

최저임금 인상이 자영업자에 미친 영향: 2018년 최저임금 16.4% 인상을 중심으로*

양 준 석** · 장 윤 섭***

논 문 초 록 본 연구에서는 2018년 16.4% 인상된 최저임금이 자영업 부문에 미친 영향에 대해 분석한다. 단일 기준이라는 우리나라 최저임금 제도의 특징으로 그 효과의 식별이 제한적이라는 한계를 극복하고자 산업별 최저임금영향률의 차이와 자영업자수의 변동 간의 관계를 이용하였다. 이중차분 모형을 통한 분석결과, 2018년 전 기간에 걸쳐 최저임금 인상이 자영업자수 변동에 영향을 미쳤다는 실증적인 증거는 찾을 수 없었다. 그러나 정책변수를 선·후행변수로 구분하고 분기별로 최저임금 효과를 추정한 결과, 2018년 3분기부터 최저임금 인상이 고용원이 있는 자영업자수에 미친 음(-)의 효과가 유의미하게 나타났다. 다만, 이러한 효과가 전체 일자리에 미친 영향은 제한적인 것으로 확인되었다.

핵심 주제어: 최저임금, 자영업자, 고용

경제학문헌목록 주제분류: J0, L1, L5

투고 일자: 2019. 5. 2. 심사 및 수정 일자: 2019. 10. 1. 게재 확정 일자: 2019. 11. 22.

* 논문이 공정하게 심사를 받고 완성되도록 도움을 주신 편집위원장님, 그리고 유익한 논평을 해주신 두 분의 익명의 심사자님께 깊은 감사를 표합니다. 논문에서 혹시 발생할 수 있는 오류는 오로지 저자들의 몫입니다. 본 논문의 내용은 오직 저자들의 견해이며, 저자들이 속한 두 기관의 공식적인 견해와는 무관함을 밝혀둡니다. 따라서 본 논문의 내용을 인용할 경우 반드시 기관명이 아닌 집필자명으로 명시하여 주시기 바랍니다.

** 제1저자, 대전세종연구원 도시경영연구실 연구위원, e-mail: jsyang@dsi.re.kr

*** 교신저자, 중소기업연구원 규제영향평가센터 책임연구원, e-mail: ysjang@kosbi.re.kr

I. 서 론

2017년 7월 15일 최저임금위원회는 2018년 최저임금을 7,530원으로 결정했다. 이는 전년대비 16.4% 인상된 수치로 일각에서는 ‘최저임금 실험’이라고 불릴 정도로 과감한 인상폭이었다. 당시 문재인 정권의 높은 지지율과 양극화 해소라는 국민적 공감대 형성이 있었기에 가능한 일이었다. 그러나 급격한 최저임금 인상은 많은 논란을 야기했으며 특히 자영업자에 미치는 부정적 영향이 부각되었다. 정도의 차이는 있을지언정 최저임금 인상이 기업의 인건비 부담을 야기한다는 데는 큰 이견이 없을 것이다. 특히, 최저임금 언저리에 있는 저임금 노동자를 많이 고용하고 있는 소규모 사업체에 미치는 타격은 더 클 것이다. 최저임금을 주고 아르바이트생을 고용하고 있는 편의점 자영업자가 대표적이다.

실제로 현 정부의 최저임금 인상 논란의 중심부에는 언제나 자영업자가 있었다. 최저임금 인상에 따른 자영업 부문의 어려움은 주휴수당, 산업별 최저임금 차등 적용 등을 둘러싼 여러 논란으로 번져왔다. 그러나 우리나라에 종업원을 두고 있는 자영업자가 실질적으로 많지 않다는 점을 고려할 때 최저임금 인상이 자영업 부문에 미치는 충격은 제한적일 것이라는 반론도 있다. 통계청의 『경제활동인구조사』에 따르면 2019년 8월 기준 전체 자영업자수는 5,662천 명으로 이 중 고용원이 있는 자영업자수는 1,535천명으로 약 27.1%이다. 나머지 약 70%는 1인 자영업자 또는 무급가족종사자를 두고 있는 자영업자로서 사실상 최저임금 인상의 영향권 밖에 있다는 것이다.

이러한 논란은 자영업 부문이 최저임금 결정에 중요한 영향을 미치는 하나의 굵직한 정책 영역으로서 자리 잡게 되었다는 점을 방증한다.¹⁾ 그러나 최저임금이 자영업자에 미친 영향에 대한 연구는 거의 이루어지지 않고 있다. 가장 큰 이유는 자영업자를 다루는 대부분의 연구에서 자영업자를 근로자를 사용하는 노동수요자 보다는 임금근로자와 동일선상의 노동공급자로 보는 경향이 강하기 때문인 것으로 보인다. 국내 자영업 연구의 대부분은 노동시장 진입유형으로서 임금근로와 자영업간 선택문제(전병유, 2003; 조동훈, 2013), 임금근로자와 자영업자의 소득비교(최강

1) 문재인 대통령은 2018년 7월 16일 청와대 수석보좌관 회의에서 최저임금 1만원 대선공약을 실질적으로 포기한다고 선언하며 그에 대한 이유가 경제의 대내외 여건, 고용상황 외에 영세 자영업자와 소상공인들의 어려운 사정에 있다고 설명했다.

식·정진욱·정진화, 2005; 최강식·정진화, 2007) 등 노동공급자로서의 자영업에 초점을 두고 있다. 그러나 노동시장에서 자영업자는 노동공급자인 동시에 노동수요자라는 양면적인 특성을 지닌다. 노동시장에 참가하려는 자는 우선 노동공급자로서 임금근로시장의 여건을 고려하여 임금근로자로 취업할 것인지 아니면 자영업자로 창업할 것인지를 결정할 것이다. 그리고 자영업자로 창업했다면 단독으로 일을 할 것인지, 가족을 동원할 것인지, 아니면 추가인력을 채용할 것인지에 대해 노동수요자로서 의사결정을 해야 한다. 이 때 시장임금은 의사결정의 중요한 고려요소가 될 것이며 최저임금의 변화는 자영업자의 노동공급과 수요 양쪽 측면에서 영향을 미칠 수 있다. 최저임금이 큰 폭으로 인상되면 자영업자는 고용을 줄이려고 할 것이다. 또한 최저임금 인상의 영향으로 시장임금이 사업소득을 상회할 정도로 높아진다면 자영업자는 사업장을 정리하고 임금근로자로 전환하는 편을 택할 것이다. 임금상승은 노동수요 측면에서 인건비 부담을 가져올 것이며, 노동공급 측면에서 자영업 선택에 따른 기회비용을 높일 것이기 때문이다.

본 연구는 노동수요자로서의 자영업자에 초점을 맞춰서 최저임금의 영향을 살펴본다. 최저임금과 자영업자의 관계를 체계적으로 정리하고, 최저임금이 자영업 부문에 미치는 영향을 실증분석을 통해 밝혀내는 것이 연구의 목적이다. 구체적으로 「경제활동인구조사」를 활용하여 월별-산업 수준으로 자영업자수를 집계하여 2017년과 2018년 2개 년도에 걸쳐 패널자료를 구축하였다. 전년도 임금 분포가 주어진 상태에서 단일한 최저임금의 인상에 따른 충격은 산업별로 상이하게 나타날 것이라는 가정 하에 이중차분법을 이용하여 2018년 최저임금 인상이 자영업자수에 미친 영향을 분석하였다. 한편, 종업원의 고용 유무에 따라 자영업자의 최저임금 인상에 대한 반응은 상이하게 나타날 것이다. 고용원이 있는 자영업자는 최저임금 인상에 따른 인건비 부담 완화를 위해 종사자를 줄이고 본인이나 가족의 노동력을 대신 투입할 가능성이 있다. 이는 고용원이 없는 자영업자수와 무급가족종사자수가 증가하는 방향으로 영향을 미칠 수 있다.²⁾ 또한, 1인 사업자 등 종업원을 고용하고 있지 않는 자영업자는 최저임금 인상에 따른 직접적인 영향을 받지 않는³⁾ 앞서 언

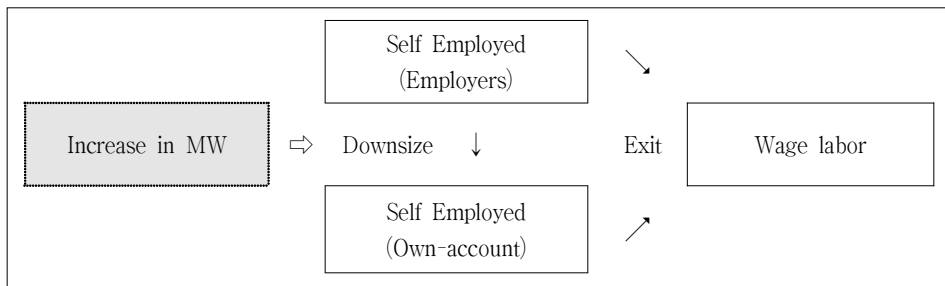
2) 그러나 최저임금 인상이 무급가족 종사자수를 늘릴 것이라 단정할 수는 없다. 자영업자가 무급가족종사자를 사용할 유인도 커지겠지만, 임금근로를 택하는 것이 가계소득에 더 도움이 될 경우 무급가족종사자는 오히려 임금노동시장으로 유입될 유인도 있다.

3) 최저임금 인상이 물가상승으로 이어질 경우 고용원이 없는 자영업자도 생산원가 상승 부담을

급한대로 사업소득이 낮은 자영업자는 임금근로자로 이탈할 유인이 있다. 본 연구에서는 이러한 인과적 추론(〈Figure 1〉)이 어떻게 작동하는지 확인하기 위해 고용원이 있는 자영업자와 고용원이 없는 자영업자를 별도의 종속변수로 구분하고, 무급가족종사자수도 분석대상에 포함했다. 또한 최저임금 인상으로 인한 자영업자 규모의 축소가 전체 임금근로자 일자리 수에 미친 영향도 살펴봤다.

서론 이후의 순서는 다음과 같다. 제Ⅱ장 연구의 배경에서는 2018년 최저임금 인상 이후 불거진 논란에 대해 개괄하는 한편, 최저임금이 기업에 미치는 영향, 자영업자와 최저임금의 관계를 다룬 기존 문헌들을 간략히 소개한다. 제Ⅲ장에서는 추정모형 등 분석방법을 설명하고, 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 제시한다. 제Ⅴ장에서는 실증분석 결과에 대해 논의하고 결론을 맺는다.

〈Figure 1〉 Decision Making of Self-employed under Minimum Wage Hike



Ⅱ. 연구의 배경

1. 2018년 최저임금 인상과 자영업자

2018년 최저임금 인상률이 16.4%로 결정되면서 이로 인한 부정적 영향에 대한 논란이 지속되고 있다. 특히, 2018년 전년대비 취업자수 증가율이 0.4%에 그치면서 급격한 최저임금 인상에 따른 고용부진에 대한 우려가 커지는 양상이다. 이와 반대로, 고용변화는 인구구조의 변화와 경기부진 등 다른 요인의 영향이 혼재되어

느낄 수 있다. 그러나 2018년 소비자물가 상승률은 1.5%로 최저임금 인상 전인 2017년(1.9%)보다 오히려 낮은 수준이다.

나타나므로 최근 고용부진의 원인을 최저임금 인상만으로 선불리 예단할 수 없다는 주장도 나온다. 이러한 논란 가운데 정밀한 분석을 통해 올바른 정책 방향을 제공하기 위한 경제학자들의 시도가 계속되고 있다. 홍민기(2018)는 「경제활동인구조사」, 「사업체노동력조사」 및 고용보험 자료를 이용하여 산업별 최저임금 영향률(최저임금 인상으로 임금인상이 적용되는 임금근로자의 비율)과 고용변동의 상관관계를 분석했다. 그의 연구에서는 최저임금이 고용에 미치는 유의한 결과를 확인할 수 없었다. 다만, 동 연구는 분석 대상기간이 2018년 3월까지로 2018년 최저임금 인상의 영향을 충분히 살펴보기에는 시계열이 짧은 한계점이 있다. 오상봉(2019)은 「지역별고용조사」를 이용하여 성, 연령, 학력, 시군구지역을 기준으로 집단을 구성하여 최저임금의 인상의 효과를 분석했다. 최저임금의 임금인상 압력을 최저임금과 해당 집단의 임금분포간 차이로 계산하여 고용에 미치는 영향을 추정했다. 분석결과, 최저임금 인상이 고용량 변화에 미친 유의미한 영향을 발견되지 않았으나, 근로시간 감소에는 유의미한 영향을 미친 것으로 확인되었다. 그러나 이 연구 또한 홍민기(2018)와 마찬가지로 분석기간이 2018년 상반기로 제한된다는 한계가 있다.

김대일·이정민(2018)은 이중차분법을 이용하여 2018년 최저임금의 효과를 분석했다. 2017년을 기준으로 분석대상 근로자를 출생년도(25~65세)와 성별에 따라 집단화하고, 집단간 최저임금 적용률(2017년 최저임금과 2018년 최저임금 사이에 위치한 근로자 비율)의 차이와 고용 변화의 차이의 관계를 이용하여 그 효과를 식별했다. 그 결과, 최저임금은 고용 감소에 유의미한 영향을 미쳤으며, 2018년 고용 감소폭의 30% 이상을 설명하는 것으로 나타났다. 그러나 황선웅(2019)은 김대일·이정민(2018)의 분석 결과는 경기침체에 취약계층의 고용이 상대적으로 빠르게 감소하는 이질적인 영향이 혼재되어 있을 가능성이 있다는 반론을 제기했다. 그는 김대일·이정민(2018)과 동일한 데이터와 실증모형을 설정하고, 20~24세 집단을 표본에 포함하고 출생년도 대신 연령을 기준으로 집단을 구성할 경우, 2018년 최저임금 인상은 오히려 고용에 긍정적인 영향을 미쳤을 수 있다는 상반된 결론을 제시했다.

본 논문은 「경제활동인구조사」를 분석자료로 사용하고, 이중차분법을 분석방법으로 활용했다는 점에서 김대일·이정민(2018), 황선웅(2019)의 연구와 많은 점에서 유사하다고 할 수 있다. 그러나 앞의 두 연구가 최저임금 인상의 고용효과에 초점을 두고 성·연령·출생연도 등 인구집단별로 최저임금 적용률을 구성한 반면,

본 연구는 최저임금이 자영업에 미친 영향에 주안점을 두고 산업별 최저임금 적용률을 통한 이중차분모형을 사용했다는 점에서 차이가 있다. 김대일·이정민(2018), 황선웅(2019)의 연구에서도 임금노동자뿐만 아니라 자영업자를 분석대상에 포함하고 있기는 하다. 김대일·이정민(2018)의 분석결과에서 최저임금 인상은 고용원이 없는 자영업자수에 부(-)의 효과를 미친 것으로 나타났지만 통계적 유의미성은 확보하지 못했으며 고용원이 있는 자영업자가 분석대상에서 제외되었다. 황선웅(2019)의 분석결과는 고용원이 있는 자영업자에 대해 통계적으로 유의미한 부정적 효과를 식별하였지만, 저자가 스스로 지적한 바와 같이 인구집단별로 이중차분모형을 구성하는 방법으로 최저임금이 자영업자 등 비임금부문 고용에 미친 영향을 분석하는 데는 한계가 있다.⁴⁾ 본 연구는 이러한 기존연구들의 한계점을 극복하고자 산업별 최저임금적용률을 활용했다.

위에서 소개한 바와 같이 2018년 최저임금 인상의 고용효과를 다룬 연구는 일부 진행되고 있으나 자영업자에 초점을 맞춘 연구는 현재 이루어지지 않고 있다. 자영업자는 규모가 가장 영세한 사업체로서 최저임금 인상에 가장 민감한 집단이다. 최저임금 인상의 여파로 그 어느 때 보다 자영업에 대한 관심이 커지고 있으며, ‘자영업 문제’는 현 정부 경제정책의 중심으로 이동하고 있다. 따라서 최저임금이 자영업에 미치는 영향을 규명하는 것은 매우 시급한 과제 중 하나이다. 그럼에도 불구하고 최저임금과 자영업자의 관계는 여전히 답이 채워지지 않는 빈칸이다. 본 연구는 그 공백을 메움으로써 정부의 자영업 정책에 시사점을 제공하는 한편, 최저임금을 둘러싼 학문적 논의에도 기여한다는 점에서 의미를 가진다고 할 수 있다.

2. 이론적 배경

1) 최저임금 인상이 기업과 고용에 미치는 영향

최저임금 인상이 고용에 미치는 인과적 영향은 두 단계로 구분할 수 있다. 첫째, 최저임금이 개별 기업의 인력조정에 미치는 영향, 둘째, 이러한 기업의 인력조정이

4) 황선웅(2019)에 따르면 인구집단별 최저임금 적용률을 통해 최저임금이 자영업에 미친 영향을 분석하기 위해서는 자영업자가 아닌 그들의 사업장에 근무하고 있는 노동자들의 인구학적 특성을 기준으로 계산된 최저임금적용률을 이용하는 것이 적절하다.

국가 전체의 고용량 변화에 미치는 영향이다. 최저임금의 급격한 인상은 기업에게 비용 측면의 충격으로 다가온다. 노동수요곡선이 우하향하고 노동생산성과 임금이 일치하는 완전경쟁시장을 가정한다면 이러한 충격은 필연적으로 인력감축 또는 기업의 퇴출을 야기한다. 인건비 상승은 기업의 수익성을 약화시키기 때문이다. 어떤 기업은 근로자를 해고할 것이며, 그럼에도 생산비용을 감당하지 못하는 다른 어떤 기업은 결국 문을 닫을 것이다. 이러한 기업수준의 인력 조정과정은 궁극적으로 전체 고용에 영향을 미치게 된다. 특히, 생산성이 낮은 저숙련 노동자가 많은 산업에서 그 영향은 강하게 나타날 것이다. 대부분의 기존 연구들은 두번째 단계, 즉 국가 전체의 고용량 변화에 주목해왔다. 이 연구들은 국가나 산업 또는 지역수준에서 최저임금이 고용에 영향을 미쳤는지 여부를 다루어왔다. Card and Krueger (1995), Neumark and Wascher (2008) 등의 논쟁을 필두로 한 최저임금과 일자리를 둘러싼 논란은 경제학에서 여전히 뜨거운 이슈이다.

일부 연구들은 첫 번째 단계, 즉, 기업의 인력 조정과정에 대해 관심을 가지고 있다. 본 연구에서 다루는 자영업자는 가장 작은 기업의 단위라는 점에서 이러한 연구들과 맥을 같이 한다. 강창희·유창희(2018)는 경제협력개발기구의 국가 데이터를 이용한 실증분석을 통해 중위 임금 대비 최저임금 비율이 전체 취업자 대비 자영업자 비율을 감소시킨다는 결과를 보였다. 하지만 이 결과는 경제협력개발기구 회원국의 평균적 경향으로서 국내에서도 반드시 동일한 결과가 나타날 것이라 예단할 수는 없을 것이다. 최저임금은 필연적으로 기업의 인력감축으로 이어질까? 그렇지 않다는 연구결과도 있다. 불완전경쟁시장에서 기업이 제품가격을 생산비용에 마크업(mark-up)을 더해 결정하는 경우이다. 이 경우 기업은 최저임금 인상으로 인한 비용충격을 수익률을 낮춤으로써 부분적으로 흡수할 수 있다. Draca et al. (2011)은 영국의 최저임금 인상을 대상으로 한 연구에서 이러한 가능성을 제시했다. 또한 효율적 임금가설에 따라 최저임금 인상은 노동생산성을 증대시킬 수 있는데, 이 경우 기업은 생산성 증대 효과를 통해 인건비 부담을 일정부분 흡수할 수 있다. 국가 차원에서도 최저임금 인상이 필연적으로 고용감소로 이어지는 것은 아니다. 최저임금 인상은 역으로 취업 의사가 없는 비경제활동인구의 노동시장 참여를 통해 고용량의 증가로 이어질 수도 있다.

한편, 높은 최저임금 인상은 기업의 효율성을 증대시키는 계기가 될 수 있다. Mayneris et al. (2014)에 따르면 저임금은 기업이 보다 효율적인 생산기술을 도입

하는 것을 저해하는 요인으로 작용할 수 있다. 초기 도입비용이 높으나 한계노동투입량이 낮은 효율적인 생산기술과, 반대로 도입비용은 낮으나 한계노동투입량이 높아 비효율적인 생산기술이 있다고 가정하자. 최저임금의 인상은 두 유형의 생산기술간 한계비용의 차이를 확대시키게 되는데, 효율적 생산기술 도입에 대한 기회비용은 낮아지게 된다. 따라서 저임금이 만연한 경제에서 최저임금의 인상은 오히려 기업의 생산효율성을 증대시키는 긍정적인 충격으로 작용할 수 있다.

2) 자영업자와 최저임금

사전적인 의미로 자영업자는 ‘남에게 고용되지 않고 자기 사업을 영위하는 자’이다. 자영업자는 법률상 정의된 용어는 아니다. 『경제활동인구조사』 등의 통계조사 실무에서 그러한 의미로 정의⁵⁾되며 이를 기준으로 자영업자수가 집계되고 있다. 법인에 소속된 대표이사는 자신이 최대주주일지라도 자영업자가 아니다. 자기 사업이 아닌 법인의 사업을 대리인이 되어 운영하는 형태이기 때문이다. 일반적으로 개인사업자는 사업장의 규모가 커지고 조직이 형태를 갖추어나가면 법인으로 전환하고 자영업자 지위를 벗어나게 된다. 외부자금의 조달, 세금납부 등 여러 측면에서 이 점이 있기 때문이다. 이로 인해 대부분의 자영업자는 영세한 규모의 사업장을 운영하고 있다. 2019년 8월 기준 『경제활동인구조사』에 따르면 전체 자영업자의 대략 30%는 고용원이 없는 1인 자영업자이다. 나머지 고용원을 두고 있는 자영업자의 70%는 종사자 규모 5인 미만의 소규모 사업장을 운영한다. 또한 노동집약적 특성으로 인해 인건비 부담의 비중이 크고, 최저임금영향률이 높은 집단인 저임금 근로자를 많이 고용하고 있다는 점도 급격한 최저임금 인상에 취약한 한 가지 요인이 될 수 있다.

그러나 최저임금 인상이 언제나 자영업자의 규모를 축소시킬 것이라 단정하기는 어렵다. 실업의 완충지대로서의 자영업의 역할 때문이다. 앞서 설명한대로 최저임금 인상으로 기업이 인력감축을 단행할 경우 실업이 증가한다. 실업자는 재취업이

5) OECD나 ILO 등 국제기구에서도 우리나라와 유사하게 자영업자(self-employment)를 ‘스스로를 고용하는’ 고용주(employers)·자영업주(own-account workers), 생산자조합 회원(members of producers' co-operatives), 무급가족노동자(unpaid family workers)의 범주로 정의하고 관련 통계의 생산에 활용하고 있다.

어려운 경우 음식·도소매업종 등 창업비용이 낮은 업종에서 자영업자로 창업을 선택할 수 있다. 따라서 최저임금 인상에 따른 실업률의 증가는 오히려 자영업 규모의 확대로 이어질 수 있다.⁶⁾ 실업의 완충지대로서 자영업의 기능은 비단 우리나라에만 국한된 이야기는 아니다. 대부분 선진국에서 자영업 창업은 실업문제의 해결책으로 간주되는 경향이 있다(Blanchflower, 2000). 일례로 Thurik et al. (2008)이 1974~2002년 경제협력개발기구 23개 회원국 데이터를 이용한 분석에서는 높은 실업률이 자영업 창업을 촉진하는 결과를 보이고 있다. 따라서 최저임금의 상승이 실업을 야기한다면 오히려 자영업자가 증가할 수도 있다. 하지만 최저임금 인상으로 인해 일자리를 잃는 근로자가 주로 젊은 층의 저임금 근로자들이라면 이들이 현실적으로 창업비용을 마련하기는 어려울 것이다.⁷⁾ 따라서 음식업 등 상대적으로 창업비용이 낮은 서비스 업종에서 1인 자영업자로 창업할 가능성이 높다. Sung and Kim (2018)은 우리나라에서 실업이 진입장벽이 낮은 서비스 업종으로의 창업으로 이어질 수 있다는 점을 실증적으로 밝힌 바 있다. 다만, 해당 연구는 과당경쟁으로 인한 폐업과 이로 인한 실업에 초점을 두고 있으며, 최저임금 인상에 따른 실업률과 창업의 관계에 대해서는 구체적으로 다루고 있지 않다.

한편, 최저임금이 자영업자의 임금근로자 전환을 촉진시킬 가능성도 배제할 수 없다. 최저임금 인상이 시장임금을 끌어올린다면 자영업자의 사업소득과 사업을 그만두고 임금근로자로 취업할 경우의 기대임금 간 차이가 작아지기 때문이다. 김영민·강은영(2016)의 연구에 의하면 최저임금 인상은 전체 임금근로자의 임금을 상승시키는 효과를 가져올 수 있다. 따라서 사업소득이 낮은 영세자영업자가 임금근로자로 전환할 유인이 커지게 된다.

6) 자영업의 창업동기는 구축가설(unemployment-pull hypotheses)로 설명할 수 있다. 구축가설은 실업률이 높을 때 임금노동으로의 일자리 기회가 적어 자영업으로 비자발적으로 밀려나는 상황을 말한다(Storey, 1991).

7) 이러한 비자발적 창업에 대한 시각은 연구자별로 상이하다. 진입장벽이 낮은 과밀업종에 창업이 집중되면 높은 폐업률 등 사회적 부작용이 초래될 수 있다는 우려가 있는 반면(Shane 2009), 자영업자 중심의 서비스업에서 관측되는 활발한 진입 및 퇴출은 과잉진입이 아닌 시장선택 과정이며 서비스업의 생산성 향상에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다는 견해도 있다(강지수·전현배·조장희, 2017).

Ⅲ. 분석방법

1. 추정모형

미국 등 최저임금이 지역별로 다른 국가를 대상으로 한 연구에서는 지역간 최저임금 차이와 고용간 차이를 연관시켜 그 효과를 식별하는 것이 일반적이다. 반면, 지역과 무관하게 전국적으로 단일한 최저임금이 적용되는 우리나라에서는 이러한 접근이 쉽지 않다. 만일 최저임금을 시간에 따라서만 변하는 변수로 설정할 경우, 최저임금에 따른 영향을 거시경제, 제도 변화 등 해당 시점에 모든 경제 주체에 영향을 주는 요인과 구분하는 것이 어렵다. 이정민·황승진(2016), 김대일·이정민(2018), 황선웅(2019), 오상봉(2019)의 국내연구에서는 인구사회학적 집단 등 근로자 집단별 최저임금 영향의 차이를 이용하여 이러한 한계점을 극복하고자 했다. 본 연구에서는 산업별 최저임금영향률⁸⁾을 계산하여 분석에 사용했다. 최저임금영향률이란 당년도에 심의한 최저임금을 차년도에 적용할 경우 최저임금법 위반을 면하기 위해 임금 인상이 이루어져야 하는 근로자수의 비율로 정의된다. 우리나라 최저임금은 단일 기준이 적용되지만 최저임금 인상으로 영향을 받는 근로자 비중은 각 산업집단별로 다르다. 예컨대, 저임금 근로자의 비중이 높은 편의점은 최저임금으로 인한 영향이 상대적으로 큰 반면, 고소득 변호사들로 이루어진 로펌의 경우 별다른 영향이 없을 것이다. 본 연구의 실증분석 전략은 산업별 최저임금영향률의 차이와 자영업자수의 차이를 연결하는 것이다. 이를 추정식으로 표현하면 다음과 같다.

8) 김대일·이정민(2018) 등의 연구에서는 ‘최저임금적용률’이란 개념을 사용했다. 최저임금적용률이란 2017년에는 최저임금 이상을 받고 있으나 2018년 최저임금에는 미치지 못하는 근로자의 비중을 의미한다. 즉 최저임금영향률에는 2017년부터 이미 최저임금을 준수하지 않는 영역이 포함된 반면 최저임금적용률에는 이러한 영역이 제외되어 있다. 본 연구에서는 최저임금적용률이 최저임금의 영향을 과소하게 반영한다고 판단하며 최저임금영향률을 주요 변수로 사용했다. 이미 최저임금 미만의 임금을 지불하는 사업자라 하더라도 다음 해 최저임금 인상률의 정도에 따라 인건비 상승 압력이 달리 나타날 것으로 판단했기 때문이다. 최저임금적용률을 이용한 추가분석도 실시하였다. 분석결과는 질적으로 크게 달라지지 않았으나 대체로 추정계수 크기가 작아지고 유의성이 약해졌다. 최저임금적용률을 이용한 결과는 부록의 〈Table A2〉, 〈Table A3〉에 수록하였다.

$$d\ln(SELP_{iym}) = \beta_0 + \beta_1 EMW_i^* Post_{ym} + \beta_2 d\ln(PRO_{iym}) + \delta_i + \theta_{ym} + \varepsilon_{iym} \quad (1)$$

$d\ln(SELP_{iym})$ 는 y 연도 m 월에 관측된 i 산업의 자영업자수에 대한 로그 차분으로 전년동월대비 증감율을 의미한다.⁹⁾ 설명변수 EMW_i 는 2018년 최저임금 인상으로 인해 영향을 받는 근로자의 비율로서 산업별 최저임금영향률을 의미한다. $Post$ 는 2018년 기간을 나타내는 더미변수이다. 따라서 교호항 $EMW_i^* Post_{ym}$ 은 2017년에는 모두 0의 값을 가지게 되며, 2018년부터 각 산업별로 최저임금영향률을 취하게 된다. $d\ln(PRO_{iym})$ 은 각 산업이 직면한 서로 이질적인 업황을 통제하기 위한 통제변수로 사용된 산업별 산업생산지수이며 종속변수와 마찬가지로 로그 차분으로 설정했다.¹⁰⁾ θ_{ym} 은 시간고정효과로서 모든 산업에 공통적으로 영향을 미치는 거시경제의 효과를 흡수한다. δ_i 는 산업 고정효과로 산업간 이질성을 통제하기 위해 모형에 포함했다.¹¹⁾ ε_{iym} 은 오차항을 나타낸다. 이와 같은 설정에 의해 자영업자수의 전체 변동에서 모든 산업에 공통적으로 발생하는 충격과 각 산업이 가진 고유의 특성과 추세에서 오는 외부요인을 통제하고 산업별 최저임금영향 차이에 따른 변동만을 포착할 수 있다.

분석에서 다루는 시간적 범위는 2017년과 2018년 2개년도이다.¹²⁾ 2018년 최저임금 인상을 일종의 정책변수로 간주하면 모형에서 2018년 이전기간은 정책 미시행 기간이 된다. 미시행기간을 2017년도 단일년도로 정한 이유는 정책 시행 이전과 이후의 기간을 균형 있게 구성하기 위해서이다. 이러한 방법은 실증분석에 있어 상당

9) 즉, $d\ln X_{iym} = \ln X_{iym} - \ln X_{iy-1m}$ 로 나타낼 수 있다.

10) 실업률도 자영업자수에 영향을 미치는 유의한 변수로 생각되나, 경기를 설명한다는 측면에서 생산지수와 중복되며, 생산지수와 달리 산업별로 차이를 둘 수 없기 때문에 시간에 따른 변동만이 포착된다. 시간에 따른 변동은 시간더미에 흡수되기 때문에 실업률은 모형에서 중요한 역할을 하지 못했다. 실업률을 추가적인 변수로 설정을 해도 분석결과에는 거의 차이가 나타나지 않았다.

11) 산업의 발전 수준, 평균적으로 요구되는 학력 및 숙련 수준에 따라 자영업자 규모가 다르다. 덜 발달된 산업일수록 자영업자 규모가 크고, 임금이 낮을 가능성이 높다. 따라서 산업간 이질성을 통제하지 않는다면 최저임금영향률의 추정계수는 편향된 값을 가질 가능성이 높아지게 된다.

12) 주요 변수로 사용하는 자영업자수와 산업별 생산지수는 전년동월대비증감률(로그차분)로 사용하기 때문에 실질적으로는 2016년~2018년 3개년 수치가 사용된다.

한 이점이 있다. 우선, 정책의 효과를 파악하기 위해서는 정책 시행 직전과 직후의 결과를 대칭적으로 비교하는 것이 합리적이다. 분석에 포함되는 기간이 길어질수록 통제하지 못하는 여러 요인의 영향이 추정치에 혼재되어 나타날 공산이 커지기 때문이다. 둘째, 상대적으로 단기의 데이터를 다루기 때문에 다른 정책의 변화나 해당 산업근로자의 평균 연령, 교육수준 등 자영업자 규모에 영향을 미치는 인구학적 요소를 고려하지 않아도 큰 영향이 없다. 분석기간이 짧기 때문에 정책변수나, 인구학적 변동이 추정결과에 영향을 미칠 만큼 충분하지 못하기 때문이다. 이 같은 이유로 정책 시행 이전 기간의 시계열을 늘리는 것이 일관되고 효율적인 추정값을 얻는다는 측면에서 별다른 실익이 없다고 판단했기 때문에 분석대상 기간을 정책 시행 전후 2개년도로 제한했다.

2. 최저임금영향률의 내생성 문제

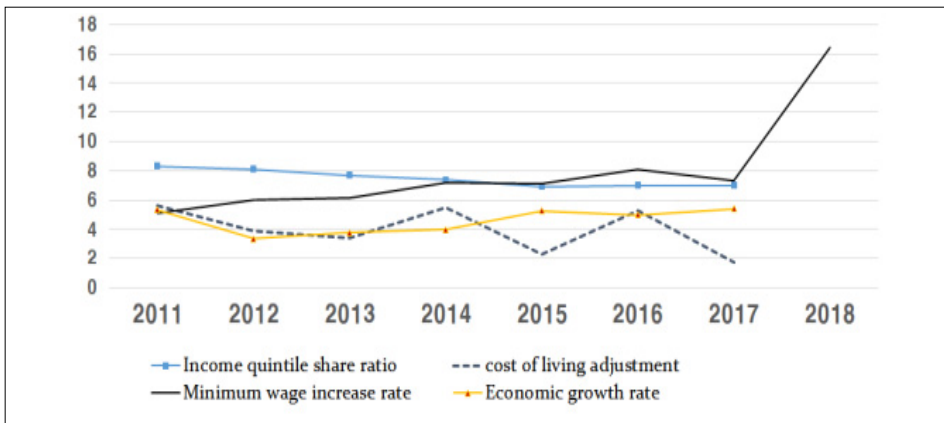
최저임금과 고용간의 관계를 검증하는 실증연구에서는 내생성 통제 문제가 관건이다. 고용에 영향을 미치는 관측되지 않은 요인이 최저임금 수준과 연관되기 때문이다. 정부는 경기호전 등의 이유로 고용개선이 예상되는 경우, 최저임금을 인상할 유인이 높아진다. 이 기간에는 최저임금 인상에 따른 기업의 저항이 작을 것으로 예상되기 때문이다(Card and Krueger, 1995). 자영업자도 한국경제의 한 축으로서 경기적 요인에 자유로울 수 없다. 그러나 본 연구는 이러한 내생성 문제에서 비교적 자유롭다. 경기적 요인을 시간 고정효과로 통제하고 산업별 최저임금영향률의 차이에 의해 그 효과를 식별하기 때문이다. 게다가 최저임금영향률은 그 자체로 충분히 외생적이라고 할 수 있다. 최저임금영향률은 최저임금의 실질적인 인상 이전에 형성되어 있던 기존의 임금분포에 의해서 결정된다. 본 연구에서는 2018년 최저임금영향률을 2017년의 분포를 이용하여 계산했다. 즉 t 년도의 최저임금영향률은 $t-1$ 년도의 자료를 이용하여 구해진다. 따라서 오차항간 시계열적으로 연관성이 존재하지 않는다면, 즉, 식 (1)의 ϵ_{it} 가 ϵ_{it-1} 의 함수가 아니라면 최저임금영향률은 내생성에서 자유롭다.

이러한 시계열적 연관성을 허용한다고 해도 최소한 2018년의 최저임금영향률은 충분히 외생적이라고 판단한다. 새로운 정권이 들어선 기대감과 정권의 높은 지지율 그리고 소득주도성장이라는 정책기조에 따라 최저임금 수준이 결정이 되었다고

해도 과언이 아니기 때문이다. 「최저임금법」 제 4조에서는 최저임금은 근로자의 생계비, 유사 근로자의 임금, 노동생산성 및 소득분배율 등을 고려하여 정하도록 규정하고 있다. 2018년 최저임금 인상률은 2017년 7월에 결정되었는데 <Figure 2>에서 확인할 수 있는 것처럼 당시 경제성장률, 최저생계비, 소득분배 등은 과거 연도와 비교하여 큰 변화가 없었다. 그럼에도 불구하고 대폭 인상된 2018년 최저임금은 외생적 충격이라고 간주하여도 무방할 것이다.

<Figure 2> Trends in Minimum Wage, Economic Growth Rate, Income Quintile Ratio and Minimum Cost of Living

(year over year growth rate, %, ratio)



Source: Statistic Korea, Ministry of health and welfare, Bank of Korea.

IV. 실증분석

1. 자 료

산업별 자영업자수는 통계청의 「경제활동인구조사」를 이용했다. 이 조사는 고용 시장의 구조와 변동추이 파악을 위해 매월 집계·공표된다. 산업분류는 제10차 표준산업분류 대분류 기준이며, 농업, 임업 및 어업(A), 광업(B), 전기, 가스, 증기 및 공기 조절 공급업(D), 공공행정, 국방 및 사회보장행정(O), 가내 고용활동 및 달리 분류되지 않는 자가 소비 생산(T), 국제 및 외국기관(U)은 분석에서 제외했다. 농업, 임업 및 어업(A)은 비공식부분의 비중(무등록 업체 등)이 커서 최저임

금 인상과 연관성이 크지 않았고 나머지 5개 산업은 산업의 특성상 자영업자 자체가 없거나 그 비중이 매우 미미했다. 최종적으로 월별-산업 수준으로 자영업자수를 집계하여 패널자료를 구축하였다. 한편, 자영업자의 산업간 이동은 분석에서 고려하지 않았다. 이정민·황승진(2016)은 최저임금 인상에 의해 일자리를 잃은 근로자가 기존의 일자리의 산업과 다른 산업에서 일자리를 얻을 가능성이 존재하므로, 최저임금의 영향을 식별할 때 산업을 기준으로 근로자 집단을 구성하는 변수는 적절하지 않다고 지적한 바 있다.¹³⁾ 최저임금 인상의 장기효과를 다루는 연구에서는 반드시 고려하여야 할 중요한 지적이라고 생각한다. 그러나 자영업자의 산업간 이동이 본 연구의 결과를 크게 왜곡시킬 가능성은 낮다고 본다. 우선 재창업의 과정이 충분히 반영될 만큼 본 연구의 시간적 범위가 길지 않다. 분석에서 다루는 최저임금 인상의 효과는 2018년도 1개 년도에 국한되며, 1년은 새로운 업종으로 창업하기에는 충분하지 않은 시간이다. 실제로 2018년 통계청의 경제활동인구조사 부가조사(원자료)를 분석한 결과, 전체 자영업자 중 1년 이내 다른 업종으로 재창업한 자영업자는 44천명으로 전체의 1.5%에 불과했다. 따라서 자영업자의 산업간 이동이 분석결과에 치명적인 오류를 가져왔을 가능성은 크지 않은 것으로 보인다.¹⁴⁾

최저임금영향률은 고용노동부의 2017년 「고용형태별근로실태조사」 원자료를 이용하여 계산했다. 근로자의 시간당 임금은 정액급여를 소정근로시간으로 나누어서 계산했으며, 최저임금영향률은 2017년 기준에서 봤을 때 시간당 임금이 2018년 최저임금(7,530원) 미만인 근로자 비중으로 정의했다.¹⁵⁾ 데이터로 활용된 임금과 최

13) 이정민·황승진(2016)의 연구에서는 성, 교육수준, 연령, 사업체규모, 근속연수를 기준으로 집단을 구분하여 데이터를 구성하였는데, 홍민기(2018)는 오히려 사업체 규모와 근속연수는 고용량의 결과변수이기 때문에 적절한 기준이 될 수 없다고 지적하였다. 예컨대 최저임금의 영향으로 사업체 규모 10인 사업장에서 1명을 감축하면 9인 사업장이 되는데, 이 경우 10인 사업장은 1개가 감소하고, 9인 사업장은 1개가 증가하기 때문에 그 효과를 판단할 수 없게 된다.

14) 구체적으로 2018년 8월 기준 전체 자영업자 5,680천명의 7.07% (401천명)이 1년 이내 신규 창업한 자이며, 이중 85천명이 이전에도 자영업자였고 여기서 44천명이 현재와 다른 업종에 종사했다.

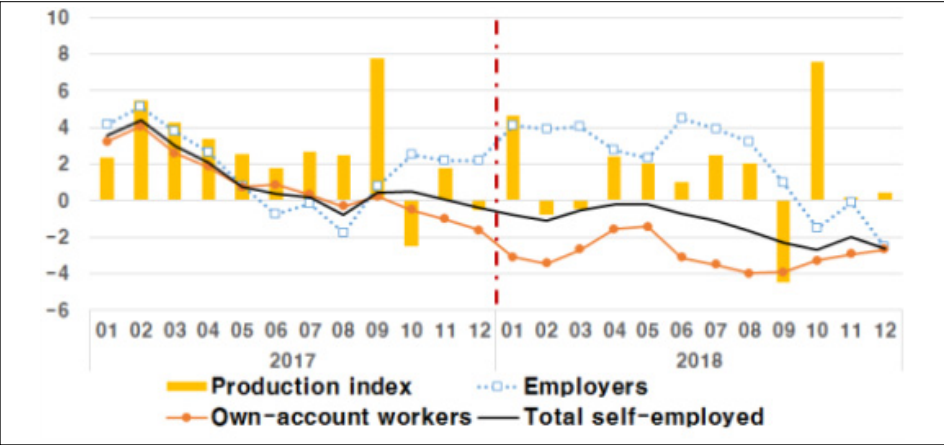
15) 통계청의 「경제활동인구부가조사」도 최저임금영향을 계산에 가용한 자료이다. 하지만 이 자료는 임금이 만원단위로 보고되어 시간당 임금을 정확하게 계산하는데 한계가 있고, 초과근로수당, 상여금 등 최저임금 미산입 임금이 포함되어 있다. 게다가 응답자의 주관에 의존하고 있어 측정오차로 인한 회석 편의(attenuation bias)가 발생할 우려가 있다. 반면 「고용형태별 근로실태조사」는 임금이 천원단위로 조사되어 측정오차의 위험이 상대적으로 적으며, 인사담

저임금 모두 소비자물가지수로 나누어서 실질 가치로 환산했으며 산업별 생산지수는 통계청의 「광업·제조업동향조사」, 「서비스업동향조사」 및 「건설경기동향조사」 등에서 보고되는 해당 산업의 생산지수를 이용하였다.

2018년 최저임금 인상 전후로 전체 자영업자수와 전산업생산지수 추세는 〈Figure 3〉과 같다. 2018년 9월 까지 전체 자영업자, 고용원이 있는 자영업자수 그리고 고용원이 없는 1인 자영업자수 증가율은 유사한 움직임을 보였다. 그러나 그 이후 고용원이 없는 1인 자영업자수는 전반적인 감소세를 보였으나, 고용원이 있는 자영업자수는 최저임금 인상 이후에도 증가세를 지속하다가 2018년 6월 이후에야 감소세로 전환되었다. 특이할만한 점은 2017년 8월 이후 1인 자영업자수의 증감은 전반적인 경기와 크게 상관없이 보여 보인다는 것이다. 1인 자영업자수는 전산업생산지수의 증감과 무관하게 지속적인 감소세를 보이고 있다. 반면, 2018년 6월까지 고용원이 있는 자영업자의 증가세는 경기의 영향을 받은 것처럼 보인다. 이와 같이 자영업자수의 변동에는 경기적 요인이 녹아있을 가능성이 높다. 〈Figure 4〉는 산업별 2018년의 최저임금영향률과 자영업자수의 변화율간의 관계를 나타낸 산포도이다. 그러나 그림에서는 최저임금영향률이 높은 산업에서 고용감소율이 크게 나타나는 일관된 규칙을 찾기 어렵다. 예컨대, 숙박음식업의 경우 최저임금영향률이 37.0%에 육박하지만, 자영업자수는 오히려 0.6% 증가했다. 반면, 도소매업은 최저임금영향률은 15.9%로 상대적으로 낮았지만 자영업자수는 3.5% 감소했다. 경기변동의 영향이 각 산업에서 미치는 크기가 균등할 수 없다. 또한 개별 산업에서 이루어지는 구조적 변화 또한 최저임금 변화와 무관하게 자영업자 규모에 영향을 미친다. 예컨대, 온라인 소매업의 확대로 기존의 전통적인 오프라인 소매업체의 매장은 축소될 수 있다. 따라서 이후의 실증분석에서는 이러한 경기적 요인과 산업별 이질성을 통제하여 순수한 최저임금의 영향을 살펴본다.

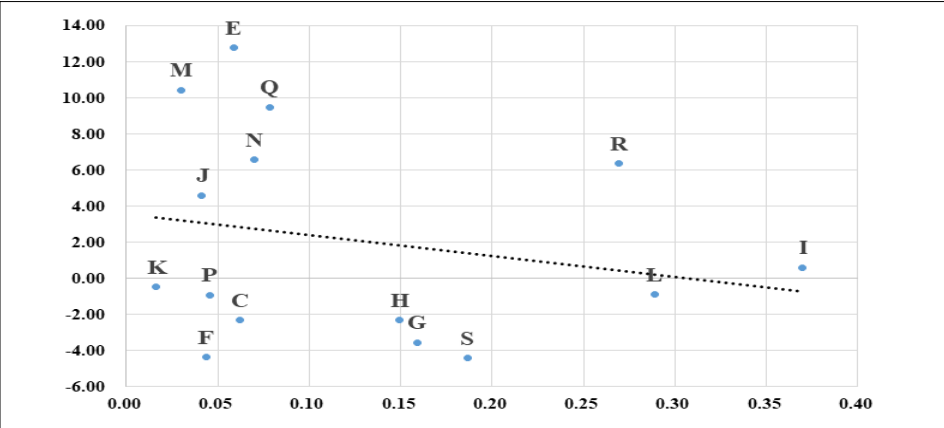
당자가 임금대장을 토대로 해당 근로자의 임금을 기재하고 있어 객관성을 확보하고 있다는 장점이 있다.

〈Figure 3〉 Trends in Production Index, Number of Self-Employed and Employment
(year over year growth rate, %)



Source: Statistic Korea.

〈Figure 4〉 Correlation between Effective Minimum Wage in 2018 and Changes in the Number of Self-Employed
(%)



Note: (C) Manufacturing, (E) Water supply; sewage, waste management, materials recovery, (F) Construction, (G) Wholesale and retail trade, (H) Transportation and storage, (I) Accommodation and food service activities, (J) Information and communication, (K) Financial and insurance activities, (L) Real estate activities, (M) Professional, scientific and technical activities, (N) Business facilities management and business support services; rental and leasing activities, (P) Education, (Q) Human health and social work activities, (R) Arts, sports and recreation related services, (S) Membership organizations, repair and other personal services.

2. 분석 결과

1) 주요 결과

분석결과는 <Table 1>에 제시되어 있다. 모든 모형에는 산업 및 시간고정효과가 포함되어 있다. 표준오차는 동일한 산업간 연관성을 허용할 수 있도록 산업 수준의 군집표준오차(clustred standard error)를 사용하였다. (1) 열의 종속변수는 전체 자영업자수이며, (2) 열과 (3) 열은 각각 고용원이 있는 자영업자 및 고용원이 없는 자영업자로 종속변수를 설정하였다. 추정결과, 전체적으로 최저임금이 자영업자 규모에 유의미한 영향을 미쳤다는 결과는 확인할 수 없었다. 최저임금영향률(EMW)은 고용원이 있는 자영업자수에는 부(-), 고용원이 없는 자영업자수에는 정(+)의 부호를 보였으나 통계적 유의성을 확보하지 못했다. 최저임금영향률이 고용원이 없는 자영업자수에 정(+)의 부호를 보였다는 것은 최저임금 인상으로 일자리를 잃은 근로자들의 창업 가능성과 연결 지어 생각해 볼 수 있다. 그러나 추정 결과가 유의성을 확보하지 못했고 앞서도 언급했듯이 본 연구의 시간적 범위는 창업의 과정이 충분히 반영될 만큼 길지가 않다. 또한 본 연구에서 가용한 자료만으로는 자영업자의 창·폐업 활동까지 세밀하게 포착하는 데 한계가 있다. 한편, 산업별 생산지수($d\ln PRO$)의 경우 자영업자 규모와 관련이 있는 산업간 이질적 추세를 통제했다

<Table 1> Estimates of the Impact of Minimum Wage on Self-employed

| | (1) | Total self-employed | |
|--------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| | | Employers | Own-account worker |
| | (1) | (2) | (3) |
| EMW | -0.092 (0.105) | -0.413 (0.236) | 0.236 (0.199) |
| $d\ln (PRO)$ | 0.305 (0.353) | 1.087 (1.213) | -1.680 (1.650) |
| Constant | 4.728*** (0.530) | 2.402 (1.837) | 7.225** (2.547) |
| Observations | 360 | 360 | 360 |
| R-squared | 0.034 | 0.128 | 0.087 |

Note: Significant at *10%, ** 5%, *** 1%. All regressions include the industry fixed effect and the time fixed effect. Errors are clustered at the industry-level.

는 이상의 의미를 찾기 어려웠다. 산업별 생산지수를 설명변수에서 제외하여도 최저임금영향률의 추정계수는 질적으로 크게 달라지지 않았다. 이를 달리 해석하면 2018년 최저임금 인상은 경기적 요인에 충분히 외생적이라는 판단의 근거가 된다.

2) 공통추세가정

본 연구의 분석방법은 이중차분법의 기본적인 아이디어에 기반하고 있다. 모든 산업의 자영업자 증가율은 동일한 추세를 보이다가 2018년 최저임금 인상 이후 각 산업별 최저임금영향률에 따라 상이한 영향을 받게 된다는 가정이다. 따라서 공통추세가정의 성립여부는 분석결과의 강건성을 확보하기 위한 필수 요건이다. 예컨대, 최저임금 인상 전에는 최저임금영향률이 높은 산업일수록 인건비 부담이 적어서 소규모 창업이 활발하게 이루어져 왔다고 가정해보자. 이 경우 최저임금영향률이 높은 산업에서 고용원이 있는 자영업자수가 증가하는 추세를 보였을 것이며 최저임금영향률의 추정계수는 상향편의되는 경향이 나타날 것이다. 만약 그렇다면 <Table 1>에서의 자영업자수 변동에 최저임금의 영향이 없다고 단정할 수 없을 것이다. 공통추세가정이 성립하는지 검증하기 위해 정책효과와 선·후행변수를 활용하는 방법이 있다.¹⁶⁾ 이러한 접근을 통해 최저임금영향률이 높은 산업에서 2018년 최저임금 인상 이전에도 자영업자수 증가율이 낮았는지 확인할 수 있다. 검증을 위해 식 (1)을 식 (2)와 같이 변형하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} d\ln(SELF_{iym}) = & \beta_0 + \sum_{l=1}^3 \lambda_l(EMW_i^*pre Q_l) + \sum_{l=1}^4 \theta_l(EMW_i^*post Q_l) \\ & + \beta_2 d\ln(PRO)_{iym} + \delta_i + \theta_{ym} + \varepsilon_{iym} \end{aligned} \quad (2)$$

$preQ$ 는 2018년 최저임금인상 이전 기간을 나타내는 더미변수로 2017년 2분기부터 4분기까지를 포함하고 있다. 여기서 누락된 2017년 1분기는 기준변수가 된다. $postQ$ 는 2018년 1분기부터 4분기까지를 포함한다. 공통추세가정에 대한 검증은

16) Angrist and Pischke(2008)의 p.177에 선행 및 후행변수를 이용한 공통추세가정 검증 방법과 사례가 상세히 설명되어 있다.

$\lambda_t = 0$ 이다. 즉 모든 선행변수의 값이 0이 되어야 한다. 만약 그렇지 않다면 2018년 이전 기간에 산업별로 추세가 상이했다는 의미가 되므로 <Table 1>에서 확인한 최저임금의 효과는 진정한 효과라고 단정할 수 없다.

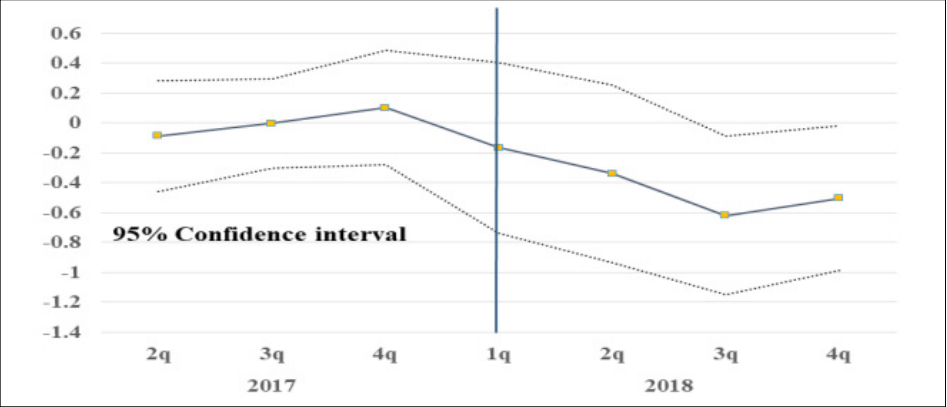
한편, 자영업자들은 최저임금 인상에 즉각적으로 반응하지 않고 최저임금으로 인한 인건비 부담을 어느 정도 감내하다가 임계점에 다다르면 고용량을 조정했을 가능성도 있다. 즉 식 (2)에서의 후행변수 θ_l 가 모두 동일하지 않고 l 이 증가함에 따라 커질 수도 있다. 따라서 식 (2)의 추정을 통해 공통추세가 가정의 성립여부와 최저임금의 동태적 효과를 분석할 수 있다. 추정결과는 <Table 2>에 제시되어 있다. 전반적으로 최저임금 인상 이전 기간에서 최저임금영향률의 유의미한 결과를 확인할 수 없었다. 즉 선행변수는 모두 0과 다르다는 귀무가설을 기각하지 못했다. 따라서 공통추세가정이 성립한다고 볼 수 있다. 흥미로운 부분은 (2) 열의 고용원이 있는 자영업자의 경우 2018년 3분기부터 최저임금영향률의 효과가 통계적으로 유의미하게 나타난다는 것이다. 구체적으로 최저임금 인상 직후인 2018년 1분기부터 뚜렷한 음(-)의 부호를 보이기 시작하였다. 부정적 효과의 크기는 점차 커지면서 3분기부터 유의수준 5% 이내에서 통계적 유의성을 가지는 것으로 나타났다. 탄력성으로 해석하면 최저임금영향률이 1(모든 근로자가 최저임금 미만자가 되는 경우)의 값을 가지는 경우 고용원이 있는 자영업자수의 전년동기대증감율은 62.1%포인트 감소하는 것으로 나타났다. 즉 최저임금영향률 1% (1/100) 증가에 대한 고용감소율은 0.62%포인트로 환산된다. 4분기에도 계수의 크기는 다소 축소되었으나 여전히 유의한 결과를 보였다. <Figure 4>는 최저임금의 영향을 시각적으로 확인할 수 있도록 열 (2)의 고용원이 있는 자영업자의 최저임금영향률 추정계수를 분기별로 나타낸 것이다. 그러나 해당 기간 최저임금 인상이 자영업자 전체 ((1) 열)와 고용원이 없는 자영업자에 ((3) 열) 미친 유의미한 영향은 확인되지 않았다. 고용원이 있는 자영업자가 자영업자 전체에서 차지하는 비중이 크지 않고, 그 감소폭 자체도 미미하기 때문인 것으로 보인다.

〈Table 2〉 Lead and Lag Effect

| | (1) | Total self-employed | |
|--------------------|-------------------|---------------------|---------------------------|
| | | Employers (2) | Own-account worker (3) |
| <i>Pre period</i> | | | |
| $EMW^* Q_2$ | -0.063 (0.067) | -0.087 (0.189) | -0.070 (0.141) |
| $EMW^* Q_3$ | -0.062 (0.126) | -0.003 (0.152) | -0.041 (0.203) |
| $EMW^* Q_4$ | -0.016 (0.201) | 0.101 (0.196) | -0.068 (0.241) |
| <i>Post period</i> | | | |
| $EMW^* Q_1$ | -0.088 (0.238) | -0.167 (0.292) | -0.072 (0.234) |
| $EMW^* Q_2$ | -0.068 (0.190) | -0.340 (0.303) | 0.336 (0.526) |
| $EMW^* Q_3$ | -0.180 (0.166) | -0.621** (0.271) | 0.324 (0.340) |
| $EMW^* Q_4$ | -0.171 (0.252) | -0.505* (0.247) | 0.174 (0.319) |
| Observations | 360 | 360 | 360 |
| R-squared | 0.037 | 0.144 | 0.096 |

Note: Significant at *10%, ** 5%, *** 1%. All regressions include the industry fixed effect, the time fixed effect and the index of industrial product. Errors are clustered at the industry level.

〈Figure 4〉 Estimates of the Impact of Minimum Wage on Self-Employed over Time



Note: Change in rate associated with one percent increase in effective minimum wage ratio.

3) 최저임금 효과의 수량화

2018년 최저임금 인상으로 고용원이 있는 자영업자가 얼마나 감소했는지 파악하기 위해 2018년 최저임금이 직전 3개년(2015년~2017년) 평균 수준인 7.5% 인상된 가상의 경우와 비교해 보았다. 이 경우의 최저임금영향률을 다시 계산하면 전산업 기준 0.071이다. 이는 실제 인상률 16.4%를 반영하여 계산한 0.112와 비교하여 0.041 낮은 수치이다. 최저임금영향률이 증가한 데 따른 부정적 효과의 최대치를 파악하기 위해 3분기의 추정 효과(0.621%포인트)를 적용하여 자영업자 감소분을 계산하였다. 우선, 2018년 최저임금의 인상에 따른 고용원이 있는 자영업자 증감률의 감소분은 $-2.55\%p (\approx 0.041 \times -0.621\% \text{포인트})$ 이다. 2018년 고용원이 있는 자영업자수는 1,651천명으로 2017년 1,608천명에 비해 약 2.67%증가한 수치이다. 만약 2018년 최저임금영향률이 직전 3개년 수준이었다고 가정하면 당해 고용원이 있는 자영업자수 증가율은 $5.22\% (\approx 2.67\% + 2.55\%)$ 로 1,692명이 되었을 것이다. 따라서 최저임금 인상으로 인해 감소된 고용원이 있는 자영업자 규모는 41천명($\approx 1,692\text{천명} - 1,651\text{천명}$) 수준으로 추정할 수 있다. 또한 4분기의 추정 효과(0.505%포인트)를 적용하여 동일한 계산을 반복하면 최저임금 인상으로 인해 감소된 고용원이 있는 자영업자 규모는 33천명($\approx 1,684\text{천명} - 1,651\text{천명}$) 수준으로 추정된다. 결론적으로 최저임금 인상으로 인해 감소된 고용원이 있는 자영업자수는 최소 33천명에서 최대 41천명으로 추정할 수 있다. 그러나 본 수량화 분석은 2018년 최저임금이 직전 3개년(2015년~2017년) 평균 수준인 7.5% 인상된 가상의 경우를 상정하기 때문에 해석에 신중함이 요구된다. 또한 자영업자 증가폭 축소의 원인이 폐업에 따른 것인지 신규 창업 축소에 따른 것인지 확인하기 어렵다는 한계도 있다.

〈Table 3〉 Quantifying the Effect of Minimum Wage on Self-Employed

(%, %p, thousand)

| | 16.4% | 7.5% | difference |
|---|--------|--------|------------|
| | (A) | (B) | (A-B) |
| EMW [0, 1] | 0.112 | 0.071 | 0.041 |
| %p changes in Self employed (Employers) | -6.944 | -4.402 | -2.542 |
| % changes in Self employed (Employers) | 2.67 | 5.21 | -2.542 |
| Number of Self employed (Employers) | 1,651 | 1,692 | 41.0 |

Note: %p and % changes in self employed corresponding to 1% changes in minimum wage.

4) 최저임금 인상이 임금근로자 및 무급가족종사자에 미친 영향

앞선 분석에서 최저임금 인상은 2018년 3, 4분기부터 고용원이 있는 자영업자의 감소효과를 가져왔다는 것을 확인했다. 그러나 최저임금 인상의 효과는 자영업자와 무급가족종사자를 포함하는 비임금근로자와 임금근로자간 상호작용에 영향을 받을 수 있다. 우선, 최저임금 인상으로 고용원이 있는 자영업자가 고용을 줄일 경우, 이는 임금근로자수 감소효과를 가져올 수 있다. 반면, 자영업자의 다수가 임금근로자로 전환하는 경우 이러한 효과는 상쇄된다. 또한 최저임금 인상으로 사라지는 자영업 부문의 일자리가 전체 일자리 규모와 비교하여 미미할 수도 있다. 둘째, 최저임금 인상이 무급가족종사자에 미치는 영향도 복합적일 수 있다. 자영업자가 인건비 부담으로 무급가족종사자로 인력을 대체하는 등의 정(+)의 효과도 있지만, 최저임금 인상으로 시장임금이 상승함에 따라 무급가족종사자가 임금근로자 전환하는 등의 부(-)의 효과도 무시할 수 없다. 따라서 임금근로자 및 무급가족종사자를 종속변수로 자영업자와 동일한 분석을 수행하였다.

〈Table 4〉과 〈Table 5〉는 각각 식 (1)과 식 (2)의 종속변수를 임금근로자 또는 무급가족종사자로 설정하여 추정한 결과이다. 〈Table 4〉 (1) 열은 전체 임금근로자수에 대한 결과이다. 고용원이 있는 자영업자수와 유사하게 부호는 최저임금이 임금근로자수를 감소시키는 방향으로 나타났으나 통계적 유의성을 확보하지는 못했다. 최저임금의 효과를 분기별로 추정한 〈Table 5〉의 (1) 열에서는 2018년 1분기부터 최저임금영향률이 높을수록 고용증감이 점차 작아지는 추세이나 마찬가지로 유의미한 결과를 보이지 못했다. 각 표의 (2) 열, (3) 열, (4) 열의 상용근로자, 임시근로자, 일용근로자 및 무급가족종사자로 대상을 세분화한 분석에서도 2018년 최저임금 인상으로 인한 영향을 확인할 수 없었다.

이는 김대일·이정민(2018)의 연구와 상이한 결과이다. 그들의 연구에서는 상용직과 일용직에서 최저임금으로 인해 고용이 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. 두 연구에서 사용하는 데이터, 실증모형 등 분석방법의 상당 부분이 유사함에도 불구하고 서로 다른 결과가 나타나는 것은 분석 대상, 데이터의 집계방법에서 차이가 있기 때문인 것으로 보인다. 본 연구는 고용주로서의 자영업자가 주된 분석 대상이기 때문에 김대일·이정민(2019)과 같이 성별과 출생연도에 따라 데이터를 집계하지 않았다. 자영업자에 미치는 영향을 파악하기 위해서는 자영업자가 운영하는 사

업체에 종사하는 근로자들의 임금분포에 대한 정보가 필요한데, 이를 위해서는 산업 기준의 자료 집계가 최선이기 때문이다. 황선웅(2019)이 지적했듯이 최저임금의 부담으로 인해 사업주가 고용을 축소하는 영향을 파악하기 위해서는 자영업자가 아닌 그들의 사업장에 근무하고 있는 노동자들의 인구학적 특성을 기준으로 계산된 최저임금적용률을 이용해야 하기 때문이다. 둘째, 사용하는 표본에 차이가 있다. 김대일·이정민(2019)은 공공행정, 국방 및 사회보장행정(O), 가구내 고용활동 및 달리 분류되지 않는 자가 소비 생산(T)에 대한 고용은 분석에서 제외하였다. 본 연구는 이에 더해 무등록사업자의 비중이 높거나 자영업자의 비중이 낮은 농업, 임업 및 어업(A), 광업(B), 전기, 가스, 증기 및 공기 조절 공급업(D) 및 국제 및 외국 기관(U)을 대상에서 제외하였다. 정리하자면 최저임금과 고용이 주된 관심사인 김대일·이정민(2019)에서는 성별과 출생연도에 따른 데이터 집계와 표본 설정이 합리적이고 자연스러운 접근방식이다. 그러나 자영업자에 초점을 맞추고 있는 본 연구에서는 산업별로 데이터를 집계하는 것이 타당하다고 본다. 따라서 본 연구에서 확인한 최저임금과 임금일자리의 관계는 자영업자의 비중이 높은 산업으로 한정해서 해석하여야 할 것이다.

〈Table 4〉 Estimates of the Impact of Minimum Wage on Wage Worker and Unpaid Family Worker

| | (1) | Total wage worker | | | Unpaid family worker (5) |
|------------------------|-------------------|-------------------|------------------|------------------|-----------------------------|
| | | Full-time (2) | Temporary (3) | Daily (4) | |
| Effective Minimum Wage | -0.110 (0.091) | -0.051 (0.089) | 0.009 (0.176) | 0.174 (0.465) | -0.073 (0.596) |
| Observations | 360 | 360 | 360 | 340 | 345 |
| R-squared | 0.220 | 0.253 | 0.123 | 0.083 | 0.123 |

Notes: Significant at *10%, ** 5%, *** 1%. All regressions include the industry fixed effect, the time fixed effect and the index of industrial product. Errors are clustered at the industry level.

〈Table 5〉 Lead and Lag Effects on Wage Worker and Unpaid Family Worker

| Total wage worker | | | | | Unpaid family worker |
|--------------------|-------------------|---------------------|------------------|-------------------|-------------------------|
| | Full-time | Temporary | Daily | | |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | |
| <i>Pre period</i> | | | | | |
| $EMW^* Q_2$ | 0.073 (0.098) | 0.042 (0.109) | 0.002 (0.176) | -0.411 (0.463) | -0.413 (0.424) |
| $EMW^* Q_3$ | 0.176* (0.096) | 0.064 (0.122) | 0.405 (0.253) | 0.046 (0.713) | -0.274 (0.626) |
| $EMW^* Q_4$ | 0.085 (0.106) | 0.151*** (0.042) | 0.422 (0.260) | -0.918 (0.766) | -0.522 (0.690) |
| <i>Post period</i> | | | | | |
| $EMW^* Q_1$ | 0.048 (0.139) | 0.142* (0.069) | 0.311 (0.234) | -0.695 (1.013) | -0.310 (1.083) |
| $EMW^* Q_2$ | -0.079 (0.105) | -0.022 (0.138) | 0.009 (0.260) | 0.574 (1.028) | 0.150 (1.101) |
| $EMW^* Q_3$ | -0.028 (0.146) | -0.073 (0.158) | 0.324 (0.361) | 0.032 (0.727) | -0.544 (0.762) |
| $EMW^* Q_4$ | -0.046 (0.161) | 0.008 (0.173) | 0.221 (0.301) | -0.508 (0.570) | -0.826 (0.824) |
| Observations | 360 | 360 | 360 | 340 | 345 |
| R-squared | 0.246 | 0.288 | 0.164 | 0.107 | 0.142 |

Notes: Significant at *10%, ** 5%, *** 1%. All regressions include the industry fixed effect, the time fixed effect and the index of industrial product. Errors are clustered at the industry level.

V. 결 론

2018년 최저임금은 그 인상폭만큼이나 많은 논쟁을 야기해왔다. 최저임금을 둘러싼 기존의 논쟁에서는 최저임금이 고용을 감소시키는지 여부가 주요 쟁점이었다면 최근의 논쟁은 조금 다른 양상을 보이고 있다. 최저임금 인상으로 인한 자영업자의 어려움이 논쟁의 전면에 부각된 것이다. 이는 2018년 최저임금 인상이 소득주도성장이라는 정책 목표 하에서 이루어진데 일부 원인이 있는 것으로 보인다. 소득

주도성장은 취약계층의 소득을 끌어올려 양극화를 해소한다는 데 목적이 있다. 문제는 자영업자의 상당수 또한 취약계층의 일부라는 점이다. 통계청(2017)에 따르면 2016년 기준 자영업자의 빈곤율(중위소득 50% 이하 비율)은 12.9%로 상용근로자(4.4%)에 비해 3배 가까이 높다. 따라서 최저임금 인상으로 인한 영세자영업자의 소득감소가 취약계층 임금근로자의 소득증대 효과보다 크다면 정책의 본래 취지가 퇴색되는 ‘규제의 역설’로 귀결될 우려가 있다. 즉, 최저임금이 자영업자에 미친 영향은 소득주도성장의 성패를 가르는 결정적 변수라는 점에서 중요한 의미를 가진다.

본 연구는 실증적인 증거에 기반하여 최저임금과 자영업을 둘러싼 논쟁에 객관적인 실마리를 제공하는 데 목적이 있다. 산업 수준에서 최저임금영향률의 차이와 자영업자수의 차이를 이용하여 2018년 최저임금 인상이 자영업부문에 미친 효과를 분석했다. 분석결과, 최저임금 인상이 자영업자수에 미친 영향은 뚜렷하게 나타나지 않았다. 그러나 정책변수를 선·후행변수로 구분하고 분기별로 그 효과를 살펴본 결과, 2018년 하반기부터 최저임금의 영향으로 고용원이 있는 자영업자수에 미친 유의미한 수준의 부정적 효과가 확인되었으며 3분기에 이러한 효과가 가장 컸다. 그러나 고용원이 있는 자영업자수의 감소효과가 전체 취업자수에 미치는 영향은 제한적인 것으로 나타났다. 임금근로자를 종속변수로 동일한 분석을 수행한 결과, 최저임금의 유의미한 효과를 발견할 수 없었기 때문이다.

본 연구는 자영업자에 초점을 맞춰 최저임금의 영향을 분석함으로써 그동안 명확한 근거가 없이 단지 추측에 근거하여 이루어진 논쟁에 실증적인 증거를 제시했다는 점에서 중요한 의의를 가진다고 본다. 다만, 자료의 제약으로 최저임금 인상에 직면한 자영업자의 의사결정을 세밀하게 측정하는 데는 한계가 있었다. 예컨대 「경제활동인구조사」 자료만으로는 고용원이 있는 자영업자수 감소효과의 원인이 신규창업 감소에 의한 것인지, 아니면 기존 자영업자의 고용 감소에 의한 것인지를 확인할 수 없다. 따라서 자영업자가 최저임금 인상에 따라 실제로 고용을 어느 정도 줄였는지도 본 연구의 결과만으로는 확인할 수 없다. 또한 최저임금 인상이 임금일 자리에 영향을 미치지 않는다는 본 연구의 결과는 김대일·이정민(2018)에 대한 충분한 반론이 되지 못하며 본 연구의 목적과도 부합하지 않는다. 2018년 최저임금 인상이 전체 일자리의 증감에 미치는 영향을 확인하는 것은 가장 작은 단위의 사업체로서의 자영업자에 초점을 맞추고 있는 본 연구의 범위에서 벗어난다. 본 연구는

최저임금과 고용전반을 다룬 김대일·이정민(2018), 홍민기(2018), 황성웅(2019) 등에서 정교하게 다루지 않는 최저임금과 자영업자 부문의 관계를 체계적으로 분석했다는 데 의의가 있다.

본 연구결과를 통해 얻을 수 있는 시사점은 일부 경제단체와 언론에서 우려했던 것만큼 최저임금 인상이 자영업자에 현저하게 부정적인 영향을 미쳤다고 결론짓기는 이르다는 것이다. 우선 연도별 분석에서 고용원 유무와 상관없이 최저임금 인상이 자영업자에 미친 부정적 영향은 포착되지 않았다. 또한 분기별로 봤을 때도, 고용원이 있는 자영업자의 경우 하반기부터 유의미한 영향이 일부 나타났지만 전체 자영업자에 미치는 부정적인 영향은 확인되지 않는다. 한편, 최저임금영향률의 추정계수값을 통해 산출한 최저임금 인상에 따른 자영업자 증가폭 축소 규모는 최소 33천명에서 최대 41천명 수준으로 나타났다. 그러나 수량화 분석 결과는 2018년 최저임금이 직전 3개년(2015년~2017년) 평균 수준인 7.5% 인상된 가상의 경우를 상정했기 때문에 해석에 신중함이 요구된다. 또한 고용원이 있는 자영업자수 감소가 전체 일자리에 미친 영향도 제한적인 것으로 나타났다.

2018년 최저임금은 ‘최저임금 실험’이라고 불릴 정도로 과감한 인상폭을 보였다. 그러나 그 이후 고용 및 분배지표가 악화되고, 자영업 논란이 거세지자 소득 주도 성장 실패론이 대두되고 있다. 그러나 본 연구에서 보인 바와 같이 최저임금 인상이 자영업자 피해와 고용악화를 야기했다고 미리 단정 짓기는 어렵다. 반대로, 최저임금 인상에 따른 자영업 감소효과가 미미할 것이라 낙관하는 것도 조심스러울 필요가 있다. 앞선 분석결과와 같이 최저임금 인상이 고용원이 있는 자영업자에 미친 영향이 2018년 3분기부터 유의하게 나타나는 결과를 보였기 때문이다. 정책의 효과가 시장에 나타나기 까지는 일정 기간의 시간이 필요하다. 특히, 최저임금은 노동시장 구조와 생산·소비시장에 큰 변화를 야기하기 때문에 정책효과의 향방을 가늠하기는 아직 이를 수 있다. 최근 최저임금 논란의 여파로 학계에서도 관련 연구들이 활발하게 진행되고 있다는 점은 고무적이다. 검증되지 않은 추측과 이해관계자 집단의 편향된 자료가 아닌 실증적인 증거에 기반한 논쟁이 필요하다.

■ 참 고 문 헌

1. 강지수 · 전현배 · 조장희, “진입퇴출과 서비스업 생산성 성장: 과밀창업 억제 대상 자영업을 중심으로,” 『경제학연구』, 제65권 제4호, 2017, pp. 129-157.
(Translated in English) Kang, Jisoo, Hyunbae Chun and Janghee Cho, “Entry, Exit and Productivity Growth in the Service Sector: Evidence from Industries with the Restriction of Excessive Entry,” *The Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 65, No. 4, 2017, pp. 129-157.
2. 강창희 · 유경준, “자영업자 비중 결정요인의 국제비교: 사회정책적 요인을 중심으로,” 『예산정책연구』, 제7권 제2호, 2018, pp. 129-156.
(Translated in English) Kang, Changhui and Gyeongjoon Yoo, “An International Comparison of Determinants of Self-Employment Participation: Focusing on Social Policy Factors,” *Journal of Budget and Policy*, Vol. 7, No. 2, 2018, pp. 129-156.
3. 김대일 · 이정민, 『2018년 최저임금 인상의 고용효과』, 서울대학교 경제연구소(IER) 세미나 발표자료(<http://econ.snu.ac.kr/research/seminars/IER?mode=view&seqidx=832&page=1>).
(Translated in English) Kim, Dae Il and Jung Min Lee, *Employment Effect of Minimum Wage Increase in 2018*, Institute of Economic Research, Seoul National University, 2018.
4. 김영민 · 강은영, “최저임금이 제조업과 서비스업에 미치는 효과 분석,” 『고용직업능력개발연구』, 제19권 제1호, 2016, pp. 1-24.
(Translated in English) Kim, Youngmin and Eunyoung Kang, “The Effects of the Minimum Wage on Manufacturing and Service Industry,” *Journal of Employment and Skills Development*, Vol. 19, No. 1, 2016, pp. 1-24.
5. 이정민 · 황승진, “최저임금이 고용에 미치는 영향,” 『노동경제논집』, 제39권 제2호, 2016, pp. 1-34.
(Translated in English) Lee, Jungmin and Seungjin Hwang, “The Effect of the Minimum Wage on Employment in Korea,” *Korean Journal of Labour Economics*, Vol. 39, No. 2, 2018, pp. 1-34.
6. 조동훈, “자영업 결정요인 국제 비교 분석,” 『산업관계연구』, 제23권 제2호, 2013, pp. 127-146.
(Translated in English) Cho, Donghun, “Determinant of Self-employment in the Korea and US. The Role of Industrial Structure and Family Formation,” *Korean Journal of Industrial Relations*, Vol. 23, No. 2, 2013, pp. 127-146.
7. 전병유, “자영업 선택의 결정 요인에 관한 연구,” 『노동경제논집』, 제26권 제3호, 2003, pp. 149-179.
(Translated in English) Cheon, Byung You, “A Study of Selection of Self-employment in Korea,” *Korean Journal of Labour Economics*, Vol. 26, No. 3, 2003, pp. 149-179.
8. 오상봉, “최저임금 및 관련 정책의 효과,” 2019년도 경제학공동학술대회, 2019.
(Translated in English) Oh, Sang-Bong, “The Effect of the Minimum Wage and Related Policies,” 2019 Economics Joint Conference, 2019.
9. 최강식 · 정진옥 · 정진화, “자영업 부문의 소득분포 및 소득결정요인: 분위회귀분석,” 『노동경제논집』, 제38권 제1호, 2005, pp. 135-156.
(Translated in English) Choi, KangShik, Jinook Jeong and Jinwha Jung, “Income

- Distribution and Determinants of Self-Employment: Quantile Regression Analysis," *Korean Journal of Labour Economics*, Vol. 38, No. 1, 2005, pp.135-156.
10. 최강식 · 정진화, "성별 소득격차의 분해: 자영업과 임금근로의 비교," 『경제학연구』, 제55권 제4호, 2007, pp.217-241.
(Translated in English) Choi, KangShik and Jinwha Jung, "Gender Differentials in Earnings: A Comparison of the Self-Employment and Paid-Employment Sectors," *The Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 55, No. 4, 2007, pp.217-241.
11. 통계청, 『2016 가계금융 복지조사』, 2017.
(Translated in English) Statistics Korea, *The Survey of Household Finances and Living Conditions in 2016*, 2017.
12. 홍민기, 『2018년 최저임금 인상의 고용 효과』, 한국노동연구원, 월간노동리뷰, 2018, 2018년 5월 호, pp.43-56.
(Translated in English) Hong, Minki, *The Effect of the Minimum Wage on Employment in 2018*, Monthly Labor Review, Korea Labor Institute, 2018, pp.43-56.
13. 황선웅, "최저임금 인상이 고용에 미친 영향 분석," 2019년도 경제학공동학술대회, 2019.
(Translated in English) Hwang, Sunoong, "The Effect of the Minimum Wage on Employment," 2019 Economics Joint Conference, 2019.
14. Angrist, J. D. and J. S. Pischke, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton University Press, 2008.
15. Blanchflower, D. G., "Self-employment in OECD Countries," *Labour Economics*, Vol. 7, 2000, pp.471-505.
16. Card, D. and A. B. Krueger, "Time-series Minimum-wage Studies: A Meta-analysis," *The American Economic Review*, Vol. 85, No. 2, 1995, pp.238-243.
17. Draca, M., S. Marchins and J. Van Reenen, "Minimum Wages and Firm Profitability," *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 3, No. 1, 2011, pp.129-151.
18. Mayneris, F., P. Sandra and T. Zhang, "The Cleansing Effect of Minimum Wage Minimum Wage Rules, Firm Dynamics and Aggregate Productivity in China," *Revised Version of IRES DP*, 15, 2014.
19. Neumark, D. and W. L. Wascher, *Minimum Wages*, MIT Press, 2008.
20. _____, "Employment Effects of Minimum and Subminimum Wages: Reply to Card, Katz, and Krueger," *ILR Review*, Vol. 47, No. 3, 1995, pp.497-512.
21. Shane, S., "Why Encouraging More People to become Entrepreneurs is Bad Public Policy," *ILR Review*, Vol. 33, 2009, pp.141-149.
22. Storey, D. J., "The Birth of New Firms-does Unemployment Matter? A Review of the Evidence," *Small Business Economics*, Vol. 3, No. 3, 1991, pp.167-178.
23. Sung, N. and J. Kim, "Entry and Exit of Small Self-employed Businesses in Korea's Service Industries," *Small Business Economics*, 2018, pp.1-20.
24. Thurik, A. R., M. A. Van Stel and D. B. Audretsch, "Does Self-employment Reduce Unemployment?" *Journal of Business Venturing*, Vol. 23, No. 6, 2008, pp.673-686.

〈부 록〉

〈Table A1〉 Effective Minimum Wage by Industry

| Industry | Code | Effective minimum wage in 2018 | The number of self-employed in 2018 (thousand) | The number of self-employed in 2017 (thousand) |
|---|------|--------------------------------|--|--|
| Manufacturing | C | 0.062 | 211.0 | 216.0 |
| Water supply; sewage, waste management, materials recovery | E | 0.059 | 3.7 | 3.3 |
| Construction | F | 0.044 | 197.9 | 206.9 |
| Wholesale and retail trade | G | 0.159 | 583.9 | 605.3 |
| Transportation and storage | H | 0.150 | 298.0 | 305.1 |
| Accommodation and food service activities | I | 0.370 | 328.5 | 326.5 |
| Information and communication | J | 0.041 | 37.9 | 36.2 |
| Financial and insurance activities | K | 0.016 | 19.3 | 19.4 |
| Real estate activities | L | 0.289 | 79.1 | 79.8 |
| Professional, scientific and technical activities | M | 0.030 | 80.3 | 72.7 |
| Business facilities management and business support services; rental and leasing activities | N | 0.070 | 47.1 | 44.2 |
| Education | P | 0.046 | 167.6 | 169.2 |
| Human health and social work activities | Q | 0.078 | 45.1 | 41.2 |
| Arts, sports and recreation related services | R | 0.269 | 71.8 | 67.4 |
| Membership organizations, repair and other personal services | S | 0.186 | 218.3 | 228.4 |

Notes: Effective minimum wage in 2018 was calculated using “Survey Report On Labor Conditions By employment Type in 2017 (Ministry of Employment and Labor). It is defined by the ratio of workers paid below the 2018 minimum wage (Adjusted by CPI).

〈Table A2〉 Estimates of the Impact of Minimum Wage on Self-employed
(case of minimum wage coverage rates)

| | (1) | Total self-employed | |
|-----------------|---------------------|---------------------|---------------------------|
| | | Employers (2) | Own-account worker (3) |
| <i>EMW</i> | -0.080 (0.147) | -0.399 (0.307) | 0.325 (0.289) |
| <i>dln(PRO)</i> | 0.315 (0.350) | 1.122 (1.224) | -1.679 (1.655) |
| Constant | 4.713*** (0.524) | 2.349 (1.854) | 7.223** (2.555) |
| Observations | 360 | 360 | 360 |
| R-squared | 0.031 | 0.104 | 0.086 |

Notes: Significant at *10%, ** 5%, *** 1%. All regressions include the industry fixed effect, the time fixed effect. Errors are clustered at the industry level.

〈Table A3〉 Lead and Lag Effects (case of minimum wage coverage rates)

| | | Total self-employed | |
|--------------------|-------------------|---------------------|---------------------------|
| | (1) | Employers (2) | Own-account worker (3) |
| <i>Pre period</i> | | | |
| $EMW^* Q_2$ | -0.078 (0.100) | -0.145 (0.295) | -0.075 (0.205) |
| $EMW^* Q_3$ | -0.066 (0.173) | -0.012 (0.207) | -0.010 (0.293) |
| $EMW^* Q_4$ | 0.048 (0.272) | 0.268 (0.259) | -0.045 (0.344) |
| <i>Post period</i> | | | |
| $EMW^* Q_1$ | -0.014 (0.330) | -0.003 (0.381) | -0.050 (0.345) |
| $EMW^* Q_2$ | -0.008 (0.259) | -0.268 (0.393) | 0.516 (0.775) |
| $EMW^* Q_3$ | -0.205 (0.226) | -0.701* (0.387) | 0.444 (0.488) |
| $EMW^* Q_4$ | -0.184 (0.344) | -0.496 (0.315) | 0.251 (0.445) |
| Observations | 360 | 360 | 360 |
| R-squared | 0.036 | 0.123 | 0.093 |

Notes: Significant at *10%, ** 5%, *** 1%. All regressions include the industry fixed effect, the time fixed effect and the index of industrial product. Errors are clustered at the industry level.

The Effect of the Minimum Wage on Self-Employed: Focusing on the Minimum Wage Hike in 2018*

JunSeok Yang** · YoonSeop Jang***

Abstract

Recent social debate over minimum wage in South Korea has focused on its negative effect on self-employed. However, academic papers on this issue is hardly found. This paper attempts to fill this gap between academia and society. This paper empirically investigates the effect of the sharp minimum wage increase in 2018 on the number of self-employed. South Korea has adopted national uniform minimum wage and this limits the analytic method of identifying the real effects of minimum wage. To overcome this constraint, we analyze the relationship between ratio of the employees affected by raised minimum wage, which differs across industries. Our empirical results find no significant relationship between minimum wage increase and the number of self-employed over 2018. However, further analysis based on quarterly dividend data shows that minimum wage increase in 2018 has negatively and significantly affected the number of self-employed with employees since the third quarter of 2018. Yet, we find no evidence that this has led to decrease in overall employment.

Key Words: minimum wage, self-employed, employment

JEL Classification: J0, L1, L5

Received: May 2, 2019. Revised: Oct. 1, 2019. Accepted: Nov. 22, 2019.

* We are thankful for helpful comments and assistance to the chief-editor and two anonymous reviewers. All remaining errors are authors' responsibility. The views expressed in this paper are solely those of authors, and should not be interpreted as reflecting the view of Daejeon Sejong Research Institute and Korea Small Business Institute.

** First Author, Research Fellow, Daejeon Sejong Research Institute, 85 Jungang-ro, Jung-gu, Daejeon 34863, Daejeon, Korea, Phone: +82-42-530-3527, e-mail: jsyang@dsi.re.kr

*** Corresponding Author, Specialist, Korea Small Business Institute, 77 Sindaebang 1ga-gil, Dongjak-gu, seoul 07074, Korea, Phone: +82-2-707-9880, e-mail: ysjang@kosbi.re.kr