%와 10.9%에 이르렀다. 그러나 급속한 최저임금 인상에 대한 우려와 전반적인 경제 상황을 고려해 2020년의 최저임금은 전년에 비해 2.9% 인상된 8,590원으로 결정되었다. 2021년 최저임금 또한 전년에 비해 1.5% 인상된 8,720원으로 결정되었다.

2018년에 급속하게 인상된 최저임금이 고용규모에 미친 영향을 두고 경제학계에서뿐만 아니라 사회적으로도 많은 논란이 벌어졌다. 최저임금의 고용효과에 관해 많은 논쟁과 혼란이 있는 이유는 근본적으로 최저임금의 고용효과의 방향이 이론적으로 확정되지 않고 실증분석 또한 그리 간단하지 않기 때문이다. 노동경제학 교과서에서는 최저임금 인상이 고용규모를 줄일 수도 혹은 늘릴 수도 있다고 설명한다. 최저임금 인상의 영향을 받는 노동시장이 완전경쟁 시장인 경우 최저임금 인상은 해당 노동시장의 균형 고용량을 줄인다(박철성·송헌재·강창희, 2015, 128쪽). 반면에 그 노동시장이 수요독점적인 경우 최저임금 인상은 균형 고용량을 늘린다(박철성·송헌재·강창희, 2015, 206쪽). 종국적으로 최저임금 인상의 영향을 받는 노동시장이 완전경쟁적인지 수요독점적인지에 따라 고용효과의 방향이 결정되는데, 우리는 최저임금의 영향을 받는 노동시장의 근본적인 속성에 대해 그리 많은 것을 알고 있지 못하다. 그에 따라 최저임금의 고용효과를 분석한 국내외 많은 실증연구는 최저임금 인상으로 인해 균형 고용량이 어느 방향으로 변동하는지를 분석한다. 이들 실증연구가 제시하는 최저임금 인상의 고용효과의 크기와 방향 또한 일관되지 않기 때문에 최저임금의 경제적 효과에 관한 논쟁은 여전히 계속되고 있다.<sup>1)</sup>

2018년에 급격히 인상된 최저임금의 고용효과를 두고 다양한 연구와 논쟁이 진행되고 있다. 2018년 이후에 국내 주요 경제학 저널에 출간된 논문들만을 대상으로 최저임금의 고용효과 논쟁을 정리해보면, 강창희(2020), 김낙년(2020), 김대일·이정민(2019)은 2018년의 최저임금 인상이 근로자 고용규모를 줄였다고 주장하는 반면, 홍민기(2018, 2019), 김태훈(2019)은 최저임금 인상이 일자리 수에는 큰 영향을 미치지 않고 일자리당 근로시간

1) 강창희(2020)는 서론에서 최저임금의 고용효과를 분석한 국내외의 실증연구들은 정리하고 있다.

만을 감소시켰다고 주장한다. 최저임금의 고용효과에 관한 해외 실증연구들의 논쟁이 대체로 분석 자료와 통계모형 설정 방법의 차이에 기인하는 것과 마찬가지로, 국내 연구들의 상반되는 결과 또한 분석 자료, 최저임금 영향률 변이의 구성 방법, 통계모형 설정 방법의 차이에 기인한다.

위에서 언급한 국내 선행연구들 중 강창희(2020)를 제외한 나머지 연구들은 모두 최저임금액이 전국적으로 동일한 상황에서 최저임금 영향력의 변이(variation)를 구성하기 위해 인구집단별(김대일·이정민, 2019), 지역별(김태훈, 2019; 김낙년, 2020), 산업별(홍민기, 2018; 2019)로 관측치들을 세분하였다. 이들과는 대조적으로 강창희(2020)는 원시자료의 표본을 세분하지 않고 노동시장 전체의 시간당 임금 분포의 연도별 변동을 이용해 최저임금 인상이 저임금 근로자들의 고용규모에 미친 영향을 추정하였다. 강창희(2020)의 이 연구 방법은 Cengiz et al.(2019)이 제안한 Bunching 추정법(집군(集群)추정법)을 최저임금이 전국적으로 동일한 한국의 특수 상황에 적용한 추정법이다. 국내 선행연구들이 최저임금 영향력의 변이를 모형화하는 방법에 따라 고용효과의 추정 결과가 상이함을 감안할 때, 최저임금 영향력의 변이를 모형화하지 않는 집군추정법은 연구자의 자의성을 상당히 배제하는 장점을 가지고 있다.

강창희(2020)는 연도별로 최대한 많은 수의 관측치를 확보해 시간당 임금의 모집단 분포를 도출하기 위해 고용노동부의 “고용형태별 근로실태조사”(2008~2018년) 자료를 사용하였다. “고용형태별 근로실태조사”의 원시자료에 포함된 근로자 표본 수는 연도별로 대략 70~100만 정도에 이르러 시간당 임금의 모집단 분포를 도출하기에 적합하기 때문이다. 이 자료를 대상으로 집군추정법을 적용해 그는 최저임금이 10% 인상될 때 노동시장 전체의 근로자 고용규모는 약 1.42~1.74% 정도 감소한다고 추정하였다.

본 연구는 강창희(2020)의 분석 방법을 다른 자료인 “경제활동인구조사의 8월 근로형태별 부가조사”에 적용해봄으로써 “고용형태별 근로실태조사”와 유사한 추정 결과가 도출되는지를 검증하고자 한다. 유사한 분석 방법을 상이한 자료에 적용했을 때 유사한 추정 결과가 도출된다면, 그 분석 방법을 통해 구한 추정 결과의 신뢰도가 높아질 것이기 때문이다.

강창희(2020)는 집군추정법을 적용하면서 시간당 임금 분포에 영향을 미치는 관측 특성들의 연도별 차이를 통제하기 위해 Juhn, Murphy and Pierce(1993, 이하 JMP)의 임금 분해 방법론을 적용하였다. 그런데 Fortin, Lemieux and Firpo(2011)는 다양한 임금분포 분해 방법들을 개관하면서 JMP(1993)의 분해법이 특성변수들에 대해 강한 외생성(strong exogeneity)을 가정한다고 지적한다. Fortin et al.(2011)은 특성변수의 변동이 임금분포에

미치는 영향을 통제하는 적절한 방법으로서 DiNardo, Fortin and Lemieux(1996, 이하 DFL)의 방법론을 추천한다. 본 연구는 시간당 임금 분포의 변동에서 근로자 특성변수의 연도별 변동을 통제하기 위해 JMP(1993) 대신에 DFL(1996)의 방법론을 적용한다.<sup>2)</sup>

“경제활동인구조사” 자료를 분석한 본 논문의 추정 결과에 의하면, 2009~2019년 기간 동안의 연도별 최저임금의 인상은 근로자 고용규모를 줄이는 것으로 나타난다. 최저임금이 10% 인상되면 전체 근로자 고용규모는 약 1.42~1.74% 정도 감소하는 것으로 추정된다. 2020년 현재 임금근로자의 수가 대략 2천만 명 정도임을 고려할 때, 최저임금이 10% 인상되면 근로자 고용규모는 약 28.4~34.8만 명 정도 감소한다. 최저임금 인상이 근로자 고용규모를 줄이는 효과는 근로자 집단별 및 사업체의 특성별로 다르다. 최저임금 인상이 상대적으로 작은 영향을 미치는 집단(중장년층, 대졸 이상, 300인 이상 사업체)에서는 최저임금의 고용 감소 효과가 작은 반면, 최저임금 인상이 큰 영향을 미치는 집단(청년·노년층, 고졸 이하, 5인 미만, 도소매·음식숙박업)에서는 고용 감소 효과도 크게 나타난다. 최저임금의 수준을 결정하는 데 있어 그것이 노동시장에 미칠 부정적인 고용효과가 충분히 고려될 필요가 있다.

본 논문은 아래에서 다음의 순서로 전개된다. 제II장에서 우리는 Cengiz et al.(2019)의 집군추정법을 간략히 소개하고, 그 방법을 보완하는 DFL방법을 설명한다. 제III장에서는 본 논문의 실증분석에 사용할 자료를 소개하고, 제IV장에서는 통계분석 결과를 설명한다. 그리고 제V장에서는 분석 결과를 정리하고 결론을 제시한다.

## II. 분석 방법

본 논문은 Cengiz et al.(2019)이 처음 제안하고 강창희(2020)가 한국 최저임금 인상의 고용효과를 추정하기 위해 사용한 Bunching 추정법(집군(集群)추정법)을 적용한다. 강창희(2020)의 제II장에서 정리한 집군추정법을 다시 간략히 요약하면 다음과 같다.

2) 임금분해 방법론에 따라 최저임금의 고용효과를 추정한 결과가 크게 달라지는지를 확인하기 위해 우리는 JMP(1993)의 분해법을 적용한 추정치들을 부록에서 <부표 1>과 <부표 2>에 제시하였다. JMP(1993) 분해법을 적용한 추정 결과는 본 논문의 추정 결과보다 약간 작은 규모의 부정적인 고용효과를 보여준다. 예를 들어, <부표 1>과 <부표 2>에 의하면 최저임금이 10% 인상될 때 전체 근로자 고용규모는 약 0.94~1.05% 정도 감소하는 것으로 추정된다.

[그림 1] 집군추정법의 개요

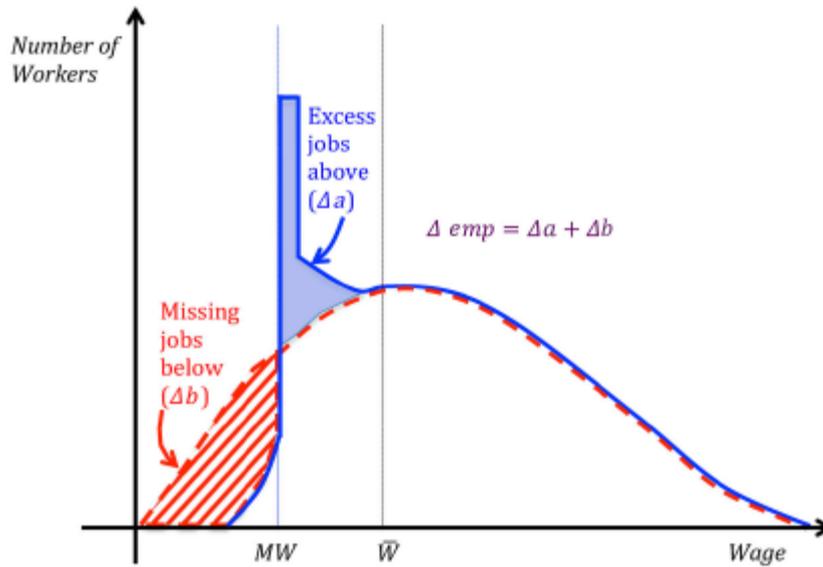


FIGURE I

The Impact of Minimum Wages on the Frequency Distribution of Wages

자료 : Cengiz et al.(2019, p. 1412)의 Figure 1.

[그림 1]에는 최저임금이 원점(M0)에서 MW로 인상되기 이전과 이후 각 시점에 관측되는 시간당 임금분포가 제시되어 있다. 빨간색 점선의 분포는 최저임금이 원점 M0 수준으로 주어질 때 관측된 시간당 임금분포이고, 파란색 실선의 임금 분포는 최저임금이 MW로 인상된 이후 관측된 시간당 임금분포이다.

최저임금이 M0에서 MW로 인상되면 시간당 임금분포는 빨간색 점선의 분포에서 파란색 실선의 분포로 변화할 것이다. 집군추정법은 최저임금 인상이  $\bar{W}$  이상의 시간당 임금에서는 고용량에 영향을 미치지 않는다고 가정하고  $\bar{W}$  미만의 시간당 임금 구간에서 변동하는 고용량을 추정하고자 한다.

[그림 1]에 의하면 최저임금 인상에 따른 고용량 순변화분은  $\Delta e = \Delta b + \Delta a$ 이다. Cengiz et al.(2019)는 이 아이디어를 1978~2016년 기간의 미국 노동시장에 적용해 최저임금 인상의 고용효과를 추정하였다. 강창희(2020)는 Cengiz et al.(2019)의 아이디어를

“고용형태별 근로실태조사” 2008~2018년 자료에 적용해 한국에서 최저임금 인상의 고용 효과를 추정하였다.

[그림 1]에 제시된 아이디어는 매우 직관적이지만, 그것을 현실의 시간당 임금 분포에 적용할 때는 추가로 고려할 점이 있다. Cengiz et al.(2019)은 명시적으로 고려하지 않았지만, 시간에 따라 근로자 모집단의 특성이 변동할 수 있다. 예를 들어, 연도별로 근로자 모집단의 성별 구성이나 평균 연령 및 평균 교육연수 등 최저임금 이외에 근로자의 시간당 임금수준과 분포에 영향을 미치는 요인들이 달라질 수 있다. 그러므로, 시간당 임금 분포의 변동을 이용해 최저임금 인상의 고용효과를 정확히 추정하기 위해서는 최저임금 이외에 임금수준과 분포에 영향을 미치는 여타 요인들을 통제할 필요가 있다.

강창희(2020)는 JMP(1993)의 임금분해 방법론을 적용해 시간에 따른 근로자 모집단의 특성 변화를 통제하고자 하였다. 그런데 Fortin et al.(2011)은 JMP(1993)의 분해법이 특성변수들에 대해 강한 외생성을 가정한다고 지적한다. Fortin et al.(2011)은 표본 특성의 변동이 임금분포에 미치는 영향을 통제하는 가장 적절한 방법으로서 JMP(1993)보다는 DFL(1996)의 방법론을 추천한다. 본 연구는 시간당 임금 분포의 변동에서 근로자 집단 특성변수의 연도별 변동을 통제하기 위해 JMP(1993) 대신에 DFL(1996)의 방법론을 적용한다.

본 연구의 실증분석에서 사용하는 DFL(1996)의 임금분포 분해법을 구체적으로 설명하면 다음과 같다.

연도  $t$ 의 시간당 임금  $W_t$ 의 무조건부 누적확률분포 함수(cumulative distribution function, CDF)  $F_t(w)$ 를 다음과 같이 정의하자.

$$\Pr(W_t \leq w) \equiv F_t(w)$$

또한, 연도  $t$  현재 관측 특성이  $X_t$ 인 근로자들의 시간당 임금의 조건부 누적확률분포 함수  $F_t(w|X_t)$ 를 다음과 같이 정의하자.

$$\Pr(W_t \leq w | X_t) \equiv F_t(w | X_t)$$

조건부 확률과 무조건부 확률 사이의 관계를 이용하면 아래의 등식이 성립한다.

$$\Pr(W_t \leq w) \equiv F_t(w) = \int F_t(w|X_t) dG_t(X_t)$$

이 식에서  $G_t(X_t)$ 는 연도  $t$ 의 관측 특성  $X_t$ 의 다변량 누적확률분포 함수이다.

연도  $t$ 와  $t+1$ 의 표본 사이에 관측 특성의 구성 변화가 없는 경우, 즉  $X_t = X_{t+1}$ 인 경우, 우리는 특정한 시간당 임금 수준  $\tilde{w}$ 에서  $F_{t+1}(\tilde{w}) - F_t(\tilde{w})$ 를 계산함으로써 최저임금 인상의 고용효과를 추정할 수 있다. 그러나 현실에서는 연도  $t$ 와  $t+1$  사이에 표본 관측치들의 관측 특성(예를 들어, 성별, 연령, 교육수준 등)이 변화한다. 우리는 이와 같은 관측 특성의 변화가 없는 가상적인 상황(counterfactual)에서 발생할 연도  $t$ 와  $t+1$  사이 시간당 임금의 누적확률분포의 변화를 다음과 같이 정의한다.

$$F_{t+1}^C(w) - F_t(w)$$

위 식에서 연도  $t+1$ 의 가상적 누적확률분포  $F_{t+1}^C(w)$ 는 다음과 같이 정의된다.

$$F_{t+1}^C(w) = \int F_{t+1}(w|X) dG_t(X) = \int F_{t+1}(w|X)\Psi(X) dG_{t+1}(X) \quad (1)$$

위 식에서  $\Psi(X) \equiv \frac{dG_t(X)}{dG_{t+1}(X)}$ 는 가중치 조정분(reweighting factor)이다.

식 (1)에 의하면, 관측된 특성을 연도  $t$ 로 고정시키는 경우 연도  $t+1$  시간당 임금의 가상적 누적확률분포  $F_{t+1}^C(w)$ 는  $F_{t+1}(w|X)\Psi(X)$ 를 연도  $t+1$  관측 특성의 분포를 이용해 가중 평균함으로써 구할 수 있다.

DFL(1996)은 베이즈정리를 이용해  $\Psi(X)$ 가 아래의 식으로 표현됨을 보인다.

$$\Psi(X) = \frac{\Pr(X|Y_r=t)}{\Pr(X|Y_r=t+1)} = \frac{\Pr(Y_r=t|X)}{\Pr(Y_r=t+1|X)} \cdot \frac{\Pr(Y_r=t+1)}{\Pr(Y_r=t)}$$

위 식의 구성요소들, 즉  $\Pr(Y_r=t)$ ,  $\Pr(Y_r=t+1)$ ,  $\Pr(Y_r=t|X)$  및  $\Pr(Y_r=t+1|X)$ 는 연도  $t$ 와  $t+1$ 의 통합표본(pooled sample)을 이용해 계산할 수 있다. 따라서 우리는  $\widehat{\Psi}(X)$ 을 구할 수 있고 그에 따라  $\widehat{F}_{t+1}^C(w|X)\widehat{\Psi}(X)$ 와  $\widehat{F}_{t+1}^C(w)$ 를 구할 수 있게 된다.

구체적으로, Fortin et al.(2011)은 다음의 과정을 통해  $\widehat{F}_{t+1}^C(w)$ 를 계산한다고 설명한다.

<1> 연도  $t$ 와  $t+1$ 의 통합표본으로부터 특정 관측치가 연도  $t+1$ 에 속할 확률에 대한 프로빗(또는 로짓) 모형을 추정한다. 이 추정 결과를 이용해 특성변수  $X$ 를 보유한 각 관측치의  $\widehat{\Pr}(Y_r=t|X)$ 와  $\widehat{\Pr}(Y_r=t+1|X)$ 를 계산한다.

<2> 위의 두 조건부 확률 추정치를 이용해 아래와 같이  $\widehat{\Psi}(X)$ 을 계산한다.

$$\widehat{\Psi}(X) = \frac{\widehat{\Pr}(Y_r=t|X)}{\widehat{\Pr}(Y_r=t+1|X)} \cdot \frac{\widehat{\Pr}(Y_r=t+1)}{\widehat{\Pr}(Y_r=t)} \quad (2)$$

위 식에서  $\widehat{\Pr}(Y_r=t)$ 와  $\widehat{\Pr}(Y_r=t+1)$ 은 각각 연도  $t$ 와  $t+1$ 에 속한 관측치들의 표본 비중이다.

<3>  $\widehat{\Psi}(X)$ 의 가중치를 적용해 연도  $t+1$  시간당 임금의 누적분포함수를 도출한다.

실제 자료 분석에서 Fortin et al.(2011)은 비모수 추정법을 적용해 아래와 같이 확률밀도함수  $f_t(w)$ 와  $f_{t+1}^C(w)$ 을 추정하고 이로부터 누적확률분포  $\widehat{F}_t(w)$ 와

$\hat{F}_{t+1}^C(w)$ 를 계산한다.

$$\hat{f}_t(w) = \frac{1}{hN_t} \cdot \sum_{i \in S_t} K\left(\frac{W_i - w}{h}\right), \quad (3)$$

$$\hat{f}_{t+1}^C(w) = \frac{1}{hN_{t+1}} \cdot \sum_{i \in S_{t+1}} \Psi(\widehat{X}_i) \cdot K\left(\frac{W_i - w}{h}\right)$$

위의 식 (3)에서  $h$ 는 대역폭(bandwidth)을,  $K(\cdot)$ 는 커널함수를 의미한다. 우리는 실증분석에서 Stata의 명령어 `kdensity`(Epanechnikov kernel 사용)를 적용해  $f_t(w)$ 와  $f_{t+1}^C(w)$ 를 추정한다. 강창희(2020)와 동일하게 우리는  $\tilde{w}$ 로서 ‘실질 최저임금액+4천원’과 ‘실질 최저임금액+5천원’을 사용한다.

### III. 분석 자료

본 연구는 통계청에서 제공하는 2008~2019년 “경제활동인구조사(이하 경활)”의 연도별 8월 ‘근로형태별 부가조사’ 원시자료를 이용한다. “경활”은 매월 전국의 약 3만 5천 개 가구에 거주하는 약 6~7만 명 개인들의 경제활동 상태를 조사한다. 2007년 조사부터는 각 연도의 3월과 8월에 취업자들을 대상으로 임금 및 근로조건 등 일자리 정보를 보다 자세히 조사하는 ‘근로형태별 부가조사’를 실시하고 있다. 본 연구는 임금근로자의 시간당 임금을 파악하기 위해 2008~2019년 8월의 경활 ‘근로형태별 부가조사’의 데이터를 사용한다. ‘근로형태별 부가조사’는 2016년까지는 3월과 8월 두 차례에 걸쳐 실시되었으나, 2017년부터는 8월에만 부가조사를 실시한다. 분석 자료의 생성 시점을 통일하기 위해 본 연구는 2008~2019년의 8월 ‘근로형태별 부가조사’(이하 ‘경활 부가조사’)를 사용해 최저임금 인상의 고용효과를 추정한다.

‘경활 부가조사’에서 수집하는 임금근로자의 임금과 근로시간 사이에는 관측 시점의

불일치가 존재한다. 근로시간의 경우, ‘경찰 부가조사’는 조사 시점 기준 “지난 주”의 평소 1주 근로시간을 조사한다. 반면, 임금의 경우에는 ‘시간당 임금’을 받는 근로자에게는 조사 시점의 시간당 임금을 조사하고, ‘일급, 주급, 월급, 연봉, 실적급 및 기타 형태’의 임금을 적용받는 근로자에게는 “최근 3개월간”의 (세금 공제 전) 월평균 임금을 조사한다. 우리는 ‘시간당 임금’이 아닌 형태의 임금을 지급받는 근로자의 시간당 임금을 “최근 3개월간의 월평균 임금÷(지난주 근로시간×4.345)”을 이용해 계산하였다. 즉, ‘시간당 임금’이 아닌 형태로 임금을 지급받는 근로자의 시간당 임금은 측정오차를 포함하고 있다. 이 측정오차는 ‘경찰 부가조사’를 사용하는 경우에는 불가피하게 발생한다. 이 측정오차를 교정할 수 있는 적절한 방법이 존재하지 않기 때문에 본 연구의 추정 결과는 측정오차에 의해 오염될 가능성을 염두에 둘 필요가 있다. 강창희(2020)는 시간당 임금의 측정오차가 상대적으로 적을 것으로 추측되는 “고용형태별 근로실태조사” 자료를 이용해 2009~2018년의 연도별 최저임금 인상의 고용효과를 추정하였다. 본 연구는 강창희(2020)와 유사한 추정 방법을 ‘경찰 부가조사’에 적용해 같은 기간 동안의 연도별 최저임금 인상의 고용효과를 추정하는 보완적인 연구로서 이해할 수 있다.<sup>3)</sup>

본 연구는 강창희(2020)의 분석표본 구성 방법과 동일하게 2008~2019년 각 연도의 ‘경찰 부가조사’ 원시자료에서 고용형태가 특수한 근로자<sup>4)</sup>와 재택·가내 근로자<sup>5)</sup> 및 경제활동 상태가 자영자이거나 무급가족종사자인 관측치들을 분석에서 제외한다. 또한 근로자가 종사하는 산업이 한국표준산업분류의 ‘O. 공공행정, 국방 및 사회보장행정’, ‘T. 가사서비스업’ 및 ‘U. 국제 및 외국기관’인 경우도 분석에서 제외한다. 추가적으로 우리는

3) 강창희(2019, 97~98쪽)에 언급된 바와 같이, “고용형태별 근로실태조사”는 매년 6월을 기준으로 근로자의 정상 근로시간 정보를 수집하기 때문에 6월 중 법정 공휴일의 수에 따라 연도별로 정상 근로시간의 차이가 발생한다. 월 근로일 수는 연도별로 최대 3일까지 차이가 난다. 휴일 수가 많은 연도의 경우 정상 근로시간이 짧기 때문에 시간당 임금 추산액(=월 총급여/정상 근로시간)은 상승하고, 휴일 수가 적은 연도의 시간당 임금 추산액은 하락한다. 강창희(2019)는 최저임금의 영향을 거의 받지 않는 근로자 집단의 정상 근로시간을 활용해 이와 같은 6월의 휴일 수 차이를 보정한 이후 추산한 시간당 임금액을 대상으로 집군추정법을 적용하였다. 그러나 이 방법을 통해 정상 근로시간의 차이가 적절히 보정되었는지는 다른 자료를 이용해 재확인될 필요가 있다. 본 연구에서 분석하는 ‘경찰 부가조사’의 근로시간은 연도별 휴일 수 차이의 영향을 거의 받지 않기 때문에 “고용형태별 근로실태조사”를 이용한 분석의 적절성을 재확인하고 보완하는 역할을 할 것으로 기대된다.

4) 경찰 근로형태별 부가조사표의 질문 57(지난주에 다니던 직장(일)은 개인적으로 고객을 찾거나 맞이하여 상품이나 서비스를 제공하고 그 일한 만큼(실적에 따라) 소득을 얻는 형태에 해당됩니까?)에 대해 ‘예’라고 응답한 근로자.

5) 부가조사표의 질문 58(지난주에 주로 어디에서 일하셨습니다?)에 ‘가정에서’라고 응답한 근로자.

분석대상 근로자의 연령을 만 18세에서 70세로 한정하고, 일주일 평균 근로시간이 57.5 시간(월평균 250시간) 이상이라고 응답한 비정상 관측치들을 분석에서 제외한다.

본 연구에서 사용하는 모든 명목 금액 변수는 2015년 기준 소비자 물가지수를 사용해 실질가격으로 변환하였다. 또한 원자료에서 제공하는 표본 가중치를 적용해 각 연도별로 근로자 시간당 임금의 모집단 분포를 추정한다.

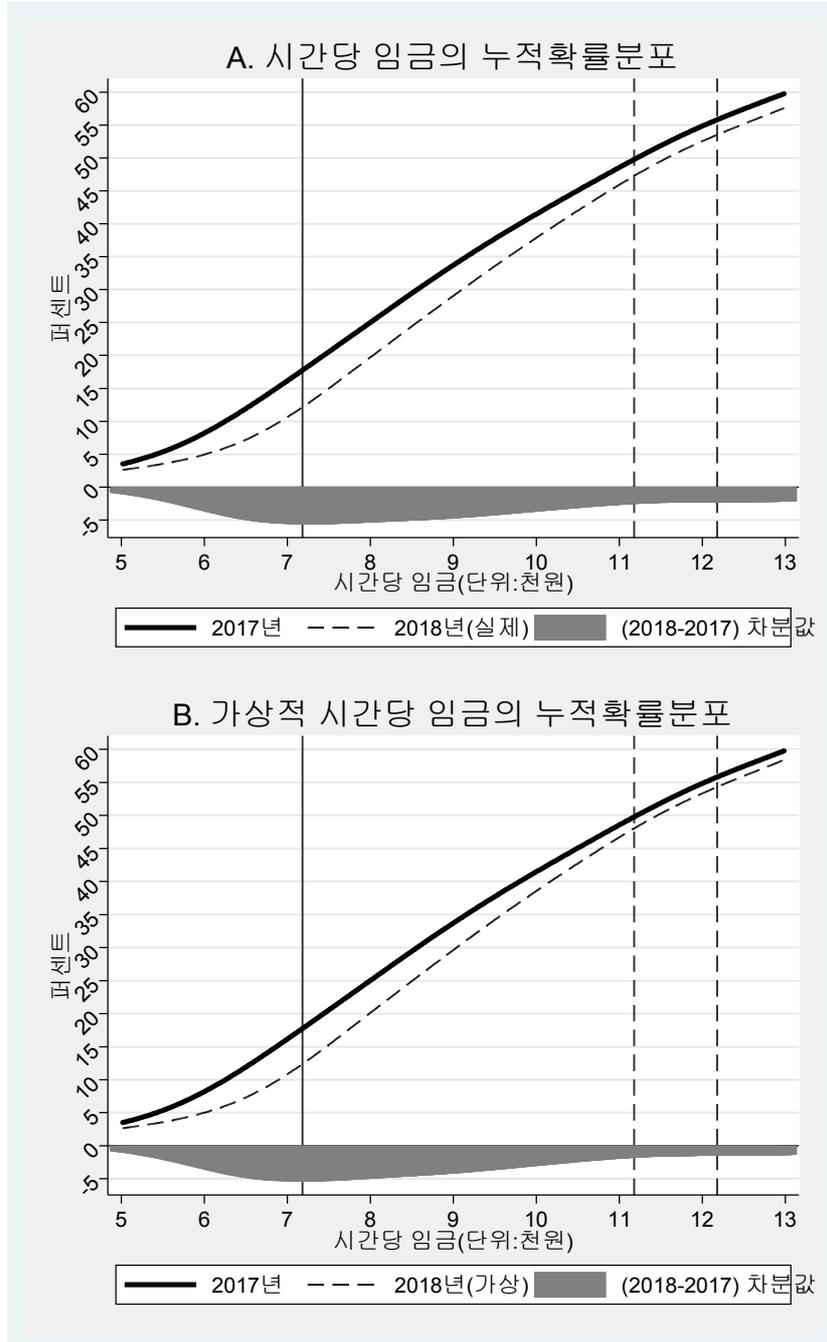
## IV. 분석 결과

### 1. 2018년도 최저임금 인상의 고용효과

2018년의 최저임금은 시간당 7,530원으로서 2017년에 비해 명목 기준 약 16.4%, 실질 기준 약 14.7% 인상되었다. 이런 인상률은 직전 5년 동안의 평균 명목 인상률 7.2%보다 두 배 이상 높은 인상률이었다. 갑작스럽게 빠르게 최저임금이 인상됨에 따라 2018년의 노동시장은 최저임금의 고용효과를 추정하기에 적절한 실험실을 제공한다. 본 절에서 우리는 집근추정법을 적용해 2018년도 최저임금 인상이 근로자 고용규모에 미친 영향을 추정한다. 다음 절에서는 동일한 방법을 2009~2019년도의 연도별 노동시장에 적용해 최저임금 인상의 평균적인 고용효과를 구한다.

[그림 2]는 식 (3)을 이용해 2017년과 2018년 현재 노동시장 전체의 시간당 임금 분포를 추정한 결과이다. 패널 A는 2017년과 2018년 각각의 시간당 임금으로부터 도출한  $\hat{F}_t(w)$ 이다. 패널 B는 2017년의 경우에는 실제 시간당 임금의  $\hat{F}_{2017}(w)$ 이고, 2018년의 경우에는 두 연도 사이의 표본 구성의 변화를 통제한 상태의 가상적 시간당 임금의  $\hat{F}_{2018}^C(w)$ 이다. [그림 2]에서 X축의 7.2(천원)에 표시된 수직 실선은 실질 최저임금액을 표시하고, 11.2(천원)와 12.2(천원)의 수직 점선은 최저임금의 고용효과를 측정하는 지점  $\tilde{w}$ 로서 최저임금액보다 각각 4천 원과 5천 원 높은 임금수준을 나타낸다.

[그림 2] 2017년 시간당 임금과 2018년의 실제 및 가상적 시간당 임금의 누적확률분포



[그림 2]의 패널 A에 의하면, 2017년과 2018년 사이 표본 구성의 변화를 고려하지 않는 경우 2018년의 최저임금 인상은 근로자 고용규모를 약 2.29(최저임금+5천원 기준)~2.50(최저임금+4천원 기준)% 정도 감소시킨 것으로 추정된다. 그러나 이들 추정치는 최저임금 인상의 고용 감소 효과를 과장할 위험이 있다. 시간이 지남에 따라 근로자들의 평균 연령이나 교육연수가 지속적으로 상승하면서 실질 임금이 상승하는 현상을 통제하지 못하기 때문이다.

패널 B에서와 같이 두 연도 사이에 발생하는 관측 특성의 차이를 통제해 최저임금의 고용효과를 추정하는 경우 고용효과 추정치의 절댓값은 패널 A보다는 작아진다. 패널 B에 의하면, 2018년의 최저임금 인상은 근로자 고용규모를 약 1.50(최저임금+5천원 기준)~1.74(최저임금+4천원 기준)% 정도 감소시킨 것으로 추정된다.<sup>6)</sup> 2017년 현재 임금근로자의 총수가 약 1,993.4만 명 정도임을 고려할 때, 2018년의 최저임금 인상은 근로자 고용규모를 약 29.9만~34.7만 명 정도 감소시킨 것으로 추정된다.

강창희(2020)는 “고용형태별 근로실태조사” 자료에 본 연구와 유사한 집군추정법을 적용해 2009~2018년 기간 최저임금 인상의 고용효과를 추정하였다. 그의 <표 7>과 <표 8>은 두 연도 사이에 발생하는 관측 특성의 차이를 통제해 최저임금의 고용효과를 추정한 결과이다. 이들 표에 의하면, 2018년의 최저임금 인상은 근로자 고용규모를 약 2.05(최저임금+5천원 기준)~2.65(최저임금+4천원 기준)% 정도 감소시킨 것으로 추정된다. 본 논문의 추정치는 강창희(2020)의 추정치보다는 작은 규모의 고용 감소 효과를 보여준다. 그러나 추정치들의 표준오차를 고려할 때, 본 논문의 추정치와 강창희(2020)의 추정치는 대체로 유사한 범위 내에 있다고 생각된다.

본 논문의 <표 1>과 <표 2>에서 우리는 2009~2019년 기간의 연도별 최저임금 인상의 고용효과 추정치들을 제시하였다. 위에서 살펴본 2018년도 최저임금의 고용효과는 각 표의 2018년 행의 ‘전체’열에 해당하는 셀에 제시되어 있다. 위에 제시한 2018년 최저임금 인상의 고용효과는 전체 노동시장을 대상으로 분석한 결과이다. 그러나 동일한 분석 방법을 전체가 아닌 노동시장 하위 부문을 대상으로 적용해 볼 수도 있다. 예를 들어, 2018년 최저임금 인상이 1~4인 사업체, 5~29인 사업체 등 소규모 사업체 집단의 근로자 고용규모에 미친 영향을 세부적으로 추정해볼 수 있다. <표 1>과 <표 2>의 2018년 행에

6) [그림 2]는 시간당 임금의 누적확률분포(cumulative density function)를 이용하기 때문에 [그림 1]과 같이 최저임금 주변에서 집군현상(bunching)이 발생하는지를 확인하기는 어렵다. [그림 2]를 시간당 임금의 (비모수) 확률밀도함수(probability density function)에 대해 그려보면 최저임금 주변에서 집군현상을 명확히 확인할 수 있다. 이 그림은 독자의 요청이 있는 경우 제공할 수 있다.

〈표 1〉 ‘최저임금+4천원’ 기준 노동시장 부문별 최저임금의 고용효과

	최저임금인상률 (%)	전체	사업체 규모				대분류 산업		
			1~4	5~29	30~299	300+	제조업	도소매	음식숙박업
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
2009	3.85	0.71	0.57	0.51	0.66	1.36	1.61	0.22	1.05
2010	0.07	-0.71	-1.52	-0.95	-1.14	0.16	-1.00	-0.34	2.07
2011	0.40	-0.01	-0.54	-1.32	0.67	1.07	0.19	-0.62	0.07
2012	4.69	-2.41	-2.49	-2.93	-1.88	-2.10	-3.02	-1.39	-2.49
2013	4.54	-1.52	-2.09	-0.97	-2.04	-0.80	-2.17	-3.46	-2.48
2014	5.71	-1.34	-0.43	-1.96	-1.69	0.03	-2.79	1.05	0.95
2015	6.36	-1.62	-3.51	-0.84	-1.83	-0.28	-2.33	-0.45	-0.65
2016	7.54	-1.89	-0.81	-3.03	-1.02	-1.01	-1.45	-0.72	-1.75
2017	4.69	-1.11	-2.21	-1.96	-0.59	-0.27	0.44	-1.59	-0.45
2018	14.74	-1.74	-2.99	-2.04	-1.65	0.40	-2.22	-2.24	-1.13
2019	10.93	-3.74	-4.30	-4.37	-3.75	-1.64	-3.21	-5.10	-3.45
요약1	10.00	-2.12	-2.67	-2.47	-2.01	-0.58	-2.26	-2.14	-1.68
요약2	10.00	-1.74	-2.40	-1.96	-1.67	-0.48	-1.93	-1.52	-1.13

	최저임금인상률 (%)	연령			교육수준			성별	
		18~29	30~54	55~70	고졸 이하	초대졸	대졸 이상	여성	남성
	(1)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)
2009	3.85	3.14	0.47	-3.75	0.36	1.70	0.10	0.79	0.56
2010	0.07	-1.92	-0.41	-1.16	-1.85	-0.21	0.29	-1.47	-0.16
2011	0.40	0.15	-0.37	0.29	-0.36	0.04	-0.12	-0.14	-0.18
2012	4.69	-3.07	-2.12	-3.08	-3.02	-2.50	-1.32	-2.11	-2.20
2013	4.54	-2.56	-1.43	-0.83	-2.42	-1.60	-0.42	-1.74	-1.33
2014	5.71	-1.45	-1.36	-1.17	-2.76	-0.94	-0.05	-2.07	-0.98
2015	6.36	-2.34	-1.25	-3.14	-1.47	-2.36	-1.27	-2.64	-0.96
2016	7.54	-1.96	-1.51	-2.47	-1.98	-2.40	-1.02	-2.80	-1.22
2017	4.69	-0.92	-1.15	-1.07	-1.56	-1.26	-0.65	-1.28	-0.80
2018	14.74	-2.02	-1.54	-2.57	-2.23	-0.89	-1.90	-2.63	-1.01
2019	10.93	-3.73	-4.01	-2.58	-5.02	-4.51	-2.03	-3.23	-3.76
요약1	10.00	-2.21	-2.02	-2.56	-2.73	-2.13	-1.43	-2.54	-1.69
요약2	10.00	-2.12	-1.56	-2.20	-2.24	-1.84	-1.08	-2.31	-1.27

주: ‘요약 1’은 ‘고용효과 추정치= $b_0+b_1$ \*최저임금 인상률’의 회귀모형 추정 후 ‘최저임금 인상률=10%’인 경우에 대해 구한 ‘고용효과 추정치’임. ‘요약 2’는 거시경제의 변동을 제거하기 위해 ‘고용효과 추정치= $c_0+c_1$ \*1인당 피용자보수 증가율’의 모형을 추정해 ‘고용효과 추정치 잔차’를 구하고, ‘고용효과 추정치 잔차= $b_0+b_1$ \*최저임금 인상률’ 모형에서 ‘최저임금 인상률=10%’인 경우에 대해 구한 ‘고용효과 추정치’임.

자료: 경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사, 2008~2019년 연도별 자료

〈표 2〉 ‘최저임금+5천원’ 기준 노동시장 부문별 최저임금의 고용효과

	최저임금인상률 (%)	전체	사업체 규모				대분류 산업		
			1~4	5~29	30~299	300+	제조업	도소매	음식숙박업
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
2009	3.85	0.78	0.74	0.67	0.44	1.84	2.06	-0.54	1.66
2010	0.07	-0.58	-1.38	-0.84	-1.12	0.04	-1.41	0.30	1.57
2011	0.40	0.24	0.05	-0.92	0.67	1.28	0.28	-0.54	0.59
2012	4.69	-2.37	-2.03	-2.66	-1.96	-2.60	-3.38	-1.11	-1.53
2013	4.54	-1.29	-1.71	-0.83	-1.81	-0.87	-1.75	-2.92	-1.73
2014	5.71	-0.82	0.12	-1.37	-1.18	0.16	-2.86	1.44	1.57
2015	6.36	-1.09	-2.48	-0.23	-1.45	-0.11	-1.94	-0.18	-0.46
2016	7.54	-1.91	-0.80	-3.05	-1.09	-1.11	-1.52	-0.60	-0.84
2017	4.69	-0.68	-1.26	-1.04	-0.72	-0.07	0.61	-0.72	-0.44
2018	14.74	-1.50	-2.39	-1.96	-1.47	0.60	-2.20	-2.24	-0.66
2019	10.93	-2.96	-3.67	-3.34	-3.23	-1.52	-2.52	-4.00	-2.25
요약1	10.00	-1.74	-2.11	-2.04	-1.78	-0.48	-2.03	-1.57	-0.95
요약2	10.00	-1.42	-1.83	-1.58	-1.48	-0.42	-1.79	-1.02	-0.61

	최저임금인상률 (%)	연령			교육수준			성별	
		18~29	30~54	55~70	고졸 이하	초대졸	대졸 이상	여성	남성
	(1)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)
2009	3.85	3.65	0.32	-3.12	0.29	2.35	-0.16	0.85	0.64
2010	0.07	-1.94	-0.28	-0.79	-1.50	-0.52	0.50	-1.17	-0.09
2011	0.40	0.79	-0.17	0.32	0.01	0.46	0.02	0.34	-0.06
2012	4.69	-2.87	-2.14	-2.83	-2.73	-2.31	-1.59	-1.40	-2.51
2013	4.54	-2.46	-1.21	-0.48	-2.22	-1.57	-0.22	-1.07	-1.44
2014	5.71	-0.63	-0.92	-0.39	-2.01	-0.56	0.31	-1.14	-0.66
2015	6.36	-1.89	-0.71	-2.44	-1.02	-1.94	-0.97	-1.61	-0.76
2016	7.54	-2.11	-1.48	-2.40	-1.55	-1.96	-1.51	-2.74	-1.35
2017	4.69	-0.63	-0.72	-0.83	-1.18	-1.32	-0.07	-0.64	-0.47
2018	14.74	-1.65	-1.17	-2.54	-1.98	-0.25	-1.77	-1.85	-1.14
2019	10.93	-2.38	-3.56	-1.53	-3.96	-3.15	-1.95	-2.31	-3.34
요약1	10.00	-1.68	-1.70	-2.11	-2.24	-1.47	-1.38	-1.80	-1.62
요약2	10.00	-1.76	-1.25	-1.81	-1.81	-1.44	-0.97	-1.61	-1.22

주: ‘요약 1’은 ‘고용효과 추정치= $b_0+b_1$ \*최저임금 인상률’의 회귀모형 추정 후 ‘최저임금 인상률=10%’인 경우에 대해 구한 ‘고용효과 추정치’임. ‘요약 2’는 거시경제의 변동을 제거하기 위해 ‘고용효과 추정치= $c_0+c_1$ \*1인당 피용자보수 증가율’의 모형을 추정해 ‘고용효과 추정치 잔차’를 구하고 ‘고용효과 추정치 잔차= $b_0+b_1$ \*최저임금 인상률’ 모형에서 ‘최저임금 인상률=10%’인 경우에 대해 구한 ‘고용효과 추정치’임.

자료: 경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사, 2008~2019년 연도별 자료

는 노동시장의 하위 부문별로 추정된 2018년 최저임금 인상의 고용효과 추정치들이 제시되어 있다.<sup>7)</sup>

<표 1>과 <표 2>의 2018년 행의 사업체 규모별 추정치들에 의하면, 2018년의 최저임금 인상은 주로 300인 미만 중소기업들에서 근로자 고용규모를 감소시킨 것으로 추정된다. 소규모 사업체 집단일수록 고용 감소 효과가 대체로 더 크다. 1~4인 사업체 집단의 고용효과 추정치는 약 -2.39(최저임금+5천원 기준)~-2.99(최저임금+4천원 기준)%이고, 5~29인 사업체 집단의 추정치는 약 -1.96(최저임금+5천원 기준)~-2.04(최저임금+4천원 기준)%이며, 30~299인 사업체 집단의 추정치는 약 -1.47(최저임금+5천원 기준)~-1.65(최저임금+4천원 기준)% 수준이다. 반면에, 300인 이상 대규모 사업체 집단의 추정치는 양(+)의 값으로서 이 부문에서는 최저임금 인상의 고용 감소 효과가 관측되지 않는다.

대분류 산업별 추정치들에 의하면, 2018년의 최저임금 인상은 제조업, 도소매업, 음식숙박업 모두에서 고용 감소 효과를 유발한 것으로 추정된다. 제조업(-2.20~-2.24%)과 도소매업(-2.24%)에서 관측되는 고용 감소 효과가 음식숙박업(-0.66~-1.13%)의 경우보다 더 큰 것으로 나타난다. 2018년 현재 최저임금 영향률(즉, 최저임금 이하의 임금을 받는 근로자의 비중)이 제조업(10.9%)이나 도소매업(24.8%)보다 음식숙박업(46.6%)에서 더 높은 점을 감안할 때 위의 결과는 이론적 추측과는 다르다. 우리는 여기서 최저임금의 고용효과를 추정하기 위해 실질 최저임금보다 4천원~5천원 정도 높은 지점을  $\tilde{w}$ 로 설정하였다. 음식숙박업에서 최저임금 영향률이 상대적으로 높다는 동일한 이유 때문에 음식숙박업에서의  $\tilde{w}$ 는 현재보다도 낮은 지점에 설정해야 정확한 고용효과 추정치를 도출할 가능성이 있다. 예를 들어, 음식숙박업에서  $\tilde{w}$ 로서 ‘최저임금+3천원’ 지점을 설정하는 경우 고용효과 추정치는 -2.74%로서 <표 1>과 <표 2>에 제시된 제조업 및 도소매업의 추정치보다 더 큰 규모의 고용 감소 효과를 보여준다.

연령별 추정치들에 의하면, 2018년의 최저임금 인상은 모든 연령층에서 고용 감소 효과를 유발했고, 특히 청년층(18~29세)과 노년층(55~70세)에서 중년층(30~54)보다 더 큰 고용 감소 효과를 유발한 것으로 추정된다.

7) <표 1>과 <표 2>에는 추정치의 표준오차가 제시되어 있지 않다. 그 이유는 본 논문에서 적용한 집군추정법 추정치의 표준오차를 계산하는 통계 이론이 아직 개발되어 있지 않기 때문이다. 집군추정법 추정치의 표준오차를 계산하는 방법에 관한 연구는 향후의 과제로 미룬다.

교육수준별 추정치들에 의하면, 2018년의 최저임금 인상은 고졸 이하 집단에서 가장 큰 고용 감소 효과(-1.98~2.23%)를 유발한 것으로 추정된다. 대졸 이상 집단의 고용 감소 효과의 크기는 고졸 이하 집단과 유사하고, 초대졸 집단의 고용 감소 효과의 크기가 가장 작다. 이 결과는 교육수준이 높을수록 최저임금의 고용 감소 효과가 작을 것이라는 예측과 상반된다. 이런 상반된 결과는 2018년 표본의 특수성에 기인하는 것으로 추측된다. 다음 절에서 확인되는 바와 같이, 2009~2019년의 전체 기간을 대상으로 최저임금의 평균적인 고용효과를 살펴보면 최저임금 인상의 고용 감소 효과는 교육수준이 높을수록 대체로 작게 나타난다.

성별로 2018년 최저임금 인상의 고용효과를 구분하면, 여성에 대한 고용 감소 효과(-1.85~2.63%)가 남성의 경우(-1.01~1.14%)보다 더 크게 나타난다.

## 2. 2009~2019년 기간의 연도별 최저임금 인상의 고용효과

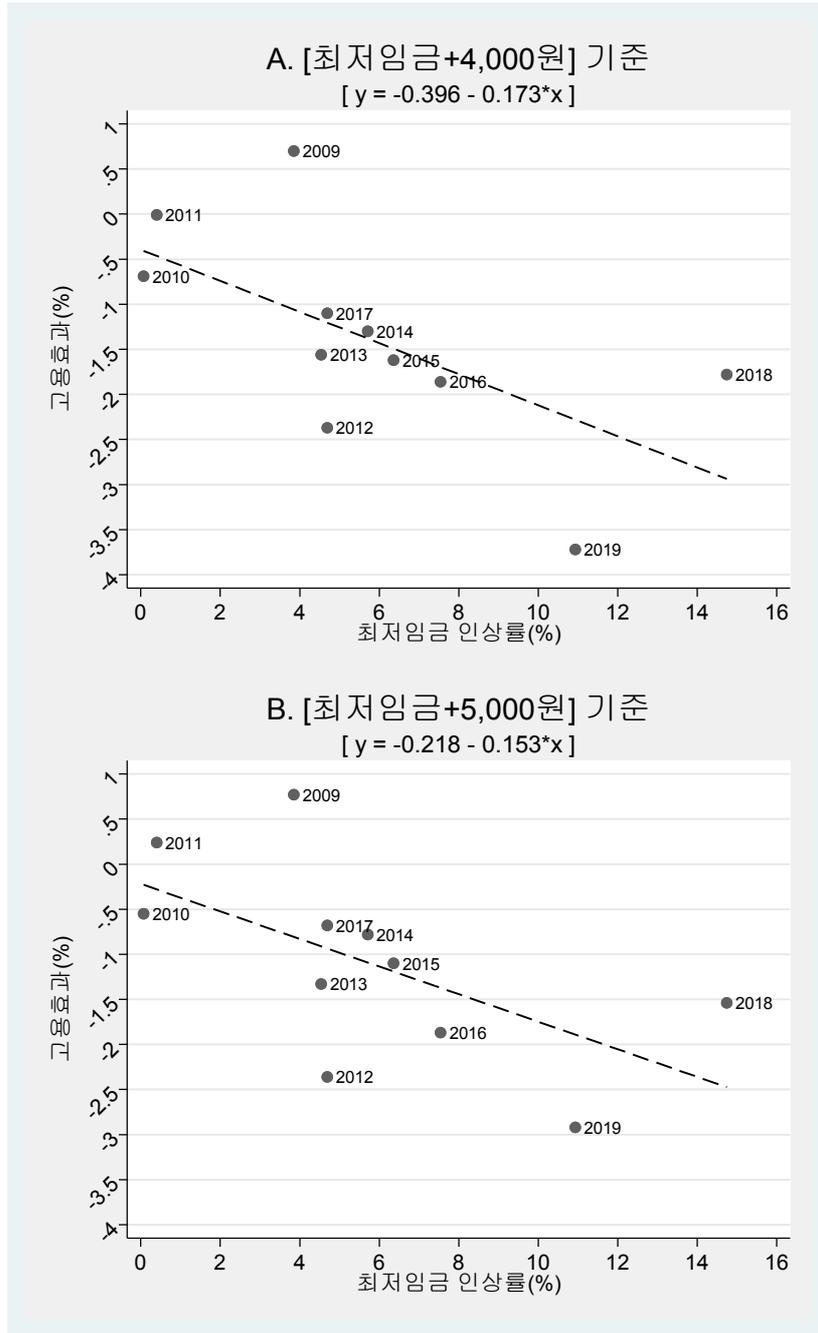
### 가. 전체 노동시장에 대한 분석

<표 1>과 <표 2>는 2008년~2019년 기간 동안 인접한 두 개 연도에 대해 [그림 2] 패널 B의 분석을 실행한 결과를 정리한다. 각 표의 (1)열은 연도별 실질 최저임금 인상률(%)이고, (2)열은 노동시장 전체를 대상으로 추정한 연도별 최저임금 인상의 고용효과이다. 사업체 규모별 추정치는 (3)~(6)열, 대분류 산업별 추정치는 (7)~(9)열, 근로자 연령별 추정치는 (10)~(12)열, 교육수준별 추정치는 (13)~(15)열, 성별 추정치는 (16)~(17)열에 제시되어 있다.

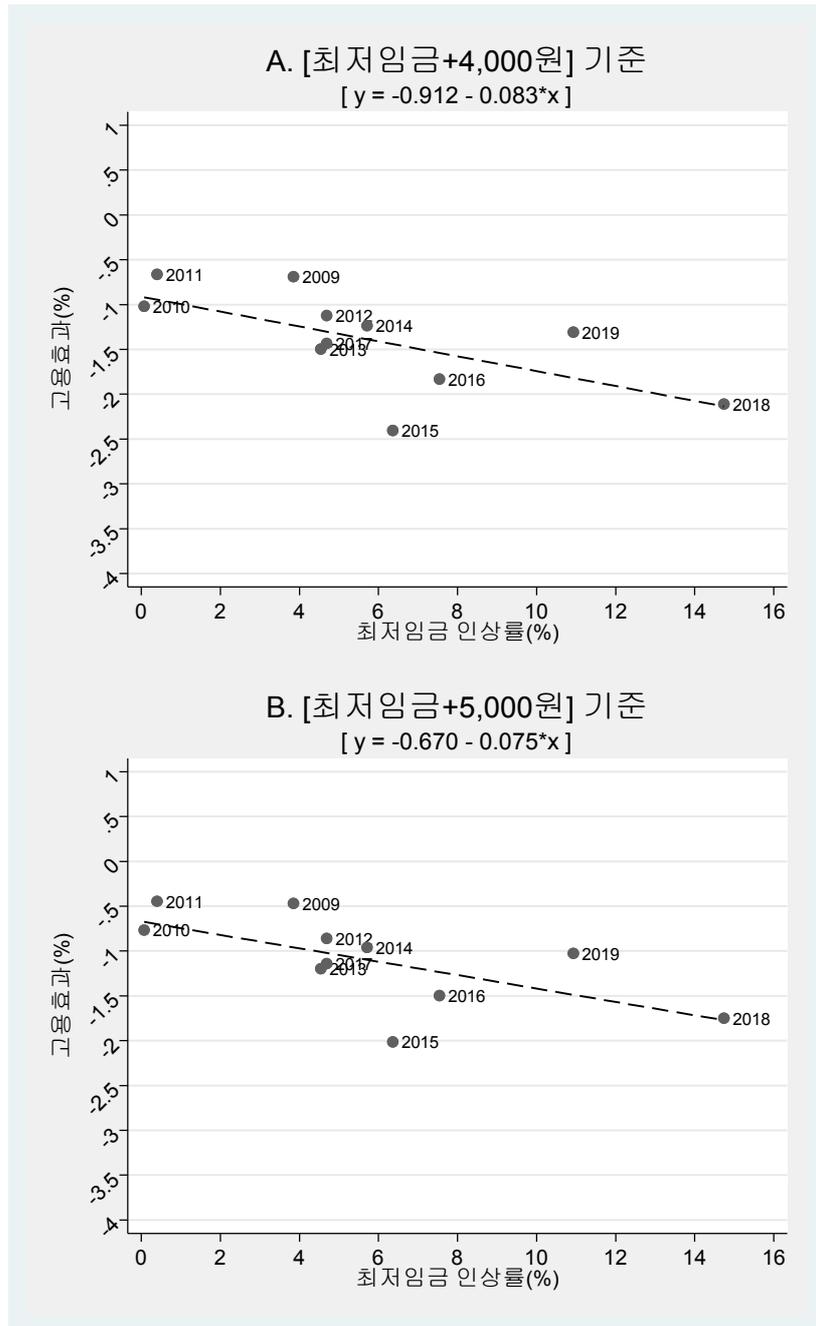
[그림 3]은 2009~2019년 기간의 연도별로 실질 최저임금 인상률(수평축)과 전체 근로자 고용효과 추정치(수직축)를 표시한다. 패널 A는 ‘최저임금+4천원’ 지점에서 측정한 <표 1>의 고용효과 추정치를, 그리고 패널 B는 ‘최저임금+5천원’ 지점에서 측정한 <표 2>의 고용효과 추정치를 사용한다. 각 패널에 표시된 점선의 직선은 2009~2019년 기간의 연도별 최저임금 인상률과 고용효과 추정치 쌍을 이용해 구한 선형 회귀선이다. 각 선형 추세선의 식은 해당 패널 상단의 괄호 안에 제시되어 있다. <표 1>과 <표 2>의 ‘요약 1’ 행은 ‘실질 최저임금 인상률=10%’인 경우의 선형 추세선 예측치를 제시한다.

‘최저임금+4천원’을 기준으로 하는 경우, 실질 최저임금 인상률이 10%일 때 전체 근로자 고용규모는 약 2.12% 정도 감소하는 것으로 추정된다. ‘최저임금+5천원’을 기준으

[그림 3] 연도별 최저임금 인상률과 고용효과 추정치



[그림 4] 연도별 최저임금 인상률과 고용효과 추정치(거시변동 고려)



로 할 경우 고용규모는 약 1.74% 정도 감소하는 것으로 추정된다. “고용형태별 근로실태 조사” 자료를 이용해 구한 강창희(2020)의 추정치는 ‘최저임금+4천원’의 경우 -2.30%, ‘최저임금+5천원’의 경우 -1.91%로서 본 연구에서 ‘경황 부가조사’ 자료를 이용해 구한 추정치와 대체로 유사하다.

강창희(2020)에서 설명한 바와 같이, 시간당 임금의 연도별 분포 변화를 이용하는 집군추정법은 최저임금과 무관하게 시간당 임금의 분포에 영향을 미치는 거시적인 요인들이 적절히 통제되지 못할 위험이 있다. 예를 들어, 전체 근로자의 실질 임금이 매년 자연스럽고 상승함에 따라 (실질) 시간당 임금의 분포는 우측으로 이동한다. 이런 경우 최저임금의 고용효과가 전혀 존재하지 않는 경우에도, 집군추정법 추정치는 음(-)의 값을 갖게 된다. 우리는 아래와 같이 강창희(2020)가 사용한 것과 동일한 방법을 적용해 최저임금 인상과 무관한 거시적 임금변동을 통제하고자 한다.

[그림 3]과 <표 1> 및 <표 2>의 ‘요약 1’ 행에서 우리는 연도별 최저임금 인상률과 고용효과 추정치 사이에 대해 ‘고용효과 추정치= $b_0+b_1$ \*최저임금 인상률’ 모형을 추정하고 ‘최저임금 인상률=10%’일 때의 ‘고용효과’ 예측치를 계산하였다. 강창희(2020)는 최저임금 변동 이외의 거시적 변동을 제거하기 위해 ‘고용효과 추정치= $c_0+c_1$ \*근로자 1인당 실질 피용자보수 증가율’ 모형을 추정하고 이 모형의 ‘고용효과 추정치 잔차’를 이용해 그의 [그림 10]을 도출하였다.<sup>8)</sup> 우리는 그와 동일한 방법을 적용해 본 논문의 [그림 4]를 구하였다. [그림 4]의 추정식을 이용해 우리는 ‘최저임금 인상률=10%’일 때의 ‘고용효과 추정치’ 예측값을 계산하고 이 값들을 <표 1>과 <표 2>의 ‘요약 2’ 행에 제시하였다.

‘근로자 1인당 실질 피용자보수 증가율’을 통해 임금의 거시적 변동을 통제하는 경우, 최저임금 인상의 고용 감소 효과는 ‘요약 1’의 추정치보다는 대체로 작게 나타난다. 즉 최저임금과 무관한 거시경제적 변동은 최저임금의 고용 감소 효과를 약간 과장하는 경향이 있다. 그러나 ‘요약 2’의 추정치는 ‘요약 1’의 추정치로부터 크게 벗어나지는 않는다.

8) 최저임금과 무관하게 거시경제의 성장에 따라 시간당 임금의 분포가 우측으로 이동할 수 있다. 이 경우 최저임금의 부정적인 고용효과가 전혀 없다고 하더라도, 집군추정법은 음의 고용효과 추정치를 제시한다. 그러므로 거시경제의 연도별 변동을 통제된 상태에서 집군추정법의 추정치를 계산할 필요가 있다. 거시경제의 연도별 변동을 통제하는 한 방법으로서 연도별 ‘1인당 실질 GDP 성장률’을 통제변수로 사용할 수 있다. 그러나 강창희(2020)는 근로자 임금의 거시적 변동을 보다 적절히 표현하는 지표로서 국민계정의 ‘피용자보수÷전산업 근로자수’로부터 계산한 ‘근로자 1인당 실질 피용자보수 증가율’을 사용하였다. 한국과 같이 자영업자의 비중이 높은 경제에서는 ‘근로자 1인당 실질 피용자보수 증가율’이 ‘1인당 실질 GDP 성장률’보다 더 적절한 거시 통제 변수일 것으로 추측된다.

<표 1>에 의하면, ‘최저임금+4천원’을 기준으로 하는 경우 실질 최저임금 인상률이 10%일 때 전체 근로자 고용규모는 약 1.74% 정도 감소하는 것으로 추정된다. ‘최저임금+5천원’을 기준으로 할 경우 고용규모는 약 1.42% 정도 감소한다. 위의 추정치들에 대응하는 강창희(2020)의 추정치는 ‘최저임금+4천원’의 경우 -1.74%, ‘최저임금+5천원’의 경우 -1.42%로서 본 연구에서 ‘경찰 부가조사’ 자료를 이용해 구한 추정치와 (우연히) 거의 비슷하다.<sup>9)</sup>

#### 나. 노동시장 세부 부문에 대한 분석

[그림 3]과 [그림 4]에서 우리는 최저임금 인상이 전체 근로자의 고용규모에 미치는 영향을 추정하였다. 2018년 최저임금 인상의 고용효과 절에서 설명한 바와 같이, 동일한 집근추정법을 노동시장의 하위 부문에도 적용해 볼 수 있다. 우리는 <표 1>과 <표 2>의 (3)~(17)열에 노동시장 하위 부문별로 최저임금 인상의 연도별 추정치를 제시하였다. 각 표의 ‘요약 2’행은 노동시장 하위 부문별로 실질 최저임금 인상률이 10%일 때의 고용규모 변동률 추정치(거시적인 임금변동 요인 고려)를 제시하고 있다.

##### 1) 사업체 규모별 효과

사업체 규모별 추정치들에 의하면, 최저임금 인상은 주로 300인 미만 중소기업에서 근로자 고용규모를 감소시킨다. 소규모 사업체일수록 고용 감소 효과가 대체로 더 크다. <표 1>과 <표 2>의 ‘요약 2’ 행에 제시된 결과에 의하면, 1~4인 사업체 집단의 고용효과 추정치는 약 -1.83(최저임금+5천원 기준)~-2.40(최저임금+4천원 기준)%, 5~29인 사업체 집단의 추정치는 약 -1.58(최저임금+5천원 기준)~-1.96(최저임금+4천원 기준)%이며, 30~299인 사업체 집단의 추정치는 약 -1.48(최저임금+5천원 기준)~-1.67(최저임금+4천원 기준)% 수준이다. 반면에, 300인 이상 대규모 사업체 집단의 추정치는 이들보

9) 본 연구는 근로자 1인의 일자리 기준으로 최저임금의 고용효과를 추정하였다. 일부 선행 연구들(예: 이정민·황승진, 2016; 김대일·이정민, 2019)에서는 일자리 수가 아니라 (일자리 노동시간을 고려한) 전일제 일자리(Full-Time Equivalent) 수를 기준으로 최저임금의 고용효과를 추정하였다. 본 연구에서도 각 일자리별 노동시간의 차이를 반영하여 상이한 가중치를 부여하는 방법을 통해 전일제 일자리를 기준으로 최저임금의 고용효과를 추정할 수 있다. 그 추정 결과는 <부표 3>과 <부표 4>에 제시되어 있다. 전일제 일자리를 기준으로 하는 경우 최저임금의 부정적인 고용효과가 모든 경우에 대해 약간씩 증가한다. 실질 최저임금 인상률이 10%일 때 전체 전일제 일자리 규모는 약 1.59~1.93% 정도 감소하는 것으로 추정된다.

다 작은 크기로서  $-0.42$ (최저임금+4천원 기준) $\sim -0.48$ (최저임금+5천원 기준)% 수준이다.

## 2) 대분류 산업별 효과

대분류 산업별 추정치들에 의하면, 최저임금 인상은 제조업, 도소매업, 음식숙박업 모두에서 고용 감소 효과를 유발하는 것으로 보인다. 제조업( $-1.79\sim -1.93\%$ )과 도소매업( $-1.02\sim -1.52\%$ )에서의 고용 감소 효과가 음식숙박업( $-0.61\sim -1.13\%$ )의 경우보다 약간 큰 것으로 나타난다. 이는 앞 절에서 살펴본 2018년 최저임금 인상의 산업별 고용효과와 유사한 경향이다. 위의 절에서 설명한 바와 같이, 음식숙박업에서 최저임금 영향률이 상대적으로 높은 점을 감안할 때 음식숙박업의  $\tilde{w}$ 는 현재보다도 낮은 지점에 설정할 필요성이 있다. 음식숙박업의  $\tilde{w}$ 로서 ‘최저임금+3천원’ 지점을 설정하는 경우 고용효과 추정치는  $-2.06\%$ 로서 제조업 및 도소매업의 추정치보다 더 큰 규모의 고용 감소 효과를 보여준다.

## 3) 근로자의 개인 특성별 최저임금 효과

연령별 추정치들에 의하면, 최저임금 인상은 모든 연령층에서 고용 감소 효과를 유발한다. 특별히, 청년층(18~29세)과 노년층(55~70세)에서 중년층(30~54세)보다 큰 고용 감소 효과를 유발하는 것으로 보인다.

교육수준별 추정치들에 의하면, 최저임금 인상은 고졸 이하 집단에서 가장 큰 고용 감소 효과( $-1.81\sim -2.24\%$ )를 유발하는 것으로 추정된다. 초대졸 집단에서는 이보다는 규모가 작은 고용 감소 효과( $-1.44\sim -1.84\%$ )가 관측된다. 대졸 이상 집단에서 최저임금의 고용효과( $-0.97\sim -1.08\%$ )도 음수이지만 그 규모는 가장 작다.

성별로는 여성에 대한 고용 감소 효과( $-1.61\sim -2.31\%$ )가 남성의 경우( $-1.22\sim -1.27\%$ )보다 훨씬 크게 나타난다.

# V. 결론

본 논문은 Cengiz et al.(2019)과 강창희(2020)의 집군(集群)추정법을 2008~2019년의 “경제활동인구조사” 자료에 적용해 최근 십여 년 동안의 연도별 최저임금 인상이 근로자

고용규모에 미친 영향을 추정하였다. 집군추정법은 최저임금의 고용효과를 분석한 국내 선행연구들과 달리 최저임금 영향력의 변이를 모형화하지 않아도 되는 장점이 있다. 강창희(2020)는 집군추정법을 “고용형태별 근로실태조사” 자료에 적용해 최저임금 인상의 고용효과를 추정하였다. 본 논문은 강창희(2020)의 분석 방법을 “경제활동인구조사”에 적용해보는 보완적인 연구로 생각할 수 있다.

“경제활동인구조사” 자료를 분석한 본 논문의 추정 결과에 의하면, 2009~2019년 기간 연도별 최저임금 인상은 근로자 고용규모에 부정적인 영향을 미친 것으로 추정된다. 최저임금이 10% 인상되면 전체 근로자의 고용규모는 약 1.42~1.74% 정도 감소하는 것으로 추정된다. 2020년 현재 임금근로자의 수가 대략 2천만 명 정도임을 고려할 때, 최저임금이 10% 인상되면 근로자 고용규모는 약 28.4~34.8만 명 정도 감소한다. 최저임금 인상이 근로자 고용규모를 줄이는 효과는 근로자 집단별, 그리고 사업체 특성별로 서로 다르다. 최저임금 근로자 비중이 상대적으로 낮은 집단(중장년층, 대졸 이상, 300인 이상 사업체)에서는 최저임금의 고용 감소 효과가 상대적으로 작은 반면, 최저임금 근로자 비중이 높은 집단(청년·노년층, 고졸 이하, 5인 미만, 도소매·음식숙박업)에서는 고용 감소 효과가 크게 나타난다. 향후 최저임금 인상 폭을 결정하는 과정에서 최저임금 인상이 노동시장에 미칠 부정적인 고용효과가 반영될 필요가 있다.

## 참고문헌

- 강창희. 「최저임금 인상이 고용규모에 미치는 영향: 집군추정법(Bunching Estimator)을 활용한 분석」. 『한국경제의 분석』 26권 1호 (2020): 87~133.
- 김낙년. 「한국의 최저임금과 고용, 2013-2019」. 『한국경제의 분석』 26권 1호 (2020): 145~195.
- 김대일·이정민. 「2018년 최저임금 인상의 고용효과」. 『경제학연구』 67권 4호 (2019): 5~35.
- 김태훈. 「최저임금 인상의 고용 및 임금효과」. 『노동정책연구』 19권 2호 (2019): 135~174.
- 박철성·송헌재·강창희. 『노동경제학』 (제7판), 시그마프레스, 2017. [원저: George J. Borjas. *Labor Economics* (7th edition), McGraw-Hill/Irwin, 2015.]

- 이정민 · 황승진. 「최저임금이 고용에 미치는 영향」. 『노동경제논집』 39권 2호 (2016), pp.1~34.
- 홍민기. 「2018년 최저임금 인상의 고용 효과」. 『월간 노동리뷰』 2018년 5월호 (2018): 43~56. 한국노동연구원.
- 홍민기. 「2018년 최저임금 인상의 효과 추정」. 『경제발전연구』 25권 2호 (2019): 1~28.
- Cengiz, D., A. Dube, A. Lindner and B. Zipperer (2019). “The Effect of Minimum Wages on Low-wage Jobs. *Quarterly Journal of Economics* 134 (3): 1405-1454.
- DiNardo, John, Nicole M. Fortin, and Thomas Lemieux (1996). “Labor Market Institutions and the Distribution of Wages.” 1973-1992: A Semiparametric Approach, *Econometrica*, Vol.64, pp.1001-1044.
- Fortin, N., T. Lemieux and S. Firpo (2011). “Decomposition Methods in Economics.” *Handbook of Labor Economics*, Volume 4, Part A: 1-102.
- Juhn, Chinhui, Kevin Murphy and Brooks Pierce (1993). “Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill.” *Journal of Political Economy* 101 (3): 410-442.

〈부표 1〉 ‘최저임금+4천원’ 기준 노동시장 부문별 최저임금의 고용효과: JMP 분해법 적용

	최저임금 인상률 (%)	전체	사업체 규모				대분류 산업		
			1~4	5~29	30~299	300+	제조업	도소매	음식 숙박업
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
2009	3.85	1.89	2.39	1.34	2.85	2.63	3.17	3.47	2.61
2010	0.07	0.53	-0.97	0.58	0.39	1.28	0.66	1.98	3.57
2011	0.40	1.10	0.14	-0.08	1.53	1.62	1.29	3.02	1.28
2012	4.69	-1.75	-0.72	-2.67	-0.39	-1.98	-2.18	1.91	0.14
2013	4.54	-0.84	-1.54	-0.55	-0.46	-0.18	-1.00	-0.08	0.29
2014	5.71	-0.25	0.82	-0.41	-0.76	1.57	-2.00	1.96	2.63
2015	6.36	-1.09	-2.25	-1.27	0.08	-0.46	-0.89	1.40	-0.28
2016	7.54	-1.02	0.63	-1.55	-0.02	0.37	0.96	1.28	-0.88
2017	4.69	-0.34	-2.32	-1.34	1.83	0.62	0.74	1.24	1.06
2018	14.74	-1.42	-2.45	-1.58	-0.64	1.71	-0.61	-1.00	-0.22
2019	10.93	-2.98	-2.55	-3.39	-2.42	0.23	-1.15	-2.92	-2.37
요약1	10.00	-1.50	-1.51	-1.83	-0.65	-0.61	-0.66	-0.27	-0.47
요약2	10.00	-1.05	-1.40	-1.37	-0.19	0.41	-0.49	0.57	0.12

	최저임금 인상률 (%)	연령			교육수준			성별	
		18~29	30~54	55~70	고졸 이하	초대졸	대졸 이상	여성	남성
	(1)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)
2009	3.85	2.86	1.10	-0.77	1.38	2.70	0.29	0.77	2.28
2010	0.07	-1.24	0.40	1.87	-0.95	0.81	1.36	-0.51	1.69
2011	0.40	0.60	0.30	4.63	-0.05	0.44	0.59	0.57	1.02
2012	4.69	-3.62	-1.53	-2.04	-2.43	-0.71	-0.77	-1.48	-2.20
2013	4.54	-1.63	-1.14	-0.72	-2.16	-0.71	0.25	-1.06	-0.88
2014	5.71	-1.72	-0.23	0.34	-1.46	0.64	1.35	-0.13	-0.64
2015	6.36	-2.13	-1.02	-2.09	-1.59	-0.56	-0.64	-1.97	-0.47
2016	7.54	-1.84	-0.12	-0.41	-1.05	-0.33	0.48	-2.46	0.07
2017	4.69	-0.75	-0.44	1.61	-1.06	0.17	0.12	-0.67	-0.40
2018	14.74	-3.41	-0.76	-3.02	-1.44	-0.52	-0.89	-2.35	-0.76
2019	10.93	-2.83	-3.35	-1.98	-3.85	-3.00	-0.61	-2.39	-2.93
요약1	10.00	-2.47	-1.26	-1.93	-1.94	-0.85	-0.37	-1.93	-1.18
요약2	10.00	-2.14	-0.69	-1.09	-1.65	-0.48	-0.11	-1.65	-0.66

주: ‘요약 1’은 ‘고용효과 추정치= $b_0+b_1$ \*최저임금 인상률’의 회귀모형 추정 후 ‘최저임금 인상률=10%’인 경우에 대해 구한 ‘고용효과 추정치’임. ‘요약 2’는 거시경제의 변동을 제거하기 위해 ‘고용효과 추정치= $c_0+c_1$ \*인당 피용자보수 증가율’의 모형을 추정해 ‘고용효과 추정치 잔차’를 구하고 ‘고용효과 추정치 잔차= $b_0+b_1$ \*최저임금 인상률’ 모형에서 ‘최저임금 인상률=10%’인 경우에 대해 구한 ‘고용효과 추정치’임.  
 자료: 경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사, 2008~2019년 연도별 자료

〈부표 2〉 '최저임금+5천원' 기준 노동시장 부문별 최저임금의 고용효과: JMP 분해법 적용

	최저임금인상률 (%)	전체	사업체 규모				대분류 산업		
			1~4	5~29	30~299	300+	제조업	도소매	음식 숙박업
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
2009	3.85	1.67	1.50	0.94	2.67	3.22	3.95	1.85	1.94
2010	0.07	0.37	-0.97	0.60	0.16	1.32	0.63	2.25	2.12
2011	0.40	1.15	0.23	0.19	1.63	2.07	1.13	2.33	0.08
2012	4.69	-1.64	-0.80	-2.21	-0.71	-2.11	-2.27	2.17	-0.57
2013	4.54	-0.73	-0.99	-0.52	-0.27	-0.17	-0.40	-0.15	0.28
2014	5.71	-0.11	0.76	-0.17	-0.38	1.75	-1.98	1.79	2.41
2015	6.36	-0.90	-1.77	-0.91	0.18	-0.33	-0.67	1.61	-0.11
2016	7.54	-1.17	0.19	-1.65	-0.09	0.32	0.70	0.96	-0.97
2017	4.69	0.07	-1.47	-0.72	1.95	1.00	1.49	1.28	0.59
2018	14.74	-1.27	-1.70	-1.19	-0.78	1.86	-0.64	-0.88	-0.24
2019	10.93	-2.84	-2.76	-3.49	-2.29	-0.04	-0.78	-2.89	-1.12
요약1	10.00	-1.37	-1.30	-1.64	-0.63	0.65	-0.48	-0.30	-0.22
요약2	10.00	-0.94	-1.13	-1.14	-0.17	0.48	-0.32	0.59	0.05

	최저임금인상률 (%)	연령			교육수준			성별	
		18~29	30~54	55~70	고졸 이하	초대졸	대졸 이상	여성	남성
	(1)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)
2009	3.85	2.84	1.17	-0.56	1.42	2.83	0.17	0.04	2.27
2010	0.07	-0.68	0.20	1.21	-0.96	0.53	1.33	-0.44	1.64
2011	0.40	0.49	0.39	4.84	0.13	0.52	0.77	0.86	1.29
2012	4.69	-2.46	-1.52	-1.87	-1.88	-0.90	-0.94	-1.20	-2.15
2013	4.54	-1.00	-1.00	-1.07	-1.84	-1.12	0.27	-0.63	-0.86
2014	5.71	-1.49	-0.10	0.44	-1.27	0.71	1.62	-0.14	-0.44
2015	6.36	-1.66	-0.87	-1.70	-1.19	-0.19	-0.43	-1.46	-0.42
2016	7.54	-2.20	-0.35	-0.59	-0.89	0.10	0.28	-2.43	0.01
2017	4.69	0.05	-0.03	1.60	-0.60	0.60	0.70	-0.22	0.23
2018	14.74	-2.20	-0.66	-3.02	-0.92	-0.47	-0.79	-1.81	-0.74
2019	10.93	-2.36	-3.19	-1.39	-3.65	-2.51	-0.68	-2.37	-2.87
요약1	10.00	-1.84	-1.16	-1.76	-1.58	-0.62	-0.32	-1.68	-1.11
요약2	10.00	-1.59	-0.79	-1.03	-1.31	-0.32	-0.02	-1.34	-0.57

주 : '요약 1'은 '고용효과 추정치= $b_0+b_1$ \*최저임금 인상률'의 회귀모형 추정 후 '최저임금 인상률=10%'인 경우에 대해 구한 '고용효과 추정치'임. '요약 2'는 거시경제의 변동을 제거하기 위해 '고용효과 추정치= $c_0+c_1$ \*1인당 피용자보수 증가율'의 모형을 추정해 '고용효과 추정치 잔차'를 구하고, '고용효과 추정치 잔차= $b_0+b_1$ \*최저임금 인상률' 모형에서 '최저임금 인상률=10%'인 경우에 대해 구한 '고용효과 추정치'임.

자료 : 경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사, 2008~2019년 연도별 자료

〈부표 3〉 ‘최저임금+4천원’ 기준 노동시장 부문별 최저임금의 고용효과: 전일제 일자리(Full-Time Equivalent) 기준

	최저임금인상률 (%)	전체	사업체 규모				대분류 산업		
			1~4	5~29	30~299	300+	제조업	도소매	음식숙박업
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
2009	3.85	0.16	0.26	0.29	0.31	1.23	1.46	-0.47	-0.56
2010	0.07	-1.04	-1.88	-1.19	-1.31	-0.05	-1.02	-0.91	1.73
2011	0.40	-0.18	-0.94	-1.18	0.47	0.90	-0.17	-0.43	0.29
2012	4.69	-2.43	-2.56	-3.00	-1.89	-2.06	-2.87	-1.93	-1.81
2013	4.54	-1.88	-2.04	-1.57	-2.16	-0.74	-2.58	-3.14	-3.24
2014	5.71	-1.57	-0.64	-2.12	-1.81	-0.41	-2.97	1.16	1.50
2015	6.36	-1.94	-3.57	-1.15	-1.81	-0.57	-2.33	-0.94	-1.03
2016	7.54	-1.82	-0.81	-2.84	-1.15	-0.52	-1.36	-0.96	-0.49
2017	4.69	-1.36	-2.54	-2.42	-0.37	-0.28	0.30	-1.84	-1.86
2018	14.74	-1.78	-3.61	-2.07	-2.01	0.22	-2.35	-2.57	-1.20
2019	10.93	-3.97	-4.81	-4.74	-3.75	-1.59	-3.42	-5.22	-3.88
요약1	10.00	-2.27	-2.98	-2.66	-2.13	-0.61	-2.34	-2.41	-1.77
요약2	10.00	-1.93	-2.63	-2.18	-1.75	-0.52	-2.03	-1.79	-1.24

	최저임금인상률 (%)	연령			교육수준			성별	
		18~29	30~54	55~70	고졸 이하	초대졸	대졸 이상	여성	남성
	(1)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)
2009	3.85	2.31	-0.15	-3.68	0.22	1.41	-0.12	0.07	0.18
2010	0.07	-2.51	-0.57	-1.56	-2.05	-0.43	0.13	-1.87	-0.52
2011	0.40	0.12	-0.50	0.38	-0.40	-0.17	-0.18	-0.22	-0.37
2012	4.69	-3.49	-2.12	-2.79	-2.81	-2.48	-1.39	-2.23	-2.50
2013	4.54	-3.13	-1.64	-1.57	-2.68	-1.95	-0.50	-2.30	-1.71
2014	5.71	-1.47	-1.69	-1.22	-3.03	-1.00	-0.34	-2.26	-1.22
2015	6.36	-3.16	-1.43	-2.92	-1.34	-2.93	-1.52	-2.90	-1.21
2016	7.54	-1.82	-1.52	-2.82	-2.28	-1.97	-0.87	-2.95	-1.05
2017	4.69	-1.77	-1.22	-1.16	-1.58	-1.67	-0.84	-1.60	-1.10
2018	14.74	-2.32	-1.92	-2.49	-2.15	-1.07	-2.10	-3.08	-1.37
2019	10.93	-4.35	-4.19	-2.70	-5.35	-4.59	-2.16	-3.61	-4.03
요약1	10.00	-2.66	-2.26	-2.58	-2.84	-2.26	-1.58	-2.89	-1.94
요약2	10.00	-2.58	-1.76	-2.30	-2.33	-2.04	-1.22	-2.63	-1.51

주 : ‘요약 1’은 ‘고용효과 추정치= $b_0+b_1$ \*최저임금 인상률’의 회귀모형 추정 후 ‘최저임금 인상률=10%’인 경우에 대해 구한 ‘고용효과 추정치’임. ‘요약 2’는 거시경제의 변동을 제거하기 위해 ‘고용효과 추정치= $c_0+c_1$ \*1인당 피용자보수 증가율’의 모형을 추정해 ‘고용효과 추정치 잔차’를 구하고, ‘고용효과 추정치 잔차= $b_0+b_1$ \*최저임금 인상률’ 모형에서 ‘최저임금 인상률=10%’인 경우에 대해 구한 ‘고용효과 추정치’임.

자료 : 경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사, 2008~2019년 연도별 자료

〈부표 4〉 ‘최저임금+5천원’ 기준 노동시장 부문별 최저임금의 고용효과: 전일제 일자리(Full-Time Equivalent) 기준

	최저임금인상률 (%)	전체	사업체 규모				대분류 산업		
			1~4	5~29	30~299	300+	제조업	도소매	음식숙박업
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
2009	3.85	0.23	0.38	0.43	0.07	1.73	1.93	-1.17	-0.08
2010	0.07	-0.88	-1.60	-1.01	-1.30	-0.20	-1.37	-0.26	1.61
2011	0.40	0.08	-0.25	-0.75	0.44	1.07	-0.14	-0.25	0.81
2012	4.69	-2.41	-2.11	-2.79	-1.95	-2.57	-3.34	-1.70	-0.71
2013	4.54	-1.64	-1.66	-1.35	-1.95	-0.80	-2.07	-2.80	-2.32
2014	5.71	-1.09	-0.24	-1.56	-1.31	-0.36	-3.04	1.48	1.92
2015	6.36	-1.41	-2.38	-0.57	-1.44	-0.36	-1.99	-0.57	-0.79
2016	7.54	-1.84	-0.84	-2.85	-1.23	-0.61	-1.40	-0.75	0.55
2017	4.69	-0.84	-1.39	-1.37	-0.52	-0.04	0.44	-0.89	-1.36
2018	14.74	-1.54	-2.84	-2.08	-1.88	0.39	-2.38	-1.71	-0.54
2019	10.93	-3.13	-4.13	-3.50	-3.24	-1.49	-2.69	-4.04	-2.47
요약1	10.00	-1.89	-2.35	-2.21	-1.92	-0.52	-2.12	-1.78	-0.91
요약2	10.00	-1.59	-1.97	-1.77	-1.59	-0.47	-1.89	-1.24	-0.57

	최저임금인상률 (%)	연령			교육수준			성별	
		18~29	30~54	55~70	고졸 이하	초대졸	대졸 이상	여성	남성
	(1)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)
2009	3.85	2.89	-0.34	-3.03	0.11	2.03	-0.36	0.14	0.18
2010	0.07	-2.42	-0.43	-1.22	-1.64	-0.66	0.36	-1.49	-0.46
2011	0.40	0.83	-0.30	0.23	-0.05	0.20	0.01	0.37	-0.27
2012	4.69	-3.12	-2.17	-2.61	-2.49	-2.26	-1.72	-1.50	-2.83
2013	4.54	-2.97	-1.41	-1.16	-2.49	-1.88	-0.26	-1.55	-1.82
2014	5.71	-0.64	-1.27	-0.55	-2.32	-0.61	-0.04	-1.35	-0.94
2015	6.36	-2.54	-0.93	-2.31	-0.91	-2.52	-1.20	-1.82	-1.00
2016	7.54	-2.08	-1.47	-2.75	-1.77	-1.56	-1.39	-2.87	-1.19
2017	4.69	-1.21	-0.74	-0.82	-1.15	-1.54	-0.18	-0.75	-0.75
2018	14.74	-1.94	-1.58	-2.55	-1.95	-0.45	-2.01	-2.27	-1.54
2019	10.93	-2.86	-3.72	-1.59	-4.20	-3.14	-2.03	-2.60	-3.56
요약1	10.00	-2.05	-1.94	-2.15	-2.33	-1.58	-1.52	-2.11	-1.88
요약2	10.00	-2.13	-1.44	-1.92	-1.88	-1.61	-1.10	-1.88	-1.45

주: ‘요약 1’은 ‘고용효과 추정치= $b_0+b_1$ \*최저임금 인상률’의 회귀모형 추정 후 ‘최저임금 인상률=10%’인 경우에 대해 구한 ‘고용효과 추정치’임. ‘요약 2’는 거시경제의 변동을 제거하기 위해 ‘고용효과 추정치= $c_0+c_1$ \*1인당 피용자보수 증가율’의 모형을 추정해 ‘고용효과 추정치 잔차’를 구하고, ‘고용효과 추정치 잔차= $b_0+b_1$ \*최저임금 인상률’ 모형에서 ‘최저임금 인상률=10%’인 경우에 대해 구한 ‘고용효과 추정치’임.

자료 : 경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사, 2008~2019년 연도별 자료

## Effects of Minimum Wage Increases on the Volume of Waged Employment: Evidence from the Economically Active Population Survey

Changhui Kang

Employing bunching estimators of Cengiz et al. (2019) for data from the “Economically Active Population Survey,” this paper estimates the effect of minimum wage increases on the volume of waged employment for the period 2009-2019. A bunching estimator, which exploits yearly changes in the hourly wage distribution due to the minimum wage hike, can be easily applied to the Korean labor market, which adopts the yearly single national minimum wage. The estimation results suggest that an increase in the annual minimum wage during the period from 2009 to 2019 had a negative effect on the volume of waged employment. A 10% increase in the (real) minimum wage leads to a 1.42~1.74% decrease in the volume of waged employment. Disemployment effects of minimum wage hikes are greater in the sector with a higher proportion of minimum wage workers. It is necessary to carefully consider disemployment effects in determining the level of the minimum wage.

Keywords: minimum wage, employment, bunching estimator