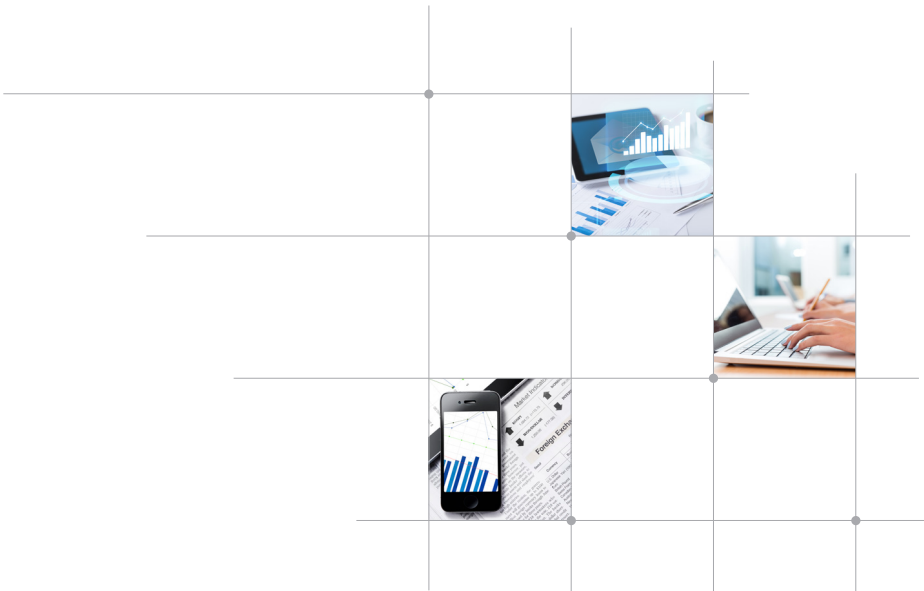




# 최저임금이 기업행태에 미치는 효과 분석 및 일자리 재정정책에의 함의

2021. 12

이환웅 · 송경호



# 최저임금이 기업행태에 미치는 효과 분석 및 일자리 재정정책에의 함의

2021. 12

이환웅 · 송경호



## 서 언

정부는 소득주도성장의 한 축인 가계소득의 증대 일환으로 2018년 최저임금을 전년 대비 16.4% 인상하였으며, 2019년 최저임금 역시 전년 대비 10.9% 인상하였다. 2018~2019년 최저임금 인상은 과거 4년(2014~2017) 최저임금의 평균증가율 7.42%와 비교해 큰 인상이기에 고용비용의 증가에 따른 소상공인과 영세중소기업의 경영부담을 우려하는 의견이 많았으며, 이에 따라 정부는 사업주의 경영부담을 완화하고 노동자의 고용불안을 해소하기 위해서 일자리안정자금 사업을 운용하여 지원대상에 해당하는 사업주에 최저임금 인상에 따른 노동비용 증가의 일정 부분을 지원하였다.

일자리안정자금 등을 통한 고용불안 해소라는 정책목표를 달성하고 정책의 효과성을 향상시키기 위해서는 최저임금 인상에 따른 소상공인과 영세중소기업의 경영부담 정도, 그리고 이러한 경영부담이 고용조정을 통한 고용불안을 초래하는지 파악하는 것이 필수적이다. 이를 위해 본 연구에서는 2018~2019년 최저임금 인상에 따른 비용 증가를 사업체들이 어떤 마진을 통해서 조정하였는지를 살펴보았다. 구체적으로 최저임금 인상에 따른 사업체의 고용, 급여비용, 그리고 복리후생비용이 포함된 노동비용 조정 등을 살펴봄으로써 최저임금 인상에 따른 효과를 다각적으로 살펴보았고, 최저임금 인상이 사업체의 생산성에 미치는 영향과 사업체의 생산성에 따른 고용효과의 이질성과 관련된 다양한 실증분석을 수행하였다. 선행연구들이 특정 집단(연령, 지역 등)의 최저임금영향률을 활용하여 분석한 것과 달리 사업체 단위의 최저임금영향률을 추정해, 사업체 단위에서 최저임금 인상에 따른 기업의 고용, 노동비용, 생산성 변화 등의 다양한 마진에서의 조정 여부를 살펴보았다. 이는 사업체의 고용조정 분석 시 외연적 경로(사업체 폐업)에 의한 고용조정을 명시적으로 검토하여 최저임금정책 연구를 고도화하였다는 점, 그리고 최저임금 인상에 따른 고용효과의 이질성을 산업별, 기간별, 생산성별로

분석하여 정부의 최저임금 결정 및 일자리 재정사업에 정책적 함의를 제공한 것이 본 연구의 핵심적인 기여이다.

본 보고서는 한국조세재정연구원의 이환웅 부연구위원과 송경호 부연구위원이 집필하였다. 저자들은 본 연구에 도움을 준 익명의 논평자들과 기초 자료를 조사·수집·정리해 준 박진우 연구원 그리고 최종 출판까지 행정지원을 해 준 본원의 직원들에게도 깊은 감사의 뜻을 전하고 있다. 또한 보고서 작성과정 중 원내 중간보고와 최종보고 세미나에서 가감 없는 평가와 격려를 해 준 서울대학교의 이정민 교수, 한국노동연구원의 강신혁 박사, 그리고 원내의 전병목 박사, 조희평 박사께도 무한한 고마움을 전하고 있다.

끝으로 본 보고서의 내용은 저자들의 의견이며, 본 연구원의 공식 견해가 아님을 밝힌다.

2021년 12월

한국조세재정연구원  
원장 김 재 진

## 요약 및 정책적 시사점

본 연구에서는 2018~2019년 최저임금 인상에 따른 기업들의 고용 및 노동비용 조정 여부와 생산성 증대 여부를 탐색하였다. 먼저 본 연구에서는 최저임금 인상이 기업의 고용, 임금, 고용비용 조정 등에 끼친 영향을 분석하였다. 분석 시 10인 이상 사업체의 전수를 포함한 「광업·제조업조사」를 활용하여 패널데이터를 구축하고, 사업체 단위의 최저임금영향률을 계산하여 2018~2019년 최저임금 인상효과를 살펴보았다. 분석 결과 최저임금 인상에 의해 최저임금영향률이 10%p 증가하면 최저임금영향률이 0%인 사업체와 비교해서 2017년 대비 2019년 고용증가율이 2.1% 감소하는 것으로 나타났다. 또한 본 연구에서는 균형패널을 구축하여 분석한 기존 연구와 다르게, 사업체의 폐업에 의한 고용조정을 명시적으로 고려하였다. 구체적으로 표본에서 탈락하는 사업체들의 표본탈락 원인을 ① 10명 미만으로 고용조정 ② 사업체의 폐업으로 구분하여 표본에서 탈락한 사업체의 탈락 원인 비율을 이용 가능한 다른 자료를 활용해서 추정하였다. 그다음 계산된 비율에 따라 임의의 표본탈락 사업체에는 폐업에 의한 탈락으로 가정하고 0의 값을 부여하였으며, 나머지 사업체들은 10명 미만으로의 고용조정으로 인한 표본탈락으로 가정하고 고용수준에는 10명 미만으로 고용을 조정한 사업체들의 고용값을 배정하였다. 이와 같은 과정을 통해 외연적 경로(사업체 폐업)에 의한 고용조정을 명시적으로 고려하였으며, 외연적 경로에 의한 고용조정은 전체 고용조정의 38.10%를 차지하는 것으로 나타나 외연적 경로 역시 중요함을 밝혔다.

그다음 본 연구는 최저임금 인상에 따른 평균급여 등의 노동비용의 변화를 살펴보았다. 분석 결과 최저임금영향률이 10%p 증가하면 최저임금영향률이 0%인 사업체와 비교해서 2017년 대비 2019년 평균임금이 7% 증가하는 것으로 나타났으며 복리후생비 등이 포함된 평균노동비용 역시 평균급여 증가율과 유사한 것으로 추정되었다. 단 플래시보 검정 결과 2015년과 2017년

사이 임금변화와 최저임금영향률 간의 관계가 통계적으로 유의한 것으로 나타나 추정치의 해석에 신중을 기해야 할 것으로 보인다.

또한 본 연구는 「광업·제조업조사」의 분석 기간을 2012년부터 2019년까지 확대해 최저임금의 고용효과를 추가적으로 분석하였다. 분석 결과, 모든 모형에서 최저임금이 급격하게 인상된 시점 이후(2018년 이후)와 이전의 경우, 최저임금영향률 증가가 고용에 미치는 효과가 통계적으로 유의하게 달랐음을 확인하였다. 구체적으로 다수의 모형에서 2018년 이전에는 최저임금 영향률과 고용 간의 유의한 관계가 관측되지 않았으나, 2018년 이후에는 모든 모형에서 최저임금영향률 증가가 고용을 통계적으로 유의하게 감소시키고 있는 것으로 추정되어 최저임금 인상 정도에 따라 고용에 미치는 효과가 임계점을 가지고 있거나 혹은 비선형구조를 가지고 있을 수 있음을 확인하였다.

마지막으로 본 연구는 최저임금 인상이 사업체의 생산성(부가가치율, 1인당 생산액, 총요소생산성 등)에 미치는 영향과 사업체의 생산성에 따른 고용 효과의 이질성에 관한 다양한 실증분석을 진행하였다. 분석 결과, 최저임금의 인상이 사업체의 생산성 향상에 전반적으로 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으나 모형에 따라 통계적 유의성이 사라지는 경우도 발견되었다. 이와 반대로 최저임금 인상으로 인한 고용감소 효과는 사업체의 생산성에 따라 매우 이질적인 것으로 나타났으며, 이러한 결과는 모든 모형에서 강건한 것으로 나타났다. 생산성이 높은 사업체는 동일한 최저임금 인상 충격에 대해 고용감소의 규모가 통계적으로 유의하게 더 작은 것으로 나타난 반면, 생산성이 낮은 사업체는 고용감소 규모가 더 큰 것으로 나타났다.

본 연구로부터 도출할 수 있는 정책적 시사점은 다음과 같다. 먼저 최저임금 인상률을 결정할 때 최저임금 인상이 고용에 미치는 효과가 비선형적일 가능성이 존재하기 때문에 적정 최저임금 수준의 결정 시 최저임금 인상의 고용효과를 명시적으로 고려해야 한다는 점이다. 본 연구에서는 최저임금의 고용효과가 2018년 전후에 따라 다르게 나타나는지를 검토하였는데, 2018년 이전에는 최저임금영향률과 고용 간의 유의한 관계가 관측되지 않았으나, 2018년 이후에는 최저임금영향률의 증가가 고용을 통계적으로 유의하게 감소시키는 것을 확인하였다. 이러한 결과는 최저임금 인상 시 경제에서

수용가능한 적절한 인상 수준의 결정이 중요할 수 있음을 함의하기 때문에, 최저임금 인상률 결정 시 최저임금 인상폭에 따른 고용영향을 명시적으로 고려할 필요가 있을 것으로 보인다.

다음으로 최저임금 인상에 따른 고용비용의 증가 및 고용감소 효과가 사업체의 특성에 따라 이질적일 가능성이 높기 때문에 일자리안정자금 지급 기준 등의 설계에 이러한 이질성을 고려해야 한다는 점이다. 본 연구의 분석 결과에 따르면 최저임금 인상에 따른 고용감소 효과가 사업체의 생산성에 따라 이질적인 것으로 나타났다. 따라서 생산성이 낮을 것으로 보이는 영세사업체에 지원이 집중되는 것은 고용불안 해소 측면에서 합리적인 정책인 것으로 보인다. 다만 고용비용 증가에 따른 고용감소에 노출된 사업체를 30인 미만 기준만을 활용해 일괄적으로 적용하는 것은 정책목적의 효과성을 높이기 위해서는 지양되어야 할 것으로 보인다. 따라서 현재 운용되는 것처럼 30인 미만 영세사업장을 수혜대상으로 하는 것을 기본원칙으로 하되, 최저임금 인상의 고용감소 및 비용 증가효과의 사업체 특성별(산업별, 규모별, 최저임금영향률) 이질성을 고려하여 예외대상을 지정하는 것도 고려할 수 있을 것으로 판단된다.

끝으로 본 연구의 한계점을 논의하면 본 연구는 이용 가능한 자료의 한계로 광업·제조업에 속한 사업체만을 대상으로 분석이 이루어졌다. 따라서 본 연구의 분석 결과를 산업 전체로 확대해서 해석하는 것은 신중을 기할 필요가 있다. 또한 최저임금 인상에 따른 기업의 행태 변화를 다각도로 분석하려면 기업들이 비용 증가에 따른 충격을 최종생산물의 가격인상 혹은 기업의 영업이익 감소 등으로 조정하는지 살펴보는 것이 필요하다. 다만 현재까지 이용 가능한 자료를 사용해 해당 분석을 신뢰성 있게 수행하기 어려운 것으로 판단되어, 본 분석에서는 사업체들의 해당 마진에서의 조정 여부를 분석하지 못하였다. 해당 마진에 대한 분석은 최저임금 인상에 따른 비용 증가를 사업체들이 소비자들에게 전가하는지 아니면 사업체의 영업이익의 감소를 통해서 대응하는지 검토할 수 있기 때문에 일자리안정자금 사업의 정책목표 측면에서의 정당성, 그리고 정책의 효과성을 이해하는 데 큰 도움이 될 것으로 판단된다.



## 목 차

I. 서론 .....	15
II. 선행연구 조사 .....	20
1. 국내연구 .....	20
가. 고용 및 임금에 끼친 효과 .....	20
나. 최저임금의 그 외 다양한 경로에 끼친 효과 .....	23
2. 해외 선행연구 .....	24
가. 사업체의 고용, 고용비용, 영업이익 조정 .....	25
나. 최저임금 인상과 고용 외 조정 .....	26
III. 최저임금 인상과 기업의 고용 및 임금조정 .....	28
1. 최저임금영향을 .....	28
가. 사업체별 최저임금영향을 .....	28
나. 산업별·지역별 영향을 .....	36
2. 최저임금 인상이 기업의 고용조정 및 노동비용에 미치는 효과 .....	37
가. 분석자료 및 추정전략 .....	37
나. 추정 결과 .....	49
다. 강건성 검정 .....	60
라. 분석산업군의 확대 .....	65
마. 분석 기간의 확대 .....	69
IV. 최저임금이 생산성에 미친 영향 .....	77
1. 데이터 및 방법론 검토 .....	77
가. 생산함수 추정 방법론 .....	77

나. 생산함수 추정을 활용한 국내 선행연구 .....	83
2. 추정 결과 .....	88
가. 부가가치율 .....	89
나. 1인당 생산액 .....	93
다. 총요소생산성(Total Factor Productivity, TFP) .....	99
3. 사업체 생산성에 따른 고용 효과의 이질성 .....	103
가. 부가가치율 기준 .....	104
나. 1인당 생산액 기준 .....	109
다. 총요소생산성 기준 .....	111
4. 소결 .....	116
V. 요약 및 정책적 시사점 .....	118
1. 연구 결과 요약 및 한계 .....	118
2. 정책적 시사점 .....	120
가. 최저임금 인상을 결정 기준 .....	120
나. 일자리안정자금의 지급 기준 .....	122
참고문헌 .....	125
부록 .....	130

---

---

## 표목차

〈표 Ⅰ-1〉 연도별 최저임금 인상을 및 최저임금영향을	16
〈표 Ⅲ-1〉 고용형태별 근로실태조사와 경제활동인구 부가조사 비교	31
〈표 Ⅲ-2〉 산업대분류별 최저임금영향을	32
〈표 Ⅲ-3〉 주요 산업중분류별-광역지역별 최저임금영향을	36
〈표 Ⅲ-4〉 그룹별 표본탈락 원인별 비율	47
〈표 Ⅲ-5〉 분석표본의 주요 통제변수 기초통계량: 「광업·제조업조사」(2017년)	48
〈표 Ⅲ-6〉 최저임금 인상이 고용에 미친 효과	49
〈표 Ⅲ-7〉 최저임금 인상이 고용에 미친 효과: 표본탈락 사업체에 대한 가정 변화	53
〈표 Ⅲ-8〉 최저임금 인상이 임금·고용비용에 미친 효과	56
〈표 Ⅲ-9〉 강건성 검정: 최저임금 인상이 임금·고용비용에 미친 효과	63
〈표 Ⅲ-10〉 최저임금 인상이 고용에 미친 효과: 최저임금영향을(산업광역) 사용	64
〈표 Ⅲ-11〉 최저임금영향을 관련 가상 예시	65
〈표 Ⅲ-12〉 최저임금 인상이 총고용에 미친 효과(2017~2019년): 「기업정보자료」 활용	67
〈표 Ⅲ-13〉 2019년 지역별-산업별 최저임금영향을 추정치	71
〈표 Ⅲ-14〉 최저임금이 사업체 고용에 미치는 영향	73
〈표 Ⅲ-15〉 최저임금이 사업체 고용에 미치는 영향(지역별-산업별 통제)	73
〈표 Ⅲ-16〉 최저임금이 사업체 고용에 미치는 영향(산업별-연도별 통제)	74
〈표 Ⅲ-17〉 최저임금이 사업체 고용에 미치는 영향(시점별 이질성)	75
〈표 Ⅳ-1〉 최저임금 및 고용 규모별 최저임금영향을	84
〈표 Ⅳ-2〉 최저임금 인상이 임금과 고용에 미치는 영향(2014~2016년)	85
〈표 Ⅳ-3〉 제조업 업종별 생산함수 추정 결과	86

---

〈표 IV-4〉 최저임금 인상이 전체 제조업 생산성 및 생산성 증가율에 미친 영향 (2011~2016년) .....	87
〈표 IV-5〉 최저임금이 사업체 부가가치율에 미치는 영향 .....	89
〈표 IV-6〉 최저임금이 사업체 부가가치율에 미치는 영향: (지역별-산업별 고정효과 통제) .....	90
〈표 IV-7〉 최저임금이 사업체 부가가치율에 미치는 영향: (산업별-연도별 고정효과 통제) .....	91
〈표 IV-8〉 최저임금이 사업체 부가가치율에 미치는 영향: (시점별 이질성) .....	92
〈표 IV-9〉 최저임금이 사업체 1인당 생산액에 미치는 영향 .....	94
〈표 IV-10〉 최저임금이 사업체 1인당 생산액에 미치는 영향: (지역별-산업별 고정효과 통제) .....	95
〈표 IV-11〉 최저임금이 사업체 1인당 생산액에 미치는 영향: (산업별-연도별 고정효과 통제) .....	96
〈표 IV-12〉 최저임금이 사업체 1인당 생산액에 미치는 영향: (시점별 이질성) ...	98
〈표 IV-13〉 최저임금이 사업체 총요소생산성에 미치는 영향: (지역별-산업별 고정효과 통제) .....	100
〈표 IV-14〉 최저임금이 사업체 총요소생산성에 미치는 영향: (산업별-연도별 고정효과 통제) .....	101
〈표 IV-15〉 최저임금이 사업체 총요소생산성에 미치는 영향: (시점별 이질성) ·	102
〈표 IV-16〉 최저임금이 사업체 고용에 미치는 영향: 부가가치율에 따른 이질성 (지역별-산업별 통제) .....	104
〈표 IV-17〉 최저임금이 사업체 고용에 미치는 영향: 부가가치율에 따른 이질성 (산업별-연도별 통제) .....	105
〈표 IV-18〉 최저임금이 사업체 고용에 미치는 영향: 부가가치율(잔차)에 따른 이질성 (산업별-지역별 통제) .....	107
〈표 IV-19〉 최저임금이 사업체 고용에 미치는 영향: 부가가치율(잔차)에 따른 이질성 (산업별-연도별 통제) .....	108

---

〈표 IV-20〉 최저임금이 사업체 고용에 미치는 영향: 1인당 생산액에 따른 이질성 (지역별-산업별 통제) .....	109
〈표 IV-21〉 최저임금이 사업체 고용에 미치는 영향: (산업별-연도별 통제) .....	110
〈표 IV-22〉 최저임금이 사업체 고용에 미치는 영향: 총요소생산성에 따른 이질성 (지역별-산업별 통제) .....	112
〈표 IV-23〉 최저임금이 사업체 고용에 미치는 영향: 총요소생산성에 따른 이질성 (산업별-연도별 통제) .....	113
〈표 IV-24〉 최저임금이 사업체 고용에 미치는 영향: 총요소생산성(잔차)에 따른 이질성 (산업별-지역별 통제) .....	114
〈표 IV-25〉 최저임금이 사업체 고용에 미치는 영향: 총요소생산성(잔차)에 따른 이질성 (산업별-연도별 통제) .....	115

---

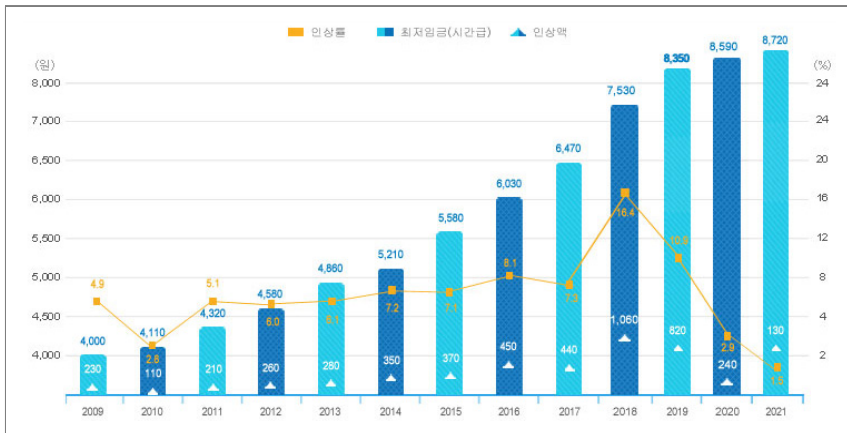
## 그림목차

[그림 I-1] 연도별 최저임금 현황 .....	15
[그림 III-1] 사업체별 평균임금과 최저임금영향률의 관계 .....	29
[그림 III-2] 사업체별 연간평균급여와 최저임금영향률 간의 관계 .....	33
[그림 III-3] 예측과 실제 최저임금영향률 간의 관계 .....	34
[그림 III-4] 최저임금이 고용에 미친 효과의 연도별 변화 .....	51
[그림 III-5] 최저임금이 평균급여·노동비용, 총노동비용에 미친 효과의 연도별 변화 .....	58
[그림 III-6] 최저임금이 평균급여·노동비용, 총노동비용에 미친 효과의 연도별 변화: 제약된 표본 사용 .....	59
[그림 III-7] 종속변수와 최저임금영향률 간의 관계 .....	60
[그림 III-8] 연도별 신규 사업체 진입률과 최저임금영향률 간의 관계 .....	62
[그림 III-9] 최저임금이 고용에 미친 효과의 연도별 변화: 「기업정보자료」 활용 ..	69
[그림 IV-1] 생산함수 추정 결과 예시 .....	80
[그림 IV-2] 생산함수 추정 결과 예시 .....	81
[그림 IV-3] 대리변수로 사용 가능한 변수들의 관측치 차이 .....	82
[그림 IV-4] OP와 LP의 생산함수 추정의 차이 .....	82
[그림 IV-5] LP와 타 생산함수 추정 결과의 계수 추정 값 비교 .....	83
[그림 IV-6] 최저임금 및 업종별 최저임금영향률 .....	85
[그림 IV-7] 최저임금 인상이 제조업 업종별 생산성에 미치는 영향 .....	88

# I. 서론

문재인정부의 소득주도성장정책은 가계소득을 높이고 늘어난 가계소득이 소비를 진작하여 경제성장을 이끌고 경제성장의 성과가 좋은 일자리로 이어지는 선순환 경제구조를 만드는 경제정책이다(정책위키, 2021).<sup>1)</sup> 소득주도 성장의 한 축인 가계소득 증대의 일환으로 2018년 최저임금은 전년 대비 16.4%(6,470 → 7,530원) 인상되었으며, 2019년 최저임금은 전년 대비 10.9% (7,530 → 8,350원) 인상되었다. 이에 따라 적용대상 근로자 수에서 최저임금 인상의 수혜를 받는 근로자 수의 비율은 2017년 17.4%에서 2018년 23.6%, 2019년 25.0%로 증가하였다.

[그림 1-1] 연도별 최저임금 현황



자료: 최저임금위원회, 「최저임금액 현황」, <https://www.minimumwage.go.kr/stat/statMiniStat.jsp>, 검색일자: 2021. 7. 20.

1) 정책위키, 「소득주도성장」, <https://www.korea.kr/special/policyCurationView.do?newsId=148861934>, 검색일자: 2021. 7. 20.

〈표 1-1〉 연도별 최저임금 인상률 및 최저임금영향률

(단위: 원, %, 천명)

구분	연도							
	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
최저임금	5,210	5,580	6,030	6,470	7,530	8,350	8,590	8,720
최저임금 인상률	7.20	7.10	8.06	7.30	16.38	10.89	2.87	1.50
최저임금영향률 <sup>1)</sup>	14.5	14.6	18.2	17.4	23.6	25.0	20.7	19.8
적용대상 근로자 수	17,734	18,240	18,776	19,312	19,627	20,006	20,045	20,559
수해근로자 수	2,565	2,668	3,420	3,366	4,625	5,005	4,153	4,077

주: 1) 영향률=수해근로자 수/적용대상 근로자 수×100

자료: 최저임금위원회, 「임금실태조사보고서」, [https://www.index.go.kr/potal/sts/idxMain/selectPoStstIdxMainPrint.do?idx\\_cd=1492&board\\_cd=INDX\\_001](https://www.index.go.kr/potal/sts/idxMain/selectPoStstIdxMainPrint.do?idx_cd=1492&board_cd=INDX_001), 검색일자: 2021. 7. 20.

2018~2019년 최저임금 인상은 과거와 비교해 큰 인상이었기 때문에 고용비용의 증가에 따른 소상공인과 영세중소기업의 경영부담을 우려하는 목소리가 많았다. 이에 따라 정부는 영세사업의 증가된 경영부담을 완화시키고 노동자의 고용불안을 안정화하기 위해 지원대상에 해당하는 사업주에게 최저임금 인상에 따른 노동비용 증가의 일정 부분을 일자리안정자금 사업을 통해서 지원하였다. 해당 사업은 2018년 1월 1일 시행되었으며 관련 예산은 2018년 2조 5천억원, 2019년 2조 9,165억원을 기록하였다. 하지만 2020년 2021년 최저임금 인상률이 각각 2.87%, 1.5%에 그치면서 정부는 지원단가를 축소해서 관련 예산은 2020년 2조 6,610억원, 2021년 1조 3천억원에 그쳤다.<sup>2)</sup>

최저임금 인상에 따른 소상공인과 영세중소기업의 경영부담의 정도, 그리고 이러한 경영부담이 고용조정을 통한 고용불안을 초래하는지 파악하기 위해서는 최저임금 인상에 대응한 기업의 행태 변화를 살펴보는 것이 필요하다. Draca et al.(2011)은 기업이 최저임금 인상에 대응하는 경로를 크게 네 가지로 유형화하여 논의하였다. 첫째, 고용비용의 증가를 고용조정 혹은 급여 및 복리후생비(비임금부가급여) 조정을 통해서 대응하는 것이며, 둘째, 고용비용

2) 일자리안정자금의 지원대상과 지원단가 등의 구체적인 내용은 [부록의 '일자리안정자금 개요' 설명을 참조하면 된다.

의 증가를 최종생산물의 가격인상을 통해 대응하는 것, 셋째, 고용비용 증가를 영업이익감소를 통해 대응하는 것, 마지막으로 고용비용의 증가를 생산성 증가를 통해서 대응하는 것이다. 따라서 본고에서는 2018~2019년 최저임금 인상효과가 기업의 행태 변화에 끼친 영향을 사업체 미시자료를 통해서 분석하였다. 특히 Draca et al.(2011)이 논의한 네 가지 행태 변화 중 고용 및 노동비용 조정, 생산성 조정 등의 경로를 중점적으로 살펴보았다. 물론 최저임금 인상에 따른 기업의 행태 변화를 다각도로 분석하기 위해서는 최종생산물의 가격인상, 기업의 영업이익 감소 등의 조정도 살펴보는 것도 필요하다. 다만 현재까지 이용 가능한 자료를 활용해서 신뢰성 있는 분석을 수행하기 어려운 것으로 판단되어, 사업체들의 해당 마진에서의 조정 여부는 추후 연구로 남겨 놓았다.

그럼에도 불구하고 사업체의 고용 및 노동비용 조정 등의 분석이 우선적으로 수행되어야 할 것으로 판단되는데, 왜냐하면 노동비용 증가가 예상될 때 고용 및 고용비용의 조정은 사업체가 1차적으로 고려할 수 있는 대응방식이며 최종생산물의 가격증가, 영업이익 감소 등의 경로는 2차적인 대응경로이기 때문이다. 또한 Clemens(2021)의 주장처럼 최저임금이 노동자의 후생 그리고 사회후생에 끼친 영향을 분석하기 위해서는 단층적으로 고용수준의 조정만 살펴보는 것이 아니라 임금 외의 비현금성 보상(Noncash Compensation) 등의 조정도 살펴볼 필요가 있다. 예를 들어, 최저임금이 근로자의 후생에 미친 영향을 살피고자 할 경우 근로자는 임금뿐만 아니라 임금 외 복리후생 역시 중요하게 생각하기 때문에 기업들은 최저임금 인상에 따른 비용 증가를 복리후생의 감소를 통해서 해소할 가능성도 존재한다. 따라서 본고 제Ⅲ장에서는 최저임금 인상에 따른 고용조정 및 급여비용뿐만 아니라 사업체의 복리후생비용이 포함된 노동비용 역시 살펴봄으로써 최저임금 인상에 따른 효과를 다각적으로 살펴보았다.

Clemens(2021)는 또한 최저임금 인상이 근무환경 등의 일자리 속성에 끼친 효과를 다각도에서 살펴보는 것이 필요함을 역설하였다. 여기서 일자리 속성은 사업체의 직접적인 비용 지출과는 관련성은 낮으나(예를 들어, 근무

환경, 사업체의 근로자 감시 정도 등), 노동자들의 후생에 영향을 미치며 사업체의 생산성에도 큰 영향을 끼칠 수 있는 요소를 말한다. 따라서 사업체가 최저임금 인상에 대응하여 해당 마진을 조정하였는지 여부를 분석하는 것 역시 중요성이 클 것으로 판단되나 현재 이용 가능한 자료에는 사업체의 관측 가능하지 않는 근무환경을 파악하는 데 어려움이 따른다. 따라서 본고 제Ⅳ장에서 살펴본 최저임금 인상에 따른 기업의 생산성 증대 여부는 기업의 근무환경 등의 변화를 간접적으로 가늠할 수 있으며, 최저임금이 노동자의 후생에 끼친 효과를 다각적으로 이해하는 데 도움이 될 것으로 보인다.

현재 국내 최저임금 관련 연구들은 이용 가능한 데이터의 제약 등으로 개인 미시자료를 활용한 최저임금의 임금 및 고용효과를 활발하게 살펴보고 있지만, 사업체 단위에서 기업의 행태변화를 살펴본 연구는 극히 드물다. 따라서 본 연구는 최저임금 인상이 사업체의 고용 및 고용비용 조정에 대한 이해를 증대시키는 데 도움이 될 것으로 보이며, 고용비용 증가 등의 부담을 완화시키는 일자리 재정책의 설계에도 정책점 함의를 제공해 줄 수 있을 것으로 기대된다.

본 보고서의 구성은 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ장에서는 최저임금에 관한 선행연구를 개관한다. 최저임금 인상이 고용 및 임금뿐만 아니라 다양한 경로에 끼친 연구를 검토함으로써 본 연구가 학술적·정책적으로 기여할 수 있는 부분을 명확히 하고자 한다.

그다음 제Ⅲ장에서는 최저임금 인상이 기업의 고용, 임금, 고용비용 조정 등에 끼친 영향을 분석하였다. 10인 이상 사업체의 전수를 포함한 「광업·제조업조사」를 활용하여 패널데이터를 구축하고, 사업체 단위의 최저임금영향률을 계산하여 2018~2019년 최저임금 인상효과를 분석하였다. 분석 결과 2018~2019년 최저임금 인상에 의해 최저임금영향률이 10%p 증가하면 최저임금영향률이 0%인 사업체와 비교해서 2017년 대비 2019년 고용증가율이 2.1% 감소하는 것으로 나타났다.

한편 본 연구에서는 균형패널을 구축하여 분석한 기존 연구와 다르게 사업체의 폐업에 의한 고용조정을 명시적으로 고려하였다. 외연적 경로에 의

한 고용조정은 전체 고용조정의 38.10%를 차지하는 것으로 나타나, 내연적 경로 못지 않게 외연적 경로 역시 중요함을 밝혔다. 그다음 본 연구는 최저임금 인상에 따른 평균급여 등의 노동비용의 변화를 살펴보았다. 분석 결과 최저임금영향률이 10%p 증가하면 최저임금영향률이 0%인 사업체와 비교해서 2017년 대비 2019년 평균임금이 7% 증가하는 것으로 나타났으며, 복리후생비 등이 포함된 평균 노동비용 역시 평균급여 증가율과 유사한 것으로 추정되었다. 또한 제Ⅲ장에서는 최저임금영향률을 국내 선행연구와 유사하게 특정집단(예를 들어, 산업중분류) 수준에서 추정하고 최저임금 인상효과를 살펴보았으며 「광업·제조업조사」의 분석 기간을 확대해 2012년부터 2019년까지 자료를 활용해서 최저임금의 고용효과를 추가적으로 분석하였다.

제Ⅳ장에서는 최저임금 인상이 사업체의 생산성(부가가치율, 1인당 생산액, 총요소생산성 등)에 미치는 영향과 사업체의 생산성에 따른 고용효과의 이질성에 관한 다양한 실증분석을 진행하였다. 분석 결과, 최저임금의 인상이 사업체의 생산성 향상에 미치는 효과는 전반적으로 긍정적인 것으로 나타났으나 모형에 따라 통계적 유의성이 사라지는 것으로 나타났다. 이와 반대로 최저임금 인상으로 인한 고용감소 효과는 사업체의 생산성에 따라 매우 이질적인 것으로 나타났으며, 이러한 결과는 모든 모형에서 강건한 것으로 나타났다. 생산성이 높은 사업체는 동일한 최저임금 인상 충격에 대해 고용감소의 규모가 통계적으로 유의하게 더 작은 것으로 나타났으며, 반대의 경우로 생산성이 낮은 사업체는 고용감소 규모가 더 큰 것으로 나타났다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 결론 및 정책적 함의점을 논의하였다.

---

## II. 선행연구 조사

---

### 1. 국내연구

최저임금의 효과를 살펴본 국내 선행연구는 방대하게 존재하는데 최저임금 인상이 고용 및 임금에 끼친 효과에 대한 분석은 활발하게 이루어진 반면, 최저임금 인상이 영향을 미치는 다양한 경로에 대한 연구는 상대적으로 활발하게 이루어지지 않았다. 본 절에서는 선행연구를 고용 및 임금에 끼친 효과를 살펴본 연구와 그외 다양한 경로에 대한 연구로 구분하여 정리하였다.

#### 가. 고용 및 임금에 끼친 효과

본 연구에서는 고용 및 임금에 끼친 효과를 살펴본 연구들 중 최저임금 인상의 내생성이 추정에 미치는 편의를 고려하는 준실험론적 방법론을 사용한 연구들로 한정하여 정리하였다. 이러한 제한은 선행연구들과 본 연구의 추정 결과를 비교 시에도 유용할 것으로 판단된다.

먼저, 고용에 부정적인 영향을 미친다고 보고한 연구들을 정리하면 이정민·황승진(2016)은 최저임금 인상률이 단일하다 하더라도 인구사회학적 집단에 따라 영향력의 차이가 있다는 점을 활용하여 최저임금이 고용에 끼친 효과를 추정하였다. 구체적으로 2006~2014년 「근로실태조사」의 개인별 자료를 집계하여 성별, 교육수준, 연령, 사업체 규모, 근속연수 등의 다섯 가지 특성에 따라 근로자 집단을 구성하고, 각 집단별로 당해 연도에 최저임금 이상의 시간당 임금을 받고 있지만 차년도에 최저임금 미만의 임금을 받는 근로자의 비율을 계산하여 최저임금 인상이 해당 집단에 끼치는 영향력을 대리하는 변수로 활용하였다. 그다음 해당 영향률의 변이가 고용에 미친 효

과를 이중차분법을 활용하여 추정하였는데, 추정 결과 2006년에서 2014년 사이에 최저임금이 10% 인상되면 주당 44시간인 전일제 일자리 수를 기준으로 고용은 약 1.4% 정도 감소하는 것으로 나타났다. 추가적으로 해당 연구는 고용효과를 근로자 및 사업장 특성별로 다른지 살펴보았는데, 최저임금 인상의 영향을 상대적으로 많이 받을 것으로 보이는 근속연수가 짧은 근로자 집단, 청년층, 고령층, 여성, 그리고 소규모 사업장(5~29인)의 종사하는 근로자에 대한 고용감소가 더 크게 나타나는 것으로 추정되었다.

강승복(2017)은 대부분의 선행연구에서 활용한 인구사회적 집단에 따른 최저임금영향률을 사용하는 대신 최저임금 인상의 고용효과를 도구변수를 활용하여 추정하였다. 구체적으로 최저임금 인상과 노동시장의 관측 가능하지 않은 충격 간의 내생성을 고려하여 정부의 진보성을 도구변수로 활용하였는데, 최저임금 인상률의 증가는 고용을 감소시키는 것으로 나타났다.

이정민·황승진(2018)은 이정민·황승진(2016)과 동일한 추정전략 및 자료를 사용하되 분석 기간은 2006~2016년으로 확대하였으며, 최저임금 인상이 시간당 임금 및 임금총액에 끼치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 시간당 임금을 종속변수로 분석했을 때 최저임금 인상이 임금 격차에 미치는 효과는 상당히 적은 것으로 나타났다. 다만 근로시간까지 포함한 임금총액을 기준으로 분석한 경우, 미미한 정도이지만 최저임금 인상이 임금격차를 오히려 증가시키는 것으로 추정되었다.

김대일·이정민(2019)은 2018년의 16.4% 인상된 최저임금이 고용에 끼친 효과를 추정하였다. 2018년 최저임금 인상에 따른 임금상승의 압력을 받는 정도가 성·연령별 집단에 따라 이질적임을 고려하여 집단 간 영향률을 계산하고 해당 영향률의 차이가 고용의 차이와 어떤 연관이 있는지를 이중차분법을 사용하여 추정하였다. 25~65세 인구를 대상으로 「경제활동인구조사」를 활용하여 추정한 결과, 최저임금 적용률이 1%p 증가하면 고용증가율은 전일제 일자리 기준 0.14~0.16% 감소하는 것으로 나타났다.

김태훈(2019)은 최저임금 인상의 고용 및 임금효과를 분석하기 위해 「지역별 고용조사」 미시자료를 이용하였으며, 분석 기간은 2008~2018년, 최저임금

영향률은 연령집단별로 추정하였다. 분석 결과 최저임금 인상은 각 인구집단 별 전체 고용률에는 통계적으로 유의한 영향을 끼치지 못하는 것으로 나타났으나 일용근로자들의 고용률은 통계적으로 유의하게 감소시키는 것으로 나타났다. 또한 최저임금의 인상은 전체 근로자들의 평균근로시간을 감소시키는 것으로 나타났는데, 다만 근로자의 평균 시간당 임금증가가 평균근로시간 감소 정도를 상회하여 근로자의 평균 월급여액은 증가하는 것으로 나타났다.

Chun et al.(2020)은 최저임금이 임금노동자가 아닌 비임금 노동자에게 미치는 고용효과를 추정하였다. 2009년부터 2017년까지의 「지역별 인구조사」와 「지역별 고용조사」를 활용하여 지역 단위의 고용 역학 및 임금 분포에 대한 패널 데이터를 구축하여 분석에 활용하였다. Chun et al.(2020)에 따르면 최저임금의 인상은 비임금 노동자의 일자리 증가에 부정적인 영향을 미치며, 최저임금 인상이 비임금 노동자에 미치는 고용감소효과를 고려하지 않을 경우 전체 고용감소효과를 28% 과소추정할 수 있다. 또한 내연적 경로(intensive margin)과 외연적 경로(extensive margin)의 중요성이 임금 노동자와 비임금 노동자에게 다르게 나타날 수 있음을 주장하였다. 구체적으로 임금노동자에게 미치는 전체 효과의 59%가 내연적 경로에서 발생하지만, 비임금 노동자의 경우 전체 효과의 64%가 외연적 경로에서 발생함을 주장하였다.

마지막으로 강창희(2020; 2021)는 Cengiz et al.(2019)의 집군추정법을 활용하여 최저임금의 인상이 임금근로자의 고용규모에 끼친 영향을 분석하였다. 먼저 강창희(2020)는 「고용형태별 근로실태조사」 자료를 활용하여 2009~2018년 기간 동안 최저임금의 인상의 고용효과를 분석하였는데, 최저임금의 10% 인상은 노동시장 전체의 근로자 고용 규모를 약 1.42~1.74% 감소시키는 것으로 추정되었다. 그다음 강창희(2021)는 「경제활동인구조사」 자료를 활용하여 2009~2019년 기간 동안의 최저임금 인상의 고용효과를 분석하였는데, 강창희(2020)의 분석 결과와 유사한 것으로 나타났다.

최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 끼친다는 증거를 확인할 수 없었던 연구는 황선웅(2019), 홍민기(2018) 등이 있다. 홍민기(2018)는 2018년 최저임금 인상이 고용과 근로시간에 단기적(2018년 3월)으로 미치는 효과를

살펴보았다. 분석에 활용한 자료는 「경제활동인구조사」, 「사업체노동력조사」, 「고용보험자료」이며, 최저임금영향률은 산업별 집단으로 구분하여 추정하였다. 분석 결과 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 미친다는 증거는 찾지 못하였으나 근로시간에 대한 영향에서는 최저임금 인상으로 근로시간이 줄어든 것으로 추정하였다.

황선웅(2019)은 김대일·이정민(2019)의 분석 결과를 재검토하고 추정모형 및 표본 구축과 관련하여 추가적인 검증을 수행하였다. 구체적으로 최저임금영향률을 인구집단별로 계산할 시 출생연도 대신 연령을 사용하고, 20대 초반 청년층을 표본에 포함하는 경우 김대일·이정민(2019)에서 보고된 부정적 고용효과가 관측되지 않기 때문에, 김대일·이정민(2019)의 분석 결과가 강건한 결과로 판단하기 어렵다고 주장하였다.

#### 나. 최저임금의 그 외 다양한 경로에 끼친 효과

오상봉(2015)은 최저임금 인상이 기업원가에 미치는 영향에 대해서 분석하였다. 구체적으로 「경제활동인구조사」를 활용하여 추정한 시나리오별 임금 인상률을 기업경영분석에 제시된 인건비에 적용하여 인건비 인상 정도를 추정하고, 이를 통해 기업의 인건비가 전체 원가에서 차지하는 비중이 얼마나 증가하였는지를 계산하였다. 분석 결과, 최저임금 인상률이 평균적인 임금인상률보다 5% 상회하는 경우, 기업의 인건비 비중(판매 및 일반관리비 대비)은 초과근로수당 및 주휴수당을 고려하는 여부에 따라 각각 0.11%, 0.26% 높아지는 것으로 나타났다. 또한 오상봉(2015)은 최저임금 인상에 의한 인건비 비중의 증가가 업종에 따라 차이를 있음을 보였다. 구체적으로 음식숙박업과 사업관리·지원업의 경우, 인건비 비중의 증가가 통상적인 시간당 임금 계산 방법을 따랐을 때 각각 0.54%, 0.49%이고, 초과근로수당과 주휴수당을 고려했을 경우에는 각각 1.21%, 0.96%인 것으로 나타났다.

김규일·육승환(2018)은 최저임금 인상이 기업의 생산성에 미치는 영향을 분석하였다. 구체적으로 2011~2016년 통계청의 「광업·제조업조사」와 「경제총조사」 자료를 활용하여 사업체별 패널데이터를 구축하고, 생산함수와

총요소생산성을 추정하고, 최저임금영향률을 이용하여 최저임금 인상이 기업의 고용과 생산성에 미친영향을 살펴보았다. 분석 결과, 최저임금 인상은 제조업 전반의 생산성 향상에 긍정적인 영향을 끼친 것으로 추정되었으나 그 정도는 업종별로 상이한 것으로 나타났다.

김희창(2020) 역시 최저임금 인상이 기업의 고용 및 생산성에 끼친 영향을 분석하였다. 최저임금영향률은 「사업체패널조사」와 「고용형태별근로실태조사」를 활용해 산업별, 고용 규모별로 계산하였다. 그다음 생산성 추정을 위해 Malmquist 분석을 수행하였으며, 사업체별 생산성 추정과 최저임금 인상의 경제적 효과를 분석하기 위해 「사업체패널조사」 1~7기 자료를 사용하였다. 분석 결과, 최저임금 인상은 기업의 고용을 감소시키지만 근로자의 평균 임금을 증가시키는 것으로 나타났으며, 산업별 최저임금영향률의 증가가 기업의 생산성에 통계적으로 유의한 영향을 끼친다는 증거를 찾지 못하였다.

마지막으로 전병힐 외(2021)는 최저임금 인상이 생산자물가지수와 외식비에 끼치는 영향을 분석하였다. 구체적으로 최저임금영향률을 산업·지역 수준에서 추정하였으며 최저임금영향률과 생산자물가지수 및 외식비와의 통계적 관계에 대해서 살펴보았다. 분석 결과 최저임금영향률이 1% 증가함에 따라 주요 외식비는 0.16~1.86% 그리고 생산자 물가지수는 0.77~1.68% 증가하는 것으로 나타났다.

## 2. 해외 선행연구

최저임금의 효과를 다방면에서의 살펴본 해외 선행연구는 무수히 많기 때문에 본 절에서는 본 연구의 연구범위와 밀접하게 관련 있는 해외연구만을 한정하여 소개하였다. 최저임금 인상이 기업행태에 미치는 효과를 살펴본 대표적인 연구는 Clemens(2021), Clemens et al.(2021), Harasztosi and Lindner (2019), Bell and Machin(2018), Clemens et al.(2018), Draca et al.(2011) 등이 있다. 본 절에서는 해당 연구들을 최저임금 인상에 따른 사업체의 고용, 고용비용, 영업이익 조정을 살펴본 연구들과 기업들의 그 외의 조정에 초점을 둔 연구로 분류하여 검토하였다.

## 가. 사업체의 고용, 고용비용, 영업이익 조정

먼저 Draca et al.(2011)은 최저임금 인상이 기업의 영업이익에 미친 영향을 1999년 영국의 최저임금 인상안을 자연실험으로 활용하여 분석하였다. 해당 연구는 최저임금 인상 전 사업체별 평균임금을 기준으로 최저임금 인상에 영향을 받는 처치그룹과 통제그룹을 나누고, 이중차분법을 활용하여 효과를 추정하였다. 추정 결과 최저임금 인상은 사업체의 평균임금을 증가시키는 것으로 나타났으나, 기업의 영업이익도 상당 부분 감소시키는 것으로 추정되었다. 저자들은 이러한 연구 결과가 최저임금 인상이 기업의 고용 조정을 통한 행태 변화를 야기하지 못하고 고용비용 증가가 영업이익 감소로 이어지는 이론적 모형과 일치하는 것임을 언급하였다. 즉 최저임금 인상에 따른 노동비용 증가분에 대해 사업체가 영업이익 감소를 통해 부담하고 있음을 보여준다고 할 수 있다.

Bell and Machin(2018)은 Draca et al.(2011)과 동일하게 1999년 영국의 최저임금의 인상안을 자연실험으로 활용해서 최저임금 인상이 기업의 주가에 미치는 영향을 분석하였다. 구체적으로 최저임금 인상안 발표를 기준으로 사건 전후의 주가 움직임을 이벤트 스터디 모형을 활용하여 추정하였는데, 최저임금 인상안 발표 후 5일 경과 이후를 기준으로 저소득 노동자를 많이 고용하고 있는 기업의 주가를 2~3% 하락시키는 것으로 나타났다. 주가 하락의 정도는 고용비용 증가에 따른 예상되는 기업의 영업이익 감소 정도와 유사한 것으로 나타났다. 이에 대해 저자들은 최저임금 인상안이 기업의 영업이익을 악화시킬 수 있음을 주장하였는데, 이러한 분석결과는 앞선 Draca et al.(2011)의 실증분석 결과와 유사한 것으로 나타났다.

이상의 결과는 최저임금 인상에 따른 고용비용의 증가의 일정 부분이 기업의 영업이익의 감소를 통해 부담되고 있음을 보여준다. 다만 고용비용 상승에 기업들은 영업이익 감소 외에도 최종소비재 가격상승 등을 통해 소비자에게 전가시킬 수 있기 때문에 지금까지 소개한 연구들은 최저임금 인상에 따른 귀착의 한 부분만을 살펴보았다는 한계점을 지닌다.

반면에 Harasztosi and Lindner(2019)는 헝가리의 급격한 최저임금 인상이

기업들의 고용 및 영업이익뿐만 아니라 매출액, 중간투입물 등에 끼친 효과를 분석하여 최저임금 인상에 따른 귀착효과를 포괄적으로 분석하였다. 구체적으로 해당 연구는 사업체 수준에서의 최저임금영향률을 계산하고 해당 영향률을 기준으로 영향률이 높은 사업체와 낮은 사업체의 고용·임금·매출·영업이익 등의 변화가 최저임금 인상 전후에 어떻게 변화하였는지 이중차분법 모형을 사용하여 추정하였다.

분석 결과, 최저임금 인상에 따른 고용 탄력성은 통계적으로 유의한 마이너스(-) 값으로 추정되었으나 크지 않는 것으로 나타났으며, 고용비용은 유의미하게 증가하는 것으로 나타났다. 저자들은 재무제표의 영업이익 항목식을 활용하여 최저임금 인상에 따른 고용비용 증가를, 매출액 인상 등에 따라 소비자에게 전가되는 부분과 영업이익 감소 등을 통해 사업체에 전가되는 비용으로 분해하였다. 흥미롭게도 최저임금 인상에 따른 비용의 75%는 소비자가 지불하며 나머지 25%를 사업주가 지불하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 최저임금 인상에 의한 고용비용 증가에 사업체들은 최종소비자의 가격인상을 통해서 대응할 수 있음을 함의하기 때문에, 최저임금 인상에 따른 기업의 행태 변화를 포괄적으로 살펴보기 위해서는 고용 외의 다양한 마진 조정을 검토하는 것이 중요함을 보여준다고 할 수 있다.

#### 나. 최저임금 인상과 고용 외 조정

Clemens et al.(2018)은 최저임금 인상과 노동자들의 임금 외 복지(복지후생) 및 후생(Welfare) 간의 관계를 이론·실증 분석을 통해서 살펴보았다. 먼저 이론모형을 통한 분석은 완전경쟁시장 및 수요독점시장에서 최저임금 인상이 사업체가 제공하는 임금과 임금 외의 혜택을 어떻게 변화시키는지 검토하였다. 저자들은 이론모형을 활용한 분석에서 최저임금 인상에 의한 고용비용증가는 사업체의 임금외 복지비용 감소를 통해 일부 상쇄될 수 있음을 보여주었다. 그다음 이론모형을 통한 예측의 검증을 위해 American Community Survey(ACS) 자료를 활용해서 최저임금 인상이 사업체가 제공하는 의료보험에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 실증분석 결과 최

저임금 인상은 개인들이 의료보험을 제공하는 사업체에 취직하고 있음을 보고할 확률을 감소시키는 것으로 나타났으며, 저임금 직군에 종사하는 개인일수록 이러한 감소효과가 더 크게 발생하는 것으로 나타났다.

한편 Clemens et al.(2021)은 저숙련노동자의 고용비용 증가에 따라 사업체들이 저숙련노동자를 고숙련노동자로 대체하는지를 분석하였다. ACS와 Burning Glass Vacancy Data를 사용하여 분석한 결과, 최저임금 인상 이후 저임금 직종에서 고등학교 졸업장을 가진 경력자들의 비중이 증가하는 것으로 확인되었다. 또한 기업의 채용모집 공고를 분석한 경우에도 최저임금 인상 이후에 고등학교 졸업장을 요구하는 사업체들이 증가하는 것으로 나타났다.

마지막으로 Clemens(2021)은 사업체가 최저임금 인상에 대응하여 영업이익, 생산기술 등 조정할 수 있는 여러 마진에 대하여 논의하였다. 그중 본연구의 주제와 관련해서 연관성이 있는 마진을 소개하면, 기업의 비현금성 보상(Noncash Compensation) 및 그 외 일자리 속성의 조정 여부이다. 비현금성 보상은 근로자들에게 임금이 아닌 다른 형태로 제공되지만 근로자의 후생을 증대시킬 수 있는 다양한 요소를 포함하고 있는데, 한국의 경우에는 사업체의 복리후생비가 이에 해당한다고 할 수 있다. 그다음 일자리 속성의 조정은(예를 들어 사업체의 근로자 감시 정도) 사업체의 직접적인 비용 지출과 관련성은 낮으나 노동자들의 후생에 영향을 미치며 사업체의 생산성에도 큰 영향을 끼칠 수 있다. 따라서 사업체가 최저임금 인상에 대응하여 해당 마진을 조정하였는지 여부를 분석하는 것 역시 중요성이 클 것으로 판단된다.

---

## Ⅲ. 최저임금 인상과 기업의 고용 및 임금조정

---

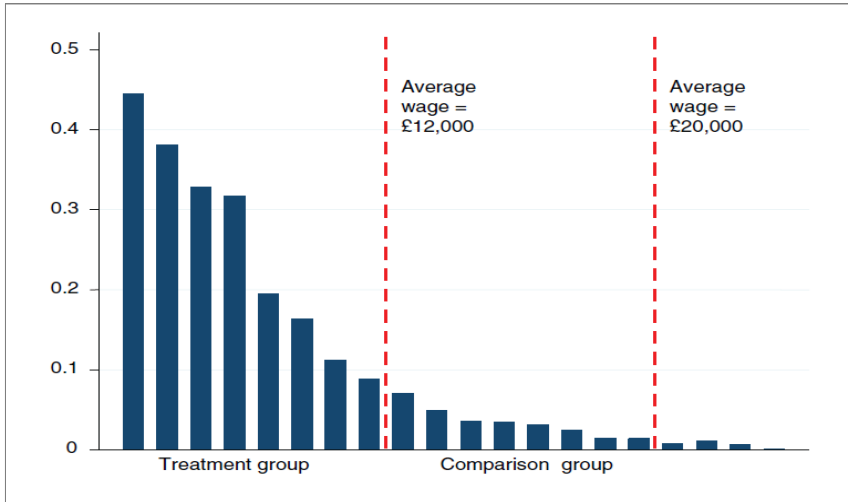
### 1. 최저임금영향률

#### 가. 사업체별 최저임금영향률

최저임금 인상에 따른 기업들의 행태 변화를 살펴본 대표적 연구인 Draca et al.(2011) 및 Harasztosi and Lindner(2019)는 사업체별 최저임금영향률을 구축하여 사업체별 영향률 차이를 기업의 행태 변화와 연계해서 살펴보았다. 구체적으로 Draca et al.(2011)은 사업체별 평균임금분포에서 특정 기준점을 설정하고 해당 분포의 좌측에 위치하는 사업체들을 최저임금 인상에 영향을 받는 처치그룹, 우측에 위치하는 사업체들을 통제그룹으로 설정하였다. 이와 같은 방식으로 처치그룹과 통제그룹을 설정하는 것이 적절한지 검토하기 위해 Draca et al.(2011)은 사업체의 임금분포를 구축할 수 있는 노동자-사업체 연계 데이터(Workplace Employee Relations Survey, WERS)에서 사업체의 평균임금과 최저임금 미만의 임금을 받는 근로자의 비율(최저임금영향률)의 관계를 제시하였다.

[그림 Ⅲ-1]은 Draca et al.(2011)의 [Figure 1]을 보여주는데 사업체별 연평균임금이 1만파운드를 기준으로 이를 초과하는 경우 최저임금영향률은 급격하게 감소하기 때문에, 특정 기준점(1만 2천파운드)을 기준으로 처치그룹과 통제그룹을 설정하는 것은 적절한 것으로 판단된다. 다만 처치그룹과 통제그룹 안에서도 최저임금 영향율의 변화가 존재하기 때문에 Draca et al.(2011)의 방법론은 최저임금 영향율의 변이를 충분히 활용하지 못한다는 한계점이 존재한다.

[그림 III-1] 사업체별 평균임금과 최저임금영향률의 관계



자료: Draca et al.(2011), p. 138.

반면에 Harasztosi and Lindner(2019)는 사업체의 평균임금을 기반으로 사업체별 최저임금영향률을 추정하였다. 구체적으로 사업체 내의 임금분포를 파악할 수 있는 노동자-사업체 연계 데이터인 Hungarian Structure of Earning Survey(SES)를 활용해서 2000년 사업체별 평균임금과 2000년 기준 2002년 인상된 최저임금 이하 금액을 받고 있는 종사자 비율 간의 관계식을 추정하였다. 그다음 해당 연구의 분석에 활용한 CIT 자료의 연도별 평균임금과 SES 자료에서 추정한 사업체별 평균임금과 최저임금영향률 간의 관계식을 활용하여 CIT 자료에서 사업체별 최저임금영향률을 추정하였다.

사업체 단위의 최저임금영향률 계산에 추정오차가 크지 않다면 사업체 단위에서 최저임금영향률의 변이를 활용할 수 있는 Harasztosi and Lindner(2019)의 방법론이 Draca et al.(2011)의 방법론과 비교해서 우월한 것으로 판단된다. 특히 본 연구는 분석대상을 광업·제조업 사업체로 한정하였는데, 산업중분류 수준에서 최저임금영향률의 변이가 크지 않는 것으로 나타나 Harasztosi and Lindner(2019)의 방법론이 보다 적합한 것으로 판단된다. 따라서 본 분석에서는 사업체별 최저임금영향률을 활용해서 최저임금 인상의 효과를 살펴

보았으며, 사업체별 최저임금영향률은 Harasztosi and Lindner(2019) 방법을  
을 참조하여 다음과 같은 과정을 통해 추정하였다.

먼저 사업체별 평균임금과 최저임금영향률 간의 관계를 추정하기 위해 「고  
용형태별 근로실태조사」를 활용하였다.<sup>3)</sup> 「고용형태별 근로실태조사」는 2016년  
조사 기준 3만 2,960개의 사업체의 85만 1,737명의 노동자의 임금정보를 포  
함하고 있으며, 본 분석의 대상이 되는 광업·제조업 사업체 5,435개를 포함  
하고 있다. 2016년 기준 광업·제조업의 10인 이상 전수사업체가 6만 9,126개  
인 것을 감안한다면, 7.8%의 사업체를 포함하고 있기 때문에 광업·제조업  
에 속한 사업체들의 평균임금과 최저임금영향률 간의 관계를 무리 없이 추  
정할 수 있을 것으로 보인다.

최저임금영향률을 계산할 시 타 자료를 활용하는 대안을 고려할 수 있는데,  
타 자료와 비교해서 「고용형태별 근로실태조사」는 최저임금영향률의 계산을  
정확히 할 수 있다는 장점이 있다. 왜냐하면 「고용형태별 근로실태조사」는 최  
저임금의 적용을 받는 월별 정액급여와 최저임금의 적용을 받지 않는 월별 초  
과급여 및 특별급여(전년도 연간 상여금 및 성과급 총액)를 구분하여 제공되고,  
근로일수의 경우에도 월별 소정근로일수와 초과근로일수로 구별하여 제공하  
기 때문이다. 또한 사업체의 장부를 기반으로 하는 조사이기 때문에 근로시  
간과 임금에 대한 정보가 비교적 정확하다는 특징을 지닌다(오상봉, 2019).

반면에 최저임금영향률 및 미만을 계산에 빈번히 활용되는 「경제활동인  
구조조사 8월 부가조사」와 「지역별 고용조사」는 조사 시점 기준 직전 3개월의  
평균임금(세전소득)을 응답자의 답변을 통해서 조사한다. 따라서 조사대상자

---

3) 고용노동부의 「임금구조 기본통계조사」를 활용하는 방안도 고려할 수 있다. 기본적으로  
「임금구조 기본통계조사」는 「고용형태별 근로실태조사」의 일부분(2008년 「임금구조 기본  
통계조사」와 「고용형태별 근로실태조사」가 통합)이며, 과거 「임금구조 기본통계조사」와의  
시계열적 정합성을 위하여 현재 발행되는 「임금구조 기본통계조사」는 「고용형태별 근로  
실태조사」에서 상용근로자가 5인 이상인 사업체만을 추출하여 데이터를 구축하였다. 따  
라서 「임금구조 기본통계조사」는 비상용근로자나 자영업자에 대한 정보는 포함하지 않고  
있으며, 상용근로자에 대한 정보만을 제공하고 있다. 본 분석에서는 비상용근로자가 상  
용직 근로자와 비교해서 최저임금 인상 영향을 크게 받는다는 점, 그리고 「임금구조 기본  
통계조사」의 장점인 산업중분류 정보를 활용한 관계식 추정이 필요하지 않다는 점을 고  
려하여 「고용형태별 근로실태조사」를 사용하였다.

에 의해 응답된 월평균 임금이 세후소득일 가능성을 배제할 수 없으며, 응답자가 세전소득을 응답하였다 하더라도 정액급여, 초과급여, 특별급여를 모두 포함한 임금일 가능성이 높기 때문에, 이를 기반으로 시간당 임금을 계산해서 최저임금과 비교한다면 부정확할 가능성이 있다. 물론 「고용형태별 근로실태조사」를 활용하는 경우에도 연구자에게 제공되는 데이터의 제약으로 인한 한계점이 존재하는데, 자세한 내용은 평균임금과 최저임금영향률 간의 관계를 추정하는 과정에서 자세히 서술하였다. 「고용형태별 근로실태조사」와 「경제활동인구조사」의 기본적인 내용 비교는 <표 Ⅲ-1>에서 제시하였다.

<표 Ⅲ-1> 고용형태별 근로실태조사와 경제활동인구 부가조사 비교

구분		고용형태별 근로실태조사	경제활동인구 부가조사
조사 기관		고용노동부	통계청
조사 대상	조사 형태	근로자 1명 이상 사업체	전체 가구조사
	조사 부문	정부기관(국공립학교 포함) 제외한 임금근로자	전체 임금근로자
	모집단 (2019년 기준)	조사 대상 사업체 중 표본추출된 3만 3천개 사업체(근로자 수 기준 1,084만 6,459명)	20,446천명
조사 주기		연간 1회	연간 1회
조사대상 기간		6월	6~8월
조사대상 임금		정액급여 통상임금(기본급, 통상적 수당) 기타수당 초과급여 특별급여 (상여금 총액, 매월 고정상여금)	임금 총액(3개월 월평균)
조사대상 근로		소정 실근로시간(월 단위) 초과 실근로시간(월 단위) 휴일 실근로시간(월 단위)	평상 근로시간(1주)

자료: 오상봉, 2019; 통계청, 「통계설명자료」, <https://meta.narastat.kr/metasvc/index.do>, 검색일자: 2021. 6. 16를 참조하여 작성

최저임금영향률과 연간 평균급여와의 관계를 살펴보기 위해서는 먼저 사업체별 최저임금영향률을 계산해야 한다. 사업체별 최저임금영향률은 2019년 최저임금인 8,350원보다 적은 시간당 임금(2017년 기준)<sup>4)</sup>을 받는 종사자들의

비중을 통해 계산하였다. 한편 2017년 사업체별 임금분포는 2017년 「고용형태별 근로실태조사」를 활용하는 것이 이상적이나, 2017년 조사는 사업체 구분번호를 연구자들에게 제공하지 않아 사업체별 임금분포를 파악하는 데 어려움이 따른다. 따라서 차선택으로 사업체별 구분자를 제공하고 있는 2016년 「고용형태별 근로실태조사」를 사용하고 해당 데이터에서의 사업체별 임금분포를 실질경제성장률을 통해 조정하여 2017년 임금분포로 활용하였다.

〈표 Ⅲ-2〉는 산업대분류별 최저임금영향률을 제시하고 있는데 본 연구의 분석대상인 광업 및 제조업에 속하는 사업체의 최저임금영향률은 각각 6.6%, 12.8%를 기록하고 있음을 알 수 있다. 흥미롭게도 해당 산업의 표준편차는 각각 13.0%와 21.1%를 기록하였는데, 이는 산업대분류 내에서도 사업체 간의 최저임금 인상에 따른 부담 정도가 큰 차이가 있음을 보여주는 것이라 할 수 있다. 한편 최저임금영향률이 가장 높은 산업대분류는 숙박 및 음식점업(0.404), 협회 및 단체, 수리 및 기타 개인 서비스업(0.267), 부동산업(0.247) 순으로 나타났다.

〈표 Ⅲ-2〉 산업대분류별 최저임금영향률

산업대분류		평균	표준편차
A	농업, 임업, 및 어업	0.188	0.276
B	광업	0.066	0.130
C	제조업	0.128	0.211
D	전기, 가스, 증기 및 공기조절 공급업	0.016	0.042
E	수도, 하수 및 폐기물 처리, 원료 재생업	0.108	0.200
F	건설업	0.055	0.112
G	도매 및 소매업	0.171	0.243
H	운수 및 창고업	0.238	0.361
I	숙박 및 음식점업	0.404	0.316
J	정보통신업	0.058	0.169
K	금융 및 보험업	0.025	0.073
L	부동산업	0.247	0.300
M	전문, 과학 및 기술 서비스업	0.042	0.103

4) 2019년 최저임금과 2017년 임금의 비교 시 2018년, 2019년 실질경제성장률을 이용하여 2017년 임금을 조정하였다.

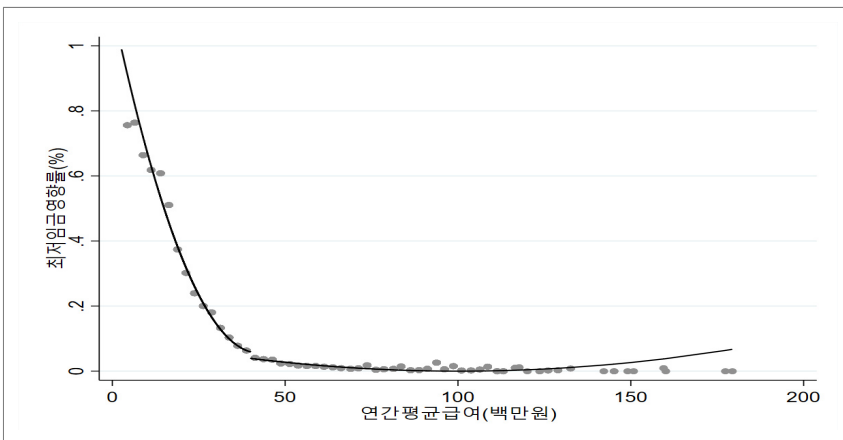
〈표 III-2〉의 계속

산업대분류		평균	표준편차
N	사업시설 관리, 사업 지원 및 임대 서비스업	0.171	0.283
P	교육 서비스업	0.078	0.135
Q	보건업 및 사회복지 서비스업	0.228	0.278
R	예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업	0.204	0.234
S	협회 및 단체, 수리 및 기타 개인 서비스업	0.267	0.316
전체		0.141	0.240

자료: 고용노동부, 「고용형태별 근로실태조사」 자료를 활용하여 저자가 직접 계산

최저임금영향률과 사업체별 평균급여 간의 관계를 살펴보기 위해서는 사업체별 연간 평균급여의 계산이 필요하다. 본 분석에서는 최저임금 적용 대상이 되는 시간당 정액급여를 연간화하지 않고, 정액급여, 초과급여, 특별급여를 합산한 후 연간화 작업을 수행하였다. 물론 사업체별 평균정액급여를 활용해서 최저임금영향률을 예측하면 평균급여를 활용하는 것과 비교해서 최저임금영향률을 보다 정확하게 예측할 수 있다. 하지만 「광업·제조업조사」는 사업체별 연간정액급여 정보를 제공하지 않기 때문에 연간평균급여를 활용해 최저임금영향률을 예측하였다.

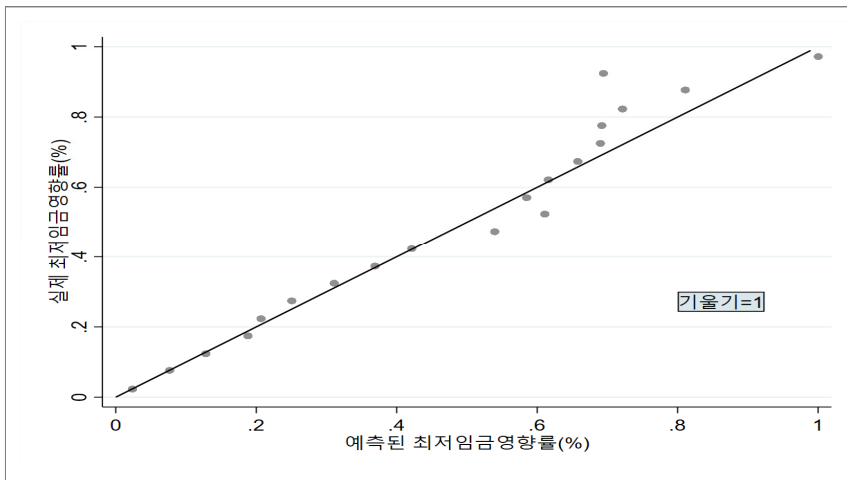
〔그림 III-2〕 사업체별 연간평균급여와 최저임금영향률 간의 관계



자료: 고용노동부, 「고용형태별 근로실태조사」 자료를 활용하여 저자 직접 계산

[그림 III-2]는 사업체별 연간평균급여와 최저임금영향률 간의 비모수적 관계를 보여주고 있다. 여기서 각각의 회색 원은 연간평균급여를 250만원 구간으로 나눈 후 각 구간별 최저임금영향률의 평균을 통해서 계산되었다. 최저임금영향률은 Draca et al.(2011)과 유사하게 연간평균급여가 증가함에 따라 급격하게 감소하며, 4천만원 이상에서는 최저임금영향률은 0에 가깝고 변이가 거의 발생하지 않음을 알 수 있다. [그림 III-2]의 검은색 실선은 본 연구에서 설명변수로 활용하는 추정된 최저임금영향률과 연간평균급여 간의 관계를 보여주고 있다. 추정된 최저임금영향률은 연간평균급여의 이차함수를 통해서 예측하였는데, 4천만원 구간 전후에서 두 변수 간의 관계가 급격하게 변화하는 것에 착안하여 이차함수의 기울기가 4천만원 구간 전후에서 변화하는 일종의 회귀절결(Regression Kink) 형태의 함수를 추정에 활용하였다. 추정된 최저임금영향률은 연간평균급여 1억 5천만원 이상인 구간을 제외하면, 최저임금영향률과 평균급여 간의 비모수적인 관계를 비교적 정확하게 예측하고 있음을 확인할 수 있다.

[그림 III-3] 예측과 실제 최저임금영향률 간의 관계



주: 1. 여기서 기울기는 그림상의 실제최저임금영향률과 예측된 최저임금영향률간의 회귀분석 계수가 아니며, 원자료상의 실제 영향률을 종속변수로 추정된 최저임금영향률을 설명변수로 실시한 회귀분석의 추정 계수임

자료: 고용노동부, 「고용형태별 근로실태조사」 자료를 활용하여 저자 직접 계산

[그림 Ⅲ-3]은 평균임금을 통해 예측된 사업체별 최저임금영향률과 실제 최저임금영향률 간의 관계를 보여주고 있다. 예측된 최저임금영향률은 일부 구간을 제외하면 실제 최저임금영향률을 비교적 정확하게 예측하고 있음을 알 수 있는데, 사업체별 실제 영향률을 종속변수로 예측된 영향률을 설명변수로 활용한 회귀분석을 실시한 결과 추정계수는 1의 값을 가지는 것으로 나타났다. 즉 예측된 최저임금영향률은 평균적으로 실제 영향률을 비교적 정확하게 예측하고 있으며, 해당 방법론을 통한 예측은 실제 영향률을 체계적으로 과소 혹은 과대추정하지 않음을 의미한다. 또한 해당 회귀분석에서 R-square는 0.432이었는데, 이는 최저임금영향률 변동성의 43.2%를 예측된 최저임금영향률의 변동성을 통해서 설명할 수 있음을 의미한다.<sup>5)</sup>

마지막으로 모형을 통해 추정된 평균급여와 최저임금영향률 간의 관계식을 활용하여 표본 외(Out-of-Sample)에서의 최저임금영향률을 추정하는데, 영향률 추정 시 「광업·제조업조사」의 모든 사업체의 평균급여를 활용하며, 해당 사업체들의 최저임금영향률은 다음 수식을 활용하여 계산하였다.

$$\widehat{\text{최저임금영향률}} = \max\{0; \min\{1; \alpha + \beta_1 \text{평균급여} + \beta_2 \text{평균급여}^2 + \beta_3 I\{\text{평균급여} < 4\text{천만원}\} + \beta_4 I\{\text{평균급여} < 4\text{천만원}\} \times \text{평균급여} + \beta_5 I\{\text{평균급여} < 4\text{천만원}\} \times \text{평균급여}^2\}\} \quad \text{식 (1)}$$

즉 평균급여를 통해서 추정된 최저임금영향률이 1의 값보다 크면 1의 값을 부여하고, 0보다 작으면 0의 값을 부여하였다. 또한 [그림 Ⅲ-2]에서 확인할 수 있듯이 평균급여와 최저임금영향률의 관계가 4천만원을 기준으로 이질적으로 나타나는 것을 감안하여 해당 구간 이후에서 평균급여와 영향률간의 이차함수 관계가 변화할 수 있도록 모형화하였다.<sup>6)</sup>

5) 최저임금영향률 예측의 성과를 향상시키기 위해 다음 두 가지 모형을 활용하여 추가예측을 실시하였다. 먼저 산업대분류별 최저임금영향률과 평균급여간의 관계가 상이할 수 있음을 고려하여 산업대분류별 두 변수간의 관계를 추정하였으며, 사업체별 평균급여를 사용하는 대신 사업체별 상용직과 비상용직 평균급여로 분해하여 최저임금영향률을 추정하였다. 추정 결과 두 모형 모두 사업체별 평균급여를 사용해서 예측한 경우와 비교해서 R-square 기준 모형의 성과는 향상되지 않는 것으로 나타났다.

6) 4천만원을 기준으로 두 변수 간의 관계가 다를 수 있게 모형화를 하는 경우, 해당 표본에

## 나. 산업별 · 지역별 영향률

2018~2019년 최저임금 인상에 따른 산업별 · 지역별 최저임금영향률의 계산은 「지역별 고용조사」를 활용하여 계산할 수 있다. 「지역별 고용조사」는 응답자가 근무하는 사업체의 산업중분류 정보, 그리고 시 · 군 · 구 정보를 제공하기 때문에 다양한 수준에서 산업별 · 지역별 최저임금영향률을 계산할 수 있다. 본 분석에서는 산업중분류 및 광역자치단체 수준에서 최저임금영향률을 계산하였는데 계산 시, 사업체 단위에서의 계산과 동일하게 2017년을 기준으로 2019년 최저임금인 8,350원보다 낮은 시간당 임금을 받는 종사자들의 비율을 산업중분류 · 광역자치단체 수준에서 계산하였다.

〈표 III-3〉 주요 산업중분류별-광역지역별 최저임금영향률

(단위: %)

산업분류(중분류)	서울 (1)	부산 (2)	대구 (3)	인천 (4)	광주 (5)	대전 (6)	울산 (7)
식품품 제조업	0.20	0.33	0.33	0.24	0.37	0.34	0.23
음료 제조업	0.06	0.00	0.18	0.00	0.12	0.00	0.19
섬유제품 제조업: 의복 제외	0.24	0.26	0.24	0.47	0.09	0.56	0.12
의복, 의복 액세서리 및 모피제품 제조업	0.39	0.59	0.64	0.42	0.55	0.74	0.32
목재 및 나무제품 제조업: 가구 제외	0.00	0.05	0.11	0.09	0.76	0.45	0.00
펄프, 종이 및 종이제품 제조업	0.09	0.27	0.15	0.28	0.24	0.05	0.00
인쇄 및 기록매체 복제업	0.18	0.24	0.22	0.21	0.44	0.07	0.00
화학물질 및 화학제품 제조업: 의약품 제외	0.04	0.04	0.14	0.16	0.20	0.08	0.01
의료용 물질 및 의약품 제조업	0.03	0.05	0.10	0.03	0.22	0.09	0.43
고무 및 플라스틱제품 제조업	0.14	0.20	0.25	0.34	0.12	0.00	0.06
비금속 광물제품 제조업	0.04	0.09	0.01	0.10	0.03	0.21	0.00
1차 금속 제조업	0.00	0.07	0.11	0.04	0.06	0.19	0.01
금속가공제품 제조업: 기계 및 가구 제외	0.07	0.11	0.17	0.15	0.18	0.04	0.07
전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업	0.07	0.16	0.12	0.22	0.26	0.12	0.06
의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업	0.11	0.11	0.26	0.12	0.09	0.04	0.10

서의 과대적합 문제가 발생할 우려가 존재한다. 따라서 본 분석에서는 이러한 제약조건 없이 추정된 최저임금영향률을 활용한 분석을 추가 실시하였는데, 대부분의 모형에서 추정치는 질적으로 유사한 것으로 나타났다.

〈표 Ⅲ-3〉의 계속

(단위: %)

산업분류(중분류)	서울 (1)	부산 (2)	대구 (3)	인천 (4)	광주 (5)	대전 (6)	울산 (7)
전기장비 제조업	0.09	0.14	0.27	0.21	0.11	0.16	0.05
기타 기계 및 장비 제조업	0.08	0.09	0.09	0.09	0.16	0.08	0.03
자동차 및 트레일러 제조업	0.00	0.17	0.20	0.10	0.08	0.12	0.06
가구 제조업	0.07	0.12	0.38	0.08	0.37	0.00	0.00
기타 제품 제조업	0.24	0.27	0.24	0.29	0.36	0.36	0.00

자료: 통계청, 「지역별 고용조사」 자료를 이용하여 저자 계산

〈표 Ⅲ-2〉로부터 우선 같은 제조업이라 하더라도 산업중분류 수준에서 최저임금영향률의 차이가 나타나는 것을 확인할 수 있다. 산업분류에 따른 차이를 살펴보면 금속가공제품 제조업에서 최저임금 영향에 노출되는 종사자의 비중은 4%에서 18% 수준으로 높지 않으나, 식료품 제조업에서는 최소 20%에서 최대 37%에 이르는 있다.

또한 동일한 산업중분류라 하더라도 최저임금영향률은 지역별로 상당한 수준의 차이가 존재하는 것으로 나타났다. 광주에 위치한 섬유제품 제조업체의 영향률은 9%이나, 대전에 위치한 동일 업종의 영향률은 56%이다. 목재 및 나무제품 제조업의 영향률은 서울 0%, 부산 5%, 대구 11%, 인천 9%, 울산 0%이나 광주, 대전에서는 45% 이상으로 최소 4배가량 높은 것을 확인할 수 있다.

## 2. 최저임금 인상이 기업의 고용조정 및 노동비용에 미치는 효과

### 가. 분석자료 및 추정전략

#### 1) 분석자료

2018~2019년 최저임금 인상이 기업의 고용조정 및 노동비용에 미친 영향을 분석하기 위해 본 연구에서는 통계청의 「광업·제조업조사」를 사용하였다. 「광업·제조업조사」는 광업·제조업 부문에 대한 구조와 분포 및 산업활동의

실태를 파악하기 위해 한국표준산업분류에 규정된 산업대분류 “B(광업)” 및 “C(제조업)”에 해당하는 10인 이상의 전 사업체를 조사한 자료이다. 해당 자료는 사업체의 조직형태, 지역정보, 산업중분류 등 기본 특성뿐만 아니라, 종사자 수, 연간급여액, 복리후생비, 퇴직금 및 퇴직급여, 제조원가, 유형자산, 재고액, 생산액, 부가가치액 등의 항목 등을 폭넓게 제공하고 있어서 최저임금 인상에 따른 기업들의 행태를 살펴보는 데 유용하다.

다만 「광업·제조업조사」를 사용하여 기업행태를 살펴볼 경우 서비스업에 속한 사업체들의 행태 변화를 살필 수 없다는 한계점이 존재한다. 다만 기업들의 고용 외 조정과 사업체별 최저임금 변이를 추정에 활용하기 위해서는 「광업·제조업조사」 외의 다른 자료를 사용하기 어렵기 때문에 본 분석에서는 「광업·제조업조사」를 분석의 주자료로 사용하였다. 구체적으로 「광업·제조업조사」 외에 패널데이터 구축이 가능한 자료 중에서 다수의 사업체를 포함한 자료는 「고용보험 DB」와 통계청 통계빅데이터센터에서 제공하는 「기업등록부 DB」가 존재한다. 하지만 해당 자료는 고용수준 정보는 제공하나 사업체별 임금 정보, 생산액, 부가가치액 등의 정보를 제공하고 있지 않아서 제한적인 분석만 가능하다는 한계점이 존재한다.

한편 「광업·제조업조사」 수준의 사업체 정보를 제공하는 패널자료로는 한국노동연구원의 「사업체패널자료」가 있다. 「사업체패널자료」는 광업·제조업에 속한 사업체뿐 아니라 서비스업에 속한 사업체 역시 포함하고 있기 때문에 해당 자료를 활용하여 효과를 분석하면 최저임금 인상에 따른 평균적인 사업체의 조정을 탐색하기에 유리하다. 하지만 해당 자료에 포함된 사업체의 수가 많지 않고 분석에 필수적인 사업체의 재무정보는 사업체 수준이 아닌 기업 수준에서 제공되는 경우가 많기 때문에, 분석 자료로 사용하는데 한계점이 있다.

마지막으로 본 분석에서는 NICE평가정보(주)에서 제공하는 「기업정보자료」를 활용하여 서비스업종의 고용조정 여부를 분석하였다. 「사업체패널자료」는 서비스업종을 포함하고 있지만 상술하였듯이 사업장 수준의 재무정보를 제공하지 않는 경우가 빈번하다. 반면 NICE평가정보(주)에서 제공하는 「기업

정보데이터」는 사업체의 기본적인 재무정보를 제공하고 있으며, 8만 733개의 사업체를 포함하고 있다. 다만 「기업정보데이터」는 분석 기간 2015~2019년 중에 퇴출된 사업체는 표본에 포함되지 않아서, 고용조정의 외연적 경로를 살펴볼 수 없다는 한계점이 존재한다. 따라서 본 분석에서는 「기업정보데이터」를 사용해서 서비스업종에 속한 사업체들의 내연적 경로를 통한 고용조정만을 살펴보고, 「광업·제조업조사」에 기반한 추정치를 보완하는 용도로 활용하였다.

「광업·제조업조사」를 사용하여 2018~2019년 최저임금 인상의 효과를 살펴기 위해서 본 분석에서는 사업체식별번호를 사용하여 2015년부터 이용 가능한 최신데이터인 2019년까지 사용하여 패널데이터를 구축하였다. 즉 본 연구에서는 2018~2019년 최저임금 인상의 단기적 효과만 분석 가능하며, 중기적 효과를 살펴볼 수 없다는 한계점이 존재한다. 다만 데이터 이용 가능성과 별개로 2020년 자료가 이용 가능하더라도 2020년 자료를 사용할지 여부는 고민이 필요해 보인다. 왜냐하면 2020년은 코로나19 확산으로 인한 경기충격이 최저임금영향률이 높게 나타나는, 즉 상대적으로 규모가 작은(매출액 혹은 고용기준) 사업체에 보다 큰 충격을 주었을 가능성이 높기 때문이다.<sup>7)</sup> 즉 2020년 자료를 추가 사용할 때 코로나19로 인한 경기충격을 적절히 통제하지 못한다면 최저임금 인상의 부정적인 효과를 과대추정할 가능성이 높아진다. 따라서 2018~2019년 최저임금 인상의 중장기적 효과를 살펴보기 위해서는 코로나19로 인한 경기충격이 추정치의 편의에 미치는 영향을 최소화하기 위한 식별전략(Identification Strategy) 등의 고민이 필요할 것으로 보인다.

## 2) 추정전략

본 연구에서 최저임금 인상에 따른 효과 추정에 사용한 모형은 기본적으로 사업체 단위에서 최저임금 인상 효과를 분석한 대표적 연구인 Harasztosi and Lindner(2019)의 모형을 참조하였다. 다만 Harasztosi and Lindner(2019)의

---

7) 한국개발연구원의 보도자료(2021. 11. 3.)에 따르면 코로나19 발생 이후 취약 자영업자를 중심으로 부채가 큰 폭으로 증가하였다.

모형은 해당 연구에서와 같이 최저임금의 변화가 없다가 일시적인 변화가 발생하였을 때의 효과를 추정할 때는 적합하나, 한국과 같이 최저임금의 인상이 지속적으로 발생하는 환경에서는 부적절할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 먼저 Harasztosi and Lindner(2019)에 기반한 모형을 소개하고, 그다음 해당 모형의 한계점에 대하여 논의하였다. 먼저 Harasztosi and Lindner(2019) 모형에 기반한 기본 모형은 다음과 같다.

$$\frac{y_{it} - y_{i2017}}{y_{i2017}} = \alpha_i + \beta_i \text{최저임금 영향률}_i + \gamma_t X_{i2017} + \epsilon_{it} \quad \text{식 (2)}$$

where  $i = 2015, 2016, 2018, 2019$

여기서  $y_{it}$ 는 사업체 $i$ 의 연도별 종속변수의 값을 의미하며, 총 근로자 수, 상용근로자 수, 평균급여, 평균노동비용(급여+복리후생비), 노동소득분배율(노동비용/부가가치액), 부가가치액 등을 포함한다. 따라서  $\frac{y_{it} - y_{i2017}}{y_{i2017}}$ 은 2017년 종속변수를 기준 연도로 표준화하였기 때문에 2017년 대비 증가율을 의미하며, 극단치가 추정에 미치는 영향을 최소화하기 위해 종속변수의 값을 하위 1%에서 상위 99%의 값을 가지도록 윈저화(winsorization)하였다. 최저임금영향률 $_i$ 은 0과 1 사이의 값을 가지는 사업체 수준의 추정된 최저임금영향률로, 제1절에서 설명한 방법을 사용하여 구축하였다. 다만 구축 시 최저임금영향률의 측정오류(measurement error)를 최소화하기 위해 2017년 추정된 최저임금영향률 대신 사업체별 2015~2017년 최저임금영향률의 평균값을 사용하였다.

그다음 통제변수  $X_{i2017}$ 는 2018년, 2019년 최저임금 인상 전 마지막 연도인 2017년 기준 사업체 특성변수들을 통제하였는데, 최저임금 인상에 통제변수가 영향을 받을 경우 부적절한 통제변수 문제가 발생하기 때문에 최저임금 인상 전의 결정된 변수(predetermined variable)를 사용하기 위함이다. 구체적으로 통제변수로는 대표성별, 조직형태, 업력 등의 사업체의 기본적인 특성뿐만 아니라 2017년 기준 사업체 수준의 부가가치율(부가가치/생산액), 노동비용[(급여총액+복리후생비)/생산액], 감가상각비율(감가상각비/생산액),

1인당 생산액, 1인당 연말유형자산 등을 통제하였다.

마지막으로 모형에 따라 산업중분류 및 시·군·구 고정효과를 추가로 통제하였다. 이는 전통적인 이중차분법 모형에서 산업중분류 및 시·군·구 단위의 연도고정효과(year fixed effects)를 통제한 것과 동일하다. 산업중분류 및 시·군·구 고정효과를 추가로 통제한 이유는 만약 최저임금영향률이 높은 사업체들이 산업중분류(시·군·구) 수준에서 특정 산업(시·군·구)에 몰려 있는 경우, 그리고 특정 산업(시·군·구)에 관측 가능하지 않는 노동 수요충격이 발생하였을 경우 추정의 편이가 발생할 수 있는데, 이러한 경로를 통한 추정편이의 발생 가능성을 최소화하기 위함이다. 한편  $\epsilon_{it}$ 는 잔차로, 동일한 행정구역(시·군·구)에 위치한 사업체들 간의 연구자가 관찰 불가능한 충격을 공유할 가능성이 있으므로, 시·군·구 수준에서 cluster-robust 표준오차를 추정하였다.

참고로 Harasztosi and Lindner(2019)의 모형 역시 사업체의 관측 가능하지 않는 특성(고정효과  $\alpha_i$ )을 제거한다는 점에서는 이중차분법이라 할 수 있는데, 일반적인 회귀분석을 사용한 이중차분법 모형과는 다음과 같은 차이점을 지닌다. 일반적인 회귀분석을 이용한 이중차분법은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$y_i = \alpha + \beta_1 \text{최저임금영향률}_i + \beta_2 \text{Post}_t \times \text{최저임금영향률}_i + \gamma X_{i2017} + \alpha_i + \epsilon_{it} \quad \text{식 (3)}$$

여기서  $\gamma$ 는 벡터로 선결변수( $X_{i2017}$ )에 따라 선형추세를 통제하였음을 의미한다.<sup>8)</sup> 본 분석의 사용한 모형과 일반적인 이중차분법 모형의 가장 눈에 띄는 차이는 고정효과  $\alpha_i$ 가 모형 식 (2)에 포함되어 있지 않는데, 이는 종속변수에 차분한 값을 사용함으로써 고정효과가 제거되었기 때문이다. 즉 해당 모형이 이중차분법 모형인 이유는 가령 2017년을 기준 연도로 최저임금 인상이 2019년에 끼친 영향을 분석할 때, 종속변수를 2019년과 2017년 사이의 값의

8) Harasztosi and Lindner(2019)의 모형과 보다 정확하게 일치하기 위해서는 선결변수와 연도별 고정효과 간의 교차항을 추가해야 한다.

변화인 차분값을 사용하고 설명변수에 처치효과와 강도(treatment intensity)를 나타내는 최저임금영향률이 사용되었기 때문이다. 즉 수식 (3)을 차분으로 변환하면 수식 (2)와 동일함을 알 수 있다.

두 번째 차이점은 2015~2019년 자료를 결합해서 수식 (3)을 추정하는 것과 다르게 수식 (2)는 연도별로 별도의 모형을 추정한다는 점이다. 즉 본 분석에 사용한 모형은 2015년, 2016년, 2018년, 2019년 네 개의 식으로 구성되었는데, 최저임금 인상효과를 각 연도별로 살펴보기 위해 별도의 이중차분법 모형을 활용해서 추정한 것이며, 따라서 모형 (2)의 정책파라미터인  $\beta_t$ 에 아랫첨자  $t$ 가 사용되었다. 일반적인 이중차분법 모형과 비교해서 Harasztosi and Lindner(2019)의 모형은 공통추세 가정을 검증하기 위한 플라시보 검증 혹은 이벤트스터디(event study) 분석을 사용할 때 추가적인 모형의 사용 없이 모형 (1)을 통해서 가능하다는 장점이 있다. 반면에 모형 추정에 연도별 결합된 데이터를 사용하지 않기 때문에 모형검정력이 약화될 수 있는데, 본 연구에서 사용하는 「광업·제조업조사」는 10인 이상 전수를 포함하고 있기 때문에 효과 추정을 정밀(precise)하게 할 수 있을 것으로 판단된다.

모형 (2)에서 관심파라미터  $\beta_t$ 는 최저임금영향률이 100% 증가하였을 때 종속변수가 2017년 대비 몇 % 증가하였는지를 의미하게 된다. 일부 연구자들은 해당 모형의 추정치를 (종속변수)증가율의 증가율이 얼마만큼 변화하였는지로 해석하는 실수를 범하였는데, 이는 해당 모형에 대한 이해도가 낮은 데서 기인한 것으로 보인다.<sup>9)</sup> 따라서 해당 모형의 추정치는 국내 선행 연구에서 주로 사용하는 종속변수를 로그변환한 일반적인 이중차분법 모형의 추정치와 동일한 의미를 지니기 때문에 선행연구와의 추정치 비교도 가능하다.

최저임금 인상의 효과추정에서 모형 (2)는 두 가지 측면에서 추정편의가 발생할 수 있다. 먼저 공통추세 가정의 성립 여부이다. 즉 2017년 기준 최저임금영향률에 따라 처치그룹과 통제그룹이 정해지면 공통추세 가정이 성립

---

9)  $\beta_t \cong \frac{\Delta(\frac{y_{it} - y_{i2017}}{y_{i2017}})}{\Delta \text{영향률}_i} = \frac{\Delta(\frac{y_{it}}{y_{i2017}})}{\Delta \text{영향률}_i}$

하기 위해서는 해당 그룹들의 최저임금 인상 전의 종속변수의 추세가 동일해야 한다. Harasztosi and Lindner(2019)의 분석은 최저임금에 변화가 없다가 갑작스레 변화한 경우이기 때문에 최저임금영향률의 차이가 있는 두 사업체의 최저임금 인상 전 추세가 유사할 개연성이 높다.<sup>10)</sup> 하지만 한국의 경우 2018~2019년 최저임금 인상 전에도 최저임금은 인상이 되었는데, 2018~2019년 최저임금 인상에 영향을 많이 받은 사업체는 적게 받은 사업체와 비교할 시 2015~2017년 최저임금 인상의 영향도 많이 받았을 개연성이 있다. 이 경우 예를 들어 종속변수가 고용비용이라면 2017년 최저임금영향률이 높았던 사업체는 과거에도 높았을 가능성이 높기 때문에, 고용비용은 2017년 이전부터 증가하였을 가능성이 높게 된다. 따라서 기본모형 (2)를 사용하여 고용비용 증가를 추정하면 공통추세 가정에 위배될 가능성이 있으며 추정치에는 편의가 발생할 수 있다. 따라서 본 분석에서는 이벤트스터디 모형을 사용하여 2018~2019년 최저임금 인상 전에도 공통추세 가정이 성립하는지를 살펴보았다.

그다음 해당 모형의 추정에 편의가 발생할 수 있는 이유는 설명변수에 측정오차(measurement error)가 존재하기 때문이다. 왜냐하면 주요 설명변수인 사업체 단위의 최저임금영향률은 실제 최저임금영향률이 아닌 추정된 변수이기 때문이다. 즉 동일한 최저임금영향률을 가질 것으로 예측된 사업체들 간의 실제 영향률의 차이가 존재할 수 있음을 의미한다. 다만 [그림 III-3]에서 확인하였듯이 예측된 최저임금영향률과 실제 최저임금영향률 간의 선형관계의 기울기는 1인 것으로 나타나, 예측된 최저임금영향률에 체계적으로 오차가 발생할 가능성은 낮을 것으로 보인다. 따라서 측정오차는 임의적으로 발생할 것으로 예상되며 이 경우 측정오차에 의한 추정편의는 0에 가까워지는 편의가 발생하므로 결과 해석에 유념해야 한다.

### 3) 표본 및 기초통계량

본 연구에서는 Harasztosi and Lindner(2019)의 표본구축 과정과 유사하게

10) 해당 연구에서는 분석대상이 되는 모든 종속변수를 대상으로 플라시보 검정을 실시하였는데, 대부분의 모형에서 최저임금 인상 전 추세가 없는 것으로 나타났다.

2017년을 기준으로 2015~2017년까지 3개년간 존속한 사업체를 기준으로 표본을 구축하였다. 2015~2017년 사이에는 8만 9,387개의 사업체를 포함하고 있는데, 이상의 제약을 추가할 경우 5만 1,584개의 사업체가 표본을 구성하게 된다. 3년간 존속조건을 추가한 이유는 최저임금영향률과 그 외의 통제 변수 등을 구축할 때 연도별 변동성을 최소화하기 위해서 과거 몇 년간의 평균값을 활용하기 위해서이다. 그다음 조직형태코드에서 회사 이외 법인과 비법인단체에 해당하는 사업체들을 표본에서 제거하였는데, 이는 공공기관과 같이 최저임금 인상에 고용조정 등을 통해 대응하기가 제약적인 사업체들을 분석에서 제외시키기 위함이다.

최종적으로 분석에 사용된 표본은 5만 856개 사업체를 포함하고 있으며, 25만 4,280개 연도·사업체 관측치로 구성된다. 5만 856개의 사업체 중 2018년과 2019년까지 표본에 존속한 사업체는 각각 4만 8,525개, 4만 5,234개이다. 특정 사업체가 표본에서 이탈하는 원인은 고용인원이 10명 미만으로 감소하거나 아니면 사업체가 폐업해서 조사대상에서 제외되었기 때문이다. 표본탈락문제를 해결하는 방법은 크게 두 가지를 고려할 수 있다.

첫 번째 방법은 표본에서 탈락한 사업체를 표본에서 제외해서 균형패널을 구축한 후에, 최저임금 인상에 따른 고용조정효과를 살펴보는 방법이다. 예를 들어 홍민기(2018)는 「고용보험자료」를 이용한 분석에서 분석 기간 동안 존속했던 사업체만을 대상으로 고용효과를 분석하였다. 다만 이 경우 외연적 경로(사업체 폐업)에 의한 고용조정을 분석할 수 없게 되는 문제가 발생한다. 최저임금 인상이 기업 퇴출에 미치는 영향을 분석한 Aaronson et al.(2017)과 Acar et al.(2019)에 따르면 최저임금 인상이 기업 퇴출에 유의미한 영향을 끼치는 것으로 나타났기 때문에 외연적 경로를 통한 고용조정 역시 고려해야 한다.<sup>11)</sup> 균형패널을 분석 표본으로 사용하면 발생할 수 있는 또 다른

---

11) Aaronson et al.(2017)은 최저임금에 영향을 받는 종사자의 비율이 높은 미국의 패스트푸드 사업체를 대상으로 최저임금 인상이 기업퇴출에 미친 영향을 분석하였으며, 분석 결과 최저임금이 1% 증가하면 해당 사업체의 폐업률이 2.4% 증가하는 것으로 추정하였다. 한편 Acar et al.(2019)은 터키의 최저임금 인상이 사업체의 퇴출에 미친 영향을 분석하였는데, 터키의 최저임금 인상은 사업체 퇴출을 12% 증가시키는 것으로 나타났으며, 이는 해당 기간의 사업체 퇴출의 1/3을 설명하는 것으로 나타났다.

문제점은 「광업·제조업조사」를 사용하는 경우로 한정했을 때, 내연적 경로에 의한 고용조정효과 역시 과소추정하는 문제가 발생할 수 있다. 과소추정 가능성에 대해 예시를 통해 설명하면 10명의 종사자를 고용하고 있는 두 개의 사업체가 있고 이 중 한 사업체가 최저임금 인상의 영향을 많이 받는 경우를 생각해 볼 수 있다. 이때 최저임금의 영향을 많이 받는 사업체가 최저임금 인상에 따른 고용조정으로 10명 미만을 고용하게 되면 해당 업체는 「광업·제조업조사」에서 탈락하게 된다. 즉 균형패널을 구축한 뒤에 고용조정 여부를 분석하면 해당 업체의 의한 고용조정을 고려할 수 없기 때문에 표본에서 이탈한 사업체의 고용조정을 고려해 줄 필요가 있다.

두 번째 방법은 표본에서 탈락한 사업체들의 종속변수에 특정값을 부여하는 방법이다. 예를 들어 Harasztosi and Lindner(2019)와 유사하게 2018~2019년 표본에서 이탈한 사업체를 퇴출된 사업체로 가정하고, 해당 연도의 고용량에 0의 값을 부여하는 것이다. 하지만 이러한 극단적인 방법은 비록 간편하게 표본을 구성할 수 있으나 표본탈락의 원인을 사업체의 퇴출로 가정함으로써 최저임금 인상의 고용조정효과를 과대추정할 가능성이 있다. 또한 외연적 경로에 의한 고용조정을 과대평가하게 되며, 내연적 경로에 의한 고용조정을 과소평가하게 된다. 또 다른 극단적인 방법은 표본 탈락의 원인이 10명 이하로의 고용조정에서 발생하였다고 가정하고, 해당 사업체들의 고용량에 특정값(예를 들어 5)을 부여하는 방안이다. 이 방법은 앞서 소개한 방법과는 반대로 최저임금 인상의 고용조정효과를 과소추정할 가능성이 있다. 또한 외연적 경로에 의한 고용조정을 살필 수 없으며, 내연적 경로에 의한 고용조정은 과대평가하게 된다.

지금까지 살펴본 방법과 비교해서 보다 합리적인 대안은 이용 가능한 다른 자료를 활용해서 표본탈락의 원인 두 가지의 실제 발생 비율을 계산하는 것이다. 그다음 계산된 비율에 따라 임의의 사업체는 폐업에 의한 탈락으로 가정하고, 고용에 0의 값을 부여하며 나머지 사업체들은 10명 미만으로의 고용조정으로 인한 표본탈락으로 가정한 후 고용수준에는 10명 미만으로 고용 조정된 사업체들의(다른 자료에 의해 계산된) 평균고용 값을 부여하는 것이다.

표본탈락 원인 두 가지 중 실제 비율은 「일자리사업군 고용효과분석: 창업」(2022) 연구에서 확인할 수 있는데 해당 연구는 「고용보험DB-사업장자료」를 활용하여 표본탈락 원인별 발생비율을 계산하였다.<sup>12)</sup> 「고용보험DB-사업장자료」는 고용보험에 가입된 사업장 전수자료이기 때문에 「고용보험DB」 자료를 활용하면 「광업·제조업조사」에 기반한 분석표본을 재현할 수 있기 때문이다. 구체적으로 해당 연구에서는 「고용보험DB-사업장자료」를 사업체 수준으로 통합한<sup>13)</sup> 후 고용보험 자료의 산업분류코드를 사용하여 광업·제조업에 속한 사업체만을 대상으로 본 연구의 표본구축 방법에 기반하여 2015~2019년 패널데이터가 구축되었다. 즉 2015~2017년 사이 3개년 동안 존속하면서 10명 이상을 고용한 사업체들을 대상으로 패널자료를 구축함으로써 「광업·제조업조사」를 통해 구축된 본 연구의 분석표본의 재현을 시도하였다.<sup>14)</sup> 사업장 자료를 활용해 구축된 패널데이터는 사업체가 10명 미만으로 고용조정을 실시한 경우에는 표본에서 이탈하지 않고 사업체가 폐업해야 표본에서 이탈하기 때문에, 해당 표본을 활용하면 「광업·제조업조사」에서 표본에서 탈락한 사업체 중에서 10명 이하로의 고용조정으로 인하여 표본에서 탈락한 비율을 비교적 정확하게 계산할 수 있다.

분석표본에서 탈락한 사업체들의 탈락원인별 비율 계산은 2017년 기준 사업체 고용인원에 따라 4개 그룹으로 구분하여 계산하였다. 10명을 고용하고 있던 사업체는 1명의 고용조정으로도 표본에서 탈락하기 때문에 규모가 작은 사업체들의 탈락원인은 고용조정에서 기인하였을 가능성이 높은 반면, 고용 규모가 큰 사업체들의 탈락원인은 사업체의 폐업인 확률이 높을 것으로

12) 해당 자료는 한국노동연구원에서 2022년 출판 예정으로, 사전 입수하여 활용하였다.

13) 해당 데이터에서는 한 사업체가 여러 사업장을 가지고 있고 각각의 사업장이 산업중분류 수준에서 다른 산업군에 속한 경우가 종종 발생하게 되는데, 사업체 수준으로 데이터를 통합할 때 사업장 중 가장 고용인원이 많은 사업장의 산업중분류코드를 대표 코드로 사용하였다.

14) 2017년 기준 「광업·제조업조사」 표본의 사업체는 5만 856개를 포함하고 있으며, 「고용보험DB」를 통해 구축된 자료에는 5만 2,810개의 사업체를 포함하였다. 「고용보험DB」를 통해 재현한 표본은 「광업·제조업조사」를 통해 구축된 본 연구의 분석표본을 잘 재현한 것으로 판단된다.

판단했기 때문이다. <표 Ⅲ-4>는 해당 연구에서 계산된 그룹별 표본탈락 원인별 비율을 제시하였다. 그룹 1은 2017년 기준 15명 이하를 고용한 사업체이며, 그룹 2는 15명 초과 25명 이하, 그룹 3은 25명 초과 50명 이하, 그룹 4는 50명을 초과한 사업체의 집합이다. 2018년 표본에서 탈락한 사업체 중 그룹 1에 속하는 사업체의 경우 19.76%가 폐업에 의한 표본이탈인 것으로 나타났으며, 80.24%는 고용조정으로 인한 표본탈락인 것으로 나타났다. (3)열은 고용조정으로 인하여 표본에서 탈락한 사업체들의 2018년 평균 고용인원을 제시하였는데, 약 7.43명으로 나타났다. 그다음 (4)열과 (5)열은 2019년에 표본에서 탈락한 사업체들의 탈락원인별 비율을 제시하였고, (6)열에서는 고용조정 사업체의 평균고용값을 제시하였다. <표 Ⅲ-4>는 그룹별로 표본탈락 원인이 상이함을 보여주는데, 그룹 1은 2018년 표본탈락 원인이 폐업인 경우의 비율이 19.79%에 불과하지만, 그룹 2, 그룹 3, 그룹 4로 증가함에 따라 폐업이 원인인 비율이 급격하게 증가하여 그룹 4에서는 92.49%에 이르는 것으로 나타났다.

〈표 Ⅲ-4〉 그룹별 표본탈락 원인별 비율

(단위: %, 명)

2017년 기준	2018년 표본탈락			2019년 표본탈락		
	폐업	고용조정	고용조정 사업체 평균고용	폐업	고용조정	고용조정 사업체 평균고용
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
그룹 1 (고용≤15)	19.79	80.21	7.43	33.50	66.50	7.06
그룹 2 (15<고용≤25)	57.99	42.01	6.40	55.61	44.39	5.97
그룹 3 (25<고용≤50)	79.62	20.38	5.09	73.12	26.88	5.26
그룹 4 (50<고용)	92.49	7.51	4.59	83.64	16.36	4.36

자료: 한국노동연구원(2022), 「일자리사업군 고용효과분석: 창업」을 활용하여 저자 계산

〈표 Ⅲ-4〉의 표본탈락 원인별 비율 수치를 활용하여 표본에서 탈락한 사업체들의 고용조정을 고려할 수 있는 표본이 구축되면, 해당 표본을 활용하

여 최저임금 인상에 따른 사업체의 고용조정 여부를 분석하였다. 반면에 사업체의 고용조정 외의 분석은 분석 기간 동안 존속한 사업체들의 행위를 분석하는 것이기 때문에, 2015~2019년까지 5년간 존속한 사업체 4만 5,234개를 대상으로 분석하였다.<sup>15)</sup>

〈표 Ⅲ-5〉는 표본을 구성하고 있는 사업체 50,856개의 2017년 기준 기초 통계량을 제시하였다. 참고로 통제변수들의 경우에도 최저임금영향률, 사업체형태, 업력, 사업주 성별 등을 제외하고 극단치들이 추정에 미치는 영향을 최소화하기 위해서 통제변수의 값이 하위 1%에서 상위 99%의 값을 가지도록 윈저화(winsorization)를 실시하였다.

〈표 Ⅲ-5〉 분석표본의 주요 통제변수 기초통계량: 「광업·제조업조사」(2017년)

(단위: %)

구분	평균	표준편차	최솟값	최댓값
최저임금영향률	0.148	0.130	0.008	1
부가가치율(부가가치/생산액)	0.469	0.189	0.069	1.000
급여비용(급여총액/생산액)	0.205	0.145	0.023	0.789
복리후생비비중(복리후생비/급여총액)	0.121	0.055	0.015	0.384
감가상각비율(감가상각비/생산액)	0.041	0.038	0	0.212
종사자 1인당 자본 (연말유형자산/종사자 수, 단위:10억원)	0.208	0.182	0.000	0.888
종사자 1인당 생산액 (생산액/종사자수, 단위:10억원)	0.282	0.285	0.027	1.942
사업체형태(개인사업자 여부)	0.201	0.401	0	1
사업주성별(여성사업주 여부)	0.095	0.293	0	1
관측치	50,856	50,856	50,856	50,856

자료: 통계청, 「광업·제조업조사」 2017년 데이터를 활용하여 저자 계산

15) 물론 2018~2019년 표본에서 탈락한 사업체 중에서 고용조정으로 인하여 표본에서 탈락한 사업체가 존재하기 때문에, 원칙적으로는 고용조정에 의하여 탈락한 사업체들도 분석표본에 포함되어야 한다. 하지만 고용조정에 의해 표본에서 탈락한 사업체들의 고용수준은 다른 자료를 통해서 추정할 수 있지만 노동비용, 생산액, 부가가치액 등의 비용은 기타자료를 통해서 추정하기 어렵기 때문에 고용조정에 의해 표본에서 탈락한 사업체들을 고려한 분석은 사실상 어렵다. 다만 〈표 Ⅲ-4〉에서 알 수 있듯이 그룹 3 이상은 고용조정에 의해 탈락한 사업체들의 비율이 낮기 때문에 5년간 존속한 사업체들 중 그룹3, 그룹 4에 포함된 사업체를 대상으로 분석한다면 고용조정에 의한 표본 이탈이 추정에 미치는 영향을 최소화할 수 있을 것으로 판단된다.

## 나. 추정 결과

### 1) 고용에 미친 효과

〈표 Ⅲ-6〉은 모형 (1)을 이용하여 2018~2019년 최저임금 인상이 사업체의 고용조정에 미친 영향에 대한 추정 결과를 제시하였다. 분석표본은 표본 탈락 사업체의 표본탈락 원인에 따라 종사자 수에 특정 값을 부여한 표본을 사용하였다. 〈표 Ⅲ-6〉의 (1)~(3)열까지는 2018~2019년 최저임금 인상이 고용에 미친 단기적인 효과를 살펴보고 (4)~(6)열에서는 플라시보 검정의 추정값을 제시하였다. 구체적으로 동일한 모형을 활용하여 최저임금영향률의 증가가 2015~2017년 사이의 고용증가율에 끼친 영향을 추정하였다. 〈표 Ⅲ-6〉은 추정에 활용한 가중치와 통제변수에 따라 추정치가 강건하게 유지되는지 살펴보기 위해 모형 (1)의 통제변수와 가중치에 변화를 준 결과 역시 제시하였다. 먼저 (1)열 및 (4)열은 최저임금영향률과 〈표 Ⅲ-5〉에서 제시한 설명변수만을 통제한 모형이며, (2)열과 (5)열은 동일한 설명변수를 사용하되, 2017년 사업체별 로그생산액을 가중치로 활용한 가중회귀모형을 사용하였다. 마지막으로 (3)열과 (6)열은 시·군·구 고정효과를 추가로 통제하여 시·군·구 수준에서의 관측 가능하지 않는 고용충격을 고려하였다.

〈표 Ⅲ-6〉 최저임금 인상이 고용에 미친 효과

구분	주 결과			플라시보 결과		
	2017년과 2019년 사이의 변화			2015년과 2017년 사이의 변화		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
가. 고용의 변화						
최저임금영향률	-0.20***	-0.20***	-0.21**	0.00	-0.00	-0.02
표준오차	(0.03)	(0.02)	(0.03)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
관측치	50,856	50,854	50,854	50,856	50,854	50,854
나. 고용의 변화: 내연적 경로						
최저임금영향률	-0.11***	-0.11***	-0.13***	0.00	0.00	-0.02
표준오차	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
관측치	47,975	47,973	47,973	48,871	48,869	48,869
통제변수	Y	Y	Y	Y	Y	Y
가중치		Y	Y		Y	Y
시·군·구 고정효과			Y			Y

주: 1. ( ) 안의 값은 집준화된 표준편차

2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%

자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 이용하여 저자 계산

먼저 분석 기간 동안 존속한 사업체의 고용조정과 사업체의 폐업에 의한 고용조정을 모두 고려한 총고용의 변화는 (3)열에 제시하였다. 추정치는 -0.21로 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였는데, 최저임금영향률이 10%p 증가하면 최저임금영향률이 0%인 사업체와 비교해서 2017년 대비 2019년 고용증가율이 2.1% 감소하였음을 의미한다. 본 연구의 분석표본에서 2017년 기준 사업체들의 평균 최저임금영향률이 14.8%이기 때문에 <표 Ⅲ-6>의 추정치 0.19를 이용하면 최저임금 인상에 따른 고용감소의 정도를 계산할 수 있는데, 분석표본에 포함된 사업체의 고용증가율은 3.11% 감소하는 것으로 추정되었다.<sup>16)</sup> 물론 해당 추정치는 신규 사업체의 시장진입으로 창출되는 고용을 고려하지 못한다는 한계점이 있는데, 따라서 최저임금 인상이 신규 사업체의 진입을 촉진하였는지 여부를 검토할 필요가 있기 때문에 해당 분석은 추정치의 강건성 검증에서 수행하였다.

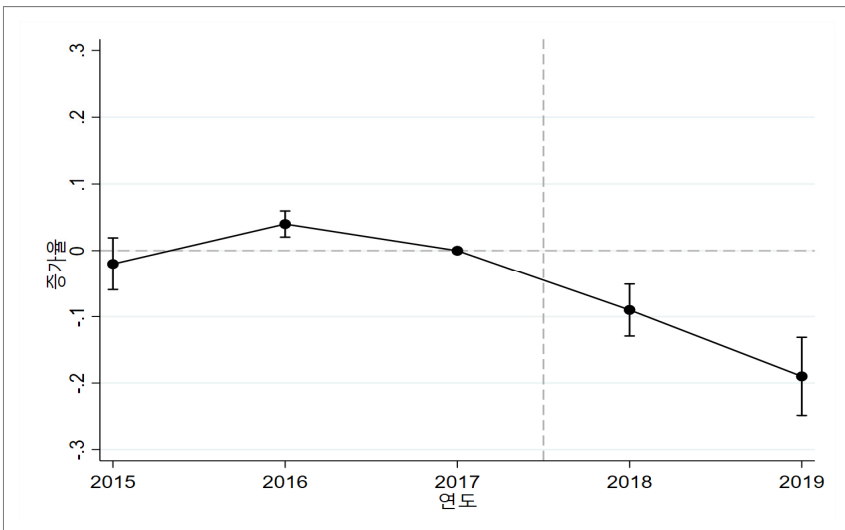
한편 (4)~(6)열의 플라시보 검증 결과 2015년과 2017년 사이의 고용의 변화와 최저임금영향률 간에 통계적으로 유의한 관계를 가지지 못하는 것으로 나타났으며, 추정치는 모형과 관계없이 0에 가깝게 추정되었다. 이는 최저임금영향률에 따라 정의되는 처치그룹과 통제그룹 간의 최저임금 인상 전에 추세의 차이가 관측되지 않음을 의미한다. 물론 플라시보의 검증 결과만 가지고 최저임금영향률에 따른 그룹 간 2017년 이전에 고용의 추세가 없었는지를 단언하기는 어렵다. 따라서 [그림 Ⅲ-4]에서는 최저임금영향률이 고용증가율에 끼친 효과를 연도별로 살펴보았다. 참고로 2015년의 추정치는 2015년과 2017년 사이의 고용증가율을 종속변수로, 2016년 추정치는 2016년과 2017년 사이의 고용증가율을 종속변수로, 그리고 2017년 최저임금영향률을 설명변수로 하는 회귀분석의 추정치이다. [그림 Ⅲ-4]는 최저임금 인상 이전에 고용의 추세가 동일하였다는 공통추세 가정이 만족되었을 가능성이

16) 2018년, 2019년 최저임금이 인상되지 않았을 경우 2017년 최저임금영향률은 0%임을 전제하고 계산하였는데, 실제로 물가상승 등에 의해 임금상승의 압력이 존재하기 때문에 최저임금 인상이 없는 경제에서의 최저임금영향률은 0%가 아닌 양(+)의 값을 가질 것으로 판단된다. 따라서 <표 Ⅲ-6>의 추정치를 활용한 실제 고용감소효과의 계산은 과대계산되었을 가능성이 존재한다는 사실을 유념해야 한다.

있음을 보여주고 있다. 비록 2016년 추정치는 통계적으로 유의하게 0과 다른 0.04로 추정되었으나, 2017년 이후 추정치와 비교해서 상대적으로 크기가 작은 것으로 나타났으며 2018년 이전의 추정치들에서 지속적인 증가나 지속적인 감소와 같은 패턴이 관측되지 않기 때문이다. 한편 최저임금의 큰 인상이 있었던 2018년 이후 추정값은 전년도와 비교하여 지속적으로 하락하여 2018년에는 -0.10을 기록하였으며, 2019년에는 -0.21로 추정되었다.

[그림 III-4] 최저임금이 고용에 미친 효과의 연도별 변화

(단위: %)



자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 이용하여 저자 계산

그다음 패널 '나'에서는 최저임금 인상에 따른 고용의 변화에서 내연적 경로에 의한 고용의 변화가 차지하는 비중을 살펴보기 위해 분석 기간 5년 동안 존속하였던 사업체 4만 8,871개에 의한 고용감축 정도를 살펴보았다. 언급하였듯이 분석 기간 동안 존속한 사업체는 분석 기간 동안 「광업·제조업조사」에서 존속한 기업뿐만 아니라 10명 미만으로의 고용조정에 의해 표본에서 탈락한 사업체에 의한 고용조정을 고려하였다. 이를 위해 표본에서 탈락한 사업체들 중에서 「고용보험DB」 자료를 통해 계산된 폐업에 의한 탈락

비율과 10명 미만으로의 고용조정으로 인한 탈락 비율, 그리고 10명 미만으로 고용조정된 사업체의 평균고용량 등을 계산한 후 임의적으로 표본에서 탈락한 사업체 중 일부 사업체를 분석 기간 동안 존속한 사업체로 정의하였다. 물론 최저임금영향률에 따라 10명 미만으로의 고용조정 혹은 폐업으로 인한 탈락 비율이 상이할 수 있기 때문에 추후 연구에서는 이를 적절히 고려하는 것이 필요해 보인다. 예를 들어 최저임금영향률이 높은 사업체들이 낮은 사업체와 비교해서 폐업에 의한 표본탈락 비율이 높을 수 있는데, 이런 가능성을 염두에 두고 최저임금영향률별 탈락원인 비율을 계산한다면 추정치의 정확성을 고도화 할 수 있을 것으로 판단된다.

본 연구에서 선호하는 모형의 추정치는 패널 '나'의 (3)열에서 제시하였는데, 추정 결과는  $-0.13$ 으로 추정되었으며 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 즉 내연적 경로에 의한 고용조정이 총고용조정에서 차지하는 비중은  $61.90\%(0.13/0.21)$ 임을 보여준다.

한편 추정 결과는 최저임금 인상에 따른 사업체의 고용조정을 살펴볼 때 분석 기간 동안 존속한 사업체들의 고용조정뿐만 아니라 사업체 폐업에 의한 외연적 경로도 중요함을 보여준다. 외연적 경로에 의한 고용조정은 전체 고용조정의  $38.10\%$ 를 차지하고 있기 때문에, 최저임금 인상에 따른 고용효과를 검토하기 위해서는 사업체 폐업에 의한 고용조정 역시 면밀히 살펴봐야 한다. 사업체 수준에서 최저임금 인상에 따른 고용조정을 살펴본 국내연구들은 사업체 폐업에 의한 고용조정을 고려하지 못하고 있음을 고려한다면, 본 연구의 추정 결과는 최저임금 인상에 따른 고용조정에서 외연적 경로의 중요성을 처음 제시한 것으로 판단된다.

마지막으로 <표 Ⅲ-7>에서는 표본구축 시 표본에서 탈락한 사업체를 처리하는 방법에 따라 고용효과 추정치가 어떻게 변화하는지를 살펴보았다. 먼저 대안표본 1은 표본에서 탈락한 사업체들의 탈락원인을 폐업에 의한 탈락으로 가정하고 고용에 0의 값을 부여하였다. 표본탈락의 원인을 폐업으로 가정하였으므로 고용조정효과를 과도하게 추정할 것으로 예상된다. 그다음 대안표본 2는 분석 기간 동안 표본에서 탈락하지 않는 사업체들만으로 균형

패널을 구축하여 최저임금 인상 효과를 분석하였다. 고용조정으로 표본에서 탈락하는 사업체들을 고려하지 못하였기 때문에 고용조정효과를 과소하게 추정할 것으로 예상된다. 마지막으로 대안표본 3은 표본에서 탈락한 업체들의 고용에 특정값을 부여하는 것이다. 이때 특정값은 「고용보험DB」를 통해 재현된 분석표본에서 표본에서 탈락한 사업체들의 평균고용값을 사용하였다. 폐업에 의한 탈락과 10명 미만으로의 고용조정으로 탈락한 사업체들을 모두 고려한 평균고용값을 사용하였기 때문에 대안표본 3을 활용한 추정의 경우에도 분석표본의 추정 결과와 유사할 것으로 예상된다. 다만 대안표본 3은 내연적 경로에 의한 고용조정을 별도로 분석할 수 없다는 한계점이 있다.

추정 결과를 살펴보면 분석 전 예상대로 대안표본 1에서의 추정치는 -0.29로 분석표본의 추정치 -0.19보다 약 53% 크게 추정되었으며, 균형패널로 이루어진 대안표본 2의 추정치는 분석표본의 추정치보다 약 47% 작게 추정되었다. 이러한 결과는 사업체 단위에서 정책효과를 분석할 시 표본탈락의 원인을 고려하는 것이 중요함을 보여주며, 평가대상이 되는 정책이 사업체의 표본탈락의 가능성을 증대시키는 방향으로 작용할 경우에는 균형패널의 사용에 신중을 기해야 함을 보여준다. 한편 대안표본 3을 활용한 추정치는 분석표본의 추정치와 유사한 -0.21로 추정되었다. 대안표본 3은 내연적 경로에 의한 고용조정을 별도로 분석할 수 없다는 한계점이 있지만 표본구축이 용이하다는 장점이 있기 때문에 향후 「광업·제조업자료」를 활용한 연구에서 표본에서 탈락한 사업체들의 처리에 유용하게 사용될 수 있을 것으로 기대된다.

〈표 III-7〉 최저임금 인상이 고용에 미친 효과: 표본탈락 사업체에 대한 가정 변화

구분	총고용조정			
	분석표본	대안표본 1	대안표본 2	대안표본 3
	(1)	(2)	(3)	(4)
최저임금영향률	-0.19**	-0.29***	-0.09**	-0.21***
표준오차	(0.03)	(0.02)	(0.01)	(0.02)
관측치	50,854	50,854	45,122	50,854

주: 1. ( ) 안의 값은 집권화된 표준편차  
 2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%  
 자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 이용하여 저자 계산

## 2) 임금 및 노동비용에 미친 효과

최저임금 인상이 사업체의 평균임금과 고용비용 등에 미치는 영향을 분석하기 위해 본 분석에서는 사업체별 평균급여, 복리후생비가 포함된 평균노동비용,<sup>17)</sup> 그리고 총고용비용을 종속변수로 하여 최저임금 인상에 따른 효과를 살펴보았다. 평균급여와 평균노동비용 외에 총고용비용을 살펴본 이유는 최저임금 인상이 사업체의 노동비용을 증대시켰는지 살펴보기 위해서는 고용과 평균노동비용의 곱인 총노동비용을 살펴보는 것이 필요하기 때문이다. 물론 총노동비용의 증가는 사업체의 부가가치액(혹은 생산액)의 증가와도 밀접한 관련이 있기 때문에 최저임금 인상 이후에 사업체의 노동비용이 증가하였음이 관측된다 하더라도 해당 증가분 중에 일정 부분은 부가가치액 혹은 생산액의 증가와 관련이 깊을 수 있다. 따라서 총노동비용의 증가가 사업체의 귀속되는 영업이익(혹은 부가가치액)의 감소로 1:1 매칭되지 않을 가능성이 있음에 유의해야 한다.

〈표 Ⅲ-8〉은 최저임금 인상이 사업체의 평균임금, 평균노동비용, 노동비용 등에 미친 효과를 살펴보았다. 분석 기간 동안 존속하였던 사업체들의 고용비용 증가 여부를 살피는 것이 분석에 목적이기 때문에 균형패널(2015~2019)을 활용하여 효과를 추정하였다. 물론 표본에서 탈락한 사업체 중에서 10명 미만으로의 고용조정으로 표본에서 탈락한 사업체들이 있기 때문에 이와 같이 구축된 균형패널은 온전한 균형패널이라 말하기는 어려운 부분이 있다. 표본이탈이 최저임금영향률과 관련이 깊은 경우 10명 미만으로 고용을 조정한 사업체들의 임금증가율 정도에 따라 추정에 편의가 발생할 가능성이 존재한다. 표본탈락에 의한 추정치의 편의를 가늠하기 위해 최저임금 인상이 총고용조정에 미친 효과를 분석할 때처럼 표본탈락한 사업체들에 특정값을 부여하는 방안을 고려할 수 있는데, 고용량과 달리 사업체 전수데이터에서 평균임금값을 추정할 수 있는 이용 가능한 자료는 존재하지 않는다.

17) 본 분석에서는 평균노동비용에 퇴직급여를 포함시키지 않았는데, 이는 퇴직급여충당금이 법적 필수비용이기 때문에 사업체의 자발적인 조정이 어려울 뿐만 아니라, 퇴직급여충당금의 증감이 사업체의 임금구조, 근무연수 등과 관련이 깊기 때문에 최저임금 인상과 직접적인 연관이 적을 것으로 판단하였기 때문이다.

하지만 「고용보험DB」를 통해 재현된 표본에서 확인할 수 있듯이 2017년 기준 25명 이상을 고용한 사업체들의 표본탈락의 주원인은 10명 미만으로의 고용조정이 아닌 사업체 폐업에 의한 것이었다. 따라서 해당 그룹으로 한정해서 분석을 실시할 경우 10명 미만으로의 고용조정으로 표본에서 탈락한 사업체들이 많지 않기 때문에 표본이탈에 의한 추정치 편향의 문제를 최소화할 수 있다. 따라서 본 분석에서는 먼저 균형패널을 활용한 추정 결과를 제시하며 그다음 2017년 기준 25인 이상 고용한 사업체로 표본을 한정하여 추정 결과를 제시하였다.

먼저 최저임금 인상에 따른 평균급여의 변화를 살펴보면 선호하는 모형의 추정치는 (3)열에 제시하였는데 추정치는 0.75로 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 즉 2018~2019년 최저임금 인상에 따라 최저임금영향률이 10%인 사업체의 종사하는 노동자들은 0%인 사업체에 종사하는 노동자들과 비교해서 2017~2019년 사이 평균임금이 7% 추가로 증가하였음을 의미한다. 다만 (4)~(6)열의 플라시보 검정 결과 2015년과 2017년 사이 임금변화와 최저임금영향률 간의 관계가 1% 수준에서 통계적으로 유의하며 추정치가  $-0.19 \sim -0.16$ 으로 추정되어 공통추세 가정이 성립되지 않을 가능성이 있다. 따라서 뒤에서 상세히 서술하겠지만 공통추세 가정 검정에서 평균임금 등을 종속변수로 활용하였을 때 연도별 추정치의 변화 양상을 살펴보고 내생성에 의한 추정치의 편향의 정도를 가늠하기 위한 추가분석을 실시하였다.

그다음 패널 '나'에서는 평균노동비용 증가율을 종속변수로 사용하였는데, 모형과 관련 없이 추정치의 크기는 평균급여를 종속변수로 사용한 추정 결과와 비교하여 거의 유사하게 추정되었다. 이는 미국에서의 최저임금 인상은 개인들이 의료보험을 제공하는 사업체에 취직할 확률을 감소시킨다는 Clemens et al.(2018)의 연구 결과와 상반되는 부분이 있다. 한국의 경우 사업주가 법적으로 부담하는 법적복리후생비(건강보험료, 고용보험료 등)가 전체 복리후생비용에서 차지하는 비중이 2017년 기준 61.68%<sup>18)</sup>(고용노동부,

18) 고용노동부, 『2017 회계연도 기업체노동비용조사』, 2017a에 따르면 전 규모 사업체 기준으로 1인당 월평균 법적노동비용은 34만원, 법정 외 복지비용은 21.1만원으로 추정되었다.

2017a)로 상당 부분을 차지해 사업체들의 조정이 가능한 법적 외 복리비용의 비중은 38.32%에 불과하다, 또한 법적 외 복리비용이 월평균급여와 비교해서 5.3% 수준에 미치지 못하기 때문에 평균임금인상에 대응하기 위해 사업체들이 법적 외 복리비용을 감소시켰다 하더라도 총노동비용 증가율에 유의미한 영향을 끼치지 못하였을 것으로 판단된다.

마지막으로 패널 ‘다’에서는 노동비용 증가율을 종속변수로 회귀분석을 실시하였는데, 추정 결과 추정치는 -0.65로 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 즉 2018~2019년 최저임금 인상에 따라 최저임금영향률이 10%인 사업체는 0% 사업체와 비교해서 노동비용이 6.5% 추가로 증가하는 것으로 나타났다. 노동비용증가율을 종속변수로 사용한 경우 평균임금 및 평균노동비용 증가율을 종속변수로 추정한 것과 비교해서 추정치의 절댓값이 11~13% 작은 것으로 나타났는데, 이는 증가하는 노동비용의 일부분을 사업체들이 고용조정을 통해서 감소시켰기 때문으로 보인다. 물론 플라시보 검정 결과 2015년과 2017년 사이 임금변화와 최저임금영향률 간의 관계가 통계적으로 유의한 것으로 나타나 추정치의 해석에 신중을 기해야 하며 공통추세 가정이 성립하는지를 보다 면밀히 살펴볼 필요가 있다.

〈표 III-8〉 최저임금 인상이 임금·고용비용에 미친 효과

구분	주 결과			플라시보 결과		
	2017년과 2019년 사이의 변화			2015년과 2017년 사이의 변화		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
가. 평균임금 증가율						
최저임금영향률	0.69***	0.70***	0.75**	-0.16***	-0.17***	-0.19***
표준오차	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
관측치	45,123	45,122	45,122	45,123	45,122	45,122
나. 평균노동비용 증가율						
최저임금영향률	0.67***	0.69***	0.73***	-0.11***	-0.13***	-0.15***
표준오차	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
관측치	45,123	45,122	45,122	45,123	45,122	45,122
다. 노동비용 증가율						
최저임금영향률	0.64***	0.64***	0.65***	-0.19***	-0.21***	-0.24***
표준오차	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.04)	(0.04)	(0.04)

〈표 III-8〉의 계속

구분	주 결과			플라시보 결과		
	2017년과 2019년 사이의 변화			2015년과 2017년 사이의 변화		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
관측치	44,443	44,442	44,442	44,443	44,442	44,442
통제변수	Y	Y	Y	Y	Y	Y
가중치		Y	Y		Y	Y
시군구 고정효과			Y			Y

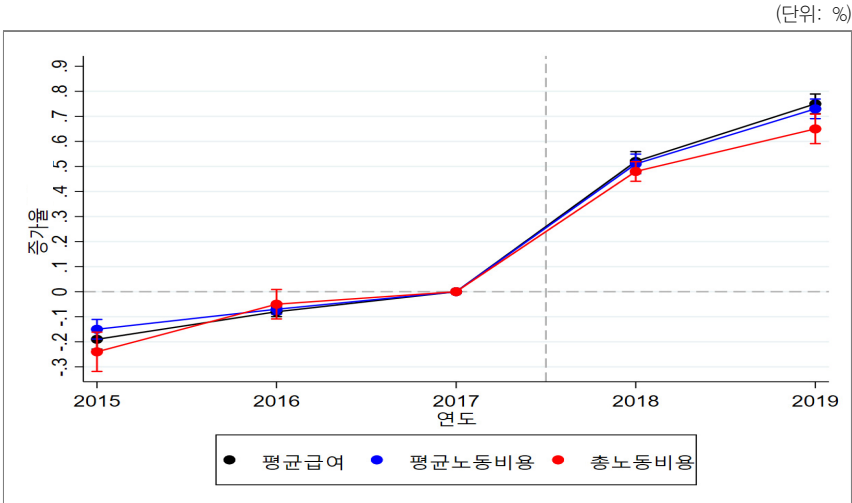
주: 1. ( ) 안의 값은 집군화된 표준편차  
 2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%  
 자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 활용하여 저자 계산

그림 III-5는 최저임금 인상에 따른 최저임금영향률이 평균임금, 평균노동비용, 총노동비용에 끼친 효과를 연도별로 제시한 것이다. 먼저 평균임금(급여)를 살펴보면 2015년과 2016년 추정치는 통계적으로 유의한 -0.19과 -0.08로 추정되었다. 이후 최저임금의 인상폭이 컸던 2018년에 추정치가 빠르게 증가하여 0.52을 기록하였으며, 2019년에는 0.75로 추정되었다. 이러한 추정 결과는 비록 2018년 이전 추정치가 이후의 추정치와 비교할 시 비교적 작은 값이긴 하지만, 2018년 최저임금 인상 전에도 최저임금영향률이 높은 사업체와 낮은 사업체 사이에 다른 추세가 존재할 수 있음을, 즉 공통추세 가정이 성립하지 않을 수 있음을 보여준다. 따라서 최저임금 인상에 의한 2019년에 추정된 임금상승효과는 어느 정도 과대추정되었을 가능성이 존재한다. 노동비용과 총노동비용을 종속변수로 활용한 추정의 경우에도 유사한 추세가 관측되기 때문에 〈표 III-8〉의 추정치 해석에는 주의가 필요할 것으로 보인다.

그림 III-5에서 확인할 수 있듯이 2018~2019년 최저임금 인상에 따른 영향률이 높은 사업체는 2018년 이전부터 평균급여, 노동비용, 총노동비용이 증가하는 것으로 나타났다. 2018년 이전부터 해당 사업체들의 평균급여 등이 증가하였던 원인은 2018~2019년 최저임금 인상에 영향을 많이 받은 사업체는 적게 받은 사업체와 비교할 시 2015~2017년 최저임금 인상의 영향도 많이 받았을 개연성이 높기 때문이다. 따라서 이 경우 예를 들어 종속변수가 고용비용이라면 2017년 최저임금영향률이 높았던 사업체는 과거의 최

최저임금 인상의 영향을 받았을 가능성이 높기 때문에, 고용비용은 2017년 이전부터 증가하였을 가능성이 있다.

[그림 III-5] 최저임금이 평균급여·노동비용, 총노동비용에 미친 효과의 연도별 변화

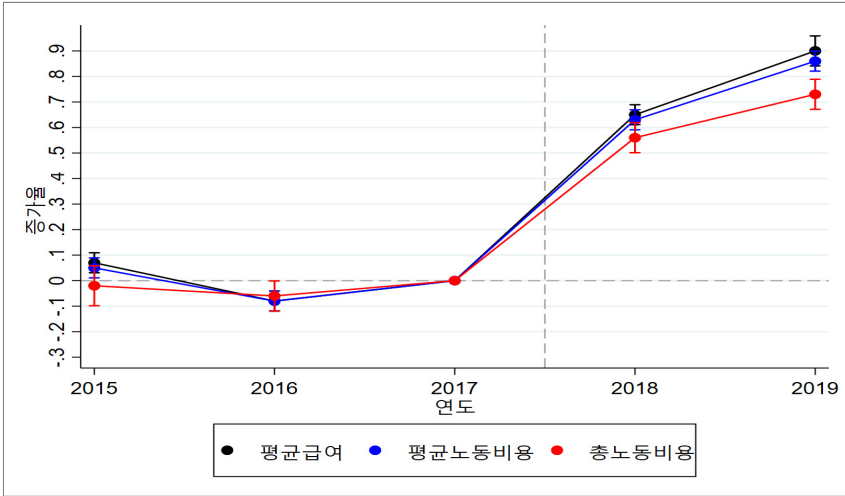


자료: 통계청, 「공업·제조업조사」를 활용하여 저자 계산

공통추세 가정이 위반될 가능성이 추정치의 편이에 미치는 영향을 가늠하기 위해 [그림 III-6]에서는 2015년을 기준으로 2016년, 2017년 최저임금 인상에 따른 최저임금영향률을 계산하여 2016~2017년 최저임금 인상에 영향을 많이 받은 사업체를 표본에서 제외하고, 모형 (1)을 재추정하였다. 분석 표본의 5만 856개의 사업체들의 2016~2017년 최저임금 인상에 따른 최저임금의 평균영향률은 5.5%로 나타났는데, 이는 2018~2019년 최저임금 인상에 따른 평균영향률이 14.8%인 것을 감안한다면 낮은 수치이다. 2016~2017년 최저임금 인상에 따른 최저임금영향률의 1분위 값은 1.3%, 중위값은 3.3%, 3분위 값은 5.5%로 나타났으며, 2016~2017년 최저임금 인상의 영향률이 0인 사업체도 13.1%에 이르는 것으로 나타났다. 추가 분석에서는 2016~2017년 최저임금 인상의 영향을 많이 받았을 것으로 보이는 상위 5%(최저임금영향률 19.7%)에 해당하는 사업체들을 표본에서 제외하였다.

[그림 III-6] 최저임금이 평균급여·노동비용, 총노동비용에 미친 효과의 연도별 변화: 제약된 표본 사용

(단위: %)



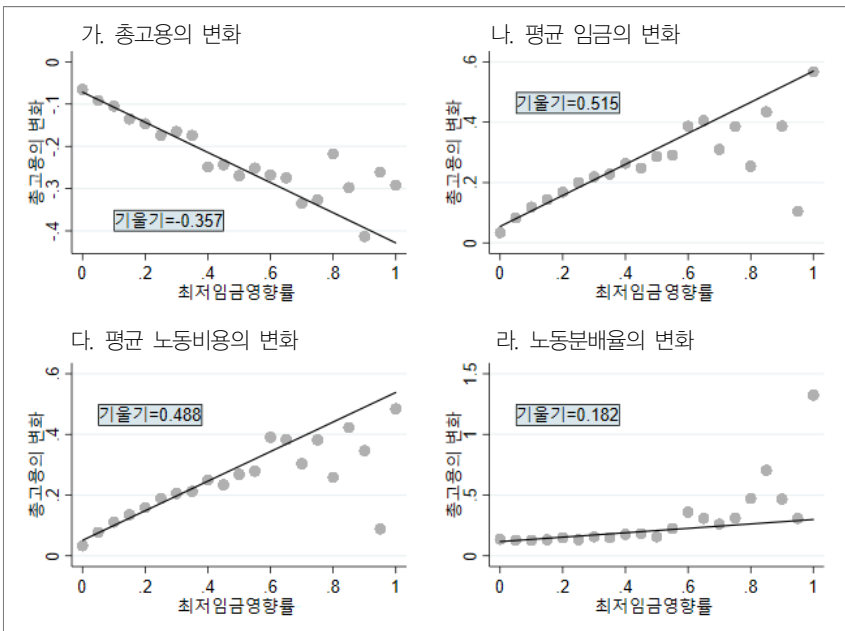
자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 활용하여 저자 계산

[그림 III-6]에서 확인할 수 있듯이 2016~2017년 최저임금 인상의 영향을 많이 받았을 것으로 보이는 사업체를 표본에서 제외하자 최저임금영향률이 높았던 사업체와 낮은 사업체 간에 2018년 임금 인상 전에는 눈에 띄는 추세가 관측되지 않음을 확인할 수 있었다. 즉 세 종속변수를 활용한 연도별 추정치에서 2017년 전에 일관적인 증가 혹은 감소하는 추세를 관측할 수 없었다. 따라서 2016~2017년 최저임금 인상에 영향을 많이 받은 사업체를 제거하면 이중차분법의 편의 없는 추정을 위한 공통추세 가정이 어느 정도 성립할 수 있음을 확인할 수 있었다. 한편 해당 표본에서의 최저임금 인상에 따른 2017~2019년 사이의 평균급여, 평균노동비용, 총노동비용 증가율의 추정치는 각각 0.9, 0.86, 0.73으로 추정되어 본 연구의 분석표본을 사용하였을 때의 추정치와 질적으로 동일한 것으로 나타났다. 따라서 분석표본에 기반한 이중차분법 추정치는 비록 공통추세 가정이 성립되지 않기 때문에 추정에 편의가 발생할 수 있으나, 이러한 내생성이 추정치의 편의에 미치는 영향은 크지 않을 것으로 판단된다.

## 다. 강건성 검정

본 분석에서는 최저임금 인상효과 추정치의 내적타당성(internal validity)을 검토하였다. 모형에 따른 추정치의 변화가 제시 가능한 경우 추정 결과를 기존의 모형과 비교하여 강건성을 검토하였다. 다만 추정 결과의 강건성에 영향을 끼칠 것으로 보이나 모형을 활용한 추정치를 제시하기 어려운 경우에는 간접적인 방법을 통해서 추정치의 편의 가능성과 편의의 방향에 대하여 검토하였다.

[그림 III-7] 종속변수와 최저임금영향률 간의 관계



자료: 저자 작성

Harasztosi and Lindner(2019)와 유사하게 본 연구에서는 최저임금영향률과 종속변수 간의 선형관계를 가정하고 최저임금영향률과 종속변수 간의 관계를 추정하였다. 따라서 만약 두 변수 간의 관계가 비선형적인 경우 선형관계를 가정한 추정치에 편의가 발생할 수 있다. 두 변수 간의 관계가 선형인지

살펴보기 위해 [그림 Ⅲ-7]은 최저임금영향률과 2017년과 2019년 사이의 종속변수의 변화율 간의 관계를 비모수적으로 제시하였다. 여기서 종속변수는 총고용의 변화, 평균임금의 변화, 평균노동비용의 변화, 노동분배율의 변화이며, 그래프상의 회색 점들은 길이가 0.05인 구간별 종속변수의 평균값을 보여준다. 모든 종속변수에서 최저임금영향률 간의 관계는 대체적으로 선형인 것 나타났으나, 영향률이 0.8 이상인 구간에서는 선형관계가 성립되지 않는 것으로 보인다. 다만 영향률이 0.8 이상인 사업체는 전체 사업체 5만 856개 중 153개에 불과해 0.8 이상인 구간에서의 비선형성이 추정치에 미치는 영향은 미미할 것으로 보인다.

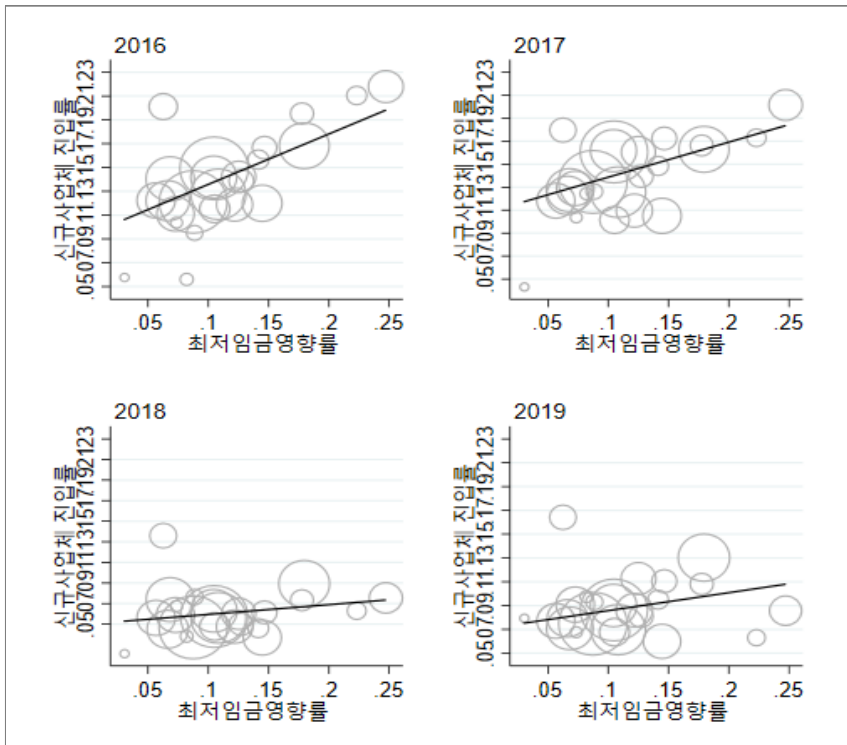
한편 사업체 단위에서의 최저임금효과를 분석할 시 한계점 중 하나는 신규로 진입하는 사업체를 고려하지 못한다는 점이다. 만약 최저임금영향률이 높은 산업에 신규 사업체들의 진입이 활발하게 발생한다면 본 연구에서 추정된 최저임금의 고용효과는 고용효과 일부만을 추정하게 되고, 상황에 따라서는 고용감소효과를 과대하게 추정하게 된다.

[그림 Ⅲ-8]은 산업중분류 단위에서 최저임금영향률과 신규 사업체 진입률 간의 관계를 제시하고 있다. 여기서 신규 사업체 진입률은 중분류별 신규 사업체의 수를 2015년 해당 중분류의 사업체 총수로 나누어서 계산하였고, 신규 사업체 진입률과 최저임금 영향률 간의 회귀분석은 중분류별 사업체 수의 편차가 큰 것을 감안하여 산업중분류별 사업체 수를 가중치로 활용해서 실시하였다. [그림 Ⅲ-8]에 따르면 2016년 신규 사업체 진입률과 최저임금영향률 간의 선형관계 추정계수는 0.436이며, 2017년 0.327, 2018년 0.098, 2019년 0.141을 기록하여, 2018~2019년 최저임금 인상 이후 신규 사업체의 진입률과 최저임금영향률 간의 관계는 약화되는 것으로 보인다. 따라서 본 연구의 분석에서는 신규로 진입하는 사업체를 고려하지 못함이 고용효과 추정에 미치는 효과가 크지 않을 것으로 보인다.

그다음 <표 Ⅲ-9>에서는 2017년 기준 고용인원이 25인 이상의 사업체로 표본을 한정 후 최저임금 인상이 평균급여, 평균노동비용, 노동비용에 미친 영향을 재추정하였다. 이는 앞서 언급하였듯이 균형패널을 구축하여 분석

시 10명 미만으로의 고용조정으로 표본에서 이탈하는 사업체들에 의해 추정  
 에 편이가 발생하는지 검토하기 위함이다. 2017년 기준 25명 이상을 고용한  
 사업체들의 표본탈락의 주원인은 사업체 폐업이므로 때문에 해당 그룹으로  
 한정해 분석을 실시할 경우 고용조정으로 표본에서 탈락한 사업체들이 많지  
 않기 때문에 표본이탈에 의한 추정편의 문제를 최소화할 수 있다.

[그림 III-8] 연도별 신규 사업체 진입률과 최저임금영향률 간의 관계



자료: 저자 작성

〈표 III-9〉의 평균급여와 평균노동비용 경우 고용인원을 25인 이상의 사  
 업체로 한정한 후 추정 결과, 추정치는 한정하지 않는 경우와 비교해서 크  
 게 추정되었다. 크게 추정된 원인을 생각해 보면 고용조정으로 탈락한 사업  
 체들 중에 최저임금영향률이 높은 사업체들의 평균임금 및 평균노동비용의

증가가 균형패널에서의 최저임금영향률이 높은 사업체들의 평균임금 등의 증가와 비교해서 클 수 있음에서 기인하였을 가능성이 있다. 혹은 단순히 최저임금 인상의 임금 등의 효과가 사업체의 규모에 따라서 이질적으로 나타났을 가능성도 배제할 수 없다. 따라서 본 연구의 추정 결과를 해석할 때에는 이러한 점을 고려하여 신중히 해석할 필요가 있다.

〈표 Ⅲ-9〉 강건성 검정: 최저임금 인상이 임금·고용비용에 미친 효과

구분	주 결과 2017년과 2019년 사이의 변화			강건성 검정(25인 이상 사업체) 2017년과 2019년 사이의 변화		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
가. 평균임금 증가율						
최저임금영향률	0.69***	0.70***	0.75**	0.87***	0.88***	0.92***
표준오차	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.04)	(0.04)	(0.04)
관측치	45,123	45,122	45,122	21,435	21,435	21,435
나. 평균노동비용 증가율						
최저임금영향률	0.67***	0.69***	0.73***	0.84***	0.85***	0.89***
표준오차	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.03)	(0.03)	(0.04)
관측치	45,123	45,122	45,122	21,435	21,435	21,435
다. 노동비용 증가율						
최저임금영향률	0.64***	0.64***	0.65***	0.63***	0.63***	0.64***
표준오차	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.06)	(0.05)	(0.04)
관측치	44,443	44,442	44,442	21,171	21,171	21,171
통제변수	Y	Y	Y	Y	Y	Y
가중치		Y	Y		Y	Y
시군구 고정효과			Y			Y

주: 1. ( ) 안의 값은 집권화된 표준편차

2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%

자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 활용하여 저자 계산

마지막으로 〈표 Ⅲ-10〉은 사업체 단위에서 계산된 최저임금영향률을 사용하는 대신 산업중분류·광역지역 수준에서 계산된 최저임금영향률을 사용하였다. 국내연구들은 개인 단위 혹은 사업체 단위의 분석에서 특정집단별 최저임금 영향이 다름에 착안하여 집단별 최저임금영향률을 계산하여 최저임금

인상 효과를 탐색하였다. 반면 본 연구에서는 사업체 단위의 최저임금영향률을 추정하여 효과 분석을 실시하였는데, 산업중분류·광역지역 수준에서 계산된 최저임금영향률을 사용한 추정치와 비교함으로써 최저임금영향률을 산업중분류·광역수준으로 집계하는 것이 추정치에 어떤 영향을 미치는지 살펴볼 수 있다.

〈표 Ⅲ-10〉 최저임금 인상이 고용에 미친 효과: 최저임금영향률(산업광역) 사용

구분	주 결과			최저임금영향률(산업광역수준)		
	2017년과 2019년 사이의 변화			2017년과 2019년 사이의 변화		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
가. 고용의 변화						
최저임금영향률	-0.17***	-0.18***	-0.19**	-0.09***	-0.09***	-0.10***
표준오차	(0.03)	(0.02)	(0.03)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
관측치	50,856	50,854	50,854	50,836	50,834	50,834
나. 고용의 변화: 내연적 경로						
최저임금영향률	-0.12***	-0.12***	-0.14***	-0.06***	-0.06***	-0.05***
표준오차	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
관측치	48,871	48,869	48,869	48,854	48,852	48,852
통제변수	Y	Y	Y	Y	Y	Y
가중치		Y	Y		Y	Y
시군구 고정효과			Y			Y

주: 1. ( ) 안의 값은 집권화된 표준편차  
2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%

자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 이용하여 저자 계산

〈표 Ⅲ-10〉의 (1)~(3)열은 본 연구의 주분석 결과를 제시하고 있고, (4)~(6)열은 산업중분류·광역지역 수준에서 계산된 최저임금영향률을 설명변수로 사용한 추정 결과를 제시하였다. 추정 결과 추정치는 사업체 단위의 최저임금영향률을 사용한 경우와 비교해서 최소 35.7%에서 최대 52.9% 수준으로 추정되었다. 최저임금영향률을 산업중분류·광역지역 수준에서 추정할 경우 동일한 산업중분류 및 광역지역 내 사업체들의 최저임금영향률이 다를 수 없기 때문에 추정치의 절댓값의 크기가 작게 추정된 것으로 보인다. 해당 결과의 이해를 위해 극단적인 예를 들면, A지역과 B지역에 사

업체가 각각 두 개 존재하고 각각의 최저임금영향률이 <표 Ⅲ-11>과 같은 경우를 생각할 수 있다. 만약 광역지역에서 최저임금영향률을 집계하는 경우 최저임금영향률의 변이는 20~30%인 반면, 사업체 단위에서 최저임금영향률을 집계하는 경우 최저임금영향률의 변이는 10~40%에 이르게 된다. 물론 산업중분류·광역지역 수준으로 최저임금영향률 및 고용변화를 집계하여 최저임금효과를 살펴보는 것이 바람직한 경우도 있을 것으로 판단된다. 가령 최저임금 인상 이후 신규 사업체의 진입 등에 의한 효과까지 고려하기 위해서는 사업체 단위에서 균형패널데이터를 구축하는 것이 아니라, 사업체의 진입과 퇴출이 허용되는 불균형 패널데이터를 구축한 후 산업중분류·광역지역 수준에서 최저임금영향률 및 고용변화를 집계하여 효과를 분석하는 것이 합리적인 접근방법인 것으로 판단된다.

〈표 Ⅲ-11〉 최저임금영향률 관련 가상 예시

(단위: %)

지역	A 지역		B 지역	
사업체번호	1	2	3	4
최저임금영향률	20	40	10	30

자료: 저자 계산

다만 일부 연구에서 사업체 단위의 균형패널을 구축한 후 산업중분류·광역수준의 최저임금영향률을 사용하고 있는데, <표 Ⅲ-10>의 결과는 산업중분류·광역 수준의 최저임금영향률을 사용하는 경우 고용변화 등의 추정에 미치는 영향이 상당할 수 있음을 보여주기 때문에 상위 수준으로 집계하여 최저임금의 효과를 추정할 경우 하위 집단에서의 최저임금영향률의 변이가 효과 추정에서 중요한 변이인지를 고민하는 과정이 필요할 것으로 보인다.

## 라. 분석산업군의 확대

「광업·제조업조사」를 활용한 본 연구의 분석은 서비스업에 속하는 사업체 등을 포함한 분석이 이루어지지 않았다. 본 연구의 분석 결과를 다른 업

중에 속한 사업체들에 적용하는 것은 신중을 기해야 하는데, 왜냐하면 산업별로 최저임금 인상의 고용효과가 이질적일 수 있기 때문이다. 먼저 서비스업과 제조업은 각각 비교역재와 교역재이기 때문에 최저임금 증가에 따른 비용 증가 부담을 최종생산물의 가격에 전가할 수 있는 정도가 이질적일 수 있다. 즉 교역재에 속한 사업체들은 소비자에게 최저임금 인상에 따른 가격을 전가하기가 서비스업과 비교해서 상대적으로 어렵기 때문에, 고용조정을 통해 최저임금 인상효과에 대응할 가능성이 높음을 의미한다. Harasztosi and Lindner(2019)는 최저임금 인상에 따른 고용탄력성을 비교역재(서비스업), 교역재(제조업)으로 구분하여 제시하였는데, 비교역재의 고용탄력성은 통계적으로 유의하지 않은  $-0.12$ 로 추정된 반면 교역재 그중 특히 수출업체의 고용탄력성은 통계적으로 유의한  $-0.84$ 로 추정되었다.

또한 앞서 논의하였듯이 Chun et al.(2020)은 한국의 최저임금 인상에 따른 고용효과를 외연적 경로와 내연적 경로로 구분해서 분석하였는데, 자영업자 등의 비임금근로자의 경우는 외연적 경로가, 임금근로자의 내연적 경로가 고용효과를 설명하는 데 중요함을 제시하였다. 그런데 Chun et al.(2020)의 <표 2>에서 확인할 수 있듯이 서비스업 특히 도매 및 소매업과 숙박 및 음식점업에서 10인 이하 소규모 사업체가 차지하는 비중은 60% 이상인 반면, 제조업은 27.9%에 불과하였다. 결론적으로 서비스업에서 자영업자들의 비중이 높기 때문에 외연적 경로에 의한 고용감소효과가 크게 나타날 것으로 보이는데, 이는 산업별로 내연적 경로 및 외연적 경로에 따른 고용효과가 다르게 나타날 수 있음을 함의한다.

이러한 한계점을 보완하기 위해서 본 분석에서는 NICE평가정보(주)에서 제공하는 「기업정보자료」를 활용하여 서비스업에 속한 사업체를 대상으로 최저임금영향률의 증가가 고용에 미친 효과를 추가 분석하였다. 표본구축 시 「광업·제조업조사」를 활용한 추정 결과와 용이한 비교를 위해 「기업정보자료」는 서비스업에 속한 10인 이상의 사업체 전수를 대상으로 광역별 사업체 규모별 층화추출을 통해 표본을 구축하였다. 단 「광업·제조업조사」의 표본과 달리 해당 데이터는 2015~2019년에 5년간 존속한 사업체를 대상으로

제공되었기 때문에, 내연적 경로에 의한 고용효과만을 「광업·제조업조사」의 추정 결과와 비교할 수 있다는 한계점이 존재한다.

「기업정보자료」는 연도별 국민연금 가입자 수, 그리고 평균연봉금액을 제시하기 때문에 「광업·제조업조사」와 동일하게 사업체별 최저임금영향률을 활용해 최저임금영향률에 따른 고용효과를 살펴볼 수 있다. 단 「광업·제조업조사」와 유사한 설명변수를 해당 데이터에서 제공하고 있지 않기 때문에, 시·군·구 고정효과를 제외한 추가 설명변수를 모형에 포함하지 못하였다. 「광업·제조업조사」를 활용한 추정 시 설명변수의 유무는 추정치에 큰 영향을 주지 못하였기 때문에 「기업정보자료」의 경우에도 유사할 것으로 판단된다. 최종적으로 표본에 포함된 사업체는 7만 2,563개이며, 36만 2,815개의 사업체·연도별 관측치를 포함하였다.

〈표 III-12〉 최저임금 인상이 총고용에 미친 효과(2017~2019년): 「기업정보자료」 활용

구분	광업제조업 (제조업)		기업정보자료 (서비스업)
	(1)	(2)	(3)
최저임금영향률	-0.14***	-0.19***	-0.21**
표준오차	(0.02)	(0.02)	(0.01)
관측치	48,869	48,869	72,563
통제변수	Y		
가중치	Y	Y	Y
시군구 고정효과	Y	Y	Y

주: 1. ( ) 안의 값은 집권화된 표준편차  
 2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%  
 자료: 통계청, 「광업·제조업조사」; NICE평가정보(주), 「기업정보자료」를 활용하여 저자 계산

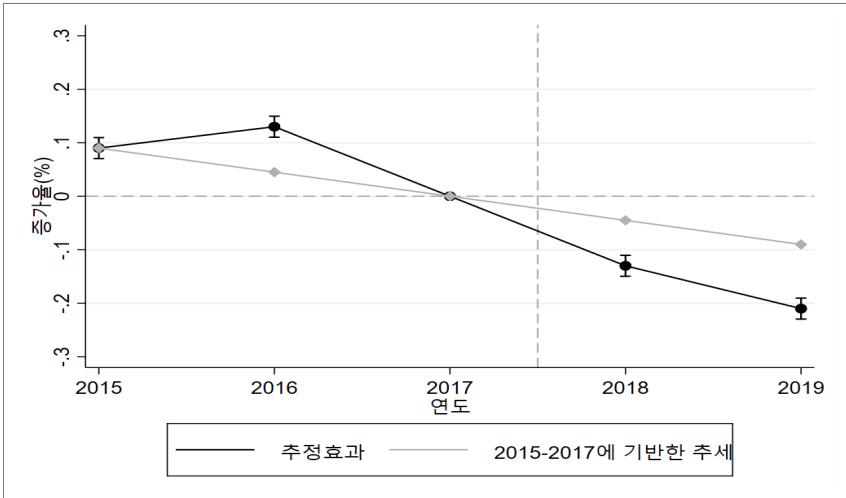
〈표 III-12〉은 추정 결과를 제시하였다. 「광업·제조업조사」를 활용한 추정치와의 비교를 위해 (1)열에는 본 연구에서 선호하는 추정치를 제시하였고, (2)열에서는 「광업·제조업조사」를 사용하되 설명변수를 통제하지 않은 모형의 추정 결과를, (3)열에서는 「기업정보자료(서비스업중)」를 활용한 추정 결과를 제시하였다. 추정 결과 「광업·제조업조사」를 활용한 추정치와 서비스업중에

속한 사업체만을 포함한 「기업정보자료」에 의한 추정치는 각각 -0.19, -0.21로 유사하게 추정되었다. (3)열의 추정치 -0.21은 통계적으로 유의하게 0과 다른 것으로 나타났으며, 최저임금영향률이 10%p 증가하면 최저임금영향률이 0%인 사업체와 비교해서 2017년 대비 2019년 고용증가율이 2.1% 감소하였음을 의미한다.

하지만 [그림 Ⅲ-9]에서 확인할 수 있듯이 최저임금 인상 전의 고용의 추세가 최저임금영향률에 따라 다른 것으로 나타나 추정치의 해석에는 주의가 필요하다. 구체적으로 2015년부터 2017년까지 추정치는 지속적으로 감소해 최저임금 인상이 없더라도 최저임금영향률이 높은 사업체의 고용이 지속적으로 감소하였을 가능성 역시 존재한다. 2015~2017년 추정치에서 관측되는 추세가 2017~2019년에 지속됨을 가정한다면, 2018~2019년 최저임금 인상이 없더라도 추정치는 회색으로 표시된 추세를 따라 변화하였을 가능성이 있다. 즉 「기업정보자료」를 통한 추정은 고용감소효과를 과대추정하였을 개연성이 높다.

내연적 경로에 의한 고용감소효과는 사업체가 속한 산업에 따라 다르게 나타날 수 있음은 Chun et al.(2020)에서 밝힌 것처럼 최저임금 인상에 따른 고용변화에 서비스업종은 외연적 경로가 제조업은 내연적 경로가 고용변화를 설명하는 데 중요하다는 결과와 일치하는 결론이라 할 수 있다. 따라서 본 연구의 분석 결과를 제조업 외 산업군에 속하는 사업체들에 적용하는 데 주의할 필요가 있다. 또한 최저임금 인상에 따른 고용불안을 해소하기 위한 재정정책을 설계할 때에도 산업에 따라 다르게 설계하는 것이 필요할 것으로 판단된다. 예를 들어 제조업은 내연적 경로에 의한 고용감소효과가 크고, 서비스업은 외연적 경로(사업체 폐업)에 의한 고용감소효과가 크다면, 일자리안정자금과 같은 재정정책도 고용유지 및 사업체 폐업 방지 등의 목적에 따라 다르게 설계되어야 할 것이다. 다만 본 연구에서는 10인 이상의 종업원을 고용한 사업체만을 대상으로 분석하였는데, 서비스업종에 속한 사업체들의 대다수가 10인 미만인 사업체임을 감안한다면 해당 사업체를 대상으로 연구가 추후 필요할 것으로 판단된다.

[그림 III-9] 최저임금이 고용에 미친 효과의 연도별 변화: 「기업정보자료」 활용



자료: NICE평가정보(주), 「기업정보자료」를 활용하여 저자 계산

#### 마. 분석 기간의 확대

본 연구에서는 2018~2019년 최저임금 인상이 기업의 고용 및 고용비용에 미친 효과를 살펴보았다. 2018~2019년 최저임금 인상의 효과를 평가하는 경우 모형 (1)과 같은 이중차분법 모형을 통한 평가가 가능하다. 일반적인 이중차분법 모형을 사용하면 효과 추정의 편이가 발생할 수 있는지, 즉 편이 없는 식별을 위한 가정인 공통추세 가정의 성립 여부를 이벤트스터디 모형을 통해서 확인할 수 있다는 장점이 있다. 또한 과거 최저임금 인상에 따른 복잡한 동적효과 등을 고려할 필요성 역시 최소화할 수 있다. 하지만 과거의 최저임금 인상 효과를 포괄적으로 살펴보는 것은 최저임금 인상률과 노동시장의 고용불안 간의 관계를 이해하고 최저임금 인상률을 결정하는 과정에서 중요한 정책적 함의점을 제공해 줄 수 있다.

따라서 본 연구에서는 「광업·제조업조사」의 분석 기간을 확대해 2012년부터 2019년까지 자료를 활용해서 최저임금의 고용효과를 추가적으로 분석하였다. 그리고 최저임금 인상률과 고용효과 간의 관계를 가늠하기 위해 추

가적으로 최저임금의 급격한 인상이 이루어졌던 2018년 이후와 이전으로 구분하여 최저임금의 고용효과가 실질적으로 나타나는지를 살펴보았다. 한편 분석 기간이 확대됨에 따라 사업체 단위에서 매년 최저임금의 영향률을 계산해야 한다. 이를 위해서는 사업체 평균임금을 기반으로 매년 사업체별 영향률을 계산해야 하는데, 사업체 내의 임금분포를 확인할 수 있는 분석 기간의 확대에 따라 「고용형태별 실태조사」를 모든 연도에서 확보하지 못하였다. 또한 확보하였다 하더라도 매년 최저임금영향률을 계산하는 것은 많은 시간을 요하기 때문에 본 분석에서는 계산이 용이한 산업중분류·광역지역 영향률만을 활용하여 효과를 추정하였다. 본 분석에서는 최저임금 인상에 따른 신규 사업체의 진입 등에 의한 효과까지 고려하기 위해서는 사업체 단위에서 균형패널데이터를 구축하는 것이 아니라, 사업체의 진입과 퇴출이 허용되는 불균형 패널데이터를 구축하였기 때문에 산업중분류·광역지역 수준에서 최저임금영향률 및 고용변화를 집계하여 최저임금효과를 분석하는 것이 합리적인 접근방법일 것으로 생각된다. 다만 표본에서 결측된 사업체에 별다른 조치를 취하지 않은 분석이기 때문에 추정치의 해석에 표본이탈에 의한 편이가 발생할 수 있음을 유념해야 한다.

## 1) 데이터

최저임금영향률 계산을 위해 「지역별 고용조사」(2011~2019) 개인 단위 미시데이터를 그룹별(연도별-지역별-산업별)로 집계하여 각 그룹별 최저임금 영향률을 계산하였다. <표 III-13>은 하나의 예시로서<sup>19)</sup> 2019년 광역시도별 - 산업대분류별 최저임금영향률이 높은 지역과 업종을 보여주고 있다.

19) 실제 실증분석에는 대분류가 아닌 중분류를 이용하여 계산하였다.

〈표 III-13〉 2019년 지역별-산업별 최저임금영향을 추정치

행정구역	산업명칭	취업자 수	상용직 수	임시 일용직 수	평균근로 시간	월평균 임금	최저임금 영향률(%)
충북	음식숙박	861	102	208	46.5	152.5	77.7
대구	음식숙박	496	85	194	44.5	139.4	74.6
충남	음식숙박	1,016	145	304	47.4	155.7	71.2
전남	음식숙박	1,190	139	328	46.1	149.6	70.8
경북	음식숙박	1,505	227	283	49.3	155.8	70.6
전북	음식숙박	835	140	209	45.7	160.0	69.5
광주	음식숙박	339	61	149	44.2	149.2	68.6
대전	음식숙박	386	74	171	42.8	143.8	67.9
부산	음식숙박	660	153	265	42.4	143.5	67.9
경남	음식숙박	1,441	228	344	46.3	150.9	66.2
경북	농림어업광업	4,262	57	149	41.0	165.1	64.9
인천	음식숙박	481	119	196	45.8	169.5	63.9
세종	음식숙박	119	25	34	46.2	161.0	63.8
강원	음식숙박	1,942	369	372	48.0	165.8	63.6
경기	음식숙박	2,858	665	1,032	44.2	165.4	63.0
서울	음식숙박	1,326	403	574	43.6	171.3	62.0
울산	음식숙박	324	69	116	44.9	153.5	60.3
경남	농림어업광업	2,564	53	168	39.1	179.1	59.0
제주	음식숙박	387	84	119	44.9	171.3	57.8
전남	농림어업광업	4,179	69	159	36.9	175.8	53.9
충남	농림어업광업	2,474	78	113	40.4	201.9	52.6
제주	농림어업광업	445	29	37	39.0	190.8	52.5
전북	농림어업광업	2,799	50	95	38.0	185.2	52.4
광주	기타서비스	267	89	68	43.0	190.3	48.1
경북	기타서비스	923	348	168	43.6	186.9	47.4
인천	기타서비스	429	158	125	44.0	191.2	47.3
충남	기타서비스	720	279	114	44.2	199.0	45.0
경남	기타서비스	887	282	188	42.4	190.0	44.6
대구	기타서비스	372	139	72	42.4	212.0	44.5
충북	농림어업광업	1,731	56	50	36.3	205.6	44.3
부산	기타서비스	496	168	130	42.7	188.5	44.1
경북	도소매운수창고	2,452	794	296	46.5	224.6	44.1
강원	도소매운수창고	2,025	722	242	47.1	221.2	43.6
울산	기타서비스	212	60	51	44.0	189.6	43.2

자료: 통계청, 「지역별 고용조사」를 활용하여 저자 계산

최저임금이 사업체의 고용 및 사업체의 주요한 지표에 미치는 영향을 분석하기 위해 「광업·제조업조사」(2012~2019년)를 활용하였다. 사업체 단위의 고정효과 및 다양한 사업체의 특성을 통제하여 최저임금의 영향을 분석하기 위해 「광업·제조업조사」상의 사업체고유번호를 활용하여 패널데이터 분석을 진행하였다. 이를 위해 「지역별 고용조사」를 통해 구축된 연도별-지역별-산업별 최저임금영향률 수치를 「광업·제조업조사」상의 조사연도, 사업체 소재지, 산업코드 정보를 활용하여 연결하였다.

## 2) 실증분석: 고용에 미친 영향

최저임금 인상에 의한 최저임금영향률 증가가 사업체의 고용에 미치는 영향을 분석하기 위해 사업체별 특성을 통제할 필요가 있다. 본 연구에서는 사업체별 고정효과, 생산액, 자본스톡(토지, 건물, 구축물, 기계장비, 선박차량, 기타공구기구비품 등), 이 외 연도별, 산업별, 지역별 고정효과를 다양한 조합으로 추가로 통제하였다. 실증분석에서 활용된 최저임금영향률의 연도별-지역별-산업별 변이를 활용하는 분석으로 과도한 연도별-산업별-지역별 고정효과의 추가 통제는 최저임금영향률의 변이를 과도하게 제거할 수 있다는 문제가 있어 해석에 유의할 필요가 있다.

〈표 Ⅲ-14〉는 「지역별 고용조사」(2011~2019), 「광업·제조업조사」(2012~2019) 데이터를 활용하여 최저임금영향률이 사업체의 고용에 미치는 영향을 추정한 결과이다. 종속변수가 고용인원의 로그값으로 (1), (2)열은 사업체의 고용인원에 대한 가중치를 적용하지 않은 결과이고, 사업체별 상이한 고용 규모를 고려하여 전체적인 효과를 고려하기 위해 (3), (4)열은 사업체별 고용인원 가중치를 적용한 추정 결과이다. (2), (4)열은 최저임금 영향으로 인한 시차 효과를 고려하기 위해 최저임금영향률의 1년 전 과거 값을 추가로 통제한 모형의 결과이다. (2)열의 추정 결과 값에 따르면 최저임금영향률이 10%p 인상되는 경우 사업체의 고용은 평균적으로 약 2.2% 정도 감소하는 것으로 추정되었다. 사업체별 상이한 고용 규모를 고려하여 종합적인 고용인원 감소효과를 추정한 (4)열의 결과에 의하면 최저임금영향률이 10%p 인상되는

경우 전체 사업체의 고용은 약 2.9% 정도 감소하는 것으로 추정되었다.

〈표 Ⅲ-14〉 최저임금이 사업체 고용에 미치는 영향

구분	종속변수: log(고용)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
최저임금영향률 (1)	-1.1449*** (.0086)	-1.1342*** (.0082)	-1.1778*** (.0313)	-1.1582*** (1.797)
L. 최저임금영향률 (2)	-	-.0818*** (.0081)	-	-.1354*** (.0631)
(1)+(2)	-	-.2161*** (.0127)	-	-.2936*** (.0619)
log(생산액)	23.792*** (.2218)	-	28.897*** (1.788)	28.936*** (1.797)
log(자본스톡)	3.475*** (.0833)	-	6.662*** (.8454)	6.703*** (.8459)
사업체별 고용인원가중치	N	N	Y	Y
Obs.	510,999	510,058	510,999	510,058

주: 1. ( ) 안의 값은 집권화된 표준편차  
 2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%  
 자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 이용하여 저자 작성

〈표 Ⅲ-15〉는 〈표 Ⅲ-14〉와 달리 지역별(광역시도 단위)-산업별(산업중분류) 고정효과를 추가로 통제한 후 추정된 추정 결과이다. (4)열의 추정 결과에 의하면 최저임금영향률이 10%p 인상되는 경우 전체 사업체의 고용은 약 3.2% 정도 감소하는 것으로 추정되었다. 지역별-산업별 고정효과를 통제하는 경우의 결과는 〈표 Ⅲ-8〉과 크게 다르지는 않은 것으로 추정되었다.

〈표 Ⅲ-15〉 최저임금이 사업체 고용에 미치는 영향(지역별-산업별 통제)

구분	종속변수: log(고용)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
최저임금영향률 (1)	-1.1551*** (.0087)	-1.1465*** (.0084)	-1.1911*** (.0305)	-1.1712*** (.0316)
L. 최저임금영향률 (2)	-	-.0946*** (.0083)	-	-.1490** (.0662)
(1)+(2)	-	-.2411*** (.0132)	-	-.3203*** (.0663)

〈표 III-15〉의 계속

구분	종속변수: log(고용)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
log(생산액)	23,788*** (,2212)	23,843*** (,2219)	28,624*** (1,695)	28,662*** (1,705)
log(자본스톡)	3,464*** (,0832)	3,495*** (,0834)	6,594*** (,8450)	6,643*** (,8457)
사업체별 고용인원가중치	N	N	Y	Y
산업별-지역별 고정효과	Y	Y	Y	Y
Obs.	510,999	510,058	510,999	510,058

주: 1. ( ) 안의 값은 집준화된 표준편차  
 2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%  
 자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 이용하여 저자 작성

다음으로 〈표 III-16〉은 산업별(산업중분류)-연도별 고정효과를 통제하여 동일한 모형을 추정한 결과이다. 추정 결과에 의하면 사업체별 고용인원 가중치를 적용한 (3), (4)열의 경우, 최저임금영향률이 고용에 미치는 통계적 유의성이 사라지는 것으로 나타났다. 현재까지의 실증분석 결과를 종합하자면 지역별, 산업별, 연도별 고정효과를 통제하지 않는 경우(〈표 III-14〉)와 지역별-산업별 고정효과를 통제하는 경우(〈표 III-15〉)는 최저임금이 인상되어 최저임금영향률이 높아지는 경우 사업체의 고용이 통계적으로 유의하게 감소하는 것으로 추정되었으나, 산업별-연도별 고정효과를 통제하는 경우(〈표 III-16〉)는 고용감소에 대한 통계적 유의성이 사라지는 것으로 나타났다.

〈표 III-16〉 최저임금이 사업체 고용에 미치는 영향(산업별-연도별 통제)

구분	종속변수: log(고용)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
최저임금영향률 (1)	.0123 (.0094)	.0104 (.0094)	.0059 (.0272)	-.0007 (.0261)
L. 최저임금영향률 (2)	- (-)	.0215** (.0097)	- (-)	-.0284 (.0633)
(1)+(2)	- (-)	.0320** (.0154)	- (-)	-.0292 (.0864)

〈표 III-16〉의 계속

구분	종속변수: log(고용)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
log(생산액)	23,859*** (.2228)	23,884*** (.2232)	28,517*** (1.716)	28,545*** (1.722)
log(자본스톡)	3,710*** (.0840)	3,712*** (.0841)	6,710*** (.8374)	6,716*** (.8390)
사업체별 고용인원가중치	N	N	Y	Y
산업별-연도별 고정효과	Y	Y	Y	Y
Obs.	510,999	510,058	510,999	510,058

주: 1. ( ) 안의 값은 집준화된 표준편차  
 2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%

자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 이용하여 저자 작성

따라서 이상의 모든 결과를 종합하여 최저임금의 인상이 고용을 감소시킨다는 통계적으로 강건한 실증분석 결과를 발견하지는 못하였다. 하지만 최저임금은 2018년 16.4% 인상, 2019년 10.9% 인상되어 2018년 이전 완만한 인상기와 2018년 이후 급격한 인상기로 구분해 볼 수 있으며 2018년 이후 최저임금이 급격하게 인상된 시기와 이전 시기 최저임금영향률이 고용에 미치는 효과가 상이했을 가능성이 있으므로, 이에 대한 분석을 추가로 진행하였다.

〈표 III-17〉 최저임금이 사업체 고용에 미치는 영향(시점별 이질성)

구분	종속변수: log(고용)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
최저임금영향률	.0034	.0313	-.0008	.0218	.0407***	.0878***
(1) 2018년 이전	(.0091)	(.0254)	(.0092)	(.0246)	(.0107)	(.0299)
최저임금영향률D	-.1452***	-.1739**	-.1489***	-.1797***	-.0428***	-.1502***
(2) 2018년 이후	(.0085)	(.0310)	(.0086)	(.0298)	(.0148)	(.0581)
log(생산액)	23,877*** (.2221)	23,915*** (1.798)	23,872*** (.2215)	28,640*** (1.706)	23,857*** (.2227)	28,510*** (1.714)
log(자본스톡)	3,601*** (.0834)	6,819*** (.8506)	3,583*** (.0833)	6,743*** (.8503)	3,709*** (.0839)	6,715*** (.8379)
사업체별 고용인원가중치		Y		Y		Y
지역별-산업별 고정효과			Y	Y		
산업별-연도별 고정효과					Y	Y
Obs.	510,999	510,999	510,999	510,999	510,999	510,058

주: 1. ( ) 안의 값은 집준화된 표준편차  
 2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%

자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 이용하여 저자 작성

〈표 Ⅲ-17〉은 최저임금 인상으로 인한 효과를 2018년 이전과 2018년 이후로 구분하여 분석한 결과를 보여준다. 2018년 이전의 경우 최저임금영향을 상승에 따른 고용효과는 (1)열의 결과가 보여주며 2018년 이후의 효과는 (1)열과 (2)열의 합산 값이 보여준다. 따라서 (2)열의 결과 값은 2018년 이후의 경우 이전과 효과가 달랐는지를 보여주는 계수값과 그에 대한 통계적 유의성을 보여주는 것으로 해석할 수 있다. (1), (2)열은 지역별, 산업별, 연도별 고정효과를 고려하지 않은 모형의 결과이고, (3), (4)열은 지역별-산업별 고정효과를 고려한 모형, (5), (6)열은 산업별-연도별 고정효과를 고려한 모형의 결과이다. 또한 (2), (4), (6)열은 사업체 전체의 고용효과를 고려하기 위해 사업체별 고용인원 가중치를 적용한 결과이다. 앞선 결과에서는 산업별(산업중분류)-연도별 고정효과를 통제하는 경우 최저임금영향률이 고용에 미치는 통계적으로 유의한 결과가 나타나지 않았다. 하지만 시점별 이질성을 분석한 이상의 결과에 따르면 모든 모형에서 최저임금이 급격하게 인상된 시점 이후(2018년 이후)와 이전의 경우 최저임금영향률 증가가 고용에 미치는 효과가 통계적으로 유의하게 달랐음을 확인할 수 있다. 다수의 모형에서 2018년 이전에는 최저임금영향률과 고용 간의 유의한 관계가 관측되지 않았으나 2018년 이후에는 모든 모형에서 최저임금영향률 증가가 고용을 통계적으로 유의하게 감소시키고 있는 것으로 추정되었다. 이 결과는 최저임금 인상 시 경제에서 수용 가능한 적절한 인상 수준의 결정이 중요할 수 있음을 보여주며, 최저임금 인상의 정도에 따라 고용에 미치는 영향의 효과가 임계점을 갖고 있거나 비선형의 구조를 가질 수 있음을 시사하고 있다.

---

## IV. 최저임금이 생산성에 미친 영향

---

본 장에서는 최저임금 인상이 생산성에 미친 영향에 대하여 분석하였다. 최저임금 인상이 생산성에 긍정적 영향을 미칠 수 있는 영향에 대해 선행연구는 인건비 인상에 따른 생산성 증가 압박이 노동자들에게 전해지고, 이에 따라 노동자들이 노력을 증가시킬 수 있음을 보였다(Ku, 2021; Coviello et al., 2021). 흥미로운 점은 해당 연구들에서는 노력의 증가가 최저임금 증가에 따른 고용 비용 증가를 상쇄하는 것으로 나타나 최저임금 인상에 따른 사업체의 조정마진을 분석하기 위해서는 고용 및 임금뿐만 아니라 생산성 등에 미친 영향도 살펴봐야 함을 보여준다. 한편 이 외에도 최저임금 인상으로 이직률이 감소해서 생산성이 증가하였을 가능성 등도 존재하기 때문에 고용에 부정적인 효과가 관측될 때 단기적으로 생산성의 향상이 가능할 수도 있다.

### 1. 데이터 및 방법론 검토

#### 가. 생산함수 추정 방법론

사업체의 생산함수를 콥-더글라스(Cobb-Douglas) 형태로 가정하고 생산함수를 추정하는 경우 사업체의 총요소생산성(Total Factor Productivity, TFP)은 다른 생산투입요소(노동, 자본 등)와 상관관계가 존재할 가능성이 높다. 하지만 이를 고려하지 않고 통상최소자승법(OLS)을 이용한 추정을 시도하는 경우, 누락된 변수(총요소생산성, TFP)로 인한 추정의 편의가 발생하게 된다. 보다 구체적으로는 노동계수 및 자본계수의 추정에 편의가 발생하며 일반적으로 노동계수는 과대추정, 자본계수는 과소추정되는 문제가 발생한다.

이러한 문제점에 대한 해결책으로 Olley and Pakes(1996), Levinsohn and Petrin(2003)은 대리변수(proxy variable)를 통해 추정의 편의문제를 해결하

고자 하였다. OP(Olley and Pakes)는 투자변수, 그리고 LP(Levinsohn and Petrin)는 중간재(재료비, 전력비, 연료비 등)를 대리변수로 활용하였다. OP의 경우는 기업의 투자가 빈번하게 발생하지 않는 경우가 많아 투자변수의 관측치가 '0'인 경우가 다수 발생하여 추정의 문제를 발생시킬 수 있다. LP는 이에 대한 보완으로 원재료비, 전력비 등을 대리변수로 활용하여 OP를 이용하는 경우 발생하는 현실적인 데이터상의 문제를 보완하고자 하였다. 또한 OP의 방법론은 투자의 조정비용(adjustment cost)으로 인해 추정과정에서 추가적인 문제점을 발생시킬 여지가 존재한다.

### 1) Levinsohn and Petrin(2003)의 방법론

LP(Levinsohn and Petrin)의 생산함수 추정을 방법을 통한 총요소생산성 추정 방식에 대하여 설명하기 위해 다음과 같은 형태의 생산함수를 가정하도록 한다.

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + \omega_{it} + \eta_{it} \quad \text{식 (1)}$$

$y_{it}$ 는 사업체의 생산량에 로그를 취한 값,  $l_{it}$ 는  $\log(\text{노동투입})$ ,  $k_{it}$ 는  $\log(\text{자본투입})$ ,  $m_{it}$ 는  $\log(\text{재료비, 전력비, 연료비 등 중간재 투입})$ 를 의미한다.  $\omega_{it}$ 는 사업체의 총요소생산성(TFP),  $\eta_{it}$ 는 생산함수의 오차항을 나타낸다. 또한, 기업체의 중간재 투입은 다음의 식과 같이 결정된다고 가정한다.

$$m_{it} = h_t(k_{it}, \omega_{it}) \quad \text{식 (2)}$$

Levinsohn and Petrin(2003)에서는 중간재 수요함수가  $\omega_{it}$ 에 대하여 단조증가함수(monotonically increasing function)임을 보였고, 따라서 이 수요함수로부터 다음과 같은 역함수(inverse function)를 도출할 수 있다.

$$\omega_{it} = f_t(k_{it}, m_{it}) \quad \text{식 (3)}$$

다음으로 총요소생산성에 대한 식 (3)의 역함수를 생산함수에 대입하여 다음과 같은 식을 유도할 수 있다.

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + f_t(k_{it}, \omega_{it}) + \eta_{it} \quad \text{식 (4)}$$

식 (4)로부터 다음 식 (5)와 같은 회귀식과 식 (6)과 같은 비선형함수를 도출할 수 있고 노동계수는 식 (5)로부터 도출할 수 있다.

$$y_{it} - E[y_{it}|k_{it}, m_{it}] = \beta_l(l_{it} - E[l_{it}|k_{it}, m_{it}]) + \eta_{it} \quad \text{식 (5)}$$

$$\Phi_{it} = \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + f_t(k_{it}, m_{it}) = \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + \omega_{it} \quad \text{식 (6)}$$

다음으로 총요소생산성( $\omega_{it}$ )가 다음 식 (7)과 같은 AR(1) process를 따른다고 가정하고,

$$\omega_{it} = \rho \omega_{it-1} + \xi_{it} \quad \text{식 (7)}$$

식 (8)과 같은 조건과 GMM(generalized method of moment)을 통해 생산함수를 추정할 수 있다.

$$0 = E[\xi | k, k_{-1}, m_{-1}, l_{-1}] \quad \text{식 (8)}$$

Levinsohn and Petrin(2003)에서는 칠레의 제조업 데이터를 이용하여 OLS를 이용한 생산함수 추정과 LP를 이용한 추정 결과를 비교 분석하였다.

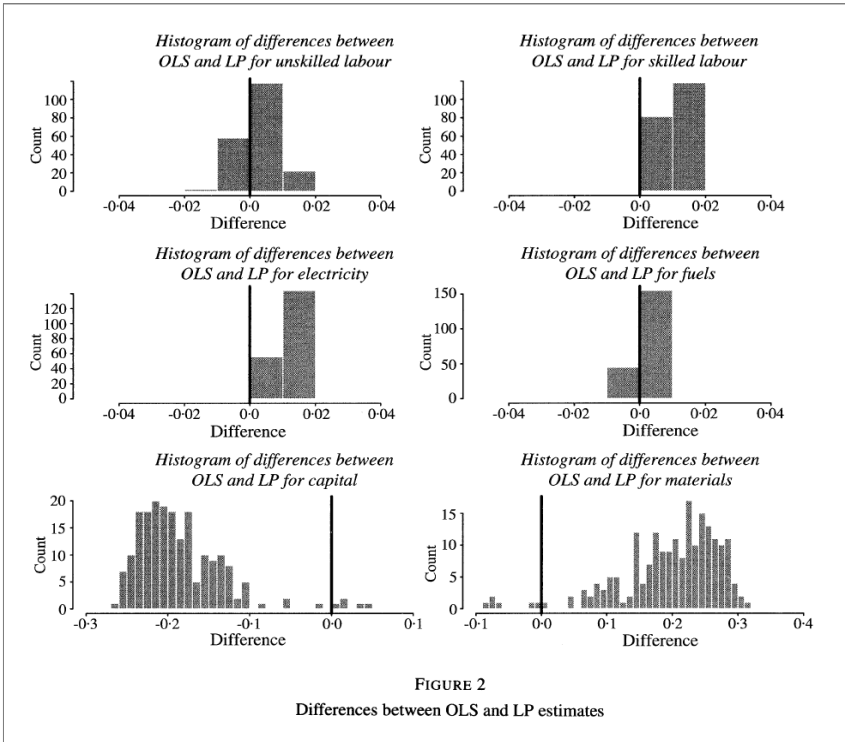
[그림 IV-1] 생산함수 추정 결과 예시

<i>Base case parameter estimates for four industries</i> <i>(bootstrapped standard errors in parentheses)</i>				
Input	Industry (ISIC code)			
	311	381	321	331
Unskilled labour	0.139 (0.010)	0.172 (0.033)	0.130 (0.024)	0.193 (0.034)
Skilled labour	0.051 (0.009)	0.188 (0.025)	0.155 (0.026)	0.133 (0.030)
Electricity	0.085 (0.007)	0.081 (0.015)	0.005 (0.019)	0.047 (0.021)
Fuels	0.023 (0.004)	0.020 (0.011)	0.038 (0.010)	0.021 (0.014)
Materials	0.500 (0.078)	0.420 (0.091)	0.500 (0.118)	0.550 (0.086)
Capital	0.240 (0.053)	0.290 (0.094)	0.180 (0.095)	0.190 (0.090)
Returns to scale	1.037 (0.059)	1.172 (0.075)	1.007 (0.113)	1.133 (0.157)
No. obs.	6115	1394	1129	1032

자료: Levinsohn and Petrin(2003), p. 333, Table 4.를 인용

[그림 IV-1]은 원재료(materials) 투입을 중간재 투입(intermediate input) 대리변수(proxy variable)로 이용하여 생산함수를 추정한 결과로, 각 생산투입 요소에 대한 계수 값을 보여주고 있다. 다음으로 [그림 IV-2]의 히스토그램은 311번 산업(Food Product)의 생산함수를 OLS를 이용해 추정한 결과와 LP를 이용해 추정한 결과의 계수 차이를 Bootstrap을 이용하여 계산한 결과 값  $(\widehat{\beta}_{OLS} - \widehat{\beta}_{LP})$ 을 보여준다. 추정 결과에 따르면 자본계수를 OLS에서는 과소 추정하는 통계적으로 유의한 차이가 발생하는 것으로 나타났으며, 원재료(materials) 및 전력(electricity)에 대한 계수 값은 OLS에서 더 크게 추정되는 것으로 나타났다. 또한 OLS를 이용한 추정 결과는 숙련노동(skilled labour)에 대한 계수 값을 LP보다 더 크게 추정하는 것으로 나타났다.

[그림 IV-2] 생산함수 추정 결과 예시



자료: Levinsohn and Petrin(2003), p. 334, Figure 2,를 인용

[그림 IV-3]은 데이터상에서 0이 아닌 관측치(observation)의 비중을 보여 주고 있다. Olley-Pakes(OP) 방법론에서는 투자변수(investment)를 추정의 편의 문제를 해결하기 위한 대리변수(proxy variable)로 사용하는데, 산업별로 56~65%는 투자변수의 값이 0으로 결측치(missing value)를 갖게 되는 문제점이 확인된다. 반면 원재료비(materials)는 결측치의 비율이 0.1~0.3% 수준으로 투자변수를 대리변수로 활용했을 때보다 훨씬 많은 관측치를 활용할 수 있는 장점이 존재한다.

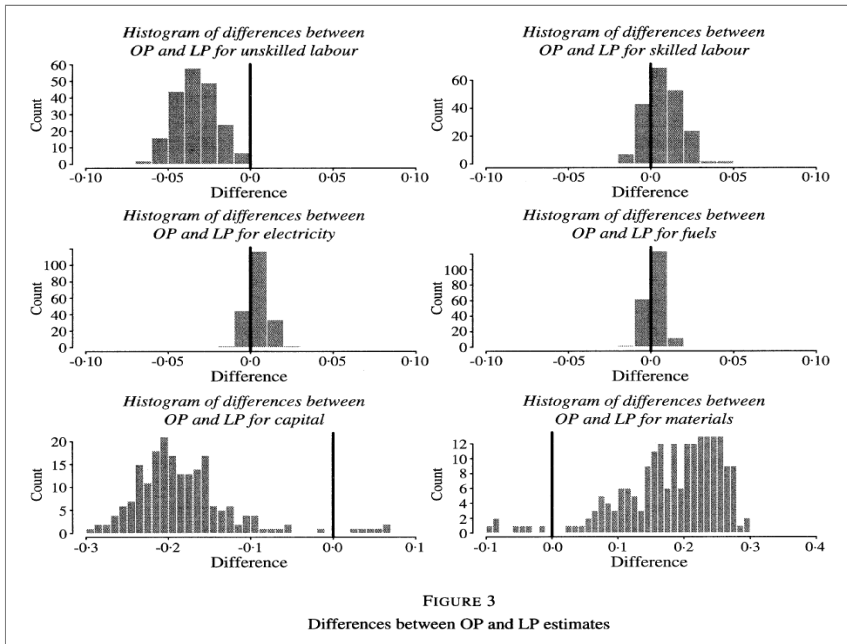
[그림 IV-3] 대리변수로 사용 가능한 변수들의 관측치 차이

Industry (ISIC)	Investment	Fuels	Materials	Electricity
Food products (311)	42.7	78.0	99.8	88.3
Metals (381)	44.8	63.1	99.9	96.5
Textiles (321)	41.2	51.2	99.9	97.0
Wood products (331)	35.9	59.3	99.7	93.8

자료: Levinsohn and Petrin(2003), p. 325, Table 2를 인용

[그림 IV-4]는 LP를 이용한 경우와 OP를 이용하여 생산함수를 추정할 결과의 차이( $\widehat{\beta}_{OP} - \widehat{\beta}_{LP}$ )를 Bootstrapping을 통해 보여주고 있다. OP의 경우 비숙련노동(unskilled labour)계수와 자본(capital)계수는 LP보다 과소추정, 원재료(materials)에 대한 계수는 과대추정하는 경향이 있음을 확인할 수 있다.

[그림 IV-4] OP와 LP의 생산함수 추정의 차이



자료: Levinsohn and Petrin(2003), p. 336, Figure 3을 인용

다음으로 [그림 IV-5]에서는 LP의 이용한 추정계수 값을 ① OLS ② 고정 효과(fixed effects)를 고려한 모형 ③ 도구변수(변수의 lag 값을 도구변수로 활용)를 이용한 모형 ④ LP를 이용하되 투자변수가 관측되는 표본만을 활용하는 경우, 네 가지 경우와 비교하여 보여준다. 결과에 따르면 OP를 사용하는 경우의 추정 값이 투자변수가 관측되는 경우( $i > 0$ )만을 표본으로 이용하여 LP를 이용하는 경우의 추정 결과 값과 통계적으로 같다는 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났다. 즉 투자변수가 관측되는 경우에는 OP와 LP는 기본적으로 대안적인 방법론으로 활용할 수 있음을 의미한다.

[그림 IV-5] LP와 타 생산함수 추정 결과의 계수 추정 값 비교

Comparison	Industry (ISIC code)			
	311	381	321	331
<b>Levinsohn-Petrin vs.</b>				
OLS	<0.01	0.20	0.58	0.21
Fixed effects	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01
Instrumental variables	<0.01	0.22	0.09	<0.01
Olley-Pakes	<0.01	0.54	0.20	0.89
Levinsohn-Petrin ( $i > 0$ only)	<0.01	0.02	0.27	0.93
<b>Olley-Pakes vs.</b>				
OLS	<0.01	0.04	0.19	0.46
Fixed effects	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01
Instrumental variables	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01
Levinsohn-Petrin ( $i > 0$ only)	0.56	0.47	0.85	0.55
<b>Fixed effects vs.</b>				
OLS	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01
Instrumental variables	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01
<b>No. obs.</b>	<b>6115</b>	<b>1394</b>	<b>1129</b>	<b>1032</b>

*Note:* The cells in the table contain the  $P$ -value for a standard Wald test for “no differences between the (vector of) parameter estimates for estimators 1 and 2”. <0.01 indicates a  $P$ -value that is less than 0.01.

자료: Levinsohn and Petrin(2003), p. 337, Table 6.을 인용

#### 나. 생산함수 추정을 활용한 국내 선행연구

LP(Levinsohn-Petrin)의 방법론을 활용한 국내의 선행연구로는 김규일·육승환(2018)의 연구를 예로 들 수 있다. 이 연구에서는 Levinsohn and Petrin (2003)의 방법론을 이용하여 산업별 생산함수를 추정, 최저임금의 인상이 생산성에 미친 효과를 분석하고 추가적으로 임금과 고용에 미친 영향을 분석

하였다. 실증분석 결과에 따르면 최저임금 인상이 생산성, 임금, 고용에 미친 영향은 업종별-사업체 규모별로 상이한 것으로 나타났다. 전체적으로 최저임금 인상은 제조업 전반의 생산성 향상에 긍정적인 영향을 미친 것으로 추정되었지만, 일부 업종에서는 통계적으로 유의한 부정적 영향이 관측되었다. 고용규모별 생산성에 미친 영향은 일반적으로 사업체의 규모가 작을수록 최저임금 인상이 생산성에 부정적인 영향을 준 것으로 나타났다.

이 연구에서는 전체 근로자 중에 최저임금의 1.2배 미만의 임금근로자의 비율을 최저임금영향률로 정의하였다. 이는 최저임금 인상 시 최저임금을 받는 근로자는 물론 차상위 임금 수준의 근로자들도 간접적으로 임금 인상의 영향을 받기 때문이다. 최저임금의 인상으로 인해 각 사업체가 영향을 받는 정도를 나타내는 지표로서 이와 같은 최저임금영향률과 또 다른 지표로서 사업체별 최저임금 대비 중위임금(median wage) 비율을 이용하기도 한다.

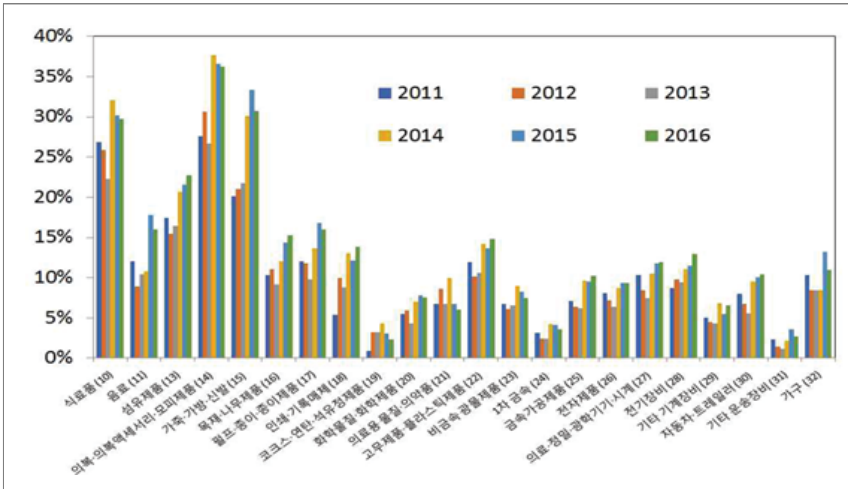
〈표 IV-1〉은 2011~2016년 시간당 최저임금과 인상률, 고용규모별 최저임금영향률을 보여주고, 〈그림 IV-6〉은 업종별 2011~2016년의 최저임금영향률 변화를 보여준다.

〈표 IV-1〉 최저임금 및 고용 규모별 최저임금영향률

구분	2011년	2012년	2013년	2014년	2015년	2016년
시간당 최저임금(원)	4,320	4,580	4,860	5,210	5,580	6,030
인상률(%)	5.10	6.00	6.10	7.20	7.10	8.10
<b>고용 규모별 최저임금영향률(%)</b>						
5인 미만	36.11	32.87	32.36	30.98	30.67	33.33
5인 이상~10인 미만	24.79	25.00	21.46	23.44	19.05	24.02
10인 이상~30인 미만	19.42	18.54	17.79	21.11	19.08	23.30
30인 이상~100인 미만	12.77	14.40	15.12	15.28	14.61	20.10
100인 이상~300인 미만	9.80	13.66	7.60	7.99	7.80	10.91
300인 이상	4.09	2.99	1.99	3.37	2.95	4.24

자료: 김규일·육승환(2018), p. 9, 〈표 1〉을 인용

[그림 IV-6] 최저임금 및 업종별 최저임금영향률



자료: 김규일·육승환(2018), p. 10, [그림 1]을 인용

연구의 주요 결과를 요약하자면 <표 V-2>는 최저임금 인상이 임금과 고용에 미치는 영향을 2014~2016년 표본을 이용할 결과를 보여준다. 최저임금 인상 시에 업종별-고용 규모별 최저임금영향률이 높을수록 전체 근로자의 임금 인상효과가 있는 것으로 추정되었다. 또한 이와 같은 임금 인상효과는 임시일용근로자보다 상용근로자에게서 통계적으로 유의하게 관측된 것으로 나타났다. 반면 고용 규모별 최저임금영향률에 따른 결과를 보면 최저임금 인상은 고용 규모가 작은 업체의 경우 최저임금 인상이 고용을 감소시키는 효과가 있는 것으로 추정되었고, 이와 같은 고용에 미치는 부정적인 효과는 상용근로자보다 임시일용근로자에게서 더 크게 나타났다.

<표 IV-2> 최저임금 인상이 임금과 고용에 미치는 영향(2014~2016년)

구분		업종별 최저임금영향률		고용 규모별 최저임금영향률		표본 수
종업원 1인당 임금증가율	전체 근로자	0.0030***	(0.0005)	0.0056***	(0.0011)	84,236
	상용근로자	0.0019***	(0.0005)	0.0036***	(0.0010)	83,489
	임시일용근로자	-0.0035*	(0.0020)	0.0095	(0.0060)	11,680

〈표 IV-2〉의 계속

구분		업종별 최저임금영향률		고용 규모별 최저임금영향률		표본 수
고용증가율	전체 근로자	0.0006***	(0.0002)	-0.0140***	(0.0003)	84,330
	상용근로자	0.0040***	(0.0002)	-0.0070***	(0.0005)	83,490
	임시일용근로자	-0.0015	(0.0014)	-0.0430***	(0.0042)	11,721

주: 1. ( ) 안 수치는 표준오차  
 2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%  
 자료: 김규일·육승환(2018), p. 12, 〈표 2〉를 인용

다음으로 〈표 IV-3〉은 LP와 OLS를 이용하여 산업별 생산함수를 추정한 결과를 비교 정리하여 보여준다. 중요소생산성과 다른 생산투입요소 간의 상관관계로 인한 내생성을 통제하지 못하는 OLS의 경우 LP방법론을 사용하는 경우보다 노동계수를 과다추정, 자본계수를 과소추정하고 있는 것을 확인할 수 있다.

〈표 IV-3〉 제조업 업종별 생산함수 추정 결과

생산 요소	식료품 및 음료 (10) (11)		섬유제품 (13)		전자제품 (26)		자동차·트레일러 (30)	
	LP	OLS	LP	OLS	LP	OLS	LP	OLS
노동 ( $\beta_l$ )	0.202*** (0.011)	0.273*** (0.007)	0.427*** (0.014)	0.468*** (0.009)	0.376*** (0.012)	0.533*** (0.008)	0.260*** (0.010)	0.428*** (0.006)
전력비 ( $\beta_{m1}$ )	0.085*** (0.005)	0.116*** (0.004)	0.084*** (0.026)	0.060*** (0.003)	0.051*** (0.003)	0.051*** (0.004)	0.073*** (0.005)	0.081*** (0.004)
재료비 ( $\beta_{m2}$ )	0.527*** (0.089)	0.612*** (0.003)	0.438*** (0.006)	0.433*** (0.003)	0.303*** (0.093)	0.436*** (0.004)	0.252** (0.105)	0.487*** (0.003)
자본 ( $\beta_k$ )	0.149*** (0.057)	0.049*** (0.003)	0.119*** (0.030)	0.058*** (0.004)	0.169*** (0.047)	0.059*** (0.004)	0.327*** (0.065)	0.059*** (0.004)
표본 수	12,584	10,567	10,052	8,204	10,304	8,443	12,644	10,594

주: 1. ( ) 안 수치는 표준오차  
 2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%  
 자료: 김규일·육승환(2018), p. 14, 〈표 4〉를 인용

다음으로 〈표 IV-4〉는 최저임금 인상이 기업의 생산성과 생산성 증가율이 미친 영향에 대한 추정 결과 값을 보여준다. 모형의 주관심변수는 최저임금 영향률에 대한 계수 값이고 추가로 임금인상율과 기업에 업력, 자본집약도,

전기 생산성, 기업별 고정효과를 통제하여 분석하였다. 추정의 결과 값을 보면 업종별 최저임금영향률 계수가 통계적으로 유의한 양(+)의 값으로, 최저임금 인상으로 인한 최저임금영향률 상승은 기업의 총요소생산성을 증가시키는 요인으로 작용하는 것으로 추정이 되었다. 하지만 사업체 규모별 최저임금영향률은 그 추정 결과 값이 마이너스(-)로 나타나 소규모 사업체의 경우 최저임금 인상이 생산성에 부정적인 영향을 미치는 것으로 추정되었다.

〈표 IV-4〉 최저임금 인상이 전체 제조업 생산성 및 생산성 증가율에 미친 영향(2011~2016년)

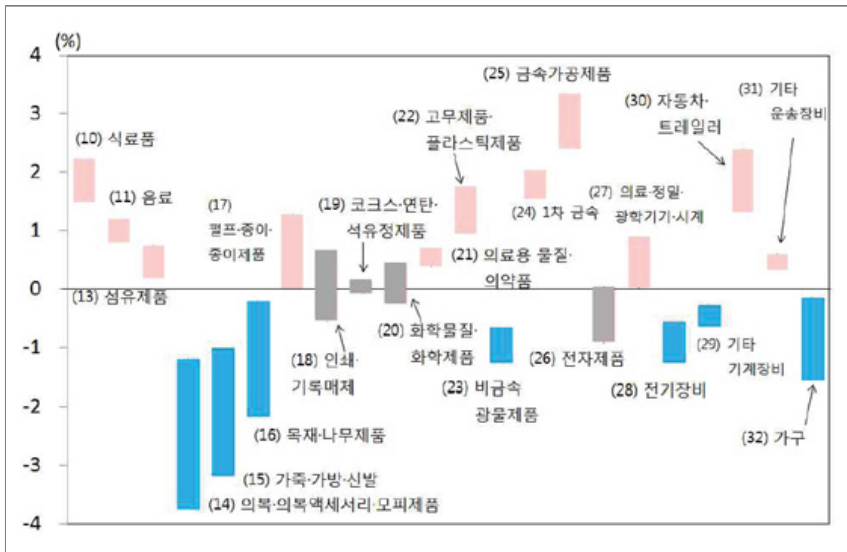
구분	생산성	생산성	생산성 증가율
업종별 최저임금영향률	0.02439*** (0.00047)	0.00028** (0.00011)	0.00181*** (0.00071)
규모별 최저임금영향률	-0.06688*** (0.00101)	-0.00162*** (0.00025)	-0.00065 (0.00073)
임금증가율	0.00542*** (0.00147)	0.09914*** (0.00134)	0.10286*** (0.00231)
업력	0.00229*** (0.00040)	-0.00040*** (0.00010)	-0.00431*** (0.00134)
자본집약도	0.05628*** (0.00303)	-0.00484*** (0.00071)	-0.00967*** (0.00307)
전기 생산성	- (-)	0.98281*** (0.00070)	-0.01543*** (0.00105)
FE	N	N	Y
R-squared	0.06	0.96	0.96
Obs.	121,593	121,593	121,593

주: 1. ( ) 안 수치는 표준오차  
 2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%  
 자료: 김규일·육승환(2018), p. 15, 〈표 5〉를 인용

〈그림 IV-기〉은 모형의 산업별 추정 결과 값을 이용하여 최저임금영향률이 5%p 상승할 경우, 이에 따른 산업별 생산성 변화의 95% 신뢰구간을 표현하여 보여준다. 붉은색 막대 기둥은 통계적으로 유의한 생산성 증대가 나타나는 산업, 파란색 막대기둥은 통계적으로 유의미한 생산성 감소가 나타난 업종, 회색은 통계적으로 유의한 효과가 나타나지 않은 업종을 의미한다. 결과를

살펴보면 업종별로 최저임금 인상이 산업의 생산성에 미친 영향에 대한 추정 결과 상이한 것을 볼 수 있다. 실증분석 결과를 정리하자면 최저임금 인상이 사업체의 생산성에 미치는 효과는 산업별, 사업체 규모별로 상이할 수 있는 것으로 나타나, 최저임금 인상이 생산성에 미치는 영향에 대한 일반화는 경계해야 하는 것으로 보인다.

[그림 IV-7] 최저임금 인상이 제조업 업종별 생산성에 미치는 영향



자료: 김규일·육승현(2018), p. 17, <그림 2>를 인용

## 2. 추정 결과

본 연구에서는 「지역별 고용조사」를 활용한 최저임금영향률, 「광업·제조업조사」를 사업체 미시데이터를 이용하여 최저임금 인상이 사업체의 생산성에 미치는 영향을 부가가치율, 1인당 생산액, 총요소생산성 등 다양한 생산성 지표를 통해 실증분석을 진행한다. 최저임금영향률은 「지역별 고용조사」를 활용하여 광역시도별·산업중분류별 최저임금 1.2배 미만 임금근로자 비율을 계산하여 사용한다.

## 가. 부가가치율

첫 번째로, 최저임금이 사업체의 부가가치율(부가가치액/생산액)에 미친 영향을 다각도로 분석한다. 실증분석에 활용한 모형을 설명하면 종속변수로 각 사업체의 부가가치율(부가가치액/생산액×100), 설명변수로 최저임금영향률(산업증분류별·연도별·광역시도별) 추정치를 활용하여 각 사업체의 산업분류, 연도, 위치한 지역을 고려하여 연결시켜 주었다. 추정 모형에 따라(2)열, (4)열 최저임금 인상 충격의 시차효과를 고려하기 위해 1년 전 최저임금영향률을 추가로 통제하였다. 추가 통제변수로 사업체 규모의 효과를 통제하기 위해 각 사업체의 생산액의 로그값, 사업체의 업력(age), 종사자 1인당 자본스톡(자본집약도), 전체 종사자 중 상용직근로자의 비율 등을 활용하였으며, 사업체별 고정효과를 기본적으로 통제하였다. 종속변수인 부가가치율이 비율 값이므로 전체 사업체의 부가가치율 변동을 추정하기 위해 (3), (4)열의 결과 값은 사업체별 부가가치금액을 가중치로 활용한 모형의 결과를 보여준다.

〈표 IV-5〉 최저임금이 사업체 부가가치율에 미치는 영향

구분	종속변수: 부가가치율(%)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
최저임금영향률	.0589***	.0544***	.0302	.0251
(1)	(.0038)	(.0037)	(.0197)	(.0190)
L 최저임금영향률		.0406***		.0345
(2)		(.00366)		(.0215)
(1)+(2)		.0950***		.0595*
		(.0056)		(.0312)
log(생산액)	-3.590***	-3.596***	.9540	.9700
	(.0853)	(.0854)	(.6940)	(.6960)
사업체업력	.1400***	.1320***	.0524	.0505
	(.0066)	(.0066)	(.0463)	(.0464)
K/L(자본집약도)	8.92e-06	6.81e-06	4.40e-05	4.28e-05
	(1.71e-05)	(1.74e-05)	(3.14e-05)	(3.02e-05)
상용직 비율(%)	.0060***	.0056**	.0265**	.0266**
	(.00231)	(.00231)	(.0128)	(.0128)
사업체별 부가가치액 가중치	N	N	Y	Y
Obs.	506,234	505,309	506,234	505,309

주: 1. ( ) 안의 값은 집준화된 표준편차

2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%

자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 이용하여 저자 작성

분석 결과에 따르면 최저임금영향률이 10%p 인상되는 경우 각 사업체의 부가가치율은 평균적으로 0.58~0.95%p 상승하는 것으로 추정되었다. 사업체의 부가가치금액의 규모가 다른 것을 고려하기 위해 사업체별 평균적인 부가가치금액을 가중치로 사용한 (3), (4)열의 결과에서는 최저임금영향률 10%p 인상이 전체 사업체의 부가가치율을 0.59%p 상승시키는 것으로 추정되었다. 구체적으로 시차효과를 고려하지 않은 (3)열의 결과 값은 통계적으로 유의하지 않고, 1년 전의 시차효과까지 고려한 (4)열의 추정 결과 값은 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 하지만 <표 V-1>의 결과는 산업별-연도별-지역별로 부가가치율이 구조적으로 달라질 수 있는 것을 고려하고 있지 않으므로, 추가적으로 지역별-산업별 고정효과, 산업별-연도별 고정효과를 통제하여 강건성 검증을 진행하였다.

〈표 IV-6〉 최저임금이 사업체 부가가치율에 미치는 영향:  
(지역별-산업별 고정효과 통제)

구분	종속변수: 부가가치율(%)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
최저임금영향률	.0623***	.0594***	.0362	.0303
(1)	(.0044)	(.0044)	(.0233)	(.0221)
Δ 최저임금영향률		.0462***		.0371
(2)		(.0043)		(.0262)
(1)+(2)		.1056***		.0675*
		(.0067)		(.0385)
log(생산액)	-3.586***	-3.595***	.7850	.7990
	(.0979)	(.0981)	(.8060)	(.8070)
사업체업력	.1390***	.1280***	.0538	.0519
	(.0076)	(.0076)	(.0543)	(.0544)
K/L(자본집약도)	.0007	.0004	.0004	.0004
	(.0021)	(.0022)	(.0035)	(.0034)
상용직 비율(%)	.0059**	.0055**	.0267*	.0268*
	(.0026)	(.0026)	(.0147)	(.0147)
사업체별 부가가치액 가중치	N	N	Y	Y
산업별-지역별 고정효과	Y	Y	Y	Y
Obs.	506,234	505,309	506,234	505,309

주: 1. ( ) 안의 값은 집권화된 표준편차  
2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%  
자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 이용하여 저자 작성

〈표 IV-7〉 최저임금이 사업체 부가가치율에 미치는 영향:  
(산업별-연도별 고정효과 통제)

구분	종속변수: 부가가치율(%)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
최저임금영향률	.0001	.0011	-.0035	-.0019
(1)	(.0049)	(.0049)	(.0256)	(.0254)
L 최저임금영향률		-.0008		.0015
(2)		(.0050)		(.0315)
(1)+(2)		.0003		-.0004
		(.0078)		(.0512)
log(생산액)	-3.799*** (.0994)	-3.792*** (.0995)	1.000 (.812)	1.019 (.814)
사업체업력	-.0177** (.0081)	-.0179** (.0081)	.0113 (.0405)	.0109 (.0405)
K/L(자본집약도)	-.0002 (.0004)	-.0002 (.0004)	.0005* (.0003)	.0005* (.0003)
상용직 비율(%)	.0004 (.0026)	.0003 (.0026)	.0220* (.0121)	.0221* (.0121)
사업체별 부가가치액 가중치	N	N	Y	Y
산업별-연도별 고정효과	Y	Y	Y	Y
Obs.	506,234	505,309	506,234	505,309

주: 1. ( ) 안의 값은 집권화된 표준편차

2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%

자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 이용하여 저자 작성

〈표 IV-6〉은 〈표 IV-5〉에 추가적으로 산업별(중분류)-지역별(광역시도) 고정효과를 고려한 모형의 결과를 보여준다. 추가적인 산업별-지역별 고정효과를 통제한 경우 추정 결과 값은 크게 다르지 않은 것을 확인할 수 있다. 사업체별 부가가치금액 가중치를 사용하지 않은 모형((1), (2)열)에서는 최저임금영향률이 10%p 상승하는 경우 사업체의 부가가치율은 평균적으로 0.6~1%p 상승하는 것으로 추정되었다. 또한 사업체별 부가가치금액 가중치를 사용한 모형에서는 동일한 최저임금영향률 상승에 대해 약 0.67%p 부가가치율 상승효과가 있는 것으로 추정되었다.

〈표 IV-7〉은 〈표 IV-5〉에 추가적으로 산업별(중분류)-시점별(연도별) 고정효과를 추가로 고려한 모형의 결과를 보여준다. 연도별-산업별 구조적인

부가가치율 변화를 통제하는 경우 모든 모형에서 최저임금이 사업체의 부가가치율에 미치는 영향의 통계적 유의성이 사라지는 것을 확인할 수 있다. 하지만 이와 같은 모형의 경우 최저임금영향을 수치가 연도별-산업별-광역 시도별로 변이를 가지고 있으므로 연도별-산업별 고정효과를 제거하는 과정에서 최저임금영향률의 변이를 과도하게 제거하였을 가능성이 존재한다.

〈표 IV-8〉 최저임금이 사업체 부가가치율에 미치는 영향:  
(시점별 이질성)

구분	종속변수: 부가가치율(%)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
최저임금영향률	.0282***	.0326***	.0308***	.0353***	.00780	.0146
(1) 2018년 이전	(.0049)	(.0122)	(.00495)	(.0128)	(.00576)	(.0126)
최저임금영향률D	.0348***	.0162*	.0341***	.0164*	-.0225***	-.0449
(2) 2018년 이후	(.0029)	(.0084)	(.0029)	(.0084)	(.0083)	(.0314)
log(생산액)	-3.612***	-1.646***	-3.607***	-1.698***	-3.799***	-1.760***
	(.0982)	(.368)	(.0980)	(.348)	(.0994)	(.347)
사업체업력	.116***	.0675**	.116***	.0677**	-.0177**	.0169
	(.0076)	(.0293)	(.0076)	(.0296)	(.0081)	(.0246)
K/L(자본집약도)	.0003	.0002	.0002	.0002	-.0002	.0001
	(.0020)	(.0002)	(.0002)	(.0002)	(.0004)	(.0002)
상용직 비율(%)	.0051*	.0092	.0050*	.0091	.0004	.0052
	(.0026)	(.0070)	(.0026)	(.0070)	(.0026)	(.0060)
사업체별 고용인원가중치		Y		Y		Y
지역별-산업별 고정효과			Y	Y		
산업별-연도별 고정효과					Y	Y
Obs.	506,234	506,234	506,234	506,234	506,234	506,234

주: 1. ( ) 안의 값은 집준화된 표준편차

2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%

자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 이용하여 저자 작성

〈표 IV-8〉은 최저임금의 급격한 인상 시기와 이전 시기의 효과를 나누어서 분석한 결과이다. 한국의 경우 2018년 이후, 이전과 비교하여 최저임금 인상률이 높아 이전과는 다른 이질적인 효과가 나타났을 가능성이 존재하여 이를 검증하고자 하였다. (2), (4), (6)열의 결과 값은 사업체별 부가가치금

액을 기중치로 활용한 모형의 결과 값이며 (3), (4)열은 지역별(광역시도)-산업별(중분류) 고정효과, (5), (6)열은 산업별(중분류)-연도별 고정효과를 통제 한 모형의 추정 결과 값이다. <표 IV-8>의 추정 계수 값을 해석하는 방식을 설명하자면 2018년 이전의 효과는 ‘(1) 2018년 이전’의 계수 값이 보여주고 있으며, 2018년 이후의 효과는 ‘(1) 2018년 이전 + (2) 2018년 이후’ 두 열의 결과 값을 더해야 하며, ‘(2) 2018년 이후’의 계수 값은 2018년 이후 효과의 차이에 대한 부분과 차이에 대한 통계적 유의성을 보여준다. 따라서 2018년 이전의 경우는 (1)열의 수치가 최저임금영향률이 사업체의 부가가치율에 미치는 영향의 크기에 대한 추정치가 되며, 2018년 이후의 경우는 (1) + (2)의 결과 값이 최저임금영향률 변동에 따른 사업체의 부가가치율 변동 추정치가 된다.

(1)~(4)열의 결과에 따르면 최저임금영향률 증가는 통계적으로 유의하게 부가가치율을 높이는 방향으로 작용하며, 2018년 이후 최저임금이 급격하게 인상된 이후 시점에는 추정 계수가 통계적으로 더욱 유의하게 커지는 것으로 나타났다. 하지만 산업별-연도별 고정효과를 고려하는 (5), (6)열의 결과에서는 통계적 유의성이 나타나지 않으며 (5)열에서는 2018년 이후 추정 계수 값이 음(-)의 값으로 나타난 것을 확인할 수 있다.

따라서 이상의 결과를 정리하자면 최저임금 인상에 따른 최저임금영향률 상승이 사업체의 부가가치율을 높이는 방향으로 작용했다는 통계적으로 강건한 증거를 발견하지는 못하였다.

#### 나. 1인당 생산액

다음으로 최저임금영향률이 1인당 생산액에 미친 영향을 분석하고자 한다. 분석 모형에 대하여 소개하면 종속변수로 각 사업체의 1인당 생산액(생산액/종사자수)의 로그값을 사용하였고, 설명변수로 최저임금영향률(산업중분류별-연도별-광역시도별) 추정치를 활용하여 각 사업체의 산업분류-연도-지역을 고려하여 연결시켜 주었다. 또한 모형에 따라(3)열, (6)열 최저임금 인상 충격의 시차효과를 고려하기 위해 1년 전 최저임금영향률을 추가로 통제하여 분석을 진행하였다. 추가 통제변수로 사업체 규모의 효과를 통제하기

위해 각 사업체의 생산액의 로그값, 사업체의 업력(age), 종사자 1인당 자본스톡(자본집약도), 전체 종사자 중 상용직근로자의 비율 등을 활용하여 분석하였고, 사업체별 고정효과를 기본적으로 통제하였다. 종속변수가 로그값이므로 전체 사업체의 1인당 생산액의 변화를 추정하기 위해 사업체별 1인당 생산액을 가중치로 활용하여 추가 분석을 진행하였다.

〈표 IV-9〉의 결과에 따르면 (1)열 (4)열은 사업체의 생산액의 로그값을 통제하지 않은 모형에서는 사업체의 생산액 규모를 통제하는 경우 추정 결과 값이 작아지는 것을 확인할 수 있다. 사업체의 1인당 생산액을 가중치로 사용하지 않은 모형에서는 최저임금영향률 10%p 상승이 1인당 생산액을 각각 0.6%p((2)열), 1%p(시차효과를 고려하는 모형, (3)열) 인상시키는 것으로 추정되었으며, 이 값은 통계적으로 유의한 값인 것으로 나타났다. 하지만 사업체의 1인당 생산액 규모를 가중치로 통제한 모형에서는 추정된 계수 값이 작아지거나 음수(-)로 전환되고 통계적 유의성도 사라지는 것을 확인할 수 있다. 따라서 이상의 결과로부터 최저임금영향률 증가에 따라 1인당 생산액이 증가하는 효과는 1인당 생산액 규모가 작은 사업체에 의해서 주도되었음을 추정할 수 있다.

〈표 IV-9〉 최저임금이 사업체 1인당 생산액에 미치는 영향

$\beta \times 100$	종속변수: $\log(1인당\ 생산액)$					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
최저임금영향률	.2870*** (.0139)	.0626*** (.0086)	.0591*** (.0083)	.1890*** (.0527)	.0347 (.0431)	.0489 (.0448)
L 최저임금영향률			.0452*** (.0081)			-.0501* (.0295)
(1)+(2)			.1043*** (.0131)			-.0012 (.0468)
사업체업력	.7910*** (.0262)	.1320*** (.0171)	.1231*** (.0171)	.4842* (.2644)	-.3221** (.1633)	-.3192** (.1622)
자본집약도	.0029 (.0018)	.0039 (.0024)	.0038 (.0028)	.0009*** (.0001)	.0011*** (.0001)	.0011*** (.0001)
상용직 비율(%)	.5052*** (.0101)	.4273*** (.0077)	.4264*** (.0077)	.7614*** (.0320)	.7322*** (.0400)	.732*** (.0400)

〈표 IV-9〉의 계속

$\beta \times 100$	종속변수: log(1인당 생산액)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
log(생산액)		72.39*** (.225)	72.33*** (.225)		76.70*** (2.169)	76.66*** (2.178)
사업체별 1인당 생산액 가중치				Y	Y	Y
Obs.	506,244	506,244	505,319	506,244	506,244	505,319

주: 1. ( ) 안의 값은 집군화된 표준편차  
 2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%  
 자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 이용하여 저자 작성

〈표 IV-10〉의 결과는 〈표 IV-9〉에 지역별(광역 시도)-산업별(중분류) 고정 효과를 추가로 통제한 모형의 결과 값이다. 추정 결과에 따르면 사업체의 1인당 생산액을 가중치로 사용하지 않은 모형에서는 최저임금영향률 10%p 상승이 1인당 생산액을 0.69%p(2)열), 1.2%p(시차효과를 고려하는 모형, (3)열) 인상시키는 것으로 통계적으로 유의하게 추정되었다. 하지만 〈표 IV-9〉와 마찬가지로 사업체의 1인당 생산액 규모를 가중치로 통제한 모형에서는 추정된 계수 값이 작아지고 통계적 유의성도 사라지는 것으로 나타나 〈표 IV-9〉와 동일한 결과가 유지되는 것을 확인할 수 있다.

〈표 IV-10〉 최저임금이 사업체 1인당 생산액에 미치는 영향:  
 (지역별-산업별 고정효과 통제)

$\beta \times 100$	종속변수: log(1인당 생산액)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
최저임금영향률	.302***	.0693***	.0671***	.227***	.0584	.0670
(1)	(.0162)	(.0101)	(.0098)	(.0627)	(.0508)	(.0525)
L. 최저임금영향률			.0532***			-.0339
(2)			(.0095)			(.0333)
(1)+(2)			.1203***			.0331
			(.0155)			(.0549)
사업체업력	.780***	.130***	.118***	.461	-.331*	-.329*
	(.0300)	(.0195)	(.0196)	(.307)	(.188)	(.187)
자본집약도	.0029	.0038	.0038	.0009***	.0011***	.0011***
	(.0021)	(.0027)	(.0027)	(.0001)	(.0001)	(.0001)

〈표 IV-10〉의 계속

$\beta \times 100$	종속변수: log(1인당 생산액)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
상용직 비율	.504*** (.0116)	.426*** (.0089)	.426*** (.0089)	.756*** (.0358)	.727*** (.0446)	.727*** (.0446)
log(생산액)		72.41*** (.258)	72.35*** (.259)		76.68*** (2.503)	76.65*** (2.514)
사업체별 1인당 매출액 가중치				Y	Y	Y
지역별-산업별 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Obs.	506,244	506,244	505,319	506,244	506,244	505,319

주: 1. ( ) 안의 값은 집준화된 표준편차  
 2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%  
 자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 이용하여 저자 작성

〈표 IV-11〉의 결과는 〈표 IV-9〉에 추가적으로 산업별(중분류)-연도별 고정효과를 추가로 통제한 모형의 결과 값을 보여준다. 사업체의 1인당 생산액 가중치 적용 여부와 시차효과 고려 여부와 무관하게 모든 모형에서 최저임금영향률이 사업체의 1인당 생산액에 미치는 영향의 통계적 유의성이 발견되지 않은 것을 확인할 수 있다.

〈표 IV-11〉 최저임금이 사업체 1인당 생산액에 미치는 영향:  
 (산업별-연도별 고정효과 통제)

$\beta \times 100$	종속변수: log(1인당 생산액)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
최저임금영향률	.0352** (.0176)	-.00702 (.0107)	-.00465 (.0107)	.0844 (.0885)	-.00728 (.0509)	-.000804 (.0509)
L 최저임금영향률			-.0157 (.0110)			-.0291 (.0583)
(1)+(2)			-.0203 (.0176)			-.0299 (.1058)
사업체업력	.140*** (.0307)	.0340 (.0219)	.0328 (.0219)	.262 (.464)	-.353 (.225)	-.355 (.226)
자본집약도	.0028 (.0020)	.0038 (.0027)	.0038 (.0027)	.0010*** (.0001)	.0011*** (.0001)	.0011*** (.0001)
상용직 비율	.475*** (.0116)	.421*** (.0088)	.421*** (.0088)	.746*** (.0372)	.715*** (.0364)	.715*** (.0364)

〈표 IV-11〉의 계속

$\beta \times 100$	종속변수: log(1인당 생산액)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
log(생산액)		72.50*** (.261)	72.46*** (.261)		76.69*** (2.275)	76.65*** (2.281)
사업체별 1인당 매출액 가중치				Y	Y	Y
산업별 연도별 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Obs.	506,244	506,244	505,319	506,244	506,244	505,319

주: 1. ( ) 안의 값은 집군화된 표준편차  
 2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%  
 자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 이용하여 저자 작성

〈표 IV-12〉는 최저임금의 급격한 인상 시기와 이전 시기의 효과를 나누어서 분석한 결과이다. (2), (4), (6)열의 결과 값은 사업체별 부가가치금액을 가중치로 활용한 모형의 결과 값이며 (3), (4)열은 지역별(광역시도)-산업별(중분류) 고정효과, (5), (6)열은 산업별(중분류)-연도별 고정효과를 통제한 모형의 추정 결과 값이다. 〈표 V-4〉의 해석과 마찬가지로 2018년 이전의 효과는 ‘(1) 2018년 이전’의 계수 값이 보여주고 있으며 2018년 이후의 효과는 ‘(1) 2018년 이전 + (2) 2018년 이후’ 두 열의 결과 값을 더해야 하며, ‘(2) 2018년 이후’의 계수 값은 2018년 이후 효과의 차이에 대한 부분과 차이에 대한 통계적 유의성을 보여준다. 따라서 2018년 이전의 경우는 (1)열의 수치가 최저임금영향률이 사업체의 1인당 생산액에 미치는 영향의 크기에 대한 추정치가 되며, 2018년 이후의 경우는 (1) + (2)열의 결과 값이 최저임금영향률 변동에 따른 사업체의 1인당 생산액 변동 추정치가 된다. 사업체의 1인당 생산액 규모를 가중치로 사용하지 않은 모형에서 2018년 이후(최저임금 급격한 인상) 최저임금영향률 증가가 사업체의 1인당 생산액을 증가시키는 것으로 추정되었으며, 2018년 이전과 이후가 통계적으로 유의하게 효과가 다른 것으로 추정이 되었다. 하지만 사업체의 1인당 생산액 규모를 가중치로 통제한 모형에서는 통계적 유의성이 사라지는 것으로 나타나, 이와 같은 효과는 1인당 생산액 규모가 작은 소규모 사업체에 의해 주도되었음을 추정할 수 있는 부분이다. 또한 2018년 이전 최저임금이 완만하게 상승하던

시기에는 최저임금 인상이 사업체의 1인당 생산액에 부정적인 영향을 주는 것으로 다수의 모형에서 추정되었다.

이상의 결과를 정리하자면 다수의 모형에서 최저임금 인상에 따른 최저임금 영향률의 증가는 사업체의 1인당 생산액을 증가시키는 효과가 있는 것으로 나타났다. 하지만 사업체의 규모를 가중치로 통제하는 경우에는 이와 같은 효과가 사라지는 것으로 나타나 이와 같은 1인당 생산액 증가효과는 규모가 작은 사업체에 의해 주도되었음을 추정해 볼 수 있다. 산업별·연도별 고정효과를 통제한 모형에서는 최저임금 영향률이 사업체의 1인당 생산액에 미치는 통계적 유의성이 사라지는 것으로 나타났으나, 이를 2018년 이전과 이후로 구분하여 분석하였을 때는 급격한 최저임금 인상 시기와 이전 시기의 효과가 통계적으로 유의하게 다른 것으로 추정이 되었다.

〈표 IV-12〉 최저임금이 사업체 1인당 생산액에 미치는 영향:  
(시점별 이질성)

$\beta \times 100$	종속변수: $\log(\text{1인당 생산액})$					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
최저임금영향률	-.0275***	-.0037	-.0259**	.0246	-.0302**	-.0642**
(1) 2018년 이전	(.0104)	(.0520)	(.0105)	(.0534)	(.0122)	(.0324)
최저임금영향률D	.102***	.0404	.103***	.0341	.0681***	.1602
(2) 2018년 이후	(.0067)	(.0290)	(.0067)	(.0291)	(.0191)	(.118)
사업체업력	.0620***	-.340*	.0611***	-.346*	.0341	-.354
	(.0196)	(.189)	(.0195)	(.189)	(.0219)	(.226)
K/L(자본집약도)	.0038	.0011***	.0038	.0011***	.0038	.0011***
	(.0027)	(.0001)	(.0027)	(.0001)	(.0027)	(.0001)
상용직 비율	.424***	.731***	.424***	.727***	.421***	.715***
	(.0089)	(.0460)	(.0089)	(.0446)	(.0088)	(.0364)
$\log(\text{생산액})$	72.33***	76.69***	72.35***	76.67***	72.50***	76.67***
	(.259)	(2.509)	(.258)	(2.517)	(.261)	(2.259)
사업체별 가중치		Y		Y		Y
지역별-산업별 고정효과			Y	Y		
산업별-연도별 고정효과					Y	Y
Obs.	506,244	506,244	506,244	506,244	506,244	506,244

주: 1. ( ) 안의 값은 집준화된 표준편차  
2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%  
자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 이용하여 저자 작성

#### 다. 총요소생산성(Total Factor Productivity, TFP)

다음으로 LP(Levinsohn and Petrin, 2003) 생산함수 추정방법을 이용하여 사업체의 총요소생산성을 추정한다. 이를 종속변수로 최저임금이 사업체의 총요소생산성에 미친 효과를 분석하고자 한다. 이를 위해 우선 각 산업 중분류별로 생산함수를 추정한 후 이를 통해 각 사업체별 총요소생산성을 추정하였다. 생산지표로는 사업체의 연간 총산출액을 산업별 총산출 물가지수를 이용하여 실질변수로 전환하였고, 노동변수로는 상용근로자 수와 임시일용근로자 수를 각각의 노동 투입으로 활용하였다. 자본변수로는 각 사업체의 연도별 유형자산총계 값을 투자 디플레이터를 이용하여 실질화한 이후 분석에 사용하였으며, 중간재로는 원재료비, 전력비를 생산자 물가지수와 산업별 원재료비 투입구조를 활용하여 실질화하여 사용하였다.

원재료비를 산업별로 상이한 투입구조를 활용하여 실질화 과정에서는 산업연관표의 산업별 투입구조와 생산자물가지수 및 수입물가지수와 국산 및 수입 투입계수를 활용하여 원재료비의 산업별-연도별 물가변동 분을 추정하여 이를 디플레이터로 활용하였다. 구체적으로 통계청 산업소분류(KSIC10차)와 한국은행 2015년 기준 산업연관표 소분류를 연결하여 각 소분류별 물가지수(생산자물가지수, 수입물가지수, 소비자물가지수 등)를 활용하였으며, 2015년 산업연관표의 각 소분류 산업별 투입구조를 이용하여 소분류별 불변가격 중간투입재의 물가변동지수를 산출하였다. 이후 소분류 기준 산업연관표를 통계청 기준(KSIC 10차) 산업중분류 단위로 부문 통합하여 각 산업중분류별 원재료비의 물가지수를 산출하였다. 이 과정에서 산업연관표의 중간투입에는 연료비, 전력비 등이 포함되어 있으므로, 이를 제외하여 통계청 「광업·제조업조사」상의 원재료비와 기준을 일치시키는 작업을 병행하였다.

분석 모형에 대하여 설명하면 종속변수로 각 사업체의 추정된 총요소생산성(TFP)의 로그값을 사용하였고, 설명변수로 최저임금영향률(산업중분류별-연도별-광역시도별) 추정치를 활용하여 각 사업체의 산업분류-연도-지역을 고려하여 연결시켜 주었다. 모형에 따라 최저임금 인상 충격의 시차효과를 고려하기 위해 1년 전 최저임금영향률을 추가로 통제하였으며, 추가 통제변

수로 사업체 규모의 효과를 통제하기 위해 각 사업체 생산액의 로그값, 사업체의 업력(age), 종사자 1인당 자본스톡(자본집약도), 전체 종사자 중 상용직근로자의 비율 등을 활용하였다. 또한 사업체별 고정효과를 통제하였으며 종속변수가 로그값이므로 전체 사업체의 총요소생산성 변동의 합산 값 변화를 추정하기 위해 사업체별 평균적인 총요소생산성 수준(level) 값을 가중치로 활용하여 분석하였다.

〈표 IV-13〉 최저임금이 사업체 총요소생산성에 미치는 영향:  
(지역별-산업별 고정효과 통제)

$\beta \times 100$	종속변수: log(TFP)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
최저임금영향률	.0650**	.1283***	.7072***	.5969***
(1)	(.0269)	(.0275)	(.1826)	(.1821)
L 최저임금영향률		-.0361		.4386***
(2)		(.0243)		(.1743)
(1)+(2)		.0921**		1.025***
		(.0455)		(.3215)
log(생산액)	40.068*** (.5011)	40.496*** (.6133)	67.462*** (2.293)	67.281*** (2.722)
사업체업력	1.649*** (.0603)	1.791*** (.0704)	4.109*** (.6166)	4.337*** (.7228)
K/L(자본집약도)	.0070** (.0025)	.0072** (.0031)	.0027 (.0059)	.0046 (.0067)
상용직 비율	.0617*** (.0160)	.0761*** (.0205)	-.2123** (.0900)	-.1557 (.1136)
사업체별 TFP 가중치	N	N	Y	Y
산업별-지역별 고정효과	Y	Y	Y	Y
Obs.	418,472	321,816	418,472	321,816

주: 1. ( ) 안의 값은 집군화된 표준편차  
2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%  
자료: 통계청, 「공업·제조업조사」를 이용하여 저자 작성

〈표 IV-13〉는 최저임금영향률이 사업체의 총요소생산성에 미친 영향을 산업별-지역별 고정요인을 통제한 결과를 보여준다. 결과에 따르면 최저임금영향률 1%p 증가는 각각 0.06~0.09%(사업체별 가중치 미적용), 0.7~1.0%(가중

치 적용) 사업체의 총요소생산성을 증가시키는 것으로 나타났다. (2), (4)열의 결과는 최저임금영향률의 변화가 사업체의 총요소생산성에 미치는 시차효과를 고려하기 위해 1년 전 과거 값을 동시에 고려한 모형의 결과 값이다.

〈표 IV-14〉 최저임금이 사업체 총요소생산성에 미치는 영향:  
(산업별-연도별 고정효과 통제)

$\beta \times 100$	종속변수: $\log(\text{고용})$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
최저임금영향률	-.0115	.0028	.0448	.0227
(1)	(.0165)	(.0185)	(.0721)	(.0890)
L 최저임금영향률		-.0494***		.0028
(2)		(.0173)		(.0783)
(1)+(2)		-.0465		.0256
		(.0295)		(.1411)
$\log(\text{생산액})$	37.453*** (.4589)	38.289*** (.5555)	45.334*** (1.530)	47.378*** (1.561)
사업체업력	.0086 (.0313)	.0225 (.0347)	.3129 (.2772)	.4073 (.3004)
K/L(자본집약도)	.0046*** (.0015)	.0045** (.0018)	.0039 (.0025)	.0050 (.0025)
상용직 비율	.1123*** (.0092)	.1298*** (.0112)	.1675*** (.0312)	.1793*** (.0334)
사업체별 TFP 가중치	N	N	Y	Y
산업별-연도별 고정효과	Y	Y	Y	Y
Obs.	418,472	321,816	418,472	321,816

주: 1. ( ) 안의 값은 집준화된 표준편차

2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%

자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 이용하여 저자 작성

하지만 산업별(중분류)-연도별 고정효과를 통제한 〈표 IV-14〉의 결과에서는 〈표 IV-13〉과 다르게 최저임금영향률 변화가 사업체의 총요소생산성에 미치는 통계적 유의성이 발견되지는 않았다. 사업체별 가중치를 적용하지 않은 모형에서는 통계적으로 유의하지 않은 음(-)의 값, 가중치를 적용한 모형에서는 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 값이 추정되었다.

〈표 IV-15〉 최저임금이 사업체 총요소생산성에 미치는 영향:  
(시점별 이질성)

$\beta \times 100$	종속변수: $\log(\text{고용})$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>최저임금영향률</b>	<b>.0546**</b>	<b>.4383***</b>	<b>-.0098</b>	<b>.1013</b>
(1) 2018년 이전	(.0260)	(.1620)	(.0186)	(.0771)
<b>최저임금영향률D</b>	<b>.0103</b>	<b>.2382***</b>	<b>-.0052</b>	<b>-.1719</b>
(2) 2018년 이후	(.0143)	(.0876)	(.0281)	(.1569)
$\log(\text{생산액})$	40.066*** (.5011)	67.460*** (2,292)	37.453** (.4590)	45.332*** (1.530)
사업체업력	1.643*** (.0612)	4.005*** (.6341)	.0086 (.0314)	.3133 (.2772)
K/L(자본집약도)	.0071*** (.0025)	.0025 (.0059)	.0046 (.0015)	.0039 (.0025)
상용직 비율	.0614*** (.0160)	-.2158** (.0900)	.1122 (.0091)	.1676*** (.0312)
사업체별 고용인원 가중치		Y		Y
지역별-산업별 고정효과	Y	Y		
산업별-연도별 고정효과			Y	Y
Obs.	418,472	418,472	418,472	418,472

주: 1. ( ) 안의 값은 집준화된 표준편차  
2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%  
자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 이용하여 저자 작성

〈표 IV-15〉는 최저임금 급격한 인상에 따른 2018년 이후의 효과와 2018년 이전의 시기를 구분하여 분석을 진행한 결과이다. 지역별-산업별 고정효과를 통제할 경우에는 최저임금 인상으로 인한 최저임금영향률 증가가 사업체의 총요소생산성을 통계적으로 유의하게 상승시키는 것으로 추정되었으며, 이와 같은 총요소생산성 상승효과는 최저임금이 가파르게 상승한 2018년 이후 더욱 확대되는 것으로 나타났다. 하지만 산업별-연도별 고정효과를 추가로 통제하는 경우에는 최저임금영향률이 사업체의 총요소생산성에 미치는 효과의 전체적인 통계적 유의성과 2018년 이후 추정 값의 차이의 통계적 유의성이 모두 사라지는 것으로 나타났다.

본 연구에서는 최저임금 인상에 따른 최저임금영향률 변화가 사업체의 생산성 지표(부가가치율, 1인당 생산액, 총요소생산성 등)에 미치는 효과를 다양하게 실증분석을 진행하였다. 분석 결과를 정리하자면 산업별-지역별 고

정효과를 통제한 경우 최저임금영향률의 상승은 사업체의 부가가치율, 1인당 생산액, 총요소생산성을 통계적으로 유의하게 증가시키는 긍정적인 효과가 있는 것으로 추정되었다. 하지만 산업별-연도별 고정효과를 통제하는 경우에는 사업체 1인당 생산액을 제외한 나머지 부가가치율, 총요소생산성에 미치는 통계적 유의성은 사라지는 것으로 나타났다. 사업체 1인당 생산액의 경우에는 사업체의 규모를 가중치로 적용한 경우와 적용하지 않은 경우의 결과가 다른 것으로 나타나, 최저임금영향률 상승에 따른 1인당 생산액이 증가하는 효과는 규모가 작은 사업체에 의해 주도가 되었음을 추정할 수 있다.

마지막으로 최저임금의 급격한 인상 시기와 이전 시기를 구분하여 분석한 결과에서는 산업별-지역별 고정효과를 통제하는 경우, 최저임금을 급격하게 인상하기 시작한 2018년 이후의 최저임금영향률 1%p 증가에 따른 부가가치율, 사업체 1인당 생산액, 총요소생산성이 이전 시기와 비교하여 더 크게 증가하는 것으로 추정되었다. 하지만 산업별-연도별 고정효과를 통제하는 경우에는 다양한 생산성의 지표 중 1인당 생산액을 제외하고 부가가치율, 총요소생산성의 경우 최저임금 영향으로 인한 2018년 이후 추가적인 효과에 대한 통계적 유의성이 사라지는 것으로 나타났다. 하지만 최저임금영향률이 산업별-지역별-연도별로 구분되어 있는 상황에서 산업별-연도별 고정요인을 제거하는 것이 모형에서 활용하는 변이를 너무 과도하게 제거할 가능성이 있으므로, 이를 유념하여 결과를 해석할 필요가 있다.

### 3. 사업체 생산성에 따른 고용 효과의 이질성

다음으로 제Ⅲ장에서는 부가가치율, 1인당 생산액, 총요소생산성 등 세 가지 생산성 지표에 따라 최저임금 인상이 고용에 미친 효과의 이질성을 분석한다. 동일한 최저임금 인상 충격에 대응하여 부가가치율, 1인당 생산액, 총요소생산성 등 생산성이 높은 사업체의 경우에는 최저임금 영향으로 인한 고용에 미치는 효과가 상이했을 가능성이 존재한다. 이러한 가능성을 점검하기 위해 부가가치율, 1인당 생산액, 총요소생산성을 기준으로 생산성이 높은 사업체와 낮은 사업체를 비교하여 동일한 최저임금 인상 충격에 대한 사

업체 고용 증감의 차이를 분석하고자 한다.

### 가. 부가가치율 기준

우선적으로 「광업·제조업조사」상의 사업체 부가가치율(부가가치액/생산액)을 기준으로 부가가치율이 높은 상위 25% 사업체와 하위 25% 사업체를 비교분석하였다. <표 IV-16>은 전체 사업체, 부가가치율 상위 25% 사업체, 하위 25% 사업체를 대상으로 사업체의 고용인원의 로그값을 종속변수, 최저임금 영향률을 주요 설명변수로 분석한 결과를 보여준다. 추가로 사업체의 생산액과 자본스톡의 로그값, 산업별-지역별 고정효과를 통제하였다. (4)~(6)열의 결과 값은 사업체의 고용인원을 가중치로 사용하여 전체 대상 사업체의 고용인원 증감에 미친 영향을 분석하고자 하였다.

<표 IV-16> 최저임금이 사업체 고용에 미치는 영향: 부가가치율에 따른 이질성(지역별-산업별 통제)

$\beta \times 100$	종속변수: log(고용)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
최저임금영향률	-.1589***	-.1588***	-.1383***	-.1787***	-.1896***	-.1661***
(1)	(.0087)	(.0099)	(.0102)	(.0218)	(.0239)	(.0250)
최저임금영향률D		-.0003	-.0822***		.0371	-.0618
(2)		(.0204)	(.0194)		(.0499)	(.0457)
log(생산액), log(자본스톡)	Y	Y	Y	Y	Y	Y
사업체별 고용인원 가중치				Y	Y	Y
산업별-지역별 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
표본	전체	하위25	상위25	전체	하위25	상위25
Obs.	505,870	505,870	505,870	505,870	505,870	505,870

주: 1. ( ) 안의 값은 집군화된 표준편차

2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%

자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 이용하여 저자 작성

(2), (5)열은 부가가치율이 낮은 사업체(하위 25%)에 대하여 추가적인 더미변수를 고려한 모형이고, (5)열은 사업체별 고용인원 가중치를 적용한 결과 값이다. (3), (6)열은 부가가치율이 높은 사업체(상위 25%)에 대하여 추가적인 더미변수를 고려한 모형이고, (6)열은 사업체별 고용인원 가중치를

적용한 모형의 결과 값이다. (2), (3), (5), (6)열의 추가적인 더미변수(최저임금영향률D)는 각각 부가가치율이 높은 사업체와 나머지 사업체, 부가가치율이 낮은 사업체와 나머지 사업체 간의 최저임금영향률의 계수 값의 차이를 보여준다. (3)열의 결과를 예시로 설명하면 최저임금영향률이 1%p 높아지는 경우 부가가치율을 기준으로 상위 25%에 해당하는 사업체를 제외한 나머지 사업체의 고용은 0.14%(추정계수 값: -.1383<sup>\*\*\*</sup>) 정도 감소하는 것으로 추정되며 부가가치율 기준 상위 25% 사업체의 경우는 (1), (2)의 추정 계수 값을 합산한(-.1383+.0822=.2205) 0.22% 정도 감소하는 것으로 나타났다. (2)열과 (3)열의 결과 값을 비교하면 부가가치율이 높은 사업체의 경우 동일한 최저임금영향률 상승 충격에 대해 고용인원을 더욱 많이 감소하는 것으로 나타나 직관과는 다른 결과를 보여주었다. 반면 사업체의 고용인원을 가중치로 적용한 (5), (6)열의 결과에서는 상위 25% 사업체와 나머지 사업체, 하위 25% 사업체와 나머지 사업체의 효과 차이에 대한 추정 계수 값이 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났으나, 이 경우도 역시 상위 25% 사업체에 해당하는 더미변수의 추정 계수 값이 통계적으로 유의하지 않은 음(-)의 값으로 추정되었다.

〈표 IV-17〉 최저임금이 사업체 고용에 미치는 영향: 부가가치율에 따른 이질성(산업별-연도별 통제)

$\beta \times 100$	종속변수: log(고용)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
최저임금영향률	.0094	.0047	.0327 <sup>***</sup>	.0123	-.0066	.0233
(1)	(.0093)	(.0104)	(.0108)	(.0227)	(.0272)	(.0257)
최저임금영향률D		.0199	-.0878 <sup>***</sup>		.0662	-.0498
		(.0203)	(.0191)		(.0514)	(.0485)
log(생산액), log(자본스톡)	Y	Y	Y	Y	Y	Y
사업체별 고용인원 가중치				Y	Y	Y
산업별-지역별 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
표본	전체	하위25	상위25	전체	하위25	상위25
Obs.	505,870	505,870	505,870	505,870	505,870	505,870

주: 1. ( ) 안의 값은 집권화된 표준편차  
 2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%  
 자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 이용하여 저자 작성

다음으로 <표 IV-17>은 <표 IV-16>과 달리 산업별-연도별 고정효과를 통제한 모형의 결과이다. <표 IV-17>의 결과에 따르면 부가가치율이 높은 사업체와 낮은 사업체 간에 통계적으로 유의한 결과의 차이가 발견되지 않았다. 하지만 가중치를 적용하지 않은 (2), (3)열의 결과를 비교해 보면 부가가치율이 높은 사업체((3)열)가 오히려 최저임금 인상이 고용에 미치는 부정적인 영향이 더 큰 것으로 추정되어(추정계수 값:  $-.0878^{***}$ ) 직관과는 다른 결과가 나타났다. (3)열의 결과를 해석하자면 최저임금영향률이 1%p 높아지는 경우 부가가치율 기준 상위 25%에 해당하는 부가가치율이 높은 사업체가 나머지 사업체와 비교하여 고용을 0.08% 정도 더욱 감소시키는 것으로 나타났다.

하지만 이와 같이 직관과 다른 결과에 대하여 부가가치율 기준을 일률적으로 적용할 경우 문제가 발생할 가능성이 있으므로, 본 연구에서는 이에 대한 추가적인 고려를 반영하여 모형을 재추정하였다. 부가가치율은 사업체 규모별로 구조적인 차이가 있을 수 있고, 또한 산업별로 기본적인 부가가치율에 차이가 있는 것이 사실이다. 따라서 모든 사업체를 동일 선상에 놓고 부가가치율이 높은 사업체와 낮은 사업체를 선별하여 비교하는 것은 적절치 않은 비교일 수 있다. 따라서 사업체 규모별-산업별 부가가치율의 구조적인 차이를 반영하여, 이를 고려하여 부가가치율이 높은 사업체와 낮은 사업체를 선별할 필요가 있다. 이를 위해 본 연구에서 적용한 방식은 다음과 같다. 사업체별 부가가치율을 산업소분류와 사업체 규모의 교차항에 회귀한 후 잔차(residuals)를 구하여 부가가치율의 산업별-사업체규모별 고정요인을 제거하였다. 사업체 규모는 총 6단계(20인 이하, 20~30인 이하, 30~50인 이하, 50~100인 이하, 100~300인 이하, 300인 이상)로 구분하였다.

<표 IV-18>, <표 IV-19>는 부가가치율 기준 상위 25% 및 하위 25% 사업체를 선별한 후 동일한 모형을 적용하여 추정한 결과를 보여준다. 여기서 부가가치율은 위의 방식을 사용하여 산업별(소분류)-사업체 규모별 요인을 제거한 부가가치율의 잔차(residuals)이다.

〈표 IV-18〉 최저임금이 사업체 고용에 미치는 영향: 부가가치율(잔차)에 따른 이질성(산업별-지역별 통제)

$\beta \times 100$	종속변수: log(고용)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
최저임금영향률	-.1589***	-.0908***	-.2284***	-.1787***	-.0931***	-.2398***
(1)	(.0087)	(.0133)	(.0136)	(.0218)	(.0302)	(.0299)
최저임금영향률D		-.4113***	.1606***		-.4934***	.1562***
(2)		(.0299)	(.0305)		(.0535)	(.0655)
log(생산액), log(자본스톡)	Y	Y	Y	Y	Y	Y
사업체별 고용인원 가중치				Y	Y	Y
산업별-지역별 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
표본	전체	하위25	상위25	전체	하위25	상위25
Obs.	505,870	505,870	505,870	505,870	505,870	505,870

주: 1. ( ) 안의 값은 집군화된 표준편차  
 2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%  
 자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 이용하여 저자 작성

사업체별 고용인원 가중치를 적용하지 않은 (2)열과 (3)열의 결과를 비교하여 해석하면 부가가치율 기준 하위 25%에 해당하는 부가가치율이 낮은 사업체의 경우, 최저임금영향률이 1%p 상승했을 때 고용에 미치는 효과가 나머지 75%의 사업체에 비해 0.4%(추정 값: -.4113\*\*\*) 정도 고용을 더 크게 감소시키는 것으로 추정되었다. 반면 (3)열의 결과에 따르면 부가가치율이 높은 상위 25% 사업체의 경우는 최저임금영향률이 1%p 높아졌을 때 고용을 감소시키는 효과가 나머지 75% 사업체와 비교했을 때 0.16%(추정 값: .1606\*\*\*) 완화되는 것으로, 즉 고용감소의 규모가 통계적으로 유의하게 작은 것으로 나타났다. 또한 사업체별 고용인원 가중치를 적용한 모형의 결과((6)열)에서는 부가가치율이 높은 상위 25%의 사업체에서는 최저임금영향률이 고용에 미치는 부정적인 효과가 나머지 사업체와 비교하여 최저임금영향률 1%p 상승 충격에 대해 0.15%(추정 값: .1562\*\*\*) 정도 완화되는 것으로 추정되었다.

〈표 IV-19〉 최저임금이 사업체 고용에 미치는 영향: 부가가치율(잔차)에 따른 이질성(산업별-연도별 통제)

$\beta \times 100$	종속변수: log(고용)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
최저임금영향률	.0094	.0988***	-.0288**	.0123	.1100***	-.0221
(1)	(.0093)	(.0143)	(.0145)	(.0227)	(.0331)	(.0321)
최저임금영향률D		-.3817***	.1570***		-.4439***	.1453***
		(.2447)	(.0302)		(.0577)	(.0662)
log(생산액), log(자본스톡)	Y	Y	Y	Y	Y	Y
사업체별 고용인원 가중치				Y	Y	Y
산업별-연도별 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
표본	전체	하위25	상위25	전체	하위25	상위25
Obs.	505,870	505,870	505,870	505,870	505,870	505,870

주: 1. ( ) 안의 값은 집준화된 표준편차  
 2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%  
 자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 이용하여 저자 작성

다음으로 〈표 IV-19〉는 동일한 분석을 산업별-연도별 고정효과를 통제한 후 수행한 결과 값이다. 산업별-연도별 고정효과를 통제하는 경우 제3장의 분석에서는 통계적 유의성이 사라지는 경우가 많았으나, 〈표 IV-19〉에서는 추정된 계수의 크기는 달랐지만 〈표 IV-18〉과 동일한 구조가 유지되었다.

사업체별 고용인원 가중치를 적용하지 않은 (2)열과 (3)열의 결과를 비교하여 해석하면 부가가치율 기준 상위 25%에 해당하는 부가가치율이 높은 사업체의 경우, 최저임금영향률이 1%p 상승했을 때 고용에 미치는 효과가 나머지 75%의 사업체에 비해 0.16%(추정 값: .1570\*\*\*) 정도 고용감소 효과가 작은 것으로 나타나 통계적으로 유의하게 추정되었다. 반면 (2)열의 결과에 따르면 부가가치율이 낮은 하위 25% 사업체의 경우는 최저임금영향률이 1%p 높아졌을 때 고용을 감소시키는 효과가 나머지 75% 사업체와 비교했을 때 0.38% (추정 값: -.3817\*\*\*) 정도 커지는 것으로, 즉 고용감소의 규모가 통계적으로 유의하게 증가하는 것으로 나타났다.

이상의 결과를 요약하자면 사업체의 생산성 지표인 부가가치율을 기준으로 했을 때 부가가치율이 높은 사업체의 경우 최저임금 인상으로 인한 고용

감소 효과가 통계적으로 유의하게 작은 것으로 나타났으며, 반면에 부가가치율이 낮은 사업체의 경우는 타 사업체에 비해 동일한 충격에 대해 고용감소 효과가 더 큰 것으로 나타났다. 하지만 부가가치율의 사업체 규모별-산업별 구조적인 차이를 고려하지 않는 경우(〈표 IV-16〉, 〈표 IV-17〉)에는 직관과는 다른 결과가 도출되어서 이와 같은 분석에서 생산성의 기준이 되는 지표의 구조적인 차이를 반영해 주는 것이 중요함을 확인할 수 있다.

### 나. 1인당 생산액 기준

다음으로 사업체의 1인당 생산액에 따라 최저임금 인상이 고용에 미친 이질성을 분석하고자 한다. 각 사업체별로 종사자 1인당 생산액을 계산하여 이 금액을 기준으로 상위 25% 사업체와 하위 25% 사업체를 구별하여 분석에 활용하였다. 부가가치율을 기준으로 활용한 분석과 동일한 모형을 사용하여 분석하였으므로, 모형에 대한 상세한 설명을 생략하도록 한다.

〈표 IV-20〉 최저임금이 사업체 고용에 미치는 영향: 1인당 생산액에 따른 이질성(지역별-산업별 통제)

$\beta \times 100$	종속변수: $\log(\text{고용})$					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
최저임금영향률	-.1551***	-.1191***	-.1841***	-.1911***	-.1572***	-.2321**
(1)	(.0087)	(.0103)	(.0096)	(.0305)	(.0352)	(.0198)
최저임금영향률D		-.1383***	.1152***		-.2183***	.0974
(2)		(.0189)	(.0217)		(.0434)	(.0611)
$\log(\text{생산액}), \log(\text{자본스톡})$	Y	Y	Y	Y	Y	Y
사업체별 고용인원 가중치				Y	Y	Y
산업별-지역별 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
표본	전체	하위25	상위25	전체	하위25	상위25
Obs.	510,999	510,999	510,999	510,999	510,999	510,999

주: 1. ( ) 안의 값은 집권화된 표준편차

2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%

자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 이용하여 저자 작성

〈표 IV-20〉의 결과에 따르면 사업체 1인당 생산액이 높은 사업체와 낮은 사업체 간에 통계적으로 유의한 차이가 발견된다. 사업체별 고용인원 가중치를 적용하지 않은 (2)열과 (3)열의 결과에 따르면 부가가치율이 높은 상위 25%의 사업체에서는 나머지 사업체와 비교하여 최저임금영향률이 고용에 미치는 부정적인 효과가 최저임금영향률 1%p 상승에 대해 약 0.12%(추정 값: .01152\*\*\*) 정도 고용감소 효과가 완화되는 것으로 추정되었다. 반면에 (2)열의 결과에 따르면 부가가치율이 낮은 25%의 사업체에서는 나머지 사업체와 비교하여 최저임금영향률이 고용에 미치는 부정적인 효과가 최저임금영향률 1%p 상승에 대해 0.14%(추정 값: -.1383\*\*\*) 정도 고용감소 규모가 늘어나는 것으로 추정이 되었다. (5)열과 (6)열은 사업체의 고용인원을 가중치로 사용한 모형이다. 고용인원을 가중치로 사용하는 경우에도 생산성이 낮은(1인당 생산액이 낮은) 사업체의 경우는 고용감소 효과가 더욱 커지는 것으로 나타났으며, 1인당 생산액 기준 생산성이 높은 사업체의 경우 고용감소 효과가 완화되는 것으로 나타났으나, (3)열의 결과와 달리 (6)열의 결과 값은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

〈표 IV-21〉 최저임금이 사업체 고용에 미치는 영향: (산업별-연도별 통제)

$\beta \times 100$	종속변수: log(고용)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
최저임금영향률	.0123	.0474***	-.0148	.0059	.0412	-.0417*
(1)	(.0094)	(.0109)	(.0103)	(.0272)	(.0313)	(.0234)
최저임금영향률D		-.1297***	.1100***		-.2150***	.1163***
(2)		(.0191)	(.0219)		(.0434)	(.0551)
log(생산액), log(자본스톡)	Y	Y	Y	Y	Y	Y
사업체별 고용인원 가중치				Y	Y	Y
산업별-연도별 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
표본	전체	하위25	상위25	전체	하위25	상위25
Obs.	510,999	510,999	510,999	510,999	510,999	510,999

주: 1. ( ) 안의 값은 집군화된 표준편차

2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%

자료: 통계청, 「공업·제조업조사」를 이용하여 저자 작성

〈표 IV-21〉은 〈표 IV-20〉과 달리 산업별-연도별 고정효과를 통제한 모형의 결과를 보여준다. 이 경우에도 결과에 사업체 1인당 생산액이 높은 사업체와 낮은 사업체 간에 통계적으로 유의한 차이를 확인할 수 있다. 사업체별 고용인원 가중치를 적용하지 않은 (2)열과 (3)열의 결과에 따르면 부가가치율이 높은 상위 25%의 사업체에서는 나머지 사업체와 비교하여 최저임금 영향률이 고용에 미치는 영향이 최저임금영향률 1%p 상승에 대해 0.11%(추정 결과 값: .1100\*\*\*) 정도 고용감소 효과가 완화되는 것으로 나타났다. 반면 부가가치율이 낮은 25%의 사업체에서는 나머지 사업체와 비교하여 최저임금영향률이 고용에 미치는 부정적인 효과가 최저임금영향률 1%p 상승에 대해 0.13%(추정 결과 값: -.1297\*\*\*) 정도 고용감소 효과가 추가되는 것으로 추정되었다. 또한 (5)열과 (6)열의 결과에 따르면 사업체의 1인당 생산액 규모의 가중치를 추가로 고려하는 경우에는 이 격차가 더욱 커지는 것으로 나타났다. 최저임금영향률 1%p 상승에 대해 1인당 생산액이 낮은 하위 25% 사업체는 고용감소 효과가 0.22%(추정 결과 값: -.2150\*\*\*) 정도 더 크게 나타났다. 1인당 생산액이 높은 상위 25% 사업체는 고용감소 효과가 0.11%(추정 결과 값: .1163\*\*\*) 정도 완화되는 것으로 나타나 추정 값은 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다.

#### 다. 총요소생산성 기준

다음으로 사업체의 생산성에 따라 최저임금 인상 충격이 사업체의 고용에 미치는 효과의 이질성을 분석하고자 총요소생산성을 기준으로 분석을 진행하고자 한다. 사업체별 총요소생산성 추정 값을 도출하는 과정은 제2절에서 상세하게 설명하였다. 생산함수 추정을 통해 간접적으로 추정된 각 사업체의 총요소생산성을 기준으로 상위 25% 사업체와 하위 25% 사업체를 구분한다. 다음, 이를 활용하여 부가가치율, 1인당 생산액을 활용한 분석과 동일한 분석을 진행하였다.

〈표 IV-22〉 최저임금이 사업체 고용에 미치는 영향: 중요소생산성에 따른 이질성(지역별-산업별 통제)

$\beta \times 100$	종속변수: log(고용)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
최저임금영향률	-0.1739***	-0.2233***	-0.1397***	-0.2003***	-0.2924***	-0.1830***
(1)	(.0122)	(.0137)	(.0145)	(.0428)	(.0252)	(.0481)
최저임금영향률D		.1986***	-.1246***		.1709***	-.1369***
		(.0291)	(.0265)		(.0674)	(.0548)
log(생산액), log(자본스톡)	Y	Y	Y	Y	Y	Y
사업체별 고용인원 가중치				Y	Y	Y
산업별-지역별 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
표본	전체	하위25	상위25	전체	하위25	상위25
Obs.	420,043	420,043	420,043	420,043	420,043	420,043

주: 1. ( ) 안의 값은 집권화된 표준편차  
 2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%  
 자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 이용하여 저자 작성

〈표 IV-22〉는 산업별-지역별 고정효과를 통제한 모형의 추정 결과 값이다. (2)열과 (3)열의 결과를 비교하면 추정된 중요소생산성이 상위 25%에 속하는 생산성이 높은 사업체의 경우 나머지 사업체와 비교하였을 때, 최저임금영향률이 1%p 상승하는 동일한 충격에 대해 고용이 0.12%(추정 결과 값: -.1246\*\*\*) 추가적으로 감소하는 것으로 추정되었다. 반면 (2)열의 결과에 따르면 추정된 중요소생산성이 낮은 사업체의 경우는 최저임금영향률의 1%p 상승 충격에 대해 고용감소 효과가 0.2%(추정 결과 값: .1986\*\*\*) 완화되는 것으로 나타났다. (5), (6)열의 사업체별 고용인원 가중치를 적용한 모형에서도 추정 계수 값은 달랐지만 동일한 구조가 유지되어 직관과는 다른 결과가 도출되었다.

〈표 V-23〉은 〈표 V-22〉와 달리 산업별-연도별 고정요인을 통제한 결과를 보여준다. 모든 모형에서 중요소생산성이 높은 사업체와 낮은 사업체 간에 통계적으로 유의한 차이가 나타났으나, 〈표 V-18〉의 결과와 마찬가지로 생산성이 높은 상위 25% 사업체의 경우 최저임금 인상 충격에 대해 고용을 더욱 크게 감소시키는 것으로 추정되었으며 추정 값이 모두 통계적으로 유

의한 수치인 것으로 나타났다.

〈표 IV-23〉 최저임금이 사업체 고용에 미치는 영향: 중요소생산성에 따른 이질성(산업별-연도별 통제)

$\beta \times 100$	종속변수: log(고용)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
최저임금영향률	.0155	-.0265*	.0436***	.0094	-.0830	.0262
(1)	(.0135)	(.0148)	(.0160)	(.0397)	(.0296)	(.0443)
최저임금영향률D		.1742***	-.0993***		.1746***	-.1285***
		(.0283)	(.0269)		(.0610)	(.0552)
log(생산액), log(자본스톡)	Y	Y	Y	Y	Y	Y
사업체별 고용인원 가중치				Y	Y	Y
산업별-연도별 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
표본	전체	하위25	상위25	전체	하위25	상위25
Obs.	510,999	510,999	510,999	510,999	510,999	510,999

주: 1. ( ) 안의 값은 집권화된 표준편차  
 2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%  
 자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 이용하여 저자 작성

하지만 이와 같은 직관과 다른 결과는 앞서 ‘가. 부가가치율 기준’의 분석과 마찬가지로 사업체의 중요소생산성의 사업체 규모별-산업별 구조적인 차이를 고려하지 못한 결과일 수 있고, 또한 생산함수 추정 방식의 불완전함에 기인할 가능성이 있어 이를 점검하고자 한다.

본 연구에서 생산함수는 산업중분류 단위로 추정이 되었으나 표본 크기가 충분하다면 생산함수는 보다 상세한 산업분류 수준에서(예: 산업소분류 또는 세세분류) 추정하는 것이 더 바람직하다. 세세한 산업분류를 사용할수록 동일한 산업에 포함되는 사업체의 생산함수가 동일하다는 가정이 더욱 타당하지만, 추정을 위해 필요한 표본수가 줄어드는 문제가 발생하게 된다. 생산함수 추정 과정에서 이용하는 산업분류의 문제와 더불어 동일한 산업소분류에 속한 사업체라고 하더라도 사업체의 규모에 따라 생산함수가 구조적으로 다를 가능성이 존재한다. 하지만 현재의 생산함수 추정은 산업중분류 단위에서 추정되었으며 사업체별 규모의 차이가 고려되지 않았다. 따라서 보다

상세한 산업별 차이, 사업체 규모별 차이를 생산함수 추정 과정에서 반영할 필요가 있다.

이를 추가로 고려하기 위해 산업중분류 단위에서 추정된 생산함수를 이용하여 추정된 총요소생산성을 ‘산업소분류별×사업체 규모별’ 변수에 회귀하여 잔차(residuals)를 구하였다. 이 과정에서 사업체 규모를 총 6단계(20인 이하, 20~30인 이하, 30~50인 이하, 50~100인 이하, 100~300인 이하, 300인 이상)로 구분하였고, 이를 통해 중분류 단위에서 추정된 생산함수에서 산업소분류별-사업체 규모별 고정요인을 제거하였다.

〈표 IV-24〉 최저임금이 사업체 고용에 미치는 영향: 총요소생산성(잔차)에 따른 이질성(산업별-지역별 통제)

$\beta \times 100$	종속변수: log(고용)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
최저임금영향률	-.1739***	.3270***	-.5036***	-.2003***	.1231***	-.4260***
(1)	(.0122)	(.0135)	(.0139)	(.0428)	(.0454)	(.0446)
최저임금영향률D		-1.629***	1.483***		-1.823***	1.634***
(2)		(.0196)	(.0232)		(.0421)	(.0514)
log(생산액), log(자본스톡)	Y	Y	Y	Y	Y	Y
사업체별 고용인원 가중치				Y	Y	Y
산업별-지역별 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
표본	전체	하위25	상위25	전체	하위25	상위25
Obs.	420,043	420,043	420,043	420,043	420,043	420,043

주: 1. ( ) 안의 값은 집군화된 표준편차  
 2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%  
 자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 이용하여 저자 작성

〈표 IV-24〉는 이상의 과정을 통해 산업별(소분류)-사업체 규모별 요인을 제거한 총요소생산성(잔차)을 기준으로 생산성이 높은 상위 25%의 사업체와 하위 25% 사업체를 구분하여 분석을 진행한 결과이다. 사업체별 고용인원 가중치를 적용하지 않은 (2), (3)열의 결과를 살펴보면 생산성이 낮은 사업체의 경우 최저임금영향률 1%p 인상 충격에 대해 고용이 타 사업체에 비해 1.6%(추정 결과 값: -1.629\*\*\*) 정도 추가적으로 감소한 것으로 나타났다. 반면

생산성이 높은 사업체의 경우는 타 사업체 고용감소 인원을 기준으로 고용이 1.5%(추정 결과 값: 1.483\*\*\*) 정도 증가한 것으로 나타났다. 사업체별 고용 인원의 차이를 고려한 (5), (6)열의 결과 값도 추정된 계수 값은 달랐으나, 동일한 구조가 유지되었다.

〈표 IV-25〉 최저임금이 사업체 고용에 미치는 영향: 중요소생산성(잔차)에 따른 이질성(산업별-연도별 통제)

$\beta \times 100$	종속변수: log(고용)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
최저임금영향률	.0155	.4771***	-.3573***	.0094	.3021***	-.2542***
(1)	(.0135)	(.0163)	(.0163)	(.0397)	(.0419)	(.0417)
최저임금영향률D		-1.627***	1.464***		-1.827***	1.604***
(2)		(.0196)	(.0233)		(.0415)	(.0509)
log(생산액), log(자본스톡)	Y	Y	Y	Y	Y	Y
사업체별 고용인원 가중치				Y	Y	Y
산업별-연도별 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
표본	전체	하위25	상위25	전체	하위25	상위25
Obs.	510,999	510,999	510,999	510,999	510,999	510,999

주: 1. ( ) 안의 값은 집군화된 표준편차  
 2. 통계적 유의성은 다음과 같다. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%  
 자료: 통계청, 「광업·제조업조사」를 이용하여 저자 작성

〈표 IV-25〉는 〈표 IV-24〉와 달리 산업별-연도별 고정효과를 통제하여 분석한 결과 값이다. 추정된 계수 값은 다르지만 기본적인 구조는 〈표 IV-20〉과 동일하게 유지되었다. 즉 중요소생산성을 기준으로 생산성이 높은 상위 25% 사업체에서는 최저임금 인상이 고용을 감소시키는 효과가 나타나지 않았다. 구체적으로는 사업체별 고용인원 가중치를 적용하지 않은 (3)열의 결과에 따르면 중요소생산성이 높은 상위 25%의 사업체에서는 나머지 사업체와 비교하여 최저임금영향률이 고용에 미치는 부정적인 효과가 관측되지 않았다. 오히려 최저임금영향률 증가 시 고용이 증가하는 것으로 추정되었는데, 구체적으로 최저임금영향률 1%p에 대해 약 1.46% 고용이 증가하는 것으로 나타났다. 반면 생산성이 낮은 사업체의 경우 최저임금 인상으로 인한

고용감소 효과가 나머지 사업체들의 평균보다 현저하게 큰 것으로(약 -1.6%, 추정 결과 값: -1.627\*\*\*\*) 나타났다.

이상의 분석들을 통해 최저임금 인상으로 인한 고용감소 효과는 사업체의 생산성에 따라 매우 이질적인 것으로 나타났음을 알 수 있다. 다양한 생산성 지표인 부가가치율, 1인당 생산액 및 총요소생산성 등 모든 지표를 활용한 실증분석에서 동일한 구조가 유지되었으며, 고용인원 가중치 및 연도별-산업별 고정효과, 산업별-지역별 고정효과 등 다양한 모형을 시도한 결과 동일한 결과가 강건하게 유지되는 것으로 나타났다. 생산성이 높은 사업체는 동일한 최저임금 인상 충격에 대해 고용감소의 규모가 통계적으로 유의하게 더 작은 것으로 나타났으며, 반대의 경우로 생산성이 낮은 사업체는 고용감소 규모가 더 큰 것으로 나타났다.

#### 4. 소결

제Ⅳ장에서는 최저임금 인상이 사업체의 생산성(부가가치율, 1인당 생산액, 총요소생산성 등)에 미치는 영향과 사업체의 생산성에 따른 고용효과의 이질성에 관한 다양한 실증분석을 진행하였다. 최저임금 인상이 사업체의 생산성에 미친 분석 결과를 정리하면 산업별-지역별 고정효과를 통제할 경우 최저임금영향률의 상승은 사업체의 부가가치율, 1인당 생산액, 총요소생산성을 통계적으로 유의하게 증가시키는 긍정적인 효과가 있는 것으로 추정되었다. 하지만 산업별-연도별 고정효과를 통제하는 경우에는 사업체 1인당 생산액을 제외한 나머지 부가가치율, 총요소생산성에 미치는 통계적 유의성은 사라지는 것으로 나타났다. 사업체 1인당 생산액의 경우에는 사업체의 규모를 가중치로 적용한 경우와 적용하지 않은 경우의 결과가 다른 것으로 나타나, 최저임금영향률 상승에 따른 1인당 생산액이 증가하는 효과는 규모가 작은 사업체에 의해 주도되었음을 추정할 수 있다.

또한 최저임금의 급격한 인상 시기와 이전 시기를 구분하여 분석한 결과에서는 산업별-지역별 고정효과를 통제하는 경우 최저임금을 급격하게 인상하기 시작한 2018년 이후 최저임금영향률 1%p 증가에 따른 부가가치율, 사

업체 1인당 생산액, 총요소생산성이 이전 시기와 비교하여 더 크게 증가하는 것으로 추정되었다. 하지만 산업별-연도별 고정효과를 통제하는 경우에는 다양한 생산성 지표 중 1인당 생산액을 제외한 추가적인 효과에 대한 통계적 유의성이 사라지는 것으로 나타났다. 하지만 최저임금영향물이 산업별-지역별-연도별로 구분되어 있는 상황에서 산업별-연도별 고정요인을 제거하는 것이 모형에서 활용하는 변이를 너무 과도하게 제거할 가능성이 있으므로, 이에 유념하여 결과를 해석할 필요가 있다.

다음으로 최저임금 인상으로 인한 고용감소 효과는 사업체의 생산성에 따라 매우 이질적인 것으로 나타났다. 다양한 생산성 지표인 부가가치율, 1인당 생산액 및 총요소생산성 등 모든 지표를 활용한 실증분석에서 동일한 구조가 유지되었으며, 고용인원 가중치 및 연도별-산업별 고정효과, 산업별-지역별 고정효과 등 다양한 모형을 시도한 결과 동일한 결과가 강건하게 유지되는 것으로 나타났다. 생산성이 높은 사업체는 동일한 최저임금 인상 충격에 대해 고용감소의 규모가 통계적으로 유의하게 더 작은 것으로 나타났으며, 반대의 경우로 생산성이 낮은 사업체는 고용감소 규모가 더 큰 것으로 나타났다.

---

## V. 요약 및 정책적 시사점

---

### 1. 연구 결과 요약 및 한계

본 연구에서는 최저임금 인상에 따른 소상공인과 영세중소기업의 경영부담의 정도, 그리고 이러한 경영부담이 고용조정을 통한 고용불안을 초래하는지 파악하기 위해 최저임금 인상이 사업체의 고용, 임금, 고용비용 조정에 끼친 영향 및 사업체의 생산성 증대에 끼친 영향을 검토하였다. 본 연구의 기여는 사업체 단위에서 기업의 행태변화를 살펴보았다는 점, 사업체의 고용조정을 분석할 때 외연적 경로(사업체 폐업)에 의한 고용조정을 명시적으로 검토하여 최저임금 정책연구를 고도화하였다는 점, 그리고 최저임금 인상의 고용효과의 이질성을 사업체의 특성에 따라 검토하여 정부의 일자리 재정사업에 정책적 함의를 제공하였다는 점이다.

본 연구는 2018~2019년 최저임금 인상에 따라 최저임금영향률이 10% 증가한 사업체들은 최저임금영향률이 0%인 사업체와 비교해서 2017년 대비 2019년의 고용증가율이 2.1% 감소하였음을 보였다. 그리고 고용조정 중 내연적 경로 및 외연적 경로에 의한 고용조정이 각각 61.90%, 38.10%인 것으로 나타나, 최저임금 인상에 따른 영세중소기업의 고용불안을 고려할 때 해당 사업체의 폐업 가능성에 대해서도 고민할 필요가 있음을 확인하였다. 그다음 최저임금 인상이 임금·고용비용에 미친 효과를 검토하였으며, 검토 결과 최저임금영향률이 10% 증가하면 사업체들의 평균임금 및 복리후생비 등을 포함한 평균노동비용이 각각 7.5%, 7.3% 증가하는 것으로 나타났다. 다만 해당 추정 결과는 추정 과정에서의 내생성 문제가 발생할 가능성이 존재하기 때문에 해석에 주의가 필요하다. 다만 공통추세 가정이 성립할 가능성이 높은 표본을 재구성하여 최저임금 인상에 따른 임금 및 고용비용 조정을

추정한 결과, 추정치는 질적으로 유사한 것으로 나타나 이러한 내생성이 추정치의 편의에 미치는 영향은 크지 않을 것으로 판단된다. 마지막으로 최저임금 인상률과 노동시장의 고용조정 간의 관계를 이해하기 위해 분석 기간을 2012~2019년으로 확대하고 최저임금의 고용효과가 2018년 전후에 따라 다르게 나타나는지를 검토하였다. 분석 결과 2018년 이전에는 최저임금영향률과 고용 간의 유의한 관계가 관측되지 않았으나, 2018년 이후에는 모든 모형에서 최저임금영향률 증가가 고용을 통계적으로 유의하게 감소시키고 있는 것으로 추정되어 최저임금 인상 시 경제에서 수용 가능한 적절한 인상 수준의 결정이 중요할 수 있음을 확인하였다.

또한 본 연구에서는 최저임금 인상이 사업체의 생산성(부가가치율, 1인당 생산액, 총요소생산성 등)에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과 최저임금의 인상이 사업체의 생산성 향상에 미치는 전반적으로 긍정적인 것으로 나타났으나, 모형에 따라 통계적 유의성이 사라지는 것으로 확인되어 최저임금 인상의 생산성 증대효과 여부에 대해서는 명확한 결론을 내릴 수 없음을 확인하였다. 그다음 최저임금 인상에 따른 고용효과가 사업체의 생산성에 따라 이질적인지를 검토하였다. 최저임금 인상으로 인한 고용감소 효과는 사업체의 생산성에 따라 매우 이질적인 것으로 나타났으며, 이러한 결과는 모든 모형에서 강건함을 확인할 수 있었다. 구체적으로 생산성이 높은 사업체는 동일한 최저임금 인상 충격에 대해 고용감소의 규모가 통계적으로 유의하게 더 작은 것으로 나타났으며, 생산성이 낮은 사업체는 고용감소 규모가 더 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과는 최저임금 인상에 따른 고용불안을 해소하기 위한 일자리 재정정책(일자리안정자금)은 사업체의 생산성에 따라 효과가 다를 수 있음을 보여주며, 일자리안정자금이 생산성이 낮은 것으로 보이는 영세사업체에 집중되는 것이 고용불안 해소 측면에서는 더 타당성이 있을 수 있음을 확인하였다.

물론 본 연구의 분석에 사용한 자료는 광업, 제조업에 속한 사업체들을 분석대상으로 하고 있으며, 10인 미만의 영세사업체는 분석자료에서 제외되기 때문에 본 연구의 결과를 모든 사업체로 일반화하는 데는 주의가 필요하다.

다만 <부표 4>, <부표 7>, <부표 8>에서 확인할 수 있듯이 지원 사업자 수를 기준으로 업종별·연도별 일자리안정자금 지급 실적을 살펴보면 제조업이 타 산업군과 비교해서 높은 비중으로 일자리안정자금을 지원받고 있기 때문에 본 연구의 분석 결과를 기반으로 구체화된 정책설계 방안을 도출할 수 있을 것으로 기대된다.

## 2. 정책적 시사점

본 연구는 최저임금 인상에 따른 사업체의 고용, 임금, 고용비용 등의 조정 및 생산성 조정 여부를 검토하고 분석대상에 따라 강건한 추정 결과를 확인하였다. 이러한 연구 결과의 정책적 시사점은 크게 두 가지로 제안할 수 있다. 첫째, 최저임금 인상률을 결정할 때 최저임금 인상이 경제에 미치는 효과가 비선형적일 가능성이 있기 때문에 적절한 최저임금 수준의 결정 시 최저임금 인상의 고용효과를 명시적으로 고려해야 한다는 점이다. 둘째, 최저임금 인상에 따른 고용비용 증가 및 고용감소효과가 사업체에 따라 이질적일 가능성이 높기 때문에 일자리안정자금 지급기준 등의 설계에 이러한 이질성을 고려해야 한다는 것이다.

### 가. 최저임금 인상률 결정 기준

본 연구에서는 2018~2019년 최저임금 인상의 고용효과를 분석한 뒤 분석 기간을 2012~2019년으로 확대하고 최저임금의 고용효과가 2018년 전후에 따라 다르게 나타나는지를 검토하였다. 분석 결과 2018년 이전에는 최저임금영향률과 고용 간의 유의한 관계가 관측되지 않았으나, 2018년 이후에는 최저임금영향률 증가가 고용을 통계적으로 유의하게 감소시키는 것으로 추정되었다. 이러한 결과는 최저임금 인상 시 경제에서 수용 가능한 적절한 인상 수준의 결정이 중요할 수 있음을 함의하는데, 최저임금 인상률 결정 시 최저임금 인상폭에 따른 고용영향에 대한 고려가 필요할 것으로 판단된다.

「최저임금법」 제2장 제4조에 따르면 현재 최저임금은 근로자의 생계비,

유사 근로자의 임금, 노동생산성 및 소득분배율 등을 고려하여 결정한다. 한편 2017년 최저임금위원회의 최저임금 제도개선 TF의 권고안에 기초한 2019년 최저임금 결정체계 개편 논의 초안은 고용수준, 경제상황, 사회보장 급여 현황 등을 결정 기준에 명시적으로 추가·보완할 것을 제안하였다.<sup>20)</sup> 해당 개편안은 최저임금의 결정에 고용영향 등을 명시적으로 고려할 것을 제안하였기 때문에 일견 타당한 부분이 있는 것으로 판단된다. 다만 현재 결정구조에서 개별 결정요인들이 상호 독립적이지 않을 뿐만 아니라, 현재 결정요인 이외에도 많은 사회·경제적 요인들이 최저임금 결정 과정에서 실제로 고려되고 있기 때문에 TF 권고안에서 제안한 요인들이 최저임금 인상 폭을 결정할 때 실제 어떤 방식으로 활용될지 불명확한 부분이 존재한다. 물론 제시된 요인 등을 고려하여 최저임금 인상 폭을 결정할 시 객관성 담보를 위해 최저임금 인상 폭의 결정 산식(formula)을 활용하는 방안을 고려할 수 있다. 하지만 이 경우 노사의 자율성이 완전히 침해될 뿐 아니라, 적정 산식에 대한 기준이 불명확하기 때문에 적절하지 않는 것으로 판단된다.

한편 최저임금 결정체계 개편 논의 초안은 최저임금 구간을 설정할 전문가위원회 신설을 제안하였다. 구체적으로 전문가 9명으로 구간설정위원회를 구성하고 새롭게 추가 혹은 보완될 결정 기준을 기반으로 상시적으로 통계 분석, 현장 모니터링 등을 실시해 객관적이고 합리적인 최저임금의 상·하한 구간을 설정할 것을 제안하였다. 이러한 제안은 최저임금 결정에 객관성을 담보하면서도 노사의 임금결정 자율성을 지나치게 침해하지 않을 것으로 보이기 때문에 바람직한 것으로 판단된다. 다만 늘어난 결정 기준 중에서 어떤 특정 지표를 중요하게 볼지 등에 대한 지침을 마련하는 것이 무엇보다도 필요할 것으로 보인다. 특히 최저임금 상하한선 결정에 객관성을 확보하기 위해서는 상하한선 결정산식 등을 마련하고 활용하는 것이 필요하다. 특히 본 연구에서 최저임금 인상 폭이 고용조정에 비선형적인 효과를 미치는 것으로 나타났기 때문에 최저임금의 상하한선을 결정할 때 과거 최저임금 인상률과 고용 간의 관계, 그리고 경제상황이 두 변수 간의 관계를 어떤 식으

20) 고용노동부, 「최저임금 결정체계 개편 논의 초안 마련」, 보도참고자료, 2019. 1. 7.

로 매개하는지 등을 면밀히 검토하고, 검토 결과를 최저임금의 상한선을 결정할 때 활용하는 것이 바람직할 것으로 판단된다.

물론 현재 제도에서도 노사 간의 최저임금 제시안이 좁혀지지 않을 경우 공익위원이 '심의촉진구간'이라 하여 양측에 상하한선을 제시하고 있기 때문에 기존 제도를 활용하는 방안도 고려할 수 있다. 다만 이 경우에도 공익위원들이 심의촉진구간을 선정할 때 고용수준, 경제상황, 사회보장 급여 현황 등을 고려하게끔 제도 및 지침을 개편하는 것이 필요할 것이다.

#### 나. 일자리안정자금의 지급 기준

2018년 사업 추진 당시 일자리안정자금의 지급 기준은 원칙적으로 30인 미만 모든 고용 사업주였다. 물론 30인 이상 사업체의 경우에도 최저임금 인상에 민감하고 해고 위험에 노출되어 있는 공동주택 경비·청소원을 고용한 사업장은 지원대상에 포함되었다. 또한 2019년에는 사회적기업, 장애인 직업재활시설, 자활기업, 노인장기요양기관종사자 등 취약계층 종사자는 규모에 상관없이 지원하였으며, 55세 이상 고령자(2019년 당시 1964년 12월 31일 이전 출생자), 고용위기지역<sup>21)</sup>·산업위기대응지역<sup>22)</sup> 소재지 종사자는 300인 미만까지 지원 가능하였다. 즉 일자리안정자금은 고용비용 증가 위험에 상대적으로 더 노출되었다고 여겨지는 지역 혹은 취약계층 종사자들에게 예외를 적용하고 있는 상황이다.

본 연구의 분석 결과에 따르면 최저임금 인상에 따른 고용감소 효과가 사업체의 생산성에 따라 이질적으로 나타났다. 따라서 생산성이 낮은 것으로 보이는 영세사업체에 지원이 집중되는 것은 고용불안 해소 측면에서 합리적

21) 「고용정책기본법」 제32조 및 동법 시행령 제29조에 따라 고용사정이 현저히 악화되거나 악화될 우려가 있는 지역을 고용위기지역으로 지정하였다. 한편 일자리안정자금의 지원 예외대상으로 선정된 2019년부터 2021년의 고용위기지역은 통영, 거제, 고성, 창원 진해구, 울산 동구, 영암군 및 목포, 군산을 포함하고 있다.

22) 「국가균형발전특별법」 제17조는 특정 시·군·구가 해당 지역의 주요 산업의 위기로 인한 경제 충격을 받은 경우 산업위기대응 특별지역으로 지정하였는데, 2019년부터 2021년까지 산업위기대응특별지역은 고용위기지역에 지정된 8개의 지역과 해남군을 포함하고 있다.

인 정책인 것으로 판단된다. 다만 고용비용 증가에 따른 고용감소에 노출된 사업체를 30인 미만 기준만을 활용해서 일괄적으로 적용하는 것은 정책목적의 효과성을 높이기 위해서는 지양되어야 할 것으로 보인다. 따라서 현재 운용되는 것처럼 30인 미만 영세사업장을 수혜대상으로 하는 것을 기본적으로 하되, 최저임금 인상의 고용감소 및 비용 증가효과의 사업체 특성별 이질성을 고려하여 예외대상을 지정하는 것을 고려해 볼 수 있을 것이다.

구체적으로 최저임금 인상에 따른 사업체별 최저임금영향률(최저임금 인상에 따른 영향을 받는 노동자의 비율, 혹은 최저임금 인상에 따른 고용비용 증가분)은 객관적인 방식을 통해서 계산이 가능하기 때문에 30인 미만 영세사업체가 아니더라도 최저임금영향률이 일정 비율 이상일 것으로 예상되는 사업체들은 예외적으로 일자리안정자금 지원대상으로 포함하는 것도 고려할 필요가 있다.<sup>23)</sup>

또한 최저임금 인상에 따른 고용감소효과 및 고용감소의 경로가 제조업, 서비스업종 여부에 따라 이질적일 가능성이 있기 때문에 고용감소가 클 것으로 여겨지는 산업군을 예외조항을 통해서 지원대상에 포함하는 방법도 고민해 볼 수 있다.<sup>24)</sup> 현재 고용위기지역 지정을 통해 해당 지역의 사업체들을 예외적으로 지원하는 것은 최저임금 인상에 따른 고용감소효과 등이 해당 지역에서 크게 나타날 것으로 예상되기 때문이다. 마찬가지로 최저임금 인상에 따른 고용감소효과가 크게 나타날 것으로 보이는 산업군을 예외적으로 지정하는 것도 고민이 필요해 보인다. 최근에 산업군별 최저임금을 차등 적용하자는 안건이 2021년 최저임금 제6차 전원회의에서 상정되고, 표결을 진행한 바 있다.<sup>25)</sup> 해당 주장의 핵심논거는 최저임금 인상에 따른 경영부담

23) 물론 본 연구에서 최저임금영향률 계산에 활용한 「고용형태별실태조사」의 최신 자료는 최저임금 인상률을 결정하는 시점과 1년의 시차가 존재하지만, 1년 전 자료를 활용하는 경우에도 최저임금영향률을 계산하는 것이 가능하다.

24) 이와 같은 정책실계를 위해서는 산업군별 최저임금 고용효과의 이질성을 추정하는 것이 선행되어야 하는데, 현재 모든 산업군을 대상으로 사업체 단위의 고용효과(내연적, 외연적 경로 모두 포함)를 분석한 연구는 존재하지 않는다.

25) 『한겨레』, 「올해도 표결 끝에.. 내년 최저임금 업종별 차등 적용하지 않기로」, 2021. 6. 29., <https://www.hani.co.kr/arti/society/labor/1001402.html>, 검색일자: 2021. 11.

등이 산업군에 따라 다르게 나타날 수 있음에 기인한 것이었다.<sup>26)</sup> 하지만 최저임금을 지역별·산업별로 차등 적용하는 문제는 노동공급 및 수요 측면 모두에서 혼란을 가중시킬 우려가 있기 때문에 현실적으로 어려울 것으로 판단된다. 따라서 일자리안정자금을 통해 최저임금 인상에 따른 고용불안의 위험이 클 것으로 보이는 지역 및 산업을 선정하여 일시적으로 예외지역으로 인정하는 방안이 보다 현실적일 것으로 판단된다.

일자리안정자금은 한시적인 사업이기 때문에 해당 사업이 지속되기는 어려울 것으로 여겨진다. 다만 최저임금 인상, 혹은 코로나19 등 특정 산업의 고용충격이 발생하였을 때 고용불안을 해소하기 위한 정책으로 향후에도 사용 가능성이 높기 때문에, 정책의 효과성을 높이기 위한 정책설계를 고민해야 한다. 이를 위해서는 일자리안정자금의 정책효과를 분석하는 것이 선행되어야 한다. 현재 연구자들이 해당 정책을 평가하기 위해 사용 가능한 자료들은 한계점이 많기 때문에 일자리안정자금의 정책평가는 이루어지지 않는 상황이다. 해당 사업들에 대한 신뢰성 있는 평가를 위해서는 자료공개에 대한 정부의 전향적인 자세가 필요하다. 재정사업평가 관련 정책연구를 공모를 통해서 선정하고 이에 선정된 연구자들에게 데이터를 공유하는 등의 방안 등을 고려할 수 있을 것으로 보인다.

---

26) 또 다른 논거로는 해외사례를 들 수 있는데, 최저임금위원회(2020)에서 조사한 국가별 최저임금 관련 주요 내용에 따르면 산업별·지역별·직종·연령별 최저임금을 차등 적용하는 국가로는 네덜란드, 러시아, 벨기에, 아일랜드, 영국, 체코, 헝가리, 멕시코, 미국, 브라질, 캐나다, 말레이시아, 베트남, 인도네시아, 일본, 중국, 태국, 필리핀, 호주 등이 있는 것으로 나타났다. 국가별 차등 적용 내용에 대한 자세한 정리는 〈부표 9〉를 참조하라.

---

## 참고문헌

---

- 고용노동부, 『2017 회계연도 기업체노동비용조사보고서』, 2017a.  
\_\_\_\_\_, 『2018년도 최저임금 해결사 일자리안정자금의 이해』, 2017b.  
\_\_\_\_\_, 『2019년도 일자리안정자금 바로알기』, 2018.  
\_\_\_\_\_, 「최저임금 결정체계 개편 논의 초안 마련」, 보도참고자료, 2019. 1. 7.  
고용노동부·근로복지공단, 『2020년도 일자리안정자금 사업 업무가이드』, 2020.  
\_\_\_\_\_, 『2021년도 일자리안정자금 사업 업무가이드』, 2021.  
강승복, 「도구변수를 이용한 최저임금의 고용효과」, 『노동경제논집』, 제40권 제3호, 2017, pp. 105~131.  
강창희, 「최저임금 인상이 고용규모에 미치는 영향: 집근추정법(Bunching Estimator)을 활용한 분석」, 『한국경제의 분석』, 제26권 제1호, 2020, pp. 145~195.  
\_\_\_\_\_, 「최저임금 인상이 근로자 고용규모에 미치는 영향: “경제활동인구조사” 자료를 이용한 분석」, 『노동경제논집』, 제44권 제1호, 2021, pp. 73~101.  
김규일·육승환, 「최저임금과 생산성: 우리나라 제조업의 사례」, 『BOK 경제 연구』, 제2018-42호, 한국은행, 2018.  
김대일·이정민, 「2018년 최저임금 인상의 고용효과」, 『경제학연구』, 제67권 제4호, 2019, pp. 5~35.  
김태훈, 「최저임금 인상의 고용 및 임금효과」, 『노동정책연구』, 제19권 제2호, 2019, pp.135~174.  
김희창, 「최저임금 인상이 기업의 고용 및 생산성에 미치는 영향」, 『산업경제 연구』, 제33권 제6호, 2020, pp. 2015~2043.  
오상봉, 「최저임금 인상의 영향: 기업의 원가 부담 증가」, 『월간노동리뷰』, 2015년 5월호, 한국노동연구원, 2015.

- \_\_\_\_\_, 『최저임금 관련 통계에 관한 분석』, 한국노동연구원, 2019.
- 이정민·황승진, 「최저임금이 고용에 미치는 영향」, 『노동경제논집』, 제39권 제2호, 2016, pp. 1~34.
- \_\_\_\_\_, 「최저임금 인상이 임금분포에 미치는 영향」, 『한국경제의 분석』, 제24권 제2호, 2018, pp. 1~42.
- 전병hil·송헌재·신우리, 「최저임금이 물가에 미치는 영향」, 『노동경제논집』, 제44권 제1호, 2021, pp. 1~30.
- 최저임금위원회, 『주요국가의 최저임금제도』, 2020.
- 한국개발연구원, 「KDI 현안분석 ‘자영업자 부채의 위험성 진단과 정책방향」, 보도자료, 2021. 11. 3.
- 한국노동연구원, 「일자리사업군 고용효과분석: 창업」, 2022.
- 『한겨레』, 「올해도 표결 끝에.. 내년 최저임금 업종별 차등 적용하지 않기로」, 2021. 6. 29., <https://www.hani.co.kr/arti/society/labor/1001402.html>, 검색일자: 2021. 11.
- 홍민기, 「2018년 최저임금 인상의 고용 효과」, 『월간 노동리뷰』, 2018년 5월호, 한국노동연구원, 2018.
- 황선웅, 「2018년 최저임금 인상이 고용감소를 초래했는가?: 비판적 재검토」, 『경제발전연구』, 제25권 제2호, 2019, pp. 29~55.

Aaronson, D., E. French, I. Sorkin, and T. To, “Industry dynamics and the minimum wage: a putty-clay approach,” *International Economic Review*, 59(1), 2018, pp. 51~84.

Acar, A. and L. Bossavie, “Do firms exit the formal economy after a minimum wage hike?” World Bank Policy Research Working Paper, No. 8749, 2019.

Bell, B. and S. Machin, “Minimum wages and firm value,” *Journal of Labor Economics*, 36(1), 2018, pp. 159~195.

Cengiz, D., A. Dube, A. Lindner, and B. Zipperer, “The Effect of

- Minimum Wages on Low-wage Jobs,” *The Quarterly Journal of Economics*, 134(3), 2019, pp. 1405~1454.
- Chun H., J. Lee, and D. Shin, “Does the Minimum Wage Affect Non-wage Workers?,” Working Paper, 2020.
- Clemens, J., “How do firms respond to minimum wage increases? understanding the relevance of non-employment margins,” *Journal of Economic Perspectives*, 35(1), 2021, pp. 51~72.
- Clemens, J., L. B. Kahn, and J. Meer, “The minimum wage, fringe benefits, and worker welfare,” *National Bureau of Economic Research*, 2018.
- \_\_\_\_\_, “Dropouts need not apply? the minimum wage and skill upgrading,” *Journal of Labor Economics*, 39(S1), 2021, pp. 107~149.
- Coviello, D., E. Deserranno, and N. Persico, “Minimum Wage and Individual Worker Productivity: Evidence from a Large US Retailer,” 2021.
- Draca, M., S. Machin, and J. Van Reenen, “Minimum wages and firm profitability,” *American economic journal: applied economics*, 3(1), 2011, pp. 129~151.
- Harasztosi, P. and A. Lindner, “Who Pays for the minimum Wage?” *American Economic Review*, 109(8), 2019, pp. 2693~2727.
- Ku, H., “Does Minimum Wage Increase Labor Productivity? Evidence from Piece Rate Workers,” *Journal of Labor Economics*, 2021.
- Levinsohn, J. and A. Petrin, “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables,” *Review of Economics Studies*, 70(2), 2003, pp. 317~341.
- Olley, G. and A. Pakes, “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry,” *Econometrica*, 64(6), 1992, pp. 1263~1297.

## 〈웹사이트〉

고용노동부, 「고용형태별 근로실태조사」, [http://laborstat.moel.go.kr/lsm/bbs/selectBbsList.do;jsessionid=hPPBum8hmih0K87m7PmaI1ma.laborstat\\_hmp?bbsYn=YURL](http://laborstat.moel.go.kr/lsm/bbs/selectBbsList.do;jsessionid=hPPBum8hmih0K87m7PmaI1ma.laborstat_hmp?bbsYn=YURL), 검색일자: 2021. 7. 20.

\_\_\_\_\_, 「임금구조 기본통계조사」, [http://laborstat.moel.go.kr/lsm/bbs/selectBbsList.do;jsessionid=hPPBum8hmih0K87m7PmaI1ma.laborstat\\_hmp?bbsYn=YURL](http://laborstat.moel.go.kr/lsm/bbs/selectBbsList.do;jsessionid=hPPBum8hmih0K87m7PmaI1ma.laborstat_hmp?bbsYn=YURL), 검색일자: 2021. 7. 20.

국가법령정보센터, 「고용정책기본법」, <https://www.law.go.kr/LSW/lsSc.do?section=&menuId=1&subMenuId=15&tabMenuId=81&eventGubun=060101&query=%EA%B3%A0%EC%9A%A9%EC%A0%95%EC%B1%85%EA%B8%B0%EB%B3%B8%EB%B2%95#undefined>, 검색일자: 2021. 7. 21.

\_\_\_\_\_, 「국가균형발전 특별법」, <https://www.law.go.kr/LSW/lsSc.do?section=&menuId=1&subMenuId=15&tabMenuId=81&eventGubun=060101&query=%EA%B5%AD%EA%B0%80%EA%B7%A0%ED%98%95%EB%B0%9C%EC%A0%84%ED%8A%B9%EB%B3%84%EB%B2%95#J17:0>, 검색일자: 2021. 7. 21.

\_\_\_\_\_, 「최저임금법」, <https://www.law.go.kr/lsSc.do?section=&menuId=1&subMenuId=15&tabMenuId=81&eventGubun=060101&query=%EC%B5%9C%EC%A0%80%EC%9E%84%EA%B8%88%EB%B2%95#undefined>, 검색일자: 2021. 7. 21.

정책위키, 「소득주도성장」, <https://www.korea.kr/special/policyCurationView.do?newsId=148861934>, 검색일자: 2021. 7. 20.

최저임금위원회, 「최저임금액 현황」, <https://www.minimumwage.go.kr/stat/statMiniStat.jspURLX>, 검색일자: 2021. 7. 20.

\_\_\_\_\_, 「임금실태조사보고서」, [https://www.index.go.kr/potal/stts/idxMain/selectPoSttsIdxMainPrint.do?idx\\_cd=1492&board\\_cd=INDX\\_001](https://www.index.go.kr/potal/stts/idxMain/selectPoSttsIdxMainPrint.do?idx_cd=1492&board_cd=INDX_001), 검색일자: 2021. 7. 20.

통계청, 「광업 · 제조업조사」, <https://mdis.kostat.go.kr/extract/extYearsSurv>

SearchNew.do?curMenuNo=UI\_POR\_P9012URL, 검색일자: 2021. 6. 16.  
\_\_\_\_\_, 「기업등록부DB」, <https://data.kostat.go.kr/sbchome/intro.doURL>,  
검색일자: 2021. 6. 16.  
\_\_\_\_\_, 「지역별 고용조사」, <https://mdis.kostat.go.kr/extract/extYearsSurv>  
SearchNew.do?curMenuNo=UI\_POR\_P9012URL, 검색일자: 2021. 6. 16.  
\_\_\_\_\_, 「통계설명자료」, <https://meta.narastat.kr/metascv/index.do>, 검색일자:  
2021. 6. 16.  
NICE평가정보(주), 「기업정보자료」, <https://www.niceinfo.co.kr/business/KIS>  
Data.nice, 검색일자: 2021. 6. 16.

---

## 부록

---

### 1. 일자리안정자금 개요<sup>1)</sup>

본 절에서는 일자리안정자금의 변천과정을 지원대상 및 지원단가를 중심으로 정리하였다. 먼저 지원대상의 경우를 살펴보면 기본적으로 노동자를 30인 미만으로 고용하는 모든 사업주를 대상으로 하나, 연도별로 일자리 30인 미만 조건과 관련 없이 지원대상에 해당하거나 해당하지 않는 예외조항의 변화가 있었다.

먼저 2018년 사업 추진 당시 지원대상은 30인 미만 모든 고용 사업주가 원칙이었다. 물론 30인 미만 고용 사업주더라도 임금체불명단이 공개 중인 사업주, 고소득 사업주(과세소득 5억원 초과), 국가나 공공기관 등으로부터 인건비 재정지원을 수혜하고 있는 사업주, 30인 미만 요건을 만족하기 위해 인위적으로 고용을 조정한 기업은 제외하였다. 또한 30인 이상 사업체의 경우에도 최저임금 인상에 민감하고 해고 위험에 빈번히 노출된 공동주택 경비·청소원을 고용한 사업장은 지원대상에 포함되었다.

한편 2019년에는 영세사업주에 대한 자원을 강화하기 위해 30인 이상을 고용한 사업장에 대한 예외 지원대상을 상향 조정하였다. 구체적으로 공동주택 경비와 청소원, 사회적기업, 장애인직업재활시설, 자활기업, 장애인활동지원기관, 노인돌봄서비스제공기관, 노인장기요양기관종사자 등 취약계층 종사자는 규모에 상관없이 지원하였으며, 55세 이상 고령자(2019년 당시 1964년 12월 31일 이전 출생자), 고용위기지역 및 산업위기대응지역 소재지 종사자의

---

1) 본 부록의 내용은 고용노동부의 『2018년도 최저임금 해결사 일자리안정자금의 이해』(2017b); 『2019년도 일자리안정자금 바로알기』(2018); 고용노동부·근로복지공단의 『2020년도 일자리안정자금 사업 업무가이드』(2020); 『2021년도 일자리안정자금 사업 업무가이드』(2021)를 참조하여 요약·정리하였다.

경우 300인 미만까지 지원 가능하도록 하였다.

2020년은 지원대상 예외로 포함시켰던 업종에 대한 재조정을 실시해서 2019년 예외적으로 지원대상에 포함시켰던 노인장기요양기관<sup>2)</sup>과 노인돌봄종합서비스사업<sup>3)</sup>은 예외대상에서 제외하였다. 이에 따라 예외대상을 다시 정리하면 공동주택 경비와 청소원, 장애인직업재활시설, 사회적기업, 장애인활동지원기관, 자활기업 종사자 등은 규모와 상관없이 지원하였고<sup>4)</sup> 55세 이상 고령자(2020년 당시 1965년 12월 31일 이전 출생자), 고용위기지역 및 산업위기대응지역 소재지의 종사자는 300인 미만<sup>5)</sup>까지 지원하였다. 또한 한편 고용위기지역·산업위기대응지역의 경우 본사 또는 지사의 고용보험 관리번호를 기준으로 최초 신청 당시 소재지를 기준으로 판단하며, 타 지역에서 고용위기지역으로 소재지를 변경한 경우 변경일 다음 달부터 적용하였다.<sup>6)</sup>

마지막으로 2021년을 살펴보면 21년 최저임금 인상 폭이 1.5%로 결정됨에 따라 사업주들의 최저임금 인상에 따른 부담이 이전과 다르게 완화되었다 판단하여 2021년 지원대상 예외로 포함시켰던 업종에 대한 추가적인 재조정을 실시하였다. 이에 따라 공동주택 경비와 청소원은 규모에 상관없이 지원하였으며, 사회적기업, 장애인직업재활시설, 장애인활동지원기관, 자활기업 종사자, 55세 이상 고령자(2021년 당시 1966년 12월 31일 이전 출생자), 고용위기지역 및 산업위기대응지역 소재지 종사자는 2020년과 동일하게 300인 미만까지 지원하였다. 다만 이외 지원대상 확대 사업(주)에 대해서는 300인까지 지원하였던 2020년과 달리 99인까지 지원하는 것으로 수정하였다.

---

2) 노인장기요양기관은 장기요양 수가 인상 등을 고려하여 예외대상에서 제외하였으며, 30인 미만 사업(주)만 지원한다.

3) 노인돌봄종합서비스사업은 2020년 돌봄사업 폐지에 따라 지원을 종료하였다.

4) 사회적기업·장애인직업재활시설·자활기업, 장애인활동지원기관의 경우 이미 국가 등으로부터 재정지원을 받고 있는 근로자는 지원에서 제외하며, 하나의 시설이 사회적기업·장애인직업재활시설·자활기업, 장애인활동지원기관을 중복하여 운영하고 있는 경우에도 지원 한도는 최대 매월 299인으로 제한한다.

5) 300인 미만 여부는 30인 미만 판단 기준과 유사하게 지급희망월 기준으로 직전 3개월간 평균노동자 수가 300인 미만인지에 따라 결정된다.

6) 연도 중 고용위기지역 및 산업위기대응지역에서 해제된 경우에는 해당 연도에 한하여 30인 이상도 지원한다.

〈부표 1〉 2018~2021년 일자리안정자금 사업 지원대상(예외) 정리

구분	2018년	2019년	2020년	2021년
규모 상관없이 지원	공동주택 경비 및 청소원	공동주택 경비 및 청소원, 사회적기업, 장애인직업재활시설, 자활기업, 장애인활동지원기관, 노인돌봄서비스제공기관, 노인장기요양기관 종사자	공동주택 경비 및 청소원, 사회적기업, 장애인직업재활시설, 자활기업, 장애인활동지원기관	공동주택 경비 및 청소원
300인 미만 사업장 지원	-	55세 이상 고령자, 고용위기지역·산업위기대응지역 소재지 종사자	55세 이상 고령자, 고용위기지역·산업위기대응지역 소재지 종사자	55세 이상 고령자, 사회적기업, 장애인직업재활시설, 자활기업, 장애인활동지원기관, 고용위기지역·산업위기대응지역 소재지 종사자

자료: 고용노동부(2017b); 고용노동부(2018); 고용노동부·근로복지공단(2020); 고용노동부·근로복지공단(2021) 자료를 연계하여 저자 작성

그다음 일자리안정자금 지원단가 등을 기준으로 연도별 변화를 살펴본다. 먼저 근로자들이 주 40시간 이상 근로할 경우 상용근로자, 소정근로시간이 주 40시간 미만일 경우 단시간근로자, 일용근로자로 구분하여 지원하였다. 상용근로자는 2018년 이후 지급 조건(월평균보수액 상한)이 지속적으로 완화되었으나, 근로자 1인당 받을 수 있는 금액은 2019년 이후 지속적으로 감소하였다. 주 40시간 미만 근로자인 단기간근로자의 경우에는 월평균보수액과 근로시간별로 적정 구간을 설정하고 근로시간에 비례하여 지급하는데, 근로시간에 따른 지급단가는 2019년 인상되었으나 2020년과 2021년에 지속적으로 감소하였다. 한편 일용근로자는 주당 소정근로시간 산정이 불가하여 '월 근로일수'별로 적정 구간을 산정하고 구간별로 지원단가를 설정하였다. 지원금액은 근로일수에 비례하여 지급하는데 상용근로자, 단기간근로자와 마찬가지로 2020년과 2021년의 단가는 지속적으로 감소하였다. 연도별 그리고 종사상지위별 지원단가는 〈부표 2〉에서 제시하였다.

〈부표 2〉 종사상지위별 · 연도별 지원단가

구분		2018년	2019년	2020년	2021년	
상용 근로자	조건	월평균 보수액 190만원 미만	월평균 보수액 210만원 이하	월평균 보수액 215만원 이하	월평균 보수액 219만원 이하	
	금액	인당 월 13만원	인당 월 13만원	인당 월 9만원	인당 월 5만원	
단기간 근로자 (주단위)	30~40 시간 미만	근로시간	12만원	12만원	8만원	4만원
		월평균보수	1,177,900원 이상 1,573,770원 미만	1,306,170원 이상 1,745,150원 미만	1,343,720원 이상 1,795,310원 미만	1,364,050원 이상 1,822,480원 미만
	20~30 시간 미만	근로시간	9만원	12만원	6만원	3만원
		월평균보수	785,270원 이상 1,177,900원 미만	870,780원 이상 1,306,170원 미만	895,810원 이상 1,343,720원 미만	909,370원 이상 1,364,050원 미만
	10~20 시간 미만	근로시간	6만원	9만원	4만원	2만원
		월평균보수	327,190원 이상 785,270원 미만	362,820원 이상 870,780원 미만	373,250원 이상 895,810원 미만	378,900원 이상 909,370원 미만
	10시간 미만	근로시간	3만원	6만원	미지원	미지원
		월평균보수	327,190원 미만	362,820원 미만	373,250원 미만	378,900원 미만
	일용근로자	22일 이상	13만원	13만원	9만원	5만원
		19일 이상 21일 이하	12만원	12만원	8만원	4만원
		15일 이상 18일 이하	10만원	10만원	7만원	3만원
		10일 이상 14일 이하	미지급	8만원	5만원	2만원
추가지원	5인 이하 사업장	미지급	2만원	2만원	2만원	

자료: 고용노동부(2017b); 고용노동부(2018); 고용노동부 · 근로복지공단(2020); 고용노동부 · 근로복지공단(2021) 자료를 연계하여 저자 작성

마지막으로 일자리안정자금 지원 실적을 살펴보면 지원인원은 264만명, 지원사업체 65만개소, 집행액 2조 5,136억원(예산 2,97조원 대비 84.5%)으로 나타났다. 사업체 규모별 지급 현황을 살펴보면 약 66만개의 사업장 중 5인 미만 사업장이 73.2%를 차지하였으며, 5~10인 미만은 17.0%, 10~30인 미만은 8.6%, 30인 이상은 1.2%를 차지하였다. 지원노동자 수를 기준으로 264만 1,575명에 대한 지원이 이루어졌는데, 이 중 5인 미만 사업체에 근무하는 종사자 수는 44.3%, 5~10인 미만은 21.8%, 10~30인 미만은 21.0%, 30인 이상은 12.9%를 차지하였다.

〈부표 3〉 2018년 일자리안정자금 사업체 규모별 지급 현황

(단위: 개소, 명, 원, %)

사업장 규모	지원사업장 수	(비율)	지원노동자 수	(비율)	지급액	(비율)
계	656,876	100	2,641,575	100	2,467,196,996,700	100
5인 미만	480,762	73.2	1,170,064	44.3	1,085,746,518,140	44.0
5~9인	111,727	17.0	576,813	21.8	542,579,006,650	22.0
10~29인	56,382	8.6	554,087	21.0	531,713,688,420	21.6
30인 이상	8,005	1.2	340,611	12.9	307,157,783,490	12.4

자료: 고용노동부 내부자료.

업종별로 살펴보면 지원노동자 수를 기준으로 264만 1,575명 중 도매 및 소매업에 종사하는 비율은 19.7%, 제조업은 18%, 숙박 및 음식점업은 13.9%, 사업시설관리 및 임대서비스업은 11.0%로 나타났다.

〈부표 4〉 2018년 일자리안정자금 업종별 지급 현황

(단위: 개소, 명, 원, %)

업종	지원사업장 수	(비율)	지원노동자 수	(비율)	지급액	(비율)
계	656,876	100	2,641,575	100	2,467,196,996,700	100
농업, 임업 및 어업	3,327	0.5	16,426	0.6	15,232,033,110	0.6
광업	151	0.0	527	0.0	500,574,460	0.0
제조업	114,044	17.4	475,748	18.0	474,782,629,880	19.2
전기, 가스 공급업	284	0.0	878	0.0	907,986,440	0.0
수도, 하수 및 폐기물 처리	2,462	0.4	8,658	0.3	8,900,569,770	0.4
건설업	28,420	4.3	88,910	3.4	99,465,800,080	4.0
도매 및 소매업	168,736	25.7	520,320	19.7	491,356,590,950	19.9
운수 및 창고업	16,493	2.5	100,003	3.8	85,595,063,710	3.5
숙박 및 음식점업	106,875	16.3	366,825	13.9	276,743,117,230	11.2
정보통신업	15,176	2.3	57,790	2.2	51,977,329,940	2.1
금융 및 보험업	2,744	0.4	7,680	0.3	7,673,239,480	0.3
부동산업	28,193	4.3	150,352	5.7	160,140,185,790	6.5
전문, 과학, 기술서비스업	40,952	6.2	140,584	5.3	135,895,420,680	5.5
사업시설관리, 임대서비스	21,630	3.3	289,982	11.0	269,721,106,410	10.9

〈부표 4〉의 계속

(단위: 개소, 명, 원, %)

업종	지원사업장 수	(비율)	지원노동자 수	(비율)	지급액	(비율)
교육서비스업	18,578	2.8	54,112	2.0	48,663,580,440	2.0
보건, 사회복지서비스업	45,046	6.9	212,755	8.1	206,978,245,680	8.4
예술, 스포츠, 여가서비스업	9,372	1.4	35,428	1.3	26,539,866,280	1.1
협·단체, 개인서비스업	26,365	4.0	95,210	3.6	89,849,198,340	3.6
기타	8,028	1.2	19,387	0.7	16,274,458,030	0.7

자료: 고용노동부 내부자료.

마지막으로 일자리안정자금 지급 실적을 2018년부터 2020년까지 종합해서 살펴보면 먼저 규모별 지급 실적은 전체 사업장 중 5인 미만 사업장이 사업체 수를 기준으로 2018년부터 2020년까지 모두 70% 이상 차지하는 것으로 나타났다(2018년 73.2%, 2019년 72.7%, 2020년 73.3%). 5인 미만의 영세사업장이 일자리안정자금 지원대상에서 차지하는 비중이 높은 이유는 기본적으로 영세사업장이 전체 사업장에서 차지하는 비중이 높음에서 기인하는 부분도 있지만, 영세사업장이 최저임금 인상의 영향을 받을 확률이 높음에서도 일정 부분 기인하였을 것으로 판단된다.

〈부표 5〉 2019년 일자리안정자금 사업체 규모별 지급 현황

(단위: 개소, 명, 원, %)

사업장 규모	지원사업장 수	(비율)	지원노동자 수	(비율)	지급액	(비율)
계	834,276	100	3,438,857	100	2,860,200,696,970	100
5인 미만	606,375	72.7	1,384,768	40.3	1,199,228,721,090	41.9
5~9인	138,059	16.5	684,955	19.9	553,229,664,270	19.3
10~29인	76,560	9.2	752,612	21.9	599,311,183,810	21.0
30인 이상	13,282	1.6	616,522	17.9	508,431,127,800	17.8

자료: 고용노동부 내부자료.

〈부표 6〉 2020년 일자리안정자금 사업체 규모별 지급 현황

(단위: 개소, 명, 원, %)

사업장 규모	지원사업장 수	(비율)	지원노동자 수	(비율)	지급액	(비율)
계	827,902	100	3,601,250	100	2,570,288,843,830	100
5인 미만	607,225	73.3	1,403,180	39.0	1,118,281,455,630	43.5
5~9인	133,124	16.1	691,502	19.2	484,056,082,640	18.8
10~29인	73,426	8.9	764,131	21.2	482,047,328,740	18.8
30인 이상	14,127	1.7	742,437	20.6	485,903,976,820	18.9

자료: 고용노동부 내부자료.

그다음 업종별, 연도별 일자리안정자금 지급 실적을 살펴보면 지원사업자 수를 기준으로 보았을 때, 업종별로는 도매 및 소매업이 2018년부터 2020년 까지 가장 많이 지원을 받았으며, 숙박 및 음식점업, 제조업, 보건·사회복지업에 속한 사업체들이 다른 업종에 비해 상대적으로 많은 지원을 받는 것으로 나타났다. 구체적으로 2018년 지원순위를 살펴보면 도소매업(25.7%), 제조업(17.4%), 숙박 및 음식점업(16.3%) 순으로 나타났고, 2019년은 도소매업(24.7%), 숙박 및 음식점업(17.2%), 제조업(16.7%) 순, 2020년은 도소매업(24.8%), 숙박 및 음식점업(18.2%), 제조업(15.4%) 순으로 일자리안정자금을 지원받은 것으로 나타났다.

〈부표 7〉 2019년 일자리안정자금 업종별 지급 현황

(단위: 개소, 명, 원, %)

업종	지원사업장 수	(비율)	지원노동자 수	(비율)	지급액	(비율)
계	834,276	100	3,438,857	100	2,860,200,696,970	100
농업, 임업 및 어업	4,610	0.6	20,143	0.6	14,556,174,470	0.5
광업	184	0.0	540	0.0	442,622,070	0.0
제조업	138,978	16.7	515,550	15.0	456,715,339,360	16.0
전기, 가스 공급업	379	0.0	1,010	0.0	1,036,288,180	0.0
수도, 하수 및 폐기물 처리	2,926	0.4	9,732	0.3	8,868,153,100	0.3
건설업	39,355	4.7	119,335	3.5	113,861,067,090	4.0
도매 및 소매업	205,853	24.7	574,051	16.7	493,464,720,000	17.3
운수 및 창고업	20,573	2.5	133,621	3.9	115,866,493,430	4.1

〈부표 7〉의 계속

(단위: 개소, 명, 원, %)

업종	지원사업장 수	(비율)	지원노동자 수	(비율)	지급액	(비율)
숙박 및 음식점업	143,895	17.2	457,134	13.3	317,382,327,840	11.1
정보통신업	19,476	2.3	67,257	2.0	56,763,895,390	2.0
금융 및 보험업	3,272	0.4	8,768	0.3	7,854,439,270	0.3
부동산업	33,650	4.0	166,954	4.9	160,736,336,890	5.6
전문, 과학, 기술서비스업	49,708	6.0	159,726	4.6	146,811,047,330	5.1
사업시설관리, 임대서비스	25,929	3.1	331,293	9.6	282,474,423,650	9.9
교육서비스업	23,508	2.8	66,176	1.9	55,034,321,670	1.9
보건, 사회복지서비스업	65,994	7.9	611,157	17.8	477,148,888,360	16.7
예술, 스포츠, 여가서비스업	12,232	1.5	42,856	1.2	30,431,024,970	1.1
협·단체, 개인서비스업	31,917	3.8	124,940	3.6	103,997,220,840	3.6
기타	11,837	1.4	28,614	0.8	16,755,913,060	0.6

자료: 고용노동부 내부자료.

〈부표 8〉 2020년 일자리안정자금 업종별 지급 현황

(단위: 개소, 명, 원, %)

업종	지원사업장 수	(비율)	지원노동자 수	(비율)	지급액	(비율)
계	827,902	100	3,601,250	100	2,570,288,843,830	100
농업, 임업 및 어업	3,912	0.5	18,555	0.5	13,270,223,190	0.5
광업	172	0.0	512	0.0	364,534,760	0.0
제조업	127,163	15.4	473,995	13.2	378,086,226,850	14.7
전기, 가스 공급업	378	0.0	1,029	0.0	820,201,140	0.0
수도, 하수 및 폐기물 처리	2,775	0.3	8,983	0.2	7,204,203,970	0.3
건설업	39,434	4.8	130,276	3.6	109,480,207,030	4.3
도매 및 소매업	205,448	24.8	584,316	16.2	443,969,209,440	17.3
운수 및 창고업	20,261	2.4	132,030	3.7	93,155,590,520	3.6
숙박 및 음식점업	150,753	18.2	493,628	13.7	310,577,258,500	12.1
정보통신업	20,264	2.4	68,980	1.9	49,325,154,840	1.9
금융 및 보험업	3,074	0.4	8,126	0.2	6,408,073,880	0.2
부동산업	33,120	4.0	176,303	4.9	143,257,543,900	5.6
전문, 과학, 기술서비스업	50,153	6.1	162,820	4.5	129,337,911,570	5.0
사업시설관리, 임대서비스	24,789	3.0	364,571	10.1	262,512,082,420	10.2

〈부표 8〉의 계속

(단위: 개소, 명, 원)

업종	지원사업장 수	(비율)	지원노동자 수	(비율)	지급액	(비율)
교육서비스업	24,666	3.0	69,870	1.9	50,814,556,600	2.0
보건, 사회복지서비스업	67,747	8.2	706,975	19.6	431,342,727,810	16.8
예술, 스포츠, 여가서비스업	12,520	1.5	43,799	1.2	27,123,447,070	1.1
협·단체, 개인서비스업	31,484	3.8	127,628	3.5	92,803,311,680	3.6
기타	9,789	1.2	28,854	0.8	20,436,378,660	0.8

자료: 고용노동부 내부자료.

2. 그 외 부표

〈부표 9〉 국가별 최저임금 관련 주요 내용 비교

국가명	구분 적용	결정·고시 단위	식사·숙박 산입 여부	유급휴직 (주휴수당)	비고
그리스	단일 최저임금	직원: 월급 장인: 일급	불산입	-	
네덜란드	단일 최저임금 * 연령별 차등 적용	월급·주급·일급	불산입	-	
독일	단일 최저임금	시급	산입 * 계절노동자에 한함	-	
러시아	지역별 구분 * 산업별 구분 규정은 있으나 적용 사례 없음	월급	불산입	-	
루마니아	단일 최저임금	월급	불산입	-	
벨기에	국가최저임금, 산업별 구분	월급	산입	-	
스페인	산입 최저임금	일급으로 결정, 월급·연급 병기	불산입	있음 * 법규정은 없으나 월급여 환산 시 30일로 계산	
아일랜드	단일 최저임금 * 연령별 차등 적용	시급	산입 * 상한액 규정	있음	
영국	단일 최저임금 * 연령별 차등 적용	시급	산입 * 상한액 규정	-	
체코	단일 최저임금 * 직군별 보장임금	시급·월급	산입	-	

〈부표 9〉의 계속

국가명	구분 적용	결정·고시 단위	식사·숙박 산입 여부	유급주휴 (주휴수당)	비고
포르투갈	단일 최저임금	월급	산입	-	
폴란드	단일 최저임금	월급	불산입	-	
프랑스	단일 최저임금	시급으로 결정, 월급 병기	산입	-	연도 중 소비자 물가지수가 일정 비율 상승할 경우 최저임금 자동조정
헝가리	단일 최저임금 * 중등 이상의 학력이 필요한 직종의 근로자 보장최저임금	월급으로 결정, 시급·일급·주급 병기	불산입	-	
멕시코	지역별·직종별 구분	일급	불산입	있음	
미국	연방 최저임금, 지역별 구분	시급	산입	-	
브라질	연방 지역·직업별 구분	월급	불산입	있음	
아르헨티나	단일 최저임금	시급·월급	불산입	-	
칠레	단일 최저임금	월급	불산입	-	
캐나다	국가 최저임금 없이 지역별 구분	시급	불산입	-	
콜롬비아	단일 최저임금	월급으로 결정, 시급 병기	불산입	있음	
파라과이	단일 최저임금	월급으로 결정, 일급 병기	불산입	-	-
대만	단일 최저임금	시급·월급	불산입	있음 * 월급으로 지급하는 경우만 해당	시급 최저임금은 월급의 시급 환산액보다 높게 결정
말레이시아	국가 최저임금 없이 지역별 구분	월급으로 결정, 일급·시급 병기	불산입	-	
베트남	국가 최저임금 없이 지역별 구분	월급	불산입	-	
우즈베키스탄	단일 최저임금	월급	불산입	-	
이스라엘	단일 최저임금	월급	불산입	-	
인도네시아	국가 최저임금 없이 지역·업종별 구분	월급	불산입	-	

〈부표 9〉의 계속

국가명	구분 적용	결정·고시 단위	식사·숙박 산입 여부	유급주휴 (주휴수당)	비고
일본	국가 최저임금 없이 지역·업종별 구분	시급	산입 * 물가수준 등 시세	-	
중국	국가 최저임금 없이 지역·업종별 구분	시급·월급	불산입	-	
캄보디아	단일 최저임금	월급	불산입	-	
태국	기초 최저임금과 지역별 최저임금 구분	일급 * 학생근로자는 시급	불산입	있음	
터키	단일 최저임금	일급	불산입	있음	
필리핀	지역별 구분	일급 * 가사근로자는 월급	불산입	있음 * 법규정은 없으나 연봉 환산 시 365일로 계산	
뉴질랜드	단일 최저임금	시급	불산입	-	
호주	단일 최저임금 * 산업별 단체협약 (어워드) 적용	시급	불산입	-	기업·개인별 최저임금 협약도 인정
남아프리카 공화국	단일 최저임금	시급	불산입	-	

자료: 최저임금위원회(2020), pp. 13~14.

## 최저임금이 기업행태에 미치는 효과 분석 및 일자리 재정정책에의 함의

---

이환웅 · 송경호

본 연구는 2018~2019년 최저임금 인상에 따른 기업들의 고용 및 노동비용 조정 여부 및 생산성 증대 여부를 탐색하였다. 구체적으로 최저임금 인상에 따른 사업체의 고용, 급여비용, 그리고 복리후생비용이 포함된 노동비용 조정을 살펴봄으로써 최저임금 인상에 따른 노동자의 후생효과를 다양한 방면에서 살펴보았다. 또한 최저임금 인상이 사업체의 생산성에 미치는 영향을 살펴보고 사업체의 생산성에 따라 고용효과가 이질적인지에 대해 다양한 실증분석을 진행하였다. 분석 결과 최저임금 인상에 따른 최저임금영향률이 10%p 증가하면 최저임금영향률이 0%인 사업체와 비교해 2017년 대비 2019년 고용증가율이 1.9% 감소하는 것으로 나타났다. 한편 본 연구에서는 외연적 경로에 의한 고용조정을 명시적으로 고려하였으며, 분석 결과 외연적 경로에 의한 고용조정은 전체 고용조정의 22.32%를 차지하는 것으로 나타나, 외연적 경로 역시 중요함을 밝혔다.

그다음 본 연구는 최저임금 인상에 따른 평균급여 등의 노동비용의 변화를 살펴보았다. 분석 결과 최저임금영향률이 10%p 증가하면 최저임금영향률이 0%인 사업체와 비교해서 2017년 대비 2019년 평균임금이 7% 증가하는 것으로 나타났으며, 복리후생비 등이 포함된 평균노동비용 역시 평균급여 증가율과 유사한 것으로 추정되었다. 단 플래시보 검정 결과 2015년과 2017년 사이 임금변화와 최저임금영향률 간의 관계가 통계적으로 유의한 것으로 나

타나 추정치의 해석에 신중을 기해야 할 것으로 보인다.

또한 본 연구에서는 분석 기간을 2012년부터 2019년까지 확대해 최저임금의 고용효과를 추가적으로 분석하였다. 분석 결과, 모든 모형에서 최저임금이 급격하게 인상된 시점 이후(2018년 이후)와 이전의 경우 최저임금영향을 증가가 고용에 미치는 효과가 통계적으로 유의하게 달랐음을 확인하였다. 구체적으로 다수의 모형에서 2018년 이전에는 최저임금영향률과 고용간에 유의한 관계가 관측되지 않았으나, 2018년 이후에는 모든 모형에서 최저임금영향률 증가가 고용을 통계적으로 유의하게 감소시키는 것으로 추정되어 최저임금 인상 정도에 따라 고용에 미치는 효과가 임계점을 갖고 있거나 비선형의 구조를 가질 수 있음을 확인하였다. 마지막으로 본 연구는 최저임금 인상이 사업체의 생산성에 미치는 영향과 사업체의 생산성에 따른 고용효과의 이질성에 관한 다양한 실증분석을 진행하였다. 분석 결과 최저임금의 인상이 사업체의 생산성 향상에 전반적으로 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 모형에 따라 통계적 유의성이 사라지는 경우도 발견되었다. 이와 반대로 최저임금 인상으로 인한 고용감소 효과는 사업체의 생산성에 따라 매우 이질적인 것으로 나타났으며, 이러한 결과는 모든 모형에서 강건한 것으로 나타났다. 생산성이 높은 사업체는 동일한 최저임금 인상 충격에 대해 고용감소의 규모가 통계적으로 유의하게 더 작은 것으로 나타난 반면, 생산성이 낮은 사업체는 고용감소 규모가 더 큰 것으로 추정되었다.

## The Effect of Minimum Wage on Firm's Behavior

---

Hwanoong Lee and Kyungho Song

This study investigates the employment, labor costs, and productivity effects of the minimum wage increases in South Korea between 2017 and 2019. Specifically, we examine how firms adjusted their labor costs including employment, salary, and employee benefits following the minimum wage increase. In addition, we analyze the impact of the minimum wage increase on the firm's productivity and various empirical analyzes were conducted whether the employment effects were heterogeneous based on the firms' productivity. We find that if the minimum wage exposed rate increased by 10pp due to the minimum wage increase, the employment growth rate in those firms decreased by 1.9%. In addition, we explicitly consider how much the extensive margin(firm's exit from the business) accounts for the estimated employment effect. The employment adjustment through the extensive margin was found to account for 22.32% of the total employment adjustment, indicating that the explicit margin is also important.

Next, we looked at changes in labor costs such as average wages following the minimum wage increase. According to the findings, when

the minimum wage exposed rate was increased by 10 percentage points, the average wage in 2019 grew by 7% over 2017. The estimated result is quantitatively similar when we use the labor cost including employee benefits. However, there seems that the association between the wage change and minimum wage effect existed even before the minimum wage increase, the estimated results should be interpreted with caution.

Furthermore, we further investigate whether the employment effect of the minimum wage was heterogeneous according to the increase rate by extending the analysis period from 2012 to 2019. The result shows that the effect of an increase in the minimum wage on employment was statistically substantially different after the sharp increase(after 2018) and before. Specifically, in many models, no significant relationship between the minimum wage exposed rate and employment was observed before 2018, but after 2018, the increase in the minimum wage exposed rate is reducing employment significantly in all models. This suggests that the effect of the minimum wage increase rate on employment may have a critical point or may have a non-linear relationship.

Finally, we conduct several empirical analyses on the effect of a minimum wage on firms' productivity and whether the employment effect is heterogeneous with the productivity of firms. We find that an increase in the minimum wage had an overall positive effect on the productivity of firms, but statistical significance was also found to disappear depending on the model specifications. In contrast, the impact of the minimum wage on employment was found to be quite varied depending on the firms' productivity, and these results are robust in all models.

## ■ 저자약력

### 이환웅

연세대학교 경영학과 졸업  
미국 Michigan State University 경제학 박사  
현, 한국조세재정연구원 부연구위원

### 송경호

연세대학교 경제학과 졸업  
한국은행 경제통계국  
미국 Michigan State University 경제학 박사  
현, 한국조세재정연구원 부연구위원

연구보고서 21-04

## 최저임금이 기업행태에 미치는 효과 분석 및 일자리 재정정책에의 함의

---

---

발행	2021년 12월 31일
저자	이환웅 · 송경호
발행인	김재진
발행처	한국조세재정연구원
주소	30147 세종특별자치시 시청대로 336
전화	(044)414-2114(대)
홈페이지	www.kipf.re.kr
등록	1993. 7. 15. 제2014-24호
정가	10,000원
조판 및 인쇄	일지사
I S B N	979-11-6655-097-3

---