

2018년 최저임금 인상이 가계소득 분포에 미친 효과¹⁾

황 선 응*

이 글은 가구별 최저임금 영향률 차이를 이용한 비선형 이중차분 모형을 추정하여 2018년 최저임금 인상이 저소득 가구의 소득 상승, 빈곤율 감소, 소득불평등 완화에 긍정적 영향을 미쳤음을 보인다.

주요용어 : 최저임금, 소득분포, 불평등, 이중차분, 비조건부 분위회귀모형

1. 서론

국내 최저임금이 지난 2년 연속 두 자릿수 증가율(2018년 16.4%, 2019년 10.9%)로 인상되면서, 그에 따른 사회경제적 효과에 관한 논의도 활발히 이루어지고 있다. 하지만, 지금까지의 실증 연구는 최저임금 인상이 고용에 어떠한 영향을 미쳤는지에 집중되었고, 최저임금 정책의 주된 목적인 소득분배 개선 효과에 관한 연구는 매우 부족했다.²⁾ 이 글은 2018년 최저임금 인상이 가계소득 분포에 미친 영향을 종합적으로 분석함으로써 그러한 공백을 줄이고자 한다.

최저임금 인상이 저소득 가구의 빈곤 탈출 확률과 전체 가계소득 분포에 미치는 영향은 경제이론만으로 정확히 예측하기 어렵다. 실제로 얼마나 많은 노동자의 임금이 얼마나 큰 폭으로 인상되고 고용이 어떻게 변하는지에 따라 종합적 효과가 달라지기 때문이다. 아울러, 최저임금 수혜 노동자가 어떠한 소득수준의 가구에 주로 분포해 있는지도 중요하다. 예컨대, 최저임금 노동자의 상당수가 고소득 가구의 보조소득원(고소득 부모 또는 배우자를 둔 저임금 노동자 등)일 경우에는 최저임금 인상의 가계소득 불평등 개선 효과가 작을 것이기 때문이다. 따라서 본 연구의 질문에 대한 답은 실증적 분석을 통해서만 규명될 수 있다.

본 연구는 「한국노동패널조사」 20~21차년도 학술대회용 자료를 이용하여 2018년 최저임금 인상이 다양한 가계소득분배 지표에 미친 영향을 추정한다. 계량모형은 가구별 최저임

1) 이 글은 소득주도성장특별위원회와 한국노동연구원의 승인하에 소득주도성장특별위원회 연구보고서의 일부를 한국노동패널 학술대회 발표문으로 정리한 것임.

* 부경대학교 경제학부

2) 2018년 최저임금 인상이 고용에 미친 효과에 관한 연구로는 이정민·김대일(2019), 강창희(2019), 김낙년(2019), 김태훈(2019), 홍민기(2019), 황선웅(2019) 등이 있다.

금 영향률 차이에 근거한 비선형 이중차분 모형을 이용한다. 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 2018년 최저임금 인상은 중위소득 50~60% 이하 인구비율로 정의되는 상대적 빈곤율을 감소시켰고 가계소득분포의 전반적 우측 이동을 이끌었다. 이러한 소득분포 이동 효과는 중위소득 40% 구간부터 통계적으로 유의했고, 120% 구간까지 파급되었으며, 75% 구간에서 가장 크게 나타났다.

둘째, 분위별 소득수준은 소득분포 하위 20~30분위 가구의 소득수준이 가장 큰 폭으로 증가했다. 소득분포 상·하위 20% 소득배율(q_{80}/q_{20})과 지니계수로 평가한 불평등 수준도 개선되었다. 특히, 최저임금 인상에 따른 소득증대 효과가 저소득 가구뿐 아니라 중위소득 이상 가구들에도 파급되면서 소득분포 하위 구간의 불평등(q_{50}/q_{20})과 상위 구간의 불평등(q_{80}/q_{50})이 모두 개선되었고, 중간층의 소득 점유율이 증대되었다.

셋째, 이러한 결과는 가계소득 및 최저임금 영향률 정의를 달리해도 강건하게 유지되었다.

본 연구의 추정결과는 2018년 최저임금 인상이 (최저임금 이외의 요인에 의한) 불평등 확대를 억제하는 데 도움이 되었음을 의미한다. 이는 최저임금 인상에 의한 임금상승 효과가 (잠재적) 고용감소 효과를 압도했을 가능성이 높음을 시사하며, 우리나라 노동자의 다수가 최저임금 근방에 몰려 있어 중위 가구소득과 최저임금 간 격차가 크지 않다는 점, 최저임금 노동자의 상당수가 가구주와 배우자 등 가구 내 핵심 소득원의 역할을 한다는 점 등이 반영된 것으로 보인다. 최저임금 인상이 소득분포 최하위 가구에 영향을 미치지 못한 주된 이유는 해당 가구에 취업자 자체가 없는 경우가 많기 때문으로 보이며 적극적 복지정책의 필요성을 제기한다.

이 글의 구성은 다음과 같다. 제2장은 기존 문헌을 검토한다. 제3장은 본 연구의 최저임금 효과 식별전략과 계량모형을 설명한다. 제4장은 본 연구에 사용된 자료를 설명하고 기초통계를 제시한다. 제5장은 분석 결과를 살펴보고, 제6장은 결론을 제시한다.

2. 기존 문헌

우리나라의 최저임금법은 “임금의 최저수준을 보장하여 근로자의 생활 안정과 노동력의 질적 향상을 꾀함으로써 국민경제의 건전한 발전에 이바지하는 것”을 법의 목적으로 밝히고 있다. 하지만, 그러한 정책이 실제로 가구 단위 소득분배 개선에 어떠한 영향을 미치는지에 관한 국내 기존 연구는 매우 부족했다.

몇 편의 대표적 연구를 보면, 남재량(2016)은 「한국노동패널조사」 1999~2013년 자료를 이용하여 최저생계비 이하 빈곤 가구는 일단 취업자가 없는 경우가 많고, 최저임금 노동자가 가구소득 최하위 10% 이하 가구에 속할 확률은 10% 미만이며, 빈곤에서 비빈곤으로 이행한 가구 중 최저임금 인상의 결과로 볼 수 있는 비율이 매우 낮다는 결과를 제시하면서 최저임금 제도가 빈곤 구제 및 소득분배 개선에 긍정적 영향을 미치기 어렵다고 결론지었다. 윤희숙(2016)도 「한국노동패널조사」 2014년 자료를 이용하여 최저임금 노동자가 중위소득 50%

이하 상대적 빈곤 가구에 속하는 경우는 30%에 불과하고, 나머지 70%는 다른 가구원의 소득과 합쳐 빈곤선 이상에 위치한다는 점을 강조하며 최저임금 제도가 빈곤 개선 정책으로서 비효율적이라고 주장했다.

반면, 오상봉(2015)은 「한국노동패널조사」 2011~2014년 자료를 이용하여 최저임금 노동자의 70~80%가 가구 내에서 가구주 또는 배우자 등 핵심 소득원의 역할을 한다는 점을 보 이면서 최저임금이 저소득 가구의 안정적 생계유지에 큰 영향을 줄 수 있다고 지적했다. 강 신욱 외(2015)는 「한국노동패널조사」 1998~2014년 자료를 이용하여 가구소득 하위 분위일 수록 최저임금 미달자 비율이 높다는 점과 최저임금 미달자에게 최저임금을 지급하는 가상 적 소득분포를 구해보면 OECD 기준 상대적 빈곤율(중위소득 50~60% 이하 인구비율)과 백 분위 소득배율 및 지니계수로 측정한 불평등 수준이 낮아진다는 점에서 최저임금 정책이 소 득분배 개선에 긍정적 영향을 미칠 수 있다고 주장했다.

이상의 국내 연구들은 최저임금의 소득분배 개선 효과에 영향을 미치는 다양한 요인들을 제시하고 가구소득 수준별 최저임금 노동자 비율 등에 관한 기초통계를 제공했다는 점에서 의의가 있지만, 엄밀한 계량모형을 이용하여 최저임금 정책이 가계소득 분포에 미친 실제 효 과를 추정한 연구는 아니라는 점에서 한계가 있다.

최저임금이 빈곤율에 미치는 영향을 계량모형을 이용해 추정한 국내 연구 사례로는 이시 균(2013)과 서지원·정진욱(2014)이 있다. 이시균(2013)은 「한국노동패널조사」 2005~2010년 자료를 이용하여 각 연도 로그 실질 최저임금 수준과 개인별 최저임금 적용집단 여부 교호 향이 해당 개인이 속한 가구의 상대적 빈곤(중위소득 60% 미만) 탈출 확률에 미치는 영향을 추정했고 최저임금 상승이 빈곤 탈출에 유의한 정(+)의 영향을 미친다는 결과를 제시했다. 서지원·정진욱(2014)은 「한국노동패널조사」 2003~2008년 자료를 이용해 각 연도 로그 최 저임금 수준이 각 개인의 절대적 빈곤(최저생계비 이하) 경험 확률에 미치는 영향을 추정하 여 최저임금 인상이 빈곤층이 될 확률을 낮춘다는 결과를 제시했다. 본 연구는 2018년 최저 임금 인상 효과를 가구 수준 비선형 이중차분 모형을 이용해 분석하고, 최저임금이 빈곤율에 미치는 효과뿐 아니라 전체 가계소득 분포에 미치는 종합적 효과를 분석한다는 점에서 이들 두 연구와 차이가 있다.³⁾

외국 또한 최저임금이 가계소득 분포에 미치는 영향에 관한 연구는 고용효과에 관한 연구 에 비해 축적된 규모가 작고 분석 결과도 일률적이지 않다. 미국에서는 1990년대 초반 이후 10~20여 편의 논문이 발표되었는데, Dube(2019)는 그러한 기존 문헌의 추정치가 대체로 최 저임금의 빈곤율 감소 효과를 지지한다고 분석했지만, Belman and Wolfson(2014)과

3) 한편, 최저임금이 임금분포에 미치는 효과의 경우에는 국내에도 다수의 계량분석 논문이 발표되었고 (정진호, 2011; 김민성·김영민, 2012; 김영민·김민성, 2013; 성재민, 2014; 강승복, 2016; 오상봉, 2017; 이정민·황승진, 2018; 김수현 외, 2018), 2018년 최저임금 인상의 효과에 관한 분석도 존재하 지만(김유선, 2019), 이는 최저임금 인상을 전후한 두 시점 모두 일자리를 유지한 노동자들을 대상으 로 하고, 다양한 가구소득 원천 중 임금소득만을 대상으로 한다는 점에서 본 연구와 차이가 있다. 앞 서 설명한 것처럼, 최저임금 인상이 가계소득 분포에 미치는 효과는 그러한 정책이 고용에 미치는 효 과와 최저임금 영향 노동자의 가계소득 분위별 분포 특징에도 의존하기 때문에 임금분포에 대한 효과 와 일치하지 않을 수 있다.

Neumark and Wascher(2010)는 기존 연구들의 결과가 혼재되어 있어 확실한 결론을 내릴 수 없다고 주장했다. 다른 국가도 상황은 비슷하다. Alaniz et al.(2011; 니카라과), Gindling and Terrell(2010; 온두라스) Del Carpio et al.(2019; 태국) 등 최저임금 인상의 저소득 가구 소득 증대 및 빈곤율 감소 효과가 유의한 결과도 있지만, Neumark et al.(2006; 브라질), Sen et al.(2011; 캐나다), Yamada(2016; 인도네시아), Ham(2018, 온두라스) 등 최저임금 인상이 빈곤 개선에 유의한 영향을 미치지 못하거나 심지어 빈곤율을 상승시킬 수도 있다는 결과도 있다.

본 연구와 분석 주제와 방법론이 가장 유사한 선행 연구는 Dube(2019)의 연구이다. 그는 미국의 1984~2013년 CPS 자료와 주별·연도별 최저임금 차이에 근거한 이원 고정효과(two way fixed effects) 비조건부 분위 부분효과 모형(UQPE: unconditional quantile partial effects)을 이용하여 최저임금 인상이 소득분포 하위 분위 가구의 소득수준을 큰 폭으로 증대시키고 빈곤율을 감소시켰다는 결과를 제시했다.

본 연구는 이러한 Dube(2019)의 연구와 비교할 때 다음과 같은 특징이 있다. 첫째, 본 연구 역시 분포회귀모형의 일종인 무조건부 분위 회귀모형을 이용하지만, 2018년 최저임금 효과 분석을 위해 장기 패널자료 이원 고정효과 모형이 아니라 2 기간 이중차분 모형을 이용한다. 둘째, 전국 단일 최저임금 제도를 운용하는 우리나라의 상황을 고려해 지역별 최저임금 차이가 아니라 가구별 최저임금 영향률 차이를 통해 최저임금 효과를 식별한다. 셋째, 저소득 가구의 빈곤율과 분위별 소득수준에 미치는 영향뿐 아니라 지니계수와 백분위 배율에 미친 영향도 추정함으로써 가계소득 분포 전반에 걸친 불평등 개선 효과를 살펴본다.

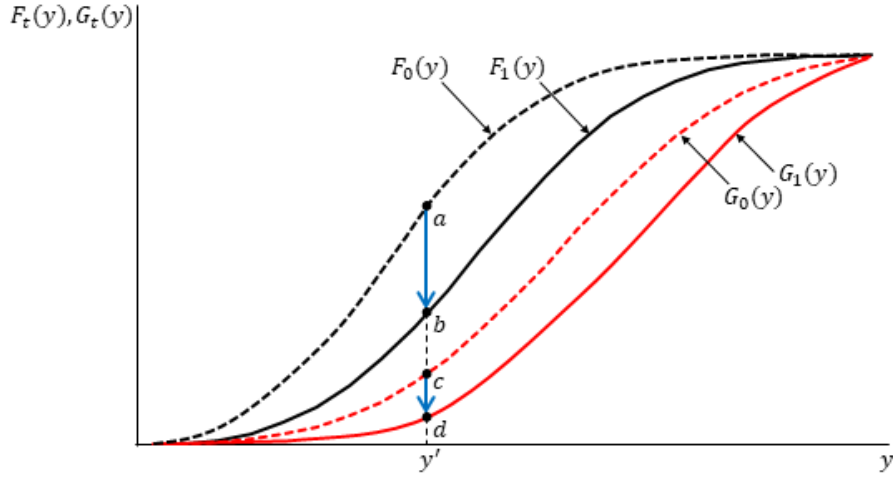
3. 분석 방법

3.1. 식별 전략

최저임금 인상이 가계소득 수준에 미치는 영향은 어느 두 가구의 소득수준이 같더라도 그러한 가계소득의 구성내용이 다르면 가구별로 상이할 수 있다. 예컨대, 최저임금이 월 135만 원에서 월 157만 원으로 인상되면 두 부부가 각각 월 135만 원의 임금을 받던 2인 가구가 가구주 혼자 월 270만 원의 임금을 받는 2인 가구보다 큰 영향을 받을 확률이 높다. 만약, 첫 번째 가구의 두 구성원이 모두 일자리를 유지하면 해당 가구의 가계소득이 두 번째 가구보다 큰 폭으로 증가하겠지만, 둘 중 한 명이라도 일자리를 잃게 되면 해당 가구의 상대적 소득수준이 대폭 감소할 것이다. 본 연구는 이러한 아이디어에 근거한 비선형 이중차분(non-linear difference-indifference) 접근법을 이용하여 2018년 최저임금 인상이 전체 가계소득 분포에 미친 인과적 영향을 추정한다.⁴⁾

4) 비선형 이중차분 모형은 Havnes and Mogstad(2015), Andreoli et al.(2019) 참고.

<그림 1> 본 연구의 실증분석 전략: RIF-DID



주: 이 글의 식별전략을 설명하기 위해 Havnes and Mogstad(2015)의 Fig.4와 Dube(2019)의 Figure 1을 수정했음.

<그림 1>은 이 글의 식별전략을 보여준다. 설명의 편의상 경제 내 가구를 두 집단으로 구분한다고 생각해 보자. 첫 번째는 처치집단(treatment group)으로 현재 임금이 새로운 최저임금보다 낮아 최저임금 인상의 영향을 받는 저임금 노동자가 속한 가구들로 구성된다. 두 번째는 비교집단(comparison group)으로 그러한 최저임금 영향 노동자가 없는 가구들, 즉, 모든 구성원의 임금이 새로운 최저임금 이상이거나 임금노동자가 없는 가구들로 구성된다.

본 연구의 비선형 이중차분 모형은 최저임금 인상이 없었더라면 처치집단과 비교집단의 가계소득 분포 변화가 같았을 것이라는 가정하에 두 집단의 최저임금 인상 전후 실제 가계소득 분포 변화를 비교하여 최저임금 인상의 인과적 영향을 추정한다. 구체적으로, $F_t(y)$ 와 $G_t(y)$ 를 처치집단과 비교집단의 t 시점 가계소득 누적분포함수라고 하고, $t=0$ 과 $t=1$ 은 최저임금 인상 전후 기간을 나타낸다고 하면, 각각의 소득수준 y 에 대해 최저임금 인상이 해당 소득수준 이하 인구비율에 미치는 이중차분 효과 δ_{DiD} 를 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$\delta_{DiD}(y) = (F_1(y) - F_0(y)) - (G_1(y) - G_0(y)) \quad (1)$$

<그림 1>은 소득수준이 $y = y'$ 일 때 그러한 이중차분 효과가 $\delta_{DiD}(y') = (b - a) - (d - c)$ 로 계산됨을 보여준다.

3.2. 계량모형

본 연구는 가구 실질소득을 가구원 수의 평균으로 나눈 균등화 실질 개인소득(equivalized real individual income)을 이용한다. 이를 y_{it} 라고 하고, 그러한 개인소득 분포의

t 시점 중간값을 \bar{y}_t 라고 하자. 본 연구는 다음과 같은 선형확률모형(linear probability model)을 이용하여 2018년 최저임금 인상이 중위소득 대비 일정 비율로 표현되는 다양한 소득 기준 $c\bar{y}_t$ 이하 인구비율(population share)에 미친 영향을 추정한다.

$$I(y_{it} < c\bar{y}_t) = \delta_{DiD}(M_{h(i)} \times P_t) + \gamma P_t + X_{it}A_1 + Z_{h(i)t}A_2 + \alpha_{h(i)} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

여기서, $I(\cdot)$ 는 괄호 안의 값이 참이면 1, 아니면 0인 지시함수이다. $M_{h(i)}$ 는 개인 i 가 포함된 가구 h 에 대한 최저임금 영향률을 나타내고, P_t 는 t 시점이 2018년이면 1, 2017년이면 0인 더미 변수이다. X_{it} 는 개인특성 통제변수, $Z_{h(i)t}$ 는 가구특성 통제변수이며, $\alpha_{h(i)}$ 는 가구 고정효과(family fixed effect)이다. 최저임금 인상이 가계소득 분포에 미친 이중차분 효과는 $M_{h(i)}$ 와 P_t 의 교차항 계수인 δ_{DiD} 를 통해 추정된다. 모든 기초통계량 및 회귀계수 추정량 계산에는 「한국노동패널조사」에서 제공하는 개인별 종단면 가중치를 적용하고, 표준오차는 최저임금 영향률 처치 단위인 가구 수준에서 클러스터된 표준오차를 이용한다.

본 연구의 기본 모형에서는 가구별 최저임금 영향률을 다음과 같이 2018년 최저임금 인상 에 따른 2017년 가구소득 대비 최소한의 임금 인상 필요액으로 정의한다.

$$M_{h(i)} = \sum_{i=1}^{N_{h(i)}} \frac{hr_{i,2017}(mw_{2018} - w_{i,2017})}{y_{h(i),2017}} \cdot I(w_{i,2017} < mw_{2018}) \quad (3)$$

여기서, $y_{h(i),2017}$ 은 개인 i 가 속한 가구 h 의 2017년 월평균 총소득, $N_{h(i)}$ 는 해당 가구의 가구원 수, mw_{2018} 은 2018년 최저시급, $w_{i,2017}$ 은 i 의 2017년 시급, $hr_{i,2017}$ 은 i 의 2017년 월 평균 노동시간을 나타낸다. 가구소득과 마찬가지로 임금 관련 변수들도 모두 실질변수를 이용한다. 이 글의 제5장은 최저임금 영향률 측정을 위해 다른 대안적 정의를 이용해도 본 연구의 결과가 강건하게 유지됨을 보일 것이다.

본 연구는 다음과 같은 재중심 영향 함수(RIF: recentered influence function, Firpo et al., 2009) OLS 회귀식을 이용해 2018년 최저임금 인상에 의한 가계소득분포 변화가 다양한 분포 통계량(distributional statistics)에 미치는 영향도 추정한다.

$$RIF(y; v) = \delta_{DiD}(M_{h(i)} \times P_t) + \gamma P_t + X_{it}A_1 + Z_{h(i)t}A_2 + \alpha_{h(i)} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

여기서, v 는 $t=0$ 시점 가계소득 결합 분포함수 F 의 분포 통계량으로, 본 연구는 p 번째 분위 소득수준 $q(p)$, p_1 및 p_2 번째 분위 소득 배율 $q(p_2)/q(p_1)$, 소득분위 $[p_1, p_2]$ 구간에 속하는 중간층 소득 점유율(middle-class share), 지니계수(Gini coefficient) 등을 분석한다.

각 분포 통계량의 재중심 영향 함수는 다음과 같이 정의된다 (f 는 확률밀도함수).

- 분위 소득 (Firpo et al., 2009)

$$RIF(y; q(p)) = q(p) + \frac{p - I(y < q(p))}{f(q(p))}$$

- 백분위율 (Choe and Van Kerm, 2018)

$$RIF(y; q(p_2)/q(p_1)) = \frac{q(p_2)}{q(p_1)} + \frac{1}{q(p_1)} \left(\frac{p_2 - I(y < q(p_2))}{f(q(p_2))} - \frac{q(p_2)}{q(p_1)} \left(\frac{p_1 - I(y < q(p_1))}{f(q(p_1))} \right) \right)$$

- 중간층 점유율 (Davies et al., 2017)

$$RIF(y; mcs(p_1, p_2)) = RIF(y; L(p_2)) - RIF(y; L(p_1))$$

$$RIF(y; L(p)) = \begin{cases} \frac{y - (1-p)q_p}{\mu} + L(p) \left(1 - \frac{y}{\mu} \right) & \text{if } y < q_p \\ \frac{pq_p}{\mu} + L(p) \left(1 - \frac{y}{\mu} \right) & \text{if } y \geq q_p \end{cases}$$

- 지니계수 (Davies et al., 2017)

$$RIF(y; GINI) = 2 \frac{y}{\mu} GINI + \frac{y}{\mu} + \frac{2}{\mu} \int_0^y F(z) dz$$

4. 자료

본 연구는 「한국노동패널조사」 20~21차년도 학술대회용 통합표본 자료를 이용한다. 표본 기간은 2017년과 2018년이다. 본 연구의 모든 명목변수(가계소득과 임금)는 소비자물가지수(2018=100)를 이용해 실질변수로 변환했다. 가구소득은 조사 시점 기준 지난 1개월 간 근로소득, 자산소득(금융·부동산), 사회보험수급액(국민연금 등), 기타이전소득(기초연금 등, 현물포함), 기타소득(퇴직금, 축의금 등)을 모두 합한 값을 이용한다. 균등화 실질 개인소득은

가구 실질소득을 가구원 수의 제곱근으로 나누어 계산한다.

최저임금 영향률 계산을 위한 시간당 임금은 월평균 임금(세전)을 월평균 근로시간으로 나누어 계산했다. Dube(2019)와 마찬가지로 식 (2)와 (4)의 개인특성 통제변수(X_{it})로는 연령, 연령 제곱, 성별 더미(여성=1, 남성=0), 학력(고졸, 초대졸, 대졸이상) 더미를 이용했고, 가구 특성 통제변수($Z_{h(i)t}$)로는 가구 자녀 수, 거주지역, 배우자 유무(유배우 = 1, 기타 = 0) 더미를 이용했다.

<표 1>은 본 연구의 핵심 설명변수인 식 (3)의 최저임금 영향률 $M_{h(i)}$ 를 2017년 소득분위 및 통제·처치집단별로 평균한 결과를 보여준다. 이는 최저임금 인상에 따른 임금 인상 필요액을 가계소득 대비 비율로 계산한 값이기 때문에 대체로 소득수준이 높을수록 낮아진다. 하지만, 소득분포 왼쪽 꼬리 부분에서는 1분위보다 2~4분위가 높은데, 이는 잘 알려진 대로 1분위의 경우에는 최저임금 적용을 받는 취업자 자체가 없는 경우가 많기 때문이다.

<표 2>는 전체 표본가구를 대상으로 2017년과 2018년의 소득분배지표를 계산한 결과를 보여준다. 이를 보면, 중위소득 25% 및 50% 이하 상대적 빈곤 인구비율, $q(50)/q(20)$ 소득 배율, 지니계수가 증가하는 등 일부 지표에서 소득분배 상황이 악화된 것으로 나타났다. 하지만, $q(80)/q(20)$ 및 $q(80)/q(50)$ 배율과 중간층 점유율로 측정한 소득 불평등 정도는 완화된 것으로 나타나 명확한 판단을 내리기는 어렵다. 다음 장에서는 2018년 최저임금 인상이 이러한 소득분배지표들에 어떠한 영향을 미쳤는지를 살펴본다.

<표 1> 2017년 기준 소득분위별 최저임금 영향률

분위	전체 가구		통제집단 인구비율	처치집단		표본 수
	균등화 실질소득	최저임금 영향률		인구비율	최저임금 영향률	
10	70.8	2.31	91.4	8.6	27.0	1,676
20	117.6	6.92	71.9	28.1	24.6	1,386
30	151.7	4.36	76.1	23.9	18.2	1,345
40	188.8	3.33	72.0	28.0	11.9	1,279
50	221.9	2.09	79.4	20.6	10.1	1,260
60	252.9	1.68	80.2	19.8	8.5	1,219
70	293.2	1.09	84.0	16.0	6.8	1,128
80	349.8	0.71	84.5	15.5	4.5	1,125
90	429.9	0.55	88.8	11.2	4.9	1,163
0	221.9	2.32	82.2	17.8	13.0	12,630

주: 균등화 실질 개인소득은 가구 총소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 후 소비자물가지수를 이용해 실질변수로 변환했다. 최저임금 영향률은 식 (3)의 $M_{h(i)}$ 를 집단별로 평균한 값이다.

자료: 한국노동패널조사 원자료 (한국노동연구원)

<표 2> 2017~18년 소득분배지표: 전체 가구

		2017년	2018년	변화
인구비율	중위소득 * 0.25	0.074	0.082	0.008
	중위소득 * 0.50	0.160	0.165	0.005
	중위소득 * 0.75	0.305	0.295	-0.010
	중위소득 * 1.00	0.451	0.455	0.004
백분위율	$q(80)/q(20)$	2.971	2.961	-0.010
	$q(80)/q(50)$	1.574	1.559	-0.015
	$q(50)/q(20)$	1.888	1.899	0.011
중간층 점유율		0.550	0.555	0.005
지니계수		0.342	0.344	0.002
관측치		12,630	12,465	25,095

주: 「한국노동패널조사」 20~21차년도 학술대회용 통합표본 자료를 이용한 결과임.

5. 분석 결과

5.1. 핵심 결과

<표 3>은 식 (2)를 이용해 2018년 최저임금 인상이 중위소득 25~150% 이하 인구비율에 미친 효과를 추정한 결과이다. 이를 보면, 2018년 최저임금 인상이 상대적 빈곤율을 낮추고 가계소득 분포의 전반적 상향이동을 이끌었음을 확인할 수 있다. 중위소득 25% 이하 인구비율은 최저임금 인상에 통계적으로 유의하게 반응하지 않았지만, 중위소득 50% 구간부터는 인구비율 감소가 통계적으로 유의했다. 특히, 중위소득 75% 구간이 가장 큰 영향을 받았고, 효과의 범위는 중위소득 100% 구간까지 파급되었다. 중위소득 125% 구간부터는 최저임금 인상 효과의 유의성이 사라졌다.

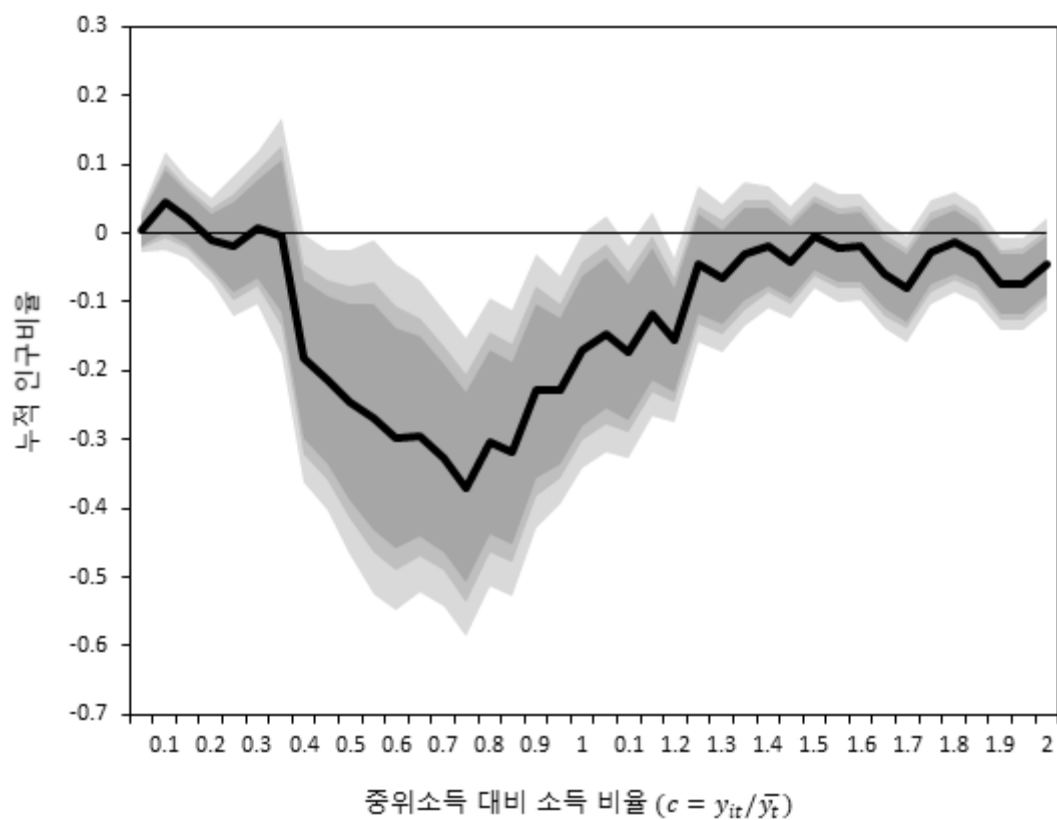
<그림 2>는 중위소득 대비 소득 구간을 5% 단위로 구분해 2018년 최저임금 인상이 저소득 인구비율에 미친 영향을 더 자세히 추정한 결과를 보여준다. 2018년 최저임금 인상에 따른 소득분포 상향이동 효과는 중위소득 40% 구간부터 통계적으로 유의했고, 중위소득 120% 구간까지 파급되었으며, 중위소득 75% 구간에 가장 큰 영향을 미친 것으로 나타났다.

<표 3> 2018년 최저임금 인상이 저소득 인구 비율에 미친 효과

종속변수: $c \times$ 중위소득 이하 인구비율 ($I(y_{it} < c\bar{y}_t)$)						
c	0.25	0.5	0.75	1.0	1.25	1.5
최저임금 영향률 × 2018년 더미	-0.020 (0.040)	-0.246*** (0.086)	-0.370*** (0.084)	-0.171*** (0.066)	-0.046 (0.044)	-0.003 (0.030)
2018년 더미	0.009** (0.004)	0.014** (0.005)	0.001 (0.006)	0.009 (0.008)	-0.006 (0.008)	-0.001 (0.006)
개인특성	O	O	O	O	O	O
가구특성	O	O	O	O	O	O
가구고정효과	O	O	O	O	O	O
Adj.R2	0.711	0.763	0.777	0.766	0.767	0.758
N	25,095	25,095	25,095	25,095	25,095	25,095

주: 괄호 안의 값은 가구 수준 클러스터 표준오차임. ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미.

<그림 2> 2018년 최저임금 인상이 저소득 인구비율에 미친 효과



주: 실선은 회귀계수 추정치를, 음영은 99%, 95%, 90% 신뢰구간을 나타냄.

<표 4>는 식 (4)를 이용해 2018년 최저임금 인상이 가계소득 분포 20, 50, 80분위 소득수준에 미친 영향을 추정한 결과이다. 소득분포 하위 20분위 및 50분위 가구의 소득수준은 모두 1% 수준에서 유의하게 증가했지만, 80분위 가구의 소득에 미친 영향은 통계적으로 유의하지 않았다. <그림 3>은 소득분위를 5분위 단위로 세분해 동일한 분석을 수행한 결과를 보여준다. 2018년 최저임금 인상에 따른 소득 증가 효과는 소득분포 하위 15분위부터 60분위까지 통계적으로 유의했고, 특히 20~30분위의 소득수준이 가장 큰 폭으로 증가했다.

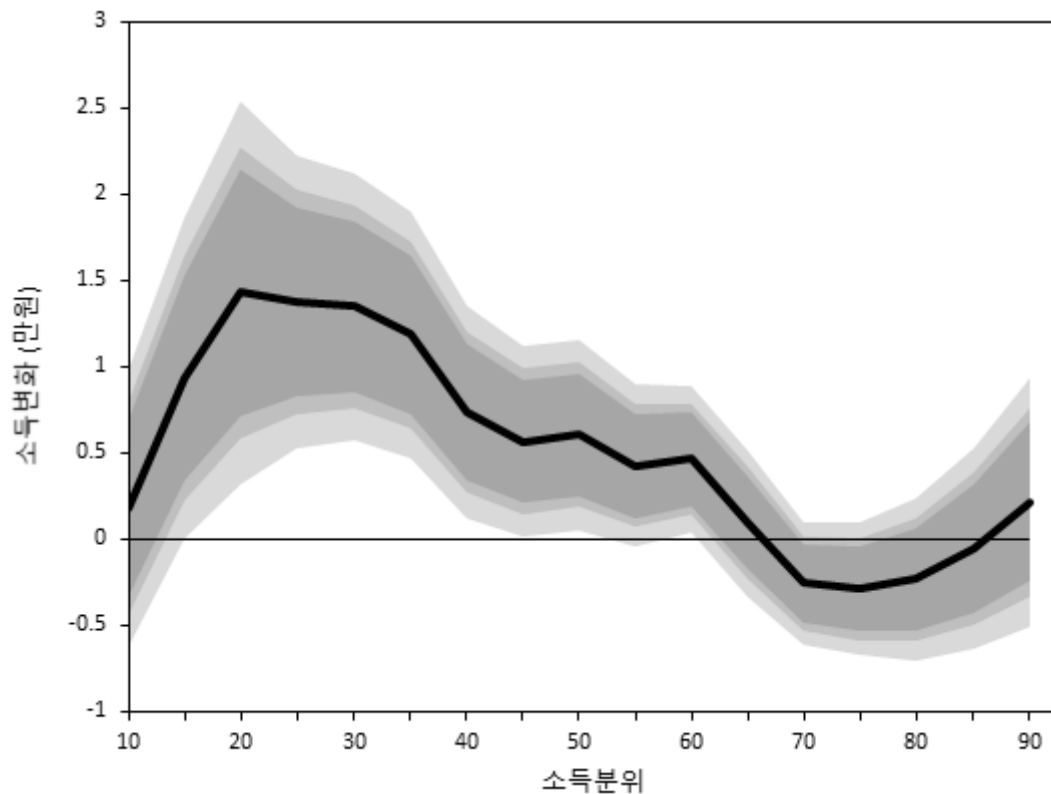
<표 4>는 2018년 최저임금 인상이 다양한 소득분배지표에 미친 영향을 보여준다. 이를 보면, 소득분포 $q(80)/q(20)$ 배율과 지니계수 등 가계소득 분포 전역에 걸친 불평등이 개선되었을 뿐 아니라 소득분포 하위 구간의 불평등을 나타내는 $q(50)/q(20)$, 상위 구간의 불평등을 나타내는 $q(80)/q(50)$ 모두 통계적으로 유의하게 감소했고, 소득분포 20~80 분위에 속하는 중간층의 소득 점유율이 증대되었음을 확인할 수 있다.

<표 4> 2018년 최저임금 인상이 분위별 소득수준에 미친 효과

	종속변수: p 분위 소득수준 ($q(p)$)		
	$q(20)$	$q(50)$	$q(80)$
최저임금 영향률	1.429 ***	0.605 ***	-0.233
× 2018년 더미	(0.432)	(0.213)	(0.182)
2018년 더미	-2.490	5.320 **	10.624 **
	(2.445)	(2.696)	(4.137)
개인특성	O	O	O
가구특성	O	O	O
가구고정효과	O	O	O
Adj.R2	0.753	0.761	0.746
N	25,095	25,095	25,095

주: 괄호 안의 값은 가구 수준 클러스터 표준오차임. ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미.

<그림 3> 2018년 최저임금 인상이 분위별 소득수준에 미친 효과



주: 실선은 회귀계수 추정치를, 음영은 99%, 95%, 90% 신뢰구간을 나타냄.

<표 5> 2018년 최저임금 인상이 소득불평등 지표에 미친 영향

	$q(80)/q(20)$	$q(80)/q(50)$	$q(50)/q(20)$	중간층 점유율	지니계수
최저임금 영향률× 2018년 더미변수	-0.037*** (0.011)	-0.005*** (0.001)	-0.017** (0.007)	0.0004** (0.0002)	-0.0014*** (0.0003)
2018년 더미변수	0.149** (0.065)	0.010 (0.024)	0.083** (0.039)	0.0028 (0.0045)	0.0078 (0.0054)
개인특성	O	O	O	O	O
가구특성	O	O	O	O	O
가구고정효과	O	O	O	O	O
Adj.R2	0.711	0.600	0.661	0.520	0.592
N	25,095	25,095	25,095	25,095	25,095

주: 괄호 안의 값은 가구 수준 클러스터 표준오차임. ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미.

5.2. 추가적 결과

본 연구에서는 다음과 같은 추가적 검토를 통해 분석 결과의 강건성을 확인하였다. 여기서는 지면 관계상 <표 6>에 $q(80)/q(20)$ 백분위 배율에 대한 결과만 제시했지만 다른 소득분포 통계량에 대한 결과도 앞서 제시한 것과 매우 유사했다.

■ 가계소득 정의

- 가계소득 1: 사회보험수급액, 기타이전소득, 기타소득을 제외한 경상소득(시장소득) 이
- 가계소득 2: 근로소득만 이용
- 가계소득 3: 가구총소득에서 금융소득과 부동산소득 제외 (비자산소득)

■ 최저임금 영향률 정의

- 최저임금 영향률 1: 2017년 시급이 2017년 최저시급의 60~120% 사이에 위치하는 구성원의 임금소득 합계액 / 2017년 가구총소득 (Aaronson et al., 2012)
- 최저임금 영향률 2: 2017년 시급이 2018년 최저시급에 미달하는 구성원 존재 여부 더미
- 최저임금 영향률 3: 2017년 시급이 2018년 최저시급에 미달하는 구성원 / 가구원 수

<표 6> 상하위 20% 백분위 소득배율에 대한 분석결과의 강건성

	가구소득 1	가구소득 2	가구소득 3	최저임금 영향률 1	최저임금 영향률 2	최저임금 영향률 3
최저임금 영향률× 2018년 더미변수	-2.403** (1.034)	-3.371*** (1.217)	-3.749*** (1.149)	-1.087*** (0.348)	-0.543** (0.247)	-1.206*** (0.442)
2018년 더미변수	0.480*** (0.105)	0.522*** (0.131)	0.200*** (0.069)	0.1494** (0.065)	0.129** (0.065)	0.124* (0.066)
개인특성	O	O	O	O	O	O
가구특성	O	O	O	O	O	O
가구고정효과	O	O	O	O	O	O
Adj.R2	0.776	0.814	0.733	0.705	0.710	0.710
N	25,095	25,095	25,095	24,850	25,095	25,095

주: 괄호 안의 값은 가구 수준 클러스터 표준오차임. ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미.

6. 결론

이 글은 가구별 최저임금 영향률 차이를 이용한 비선형 이중차분 모형을 추정하여 2018년 최저임금 인상이 저소득 가구의 소득 상승, 빈곤율 감소, 소득불평등 완화에 긍정적 영향을 미쳤음을 보였다.

참고문헌

- 강승복, 2016, “최저임금의 사업체 내 임금압축 효과,” 노동경제논집, 제39권 제4호, 33-58.
- 강신욱 외 8인, 2015, 『주요 소득보장정책의 효과성 평가 연구』, 제8장, “최저임금제도의 평가”, 한국보건사회연구원.
- 강창희, 2019, “최저임금 인상이 고용규모에 미치는 영향: 집군추정법(Bunching Estimator)을 활용한 분석,” 한국노동연구원·중소기업연구원 주최 정책토론회 발표문.
- 김낙년, 2019, “한국의 최저임금과 고용, 2008-2018년,” 낙성대경제연구소 위킹페이퍼 2019-01.
- 김민성·김영민, 2012, “임금불평등의 변화요인 분해: 남성 임금근로자를 대상으로,” 『한국경제연구』, 제30권 제3호, 73-101.
- 김수현 외 4인, 2018, 『최저임금이 인력수급에 미치는 효과』, 한국고용정보원.
- 김영민·김민성, 2013, “여성 임금근로자의 임금불평등과 최저임금,” 『고용직업능력개발연구』, 제16권 제2호, 79-98.
- 김유선, 2019, “2018년 최저임금 인상이 임금불평등 축소에 끼친 영향,” 한국노동사회연구소 이슈페이퍼 2019-02.
- 김태훈, 2019, “최저임금 인상의 고용 및 임금효과,” 『노동정책연구』, 제19권 제2호, 135-174.
- 남재량, 2016, “최저임금제도의 빈곤정책으로서 유효성 연구,” 한국노동연구원 1~18차년도 노동패널 학술대회 발표문.
- 서지원·정진욱, 2014, “최저임금제가 빈곤에 미치는 영향,” 『한국경제학보』, 제21권 제1호, 83-103.
- 성재민, 2014, “최저임금과 임금불평등,” 『임금불평등 추세와 원인에 대한 연구』, 제5장, 한국노동연구원, 145-166.
- 오상봉, 2017, “최저임금이 임금불평등에 미치는 영향,” 이병희·이시균·오상봉, 『노동시장제도와 경제적 불평등』, 제4장, 64-77.
- 윤희숙, 2016, “최저임금과 사회안전망: 빈곤정책수단으로서의 한계,” KDI FOCUS, 통권 제 71호.
- 이시균, 2013, “최저임금이 근로빈곤 탈출에 미치는 영향,” 『산업노동연구』, 제19권 제1호, 35-64.
- 이정민·김대일, 2019, “2018년 최저임금 인상의 고용효과,” 2019 경제학 공동학술대회 발표문.
- 이정민·황승진, 2018, “최저임금 인상이 임금분포에 미치는 영향,” 『한국경제의분석』, 제24권 제2호, 1-42.
- 정진호, 2011, “최저임금의 임금분포 효과,” 정진호 외 3인, 『최저임금 효과분석』, 제4장, 한국노동연구원, 54-76.
- 홍민기, 2019, “2018년 최저임금 인상의 효과 추정,” 『경제발전연구』, 제25권 제2호, 1-28.

- 황선웅, 2019, “2018년 최저임금 인상이 고용감소를 초래했는가? 비판적 재검토,” 『경제발전 연구』, 제25권 제2호, 29-55.
- Alaniz, E., Gindling, T.H., Terrell, K., 2011, “The Impact of Minimum Wages on Wages, Work and Poverty in Nicaragua,” *Labour Economics*, 18, 545-559.
- Andreoli, F., Havnes, T., Lefranc, A., 2019, “Robust Inequality of Opportunity Comparisons: Theory and Application to Early Childhood Policy Evaluation,” *Review of Economics and Statistics*, 101, 355-369.
- Belman, D., Wolfson, P.J., 2014, *What Does the Minimum Wage Do?* Kalamazoo, MI: W.E. Upjohn Institute for Employment Research.
- Choe, C., Van Kerm, P., 2018, “Foreign Workers and the Wage Distribution: What Does the Influence Function Reveal?” *Econometrics*, 6, 41.
- Davies, J.B., Fortin, N.M., Lemieux, T., 2017, “Wealth Inequality: Theory, Measurement and Decomposition,” *Canadian Journal of Economics*, 50, 1224-1261.
- Del Carpio, X.V., Messina, J., Sanz-de-Galdeano, A., 2019, “Minimum Wage: Does It Improve Welfare in Thailand?”, *Review of Income and Wealth*, 65(2), 358-382.
- Dube, A., 2019, “Minimum Wages and the Distribution of Family Incomes,” *American Economic Journal: Applied Economics*, 11, 268-304.
- Firpo, S., Fortin, N.M., Lemieux, T., 2009, “Unconditional Quantile Regressions,” *Econometrica*, 77, 953-973.
- Gingling, T.H., Terrell, K., 2010, “Minimum Wages, Globalization, and Poverty in Honduras,” *World Development*, 38(6), 908-918.
- Ham, A., 2018, “The Consequences of Legal Minimum Wages in Honduras,” *World Development*, 102, 135-157.
- Havnes, T., Mogstad, M., 2015, “Is Universal Child Care Leveling the Playing Field,” *Journal of Public Economics*, 127, 100-114.
- Neumark, D., Cunningham, W., Siga, L., 2006, “The Effects of the Minimum Wage in Brazil on the Distribution of Family Incomes: 1996 - 2001,” *Journal of Development Economics* 80, 136-159.
- Neumark, D., Wascher, W.L., 2008, *Minimum Wages*, Cambridge, M.A.: MIT Press.
- Sen, A., Rybczynski, K., Van De Waal, C. 2011, “Teen Employment, Poverty, and the Minimum Wage: Evidence from Canada,” *Labour Economics*, 18, 36 - 47.
- Yamada, K., 2016, “Tracing the Impact of Large Minimum Wage Changes on Household Welfare in Indonesia,” *European Economic Review*, 87, 287 - 303.