



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

행정학석사 학위논문

최저임금 인상이  
자영업자에 미친 영향

2022년 8월

서울대학교 대학원

행정학과 행정학전공

이 동 희

# 최저임금 인상이 자영업자에 미친 영향

지도 교수 고길곤

이 논문을 행정학석사 학위논문으로 제출함  
2022년 3월

서울대학교 대학원  
행정학과 행정학전공  
이 동 희

이동희의 행정학석사 학위논문을 인준함  
2022년 6월

위 원 장 \_\_\_\_\_ 우 지 속 \_\_\_\_\_ (인)

부위원장 \_\_\_\_\_ 이 진 수 \_\_\_\_\_ (인)

위 원 \_\_\_\_\_ 고 길 곤 \_\_\_\_\_ (인)

## 초 록

문재인 정부 들어 급격한 최저임금 인상이 이루어지면서 최저임금에 관한 여러 비판이 제기되어왔다. 특히 2018년도 최저임금을 전년 대비 16.4%(7530원) 인상하면서 최저임금의 급격한 상승이 영세 소상공인·자영업자의 경영 실적을 악화시킨다는 주장이 대두되었다. 2018년과 2019년 최저임금 상승률이 각각 16.4%, 10.9%로 결정된 이후 지난 3년 동안의 최저임금 인상률은 2020년 2.87%, 2021년 1.5%, 2022년 5.05%로 다소 주춤했는데, 정부는 최저임금이 영세 자영업자에 미치는 영향을 우려하여 인상률을 조정했다고 밝혔다.

그러나 일각에서 제기되는 이러한 비판에도 최저임금이 자영업자에 미치는 영향에 관한 실증분석은 거의 이루어지지 않고 있다. 최저임금 관련 선행연구를 살펴보면, 최저임금 인상이 고용 전반 또는 개인의 근로시간에 미친 효과, 청년 혹은 중장년층 고용에 미친 영향, 노동소득분배율에 미친 효과 등을 중심으로만 최저임금제에 대한 효과가 논의되었다.

2018년의 급격한 최저임금 인상에 관한 논의 이외에도 최저임금과 관련한 또 다른 논쟁이 있다. 최저임금제의 지역별 차등 적용 문제가 그것이다. 1986년 우리나라에서 「최저임금법」이 제정된 이후 지속적으로 최저임금의 지역별 차등 적용 문제가 뜨거운 감자로 떠올랐다. 그 동안 소상공인연합회, 중소기업중앙회, 지방자치단체들은 현 최저임금제도가 심각한 문제를 노정하고 있다고 주장해왔다. 이들은 전국 단일의 최저임금을 획일적으로 적용하는 것은 지방의 영세·중소 기업들에게 비용을 가중시키는 것이라 역설한다. 지역별로 경제력 격차가 큰 상황에서 지방의 중소도시나 농어촌 지역의 경우에는 수도권 지역에 비해 물가 수준이 낮기 때문에 최저임금제는 이를 감안하여 제도 개선이 이루어져야 한다는 것이다.

이에 따라 본 연구에서는 16개 광역자치단체를 대상으로 하는 지역 패널을 구성하여, 거시경제 변수에 초점을 맞추어, ‘정액 임금에 대비한 최저임금의 상대적 영향력’이 ‘전체 취업자 수 대비 자영업자 수 비중’에 어떠한 영향을 미쳤는지를 패널 고정효과 모형을 통해 실증 분석하였다. 또한 지역별 분석을 추가하여 현 최저임금제의 효과가 실제 지역별로 다르게 나타나는지를 살펴보고, 최저임금제의 지역별 차등

적용 논의에 대한 정책적 시사점을 제공하고자 하였다.

분석 기간은 최저임금이 전산업으로 적용되기 시작한 2001년부터 2021년까지를 분석기간으로 삼았으며, 종속변수를 각각 ‘전체 취업자 수 대비 전체 자영업 취업자 수 비율’, ‘전체 취업자 수 대비 고용원이 있는 자영업 취업자 수 비율’, ‘취업자 수 대비 고용원이 없는 자영업자 수 비율’로 나누어 분석하였다. 종속변수로 자영업자의 유형을 더욱 세분화하여 분석함으로써 최저임금 인상 효과가 각기 다른 자영업자 유형에서 실제 어떻게 나타나는지 살펴보았다.

패널 다중회귀모형 분석 결과, 2001-2021년 기간동안 최저임금 인상은 전체 자영업자 수 비율, 고용원이 없는 자영업자 수 비율, 고용원이 있는 자영업자 수 비율 모두를 감소시킨 것으로 드러났다. 그러나 다른 통제변수들의 추정된 회귀계수를 보면, ‘전체’ 자영업자 수 비율을 대상으로 한 결과와 ‘고용원이 없는’ 자영업자 수 비율을 종속변수로 두고 분석한 결과가 대체로 비슷한 추정치가 나온 반면, ‘고용원이 있는’ 자영업자 수 비중의 경우 추정계수가 반대 방향으로 도출되었다. 이는 자영업자를 대상으로 하는 연구에서 고용원 유무를 반드시 고려해야 함을 방증한다. 즉 같은 자영업자라 하더라도 고용원이 있는 자영업자의 경우 나머지 자영업자 유형과는 성격이 완전히 다름에도 전체 자영업자로 같이 묶어 분석한다면, 고용원이 있는 자영업자에 대한 정확한 분석이 이루어질 수 없게 된다.

한편 최저임금과 관련한 첫 번째 논쟁인 2018년의 급격한 최저임금 인상 효과를 검증하기 위해 분석 모형에 연도 더미를 추가하였다. 각각 2008년 금융위기 더미와 2018년 문재인 정부 더미를 모형에 포함시켰다. 2008년 금융위기 더미의 경우 전체 자영업자 수, 고용원이 있는 자영업자 수, 고용원이 없는 자영업자 수 모두에서 2008년 이후의 자영업 취업자 수 비중이 감소한 것으로 나타났다. 한편 주목할 부분은 2018년 더미인데, 앞서 언급했듯 그동안 2018년의 급격한 최저임금 인상이 자영업자들의 경영 실적을 악화시켜 이들을 자영업 노동 시장에서 퇴출시킨다는 비판이 있었다. 그러나 실증 분석 결과 정반대의 결과가 도출되었다. 최저임금의 급격한 인상이 있었던 2018년 이후를 그 이전과 비교했을 때, 2018년 이후 ‘전체’ 자영업자 수 비율과 고용원이 ‘없는’ 자영업자 수 비율이 오히려 증가하였다. 이 같은 결과는 급격한 최저임금 인상에 대한 기존 비판이 잘못된 문제제기였음을 나타낸다.

다음으로 최저임금과 관련한 두 번째 논쟁거리인 최저임금의 지역별

차등 적용과 관련한 실증 분석 결과이다. 통계 분석에서 가장 널리 쓰이는 계량방법론인 최소제곱법(OLS: Ordinary Least Square)을 이용하여 각 지역별 다중회귀분석을 실시한 결과, 21개년이라는 작은 관측치에도 불구하고 수도권과 일부 대도시 지역에서 최저임금이 자영업 취업자 수 비율을 통계적으로 유의하게 감소시켰다. 앞선 패널 회귀분석에서는 전 지역에 나타나는 최저임금 상승의 평균적인 효과만을 볼 수 있었다면, 지역별 분석을 실시함으로써 최저임금제도가 개별 지역에서 다른 효과를 낳는다는 것이 밝혀졌다. 이는 곧 소상공인들이 그 동안 제기해왔던 최저임금의 지역별 차등 적용 주장이 근거가 있는 주장이었음을 말해준다.

최저임금 효과에 대한 지역별 분석에 있어 추정된 회귀계수의 신뢰구간을 살펴보면, 거의 모든 지역에서 신뢰구간이 상당히 넓은 것으로 나타났는데, 이는 관측치가 적어서 생기는 문제일 뿐 아니라 다루고 있는 표본의 분산 자체가 크다는 것을 의미하기도 한다. 즉 개별 지역의 자영업자 수 비중에 영향을 미칠 수 있는 수많은 요인들이 존재하는 상황에서, 거시 경제변수와 최저임금제만으로 자영업으로의 진입과 퇴출을 설명하는 것은 한계가 있을 수 있다. 따라서 법정 최저임금제도가 자영업자에 미치는 영향을 보다 정확히 검증하려면, 자영업 진·퇴출에 영향을 줄 수 있는 관측되지 않은 요인들에 대한 모니터링이 먼저 이루어져야 하고, 이러한 변수들을 같이 고려하여 최저임금 인상 효과를 검증할 때에만 비로소 제대로 된 최저임금 정책 평가가 이루어질 수 있는 것이다.

주요어 : 최저임금제, 자영업자, Kaitz index, 지역 패널  
학 번 : 2020-27529

# 목 차

제 1 장 서론	1
제 1 절 연구의 배경	1
제 2 절 연구의 방법 및 대상	3
제 2 장 이론적 논의 및 선행연구 검토	7
제 1 절 최저임금	7
1. 최저임금의 개념	7
2. 최저임금제도의 개념 및 도입 배경	7
3. 최저임금제도의 연혁 및 국제비교	10
4. 한국의 최저임금제	21
제 2 절 자영업자의 개념적 정의	24
1. 자영업자의 개념	24
2. 자영업자 현황	26
제 3 절 최저임금과 자영업 관련 선행연구	28
1. 최저임금 관련 선행연구	28
2. 자영업 관련 선행연구	31
3. 최저임금과 자영업 관련 선행연구	33
제 3 장 연구 설계 및 분석 방법	35
제 1 절 연구의 분석틀	35
제 2 절 변수 설명	37
1. 종속변수	37
2. 독립변수	38
3. 통제변수	40
제 3 절 변수의 측정	43
1. 종속변수	43
2. 독립변수	44
3. 통제변수	44
제 4 절 분석 모형 및 방법	46
제 4 장 분석 결과	50
제 1 절 기술통계 분석	50
제 2 절 다중공선성 진단	51
제 3 절 다중회귀분석 결과	55
제 4 절 지역별 분석	63
제 5 장 결론	73
제 1 절 연구의 의의 및 정책적 시사점	73
제 2 절 연구의 한계	76

참고문헌.....	78
Abstract.....	83

## 표 목차

[표 1] 최저임금법 개정 연혁.....	5
[표 2] 최근 5년 간 뉴질랜드의 연도별 최저임금 및 인상률..	11
[표 3] 최근 5년 간 영국의 연도별 최저임금.....	13
[표 4] 최근 5년 간 미국의 연도별 주 최저임금.....	15
[표 5] 최근 5년 간 프랑스의 연도별 최저임금 .....	20
[표 6] 연구문제의 설정.....	37
[표 7] 분석에 사용된 변수와 측정 방법 .....	46
[표 8] 주요 변수들의 기초 통계량.....	50
[표 9] 주요 변수들의 피어슨 상관관계 분석.....	53
[표 10] 소득세 비중과 복지지출 비중을 차례로 추가한 다중공선 성 진단 .....	54
[표 11] 연구문제의 설정.....	55
[표 12] 전체 자영업 취업자 수 비중 분석 결과.....	56
[표 13] 고용원이 있는 자영업 취업자 수 비중 분석 결과.....	57
[표 14] 고용원이 없는 자영업 취업자 수 분석 결과.....	58
[표 15] 최저임금이 자영업자 수 비중에 미친 영향에 대한 지역 별 분석(모형1: 기본 모형) .....	67
[표 16] 최저임금이 자영업자 수 비중에 미친 영향에 대한 지역 별 분석(모형2: 2008년 더미 포함) .....	68
[표 17] 최저임금이 자영업자 수 비중에 미친 영향에 대한 지역 별 분석(모형2: 2018년 더미 포함) .....	69

## 그림 목차

[그림 1] 최저임금과 최저임금 인상률(2006-2022년) .....	9
[그림 2] 한국의 최저임금 심의 및 결정 과정 .....	23
[그림 3] 자영업자의 개념 .....	26
[그림 4] 비임금근로자 수 대비 자영업자 수 비중(2001-2021년) .....	28
[그림 5] 논의의 분석틀.....	37
[그림 6] ‘최저임금’ 이 ‘고용원이 있는 자영업자 수 비중’ 에 미친 지역별 회귀분석 결과의 95% 신뢰구간.....	70

# 제 1 장 서 론

## 제 1 절 연구의 배경

2017년 5월 문재인 정부가 들어서면서 경제정책의 핵심 의제로 이른바 소득주도성장 전략이 등장하였다. 이 전략에 포함된 여러 정책 중 단연 최저임금 인상이 많은 주목을 받았는데 문재인 대통령은 후보 시절부터 ‘2020년까지 최저임금 1만원 달성’을 공약으로 내걸었다. 특히 2017년과 2018년에 최저임금이 급격하게 인상되면서 많은 논란이 있었고, 최근 몇 년간 최저임금 인상이 경제 전반에 미치는 영향에 관하여 다양한 각도에서 여러 연구들이 활발히 진행되고 있다.

문재인 정부의 소득 주도 성장은 2017년 7월 25일 정부 관계부처 합동으로 발표한 국정운영 5개년 계획에 잘 드러나 있다. 인적자본 투자를 확대하여 가계 소득의 근원적 기반을 강화하고, 사회안전망을 확충하여 취약 가구의 적정소득을 보장하는 것을 목표로 한다. 더불어 최저임금 인상을 통해 가계의 실질 가처분소득 증대를 유도한다.

현 정부가 소득주도성장 전략을 들고 나온 배경에는 몇 가지 이유가 있다. 저성장과 소득 불평등이 그것이다. IMF 외환위기 이후 2000년대 들어 한국의 경제성장률은 지속적으로 하락해왔다. 2000년대 초 연평균 4% 경제성장률이 최근 10년 사이에는 연평균 3% 이하로 떨어졌다. 또한 소득 불평등 정도를 나타내는 우리나라 도시 2인 이상 가구의 처분 가능 소득 기준 지니계수를 보면, 지니계수가 90년대에는 비교적 낮은 수준을 유지하다가 97년 외환위기 때 가파르게 상승한 이후 2000년대에 들어 소득 불평등 정도가 지속적으로 악화되었다. 지니계수는 소득 불평등 정도를 보여주는 가장 대표적인 지표로서 0에서 1사이의 값을 가지며 0에 가까울수록 소득 불평등이 낮고 1에 가까울수록 소득 불평등이 높은 것을 의미한다. 외환위기 이후 지니계수가 지속적으로 상승해온 것에서 알 수 있듯이 한국의 경제적 불평등은 이미 만연한 하나의 사회 문제가 되었다.

이러한 경제적 불평등의 원인으로 제기된 여러 요인들 중 그 동안 임금 격차 문제가 주된 원인으로 지적되었는데, 최근 한국 사회의 급속한 고령화와 인구 감소가 맞물리면서 2000년대 이후에 임금 격차가 한국 경제의 저성장에 기여했다는 의견이 대두되었다(강승복, 2005;

박이택, 2018). 이에 따라 정부는 최저임금 인상을 통해 저임금 노동자들의 소득 불평등을 개선하여 경제 전체의 분배 구조를 개선하고자 하였다. 이를 통해 총수요 확대에 기여하고 장기 경제성장률을 제고하겠다는 전략을 세웠다.

한국의 소득 주도 성장론은 포스트 케인스학파의 임금 주도 성장론의 확장형으로서, 80년대 이후 포스트 케인스학파의 유효수요이론에 기초한 성장이론을 발전시킨 것이다(황희영, 2019). 이는 기존 주류 경제학의 성장론에서 다루었던 공급과 생산성 중심의 발전 모델에서 벗어나 소득분배와 경제성장 간 관계를 새로 정립한 이론으로, 수요가 장기적으로 공급에 영향을 미친다는 관점에서 출발한다(김정훈 외, 2017). 한계 지출 성향이 낮은 자본소득 부문보다는 한계 소비성향이 높은 노동소득 부문의 실질 소득을 증대시켜 이것이 공급 증대로 이어지는 선순환 구조를 만들 수 있다는 것이다. 이를 통해 궁극적으로 사회 전체의 재분배를 개선하고 나아가 경제 전반을 활성화할 수 있다는 논리이다.

앞서 간단히 언급했듯이 최저임금제도가 현 문제인 정부의 소득주도성장 전략을 상징하는 정책이 된 데에는 무엇보다 2017년 급격한 최저임금 인상을 그 배경으로 들 수 있다. 2017년 7월 15일, 최저임금위원회에서는 2018년도 최저임금을 2017년에 비해 16.4% 인상된 7,530원으로 결정했다. 이는 16.6%의 인상률을 기록했던 2000-2001년 이후 가장 높은 수치이다. 이후 최저임금 인상률은 2019년 10.9%(8350원), 2020년 2.87%(8590원), 2021년 1.5%(8720원), 2022년 5.05%(9160원)<sup>①</sup>로 대내외 경제여건과 코로나 국면 그리고 영세 자영업자 및 소상공인의 생계 악화를 이유로 주춤하는 추세이다.

2018년도의 급격한 최저임금 인상은 산업 현장 뿐 아니라 학계에서도 많은 비판을 받아왔다. 높은 최저임금으로 인해 사용자들의 인건비 부담이 상승하게 되고 이에 따라 특히 소상공인·자영업자의 경영실적이 악화되어 자영업자가 산업에서 퇴출될 가능성이 높아진다는 것이다. 비판이 거세자 문제인 정부는 최저임금 인상으로 인한 소상공인·영세 자영업자의 소득 악화를 이유로 2020년과 2021년의 최저임금 인상률 수준을 상대적으로 낮게 유지하였다.

문제는 이제까지 최저임금 인상과 관련한 많은 비판들이 최저임금

---

<sup>①</sup> 최저임금 위원회, <https://www.minimumwage.go.kr/index.jsp>

인상으로 인한 영세 소상공인·자영업자의 피해에 집중되어 있었음에도 이를 실증적으로 분석한 논문은 거의 찾아볼 수 없다는 데에 있다. 관련 연구로는 양준석·장윤섭(2019)의 연구가 유일한데 해당 연구에서는 산업별 최저임금 영향률의 차이가 자영업자 수를 변동시키는지를 검증했다. 다른 기존 연구들은 주로 최저임금 인상이 개별 노동자들의 임금과 노동시간에 미친 영향, 최저임금 인상의 노동소득분배율 개선 효과, 소득재분배 효과, 내수 경제에 미치는 효과 등에 초점을 맞추어 연구를 진행하였다.

최저임금제와 관련한 오랜 논쟁 중 실증 분석이 이루어지지 않았던 또 다른 영역이 바로 최저임금제의 지역별 차등 적용 문제이다. 1986년 우리나라에서 「최저임금법」이 처음 제정된 이래 최저임금의 지역별 차등 적용에 관한 논의는 지속되어왔다. 지방이나 중소도시에 사업체를 두고 있는 영세 소상공인의 경우, 수도권과 지방 간 경제력 격차가 크고 물가 수준에도 차이가 있기 때문에, 국가 단일의 최저임금제를 지역에 상관없이 일률적으로 적용하는 것은 문제가 있다고 주장한다.

이에 따라 본 연구에서는 실증 분석을 통해 먼저 최저임금이 자영업자 수에 영향을 미쳤는지, 영향이 있다면 일각의 비판처럼 자영업자를 산업에서 퇴출시키는 방향으로 최저임금제가 작동하였는지 그 효과를 검증하고자 한다. 또한 지역별 실증 분석을 추가하여 현재 소상공인과 중소기업, 지방자치단체들이 주장하고 있는 최저임금의 지역별 차등 적용 가능성에 관해 정책적 시사점을 제공하고자 한다.

## 제 2 절 연구의 방법 및 대상

본 논문에서는 최저임금 인상이 자영업자 수에 미친 효과를 분석하기 위하여 16개 광역자치단체를 대상으로 한 패널 데이터를 구축하였다. 현재 한국의 17개 광역자치단체들 중 세종시는 분석 대상에서 제외하였다. 세종특별자치시의 경우 2017년 행정구역 단위가 재편되면서 충청남도에서 떨어져 나와 새로운 행정구역 단위가 되었다. 세종시를 데이터에 포함할 경우 2017년부터 몇 개년 치 자료만 확보가 가능하고 그 이전 기간에 대한 자료가 확보되지 않아 분석 지역으로 포함시키는 것이 부적절하다고 판단되어 대상에서 제외하고 16개

광역시·도만을 분석대상으로 삼았다.

본 연구에서 지역 패널 데이터를 구축하여 실증 분석을 수행한 근거는 다음과 같다. 이제까지의 최저임금과 관련한 연구에서는 대부분 한국노동연구원에서 제공하는 한국노동패널 자료를 이용하거나(양지연, 2017; 이정, 2019; 정진호 외, 2011), 시도별 고용통계 자료를 이용한 경우는 통계청에서 제공하는 지역별 고용조사와 경제활동인구조사를 활용하였다(김태훈, 2019; 최태림·최명섭, 2020).

한국노동패널은 비농촌지역에 거주하는 한국의 가구와 가구원을 대표하는 패널표본구성원(5,000 가구에 거주하는 가구원)을 대상으로 1년 1회 경제활동 및 노동시장 이동, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업훈련, 사회생활 등에 관하여 추적·조사하는 종단면조사(longitudinal survey)이다.<sup>②</sup> 해당 자료를 활용할 경우 패널 조사에 응답하는 특정 가구 또는 가구원의 정보만을 이용하게 되는데, 본 연구는 지역 패널 데이터를 직접 구축함으로써 노동패널 자료에 비해 국가 전체에 대한 원자료를 직접 활용할 수 있다는 장점을 갖게 된다. 또한 한국노동패널 응답자를 보면 자영업 종사자 비율이 높지 않기 때문에, 본 고에서는 최저임금 상승 효과가 자영업자 수에 미치는 영향을 분석하기 위해 거시경제 변수를 활용한 지역 패널을 직접 구축하였다.

한편 지역별 고용조사와 경제활동인구조사에는 16개 광역자치단체 별로 개인의 경제활동 정보가 포함되어 있어 개인수준과 지역수준으로 실증분석이 가능하겠으나, 광역시·도 대상 자료 제공 기간이 2008년부터라는 점을 감안하면 비교적 짧은 기간 동안의 작은 관측치(observation)로 분석을 수행해야 하는 한계가 있다.

이에 따라 본 연구는 2001년부터 2021년까지의 기간 동안 세종시를 제외한 전국 16개 광역자치단체를 대상으로 지역 패널을 구성하여 실증 분석을 하고자 한다. 한국은 2000년 최저임금법 개정으로 최저임금의 적용범위가 전산업으로 확대되었다. 이전 기간을 분석 기간으로 포함시킬 경우 최저임금을 적용 받는 사업장과 아닌 사업장 간 구분이 불가하기 때문에 최저임금이 자영업자에 미친 영향을 제대로 파악할 수 없으므로 분석 기간에서 제외하였다. 「최저임금법 제6278호」는 2000년 10월에 개정되어 당해 11월 24일부터 시행되었으므로 최저임금 효과 분석 기간은 2001년부터로 삼았다.

---

<sup>②</sup> 한국노동패널조사, <https://www.kli.re.kr/klips/index.do>

[표 1] 최저임금법 개정 연혁

최저임금법 개정 전 [시행 1999. 2. 8.] [법률 제5888호, 1999. 2. 8., 일부개정]	최저임금법 개정 후 [시행 2000. 11. 24.] [법률 제6278호, 2000. 10. 23., 일부개정]
<p><b>제3조 (적용범위)</b></p> <p>① 이 법은 근로기준법의 적용을 받는 사업 또는 사업장(이하 “事業” 이라 한다)에 적용한다. 다만, 사업의 종류·규모등을 고려하여 대통령이 정하는 사업은 그러하지 아니하다.</p>	<p><b>제3조 (적용범위)</b></p> <p>① 이 법은 근로자를 사용하는 모든 사업 또는 사업장(이하 “사업” 이라 한다)에 적용한다. 다만, 동거의 친족만을 사용하는 사업과 가사사용인에 대하여는 적용하지 아니한다.</p>

자료: 국가법령정보센터, <https://www.law.go.kr/>

본 연구는 거시경제 변수를 중심으로 최저임금의 효과를 논하고자 한다. 전병유(2003)에 따르면 자영업 선택에 영향을 미치는 요인들은 크게 두 가지로 나눌 수 있다. 개인의 행동에 영향을 미치는 미시적 요인과 경기변동과 같은 거시적 요인으로 구분 가능하다. 미시적 요인으로는 기업가적 자본(entrepreneurial capital), 금융자본(financial capital), 인적자본(human capital) 등이 있고, 거시적 변수로는 경기변동이나 노동시장 조건 등을 들 수 있다. 미시적 요인과 거시적 요인 중 저자는 결국 자영업 선택에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 예상되는 변수는 가격 변수로 이는 곧 거시적 요인과 직결됨을 역설한다. 개인이 자영업 시장으로 진입 혹은 퇴출하는 데에는 각 경우에서 별 수 있는 상대적 소득이 큰 영향을 미치는데, 개인은 임금근로를 택했을 때 받을 수 있는 소득과 자영업으로 인해 벌 수 있는 소득을 서로 비교한다는 것이다. 이러한 소득 비율에 가장 큰 영향을 미치는 요인 중 하나는 재화와 서비스에 대한 수요를 변동시키는 경기 호황과 같은 거시경제 변수이며 최저임금과 같은 노동시장 조건 또한 이 거시적 요인에 포함된다.

이에 본 고에서는 거시 경제 변수인 실질경제성장률, 실업률, 소득세, 사회보장지출을 통제변수로 놓고, 21개년에 걸친 패널자료를 활용하여 최저임금 인상이 자영업자 수에 어떠한 영향을 미쳤는지를 분석하였다. 앞서 언급한 바와 같이 2018년(16.4%)의 급격한 최저임금 인상으로 산업 현장 및 학계에서의 여러 비판이 있음에 따라 더미변수를 분석에 추가하여 2018년 전후의 최저임금 효과에 대해 살펴보고자 한다. 또한 16개 광역시·도 개별에 대한 지역별 분석을 추가하여 전체 패널자료를 사용했을 때의 분석 결과에서는 볼 수 없는 최저임금 인상의 개별 지역에 대한 효과를 살펴보았다. 통계청과 한국은행 자료를 활용하여 패널 다중회귀분석을 실시하였다.

본 논문의 순서는 다음과 같다. 제2장에서는 최저임금과 자영업자의 개념, 최저임금제도의 법률적 근거에 대하여 살펴본 이후, 각각 최저임금 관련, 자영업 관련 그리고 최저임금과 자영업 관련 선행연구를 검토한다. 제3장에서는 연구 설계 및 분석방법을 제시하고, 제4장에서는 패널 다중회귀모형의 분석 결과에 더하여 추가로 최저임금 인상이 각 지역에서의 자영업자 수 비중에 어떠한 영향을 미쳤는지 살펴본다. 마지막 5장에서는 분석 결과를 종합하며 최저임금제도와 관련한 정책적 함의를 제시한다.

## 제 2 장 이론적 논의 및 선행연구 검토

### 제 1 절 최저임금

#### 1. 최저임금의 개념

국립국어원 표준국어대사전의 사전적 정의에 따르면 최저임금(minimum wage)이란 근로자에게 그 아래로 지급하여서는 안 된다고 정한 임금의 액수를 뜻한다. 고용자가 근로자를 고용하여 업무를 강제하기 위해서는 피고용인에게 최소한 이 금액만큼의 임금이 지불되어야 한다는 의미이다. 최저임금은 기본적으로 노동자가 사람다운 생활을 유지하는 데 필요한 최저한도의 임금 수준으로 설정되며, 노동자의 생계비에 영향을 주는 물가, 경제 상황 뿐 아니라 비슷한 직종에 종사하는 다른 노동자들의 임금 등을 고려하여 결정된다.

최저임금은 여러 경로를 통해 결정될 수 있는데, 현병훈(2014)에 따르면 첫째로 최저임금은 근로계약 당사자들 간 상호 합의에 의해 자유롭게 결정될 수 있다. 그러나 역사적으로 보면 이러한 계약자유의 원칙이 존재한다 하더라도 사용자와 근로자 간 협상력의 차이로 인해 피고용인의 교섭력을 보완하는 방안이 강구되었다. 피고용인들은 노동조합 등에 가입함으로써 사용자와 집단적 노동관계를 형성하였으며, 최저임금의 협상에 있어서도 이를 통해 자신들의 불리한 협상력을 극복하고자 하였다.

최저임금을 결정하는 다른 경로는 국가가 노사간의 임금결정과정에서 개입하여 근로자가 받아야 할 최저 수준의 임금을 법률에 명시하는 것이다. 근로자가 최소 생계 수준을 영위할 수 있도록 국가가 결정한 임금 미만의 보수를 지급할 수 없도록 법률을 통해 강제하고, 이를 통해 노동자의 생활을 안정화하고 저임금 근로자들을 보호하고자 한다. 대표적인 예가 아래에서 설명할 최저임금제도이다.

#### 2. 최저임금제도의 개념 및 도입 배경

염유경 외(2017) 연구를 살펴보면 최저임금을 언급하기에 앞서

먼저 생존임금(subsistence wage)과 생활임금(living wage)이라는 두 개념을 언급한다. 연구에서 말하는 생존 임금이란 노동자가 자신의 노동능력을 존속하고 가족을 지속적으로 부양함으로써 노동력을 재생산할 수 있는 수준의 임금을 뜻한다. 이 생존임금에 더해 자식들의 교육과 최소한의 문화 수준을 누릴 수 있는 수준의 임금을 생활임금이라 일컫고 있다. 문제는 노동시장에서 노동의 수요와 공급에 의해 자유롭게 결정된 임금이 노동자의 생활임금이나 생존임금에도 미치지 못하는 수준이라면 국가는 노동자의 생활안정과 노동력의 질적 향상을 도모해야 하는 책임을 지게 되는 것이다. 이때 정부는 노동자들에게 최소한의 생활 임금 또는 생존 임금이 지급될 수 있도록 노사 간에 체결되는 근로계약에 개입하게 된다. 정부는 노동자들이 받는 임금의 최저 수준을 시장 균형임금 이상의 일정 수준으로 보장하기 위해 최저임금을 설정한다. 즉 최저임금제도는 저임금 근로자를 보호하고 저소득 가구의 빈곤을 막고 궁극적으로 소득 불평등 완화에 기여하고자 도입되었다.

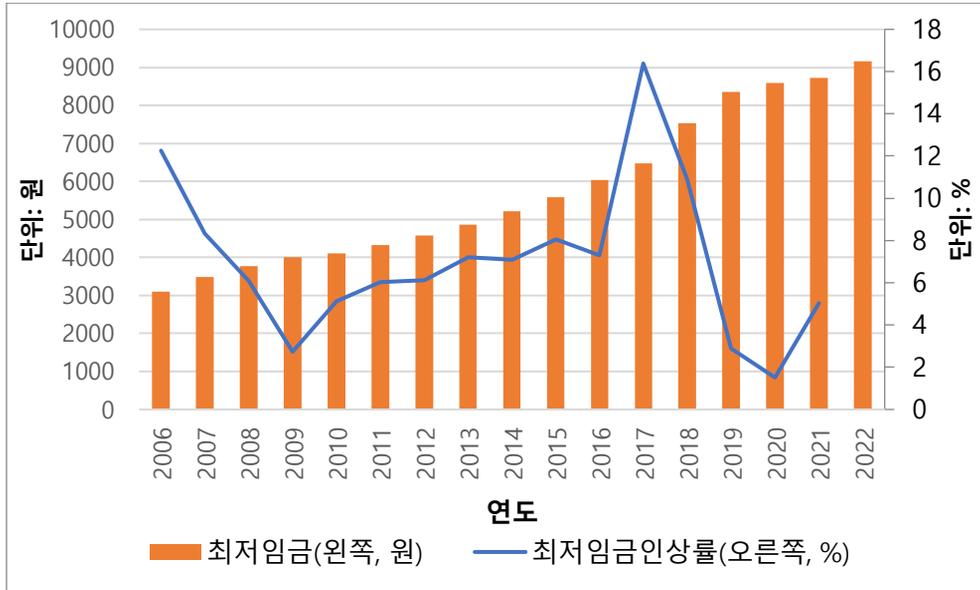
대한민국 법은 최저임금제도를 각각 「헌법」과 「최저임금법」에 제도 설립 목적, 절차, 적용 범위 등을 명시해 놓았다. 먼저 「헌법」 제32조 1항을 보면, 국가는 사회적, 경제적 방법으로 근로자의 고용증진과 적정 임금 보장을 꾀해야 하며 법률이 정하는 바에 따라 최저임금제를 시행해야 한다. 한편 「최저임금법」 제1조에는 해당 법률의 설립 목적이 명시되어 있는데, 임금의 최저 수준을 보장하여 근로자의 생활 안정과 노동력의 질적 향상을 도모하고 나아가 국민 경제 전체의 건전한 발전에 기여하는 것을 목적으로 하고 있다.

우리나라 법정 최저임금은 최저임금위원회의 심의를 거쳐 매년 고용노동부장관이 정하고 있다. 최저임금위원회는 고용노동부에 설치되어 있으며, 「최저임금법」 제12조-제22조에 최저임금위원회의 설치 목적, 기능, 운영 절차 등이 나와 있다. 최저임금위원회에 따르면 최저임금제도는 국가에서 근로자들이 최소한의 의식주 생활이 가능하도록 하는 급여기준을 정하여 근로자의 생존권을 보호하는 제도적 장치이다. 근로자의 생활안정과 노동력의 질적 향상을 위하여 각 나라는 자국의 법과 규정에 의해 최저 임금을 정하고 있다.

우리나라는 국가가 노사 간의 임금결정과정에서 개입하여 임금의 최저수준을 정함으로써 다음과 같은 효과를 내하고자 한다. 저임금 해소로 임금격차가 완화되고 소득분배 개선에 기여하며, 근로자에게 일정한 수준 이상의 생계를 보장해 줌으로써 근로자의 생활을 안정시키고 근로자의 사기를 올려주어 노동생산성이 향상되며, 저임금을 바탕으로

한 경쟁방식을 지양하고 적절한 임금이 지급되도록 하여 공정한 경쟁을 촉진하고 기업 경영의 합리화를 꾀한다.

[그림 1] 최저임금과 최저임금 인상률(2006년 - 2022년)



자료: 최저임금위원회

위 그림1은 2006-2022년 사이의 기간 동안의 법정 최저임금과 최저임금인상률을 나타낸 것이다. 최저임금 상승은 꾸준히 진행되어 왔으나 그 인상률에서 차이를 보이고 있다. 2006-2009년 사이에는 최저임금인상률이 지속적으로 하락하다 2009년부터 2016년 기간 동안에는 최저임금인상률이 완만하게 상승하였다. 그러다 2017년에 최저임금이 전년 대비 16.4% 인상되면서 2018년도 법정 최저임금이 7,530원으로 결정되었고, 이후 기간 최저임금 인상은 이어졌으나 최저임금인상률은 급격히 떨어졌다. 2019년 최저임금인상률이 10.9%(8350원)를 기록한 이래, 2020년에는 2.87%(8590원), 2021년에는 1.5%(8720원), 2022년에는 5.05%(9160원)로 인상률이 결정되었다.

### 3. 최저임금제도의 연혁 및 국제비교

국제노동기구 ILO(International Labor Organization)에 따르면 최초의 최저임금 제도는 1894년 뉴질랜드 정부에 의해 시행되었고 영국이 1909년, 미국이 1938년, 프랑스가 1950년, 대한민국은 1986년 12월 31일에 도입하여 시행하였다.

최저임금위원회(2021)에 따르면 최저임금제도는 1894년 뉴질랜드에서 「산업조정중재법(Industrial Conciliation and Arbitration Act)」이 통과되면서 전세계로 퍼져 나갔다. 1890년 호주에서 해양근로자 투쟁(1890 Maritime Strike)<sup>③</sup>이 발생하자 뉴질랜드 해양근로자들도 열악한 근로환경과 낮은 임금에 불만을 품고 파업이 일어났다. 근로자들의 파업으로 인해 교역과 교통네트워크가 붕괴되자 정부는 노사분쟁에 대한 해법으로 1894년 「산업조정중재법(Industrial Conciliation and Arbitration Act)」을 제정하고 국가중재재판소를 설치하였으며 세계 최초로 최저임금제도를 도입하였다.

이후 뉴질랜드는 1936년에 「산업조정중재법」을 개정하여 업종별 최저임금을 폐지하였고, 국가중재재판소에서 지역별, 산업별 적용 구분 없이 전국 단일의 최저임금을 결정하는 체계를 만들었다.<sup>④</sup> 뉴질랜드에서 「최저임금법(Minimum Wage Act)」은 1983년에 제정되었으며, 20세 이상 모든 남녀 근로자에게 최저임금을 동일하게 적용하였다. 이후 1991년 「고용계약법(Employment Contracts Act)」을 제정하여 최저임금 결정기관을 내각으로 변경하였으며 별도의 최저임금위원회는 두고 있지 않다. 1994년에는 16세~19세 근로자에 대한 청소년 최저임금법이 도입되었다.

뉴질랜드의 최저임금 결정은 소비자 물가지수와 같은 인플레이션, 임금성장률, 고용성장, 산업군에 미치는 영향 등을 종합적으로 고려하여 결정된다. 최저임금 인상의 영향을 받는 근로자 수와 최저 임금 인상으로 인한 저임금 근로자 소득 변화, 일자리 감소 정도, 실업률 등도 고려 대상이다. 뉴질랜드 노사관계안전장관(Minister for Workplace Relations and Safety)은 매년 12월 31일까지 최저임금

<sup>③</sup> 1890년 호주 증기선 사용자 연합(Steamship Owners' Association)이 해기사 근로자 연합(Marine Officers' Association)과의 임금 협상을 거부하자 발생한 투쟁.

<sup>④</sup> 여성근로자들의 최저임금은 남성근로자의 70% 수준으로 적용됨.

검토(Minimum wage Review)를 통해 내년도 최저임금 수준을 정하고 이를 내각에 제출하여 내각의 승인을 거친다. 이후 총독이 의회령(Order in Council)을 통해 공표하면 매년 4월 1일부터 새로운 최저 임금이 발표되게 된다. 최저임금 검토보고서는 기업혁신고용부에서 작성하며, 기업협회, 노동조합, 관련 정부 기관 및 비정부기관과의 공청회를 통해 의견 수렴 절차를 거친다. 아래 표는 뉴질랜드의 최근 5년 동안의 최저임금 통계이다.

[표 2] 최근 5년 간 뉴질랜드의 연도별 최저임금 및 인상률

(단위: 시급, NZ\$)

적용 시기	성인	신규 근로자 및 훈련생	성인 인상률
2021. 4. 1	\$20.00	\$16.00	5.8%
2020. 4. 1	\$18.90	\$15.12	6.8%
2019. 4. 1	\$17.70	\$14.16	7.3%
2018. 4. 1	\$16.50	\$13.20	4.8%
2017. 4. 1	\$15.75	\$12.60	3.3%

출처: 뉴질랜드 기업혁신고용부(최저임금위원회(2021)에서 재인용)

한편 산업혁명이 꽃피웠던 영국은 전통적으로 자유방임주의, 노사 자치에 따라 단체교섭을 통해 노사자율로 임금을 결정하는 것이 원칙이었다. 이후 19세기 이래 노동조합이 없는 업종의 여성근로자, 연소근로자 등 저임금 근로자가 증가함에 따라 1909년 최저임금제도가 도입되었다. 1909년에 일부 산업에 임금위원회(Trade Boards)가 설치되고 최저임금을 강제하는 「임금위원회법」이 제정되면서 산업별 최저임금제도가 처음으로 시행되게 된다. 1911년에 봉제업, 종이상자, 레이스, 어망 등 제조업을 중심으로 실시되었고, 1939년에는 제빵, 가구 제조, 고무 제조 등의 산업까지 확대되었으나 제2차 세계대전 발발 후 산업별 최저임금제는 유명무실화 되었다.

1945년에는 「임금심의회법(Wages Councils Act)」에 의해 임금위원회가 보다 큰 권한과 결정범위를 가진 임금심의회로 재편되었으나, 1978-79년 어려운 경제 상황 하에서 정권을 잡은 대처 정부의 신자유주의적 노동정책 기조에 따라 임금심의회의 역할은 축소된다. 이후 1993년 메이어 정부는 「노동조합 개혁과 고용권리법(Trade Union Reform and Employment Right Act)」에 따라

2개의 농업임금심의회를 제외한 26개의 임금심의회를 폐지함으로써 1945년에 임금심의회로 재편된 체계가 막을 내리게 되었다.

이후 1997년에 집권한 영국 노동당의 블레어정부는 저임금층의 임금수준 적정화와 이를 통한 사회보장지출의 축소, 세금 및 사회보험료 등의 수입 증가를 통한 재정부담 완화 등을 목적으로 국가 최저임금제를 도입하였다. 토니 블레어 총리는 노동계의 요구를 받아들여 저임금위원회(Low Pay Commission)를 설치하였고, 1998년에는 국가최저임금법(National Minimum Wage Act)을 제정하였다. 1999년 4월부터 국가 최저임금이 적용되었고, 적용 대상은 의무 학업 연령 내에 있는 자, 자영업자, 정부 고용프로그램 참가자, 어부 근로자, 종교인 등을 제외한 16세 이상의 모든 근로자들이다.

최저임금액 권고안은 현재까지 앞서 언급한 저임금위원회(Low Pay Commission)의 전원합의로 결정된다. 최저임금 수준을 심의하는 마지막 회의에서 전원합의 결과가 나올 때까지 토론을 진행한다. 최저임금 산정에는 여러 지표들이 결정 기준이 되는데, 통계청의 ‘근로시간 및 소득에 관한 연차 조사’, ‘주당평균 소득’, ‘노동력 조사’ 등을 참고하여 국민 소득 분포 변화, 고용과 실업 지표 및 노동 시장에서의 최저 임금의 영향, 기업의 생산성과 이윤 추이 등이 모니터링 된다. 그 밖에도 관련 국제 정세도 같이 검토함으로써 내년도 최저 임금 수준을 종합적으로 판단한다.

영국 최저임금의 두드러진 특징 중 하나는 연령별로 최저 임금을 다르게 적용한다는 것이다. 또한 근무 기간이 12개월 내인 도제(apprentice) 근로자도 별도의 시간당 최저임금을 적용 받는다. 영국은 2016년부터 국가생활임금제를 도입하여 기존에 21세 이상에게 적용되던 성인 최저임금의 연령구간을 ‘21세 이상 25세 미만’과 ‘25세 이상’으로 나누었다가 ‘25세 이상’인 국가생활임금 대상을 2021년부터 ‘23세 이상’으로 낮추었다. 종합하면 영국은 연령과 근무 기간에 따라 최저 임금은 차등 적용되는데 21~22세, 18~20세, 16-17세는 국가 최저임금이 적용되고, 23세 이상은 국가생활임금(National Living Wage)이 적용되며 견습생(apprentice)에게 적용되는 시간 당 최저임금은 별도로 존재한다.

[표 3] 최근 5년 간 영국의 연도별 최저임금

(단위: £ /시간 당)

구분	국가 생활임금	국가 최저임금			도제
	23세 이상	21-22세	18-20세	16-17세	
2021	8.91	8.36	6.56	4.62	4.3
2020	8.72	8.2	6.45	4.55	4.15
2019	8.21	7.7	6.15	4.35	3.9
2018	7.83	7.38	5.9	4.2	3.7
2017	7.5	7.05	5.6	4.05	3.5

출처: 저임금위원회 보고서, 국가최저임금(2020. 12)

(최저임금위원회(2021)에서 재인용)

한편 미국은 1912년에 최초로 매사추세츠(Massachusetts) 주에서 최저임금법령을 제정하였다. 1913년에는 캘리포니아, 오레건, 워싱턴 주에서도 최저임금법령이 시행되었고, 1923년에는 총 15개 주와 워싱턴 D.C.에까지 법이 확대되었으나 미 연방대법원은 근로자의 자율적인 임금선택권과 사용주의 임금계약체결권을 제한한다는 근거로 최저임금법에 대해 위헌 판결을 내렸다.

미국에서 최저임금을 법으로 규정해야 한다는 요구가 커진 것은 대공황 무렵이다. 1930년대 노동조합을 중심으로 최저임금제를 도입해야 한다는 목소리가 커졌고, 1933년 루즈벨트(Franklin D. Roosevelt) 대통령은 「전국산업부흥법(The National Industrial Recovery Act)」을 통해 최저임금제를 도입하였다. 그러나 1935년 미 연방대법원은 이에 대해 다시 위헌 판결을 내린다. 1936년에 루즈벨트 대통령이 재선에 성공한 이후, 1937년 미 연방대법원은 워싱턴 주의 최저임금 관련 법안을 최초로 합헌으로 판정하였다. 미국은 1938년에야 비로소 「공정근로기준법(Fair Labor Standard Act)」을 제정하여 연방 최저임금을 법률로 규정하였다.

미국의 연방 최저임금은 2인 이상 근로자를 고용하고 연간 총 매출 또는 거래 규모가 50만 달러를 초과하는 사업체, 병원, 사회요양시설 및 복지시설, 학교, 정부 기관, 주(states) 간 통상에 종사하는 근로자, 가사 서비스업에 종사하는 근로자 등에게 적용된다. 다만 근로자가 근무하고 있는 주, 시 혹은 카운티가 연방법 적용 대상 지역이 아닌

동시에 주(states) 법정 최저임금이 설정되어 있지 않은 지역이라면 최저임금 적용 지역에서 제외된다. 또한 계절적인 놀이 및 여가시설 사업장에 종사하는 근로자, 소규모 농장 근로자, 어업 종사자 및 외국 선박 선원, 임시 아이 돌봄 서비스 종사자, 소규모 신문사 종사자 등에게는 법정 최저임금이 적용되지 않는다.

미국에서는 연방 최저임금은 연방 의회가 주 최저임금은 주 의회가 결정한다. 카운티 또는 시에서도 조례의 제정 또는 개정을 통해 지역에 적용되는 법정 최저임금을 의결할 수 있다. 한국이 최저임금위원회에서 내년도 법정 최저임금을 결정하는 것과는 달리 미국에서의 최저임금 결정 절차는 일반적인 법 개정 절차를 따른다. 연방 최저임금은 연방 의회에 최저임금 개정안이 제출되고, 상·하원에서 심의하여 승인된 후 대통령이 서명하는 방식이다. 최저임금이 예산과 관련된 사항이므로 보통 하원 세입위원회에서 발의되며 상·하원 심의를 거쳐 결정된다. 여타 법안과 마찬가지로 대통령의 거부권이 있으나 최근 행사된 사례는 없다. 이러한 연방 의회에서의 의결 절차와 유사하게 각 주 의회에서도 주에 새롭게 적용될 최저임금이 개정될 수 있으며, 다만 주 하부 자치단체인 카운티 또는 시의 경우에는 주민투표 등을 통해 조례를 제·개정하여 별도의 최저임금을 설정할 수 있다.

미국은 한국과 같이 법에 별도의 결정 기준이 있거나 고시방법과 갱신 주기가 따로 정해져 있지 않고 법 개정애 맞추어 새로운 최저임금이 적용되는 구조이다. 기존 최저 임금에 관하여 개정 요구가 있거나 다양한 의견들이 표출될 때 의회는 물가 상승, 생계비 증가 등을 보상하기 위해 다양한 의견들을 수렴하게 되고 법 개정을 통해 새로운 최저 임금 수준이 결정된다. 다만 일부 주, 카운티, 시의 경우 관련 법 또는 조례를 제정 혹은 개정할 때 처음부터 최저임금을 소비자 물가지수에 연동시켜 적용되게 설정한 경우도 있다.

미국은 기본적으로 행정 단위가 카운티(Counties) 또는 시(Cities), 주(States), 연방으로 나뉘어져 있기 때문에 법정 최저 임금이 세 층위로 구분된다. 연방법에 의한 연방 최저임금, 주법에 의한 주 최저임금, 카운티(Counties) 또는 시(Cities)의 조례(Ordinances)를 통한 최저임금이 그것이다. 미국은 주(states)에 법정 최저임금이 설정되어 있는지, 해당 주가 연방법이 적용되는 주인지에 따라 적용되는 최저 임금 수준이 다르다. 구체적으로 미 16개 주는 주법으로 연방 최저임금과 동일한 최저임금이 적용되고, 29개 주와 워싱턴 D.C.는

주법으로 연방 최저임금을 초과하는 최저임금을 적용하고 있다. 5개 주는 주 최저임금 없이 연방 최저임금의 적용을 받으며, 2개 주(조지아 주, 와이오밍 주)는 주법으로 연방 최저임금보다 낮은 최저임금이 설정되었다. 업종별, 규모별, 연령별 차등 적용되는 최저임금은 없다.

미국은 최저임금 이행이 잘 되고 있는지를 감독하기 위해 연방 차원에서 노동부 산하 ‘임금·근로시간청(The Wage and Hour Division)’이 근로 감독을 담당하고 있다. 주나 자치 단체 최저임금 준수 여부는 각 주와 자치 단체의 근로 감독 부서에서 관리 감독을 담당한다. 임금·근로시간청은 사업장을 점검할 수 있고 사용자 「공정근로기준법」에 따라 규정을 준수하고 있는지 검토할 권한을 가진다. 이를 통해 최저임금 위반을 조사하고 적발하며, 미국 전역에 지청을 두어 정기적으로 감독관을 기업에 파견하여 임금 기록 등을 체크함으로써 최저임금 준수 여부를 감독하고 있다.

아래 표는 미 50개 주의 최근 5년 동안의 법정 최저임금을 나타내며, 미 연방 최저임금은 2009년 이후 일반 근로자 기준 시급 \$7.25를 유지하고 있다.

[표 4] 최근 5년 간 미국의 연도별 주 최저임금

(단위: 시급, 달러)

구분	2017	2018	2019	2020	2021
연방	7.25	7.25	7.25	7.25	7.25
알라바마	-	-	-	-	-
알래스카	9.8	9.84	10.19	10.19	10.34
애리조나	10	10.5	12	12	12.15
아칸소	8.5	8.5	9.25	10	11
캘리포니아	10	11	12	12	13
콜로라도	9.3	10.2	12	12.02	12.32
코네티컷	10.10	10.10	11	12	12
델라웨어	8.25	8.25	9.25	9.25	9.25
플로리다	8.1	8.25	8.56	8.56	8.65
조지아	5.15	5.15	5.15	5.15	5.15
하와이	9.25	10	10	10	10

아이다호	7.25	7.25	7.25	7.25	7.25
일리노이	8.25	8.25	9.25	10	11
인디애나	7.25	7.25	7.25	7.25	7.25
아이오와	7.25	7.25	7.25	7.25	7.25
캔자스	7.25	7.25	7.25	7.25	7.25
켄터키	7.25	7.25	7.25	7.25	7.25
루이지애나	-	-	-	-	-
메인	9	10	12	12	12.15
메릴랜드	8.75	10.10	11	11	11.75
메사추세츠	11	11	12.75	12.75	13.5
미시건	8.9	9.25	9.65	9.65	9.65
미네소타	7.75- 9.5	8.04- 9.86	8.15- 10	10	10.08
미시시피	-	-	-	-	-
미주리	7.7	7.85	9.45	9.45	10.3
몬타나	8.15	8.3	8.65	8.65	8.75
네브라스카	9	9	9	9	9
네바다	7.25- 8.25	7.25- 8.25	7.25- 8.25	8-9	8-9
뉴햄프셔	7.25	7.25	7.25	7.25	7.25
뉴저지	8.44	8.6	11	11	12
뉴멕시코	7.5	7.5	9	9	10.5
뉴욕	9.7	10.4	11.8	11.8	12.5
노스캐롤라이나	7.25	7.25	7.25	7.25	7.25
노스다코타	7.25	7.25	7.25	7.25	7.25
오하이오	8.15	8.3	8.7	8.7	8.8
오클라호마	2-7.25	2-7.25	2-7.25	2-7.25	2-7.25
오레건	9.75	10.75	11.25	12	12
펜실베이니아	7.25	7.25	7.25	7.25	7.25
로드아일랜드	9.6	10.10	10.5	11.5	11.5
사우스캐롤라이나	-	-	-	-	-
사우스다코타	8.65	8.85	9.3	9.3	9.45
테네시	-	-	-	-	-
텍사스	7.25	7.25	7.25	7.25	7.25

유타	7.25	7.25	7.25	7.25	7.25
버몬트	10	10.5	10.96	10.96	11.75
버지니아	7.25	7.25	7.25	7.25	7.25
워싱턴	11	11.5	13.5	13.5	13.96
웨스트버지니아	8.75	8.75	8.75	8.75	8.75
위스콘신	7.25	7.25	7.25	7.25	7.25
와이오밍	5.15	5.15	5.15	5.15	5.15
D.C.	11.5	13.25	14	15	15

출처: 미 노동부 임금·근로시간청(The Wage and Hour Division)

한편 프랑스는 20세기 초까지 영국이 노사 자율로 임금을 결정하던 1909년 이전과 매우 유사한 양태를 보였다. 프랑스는 노사 간 개별 근로 계약 또는 단체 협약을 통해 임금을 결정하다 제2차 세계대전이 발발하고 노사 간 임금계약이 붕괴되면서 정부 개입의 필요성이 대두되었다. 이에 따라 프랑스는 2차 대전 이후부터 1950년 이전까지 정부에 의한 임금 결정방식이 도입되었다.

프랑스는 1950년에 전 직종에 적용되는 최저임금제를 제정하면서 처음으로 법정 최저임금제도를 시행하게 된다. 1950년 2월 노사 간 협상에 의한 임금 결정 자율권을 부여하는 법이 제정되었고, 앞서 언급한 정부 임금결정방식은 폐지한다. 대신 최저임금을 물가상승률에 따라 인상하는 '전 직종 최저임금제(SMIG: Salaire Minimum Interprofessionnel Garanti)'를 시행한다. 프랑스가 2차 대전 이후 1945~75년 기간동안 번영기를 구가하게 되면서, SMIG 제도 하에서 임금인상률이 너무 낮게 평가되고 있다는 비판을 받게 된다. 번영기의 혜택을 저임금 근로자들에게도 공유해야 한다는 목소리가 높아졌고 이에 따라 1970년에 '법정 최저임금제'로 제도가 변경되었다. 1967년에는 전체 근로자 평균임금 상승률에 비해 최저임금 인상률이 낮다는 논란이 일었고, 그 결과 1968년 최저임금을 35% 인상하게 된다. 이후 1968년에서 1980년까지 최저임금 인상이 급격하게 이루어졌는데<sup>⑤</sup>, 최저 임금 대상자들의 구매력은 상승하였으나 실업률도 1968년 2.5%에서 1980년 6.8%로 급격히 증가하였다. 2000년에는

<sup>⑤</sup> 평균임금 대비 39%에서 50%로 상승.

「Aubry법」이 제정되었는데, 법정 근로 시간을 주당 35시간으로 단축하는 동시에 최저 임금 적용을 받는 근로자들의 현재 월 급여 수준은 유지되게 하는 ‘최저 보장 월급제(GMR: Garantie Mensuelle de Rémunération)’를 시행하면서 사실상 11.4%의 임금 인상 효과를 낳았다. 이후 2003년 「Fillon법」을 통해 최저임금제도를 재정비하게 되는데, 2005년까지 최저 보장 월급제(GMR)를 폐지하는 것을 목표로 하되 대신 법정 최저임금제(SMIC) 시급 자체를 인상하기 위해 물가상승률, 근로자의 구매력 상승률 등에 동일한 가중치를 부여하여 최저임금 인상률을 산정하는 방식을 채택한다. 2008년에는 「노동임금법(Loi du 3 décembre 2008 en faveur des revenus de travail)」을 공포하면서 법정 최저임금제(SMIC)를 개정하여 최저임금 전문가 자문위원회를 신설해 전문가들이 매년 SMIC 결정 과정에 참여하도록 하였다. 또한 최저임금 적용시기를 2010년부터 기존 7월 1일에서 매년 1월 1일로 변경하였다. 이를 통해 기업 및 산업별 임금 협상에서 새로 설정된 최저임금이 더욱 적극적으로 반영될 수 있도록 하였다.

프랑스 최저임금 적용 대상은 정상적인 근로활동을 할 수 있는 18세 이상 민간부문 근로자와 민법의 적용을 받는 공공부문 근로자이다. 장기체류 외국인도 적용 대상에 포함되며 단 외판원 등 실질근로시간 측정이 어려운 근로자는 적용 대상에서 제외된다.

프랑스 최저임금 결정 과정을 보다 구체적으로 살펴보면, 프랑스는 노동부 장관이 ‘단체협상·고용 및 전문직업교육 국가협의회(단체협상 국가협의회)’의 의견을 청취하여 최저임금을 결정하는 구조를 갖고 있다. 단체협상 국가위원회는 다양한 분야의 여러 대표단으로 구성되는데 노동부, 농업부 그리고 경제부 장관이 참여하며 국가자문위 사회위원장(Le président de la section sociale du Conseil d'Etat), 사용자 대표 6명, 근로자 대표(직업군 별 노조 대표) 10명이 같이 참여한다. 여기서 사용자 대표는 기업인협회 2인, 중소기업총연합 대표 2인, 소상공인연합 대표 2인 등으로 구성되며, 노동부 장관이 최종 임명한다. 10명의 근로자 대표는 프랑스 5대 주요 노조(CGT, CFDT, CGT-FO, CFTC, CFE-CGC)에서 각 2인이 참여한다.

단체협상 국가위원회 안에는 ‘독립적 전문가 그룹(Groupe d'experts)’이 있는데, 이 그룹이 매년 단체협상 국가위원회와 정부에 최저임금 인상률에 대한 보고서를 제출한다. 독립적 전문가 그룹은

경제와 사회 분야에서 경험이 풍부하고 역량을 갖춘 전문가 5명으로 구성되며 노동부, 고용부, 경제부 장관들의 추천으로 총리가 지명되고 임기는 4년이다. 전문가 그룹 위원들은 업무와 관련해서 어떤 행정당국의 지시도 받지 않는다. 업무 수행과정에서 총리실 산하 경제분석실의 지원을 받을 수 있고 조사 및 협의를 진행할 수 있으며 정부와 공공기관 그리고 필요 시 외부기관에 연구를 요청할 수도 있다.

기본적으로 내년도 최저임금은 ‘단체협상 국가위원회’와 정부 간 토론과 합의를 통해 결정된다. 앞서 언급한 독립적 전문가 그룹은 이 단체 협상 위원회 안에서 활동하게 되며 정부와도 의사 소통한다. 정부는 ‘독립적 전문가 그룹’의 의견을 청취할 뿐 아니라 국가 재정 분석 및 경제 전반에 대한 보고서를 단체협상 국가위원회에 제출한다. 또한 노동부는 ‘단체협상 국가위원회’를 소집하여 노사 대표의 의견을 청취한다. 이러한 일련의 토론, 협상, 타협 등의 과정을 거쳐 내년도 최저임금 인상률이 결정되게 되는 것이다. 최저임금 인상률은 매년 12월 중순에 정해진다.

프랑스는 최저임금 인상률을 다음의 세 요소를 반영하여 결정하는데, 소비자 물가지수(CPI: Consumer Price Index), 근로자 구매력 상승률 그리고 정부 재량에 의한 인상률이 그것이다. 먼저 근로자(ouvriers)를 포함한 일반 근로자(employés)들을 대상으로 담배를 제외한 소득이 가장 낮은 하위 20% 가구의 CPI를 조사한다. 다음으로 프랑스는 최저임금 인상률을 정할 때 근로자들의 구매력 상승률의 50%를 산입하게 되는데, 근로자 기본 시급 인상률에서 물가상승률을 감한 수치를 반영하게 된다. 마지막으로 최저임금 결정에 참고하기 위해 정기적으로 발표되는 근로자 임금조사 자료를 활용하여 내년도 최저임금 인상률의 정부 재량의 범위를 정하게 된다. 이렇게 결정된 법정 최저임금은 업종과 지역에 관계없이 전국적으로 단일하게 적용된다.

아래 표는 최근 5년 간 프랑스의 최저임금 통계이며, 2021년 최저임금은 10.25유로이고, 주 35시간 근무에 월 151시간 근무를 기준으로 했을 때 월 최저 임금은 1554.58유로이다.

[표 5] 최근 5년 간 프랑스의 연도별 최저임금

(단위: 유로)

구분	2017	2018	2019	2020	2021
시급	9.76	9.88	10.03	10.15	10.25
월급	1480.27	1498.47	1521.22	1539.42	1554.58

출처: 프랑스 통계청 (<https://www.insee.fr/en/accueil>)

이렇듯 19세기 뉴질랜드 정부에 의해 처음 시행된 법정 최저임금 제도는 전세계로 퍼져 나갔고, 유럽에서는 2차 세계대전을 기점으로 그리고 미국에서는 대공황을 기점으로 제도가 확립되었다. 유럽에서는 전후 경제 상황 악화로 저임금 근로자들의 최저 임금 보장에 대한 요구가 반영되었고, 미국에서는 대공황 시기 뉴딜 정책과 사회보장법이 제정되면서 노동제도를 개선하고 소득분배를 개선하고자 하는 노력의 일환으로 최저임금제도가 정착되게 되었다. 이후 각 국가들은 해당 제도를 자신들의 사회, 경제 상황에 따라 수정하였고, 최저임금 결정 절차에서도 각 국이 납득 가능한 방식으로 민주주의 절차를 강화하거나 외부 전문가를 영입하여 전문성을 강화하는 방식으로 제도를 수정·보완해 나갔다. 결과적으로 현재 많은 나라에서 법에 명시된 최저임금 제도를 운영하고 있으나 결정 절차와 방식, 참여 그룹, 인상률 산정 기준, 지급 시기, 지급 대상의 구분 등에서 차이를 보인다. 이는 각 국가의 역사, 정치, 경제, 사회의 변화 양상을 반영하고 있으며, 현재에도 제도 운영 방식은 끊임없이 변화하고 있다.

한국은 1986년 「최저임금법」이 제정되면서 법정 최저임금제도가 본격적으로 도입되었다. 그러나 1953년 「근로기준법」이 제정되면서 제34조와 제35조에 이미 최저임금제 실시 근거는 마련되어 있는 상황이었다. 하지만 5-60년대에는 우리 경제가 최저임금제를 수용하기 어렵다는 주장이 중론이었기 때문에 해당 규정이 제대로 운용되지 않았다. 70년대 중반 한국 정부는 지나친 저임금을 해소하기 위해 행정지도를 통해 최저임금 보장에 노력하였으나 저임금 문제는 쉽사리 해소되지 못했다. 그러다 1980년대 중반 이후 한국의 높은 경제성장률과 더불어 근로자들에 대해서도 일정 수준 이상의 안정된 생활 보장이 필요하다는 주장이 힘을 얻게 되었고, 최저임금제 도입의 필요성이 제기됨에 따라 1986년 12월 31일에 「최저임금법」이 제정되었다. 이를 통해 1988년부터 본격적으로 법정 최저임금제가

시행되었다.

#### 4. 한국의 최저임금제

한국의 최저임금제도는 1986년 「최저임금법」 제정 이후 그 적용대상 및 형태에 있어 많은 변화를 겪어왔다. 1988년 최저임금법 처음 도입됐을 때는 제조업, 상시 근로자 10인 이상 사업장에 한하여 최저임금제도가 시행되었다. 당시 적용대상은 전체 임금근로자의 1/5 수준인 20.1%에 불과하였다. 그러나 이후 적용 대상 및 범위가 점차 확대되었는데, 2000년부터는 최저임금이 전 산업, 전규모로 확대·적용되고 있다. 제도 도입 초기 제조업종에만 국한되어 적용되던 것이 제조업, 광업, 건설업으로 확대되었으며 이후 법률 개정을 통해 현재는 전 산업으로 최저임금 적용 업종이 확대되었다. 최저임금의 적용 대상도 80년대 이후 4차례의 제도 개선을 거쳐 확대되었는데, 10인 이상 사업체에서 5인 이상 사업체로, 다시 1인 이상 사업체로 적용 범위가 확대되었다. 즉 한국은 현재 전 산업, 전 지역에 같은 법정 최저임금을 적용하는 전국 단일 최저임금 제도를 운영하고 있다.

최저임금위원회에 따르면 최저임금 결정 과정은 「최저임금법 제8조」, 동법 「제10조」 그리고 같은 법 「시행령 제7조」와 동령 「제10조」에 그 근거를 두고 있다. 대한민국의 최저임금은 기본적으로 고용노동부 산하의 최저임금위원회에 의해 결정된다. 최저임금위원회는 근로자위원, 사용자위원, 공익위원 각 9명씩 총 27명으로 구성된다. 매년 최저임금 수준을 심의·의결하며, 최저임금에 관한 심의 및 재심의, 최저임금 적용 사업의 종류별 구분에 관한 심의, 최저임금제도의 발전을 위한 연구 및 건의 등의 업무를 수행한다. 그 밖에 최저임금에 관한 중요 사항으로서 고용노동부장관이 회의에 부치는 사항을 심의하는 기능도 수행한다.

매년 최저임금이 어떻게 결정되는지 살펴보면, 고용노동부 장관은 매년 3월 31일까지 다음 연도 최저임금 심의를 최저임금위원회에 요청하게 된다. 최저임금위원회 위원장은 고용노동부 장관의 심의 요청건을 전원회의에 보고하고 안건을 상정한다. 위원회에서는 심의에 필요한 기초자료를 분석하게 되는데, 한국의 최저임금 결정은 근로자의 생계비, 유사 업종에 종사하는 근로자들의 임금, 노동생산성 및

소득분배율을 고려하여 정해진다. 구체적으로 위원회는 임금실태조사 자료와 비혼 단신 근로자들의 생계비, 주요 노동과 경제지표를 분석하고 외국의 최저임금제도 관련 자료를 수집한다. 또한 최저임금 적용 효과에 대한 실태 조사를 실시하며 사업 현장을 직접 방문하여 의견 청취 절차도 거친다. 이후 최저임금위원회 심의가 본격적으로 이루어지는데 ‘임금수준전문위원회’와 ‘생계비전문위원회’에서 심사가 진행된다. ‘임금수준전문위원회’에서는 임금 실태 등 분석 결과를 검토하거나 최저임금 적용 효과에 관한 실태 조사를 심사한다. ‘생계비전문위원회’에서는 생계비 분석 결과를 살펴보고 노사단체들이 제출한 생계비 자료를 심사한다. 이 과정을 거쳐 각 전문위원회의 심사 결과가 나오고 전원회의에서 최저임금 심사안이 심의·의결된다. 「최저임금법 제8조 제2항」에 의거하여 최저임금위원회는 심의를 요청 받은 날부터 90일 이내에 고용노동부 장관에게 심의 결과를 제출해야 하며, 동법 시행령 제8조에 따라 장관은 최저임금안을 지체없이 고시해야 한다.

한편 「최저임금법 제8조 제3항」에 따라 위원회가 제출한 최저임금안이 최저임금을 결정하기 어렵다고 판단되거나, 동법 제9조에 따라 근로자를 대표하는 자 또는 사용자를 대표하는 자가 최저임금안을 받아들일 수 없을 때 고시한 날로부터 10일 이내에 장관에게 이의를 제기할 수 있다. 그 사유가 타당하다고 인정된 경우, 고용노동부 장관은 20일 이내에 그 이유를 밝혀 위원회에 10일 이상의 기간을 정하여 재심의 요청하게 된다. 「최저임금법」 제8조 제1항과 제10조에 따라 장관은 매년 8월 5일까지 최저임금액을 결정하고 고시해야 하며, 효력은 다음 연도 1월 1일부터 발생한다.

[그림 2] 한국의 최저임금 심의 및 결정 과정



자료: 최저임금위원회

김강식(2017)에 따르면 최저임금과 관련하여 사용자가 지켜야 할 의무 규정과 위반 시의 조치들은 다음과 같다. 사용자는 고시된 당해 연도에 적용할 최저임금에 관한 사항을 최저임금 효력발생일 전일까지 소속 근로자에게 게시 및 기타 적당한 방법으로 주지시켜야 하고, 근로감독관은 최저임금법의 시행에 관한 사무를 관장하며 사법경찰관리의 직무를 행해야 한다. 최저임금법 위반시, 즉 최저임금액 보다 적은 시급을 지급할 경우 3년 이하의 징역 또는 2천만 원 이하의 벌금을 부과한다. 또한 최저임금액 등 최저임금 내용을 고지하지 아니할 시 100만 원 이하의 과태료가 부과된다.

## 제 2 절 자영업자의 개념적 정의

### 1. 자영업자의 개념

자영업자의 사전적 정의는 다음과 같다. 국립국어원 표준국어대사전의 자영업자 정의에 따르면 자영업자란 자신의 혼자 힘으로 경영하는 사업자를 뜻한다. 또한 국세청(NTS)은 자영업자를 개인사업자로 명명하고 일반사업자, 간이사업자, 면세사업자로 분류하고 있다. 한편 국제노동기구(ILO)와 경제협력개발기구(OECD)는 국제노동통계기준(ICSE-93)에 따라 자영업자를 고용주, 스스로 경영하는 사람(Own-accounted workers), 생산자 협동조합원, 무급가족종사자(Contributing family workers)를 포괄하는 개념으로 사용하고 있다.

본 고에서는 실증분석에서 통계청 데이터를 사용하고 있으므로 통계청(KOSTAT)에서 제시한 자영업자의 개념을 상정하고자 한다. 통계청에 따르면 자영업자는 유급 고용원을 두고 사업 등을 경영하거나 자기 혼자 또는 무급가족종사자와 함께 자기책임 하에 독립적인 형태로 전문적인 업이나 사업체를 운영하는 사람으로 정의된다.

통계청 기준 자영업자의 개념에 대해 언급하기에 앞서 상위의 노동인구 분류 개념을 먼저 언급하고자 한다. 인간이 일을 시작할 수 있는 나이 즉 노동력(work force)을 공급할 수 있는 나이를 15세 이상으로 볼 때, 노동 가능 인구를 15세 이상 인구로 간주한다. 이 ‘15세 이상 인구’는 ‘경제활동인구’와 ‘비경제활동인구’로 나눌 수 있는데, ‘경제활동인구(Economically active population)’란 만 15세 이상 인구 중 조사대상 기간에 상품이나 서비스를 생산하기 위하여 실제로 수입이 있는 일을 한 취업자와, 일을 하지 않았으나 그 일을 즉시 하려고 구직활동을 하는 실업자를 말한다.<sup>⑥</sup> 즉 취업자와 실업자를 합치면 경제활동인구가 되는 것이다. 통계청에서 정의한 ‘취업자’의 기준은 첫째, 수입을 목적으로 1시간 이상 일한 사람과 둘째, 같은 가구 내 가구원이 운영하는 사업체나 농장의 수입을 위해 18시간 이상

---

<sup>⑥</sup> 통계청, 통계용어 및 지표,

[https://kostat.go.kr/understand/info/info\\_lge/1/detail\\_lang.action?bmode=detail\\_lang&pageNo=&keyWord=0&cd=SL3966&sTt=](https://kostat.go.kr/understand/info/info_lge/1/detail_lang.action?bmode=detail_lang&pageNo=&keyWord=0&cd=SL3966&sTt=)

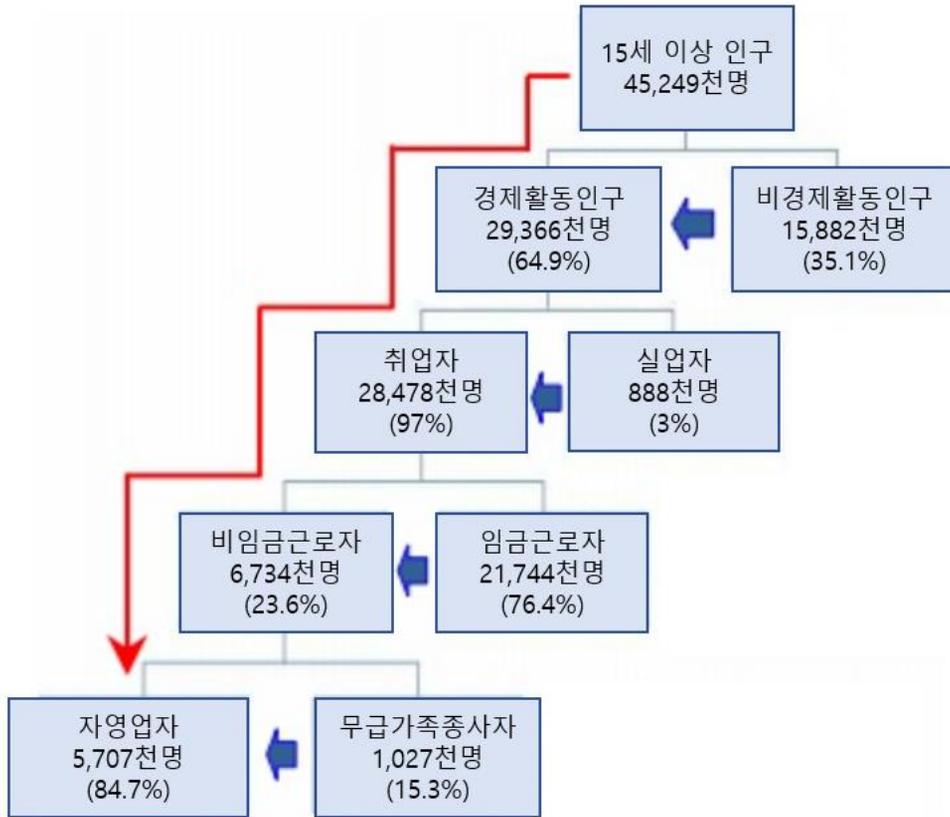
무급으로 일한 사람(무급가족종사자)과 셋째, 직업이나 사업체를 가지고 있는데도 일시적 병, 사고, 휴가, 교육 등의 사유로 일하지 못하였으나 이들 사유가 해소되면 다시 일할 수 있는 사람(일시휴직자)이다. 취업자는 다시 임금근로자와 비임금근로자로 나뉘는데, ‘임금근로자’란 자신의 근로에 대해 임금, 봉급, 일당 등 어떠한 형태로든 일한 대가를 지급받는 근로자를 뜻한다.<sup>⑦</sup> 상용근로자, 임시근로자, 일용근로자로 구분된다. 임금을 지급받는 근로를 하지 않는 사람들을 비임금근로자라고 말하는데, 고용원이 있는 자영업자, 고용원이 없는 자영업자 그리고 무급가족종사자로 분류한다. ‘고용원이 있는 자영업자’는 한 사람 이상의 유급 고용원을 두고 사업을 경영하는 사람으로 사업 규모에 상관없이 임금을 주는 종업원을 채용하고 있는 경우가 이에 해당된다. ‘고용원이 없는 자영업자’는 자기 책임 하에서 독립적인 형태로 일이 수행되며 유급 종업원 없이 자기 혼자 또는 무급가족종사자와 함께 일을 하는 사람을 말한다. ‘무급가족종사자’는 일정한 기간마다 일정 금액을 받을 수 있으나 공식적인 계약이 체결된 것이 아니기 때문에 무급가족종사자라 명한다. 통계청의 종사상 지위별 취업자 분류 기준에 따르면 자영업자란 고용원이 있는 자영업자와 고용원이 없는 자영업자를 합친 개념이다. 본 연구에서는 통계청의 이러한 분류 기준에 따라 자영업자를 정의하고, 고용원 채용 여부에 따라 자영업자를 세부 분류하여 분석을 수행하였다.

아래 그림은 위와 같은 통계청의 분류 체계에 따라 자영업자의 개념을 도식화한 것이며, 아래 수치들은 통계청이 발표한 2022년 6월 고용동향 자료의 수치들이다.

---

<sup>⑦</sup> 고용노동부, 고용노동통계, <http://laborstat.moel.go.kr/hmp/main/wordExplna.do>

[그림 3] 자영업자의 개념



## 2. 자영업자 현황

통계청에서 발표한 2022년 6월 고용 동향에 따르면 15세이상 인구는 4,524만 9천명으로 전년동월대비 18만명(0.4%) 증가하였다. 경제활동인구는 2,936만 6천명으로 전년동월대비 63만 6천명(2.2%) 증가하였다. 성별로 보면 남자는 1,659만 2천명으로 전년 동월 대비 31만 1천명(1.9%) 증가하였고, 여자는 1,277만 5천명으로 32만 5천명(2.6%) 증가하였다.

한편 2022년 6월 기준 15세 이상 취업자는 2,847만 8천명으로 전년 동월 대비 84만 1천명(3.0%) 증가하였고, 고용률은 62.9%로 전년동월대비 1.6%p 상승하였다. 성별로 보면 남자는 1,610만 9천명으로 전년 동월 대비 44만 1천명(2.8%) 증가하였고, 여자는

1,237만명으로 40만명(3.3%) 증가하였다. 실업률은 3%로 전년 동월 대비 0.8%p 하락하였으며, 전체 실업자는 88만 8천명으로 20대, 50대, 60세이상 등에서 감소한 것으로 나타났다.

종사상 지위 별 취업자에서 임금근로자 중 상용근로자는 총 1572만 9천명으로 전년 동월 대비 89만 9천명(6.1%)이 증가하였으나, 임시근로자는 481만 3천명으로 전년 동월 대비 5만 3천명(-1.1%)이 감소하였다. 임금근로자 중 일용근로자도 총 120만 2천명으로 전년 동월 대비 7만 9천명(-6.2%)이 감소한 것으로 나왔다.

종사상 지위 별 취업자 중 비임금근로자는 총 673만 4천명으로 전년 동월 대비 7만 5천명(1.1%)이 증가하였다. 앞서 언급한 바와 같이 비임금근로자는 고용원이 있는 자영업자, 고용원이 없는 자영업자, 무급가족종사자로 분류 가능한데, 고용원이 있는 자영업자는 2022년 6월 기준 140만 천명으로 전년 동월 대비 12만 천명(9.5%)이 증가하였다. 고용원이 없는 자영업자는 430만 7천명으로 전년 동월 대비 6천명(0.1%) 상승하였다. 무급가족종사자는 총 102만 7천명으로 전년 동월 대비 5만 3천명(-4.9%) 감소한 것으로 드러났다.

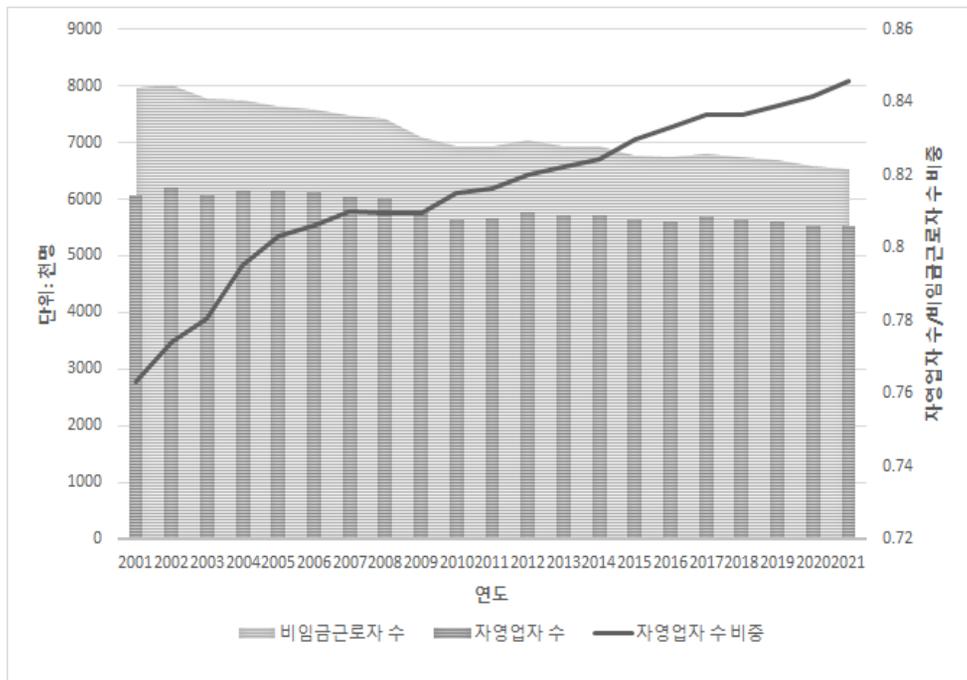
전체 비임금근로자 673만 4천명 중 고용원이 없는 자영업자는 430만 7천명으로 전체 비임금근로자의 64%를 차지한다. 고용원이 있는 자영업자는 전체 비임금근로자에서 약 20%를 차지하며, 무급가족종사자는 16%에 불과하다. 통계청의 종사상 지위 별 취업자 분류 기준에 따르면 자영업자는 고용원이 있는 자영업자와 고용원이 없는 자영업자를 합친 개념인데, 2022년 6월 기준 전체 자영업자는 570만 7천명으로 비임금근로자의 84.7%를 차지한다. 기본적으로 자영업자 중 고용원이 없는 자영업자의 비중이 압도적으로 높으며, 2021년 6월에 비해 고용원이 없는 자영업자 수는 거의 변함이 없으나 고용원이 있는 자영업자 수가 거의 10% 가까이 증가한 것을 알 수 있다.

아래 그림은 2001년부터 2021년까지의 비임금근로자와 자영업자 수의 증감 추이 및 비임금근로자 수 대비 자영업자 수의 비중을 나타낸 그래프이다. 먼저 2000년대 들어 비임금근로자 수는 지속적으로 감소해왔다. 자영업자 수는 비슷한 수준에서 등락을 반복하다 2009년과 2010년에 다소 감소하는 모습을 보이며, 그 이후에는 2010년과 비슷한 수준으로 그 수가 유지되고 있다.

그래프에서 눈에 띄는 것은 자영업자 수 비중인데, 전체 비임금근로자 수 대비 자영업자 수 비율이 2001년에서 2005년까지

가파르게 상승하였으며, 2005년에서 2009년까지는 비중이 완만하게 증가했다. 2010년 이후부터는 2000년대 초반 수준만큼은 아니지만 자영업자 비율의 기울기가 다소 가파르게 증가하는 양상을 보인다.

[그림 4] 비임금근로자 수 대비 자영업자 수 비중(2001년-2021년)



### 제 3 절 최저임금과 자영업 관련 선행연구

#### 1. 최저임금 관련 선행연구

외국의 최저임금과 고용 간 상관관계에 관한 실증 연구를 살펴보면 상반된 추정 결과가 다수 존재한다. 최저임금이 고용에 미치는 효과에 대한 이론적인 모형은 크게 세 가지 유형으로 구분해 볼 수 있다. 본 단락에서는 Hirsch et al.(2015) 연구의 기준을 차용하도록 하겠다. 먼저 전통적인 경쟁적 노동시장(competitive labor market) 모형이다.

경쟁적 노동시장 모형에서는 노동시장에서 다수의 수요자와 공급자가 상존하기 때문에 노동자가 생존할 수 있는 최소 수준에서 균형 임금이 설정된 상태이다. 만약 이 시장에 최저임금이 도입된다면 임금과 노동수요의 균형점보다 최저임금이 더 높기 때문에 제도가 도입되더라도 현실에서는 최저임금을 따르지 않고 노동수요곡선을 따라 원래의 균형점에서 노동시장 균형이 유지된다. 이 모형에 의하면 시장이 정부의 최저임금제에 초기에는 반응을 하나 궁극에 최저임금은 채용되는 노동자 수를 감소시키며, 그 감소 정도는 노동 수요곡선의 탄력성에 따라 달라진다.

한편 독점적 노동시장 모델(Monopsony labor market)은 노동수요자가 하나인 구매자 독점 시장 모형이다. 이 모형에 따르면 수요 독점적인 노동시장에서는 임금이 경쟁적 노동시장에서의 균형점보다 낮게 결정된 상태이다. 즉 노동 수요자가 한 사람이기 때문에 경쟁적 노동시장에서의 최소 수준의 균형 임금보다도 임금이 낮게 책정되어 있는 것이다. 이 모형 하에서는 최저임금 도입이 노동 공급과 임금을 동시에 증가시키며 결과적으로 고용이 증대된다.

마지막으로 제도주의적 관점은 임금은 노동시장에서의 수요와 공급에 의해 결정되기 보다는 기업체의 내부 조정과정에 의해 결정된다는 이론이다. 이에 따라 적정 폭의 최저임금 인상은 고용에 미치는 영향이 전혀 없거나 고용량을 소폭 증가시키는 미미한 효과만 있을 뿐이라는 것이다.

Kalenskosi(2016) 연구는 이 중 경쟁적 노동시장 모형을 상정하여 최저임금이 청년층 고용과 소득에 미치는 영향에 관하여 분석하였다. 분석 결과 최저임금제가 청년층 비숙련 노동자들의 고용을 감소시키고 실업률을 증가시켰다. 청년 중 일부는 최저임금으로 인해 높아진 임금의 혜택을 누리나 대부분의 사람들은 노동시장으로의 진입 자체가 어려워져 일자리를 찾지 못하게 되어 고용이 감소한다는 것이다.

한편 Bhaskar & To(2003)는 독점적 노동시장 모형을 상정하고 최저임금이 고용에 미치는 효과를 분석하였다. 최저임금의 고용 효과는 기본적으로 노동시장에 존재하는 왜곡의 정도에 따라 달라지는데, 이 왜곡이라 함은 노동수요 독점 기업이 가지는 고정 비용을 의미한다. 즉 기업의 고정비용이 높다면 해당 기업은 그 고정비용을 회수할 때까지는 노동을 필요로 할 확률이 높다. 이 상황에서 노동 시장이 완전경쟁시장보다 덜 경쟁적이라면 최저임금 인상은 고용을 증대시키게 된다. 이처럼 최저임금과 고용을 다룬 해외 문헌들을 보면, 가정하고

있는 모형이 각각 다르고 실증 분석 결과 또한 상이한 결과들이 도출되었다.

국내 실증연구를 살펴보면, 먼저 홍민기(2019)의 연구에서는 최저임금 인상이 고용과 근로시간에 미치는 효과를 경제활동인구조사의 월별 자료를 이용하여 분석하였다. 2014년부터 2018년까지를 분석 기간으로 삼고, 최저임금 인상이 급격히 일어난 2018년을 기준으로 이전과 이후로 기간을 나누어 분석하였다. 이중차분법을 이용하여 2018년의 정책 변화 효과를 추정하였다. 이중차분법을 사용하기 위한 전통적 가정인 평행추세를 가정한 모형에서는 최저임금 인상이 고용을 유의미하게 감소시킨 반면 집단 별 추세가 서로 다를 수 있다고 간주하는 요인모형(panel model with a factor error structure)에서는 최저임금 인상이 고용에 영향을 주지 않는 것으로 판단되었다.

최태림·최명섭(2020)은 15-29세 사이의 청년층을 대상으로 최저임금 인상이 청년 고용에 미치는 효과를 분석하였다. 청년층 취업 여부를 설명하는 변수들이 개인과 지역 노동시장에 따라 달라질 것이라 가정하고 다수준 로짓 모형(Multilevel Logit Model)을 이용하여 최저임금과 청년층 취업 수준을 지역 수준에서 실증 분석하였다. 최저임금의 대용변수인 Kaitz index를 사용하여 분석한 결과 최저임금이 상승한 경우 서울, 경기 지역과 같은 대도시에서의 청년 고용률이 소폭 하락하였고 특히 강원, 전북, 제주와 같은 지방 중소도시에서는 청년 고용률 하락 폭이 상대적으로 큰 것으로 나왔다. 본 고에서도 최저임금의 대용변수로 Kaitz index를 사용하고 있는데 이에 대한 설명은 이후 변수 설명에서 대신하고자 한다.

한편 황희영·이종하(2019)는 최저임금과 노동소득분배율 간 관계를 분석하였다. 16개 광역지방자치단체별로 검토하였는데, 결과적으로 최저임금제는 노동소득을 감소시키며 수도권보다 비수도권에서 그 감소 정도가 더 컸다. 이에 따라 해당 연구에서는 지역별로 최저임금을 차등 적용하는 것이 필요하다고 역설하였다.

강승복·박철성(2015) 또한 Kaitz index를 이용하여 최저임금 인상이 고용에 미치는 효과를 장기 시계열 자료를 활용하여 실증 분석하였다. VEC(Vector Error Correction) 모형을 통해 분산분해 및 충격 반응함수를 분석한 결과 최저임금 인상은 고용에 미약하지만 장기적으로 음(-)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 이와 같이 국내 연구에서도 해외 연구에서와 마찬가지로 최저임금과 고용 간 통일된 실증분석 결과를 도출하고 있지는 못하다.

## 2. 자영업 관련 선행연구

먼저 해외문헌을 살펴보면 자영업 관련 선행연구는 많지 않다. 기본적으로 두 갈래의 연구가 진행되었는데 하나는 개인의 직업 선택과 관련하여 무엇이 개인으로 하여금 자영업자가 되게 하는지 그 결정요인에 관한 연구 갈래이다. Taylor(1996)는 연구에서 개인이 자영업 시장으로 진입하는 결정 요인에 관한 연구를 수행하였다. 기본적으로 임금 근로에 비해 더 높은 기대수익이 발생할 것으로 예상될 때, 마땅한 임금 근로 기회를 찾지 못했을 때 그리고 더 많은 개인 시간을 누리고자 할 때 자영업자로 전환될 확률이 높아지는 것으로 분석되었다. 저자는 이 세 결정 요소에 영향을 미치는 다른 조절 변인으로 결혼 여부, 부모의 고용 여부, 부동산 소유 여부 등을 고려하였다.

해외 문헌에서 다루는 자영업 관련 선행연구의 다른 한 가지 갈래는 경기변동과 자영업자 간 관계이다. Pereira & Patel(2022)은 연구에서 최근 코로나19 확산이 자영업자들의 노동 시간을 줄였는지, 그리고 이러한 경기불황이 자영업자들을 해당 시장에서 퇴출시켰는지를 실증 분석하였다. 분석 결과 임금 근로자들의 노동시간과 비교하여 자영업자들의 노동시간이 팬데믹 이후 확연하게 줄었다. 저자는 특히 브라질에서의 소상공인·자영업자의 대부분을 차지하는 소수 인종에 주목하였는데, 소수 인종 임금 근로자와 비교했을 때도 소수 인종 자영업자들의 노동 시간이 비대칭적으로 감소하여 이에 대한 브라질 정부의 보완책 마련을 촉구하였다.

자영업자와 관련한 국내 선행연구를 살펴보면, 먼저 한국의 자영업 특성을 살펴본 거의 최초의 연구로 류재우·최호영(1999)의 연구를 들 수 있다. 한국은 전통적으로 고용에 있어 자영업이 큰 비중을 차지해왔는데<sup>⑧</sup> 해당 논문에서는 어떤 사람들이 자영업 부문에 종사하고 이 자영업주들은 어떤 특징을 가지는지를 분석하였다. 임금 노동자와 비교했을 때의 자영업주들의 학력이나 경력에 눈에 띄는 차이가 있는지를 살펴보고, 여성의 자영업 종사 비율이 남성에 비해 왜 낮은지에 대해서도 고찰하였다. 또한 60년대부터 1990년까지 우리나라 비농업부문 취업자 중 자영업주의 비중이 지속적으로 하락해왔는데,

---

<sup>⑧</sup> 1998년 10월 기준으로 전체 취업자 수 중 약 30%가 자영업자이다.

90년대 들어 다시 증가 추세로 접어든 배경이 무엇인지도 요인 분해와 로짓(logit) 분석을 통해 살펴보았다. 분석 결과, 자영업주는 임금 근로자와 여러 면에서 상당히 이질적인 면모를 보이나, 자영업자 집단 내의 이질성 또한 매우 컸다. 90년대 들어 감소하던 자영업자 비율이 증가세로 바뀐 이유를 살펴보기 위해 요인 분해 분석을 실시한 결과, 90년대의 자영업자 비율 증가는 먼저 연령 구성의 변화에서 기인했다. 더불어 산업별 취업자 구성이 변한 것을 다른 요인으로 들 수 있는데, 그 중에서도 특히 도소매·음식·숙박업에서의 취업자와 순수 자영업자 비율 상승이 90년 이후의 자영업자 비중 증가를 견인한 것으로 드러났다.

전병유(2003)는 15세 이상 65세 이하 개인을 대상으로 한국노동패널 1-4차 자료와 통계청의 경제활동인구조사 자료를 활용하여, 외환위기 이후 자영업 선택에 영향을 미친 요인을 분석하였다. 미시적 차원에서는 남성일 때 직업 경험, 학력과 같은 인적자본이 자영업 선택을 증가시켰고 여성의 경우는 직업 경험 변수만이 자영업 선택에 유의 영향을 주었다. 거시적 측면으로는 실업률과 자영업 선택 간 상관관계를 분석했는데, 외환위기 이후 기간 동안 실업률 상승이 사람들로 하여금 자영업을 더 선택하게 만들었다는 결과를 도출함으로써 자영업이 실업에 대한 하나의 대안 혹은 완충 역할을 한다는 가설이 지지되었다.

신동주·최배근(2018)은 연구에서 우리나라 자영업자 비율이 90년대부터 증가하게 된 이유를 분석하였다. 80년대 말까지만 하더라도 감소하고 있던 자영업자 비율이 90년대부터 다시 증가하는데, 본 논문은 그 이유를 탈공업화로 인한 영세자영업자의 증가 때문이라고 가정하였다. 제조업 취업자 비율 감소를 의미하는 탈공업화는 노동자가 자영업에 유입되도록 함으로써 비자발적인 자영업자를 늘리고 영세자영업자를 증가시켰으며, 그 결과 임금노동자와 자영업자 간 임금 격차가 커졌다. 또한 탈공업화로 경제 성장이 둔화되자 이에 대한 대응으로 정부는 금융의 영향력을 확대시키게 된다. 이러한 문제의식을 바탕으로 본 논문은 GDP 대비 금융자산 비율, 제조업 취업자 수, 중국수입결제통화 등의 거시경제 변수를 자영업자 수 증감의 원인으로 상정하고 회귀분석을 수행하였다. 분석 결과 대중국수입증가율로 나타난 탈공업화의 대외적 요인은 영세자영업자 비율에 낮은 통계적 확률로 영향을 주는 것으로 나타났고, 제조업 취업자 비율 증가율은 매우

유의미한 영향을 주었다. 또한 금융화를 의미하는 GDP 대비 총 금융자산 비율 증가율은 영세자영업자 비율에 거의 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다.

한편 남윤미(2017)는 자영업체 폐업률에 주목하면서 이에 영향을 미치는 시장 환경과 개별 업체의 특성을 중심으로 실증분석을 수행하였다. 기존 국내 자영업에 관한 연구 대부분이 개인 자영업자의 선택과 그에 영향을 미치는 요인들을 분석하는 것이었다면 해당 연구에서는 생존분석기법(Survival Model)의 하나인 Cox's 비례위험모형(Cox's proportional hazards model)을 이용하여 수요, 비용, 경쟁 관련 요소들이 자영업 폐업률에 미치는 효과를 추정하였다. 추정 결과, 자영업체가 위치한 지역의 인구, 1인당 소득, 지역내총생산과 같은 경기를 반영하는 요소뿐 아니라 임대료, 대출 이자율, 고정 인건비와 같은 비용적인 요소들도 자영업자 폐업에 상당한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

### 3. 최저임금과 자영업 관련 선행연구

앞서 언급했듯 기본적으로 최저임금과 자영업자 간 관계를 분석한 연구는 많지 않다. 국내 연구 몇 가지를 소개하면 다음과 같다.

배진한·김우영(2018)은 급격한 최저임금 인상이 노동시장에서의 자영업 선택에 미치는 영향을 살펴보기 위해 한국노동패널 12-21차 자료를 이용하여 최저임금 인상이 개인의 노동이동에 어떤 영향을 미쳤는지 다항 로짓 모형을 통해 분석하였다. 분석 결과 최저임금 인상이 고용에 부정적 영향을 미치는 것으로 드러났는데, 최저임금 인상으로 저임금 노동자들이 미취업에 빠질 확률이 증가하였다. 또한 최저임금 인상 시 노동자가 자영업으로 진출할 확률은 낮아지고 임금 근로로의 입직 확률은 높아진다는 것을 발견하였다. 이는 최저임금 상승 시 자영업자의 기회비용이 커져 자영업 비중이 감소함을 시사한다.

강창희·유경준(2018)은 외환위기 이후 자영업자 비율이 증가한 현상에 주목해 자영업 비중에 영향을 미치는 제도적 요인과 그 효과에 대해 분석하였다. OECD 국가들을 대상으로 패널 자료를 구축하여 고정효과 모형을 통해 한 국가의 조세 회피 가능성, 사회안전망 정도, 최저임금 수준 등 사회 정책적 요인들이 자영업자의 비중에 어떠한 영향을 미치는지 실증 분석하였다. 2000년-2011년 기간을 대상으로

분석한 결과 조세 회피 가능성이 낮을수록, GDP 대비 사회보장 지출 비중이 높을수록, 중위 임금 대비 최저임금 비율이 높을수록 자영업자 비율이 유의하게 감소하였다.

한편 양준석·장윤섭(2019)은 통계청의 경제활동인구조사의 산업별 자영업자 수의 월별 자료를 이용하여 2018년 최저임금 인상이 자영업자 수에 미친 영향을 이중차분법을 통해 실증 분석하였다. 최저임금 인상이 자영업자 수 변동에 영향을 미쳤다는 증거는 찾지 못했으나 정책변수를 선, 후행 변수로 구분하고 분기별로 최저임금 효과를 추정한 결과, 2018년 3분기부터 최저임금 인상이 고용원이 있는 자영업자 수에 부의 효과를 준 것으로 나타났다.

이처럼 최저임금이 자영업에 어떠한 영향을 미쳤는지 실증 분석한 논문은 소수에 불과하다. 또한 지역별 패널 자료를 구축하여 최저임금 인상이 자영업자 수에 미친 영향을 분석한 논문은 전무하기 때문에 본 연구는 실증 분석을 통해 이러한 간극을 메우고자 한다. 또한 지역별 분석을 추가하여 최저임금이 지역별 자영업자 수 비중에 미치는 개별 영향들을 살펴봄으로써 향후 최저임금제도 운영과 관련한 정책적 함의를 제공하고자 한다.

## 제 3 장 연구 설계 및 분석 방법

### 제 1 절 연구의 분석틀

실증 분석에 들어가기에 앞서 최저임금이 자영업에 미치는 영향을 두 가지 갈래로 나누어 보고자 한다. 먼저 최저임금이 인상되면 자영업 선택자들은 자신들의 임금 근로 포기 시의 기회비용이 상승하게 되어 개인으로 하여금 임금소득자가 되는 유인을 제공할 수 있다. 이 경우 자영업자 수는 감소한다. 반면 최저임금 인상으로 고용주가 임금 근로자에 대한 노동수요를 줄이게 되면 실업률이 상승하여 임금 근로자들의 자영업 부문 진출이 증가할 수 있다. Thurik et al.(2008)과 Koellinger & Thurik(2012)의 연구에서는 실증분석을 통해 자영업과 실업 사이의 상호의존적 관계가 있음을 밝히고, 자영업이 실업의 완충 역할을 해왔음을 주장하였다. 같은 맥락에서 앞 장에서 언급한 배진한·김우영(2008)은 최저임금 상승으로 인한 자영업자 수 증감의 통일된 연구결과는 없으며, 위 두 채널의 상대적 효과에 따라 자영업 비중의 증감여부가 결정되기 때문에 이는 실증적으로 판단할 수밖에 없다고 주장하고 있다. 본 연구는 패널 자료를 이용한 다중회귀분석을 통해 최저임금이 자영업자 수에 어느 방향으로 영향을 미쳤는지를 실증적으로 살펴보고자 한다.

자영업 선택에 영향을 미칠 수 있는 개인적, 사회적, 제도적, 경제적 요인들 중 본 연구는 거시경제 변수를 중심으로 최저임금의 효과를 논하고자 한다. 전병유(2003)에 따르면 자영업 선택에 영향을 미치는 요인들은 크게 두 가지로 나눌 수 있다. 개인의 행동에 영향을 미치는 미시적 요인과 경기변동과 같은 거시적 요인으로 구분 가능하다. 미시적 요인으로는 기업가적 자본(entrepreneurial capital), 금융자본(financial capital), 인적자본(human capital) 등이 있고, 거시적 변수로는 경기변동이나 노동시장 조건 등을 들 수 있다. 미시적 요인과 거시적 요인 중 전병유(2003)는 결국 자영업 선택에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 예상되는 변수는 가격 변수로 이는 곧 거시적 요인과 직결됨을 역설하였다. 개인이 자영업 시장으로 진입 혹은 퇴출하는 데에는 각 경우에서 별 수 있는 상대적 소득이 큰 영향을 미치는데, 개인은 임금근로를 택했을 때 받을 수 있는 소득과 자영업으로 인해 벌 수 있는

소득을 서로 비교한다는 것이다. 이러한 소득 비율에 가장 큰 영향을 미치는 요인 중 하나는 재화와 서비스에 대한 수요를 변동시키는 경기 호황과 같은 거시 경제 변수이며 최저임금과 같은 노동시장 조건 또한 이 거시적 요인에 포함된다.

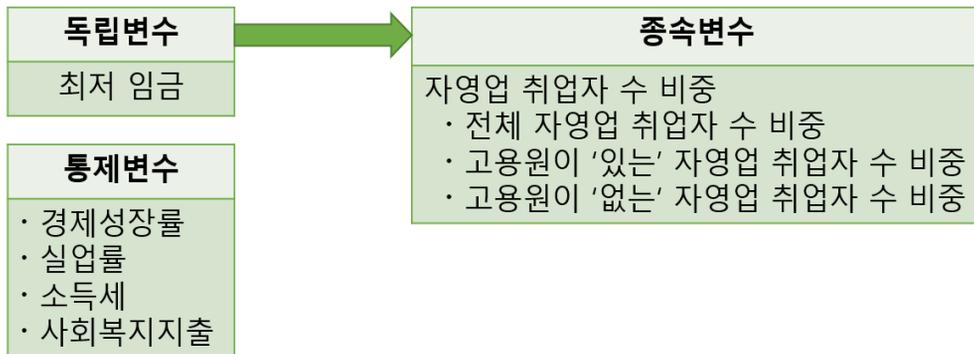
이에 본 고에서는 거시 경제 변수인 실질경제성장률, 실업률, 소득세, 사회보장지출을 통제변수로 놓고, 16개 광역시·도를 중심으로 지역별 패널 자료를 구축하여 21개년 동안의 기간을 상정하여 최저임금이 자영업자 수에 미친 영향을 패널 다중회귀분석으로 실증 분석하였다. 기존 최저임금과 자영업 관련 연구에서는 흔히 한국노동패널, 한국복지패널, 사업체패널 등이 사용되었는데, 본 연구에서는 개인의 자영업으로의 진출 및 퇴출 결정에 경제적 요인이 크게 작용하는 것을 감안하여 거시 경제 변수를 직접적으로 활용하고자 한다. 이에 따라 거시 변수를 직접적으로 사용하기 위해 상당 기간 데이터가 부재한 세종시를 제외하고 전국 16개 광역자치단체 패널 자료를 구축하였다. 이를 통해 최저임금 인상이 자영업자 수에 어떠한 영향을 미쳤는지를 실증 분석하였다. 최저임금이 전 산업에 적용되기 시작한 2001년부터 2021년까지의 기간을 상정하고, 그 동안의 지속적인 최저임금 상승이 시장에서 자영업자를 퇴출시키는 방향으로 작용했는지를 살펴보았다. 또한 앞서 언급한 바와 같이 문제인 정부 들어 2018년에 최저임금이 16.4% 인상되었는데, 이러한 급격한 최저임금 인상이 실제 자영업자 수 비중을 줄였는지를 더미 변수를 추가하여 검증하였다. 더불어 16개 광역시·도 개별에 대한 지역별 분석을 추가하여 전체 패널자료를 사용했을 때의 분석 결과에서는 볼 수 없었던 최저임금 인상의 개별 지역에 대한 효과도 살펴보았다. 이를 통해 소상공인과 중소 기업, 지방자치단체들이 주장하고 있는 최저임금의 지역별 차등 적용 가능성을 논하고자 한다. 자료는 통계청과 한국은행에서 제공하는 통계 자료를 이용하였다.

아래 표와 그림은 각각 이러한 연구 문제와 논의의 분석틀을 도식화한 것이다. 각 독립변수, 통제변수, 종속변수에 대해서는 다음 절에서 설명하겠다.

[표 6] 연구문제의 설정

연구문제 1	최저임금 인상은 자영업자 수 비중에 악영향을 미쳤는가?
연구문제 2	2018년의 급격한 최저임금 인상으로 인해 자영업자 수 비중이 감소하였는가?
연구문제 3	최저임금이 자영업자 수 비중에 미치는 영향에 지역별 차이가 존재하는가?

[그림 5] 논의의 분석틀



## 제 2 절 변수 설명

### 1. 종속변수

본 연구의 목적은 최저임금이 자영업자 수에 미치는 영향을 실증 분석하는 것이다. 본 고에서는 선행 연구를 참고하여 종속변수인 자영업자를 ‘자영업 취업자 수’ 원 통계치를 그대로 사용하지 않고 취업자 수에 대비한 비중으로 종속변수를 설정하였다. 즉 ‘전체 취업자 수(비임금근로자 수 + 임금근로자 수) 대비 자영업자 수’를 종속변수로 삼았다. 주현 외(2013) 연구에서는 OECD 국가별 자료를 이용해

경제적, 비경제적 요인들이 자영업자 비중에 미치는 영향을 실증 분석하였는데, ‘전체 취업자 수에 대비한 자영업자 수 비중’을 종속변수로 설정하였다. 강창희·유경준(2018) 연구에서도 2000년-2011년 기간 동안 OECD 국가들을 대상으로 자영업자 비중의 결정 요인들을 국제 비교하였다. 저자들은 한 국가의 조세 회피 가능성, 사회안전망 정도 및 최저임금 수준 등 사회정책적 요인들이 자영업자 비중에 미치는 영향을 실증 분석하면서, 종속변수로 ‘취업자 대비 자영업자 수’를 사용하였다.

## 2. 독립변수

최저임금은 고용노동부 산하 최저임금위원회에서 「최저임금법 제12조」에 근거하여 매년 다음 년도 인상안이 발표된다. 문제는 본 연구가 지역 패널 데이터를 사용하고 있다는 것인데, 현재 한국의 최저임금은 모든 지역에 일률적으로 적용되고 있다. 다시 말해 패널 분석을 수행하기 위해서는 연(year)별 데이터인 최저임금 수준을 그대로 사용할 수 없다. 따라서 본 연구에서는 자영업자 수에 미치는 최저임금의 영향을 살펴보기 위해 여러 선행 연구에서 활용되고 있는 kaitz index를 산출하여 이를 지역별 최저임금의 대리변수로 사용하고자 한다.

Card & Krueger(1995) 연구는 kaitz index를 최저임금의 대용변수로 사용한 1세대 연구이다. 해당 논문에서는 미국 연방 정부의 최저임금 수준이 각 산업에서 10대 청년층 고용에 미치는 효과를 추정하기 위해 kaitz 지수를 다음과 같이 정의하였다.

$$(1) Kaitz_t = \sum_j f_{jt} \left( \frac{mw_t}{aw_{jt}} \right) C_{jt}$$

아래 첨자  $j$ 와  $t$ 는 각각  $j$ 번째 산업과  $t$ 기를 의미하며,  $f$ 는  $t$ 시점에  $j$ 산업에서 분석 대상이 되는 그룹의 고용량 즉 해당 논문에서는 10대 청년층 고용 비중을 의미한다.  $mw$ (minimum wage)는  $t$ 시점의 연방 최저임금,  $aw$ (average wage)는  $j$ 번째 산업의  $t$ 시기 평균 임금을 뜻한다.  $c$ 는  $t$ 시점  $j$ 산업에서 분석 대상 그룹의 최저임금의 제도적

적용률을 의미하는데, 다시 말해 최저임금법에서 명시하고 있는 최저임금제도의 공식적인 적용 범위를 뜻한다. 우리나라의 경우 2001년 최저임금법 개정에 따라 최저임금의 적용 범위가 전 산업 모든 근로자로 확대되었기 때문에 최저임금제도의 제도적 적용률은 1로 측정된다. 종합하면 kaitz 지수는 각 산업의 최저임금의 직접적인 영향을 받는 집단의 고용 비중과 최저임금의 제도적 영향률로 가중된 평균임금 대비 최저임금의 수준으로 정의된다(Williams & Mills, 2001).

위와 같은 kaitz 지수를 산출을 위해서는 명목 평균임금 대비 최저임금의 비율, 최저임금의 직접적인 영향을 받는 집단의 고용 비중, 최저임금제도의 제도적 영향률이 각각 추정되어야 한다. 하지만 본 연구에서는 황희영·이종하(2019) 연구에서 언급된 것과 같이 변수들 간 내생성(endogeneity) 문제를 고려하여 최저임금제도의 직접적인 영향을 받는 집단의 고용비중을 가중치로 반영하지 않은 ‘변형된 kaitz 지수’를 분석에 사용하였다. 또한 본고는 최저임금이 전 산업에 적용되기 시작한 2001년 기간 이후만을 다루고 있으므로 식(1)에서  $C_{jt} = 1$ 로 둘 수 있다. 따라서 본 연구에서는 이병희 외(2008)와 황희영·이종하(2019) 연구에서 사용된 단순화된 kaitz 지수 즉 최저임금의 직접적인 영향을 받는 근로자 비중을 가중치로 반영하지 않은 ‘축약된 kaitz 지수’를 사용하였다. 이를 수식으로 표현하면 다음 식(2)와 같다.

$$(2) Kaitz_t = \frac{MW_t}{AW_{it}}$$

위 식(2)의 AW(Average Wage)는 t시기의 i지역의 평균 임금을, MW(Minimum Wage)는 t시기의 법정 최저임금을 말한다. 즉 축약된 kaitz index는 t시기의 i지역 평균 임금에 대비한 법정 최저임금의 상대적 수준을 뜻한다. 다시 말하면 지역별 평균 임금에 대비한 전 지역에 일괄 적용되는 법정 최저임금의 상대적 영향력이 바로 본 연구에서 독립변수로 삼고 있는 ‘축약형 kaitz index’의 의미이다.

### 3. 통제변수

Kaitz index가 자영업 취업자 수 비중에 미친 영향을 살펴보기 위해 기존 문헌을 토대로 자영업자에 영향을 미칠 수 있는 결정 요인들을 고찰하고 이를 통제변수로 삼고자 한다.

먼저 주현 외(2013)는 개인기업(자영업) 활동에 영향을 주는 요인들을 크게 경제적 그리고 비경제적 요인으로 구분하였다. 비경제적 요인으로는 사회·문화·제도적 요인을 고려하였고, 경제적 요인으로는 경제성장, 실업률, 세금의 크기 등을 다루었다. 본 고에서는 해당 연구를 토대로 경제적 요인에 초점을 맞추어 경제성장률, 실업률, 소득세율의 세 가지 분류 기준에 더하여 GDP 대비 사회복지 지출 비중을 통제변수로 추가하였다. 강창희·유경준(2018)은 연구에서 최저임금과 조세 회피 가능성 이외에 한 국가의 사회안전망 정도를 자영업자 수 결정요인으로 간주하였는데, 본 연구에서도 이를 반영하여 사회안전망 정도를 나타내는 ‘GDP 대비 사회복지 지출 비중’을 통제변수로 추가하였다.

#### 1) 경제성장

경제성장과 관련해서는 경제성장이 자영업자 수를 증가시킨다는 주장과 감소시킨다는 주장이 혼재해 있다. 먼저 경제가 성장하면 경기 활성화로 소득이 낮은 임시 혹은 일용직 임금 근로자들은 자영업자로 전환할 유인이 생긴다. Parker et al.(2004)의 연구에 따르면 경제가 발전함에 따라 생산의 자동화, 통신수단과 전자상거래 발달, 지식 서비스 사업 기회 확장 등에 의해 소규모 사업체가 성장할 수 있는 기반과 환경이 조성되었다. 미국의 경우 대공황 이후 경제 상황 악화로 취업자 대비 자영업자 수 비중이 지속적으로 하락하다 베트남 전쟁이 끝난 70년대 중반 이후에는 경제가 회복하면서 자영업자 비중이 증가세로 전환되었다.

반면 경제가 성장하면 자영업자 비중이 감소한다는 주장도 있다. 경제 성장은 통화량 증가, 기업들의 투자 확대 등을 통해 임금 근로자들의 급여 수준을 끌어올리게 되는데, 이에 따라 호황기에 노동자들은 임금 노동자로 전환될 유인이 커진다는 것이다. Lucas(1978)의 연구에서는 경제가 성장하면서 임금 상승으로 인해

고용원이 있는 자영업자 비중이 감소했다는 결과를 도출하였다.

종합하면 경제성장이 자영업자 수에 음 혹은 양의 영향을 미친다는 일관된 주장은 없으며, 이는 결국 각 나라마다 또는 각 경제 상황에 따라 실증 분석 결과가 다르게 나타날 수 있음을 시사한다. 뒤에 이어질 패널 다중회귀 분석에서 해당 경제성장 변수가 2001-2021년 기간 동안 한국 자영업 취업자 수 비중에 어느 방향으로 영향을 미쳤는지 자세히 살펴보겠다.

## 2) 실업률

경제성장과 자영업자 수 간 관계와 마찬가지로 실업률과 자영업자 수 비중 간 관계에 있어서도 실업률이 자영업자 수를 증가시킨다는 주장과 감소시킨다는 주장이 혼재한다. 먼저 금재호·조준모(2000)와 김우영(2000)의 연구에서는 실업률과 자영업 비중 간의 정의 관계를 역설하였다. 실업률이 높은 경기 불황 시기에는 노동자들의 임금 근로 기회가 줄어들게 되고 이는 곧 노동시장에서의 퇴출로 이어진다. 즉 실업률이 높을 때 노동자들은 비자발적으로 자영업을 선택하게 된다. 위 두 논문에서는 자영업이 실업의 완충 역할을 해줌으로써 사회 안전망의 역할도 수행하고 있다고 말한다. 반면 실업률이 낮은 경기 확장기에는 노동자가 보다 쉽게 임금 근로 일자리를 구할 수 있기 때문에 자영업보다 임금 근로 기회를 더 많이 갖게 되어 궁극적으로 자영업자 수가 줄어들게 된다.

한편 전병유(2003)는 자영업 특성상 위험 부담 요소가 많기 때문에 실업률이 높을 때 자영업자 수가 감소한다고 주장한다. 실업률이 높으면 사람들은 자영업에서의 성공 가능성을 낮게 판단하여 자영업으로의 진출을 꺼리게 된다는 것이다. 연구에서는 반대로 실업률이 낮을 경우 사람들은 경기가 호황이라고 판단하고 더 위험하거나 새로운 것들에 도전하게 된다고 역설한다. 실업률이 낮은 경제 성장기에는 자영업자의 위험 부담 가능성이 줄어 새로운 사업으로의 진출이 훨씬 용이해진다는 것이다. 또한 사람들은 실업률이 낮으면 향후 자영업에 실패하더라도 임금 근로자로 재취업할 가능성이 높다고 판단하여 위험 부담을 감수하게 된다. 결과적으로 실업률이 낮으면 노동자들은 자영업에 보다 적극적으로 진출하게 되고 궁극적으로 자영업자 수가 증가한다.

종합하면 첫 번째 통제변수인 경제성장과 마찬가지로 실업률 또한 이것이 자영업자에 미치는 영향에 관한 일관된 연구 결과는 존재하지 않는다. 실증 분석 결과를 통해 본 연구에서는 실업률이 자영업자 수에 어느 방향으로 영향을 미쳤는지 살펴보겠다.

### 3) 소득세

세 번째 통제변수인 소득세도 앞선 경제성장과 실업률 변수와 마찬가지로 자영업자 수에 미치는 영향에 관한 일관된 논의가 존재하지 않는다. 기본적으로 근로자는 직업 선택 시 자신이 벌 소득의 크기 뿐 아니라 세금 부과 이후의 세후 소득에도 반응한다. 자기가 벌 소득에서 얼마가 세금으로 부과되는지에 따라 개인의 세후 소득이 달라지므로, 직종에 부과되는 세금의 크기는 자영업 종사자 수를 결정하는 요인으로 작용한다. Parker(1996)에 따르면 소득세 부담이 증가할 경우 임금 근로자의 근로 의욕이 갈수록 상실된다고 주장하였다. 높은 소득세는 개인으로 하여금 임금 근로자로 삶을 영위할 유인을 떨어뜨리게 되는데, 이는 곧 상대적으로 세원 노출이 적은 업종으로의 전환을 촉진시켜 결과적으로 자영업자 수가 증가하게 된다. 반대로 소득세 부담이 감소할 경우도 상정해볼 수 있다. 자영업자들은 자신들이 현재 내고 있는 세금의 크기와 임금 근로자로 있을 때 낼 세금의 크기를 서로 비교하게 되는데, 임금 근로자일 때의 세금 부담이 더 적다면 자영업에서 이탈하여 임금 근로자가 될 유인이 커진다.

반면 전병목(2005)의 연구에서는 소득세 부담 증가가 오히려 임금 근로자들이 자영업자로 전환하기 위해 필요한 자본 축적을 방해한다고 말한다. 따라서 소득세 부담이 적을 때 임금 근로자들이 필요한 자본을 더 많이 축적하게 되어 궁극적으로 자영업자 수가 증가하는 반비례 관계가 성립되게 된다.

종합하면 소득세와 자영업자 수 간 통일된 주장은 없으며 이 또한 실증 분석을 통해 해석해야 하는 부분이다.

### 4) 사회복지 지출

강창희·유경준(2018)은 연구에서 OECD 국가 패널을 구축하여

자영업 선택의 결정 요인을 국제 비교하였다. 해당 연구에서는 사회안전망의 대리변수로서 GDP 대비 사회보장 지출 비중을 사용하였고, 패널 고정효과 모형을 통해 추정 결과를 분석하였다. 한국과 같은 중소득 국가의 경우 GDP 대비 사회복지 지출 비중이 1단위 증가하면 자영업자 비율이 약 0.36-0.43% 감소한다는 결과를 도출하였다. 연구에서는 자영업이 실업 급여와 같은 사회 안전망 역할을 일부 수행해왔다는 점을 밝히며, 복지제도가 개선되고 사회 복지 지출이 확대될수록 자영업이 이제까지 맡았던 사회 안전망의 역할이 축소된다고 말한다. 사회 안전망을 보다 두텁게 확충할수록 기존에 생산성이 좋지 못했던 영세 자영업자들은 자영업 시장에서 더 수월하게 이탈하게 되어 결과적으로 전체 자영업자 비중이 감소한다는 것이다. 즉 사회복지 지출과 자영업자 수는 음의 관계를 보이고 있다.

### 제 3 절 변수의 측정

#### 1. 종속변수

본 연구의 목적은 최저임금이 자영업자 수에 미친 영향을 실증 분석하는 데에 있다. 앞 절에서 선행 연구를 참고하여 종속변수를 ‘전체 취업자 수 대비 자영업자 수’ 비중으로 정의한 바 있다. 본 연구에서는 이 자영업자 비중을 다시 세 가지 유형으로 분류하고자 한다. Lucas(1978)와 금재호·조준모(2000) 등의 연구에 따르면 고용원 유무에 따라 자영업자로 전환하게 되는 결정 요인들이 달라졌다. 고용원 채용 유무에 따라 같은 자영업자라 하더라도 기업의 이익 구조, 인건비 상승이 미치는 영향, 사업체 운영에 있어서의 고려 사항 등이 다를 수 있기 때문에 종속변수를 고용원 유무에 따라 세부 분류하였다. 종속변수를 ‘전체 취업자 대비 전체 자영업자 수 비중’, ‘전체 취업자 대비 고용원이 있는 자영업자 수 비중’, 그리고 ‘전체 취업자 대비 고용원이 없는 자영업자 수 비중’ 이렇게 세 가지 카테고리로 나누어 분석 결과를 제시하고자 한다.

본 연구에서는 통계청의 시도별 종사상 지위별 취업자 수 자료를

이용하여 세종시를 제외한<sup>⑨</sup> 전국 16개 광역자치단체를 대상으로 지역별 전체 취업자 수, 전체 자영업 취업자 수, 고용원이 있는 자영업 취업자 수, 고용원이 없는 자영업 취업자 수 자료를 활용하였다. 이를 통해 2001년-2021년 기간 동안 각각 ‘전체 취업자 수 대비 자영업자 수 비중’, ‘고용원이 있는 자영업자 수 비중’, ‘고용원이 없는 자영업자 수 비중’을 산출하였다.

## 2. 독립변수

$$(2) Kaitz_t = \frac{MW_t}{AW_{it}}$$

앞 절에서 언급한 위 식(2)의 축약형 kaitz index를 산출하기 위해 본 절에서는 선행 연구를 참고하여  $AW_{it}$  (Average Wage) 즉 지역의 시간당 평균 임금을 다음과 같이 계산하였다. 고용노동부의 「사업체노동력조사」 자료를 이용하여 지역별 평균 정액 급여를 지역별 평균 정상 근로시간으로 나누어 ‘지역별 시간당 정액 급여’인  $AW_{it}$  (Average Wage)를 산출하였고, 이를 분모로 하여 해당 시기의 최저임금  $MW_t$  (Minimum Wage)를 분자로 두어 축약형 kaitz 지수를 도출하였다. 본 연구에서는 이  $Kaitz_t$  를 최저임금의 대응변수로 사용한다.

## 3. 통제변수

### 1) 실질 지역내총생산(GRDP) 성장률

지역별 경제성장률을 첫 번째 통제변수로 고려하기 위해 통계청의 지역소득 통계에서 제공하는 시도별 경제활동별 지역내총생산의 실질

---

<sup>⑨</sup> 세종특별자치시의 경우 2017년 행정구역 단위가 재편되면서 충청남도에서 떨어져 나와 새로운 행정구역 단위가 되었다. 본 논문에서는 2001년-2021년까지를 분석 기간으로 삼고 있는데 상당 기간 세종시 관련 데이터 부족으로 세종시를 제외한 16개 자치단체만을 분석대상으로 삼았다.

GRDP 자료를 활용하여 ‘실질 GRDP 성장률’을 통제변수로 삼았다. 앞에서 언급한 바와 같이 거시 경제변수를 자영업자 수 결정 요인으로 고려하고 있는 상황에서 다른 설명변수와의 상관관계를 고려하여 경제성장 지표를 명목이 아닌 실질 GRDP로 설정하였다.

## 2) 실업률

통계청의 경제활동인구조사에서 제공하는 시도별 실업률을 사용하였다.

## 3) 소득세 비중

소득세를 자영업자 수 결정요인으로 다룬 앞선 논문들에서는 개인소득세율을 소득세 변수로 간주하여 분석을 진행하였다. 그러나 지역 패널 데이터를 사용하고 있는 본 논문에서는 지역에 따라 차등 적용되는 소득세율이 부재하므로, 지역내총생산에서 소득세수가 차지하는 비중으로 소득세 변수를 설정하고자 한다. 소득세와 관련한 전국 16개 광역시도별 세수 실적은 국세청 국세통계의 시도별·세목별 세수 실적을 활용하였다.

한편 2019년 기준 한국의 ‘국세:지방세’ 비중을 살펴보면 ‘76:24’로 국세의 비중이 압도적으로 높다. 이에 따라 세수 규모 측면에서 지역적인 지방소득세 데이터를 활용하는 대신 국세통계 중 지역별 소득세수 실적을 활용하여 분석을 진행하였다. 마찬가지로 다른 설명변수들 간 상관관계를 고려하여 소득세수 자체를 변수로 사용하는 대신 ‘명목 GRDP에서 소득세수가 차지하는 비중’으로 변수를 설정하였다.

## 4) 지역내총생산(GRDP) 대비 정부 세출 비중

자영업에 영향을 미칠 수 있는 사회복지지출을 통제하기 위해 ‘지역내총생산 대비 정부 세출 비중’을 마지막 통제변수로 삼았다. 강종구 외(2021) 연구에 따르면 정부의 사회보장지출이 확대될수록 소득불평등이 개선되며, 복지지출이 많을수록 GDP에서 정부지출이

차지하는 비율이 높았다. 이에 본 연구에서는 GDP에 대비한 사회보장지출 금액을 고려하기 위해 ‘지역내총생산 대비 세출 비중’으로 사회보장지출 변수를 측정하였다. 이를 통해 소득 불평등 해소를 목적으로 하는 사회보장 지출 확대가 자영업자 수에 미치는 영향을 통제함으로써, 최저임금이 자영업자에 미치는 효과를 살펴보고자 하였다.

여기서 지역내총생산(GRDP)은 통계청의 지역소득통계에서 제공하는 당해연도 가격을 기준으로 하였고, 지역별 세출은 행정안전부 지방재정연감상의 결산기준자료를 이용하였다. 여기서 시도별 세출결산 자료는 2002년-2020년까지의 ‘시도별 결산 기준 회계별·단체별 세출결산’에서 일반회계와 공기업특별회계, 기타특별회계를 합친 세출 총계의 합계액이다.

[표 7] 분석에 사용된 변수와 측정 방법

	측정 변수	측정 방법
종속변수	취업자 수 대비 자영업 취업자 수 비율	자영업 취업자 수 / 전체 취업자 수
독립변수	축약형 Kaitz Index	시간당 최저임금 / 시간당 정액급여
통제변수	실질 GRDP 성장률	시도별 실질 지역내총생산 증감률
	실업률	시도별 실업률
	소득세 비중	시도별 소득세수 / 명목 GRDP
	사회복지 지출 비중	시도별 세출 결산 / 명목 GRDP

## 제 4 절 분석 모형 및 방법

아래 식(3)은 앞서 설명한 변수들을 활용하여 실증분석 모형을 수식으로 나타낸 것이다.

$$\begin{aligned}
(3) \ln \frac{\text{자영업 취업자수}}{\text{취업자수}}_{it} &= \alpha + \beta_1 \ln \frac{\text{시간당 최저임금}_{t-1}}{\text{시간당 정액급여}_{it-1}} \\
&+ \beta_2 \text{실질 지역내총생산 증가율}_{it-1} + \beta_3 \text{실업률}_{it-1} \\
&+ \beta_4 \ln \frac{\text{소득세수}}{\text{명목 지역내총생산}_{it-1}} \\
&+ \beta_5 \ln \frac{\text{결산기준 세출총액}}{\text{명목 지역내총생산}_{it-1}} (+\beta_6 D_{2008}) (+\beta_7 D_{2018}) + \varepsilon_{it}
\end{aligned}$$

본 연구에서는 주현 외(2013)와 황희영·이중하(2019) 등의 선행연구에 따라 최저임금의 영향이 시차를 두고 자영업자 수 증감에 영향을 미친다고 보았다. 식(3)을 보면, ‘지역별 시간당 정액급여에 대비한 시간당 최저임금’인 kaitz index와 나머지 설명변수들이 모두 1기의 시차를 두고 자영업자 수 비중에 영향을 미치고 있다. 사업체를 운영하기 위해 필요한 자본에 고정비용과 가변비용이 존재한다고 한다면, 자영업 또한 초기에 일정 정도 고정비용이 투입되어야 한다. 따라서 새로 결정된 최저임금이 올 해에 적용된다 하더라도 당 해에 바로 자영업 유지 혹은 폐업을 결정하기란 쉽지 않다. 사업체는 인건비, 재료비 등과 같은 가변비용 이외에도 이미 투입된 고정비용 또한 고려하게 되며, 회수할 수 없는 해당 고정비용만큼의 이윤이 창출되었는가 또는 미래에 창출될 것인가 등을 같이 감안하게 된다. 경제 상황과 실업률, 소득세제 개편 그리고 사회복지 정책 또한 이들 통제변수들이 바뀐다고 하여 바로 자영업 선택에 영향을 줄 것이라 예상하기란 어렵다. 따라서 본 연구에서는 선행연구를 참조하여 이러한 거시 경제 변수들과 최저임금 정책이 근로자들의 자영업으로의 진입과 퇴출 결정에 1년의 시차를 두고 영향을 미친다고 가정하였다.

식(3)의  $D_{2008}$ ,  $D_{2018}$ 은 더미변수로 각각 2008년 더미와 2018년 더미를 나타낸다. [표6]의 ‘연구문제 2’에서와 같이 2018년의 급격한 최저임금 상승이 자영업자 수 비중을 감소시켰는지 살펴보기 위해, 분석 모형에 2018년 더미를 추가하여 구조적으로 자영업 취업자 수 감소에 최저임금이 영향을 끼쳤는지 실증 분석하였다. 또한

황희영·이종하(2019) 등의 선행 연구를 살펴보면, 2008년 서브프라임 모기지 사태 전·후로 최저임금제가 자영업자에 미치는 효과가 다르다는 점을 감안하여 본 고에서도 2008년 더미를 분석에 추가하여 금융위기 이후 최저임금이 자영업자 수 비중에 미치는 영향에 구조적인 변화가 있는지 검증하였다. 종합하면 모든 더미를 제외한 기본 모형에 2008년 금융위기 더미, 2018년 문재인 정부 더미 변수를 각각 추가하여 총 3개의 분석 모형을 통해 최저임금이 자영업자 수 비중에 미친 효과를 검증하였다.

$$(4) \ln Self_{it} = \alpha + \beta_1 \ln Kaitz_{it-1} + \beta_2 GRDP_{it-1} + \beta_3 Unemp_{it-1} \\ + \beta_4 \ln ITR_{it-1} + \beta_5 \ln EXP_{it-1} (+\beta_6 D_{2008}) (+\beta_7 D_{2018}) + \varepsilon_{it}$$

위 식(4)는 식(3)을 사용한 변수 이름으로 다시 표기한 것이다. 각 변수 간 척도가 달라 실질 GRDP 성장률과 실업률을 제외하고 모두 로그 변환해주었다.

패널 데이터 분석을 통해 본 고에서 궁극적으로 보고자 하는 것은 최저임금이 자영업자 수 비중에 미치는 영향을 나타내는 계수  $\beta_1$ 이다. 다른 설명변수들을 통제된 상황에서 ‘평균 정책 급여 대비 최저임금의 영향력’이 1% 증가할 때 ‘자영업 취업자 수 비중’이 어느 방향으로, 몇 % 변화하는지를 살펴보는 것이 본 연구의 궁극적인 목적이다. 앞 절에서 언급했듯 종속변수인  $\ln Self_{it}$ 를 3가지 유형으로 세부 분류하여 각각 전년도 최저임금이 올 해 ‘전체 자영업자 수 비중’, ‘고용원이 있는 자영업자 수 비중’ 그리고 ‘고용원이 없는 자영업자 수 비중’에 어떠한 영향을 미치는지, 실제 자영업자 수 비중을 감소시키는지를 검증하였다. ‘최저임금 인상은 자영업자 수 비중에 악영향을 미쳤는가?’의 연구문제 1을 수식으로 표현하면 아래 식(5)와 같이 표현할 수 있다.

$$(5) 가설(H_0): \beta_1 = 0$$

먼저 최저임금이 자영업자 수에 미치는 영향이 없다는 귀무가설 ( $\beta_1 = 0$ )을 상정한다. 실증 분석을 통해 분석에서 사용된 데이터와 이를 활용한 추정 값이 해당 귀무가설을 충분히 기각할 수

있다고 판단되면 대립가설( $\beta_1 \neq 0$ )이 채택되게 되는데, 이때  $\beta_1$  계수의 부호와 방향을 해석하여 최저임금의 자영업에 대한 실질적인 영향력을 검증하게 된다. Stata 17 통계 패키지를 사용하여 실증 분석하였다.

## 제 4 장 분석 결과

### 제 1 절 기술통계 분석

[표 8] 주요 변수들의 기초 통계량

	lnSelf	lnSelfwemp	lnSelfwoemp	lnKaitz	GRDP	Unemp	lnITR	lnEXP
평균	-1.39	-2.82	-1.68	-1.02	0.03	3.21	-3.86	-6.4
중위수	-1.4	-2.82	-1.68	-1.04	0.03	3.2	-3.9	-6.38
최대값	-0.9	-2.33	-1.05	-0.6	0.12	5.7	-2.34	-5.5
최소값	-1.96	-3.43	-2.32	-1.46	-0.07	1.3	-5.08	-7.71
표준편차	0.22	0.2	0.3	0.17	0.03	0.9	0.53	0.42
왜도	-0.13	-0.22	0.04	0.16	0.06	0.1	0.43	-0.66
첨도	2.31	2.85	2	2.79	3.45	1.9	2.97	3.78
관측치	336	336	336	336	320	336	320	304

위 표는 분석에 사용된 주요 변수들의 기초 통계량을 나타낸 표이다. 앞 절에서 언급했듯 본 고에서는 종속변수를 고용원 유무에 따라 3가지 유형으로 분류하여 분석을 진행했는데, 위 표에서 lnSelf, lnSelfemp, lnSelfwoemp는 각각 ‘전체 취업자 수 대비 자영업자 수 비중’, ‘취업자 수 대비 고용원이 있는 자영업자 수 비중’, ‘전체 취업자 수 대비 고용원이 없는 자영업자 수 비중’을 뜻한다. lnKaitz는 지역의 시간당 정액급여 대비 최저임금의 비중을 의미하며, GRDP는 지역별 실질 지역내총생산 증가율, Unemp는 시도별 실업률, lnITR은 지역별 명목 GRDP 대비 소득세수 실적, lnEXP는 지역별 GRDP에 대비 시도별 정부 재정지출액 비중을 의미한다.

지역별 실질 GRDP 증가율 관측치가 320개로 준 것은 2022년 6월 기준 현재 시도별 실질 GRDP 성장률의 2021년도 자료가 아직 공표되지 않았기 때문이다. lnITR 변수 또한 관측치가 320개에 불과한데, 지역별 소득세수 비중 도출 시 분모로 사용되는 명목 GRDP 자료 중 2021년도 자료가 아직 공표되지 않아 관측치가 감소한 것이다. 사회복지 지출을 나타내는 lnEXP 변수의 관측치는 304개인데, 지역별 사회복지 지출 비중(결산 기준 세출 총액/명목 GRDP)에서 분자에 해당하는 지방재정연감 결산 자료 기준 시도별 세출 자료 중 2001년 통계가 누락되어 있다. 또한 시도별 세출 결산의 2021년 자료는 아직 공표되지 않아 관측치가 대폭 감소한 것이다.

## 제 2 절 다중공선성 진단

다중회귀분석에 앞서 변수들 간 상관관계와 다중공선성 여부를 먼저 확인하기 위해 상관관계 분석을 수행하였다. 본 연구가 다루고 있는 모든 변수들은 연속형 변수로 연속형 변수들 간 선형관계를 확인할 때 흔히 사용되는 피어슨 상관계수를 활용하여 변수 간 상관관계를 분석하였다. 피어슨 상관계수는 변수의 척도나 크기와는 관계없이 -1과 1사이의 값을 가진다. 만약 두 변수가 완벽한 양의 선형관계에 있으면 상관계수는 1이 되고, 완전한 음의 선형 관계에 있으면 피어슨 상관계수

값은  $-1$ 이 된다. 한편 두 변수가 서로 독립이면 상관계수는  $0$ 이 된다. 피어슨 상관계수를 도출하면 두 변수가 독립이 아닌 이상 일반적으로  $-1$ 에서  $1$ 사이의 값이 나오게 된다. 이러한 상관관계 분석을 통해 변수 간 선형관계의 유무 뿐만 아니라 독립변수들 간 다중공선성(multicollinearity)도 같이 확인할 수 있다. 고길곤(2017)에 따르면 독립변수 간 높은 상관관계는 회귀계수의 신뢰성을 떨어뜨리게 되는데, 상관계수가  $0.8$  이상일 때 다중공선성이 발생할 것으로 예측하였다.

상관관계 분석에서의 귀무가설( $H_0$ )은 ‘모 상관계수가  $0$ 이다’라는 가정이다. 표9를 보면 ‘자영업 취업자 수 비중’과 ‘kaitz index’ 간 상관계수( $-0.0899$ )를 제외하면 모든 변수들 간 어느 정도의 선형의 상관관계가 존재한다. 하지만 그 정도는 크지 않았다. 설명변수들만을 놓고 도출된 상관계수 값을 살펴보면, kaitz index와 정부 재정지출 비중 간( $0.5053$ ), 실업률과 소득세 비중 간 상관계수( $0.5789$ )가  $0.5$ 를 약간 상회하는 수준이다. 이 변수들간 선형의 상관관계가 존재한다고 해석이 가능하나 상관계수가  $0.8$  이하로 다중공선성(multicollinearity)이 존재한다고 볼 수는 없다. 또한 실업률, 소득세, 사회복지 지출과 변수들은 거시 경제 변수를 중심으로 최저임금의 효과를 논하는 본 연구에서 필수적으로 통제되어야 하는 변수들이다. 앞서 언급한 다수의 선행연구들이 이러한 근거를 뒷받침하고 있다. 더불어 본 연구의 목적은 최저임금의 대응 변수인 kaitz index가 자영업 취업자 수 비중에 영향을 미치는지, 미친다면 음의 방향으로 영향을 미치는지 등을 분석하는 데에 있다. 고길곤(2017)은 본 고와 같이 회귀분석의 목적이 독립변수가 종속변수를 얼마나 잘 설명하는지 또는 독립변수의 변화가 종속변수의 변화를 얼마나 초래하는지 측정하는 것이라면 다중공선성은 큰 문제가 되지 않는다고 하였다.

[표 9] 주요 변수들의 피어슨 상관관계 분석

변수	자영업 취업자수 비중	Kaitz Index	실질 GRDP 증가율	실업률	소득세 비중	정부 재정지출 비중
자영업 취업자수 비중	1					
Kaitz Index	-0.0899	1				
실질 GRDP 증가율	0.1870***	-0.2668***	1			
실업률	-0.6270***	-0.0940*	-0.1210**	1		
소득세 비중	-0.6269***	0.2073***	-0.1861***	0.5789***	1	
정부 재정지출 비중	0.5951***	0.5053***	-0.1616***	-0.4377***	-0.1527***	1

주: \*\*\*는 1% 유의수준에서 유의, \*\*는 5% 유의수준에서 유의, \*는 10% 유의수준에서 유의.

다중공선성을 확인하기 위한 다른 방법 중 하나는 한 변수를 포함하거나 제거할 때 다른 독립변수들의 회귀계수 값이 크게 달라지는지를 살펴보는 것이다(고길곤, 2017). 본 단락에서는 취업자 수 대비 전체 자영업자 수 비중을 종속변수로 둔 상태에서, 다중공선성이 의심되는 변수들을 하나씩 추가하여 다중회귀분석을 실시함으로써 다중공선성(multicollinearity) 문제를 진단하고자 한다.

[표 10] 소득세 비중과 복지지출 비중을 차례로 추가한 다중공선성 진단

	(1)	(2)	(3)
Kaitz Index	-0.54 (-19.34)***	-0.42 (-9.01)***	-0.37 (-7.18)***
경제성장률	0.49 (3.58)***	0.43 (3.1)***	0.28 (1.87)*
실업률	0.02 (2.45)**	0.02 (2.67)***	0.01 (1.59)
소득세 비중		-0.07 (-3.3)***	-0.07 (-3.01)***
복지지출 비중			-0.07 (-2.08)**
결정계수	0.62	0.63	0.62
관측치	320	320	320

주: 괄호 안은 t 통계량을 나타내며, \*, \*\*, \*\*\*은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함을 뜻한다.

표10의 (1)은 ‘전체 취업자 수 대비 자영업자 수 비중’을 종속변수로 놓고, 설명변수를 kaitz index, 경제성장률, 실업률 만으로 설정한 경우이다. (2)는 (1)에 소득세 비중을 설명변수로 추가하였고, (3)은 (2)에 다시 복지지출 비중을 추가하였다. 회귀계수와 유의성과 결정계수를 보면 변수가 하나씩 추가될 때 회귀계수의 값이나 결정계수가 크게 변하지 않는다. 이로써 실증 분석에 사용된 설명변수들 간에 다중공선성(multicollinearity)은 발생하지 않음이 확인되었다.

### 제 3 절 다중회귀분석 결과

본 절에서는 세종시를 제외한 16개 광역자치단체를 대상으로 2001년부터 2021년까지의 기간 동안의 연간 자료를 이용하여 최저임금이 자영업 취업자 수 비율 증감에 어떠한 영향을 미쳤는지를 실증 분석하고 그 결과를 제시하고자 한다. 앞서 언급한 연구 문제와 분석모형은 다음과 같다.

[표 11] 연구문제의 설정

연구문제 1	최저임금 인상은 자영업자 수 비중에 악영향을 미쳤는가?
연구문제 2	2018년의 급격한 최저임금 인상으로 인해 자영업자 수 비중이 감소하였는가?
연구문제 3	최저임금이 자영업자 수 비중에 미치는 영향에 지역별 차이가 존재하는가?

$$(4) \ln Self_{it} = \alpha + \beta_1 \ln Kaitz_{it-1} + \beta_2 GRDP_{it-1} + \beta_3 Unemp_{it-1} + \beta_4 \ln ITR_{it-1} + \beta_5 \ln EXP_{it-1} (+\beta_6 D_{2008}) (+\beta_7 D_{2018}) + \varepsilon_{it}$$

회귀계수  $\beta_1$  을 패널 다중회귀분석을 통해 추정하며(연구문제 1), 연구문제 2를 검증하기 위해 각 종속변수의 세부 분류에 2018년 더미를 추가하여 분석을 진행하였다. 각 종속변수 유형에 모형3으로 실증 분석 결과를 나타냈다. 또한 다음 절에서는 최저임금의 효과를 지역별로 나누어 살펴봄으로써 최저임금의 지역별 차등 적용 가능성에 대해 논하였다(연구문제 3).

[표 12] 전체 자영업 취업자 수 비중 분석 결과

	모형1	모형2 (2008 더미)	모형3 (2018 더미)
Kaitz index	-0.37 (0.05)***	-0.27 (0.04)***	-0.45 (0.06)***
경제성장률	0.28 (0.15)*	0.14 (0.12)	0.3 (0.15)**
실업률	0.01 (0.008)	-0.1 (0.007)*	0.007 (0.008)
소득세 비중	-0.07 (0.02)***	-0.02 (0.02)	-0.07 (0.02)***
복지지출 비중	-0.07 (0.04)**	-0.01 (0.03)	-0.09 (0.04)***
금융위기 더미		-0.1 (0.009)***	
문재인 정부 더미			0.05 (0.01)***
결정계수	0.62	0.74	0.63
관측치	320	320	320

주: 괄호 안은 표준오차를 나타내며, \*, \*\*, \*\*\*은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함을 뜻한다.

[표 13] 고용원이 있는 자영업 취업자 수 비중 분석 결과

	모형1	모형2 (2008 더미)	모형3 (2018 더미)
Kaitz index	-0.33 (0.08)***	-0.3 (0.08)***	-0.29 (0.09)***
경제성장률	-0.42 (0.24)*	-0.47 (0.24)*	-0.43 (0.24)*
실업률	0.0006 (0.01)	-0.008 (0.01)	0.003 (0.01)
소득세 비중	0.03 (0.04)	0.05 (0.04)	0.03 (0.03)
복지지출 비중	-0.39 (0.06)***	-0.37 (0.06)***	-0.38 (0.05)***
금융위기 더미		-0.04 (0.02)**	
문재인 정부 더미			-0.02 (0.02)
결정계수	0.4	0.42	0.41
관측치	320	320	320

주: 괄호 안은 표준오차를 나타내며, \*, \*\*, \*\*\*은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함을 뜻한다.

[표 14] 고용원이 없는 자영업 취업자 수 분석 결과

	모형1	모형2 (2008 더미)	모형3 (2018 더미)
Kaitz index	-0.37 (0.06)***	-0.25 (0.05)***	-0.48 (0.07)***
경제성장률	0.46 (0.18)**	0.29 (0.14)*	0.48 (0.18)***
실업률	0.02 (0.01)*	-0.01 (0.008)	0.01 (0.01)
소득세 비중	-0.09 (0.02)***	-0.05 (0.02)**	-0.11 (0.02)***
복지지출 비중	0.02 (0.04)	0.09 (0.04)***	-0.003 (0.04)
금융위기 더미		-0.12 (0.01)***	
문재인 정부 더미			0.07 (0.02)***
결정계수	0.62	0.63	0.62
관측치	320	320	320

주: 괄호 안은 표준오차를 나타내며, \*, \*\*, \*\*\*은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함을 뜻한다.

표12-14는 종속변수인 자영업자 수 비중을 고용원 여부에 따라 나누어 분석한 결과이다. 하우스만 검정 결과 모형과 더미 변수 포함 여부와 상관없이 모든 경우에서 5% 유의수준에서 귀무가설( $Cov(x, u) = 0$ )을 기각하였다. 이에 따라 고정효과 모형으로 추정 결과를 해석하고자 한다.

먼저 전체 자영업 취업자 수를 대상으로 한 표12를 살펴보면, 더미변수를 포함하지 않은 모형1에서 정액급여에 대비한 최저임금이 1% 증가할 때 1% 유의수준에서 전체 취업자 수 대비 자영업자 수 비율이 0.37% 감소하였다. 금융위기 더미를 포함한 모형2에서는 최저임금의

상대적 영향력이 1% 증가할 시 자영업자 수 비율이 99% 신뢰수준에서 0.27% 감소하였다. 문재인 정부 더미를 포함한 모형3에서는 Kaitz index 즉 최저임금이 1% 상승할 때 자영업 취업자 수 비율이 99% 신뢰수준에서 0.45% 감소하였다. 표12의 이와 같은 결과를 종합하면 2001년-2021년 기간동안 최저임금 증가는 전체 취업자 수 대비 자영업자 수 비율을 통계적으로 유의미하게 감소시켰다(연구문제 1). 즉 최저임금 인상으로 인해 자영업자들이 자영업 노동 시장에서 이탈하게 된 것이다.

다음으로 2018년의 급격한 최저임금 인상이 자영업자 수 비중에 구조적인 변화를 가져왔는지를 살펴보기 위해(연구문제 2) 금융위기 더미와 문재인 정부 더미의 회귀계수 추정 값을 살펴보고자 한다. 기본 모형에 금융 위기 더미를 포함한 모형2의 경우 금융위기 더미가 1% 유의수준에서 통계적으로 유의했는데,  $\beta_6$  회귀계수를 보면, 2008년 이후의 시기가 이전 시기에 비해 약 10%만큼 전체 자영업자수 비중이 작은 것으로 해석된다. 한편 2018년 더미를 포함한 모형3의 회귀계수  $\beta_7$ 의 추정치를 살펴보면, 2018년 더미가 99% 신뢰수준에서 통계적으로 유의하였다. 흥미로운 것은 그동안 일각에서 제기된 2018년도의 급격한 최저임금 인상이 자영업자들에게 악영향을 끼쳤다는 비판과는 반대로 2018년 이후 시기에 오히려 전체 취업자 수 대비 자영업자 수 비중이 증가한 것으로 나타났다. 2018년 이후 시기는 2018년 이전 시기에 비해 자영업 취업자 수 비중이 약 5% 더 증가하였다.

독립변수 이외의 통제변수들을 살펴보면, 경제성장률의 경우 모형1과 모형3에서 전체 자영업자 비율을 통계적으로 유의미하게 증가시켰다. 즉 실질 지역내총생산 증가율이 1% 상승할 때 취업자 수 대비 자영업자 수 비중이 모형1에서는 약 28% 증가하고, 2018년 더미를 포함한 모형3에서는 약 30% 증가한다.

실업률의 경우에는 모형2에서만 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 실업률이 1% 오를 때 자영업자 수 비율은 약 10% 감소한다.

한편 또 다른 통제변수인 소득세 변수의 분석 결과를 살펴보면, 전체 GDP에서 소득세수의 비중이 1% 상승할 경우 모형1에서는 99% 신뢰수준에서 자영업자 수 비중이 0.07% 감소한다. 모형3에서는 소득세 비율이 1% 증가할 경우 99% 신뢰수준에서 전체 취업자 수에 대비한 자영업자 수 비율이 0.07% 감소한다.

사회보장성 지출이 자영업자에 미치는 실증 분석 결과를 보면,

복지지출 비중이 1% 증가할 경우 95% 신뢰수준에서 취업자 수 대비 자영업자 수가 모형1에서 0.07% 감소하는 것으로 드러났다. 모형3에서는 1% 유의수준에서 자영업자 수 비중이 0.09% 감소하였다.

전체 취업자 수 대비 자영업자 수 비중을 종속변수로 한 실증분석 결과를 종합하면, 최저임금 인상은 자영업자 수에 부의 영향을 끼쳤고, 경제성장은 소규모 사업체가 성장할 수 있는 환경을 조성하여 사람들로 하여금 위험 부담을 더 감수하게 만들어 더 많은 수의 자영업자가 시장으로 진입할 수 있는 기반을 만들어주었다. 한편 전년도 소득세 부담 증가는 다음 년도 자영업자 수 비중을 감소시켰으며, 사회복지지출 비중 증가는 기존 자영업자들이 노동 시장에서 더 수월하게 이탈할 수 있게 함으로써 자영업자 수 비율이 하락하였다.

다음으로 고용원이 있는 자영업 취업자 수 비중을 종속변수로 한 실증분석 결과를 살펴보면, 표13에서 더미 변수를 포함하지 않은 기본 모형의 경우 지역 정액임금 대비 최저임금 비중이 1% 상승할 경우 전체 취업자 수 대비 고용원이 있는 자영업자 수 비율이 0.33% 감소한다. 이는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 또한 2008년 더미를 포함한 모형2에서도 1% 유의수준에서 전체 취업자 수 대비 고용원이 있는 자영업자 수 비율이 0.3%, 2018년 더미를 포함한 모형3에서도 99% 신뢰수준에서 전체 취업자 수 대비 고용원이 있는 자영업자 수 비율이 0.29% 감소하는 것으로 나타났다.

한편 2018년의 급격한 최저임금 인상이 고용원이 있는 자영업자 비중에 부의 영향을 끼쳤는지 알아보기 위해(연구문제 2) 문재인 정부 더미의 계수 추정치를 해석하고자 한다. 분석 결과 2018년 더미는 고용원이 있는 자영업 취업자 수 비중에 영향을 끼치지 않았던 것으로 드러났다. 반면 모형2의 2008년 더미의 경우 금융위기 이후가 그 이전에 비해 고용원이 있는 자영업자 수 비중을 4% 감소시켰던 것으로 나타났다.

독립변수와 더미변수 이외의 나머지 통제변수들의 계수 추정 값을 해석해보면, 모형1-3에서 고용원이 있는 자영업자 수 비중에 미치는 경제성장률의 효과의 경우, 실질 GRDP 성장률이 커질 때 고용원이 있는 자영업자 수 비중이 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 감소하였다. 즉 실질 지역내총생산 증가율이 1% 상승할 때 모형1에서는 전체 취업자 수 대비 고용원이 있는 자영업자 수 비중이 42% 감소하였다. 2008년 더미를 포함한 모형2에서는 고용원이 있는 자영업자 수 비중이 약 47% 감소하였고, 2018년 더미를 포함한

모형3에서는 약 43% 감소하였다. 즉 고용원이 있는 자영업 취업자 수 비중을 종속변수로 두었을 경우, 경제 성장 시 모든 모형에서 고용원이 있는 자영업자 수 비율이 감소하였다.

한편 복지지출 비중이 증가할 경우에도 마찬가지로 모든 모형에서 고용원이 있는 자영업 취업자 수 비중이 감소하였다. 사회복지 지출 비중이 1% 증가할 경우 전체 취업자 수에 대비한 고용원이 있는 자영업자 수 비중이 기본 모형에서는 0.39%, 모형2에서는 0.37%, 2018년 더미를 포함한 모형3에서는 0.38% 감소했다. 모두 99% 신뢰수준에서 통계적으로 유의하다.

고용원이 있는 자영업 취업자 수를 종속변수로 둔 회귀분석 결과를 종합하면, 최저임금 인상은 노동 시장에서 자영업자를 퇴출 시켰으며 호황기에 자영업 취업자 수 비중이 줄었고 사회복지 지출 비율 상승 또한 고용원이 있는 자영업자 수 비율을 감소시켰다. 연구문제 2에서 제기되었던 2018년 이후의 급격한 최저임금 인상의 악영향은 발견되지 않았으나, 2008년 금융위기를 포함할 경우 2008년 이후가 이전보다 고용원이 있는 자영업자 수 비중이 줄었음을 알 수 있었다.

마지막으로 고용원이 없는 자영업 취업자 수 분석 결과를 살펴보겠다. 표14를 보면, Kaitz index가 모든 모형에서 99% 신뢰수준에서 통계적으로 유의하게 고용원이 없는 자영업자 수 비중을 줄였음을 알 수 있다. 지역 정액 급여 대비 최저임금의 상대적 영향력이 1% 상승할 때 전체 취업자 수 대비 고용원이 없는 자영업 취업자 수 비중이 기본 모형에서는 0.37%, 모형2에서는 0.25%, 2018년 더미를 포함한 모형3에서는 0.48% 감소했다(연구문제 1).

2018년의 급격한 최저임금 인상 효과를 살펴보기 위해 모형3의 문재인 정부 더미의 추정 계수를 살펴본 결과(연구문제 2), 표12에서의 2018년 더미 추정치와 마찬가지로 일각에서 제기된 비판과는 다르게 2018년 이후에 고용원이 없는 자영업자 수 비중이 오히려 더 증가한 것으로 나왔다. 즉 1% 유의수준에서 2018년 이전에 비해 이후가 고용원이 없는 자영업자 수 비중이 약 7% 정도 더 크다. 한편 모형2의 2008년 더미의 회귀계수를 해석하면, 2008년 이후 시기가 그 이전 시기에 비해 고용원이 없는 자영업 취업자 수 비율이 감소한 것으로 나타났다. 2008년 이후 99% 신뢰수준에서 약 12% 정도 고용원이 없는 자영업자 수 비중이 감소하였다.

첫 번째 통제변수인 경제성장률의 경우, 실질 GRDP 성장률이 1% 증가할 경우 기본 모형에서는 전체 취업자 수 대비 고용원이 없는

자영업자 수 비중이 약 46% 증가했다. 2008년 더미를 포함한 모형2에서는 실질 GRDP 성장률이 1% 증가할 때 고용원이 없는 자영업자 수 비율이 약 29% 증가하였다. 또한 2018년 더미를 포함한 모형3에서는 고용원이 없는 자영업자 수 비중이 약 48% 증가한 것으로 나왔다. 모형1은 5% 유의수준에서, 모형2는 10% 유의수준에서, 모형3은 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다.

두 번째 통제변수인 실업률 변수는 기본 모형일 때에만 90% 신뢰수준에서 통계적으로 유의미하였다. 실업률이 1% 증가할 때 고용원이 없는 자영업 취업자 수 비율이 약 2% 상승하였다. 이는 표12에서의 추정치와는 반대되는 결과로, 표14에서는 자영업이 실업의 완충 역할을 해줌으로써 실업률이 높을 때 노동자들이 비자발적으로 자영업을 선택한다는 것을 방증하고 있다. 앞서 설명한대로 자영업의 사회 안전망적 기능이 확인된 것이다.

다음 통제변수인 소득세 변수 또한 모든 모형에서 통계적으로 유의한 결과가 도출되었다. 기본 모형에서는 GRDP에 대비한 소득세수 비중 상승 시 고용원이 없는 자영업자 수 비율이 1% 유의수준에서 0.09%만큼 감소하였다. 2008년 더미를 포함한 모형2에서는 5% 유의수준에서 0.05%만큼 고용원이 없는 자영업 취업자 수 비중이 감소하였다. 2018년 더미를 포함한 모형3에서는 99% 신뢰수준에서 0.11%만큼 감소하였다.

사회복지 지출이 고용원이 없는 자영업 취업자 수 비중에 미친 영향을 살펴보면, 금융위기 더미를 포함한 모형2에서만 통계적으로 유의한 추정치가 나왔다. 시도별 GRDP에서 결산 기준 지역별 세출액 비중이 1% 증가할수록 1% 유의수준에서 전체 취업자 중 고용원이 없는 자영업자 수 비중이 0.09% 증가하였다. 여기서 주목해야 할 점은 3장에서 언급한 기존 선행연구들의 결과와는 달리 본 연구에서는 고용원이 없는 자영업자의 경우 복지지출과 자영업자 수 비중 간 양의 관계가 나타난다는 것이다. 기존 선행연구에서는 사회보장 지출 비중 증가가 그 동안 자영업 시장에서 생산성이 좋지 못했던 영세 자영업자들이 시장에서 보다 수월하게 이탈할 수 있게 하여 자영업자 비중이 줄어드는 역의 관계를 보였다. 그러나 본 고의 고용원이 없는 자영업자의 경우, 사회보장성 지출이 증가할수록 고용원이 없는 자영업 취업자 수 비중은 반대로 커지는 결과가 도출되었다. 향후 사회복지 지출이 자영업자 수 증감에 어떠한 영향을 미치는지 더욱 깊게 논의해볼 필요가 있겠으나 본 연구의 실증분석 결과만을 놓고 해석하자면,

사회복지 지출 비중 증가가 고용원이 없는 자영업자로 하여금 자영업 시장으로의 진입에 필요한 자본 축적을 더 용이하게 만들 수 있다. 즉 이들이 사업체를 운영함에 있어 더 위험 부담을 감수할 수 있게 해줌으로써, 복지 지출 증가가 고용원이 없는 자영업 취업자 수 비중을 증가시키는 결과로 이어졌을 수 있다.

## 제 4 절 지역별 분석

소상공인연합회는(소공연) 올해 5월 26일 서울 여의도에서 최저임금제도개선위원회 발족식을 갖고 기자회견을 열어 최저임금을 업종과 지역 별로 차등 적용해야 한다고 주장하였다.<sup>⑩</sup> 소공연은 그 동안 코로나19와 그에 따른 사회적 거리두기로 인해 영세 자영업의 운영 시간이 제한되면서 지역 상권에 미친 피해가 상당하다고 주장했다. 소공연은 사회적 거리두기 정책과 더불어 그 동안의 최저임금 인상이 특히 업체 간 경쟁이 심한 수도권 지역의 영세 소상공인들에게 막대한 피해를 미쳤다고 말하며, 현 최저임금제도가 심각한 문제를 노정하고 있다고 주장하였다. 인구가 많은 수도권 지역에서의 그 동안의 사회적 거리두기 정책으로 인한 소상공인들의 피해를 보전하기 위해서는 전국 단일의 현 최저임금제도는 개선되어야 한다는 것이다. 최저임금인상이 코로나로 힘든 영세 소상공인들로 하여금 경제적 부담을 가중시키고 있기 때문에 최저임금을 업종별, 지역별로 차등 적용하는 방안이 강구되어야 한다고 주장하였다.

1986년 우리나라에 「최저임금법」이 처음 제정된 이래 최저임금의 지역별 차등 적용에 관한 논의는 지속적으로 이어져왔다. 지방이나 중소도시에 사업체를 두고 있는 영세 소상공인의 경우, 수도권과 지방 간 경제력 격차가 크기 때문에 최저임금 적용에 이와 같은 요소가 반영되어야 한다고 주장한다. 대도시 지역과는 다르게 중소도시나 농어촌 지역의 경우 물가가 상대적으로 저렴하기 때문에, 대도시 지역과 같은 수준의 최저임금을 농어촌 지역에도 적용한다면 지방의

---

<sup>⑩</sup> 매일경제, 5월 26일,  
<https://www.mk.co.kr/news/society/view/2022/05/465554/>

중소상공인들의 경제적 부담이 상대적으로 더 가중되는 결과를 낳는다는 것이다. 따라서 중소도시에 적용되는 최저임금은 대도시 지역에 적용되는 최저임금 수준보다 더 낮아야 한다는 것이 이들의 주장이다. 반면 수도권 지역 소상공인들의 경우 최근 2년 간 코로나 팬데믹으로 인한 집합 금지 명령과 사회적 거리두기 정책이 인구 밀도가 높은 수도권 지역에 집중되면서 오히려 대도시 지역의 소상공인과 자영업자들이 상대적으로 더 큰 피해를 겪었다고 주장하고 있다. 이에 따라 최저임금 정책 또한 이를 감안하여 업종과 지역별로 차등 적용하는 방향으로 제도가 개선되어야 함을 촉구하였다.

본 절에서는 이러한 배경 하에서 최저임금의 지역별 차등 적용이 타당한 주장인지를 실증 분석을 통해 면밀히 따져보고자 한다(연구문제 3). 즉 최저임금 인상이 영세 소상공인·자영업자에 미치는 효과에 있어 지역별 차이가 존재하는지 실증 분석하고, 이를 통해 최저임금의 지역별 차등 적용 가능성을 논하고자 한다.

표15-17은 ‘최저임금’이 ‘취업자 수 대비 자영업자 수 비중’에 미친 영향에 대한 지역별 실증 분석 결과이다. 3절의 패널 다중회귀 분석과 마찬가지로 본 절에서도 개별 지역에서 최저임금이 자영업자 수에 미친 효과를 분석하기 위해 최저임금 대응 변수인 Kaitz index를 차용한다. 2001-2021년 기간 동안 우리나라 16개 광역자치단체를 개별로 따로 떼어 분석을 진행하였다. 분석 방법으로는 ‘최소 제곱법(OLS: Ordinary Least Square)’을 통한 회귀분석을 실시하였는데, OLS는 단순 선형 회귀모형을 분석할 때 가장 널리 쓰이는 계량 방법론이다.

$$(5) \ln Self_t = \alpha + \beta_1 \ln Kaitz_{t-1} + \beta_2 GRDP_{t-1} + \beta_3 Unemp_{t-1} + \beta_4 \ln ITR_{t-1} + \beta_5 \ln EXP_{t-1} (+\beta_6 D_{2008}) (+\beta_7 D_{2018}) + \varepsilon_t$$

우리가 최저임금 효과의 지역별 분석을 통해 다음과 같은 식(5)를 상정하고  $\beta_1$  계수를 추정하려고 한다고 가정하자. 일반적으로 모든 데이터가 우리가 추정하고자 하는 선형의 식(5)와 완벽히 부합되는 것은 아니다. 따라서 추정하고자 하는 선형의 식(5)와 실제 데이터 사이에는 간극이 존재하게 되는데 이를 ‘오차’라 명명하고 식(5)에서는 이를  $\varepsilon_t$ 로 나타내었다. 최소제곱법은 회귀계수  $\beta_1$ 을 추정하는 여러 계량 방법론 중 하나인데, 이 OLS에 따르면 모든 관측치에서 오차항  $\varepsilon_t$ 를 모두 제곱하여 더한 값을 최소로 만들어주는 회귀계수가 가장 적합한

회귀계수이다. 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$(6) \operatorname{argmin}_{\beta} \sum_{t=1}^n \varepsilon_t^2 = \hat{\beta} = (X'X)^{-1}(X'Y)$$

여기서 단순히 오차항의 모든 합을 최소로 만들어주는 회귀계수  $\beta$ 의 추정치를 찾지 않고 오차항 제곱의 합을 최소로 하는 것은, 오차항이 음과 양의 값을 모두 가질 수 있기 때문에 단순 합산 시 상쇄될 수 있어 오차항의 ‘제곱’의 합을 최소화하는 방향으로 회귀계수를 추정하게 된다.

지역별 실증 분석에 들어가기에 앞서 관측치에 대한 부분을 먼저 언급하고자 한다. 본 고가 상정하고 있는 기간은 2001-2021년에 불과하여 개별 지역을 따로 떼서 실증 분석할 경우 각 지역별 관측치가 너무 적어 정확한 회귀계수 추정이 어려워진다. 이렇게 모수 추정에 사용되는 표본의 크기가 작게 되면 신뢰구간이 좁아지는 문제가 발생한다. 고길곤(2017)에 따르면 주어진 신뢰수준에서 모수가 존재할 구간을 ‘신뢰구간(confidence interval)’이라 부른다. 예를 들어 우리가 표본을 가지고 신뢰구간을 추정할 때 그 추정이 100% 정확한 것이 아니므로 항상 어느 정도의 추정 오류를 감내해야 한다. 이 추정의 오류를 유의수준(significance level)이라 하는데, 내가 이 유의수준을 5%로 설정했다고 가정하자. 유의수준 5%라는 것은 반대로 내가 ‘표본을 통해 추정한 해당 신뢰구간이 모수를 포함할 확률’을 95%로 설정했다는 것을 뜻한다. 다시 말해 유의수준이  $\alpha$ 로 주어졌을 때 해당 추정의 신뢰수준(confidence level)은  $1-\alpha$ 가 되며, 추정된 신뢰구간 사이에 모수가 존재할 확률이  $1-\alpha$ 만큼이라는 의미이다.

이 신뢰구간은 이렇게 설정된 유의수준  $\alpha$  이외에도 여러 요인들에 의해 결정되는데, 표본의 크기가 그 중 하나이다. 표본의 크기는 ‘표본 통계량의 표준편차’인 ‘표준오차(SE: Standard Error)’ 즉 ‘ $SE = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ ’의 분모에 영향을 미침으로써 신뢰구간을 움직이게 된다. 일반적으로 표본의 크기가 클수록 표본 통계량의 표준편차인 표준오차(SE)가 작아져 신뢰 구간이 좁아지고, 표본 크기가 작을수록 신뢰 구간이 넓어진다. 표본이 작을 경우 검정 통계량이 귀무가설 하( $H_0$ : 회귀계수 = 0)에서 이 넓어진 신뢰구간에 속하게 될 확률이 커진다. 다시 말해, 샘플 사이즈가 작을수록 대립가설( $H_a$ )이 참임에도 불구하고 귀무가설( $H_0$ )이 참이라고 말할 확률이 커지는 것이다. 이렇게

대립가설이 참임에도 불구하고 대립가설을 기각하고 귀무가설을 채택하는 오류를  $\beta$  오류라 하며 2종 오류라고도 일컫는다. 따라서 관측치가 작으면 이  $\beta$  오류가 커져 신뢰구간이 넓어지게 되고, 귀무가설과 대립가설 간 차이를 탐지하기 어려워져 무엇이 정확한 추정치인지를 파악하기 어렵게 만든다.

흥미로운 것은 작은 표본이 가지는 이러한 검정력(power)의 문제에도 불구하고 최저임금이 자영업자에 미치는 효과에 대한 지역별 분석에서 대도시 지역의 경우 Kaitz index가 통계적으로 유의하게 자영업 취업자 수 비중을 줄이는 결과를 도출했다는 것이다. 작은 표본으로 인해 대립가설( $H_a: \beta \neq 0$ )을 채택할 확률이 줄어들었음에도 귀무가설( $H_0: \beta = 0$ )을 기각했다는 것은 그만큼 귀무가설과 대립가설 간 차이가 뚜렷하다는 것을 말해준다.

위의 패널 다중회귀분석과 마찬가지로 종속변수를 고용원 유무에 따라 3가지 유형으로 세부 분류하였다. 종속변수를 ‘전체 취업자 대비 전체 자영업자 수 비중’, ‘전체 취업자 대비 고용원이 있는 자영업자 수 비중’, 그리고 ‘전체 취업자 대비 고용원이 없는 자영업자 수 비중’ 이렇게 세 가지로 나누어 분석하였다. 마찬가지로 먼저 기본 모형을 제시하고 이후 각각 2008년 더미와 2018년 더미를 포함한 모형에서의 추정 결과를 제시하겠다.

[표 15] 최저임금이 자영업자 수 비중에 미친 영향에 대한 지역별 분석(모형1: 기본 모형)

	강원	경기	경남	경북	광주	대구	대전	부산
전체 자영업 취업자	-0.14	-0.33	0.06	0.08	-0.28	-0.08	-0.28	-0.002
‘고용원이 있는’ 자영업 취업자	-0.1	-0.37**	0.17	-0.04	0.03	-0.52	-0.81**	0.37
‘고용원이 없는’ 자영업 취업자	-0.15	-0.3	0.03	0.09	-0.41	0.08	-0.09	-0.16
	서울	울산	인천	전남	전북	제주	충남	충북
전체 자영업 취업자	-0.45**	-0.13	-0.49**	-0.24	-0.14	0.002	-0.25	-0.83**
‘고용원이 있는’ 자영업 취업자	-0.64**	-0.27	-0.88***	0.12	-0.32	0.36	-0.89	-0.27
‘고용원이 없는’ 자영업 취업자	-0.36*	-0.12	-0.31	-0.29	-0.12	-0.1	-0.09	-0.94**

\*, \*\*, \*\*\*은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함을 의미.

Kaitz index를 대용변수로 차용하여 최저임금이 ‘전체 취업자 수 대비 자영업자 수 비중’에 미친 영향을 살펴보면, 경기 지역의 경우 5% 유의수준에서 ‘지역의 정액임금대비 법정 최저임금 비율’이 1% 증가할 때 고용원이 ‘있는’ 자영업 취업자 수 비중이 0.37% 감소하였다. 대전 지역의 경우도 고용원이 ‘있는’ 자영업 취업자 수 비중이 0.81% 감소하였고 마찬가지로 95% 신뢰수준에서 통계적으로 유의하였다. 서울의 경우 종속변수를 무엇을 설정하던 간에 최저임금의 상대적 영향력 증대가 자영업자 수 비중을 줄이는 효과를 보였다. 인천의 경우 지역의 정액임금 대비 최저임금 비율이 1% 증가할 경우 전체 자영업 취업자 수 비중은 0.49%, 고용원이 ‘있는’ 자영업 취업자 수 비중은 0.88% 감소하였다. 충북 지역의 경우에도 최저임금 상승이 전체 자영업자 수와 고용원이 ‘없는’ 자영업자 수 비중에 부의 영향을 미쳤다.

[표 16] 최저임금이 자영업자 수 비중에 미친 영향에 대한 지역별 분석(모형2: 2008년 더미 포함)

	강원	경기	경남	경북	광주	대구	대전	부산
전체 자영업 취업자	0.04	-0.38**	-0.18	0.08	-0.05	-0.0009	-0.27	-0.08
‘고용원이 있는’ 자영업 취업자	0.28	-0.38**	-0.1	-0.04	0.28	-0.41	-0.79**	0.34
‘고용원이 없는’ 자영업 취업자	-0.02	-0.36*	-0.19	0.09	-0.17	0.15	-0.08	-0.25
	서울	울산	인천	전남	전북	제주	충남	충북
전체 자영업 취업자	-0.42**	-0.13	-0.61***	-0.12	-0.15	0.27*	-0.15	-0.6**
‘고용원이 있는’ 자영업 취업자	-0.6**	-0.27	-0.66*	0.2	-0.32	0.21	-0.86	-0.31
‘고용원이 없는’ 자영업 취업자	-0.34*	-0.12	-0.55**	-0.17	-0.13	0.24	0.03	-0.64**

\*, \*\*, \*\*\*은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함을 의미.

2008년 더미를 포함한 모형2를 대상으로 했을 때에는 경기 지역의 경우 모든 자영업자 수 비율에서 최저임금의 상대적 영향력이 자영업 취업자 수 비중에 부의 영향을 미치는 것으로 드러났다. 대전은 지역의 정책 임금 대비 최저임금 인상이 고용원이 ‘있는’ 자영업 취업자 수 비중을 0.79% 감소시키는 것으로 나왔다. 서울과 인천의 경우도 경기도와 마찬가지로 종속변수를 어느 것으로 설정하든 간에 최저임금 상승이 자영업자 수 비중을 모든 경우에서 줄이는 것으로 밝혀졌다. 충북의 경우에는 최저임금의 상대적 영향력이 커질 때 전체 자영업자 수와 고용원이 ‘없는’ 자영업자 수 비중이 줄어드는 것으로 나왔다. 반면 제주 지역 정책임금 대비 최저임금 비중이 1% 상승할 때 전체 자영업 취업자 수 비율이 90% 신뢰수준에서 통계적으로 유의하게 0.27% 증가하는 것으로 나왔다.

[표 17] 최저임금이 자영업자 수 비중에 미친 영향에 대한 지역별 분석(모형2: 2018년 더미 포함)

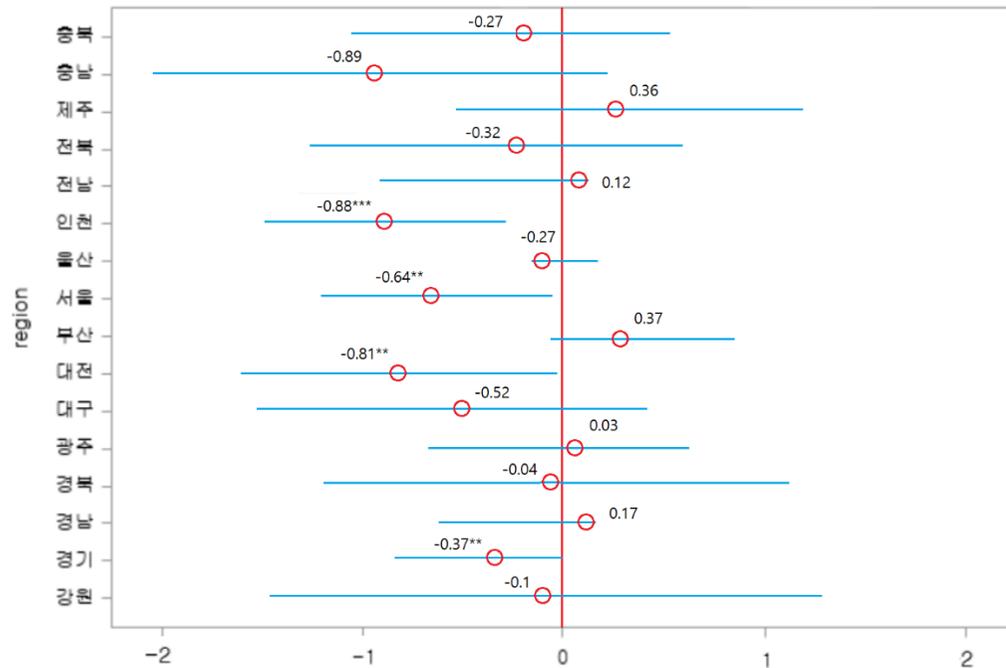
	강원	경기	경남	경북	광주	대구	대전	부산
전체 자영업 취업자	-0.17	-0.45*	-0.14	-0.28	-0.18	-0.17	-0.45**	-0.19
‘고용원이 있는’ 자영업 취업자	-0.22	-0.63***	0.07	-0.05	-0.002	-0.59	-0.85**	0.22
‘고용원이 없는’ 자영업 취업자	-0.16	-0.36*	-0.18	-0.31	-0.26	-0.02	-0.33	-0.36
	서울	울산	인천	전남	전북	제주	충남	충북
전체 자영업 취업자	-0.46**	-0.09	-0.53**	-0.37	-0.14	-0.04	-0.29	-0.89**
‘고용원이 있는’ 자영업 취업자	-0.71**	-0.1	-0.9**	-0.07	-0.3	0.27	-0.36	0.12
‘고용원이 없는’ 자영업 취업자	-0.34	-0.14	-0.33	-0.41	-0.12	-0.12	-0.28	-1.1**

\*, \*\*, \*\*\*은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함을 의미.

2018년 더미를 포함한 지역별 회귀분석 결과를 살펴보면, 경기도의 경우 최저임금의 상대적 영향력이 1% 증가할 때 전체 자영업자 수와 고용원이 ‘있는’ 자영업자 수 비중이 각각 0.45%, 0.63% 감소하는 것으로 나왔다. 대전 지역의 경우에도 지역 정책 급여 대비 법정 최저임금 비율이 1% 증가할 경우 전체 자영업 취업자 수와 고용원이 ‘있는’ 자영업 취업자 수 비율이 모두 5% 유의수준에서 각각 0.45%, 0.85% 감소하는 것으로 드러났다. 서울의 경우에도 최저임금 비율이 1% 증가할 때 전체 자영업자 수 비율이 0.46% 감소하였고, 고용원이 ‘있는’ 자영업 취업자 수 비율이 0.71% 감소하였다. 두 경우 모두 95% 신뢰수준에서 통계적으로 유의하였다. 인천의 경우 최저임금의 상대적 영향력이 1% 상승할 경우 전체 자영업자 수 비중은 0.53%, 고용원이 ‘있는’ 자영업자 수 비중은 0.9% 감소하였다. 마지막으로 충북에서는 최저임금 비중이 1% 상승할 때 전체 자영업자 수 비중이 0.89%, 고용원이 ‘없는’ 자영업자 수 비중은 1.1% 감소하였다.

아래 그림6은 지역별 회귀분석 결과 중 더미 변수를 포함하지 않은 기본 모형에서 고용원이 있는 자영업자 수 비중을 종속변수로 놓고 최저임금의 효과를 살펴본 경우이다. 95% 신뢰구간(Confidence Interval)과 추정계수를 나타냈는데, 거의 모든 지역에서 신뢰구간이 상당히 넓은 것을 확인할 수 있다.

[그림 6] ‘최저임금’이 ‘고용원이 있는 자영업자 수 비중’에 미친 지역별 회귀분석 결과의 95% 신뢰구간



최저임금이 자영업자 수 비중에 미치는 위와 같은 지역별 실증 분석 결과는 몇 가지 시사점을 낳는다. 서울, 경기, 인천, 대전, 충북 이렇게 5개 지역의 경우 적은 관측치에도 불구하고 최저임금 인상이 해당 지역의 자영업자 수 비중을 줄이는 것으로 나왔다. 관측치가 작음에도 즉 자영업 취업자 수 비중에 최저임금의 효과가 미치지 못한다는 귀무가설이 채택될 가능성이 매우 큰 상황에서도 대립가설 즉 최저임금은 자영업자 수 비중에 영향을 미친다는 가설이 채택되었다는 것은, 최저임금 인상 효과가 각 지역에서 그만큼 뚜렷하게 나타났음을 의미한다.

둘째, 최저임금 인상이 주로 수도권과 대도시 지역의 자영업자 수 비중을 감소시켰다는 것은 이제까지 소상공인·자영업자들이 주장해온 최저임금의 지역별 차등 적용 주장이 일견 근거 있는 주장이었음을 말해준다. 모든 지역에 일률적으로 적용되는 현재와 같은 단일 법정 최저임금이 인상됐을 경우 비수도권 지역, 농어촌, 지방 중소도시의 자영업자들은 거의 영향을 받지 않는다. 반면 최저임금 인상의 피해는 수도권 지역과 대전, 충북 지역에 집중되는데, 이들 지역에서는 최저임금 상승 시 전체 취업자 수에 대비한 자영업 종사자 수가 감소한다. 따라서 최저임금제도를 수도권과 비수도권 지역 혹은 대도시와 지방 중소도시에 차등 적용하는 방안을 심도 있게 검토할 필요가 있다. 그러나 제도 개선이 여의치 않을 경우 최저임금 인상으로 인한 수도권과 대도시 지역의 자영업자들의 피해를 상쇄하기 위해 이들을 간접적으로 지원하는 방안도 같이 논의될 필요가 있다.

그림8에서도 알 수 있듯이 지역별 회귀분석 결과를 보면 거의 모든 지역에서 신뢰구간이 상당히 넓은 것을 알 수 있다. 신뢰구간은 앞서 언급한 표준오차(SE: Standard Error) 즉 ' $SE = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ '에 의해 결정되는데, 표준오차가 클수록 신뢰구간이 넓어진다. 예를 들어 표본을 이용하여 모평균을 추정한다고 가정해보자. 이때 신뢰수준  $100(1 - \alpha)\%$  하에서 모평균의 신뢰구간은 다음과 같다.

$$(7) \left[ \bar{X} - Z_{\alpha/2} * \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{X} + Z_{\alpha/2} * \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right]$$

즉 표본 통계량의 표준편차인 표준오차( $SE = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ )에 의해 신뢰구간이 결정되는데, 중요한 것은 표준오차가 분모인 관측치  $n$ 에도 영향을

받으나 표본 표준편차인  $\sigma$ 에도 영향을 받는다는 것이다. 다시 말해 지역별 분석에서 회귀계수의 신뢰구간이 넓다는 것은 표준오차가 크다는 것이고, 다루고 있는 표본의 분산 자체가 크다는 것을 의미한다. 즉 다루고 있는 데이터 자체에 표본의 평균 정보만으로는 설명할 수 없는 부분이 상당히 많이 존재하고 있다. 이는 곧 최저임금제 말고도 개별 지역의 자영업자 수 비중에 영향을 미칠 수 있는 수많은 요인들이 존재하며, 지역 자영업자 수를 최저임금의 평균적인 영향력(회귀계수  $\beta$ 의 의미)만으로 설명하는 데에는 분명한 한계가 있음을 시사한다. 따라서 자영업 시장으로의 진입과 퇴출을 결정하는 요인들을 살펴보기 위해서는 최저임금제 뿐 아니라 관측되지 않은 여타 다른 변수들에 대한 모니터링이 필수적이다. 또한 같은 맥락에서 법정 최저임금제도의 효과를 보다 면밀히 분석하기 위해서는 이렇게 관측되지 않은 변수들까지 같이 포함하여 정책 효과를 검증하는 것이 제도를 보다 정확히 평가하는 방법이다. 따라서 법정 최저임금제도가 자영업자에 미치는 영향을 살펴보려면, 자영업 진·퇴출에 영향을 줄 수 있는 관측되지 않은 요인들에 대한 모니터링이 먼저 이루어져야 하고, 이 변수들을 같이 고려하여 최저임금 인상 효과를 검증할 때에만 비로소 제대로 된 최저임금 정책 평가가 이루어질 수 있다.

## 제 5 장 결론

### 제 1 절 연구의 의의 및 정책적 시사점

본 연구의 목적은 크게 두 가지로 요약될 수 있다. 먼저 본 논문은 2018년의 급격한 최저임금 인상이 일각에서 제기된 비판처럼 자영업자들로 하여금 자영업 노동 시장에서 퇴출되도록 만들었는지를 검증하고자 하였다. 이에 더하여 그 동안 소상공인·자영업자와 중소기업, 지방자치단체들이 주장했던 최저임금제의 지역별 차등 적용에 관한 논의가 타당한 것인지를 판단하고, 최저임금제도 운영에 있어 정책적 시사점을 제시하고자 하였다.

지난 문재인 정부가 표방했던 소득주도성장 정책 기조를 대표하는 경제정책을 꼽자면 단연 최저임금제를 들 수 있다. 2017-2018년, 10% 인상률을 상회하는 급격한 최저임금 인상은 많은 논란을 낳았는데, 그 중 이러한 최저임금정책이 영세 소상공인·자영업자들의 인건비 부담을 높이고 경영 실적을 악화시켜 자영업자들로 하여금 노동 시장에서 퇴출되도록 만든다는 비판이 커졌다. 그러나 급격한 최저임금 인상에 대해 열띤 논쟁이 벌어진 이러한 상황과는 달리, 이를 실증적으로 분석한 논문은 거의 전무하였다. 이에 따라 본 고에서는 전국 16개 광역자치단체를 대상으로 2001-2021년 기간 동안의 연간 패널 데이터를 구축하여 최저임금이 자영업자에 미친 영향을 실증 분석하였다.

자영업자 수를 결정하는 여러 요소들 중 거시 경제적 요인들에 초점을 맞춰 분석을 진행하였으며, 전국 단일의 최저임금제가 운영되고 있는 상황에서 최저임금의 지역별 데이터가 부재한 것을 감안하여 축약형 Kaitz Index를 차용하여 최저임금의 대리변수로 삼았다. 축약형 Kaitz Index는 ‘지역 정액임금 대비 국가 최저임금의 상대적 비’를 나타낸다. 최저임금 인상이 자영업자 수에 미친 영향을 살펴보기 위해 패널 다중회귀분석을 실시하였는데, 기본적으로 최저임금의 효과가 각기 다른 자영업자 유형에서 다르게 나타날 수 있음을 상정하였다. 이에 따라 종속변수를 ‘전체 취업자 수 대비 전체 자영업 취업자 수 비율’, ‘전체 취업자 수 대비 고용원이 있는 자영업 취업자 수 비율’, ‘취업자

수 대비 고용원이 없는 자영업자 수 비율'로 나누어 분석하였다.

분석 결과 최저임금이 상승하면 전체 취업자 수 대비 자영업 취업자 수 비율이 감소하는 것으로 분석되었다. 최저임금 인상은 고용원 채용 여부와 상관없이 통계적으로 유의미하게 자영업자 수 비중을 감소시켰는데, 이는 최저임금이 상승하면 자영업 선택의 기회비용이 증가하여 임금소득자로 전환될 유인이 커진다는 밀어내기 가설을 지지하는 결과이다.

그러나 종속변수의 고용원 채용 여부에 따라 최저임금 상승 효과는 다르게 나타났다. 또한 통제변수들의 추정된 회귀계수를 살펴본 결과, 경제성장률과 소득세 변수의 경우 '전체' 자영업자 수 비율을 대상으로 한 결과와 '고용원이 없는' 자영업자 수 비율을 종속변수로 두고 분석한 결과가 대체로 비슷한 추정치가 나온 반면, '고용원이 있는' 자영업자 수 비중의 경우 추정계수가 반대 방향으로 도출되었다.

실질 GRDP 성장률의 경우 '전체' 자영업자 수 비율과 '고용원이 없는' 자영업자 수 비율에서는 경제성장률 상승 시 경기 활성화로 소규모 사업체가 성장할 환경이 조성된다는 Parker et al.(2004)의 주장이 지지된 반면, 종속변수를 '고용원이 있는' 자영업자 수로 설정한 경우 경제성장률 상승은 임금을 상승시켜 노동자들의 직업 선택이 임금 근로자로 보다 집중되게 만든다는 Lucas(1978)의 주장이 지지되었다.

GDP 대비 소득세 비중의 추정계수를 살펴보면, 마찬가지로 '전체' 자영업 취업자 수와 '고용원이 없는' 자영업 취업자 수 비율을 종속변수로 설정한 경우, 소득세 부담 증가가 임금 근로자들이 자영업자로 전환하기 위해 필요한 자본 축적을 방해하기 때문에 소득세 증가 시 자영업자 수가 감소할 것이라는 전병목(2005)의 주장이 지지되었다. 반면 '고용원이 있는' 자영업자 수 비율을 종속변수로 설정한 경우, 소득세 비중의 영향은 없었다.

한편 다른 통제변수인 사회복지지출은 '고용원이 없는' 자영업자 수 비중에서만 계수의 방향이 반대로 추정되어, 자영업자를 대상으로 하는 연구에서 고용원 채용 유무가 반드시 고려되어야 함을 방증한다. 같은 자영업자라 하더라도 고용원이 있고 없음에 따라 종속변수가 가지고 있는 근본 성격이 다르기 때문에, 종속변수의 유형을 나누지 않고 분석한다면 자영업자에 대한 정확한 실증 분석이 이루어질 수 없게 된다.

한편 최저임금과 관련한 첫 번째 논쟁인 2018년의 급격한 최저임금 인상 효과를 실증 분석하기 위해 분석 모형에 연도 더미를 추가하였다. 각각 2008년 금융위기 더미와 2018년 문재인 정부 더미를 모형에

포함시켰다. 2008년 금융위기의 경우 전체 자영업자 수, 고용원이 있는 자영업자 수, 고용원이 없는 자영업자 수 모두에서 2008년 이후의 자영업 취업자 수 비중이 감소한 것으로 드러났다. 한편 주목할 부분은 2018년 더미인데, 2018년 이전과 비교하여 최저임금의 급격한 인상이 있었던 2018년 이후 기간동안 ‘전체’ 자영업자와 ‘고용원이 없는’ 자영업자 수 비중이 오히려 증가한 것으로 나타났다. 이는 2018년의 급격한 최저임금 인상이 자영업자들로 하여금 시장에서 이탈하게 만들었다는 일각의 주장과는 배치되는 결과이다.

한편 최저임금제도를 둘러싼 두 번째 논쟁인 최저임금의 지역별 차등 적용 타당성을 검토하기 위해, 최저임금의 효과가 개별 지역에서 자영업자 수 비중에 다른 효과를 낳았는지를 실증 분석하였다. 최소제곱법(OLS)을 이용하여 지역별로 다중회귀분석을 실시한 결과 최저임금제도 운영과 관련하여 몇 가지 정책적 시사점을 도출할 수 있었다.

자영업자 수 비중에 미치는 최저임금 인상 효과는 지역별로 뚜렷한 차이를 보였는데, 주로 수도권과 대도시 지역에 제도의 영향력이 크게 미치는 것으로 나타났다. 이에 따라 그 동안 소상공인과 자영업자들이 주장해 온 최저임금의 지역별 차등 적용안은 타당한 주장이라 판단되며, 최저임금의 효과가 지역별로 다르게 나타나고 있는 만큼 수도권과 대도시 지역의 자영업자들의 피해를 상쇄하기 위한 정책적 고려가 같이 이루어질 필요가 있다.

또한 지역별 회귀분석 결과, 거의 모든 지역에서 추정된 회귀계수의 신뢰구간이 매우 큰 것으로 나타났다. 넓은 신뢰구간은 적은 관측치로부터 기인한 것일 수 있으나, 표본 표준편차( $\sigma$ )에 의해서도 신뢰구간은 달라진다. 다시 말해 지역별 분석에서 회귀계수의 신뢰구간이 넓다는 것은 다루고 있는 표본의 분산 자체가 크다는 것을 의미한다. 즉 개별 지역의 자영업자 수 비중에 영향을 미칠 수 있는 수많은 요인들이 존재하는 상황에서, 최저임금제와 몇몇 거시 변수들 이외에도 우리가 포착하지 못한 다른 영향 요인들이 있을 수 있다는 것이다. 따라서 최저임금제도의 효과를 보다 면밀히 분석하기 위해서는 이렇게 관측되지 않은 변수들까지 함께 포함하여 정책 효과를 검증하는 것이 더 바람직하다. 요약하면, 법정 최저임금제도가 자영업자에 미치는 영향을 살펴보기 위해서는, 자영업 진·퇴출에 영향을 줄 수 있는 관측되지 않은 요인들에 대한 모니터링이 같이 이루어져야 하고, 이러한 변수들을 같이 고려하여 최저임금 인상 효과를 검증할 때에만 비로소

제대로 된 최저임금 정책 평가가 이루어질 수 있는 것이다.

## 제 2 절 연구의 한계

본 연구는 최저임금제도의 효과를 분석함에 있어 최저임금 수준을 그대로 사용하지 못하고 Kaitz index를 대용 변수로 차용했다는 점에서 태생적 한계를 갖는다. 앞서 언급한 바와 같이 축약형 Kaitz index는 ‘지역의 평균 임금에 대비한 국가 최저임금의 상대적 비율’을 의미하며, 최저임금의 상대적 영향력을 나타낸다. 본 고에서는 지역의 평균 급여가 거의 변하지 않는 상황을 가정하고 해당 대리변수를 사용하고 있기 때문에, 현실에서 실제 지역의 평균 임금 수준이 최저임금과 다르게 움직일 경우, Kaitz index의 최저임금에 대한 대표성이 훼손될 수 있다.

패널 데이터 분석에 사용된 다른 통제변수들 또한 같은 문제를 내포하고 있다. 소득세를 자영업자 수 결정요인으로 다룬 선행연구에서는 개인소득세율을 소득세 변수로 간주하여 분석을 진행하였다. 그러나 지역 패널 데이터를 사용하고 있는 본 연구에서는 지역에 따라 차등 적용되는 소득세율이 부재하므로, 지역내총생산에서 소득세수가 차지하는 비중으로 소득세 변수를 설정하였다. 또 다른 통제변수인 복지지출 비중도 마찬가지이다. 사회복지지출을 자영업 선택의 결정 요인으로 삼은 여러 선행연구와는 달리 본 연구에서는 지역내총생산 대비 정부 세출 비중을 사회복지지출 변수로 간주하였다. 이처럼 가용할 수 있는 변수 선택에 본 논문의 태생적 한계가 존재한다고 할 수 있겠다.

가용할 수 있는 변수 문제 이외에, 회귀식 추정 결과에 있어서도 추가적 논의가 필요한 부분이 존재한다. 통제변수 중 하나인 사회복지지출 분석 결과를 살펴보면, 본 연구에서는 복지지출 비중이 자영업자 수 비율에 미치는 효과에서 기존 선행연구와는 배치되는 결과를 보이기도 하였다. 표14의 ‘사회복지 지출’이 ‘고용원이 없는 자영업 취업자 수 비중’에 미친 영향을 살펴보면, 금융위기 더미를 포함한 모형2에서 이에 대한 추정치가 양의 값으로 통계적으로 유의하였다. ‘시도별 GRDP에서 결산 기준 지역별 세출액 비중’이 1% 증가할수록 1% 유의수준에서 ‘전체 취업자 중 고용원이 없는 자영업자

수 비중'이 0.09% 증가하였다. 사회복지지출과 관련한 기존 선행 연구들에서는 사회보장지출 증가가 자영업자 비율을 줄이는 방향으로 작용했기 때문에(역의 관계), 본 고의 일부 분석 결과에서 나타난 이러한 복지지출과 자영업자 간 정의 인과관계에 대해 향후 추가적 분석이 필요해 보인다.

# 참고 문헌

## 1. 국내 문헌

- 강승복. (2005). 우리나라 임금소득불평등도의 증장기적 변화. 한국노동연구원 노동리뷰, 2005-01, 19-29.
- 강승복·박철성 (2015). 시계열 자료를 이용한 최저임금의 고용효과 분석. 노동경제논집, 38(3), 1-22.
- 강종구·박창귀·조윤제. (2012). 국가별 패널자료를 이용한 소득불균등 확대의 원인 분석. 경제분석, 18(1), 85-116.
- 강창희·유경준. (2018). 자영업자 비중 결정요인의 국제비교: 사회정책적 요인을 중심으로. 예산정책연구, 7(2), 129-158.
- 고길곤. (2017). 통계학의 이해와 활용. 문우사, 제3판.
- 금재호·조준모. (2000). 자영업의 선택에 관한 이론 및 실증분석. 노동경제논집, 23권(특별호), 81-107.
- 김강식. (2017). 최저임금제도 국제비교 및 시사점. 질서경제저널, 20(2), 69-90.
- 김도균. (2015). 자영업 부채의 이중성과 외환위기 이후 자영업 부채 증가. 경제와 사회, 108, 73-107.
- 김우영. (2000). 취업형태의 비교우위와 자영업자의 결정요인에 대한 분석. 노동경제논집, 23권(특별호), 56-80.
- 김정훈·민병길·박원익. (2017). 소득 주도 성장의 쟁점 및 정책적 시사점, 경기연구원 이슈 & 진단, No.296.
- 김태훈. (2019). 최저임금 인상의 고용 및 임금효과. 노동정책연구, 19(2), 135-174.
- 남윤미. (2017). 국내 자영업의 폐업을 결정요인 분석. BOK 경제연구, 제2017-5호.
- 류재우·최호영. (1999). 우리나라 자영업 부문에 관한 연구. 노동경제논집, 22(1), 109-140.
- 박이택. (2018). 한국에서 임금 불평등의 역사적 파동: 1971-2016. 경제사학, 42(3), 337-376.
- 배진한·김우영. (2021). 한국의 최저임금과 자영업. 노동경제논집, 44(1), 31-72.
- 서정호·이규복·이기혁. (2019). 국내 자영업자의 부채구조와 정책적

- 시사점. 한국금융연구원 VIP 리포트, 2019-7.
- 신동주·최배근. (2018). 우리나라 영세자영업자 증가의 원인: 탈공업화와 영세자영업자의 관계를 중심으로. 산업경제연구, 31(5), 1831-1856.
- 신우리·송헌재·임현준. (2019). 최저임금 조정이 노동자들의 노동시간과 노동소득에 미치는 영향. 노동경제논집, 42(1), 73-105.
- 양준석·장윤섭. (2019). 최저임금 인상이 자영업자에 미친 영향: 2018년 최저임금 16.4% 인상을 중심으로. 경제학연구, 67(4), 37-67.
- 양지연. (2017). 이중구조화된 노동시장에서 최저임금의 고용효과: 한국의 사례를 중심으로. 노동정책연구, 17(1), 1-25.
- 염유경·이상훈·김군수·김정훈·민병길·김인수·정운경. (2017). 생활임금 목표제의 경제효과와 민간확산방안. 경기연구원, 정책연구 2017-03.
- 이병희·정진호·이승렬·강병구·홍경준. (2008). 저소득 노동시장 분석. 한국노동연구원 연구보고서, 2008-01.
- 이정. (2019). 최저임금 상승이 고용에 미치는 영향분석: 청년층과 중장년층의 비교. 공공사회연구, 9(2), 34-58.
- 전병목. (2005). 소득세 부담과 자영업자 규모 변화. 한국조세연구원, 재정포럼 107호.
- 전병유. (2003). 자영업 선택의 결정 요인에 관한 연구. 노동경제논집, 26(3), 148-179.
- 정진호·남재량·김주영·전영준. (2011). 최저임금 효과분석. 한국노동연구원 연구보고서, 2011-02.
- 주상영. (2017). 소득주도성장론에 대한 비판과 반비판. 사회경제평론, 30(3), 1-36.
- \_\_\_\_\_. (2018). 소득주도성장 패러다임은 여전히 유효한가?. 사회경제평론, 31(3), 1-27.
- 주현·김숙경·김중호. (2013). 개인기업의 실태 및 정책과제. 산업연구원 연구보고서, 2013-679.
- 최태림·최명섭. (2020). 최저임금 상승이 청년 고용에 미치는 지역별 영향. 도시정책연구, 11(1), 19-40.
- 최저임금위원회. (2021). 주요 국가의 최저임금제도.
- 최현보. (2014). 노인의 노화불안이 자기효능감에 미치는 영향에 관한

- 연구: 노인 자원봉사 활동의 조절효과를 중심으로. 서울대학교 사회복지학과, 석사학위 논문.
- 현병훈. (2014). 최저임금법제에 관한 연구. 서울대학교 법학과, 박사학위논문.
- 홍민기. (2019). 2018년 최저임금 인상의 효과 추정. 경제발전연구, 25(2), 1-28.
- 황희영. (2019). 최저임금제도가 내수 경제에 미치는 영향. 재정정책논집, 21(1), 125-155.
- 황희영 · 이종하. (2019). 최저임금제도가 노동소득분배율에 미치는 영향 분석: 우리나라 16개 광역자치단체를 중심으로. 한국행정연구, 28(3), 175-205.

## 2. 국외문헌

- Card, D. & Krueger, Alan (1995). *Myth and Measurement: The New Economics of Minimum Wage*. Princeton University Press.
- Hirsch, B. T., Kaufman, B. E., & Zelenska, T. (2015). Minimum Wage Channels of Adjustment. *A Journal of Economy and Society*, 54(2), 199-239.
- Kalenkoski, C. M. (2016). The Effects of Minimum Wages on Youth Employment and Income. *IZA World of Labor*.
- Koellinger, Philipp D. & Thurik, A. Roy. (2012). Entrepreneurship and the Business Cycle. *The review of economics and statistics*, 94(4), 1143-1156.
- Lucas, E. Robert. (1978). On the Size Distribution of Business Firms. *The Bell Journal of Economics*, 9(2), 508-523.
- Mark Taylor. (1996). Earnings, Independence or Unemployment: Why Become Self-Employed?. *Oxford bulletin of economics and statistics*, 58(2), 253-266.
- Parker, Simon C. (1996). A Time Series Model of Self-employment under Uncertainty. *Economica*, 63, 459-475.
- Parker, Simon C. & Robson, Martin T. (2004). Explaining International Variations in Self-Employment: Evidence from a

- Panel of OECD Countries. *Southern Economic Journal*, 71(2), 287–301.
- Pereira, Igor & Patel, Pankaj C. (2022). Impact of the COVID–19 Pandemic on the Hours Lost by Self–Employed Racial Minorities: Evidence from Brazil. *Small business economics*, 58(2), 769–805.
- Thurik, A. Roy, Carree, Martin A., Stel, van Andre & Audretsch, David B. (2008). Does Self–Employment Reduce Unemployment?. *Journal of Business Venturing*, 23, 673–686.
- Bhaskar, V. & To, Ted. (2003). Minimum Wages, Employment and Monopsonistic Competition. Bureau of Labor Statistics (BLS) of the U.S. Department of Labor, BLS Working Paper, 369.
- Lee, Wang–Sheng & Suardi, Sandy. (2011). Minimum Wages and Employment: Reconsidering the Use of a Time Series Approach as an Evaluation Tool. *British Journal of Industrial Relations*, 49(2), 376–401.
- Williams, N. & J. A. Mills, 2001, “The Minimum Wage and Teenage Employment: Evidence from Time Series”, *Applied Economics* 33(3), pp. 285–300

### 3. 전자자료

e–나라지표.

[https://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx\\_cd=1123](https://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=1123)

국립국어원 표준국어대사전. <https://stdict.korean.go.kr/main/main.do>

국가법령정보센터. <https://www.law.go.kr/>

국제노동기구(ILO). <https://www.ilo.org/global/lang-en/index.htm>

매일경제. (2022년 5월 26일). 소공연 "소상공인 발목 잡는 최저임금…지역별 차등화 필요"

<https://www.mk.co.kr/news/society/view/2022/05/465554/>

정부 관계부처 합동 발표자료. (2017년 7월 25일). “새정부 경제정책방향: 경제 패러다임의 전환”

지방재정365. <https://lofin.mois.go.kr/portal/main.do>

최저임금 위원회. <https://www.minimumwage.go.kr/index.jsp>

통계설명자료.

<https://meta.narastat.kr/metasvc/index.do?confmNo=101004>

통계청 (KOSIS 국가통계포털). <https://kosis.kr>

한국노동패널조사. <https://www.kli.re.kr/klips/index.do>

한국은행 경제통계시스템. <http://ecos.bok.or.kr/>

## Abstract

# The Effects of Minimum Wage on Self-Employment: A Regional Panel Analysis

Donghee Lee

Master of Public Administration

The Graduate School of Public Administration

Seoul National University

This paper examines the impact of national minimum wage increase on the number of self-employed workers. Since 2018, when the Korean government announced that it would raise the minimum wage to 7,530 won, an increase of 16.4% compared with 2017, its negative effect on self-employment became an issue but little empirical research has been done. To examine the effects of this sharp increase in national minimum wage, I run fixed effects panel regressions by composing regional panel data consisting of 16 metropolitan regions. I added ‘2018year dummy variable’ to the regression equations to find difference in the number of the self-employed between before 2018 and after 2018.

In addition, since small business owners, the self-employed and local governments have argued that each metropolitan region has to run their own minimum wage system by setting up a regional minimum wage on their own as the American states do, this paper also examines if this argument is plausible. They contested the current minimum wage policy which is uniformly applied to all regions.

Since each area has different economic condition and price level, they say that the current minimum wage policy should consider local circumstances, and the Korean national minimum wage policy should be reformed. Therefore, I conducted regression analysis for each metropolitan region by running Ordinary Least Squares (OLS) regressions to examine the validity of this argument.

The data for 2001 to 2021 spans regional average salaries, national minimum wage, gross regional domestic product, regional unemployment rate, income tax rate, and welfare expenditure. All statistical data are collected from Economic Statistics System (<http://ecos.bok.or.kr/>), and Korean Statistical Information Service (<http://kosis.kr/>).

The summary and implications of the study are as follows. First, the minimum wage increase during the period of 2001 to 2021 decreased the number of the self-employed. As I divided the dependent variable, the ratio of the number of the self-employed to the number of employees, into three categories, the panel regression results show that raising the minimum wage has removed the self-employed from the self-employment labor market in all categories: the ratio of the number of the entire self-employed to the number of employees, the ratio of the number of own-account workers to the number of employees, and the ratio of the number of employers to the number of employees. Also, contrary to expectations, I found the ratio of the self-employed increased after 2018 in the cases of the entire self-employed and own-account workers.

Second, this paper confirmed that the assertion, the national minimum wage should be differentially applied to each region considering local economy and price, is a rational argument. The estimation result reveals that minimum wage increase had an effect

only on big cities and capital territories. This tells that, in order to offset the negative impacts of raising minimum wage that big cities have suffered, related employment policies should be accompanied. Plus, since the confidence intervals of each regional OLS estimation are wide, this indicates that not only the sample size is too small but also the standard deviation of the sample is too large. This implies there could be other elements which affect self-employment that we couldn't capture other than the national minimum wage and macroeconomic variables. In this respect, the minimum wage policy has to be operated by grasping these elusive factors so as to improve the well-being of low-wage workers, the ultimate goal of the minimum wage policy.

**Keywords :** Minimum wage, Kaitz index, The self-employed, Regional panel analysis

**Student Number :** 2020-27529