

勞 動 經 濟 論 集
 第 44 卷 第 1 號, 2021.3. pp.31~72
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

특 별 세 셴

한국의 최저임금과 자영업*

배 진 한** · 김 우 영***

본 연구는 한국노동패널(12~21차)을 이용하여 최저임금 인상이 개인의 노동 이동에 미친 영향을 다항로짓으로 추정한다. 특히 2018년 최저임금의 급격한 상승에 따른 특이한 효과가 있는지를 확인한다. 추정 결과, 첫째, 최저임금 인상은 임금근로자와 자영업자 모두 미취업 확률을 높여왔지만 2018년의 추가적인 영향은 크지 않은 것으로 나타났다. 둘째, 최저임금 인상은 자영업자가 상용직보다는 임시·일용직으로 입직할 확률을 높이는 것으로 나타났다. 셋째, 2018년 최저임금 인상은 고졸 이하 자영업자에 큰 타격을 주었으며, 청년 임금근로자의 자영업으로의 입직을 현저히 낮춘 것으로 나타났다. 본 연구 결과는 최저임금 인상이 우리나라 자영업 비중의 감소를 설명할 수 있는 단초를 제공하며, 임시·일용직으로의 입직을 늘리기 때문에 고용의 질에는 좋지 않은 영향을 줄 수 있음을 시사한다.

주제어 : 최저임금, 자영업, 노동이동, 직업선택

논문 투고일: 2020년 10월 31일, 논문 수정일: 2021년 12월 22일, 논문 게재확정일: 2021년 1월 5일

* 본 논문의 초고는 2020년 한국노동경제학회 하계학술대회에서 발표되었다. 지정 토론자로 좋은 논평을 해주신 박운수 교수와 토론에 참여하여 건설적인 코멘트를 해주신 강창희·박철성·이정민 교수에게 감사드린다.

** 충남대학교 경제학과 명예교수 (jinhb@cnu.ac.kr)

*** (교신저자) 공주대학교 경제통상학부 교수 (kwy@kongju.ac.kr)

I. 서론

최저임금이 임금근로자의 고용과 실업 그리고 빈곤에 미치는 영향에 대해서는 수많은 연구가 이루어져 왔으며 지금도 그 영향에 대해서는 논란이 지속되고 있다. 이러한 논란은 국외뿐 아니라 국내에서도 지속되고 있는데 2018년 한 해 최저임금의 효과에 관해서조차도 일치된 결과를 보이지 않고 있다. 본 연구는 최저임금이 임금근로자의 일자리에 미치는 기존의 연구 방향에서 탈피하여 지금까지 상대적으로 소홀히 취급되었던 최저임금이 자영업의 선택에 어떤 영향을 주는지에 초점을 맞추고자 한다. 이를 위하여 최저임금 상승으로 인해 촉발된 노동이동을 분석하고 그 결과 임금근로자와 자영업자의 실업뿐 아니라 임금근로와 자영업 사이의 노동이동도 함께 살펴볼 것이다. 또한, 2018년 급격한 최저임금 인상이 일자리뿐 아니라 취업형태에도 어떤 영향을 미쳤는지를 살펴볼 것이다.

자영업에 관한 연구는 끌어들이기 가설(pull hypothesis)로서의 자영업 성장가설과 밀어내기 가설(push hypothesis)로서의 자영업 성장가설이 존재하고 있으며 최근에는 자영업과 실업 사이의 상호존적인 관계가 제안되고 추정되기도 하였다(Thurik et al., 2008; Koellinger & Thurik, 2012; Fritsch et al., 2015; Dellis & Karkalakos, 2015). 하지만 아직까지 자영업과 최저임금의 관계를 다룬 연구는 국내외적으로 매우 희소한 상태이다.¹⁾ 최저임금의 상승이 자영업의 기회비용을 상승시킬 것이기 때문에 최저임금은 실업뿐 아니라 자영업 선택에도 영향을 줄 것으로 충분히 예상할 수 있다. 따라서 최저임금이 자영업 선택에 어떤 영향을 주는지를 분석하는 것은 자영업의 변동과 성격을 이해하는 데 있어 중요한 도움을 줄 것이다. 또한, 2018년 이후 급격한 최저임금 인상이 고용에 어떤 영향을 미쳤고, 임금근로와 자영업 선택에 어떤 영향을 미쳤는지를 밝히는 것 역시 학술적으로뿐 아니라 향후 정부가 최저임금을 결정하는 데 있어서도 중요한 정책적 시사점을 제공할 것으로 사료된다.

최저임금이 자영업에 영향을 미칠 수 있는 경로는 두 가지로 생각해 볼 수 있다. 첫번

1) 우리가 찾은 국내 연구로는 강창희·유경준(2018)이 유일하는데 이들은 중위소득 대비 최저임금 비중이 높은 국가일수록 자영업 비중이 높다는 것을 발견하였다. 국외 연구로는 자영업을 직접적으로 다룬 것은 아니지만 최저임금과 비공식부문(informal sector)의 관계를 연구한 Hohberg and Lay(2015) 등이 있다. 이들 문헌을 소개해 준 강창희 교수와 이정민 교수에게 감사드린다.

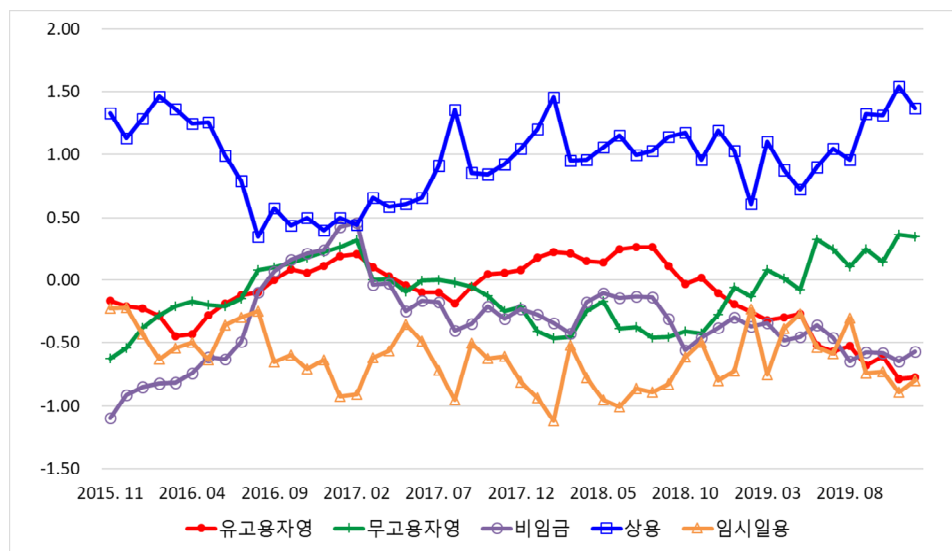
째 통로는 최저임금의 상승이 임금분급 부문에서의 노동수요를 줄여 실업률을 올리고 그래서 자영업으로 이동을 촉진시키는 것이다(떨어내기 가설). 즉 이 경우 자영업은 실업의 대안으로서 증가할 수 있다(Acs, 2006; Poschke, 2008; Dennis, 1996; Evans & Leighton, 1990; Rissman, 2003; Fairlie & Fossen, 2018).

두 번째 통로는 최저임금 상승이 임금분포를 우측으로 이동시켜서 고임금소득자들의 임금뿐 아니라 저임금소득자들의 임금도 증가시키게 되며, 따라서 저소득 자영업자의 기회비용을 증가시키게 될 것이다. 이 경우 만약 다른 조건에 변화가 없다면 개인에게 임금소득자가 되도록 하는 유인을 강화시킬 것이며 결과적으로 자영업 비중은 감소하게 될 것이다. 결국, 이론적으로는 최저임금의 상승이 자영업을 증가시킬 것인지 또는 감소시킬 것인지는 명확하지 않으며 첫 번째와 두 번째 효과의 상대적 크기에 따라 결정될 것이고 이는 실증적으로 판단될 수밖에 없다.

그런데 [그림 1]에 의하면 2018년과 2019년에 이루어진 두 차례의 급격한 최저임금 인상 이후에 우리나라 종사상지위별 취업구조에서 비임금근로자, 즉 고용원이 있는 자영

[그림 1] 종사상지위별 취업자 전년 동기 대비 구성비 증감 추이(2015.11~2019.12)

(구성비, %p)



자료: 통계청, KOSIS.

업자와 고용원이 없는 자영업자, 그리고 무급가족종사자의 합계의 취업자 구성비가 뚜렷하게 계속 감소세를 보이고 있다는 점이 눈에 띈다. 더욱이 이들 중 고용원이 있는 자영업자 구성비(〔그림 1〕에서는 ‘유고용자영’으로 표시)는 훨씬 빠르게 지속적으로 감소하고 있다는 점도 발견된다. 물론 구성비뿐 아니라 그 절대수도 빠르게 감소하고 있다. 이는 우리나라에서 최저임금 변화와 자영업자 사이의 관계와 관련하여 감지되는 매우 중요하고 흥미로운 현상이라 하지 않을 수 없다.

그렇다면 그림에서 보는 바와 같은 최근의 비임금근로자 구성비 및 그 절대수의 감소 추세는 과연 2018년 이후 국내 최저임금의 빠른 인상과 무슨 관련을 갖고 있는 것일까? 우리의 연구는 이러한 현상을 설명하는 위 관련 이론들에 기반하여 그 실증적 적합성을 살펴보려는 시도이기도 하다.

본 연구에서는 12~21차(2009~2018년) 한국노동연구원의 KLIPS(노동패널)를 이용하여 최저임금의 인상 또는 최저임금의 구속이 임금근로, 자영업, 실업에 어떤 영향을 미쳤는지를 분석하고자 한다. KLIPS는 패널자료이기 때문에 동일한 사람의 노동이동을 추적하는 것을 가능하게 하며, 임금근로자의 임금과 자영업자의 소득 외에 인적 특성을 통제할 수 있는 충분한 정보를 제공하는 장점을 가지고 있다.

논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 최저임금과 고용에 관한 기존 연구를 제시하고, 제III장은 최저임금과 자영업 선택에 대한 이론적 모형을 제시한다. 제IV장은 사용된 자료와 기초통계를 제시하며, 제V장은 실증분석 결과를 제시한다. 그리고 제VI장은 같은 방식으로 남성과 여성, 청년층과 중장년층, 그리고 고졸 이하 노동력과 대졸 이상 노동력을 구분하여 추가 분석한 결과를 제시하며, 마지막 제VII장에서는 요약과 분석 결과의 의미를 정리한다.

II. 최저임금과 고용에 관한 기존 연구

1. 개인단위의 최저임금 효과 분석 연구

최근 최저임금의 효과에 관한 연구들이 많이 제시되어 왔지만 본 연구에서 취하고 있는 개인단위의 분석연구는 그렇게 많지 않다. 우선 국내 연구들을 살펴보면 대부분의 연

구들이 산업단위 또는 성별·연령별·학력별·고용형태별·사업체규모별로 집단을 구성하거나 지역별로 집단을 구성하여 집단별로 분석하는 경향이 있다. 예컨대 이시균(2007), 남성일(2008), 정진호·이병희(2008), 김대일(2012), 김유선(2014), 강승복(2015), 강승복·박철승(2015), 이정민·황승진(2016), 이정민·전현배(2018), 최경수(2018), 홍민기(2018), 황선웅(2018), 김태훈(2019), 배진한(2019), 이경호·김지환·최지훈(2019), 김대일·이정민(2019), 김낙년(2019) 등이 그러하다. 최근 제시된 유사한 방법의 최저임금 효과에 관한 해외 연구들로는 Dube, Lester, and Reich(2010), Bonin, Ispording, Krause-Pilatus, Lichter, Pestel, and Rinne(2019), Schmitz(2019), Cengiz, Dube, Lindner, and Zipperer(2019), Cooper, Luengo-Prado, and Parker(2019) 등이 발견된다.

본 연구가 취하고 있는 연구 방법과 유사하게 개인단위로 분석한 연구들은 국내에서는 이병희(2008), 김주영(2011), 김민성·김영민·박태수(2013), 김영민·강은영(2015), 양지연(2017) 정도이고, 해외 연구들로는 Card(1992), Ahlfeldt, Roth, and Seidel(2018), Dube(2018) 등을 들 수 있다.

연구 결과들은 다소 다양한데 예컨대 최저임금이 고용, 근로시간, 임금, 그리고 소득분배 등에 미치는 효과들을 제시하고자 시도하고 있다. 특히 고용에 관해서는 고용을 축소시킨다는 연구나 영향이 거의 없다는 연구들처럼 서로 상충하는 결과들이 제시되고 있다는 점은 이미 언급한 대로이다.

우리가 관심을 가지는 개인단위 연구로서 비교적 과거에 제시된 바 있었던 이병희(2008) 연구는 「경제활동인구 고용형태별 부가조사」와 「경제활동인구조사」를 결합한 자료를 패널화하여, 개인별 노동력 상태 이행을 통해 최저임금의 고용효과를 이중차분법으로 분석하는데 최저임금 인상은 근로자들의 직장 유지율에 부정적인 영향을 미치지만, 통계적으로 유의하지 않아서 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 미쳤다고 단정할 수 없다고 주장한다. 김주영(2011)은 제1차년도(1998)부터 제11차년도(2008)까지의 「한국노동패널」 자료를 이용하고 실험군(treatment group)과 대조군(control group)으로 표본을 나누어 선형확률을 이용한 고정효과 모형, 프로빗 모형, 그리고 프로빗의 확률효과(random effect) 모형 세 가지로 추정해보았는데, 추정 결과 모든 모형에서 최저임금의 고용효과는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다고 보고한다. 이러한 결과가 최저임금 비준수(non-comply) 사업장(주로 영세한 사업장)의 광범한 존재 탓이 아닌가 하는 의심을 덧붙이고 있다.

최저임금 변화가 지역 노동시장의 고용에 미치는 효과를 개인단위로 분석한 한 연구

로 김민성·김영민·박태수(2013)도 있다. 이 연구 역시 2000~2008년 「한국노동패널」을 사용하여 최저임금의 변화가 지역 고용 및 지역 내 연령대별·학력별 고용에 미치는 효과를 분석하였다. 그런데 개인단위 통계자료를 사용하였지만, 최저임금의 변화가 개인의 일자리 선택에 미치는 효과보다는 지역 고용 및 지역 내 연령대별·학력별 고용확률에 미치는 효과만을 추정하고 있을 뿐이다. 최저임금의 상승이 소도시의 고용확률에는 부정적 효과가 있는 반면, 대도시의 고용확률에는 긍정적 효과가 있었다고 한다. 또한 최저임금의 상승이 24세 및 34세 이하 청년층의 고용확률에는 부정적 효과가 있었고, 특히 동일연령대 하에서는 학력이 낮을수록 고용감소 효과가 더 크다는 점을 발견한다. 그렇지만 흔히 최저임금 고용효과 연구들에서 강조되는 시간추세, 즉 연도추세 통제 문제를 간과했다는 지적을 받을 수 있겠다.

김영민·강은영(2015)도 개인단위 연구로 분류할 수 있는데 통계청의 「경제활동인구조사」 8월 부가조사 자료(2001~2012년)를 활용하여 최저임금의 변화가 비공식부문(1~4인 규모 사업장부문)의 고용과 임금에 미치는 효과를 분석하고 있다. 저자들은 최저임금이 인상되면 공식, 비공식부문 모두 임금이 상승하고 비공식부문에서의 고용확률이 올라간다고 보고하였는데 비공식부문 고용확률이 높아지는 것은 최저임금의 상승으로 인해 공식부문에 종사하던 노동시장 취약 임금근로자들이 비자발적 실업 혹은 이직의 형태로 비공식부문에 유입됨으로써 고용확률을 높인 것으로 해석하고 있다. 그렇지만 이 연구는 우리 연구가 관심을 가지고 있는 자영업 부문과의 관련을 가지는 공식·비공식 부문 간 노동력의 이동은 명시적으로 고려하지 않고 있으며, 고용과 임금 관련 변수들에서 발생할 수 있는 내생성 문제 등을 통제하지 않았다는 문제점이 지적될 수 있다.

최근의 양지연(2017)은 「한국노동패널조사」 4~17차(2001~2014년)를 이용하여 15세 이상의 임금근로자를 그 분석 대상으로 개인단위로 최저임금 인상의 고용효과를 분석한다. 최저임금 인상의 고용효과를 효과적으로 평가하기 위하여 임금 수준에 따라 실험군과 대조군을 설정하고, 최저임금 인상 후 실험군의 고용 변화가 대조군에 비해 어떠한지를 실증하는 방식을 취하였는데 명시적으로 실업 및 공식·비공식 부문 간 노동력의 이동을 모형에 반영하고 내생성 문제를 충분히 고려하려는 노력을 기울인다. 분석 결과 최저임금의 인상은 공식부문에 종사하는 취약 임금근로자들의 직장유지율에는 부정적인 효과가 있는 반면, 비공식부문에서는 유의한 효과를 발견하지 못하였다. 아울러 최저임금의 인상은 양 부문 간의 노동력 이동을 야기시키는 것으로 나타나며, 비자발적 실업 및 이직은 노동시장에서 상대적으로 취약한 계층에 나타나 최저임금제도의 실효성에 대한

제도적 검토가 필요하다는 제안을 해두고 있다. 그렇지만 이 연구도 최저임금 인상이 공식·비공식 부문 간 노동이동을 유발한다는 사실은 발견하였지만, 우리가 관심을 가지고 있는 자영업부문과의 관련은 분석하지 못하였다.

앞서 언급한 해외의 개인단위 연구들로서 Card(1992)는 최저임금 변화가 부정적인 고용효과를 초래하였다는 증거가 없다는 내용의 많이 알려져 있는 연구이지만 최저임금 변화가 피고용인과 자영업 사이의 선택 등에 미치는 효과는 분석 대상이 아니었다. 최근에 제시된 Ahlfeldt, Roth, and Seidel(2018)은 독일에서 최저임금 변화가 고용효과보다는 임금분포에 미치는 효과를 분석한 개인단위 미시적 분석 연구인데 최저임금 도입이 최초 2개년 이내에 저임금지역들에서의 상대 고용을 축소하지 않으면서, 특히 분포의 좌측 꼬리(저임금층)에서 공간적 임금수렴을 유도한다는 증거를 발견했다고 보고하는 수준에 머무르고 있다.

Dube(2018)도 최근 미국의 개인단위 자료로 최저임금이 소득분배에 미치는 효과를 분석한 연구이다. 1984년과 2013년 사이 3월의 상주인구조사(CPS)에서의 UNICON 추출자료에서 얻은 개인 수준의 자료를 사용하는 데 보다 높은 최저임금이 분포의 바닥에 위치하는 가족 소득을 증가시킨다는 강건한(robust) 증거를 발견했다고 보고한다. 역시 최저임금과 자영업 사이의 관련에 관한 연구와는 거리가 멀다.

2. 최저임금과 자영업의 관계에 관련된 연구들

그동안 자영업부문 연구는 몇 가지 영역으로 구분해볼 수 있다. 먼저 자영업 선택의 결정요인들에 대한 연구들이 다수 존재하는데 여기에는 세부적으로 다시 개인 자료들에 기반한 연구들로 ① 실업 요인(밀어내기 요인)과 경제성장 요인(흡인 요인)의 역할 확인 연구(배진한, 1994; 류재우·최호영, 1999; 안주엽, 2000; 전병유, 2003; 성지미·안주엽, 2004; 금재호·윤미례·조준모·최강식, 2006; 김기승·조준모, 2006; 주현·김숙경·김종호, 2013; Falco and Haywood, 2016; 이아영·황남희·양준석·안영, 2019), ② 성별, 학력, 능력 등 속인적 요인들의 기여도 분석(류재우·최호영, 2000; 김우영, 2000, 2001, 2013; 금재호·조준모, 2000; 성지미, 2002; 전병유, 2003; 최강식·정진욱·정진화, 2005; Joona & Wadensjö, 2013), ③ 산업별 특성 요인의 기여(조동훈, 2013), ④ 조세 요인의 기여(Parker & Robson, 2004; 주현·김숙경·김종호, 2013; D'Arcy & Gardine, 2014) 등으로 나누어볼 수 있다.

개인 자료가 아니고 주로 사업체 조사 자료나 OECD 통계자료에 기초한 국가 간 횡단면·시계열 분석들도 있는데 여기에는 「전국사업체조사」 자료로 자영업 폐업률 결정요인을 분석하는 남윤미(2017), OECD 자료로 자영업과 실업 관계(피난민효과와 창업효과)를 분석하는 Thurik, Carree, van Stel, and Audretsch(2008), 1972년에서 2007년 사이 22개 OECD 국가들의 횡단면 패널자료로 창업과 경기순환 관련을 분석하는 Koellinger and Thurik(2012), 역시 OECD 자료로 자영업과 실업 사이의 선택을 분석하는 Dellis, Karkalakos and Kottaridi(2015) 등이 있다.

또한 취업구조로서 자영업 비율의 국제비교 연구들이 존재한다. 여기에는 경제성장에 유리한 적정 자영업 비율을 모색하는 연구들(Carree, van Stel, Thurik, & Wennekers, 2002, 2007; 노화봉·문선웅·전인우·박송동, 2009; 서근하·서창수·윤성욱, 2013; 주현·김숙경·김종호, 2013; 류덕현·고선, 2015)도 제시된 바 있었다.

결국 본 연구가 중요하게 관심을 가지고 있는 문제인 최저임금의 변화가 자영업에 미치는 효과들 또는 그사이의 관계에 관한 연구는 아직은 매우 드문 상태에 있다. 그렇지만 이 문제와 관련하여 최근 국내에서는 강창희·유경준(2018), 양준석·장운섭(2019) 연구, 해외 특히 영국에서 Cominetti(2019)의 문제 제기가 발견된다.

강창희·유경준(2018)의 연구는 OECD 국가들의 자영업 비중의 결정요인을 찾으려고 시도한 연구로서 한 국가의 최저임금이 중위소득에서 차지하는 비중이 증가할수록 자영업 비중이 감소하고 있음을 발견하고 있다. 하지만 이들의 연구는 국가별 집계자료를 이용하고 있기 때문에 최저임금으로 인한 개인의 노동시장 이동(자영업으로의 이동)을 직접적으로 관찰하지는 못하고 있다. 양준석·장운섭(2019)은 「경제활동인구조사」 자료를 활용하여 월별·산업 수준으로 자영업자 수를 집계하여 2017년과 2018년 2개 연도에 걸쳐 패널자료(산업수준 패널)를 구축하여 분석하고 있다. 물론 개인단위의 분석은 아니다. 전년도 임금분포가 주어진 상태에서 단일한 최저임금의 인상에 따른 충격은 산업별로 상이하게 나타날 것이라는 가정하에 이중차분법을 이용하여 2018년 최저임금 인상이 자영업자 수에 미친 영향을 분석하는 방법을 채택하였다. 분석 결과 2018년 전 기간에 걸쳐 최저임금 인상이 자영업자 수 변동에 영향을 미쳤다는 실증적인 증거는 찾을 수 없었지만, 종업원의 고용 유무에 따라 자영업자의 최저임금 인상에 대한 반응이 일정 시차 후 상이하게 나타날 것으로 추론하여 정책변수를 선·후행변수로 구분하고 분기별로 최저임금 효과를 추정한 결과, 2018년 3분기부터 최저임금 인상이 고용원이 있는 자영업자 수에 미친 음(-)의 효과가 유의미하게 나타남을 발견하고 있다. 결국은 최저임금의 상당한 인상

은 자영업자 수를 줄일 수 있다는 것이다. 이러한 연구 결과는 접근방법은 다르지만, 우리 연구의 분석 결과와도 상당한 정도의 정합성을 가지므로 매우 흥미로운 발견이다.

한편, 영국에서 Cominetti(2019)는 1997~99년(최저임금 도입 이전 시기)과 2016~18년(최저임금 도입 이후 시기)의 전체 대표적 급여에 대비한 피고용자와 자영업자의 시간당 급여의 분포를 분석하면서, 만약 최저임금과 자영업 사이에 연계가 존재한다면 증거의 균형은 음(-)의 관계(최저임금 인상이 저소득 자영업으로의 밀어내기 효과)보다는 양(+)의 관계(자영업자 소득의 상승효과)를 가리킴을 암시한다고 설명하는 수준에 머물고 있다. 그렇지만 최근의 개선에도 불구하고 자영업자 사이 저소득의 문제는 여전히 중요하다며 이 집단을 지원하기 위해서 다른 정책들이 필요하다고 주장하고 있다. 마지막으로 앞서 언급한 바와 같이 최저임금과 자영업에 관한 직접적 연구는 아니지만 Hohberg and Lay(2015)는 최저임금 인상이 인도네시아의 공식부문 근로자의 임금은 높였지만, 비공식부문 근로자의 임금에는 영향을 미치지 않았다는 것을 발견하였다.

3. 2018년을 포함시켜서 최저임금의 효과를 살펴본 연구

2018년에는 우리나라에서 16.4%의 최저임금 인상이 있었다. 이러한 대폭적인 최저임금 인상은 노동시장에서 고용이나 임금, 그리고 근로시간 등에 대한 상당한 충격으로 작용하였을 가능성이 있는데 그 효과에 관한 연구들도 그동안 몇 가지 출현하였다. 홍민기(2018), 황선웅(2018), 김준영·김하영(2018), 김태훈(2019), 그리고 김대일·이정민(2019), 김낙년(2019) 등이 그것들이다.

홍민기(2018)는 「경제활동인구조사」, 「사업체노동력조사」, 고용보험통계 등을 사용하고 산업단위로 2018년 대폭적인 최저임금 상승이 2018년 1~3월 임금근로자 고용과 노동시간에 미친 영향을 이중차분법(영향률이 높은 처치집단과 낮은 통제집단 간 비교)으로 분석하였다. 2018년에 대폭적인 최저임금 인상에도 불구하고 이 연구는 최저임금 인상의 고용에 대한 영향은 유의하지 않고 노동시간에 미친 효과로는 1월까지 감소한 후 회복 중인 것으로 추정한다. 분석 대상 기간이 짧아 분명한 결론을 얻기도 어렵지만, 추정모형의 종속변수가 단순한 임금근로자 고용량 변수라서 예컨대 15세 이상 인구, 자영업자를 포함한 비임금근로자, 그리고 비경제활동인구 변화 등의 효과를 포착할 수 없고, 최저임금 인상이 그만큼 대폭적이지 않았다면 일어날 수도 있었던 잠재적인 고용증가량도 전혀 고려할 수 없다는 문제점도 발견된다. 또한, 노동력의 산업 간 이동이나 피고용

자와 자영업부문의 근로자들의 상호이동들도 빈번하게 일어날 수 있다고 보면 최저임금의 고용효과를 전체적으로 포착하는 데 이 연구는 한계를 가진다는 생각이다.

황선웅(2018) 연구는 2018년 최저임금의 인상이 2018년 5월까지의 고용률과 노동시간에 미친 효과를 추정하고 있다. 사용 자료는 「경제활동인구조사」와 부가조사 자료이며, 분석집단은 내생적으로 변하기 어려운 성, 연령, 학력을 기준으로 구분하고 종속변수로 고용규모 대신 임금근로자 중심의 고용률을 사용한다. 분석 결과 추정계수들이 통계적으로 유의하지 않아서 결국 최저임금 인상의 고용효과는 확인되지 않는다는 결론을 내리고 있다. 이 연구 역시 홍민기(2018) 연구와 마찬가지로 분석 대상 기간이 짧다는 문제 외에도 15세 이상 인구, 자영업자를 포함하는 비임금근로자, 그리고 비경제활동인구 변화 등을 제대로 반영하지 못한다는 문제도 그대로 안고 있다. 물론 최저임금이 자영업자 부문에 미치는 효과 분석은 배제되고 있다.

김준영·김하영(2018) 연구는 고용보험통계 시군자료를 이용하여 2018년도 최저임금 인상이 2018년 1~4월 고용량에 미친 영향을 분석하고자 하였는데 분석 자료는 고용보험통계의 2015년 1월~2018년 4월의 40개월 시군 수준의 피보험자 수 월별 자료이다. 분석 결과는 홍민기(2018), 황선웅(2018) 연구의 경우와 마찬가지로 최저임금 인상의 부정적 고용효과는 확인되지 않는다는 것이었다. 이 연구는 최저임금의 변화가 지역 노동시장에 미치는 효과를 분석하려 한 시도였지만 몇 가지 한계 역시 가지고 있다. 무엇보다도 고용보험 피보험자 수는 자영업자들이나 사회보험 사각지대에 존재하는 근로자 대부분을 제외시키며, 임금근로자들의 근무지와 거주지에 차이가 유의하게 있을 수 있어서(시군까지 세분화하면 이 차이가 증대될 수 있을 것임) 분석 자료로 적절하지 하는 문제가 제기될 수 있다. 본 연구가 초점을 맞추고 있는 최저임금 변화가 자영업자들에게 미치는 효과 분석은 처음부터 분석 대상에서 배제되고 있다.

김태훈(2019)은 「지역별고용조사」 2008~2018년 자료를 이용해서 최저임금 인상의 대상이 되는 근로자 비중의 연도별·지역별 차이를 이용해서 최저임금 인상이 고용 및 임금, 그리고 근로시간 변수들에 미친 영향을 성별·연령별 근로자 집단을 구성하여 분석하고 있다. 분석 결과 최저임금 인상은 15~64세 인구의 전체 고용률에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았으나, 상대적으로 취약계층인 일용근로자들의 고용률을 유의하게 감소시킨다는 것을 발견하고 있다. 물론 이때 전체 고용률은 자영업자 등 비임금근로자들을 모두 포괄하는 개념이다. 또한 최저임금 인상은 전체 근로자들의 평균 근로시간을 줄이고 임금근로자의 시간당 평균임금과 평균 월급여액을 증가시켰으며 그 효과는 상용직

에 비해 일용근로자 집단에서 크게 나타났다고 보고한다. 분석 대상에 자영업자가 포함되었지만, 임금근로자와 자영업자 사이의 노동이동 등은 분석 대상이 아니었다는 점을 지적해둘 수 있다.

김대일·이정민(2019) 연구는 2016년 1월부터 2018년 12월까지의 「경제활동인구조사」 월별 데이터와 고용노동부의 2017년 「고용형태별근로실태조사」 자료를 이용한다. 그런데 이 연구에서는 고용원이 있는 자영업자는 통계자료 확보 어려움 때문에 분석 대상 표본에서 제외시켰다는 점을 밝혀두고 있다. 그래서 노동공급의 주요 원천이라고 할 수 있는 25~65세 인구를 대상으로 분석한 결과, 최저임금 적용률이 1%포인트 높아짐에 따라 전일제 일자리 기준(전일제노동환산(FTE) 개념) 고용증가율은 0.14~0.16%포인트 하락한다는 사실을 발견하고 있다. 이러한 추정치는 분석 대상의 전년 동월 대비 2018년 전일제 일자리 감소 폭 가운데 약 25%가 최저임금 인상의 결과라는 의미로 해석 가능하다고 주장한다. 분석 대상에서 자영업 부분을 상당 부분 포함시켰다고는 하지만 자영업 부문과 임금근로자 부문 사이의 선택 또는 이동에 대해서는 분석하고 있지 않다.

김낙년(2019) 연구는 2008~2018년의 「지역별고용조사」를 이용하여 연령별·고용형태별·시군별 단위로 최저임금 인상이 고용, 근로시간, 시간당 임금에 미친 영향을 추정하고 있다. 전국 단일의 최저임금의 영향 정도가 시군별로 다르다는 점에 착안하여 분석하고 있는데 분석 결과에 따르면, 최저임금은 시간당 임금을 높이고 고용과 근로시간을 줄이는 효과가 있는 것으로 확인된다고 주장한다. 최저임금 1%의 인상이 고용을 0.05%(근로자 수로는 1만명) 감소시킨 것으로 나타나며, 추정 기간을 2012년 이전과 2013년 이후로 나눌 때 최저임금의 고용감소 효과가 최근으로 오면서 더욱 뚜렷해졌다고 주장한다. 그런데 이 연구가 이용하는 「지역별고용조사」의 3개월 평균임금 자료는 비임금근로자의 경우 통상 결측으로 나타나므로 이 연구 역시 임금근로자에 국한한 연구라고 할 수 있고, 따라서 최저임금과 자영업 사이의 관련을 분석하거나 자영업자를 포괄한 분석은 아니었다는 점을 지적해둘 수 있다.

이상에서 최저임금이 대폭 인상된 2018년의 최저임금 효과를 포괄하는 최근의 몇몇 연구를 살펴보았지만 얻을 수 있는 시사점은 다음과 같다. 첫째 이들이 모두 가장 중요하게는 우리가 관심을 가지고 있는 주제, 즉 최저임금 인상이 자영업자에게 미치는 효과는 분석하지 못하고 있다는 점이다. 둘째, 대폭적인 최저임금 인상이 있었음에도 불구하고 여기서도 그 효과는 대체로 상반되고 있다는 점이다. 자영업자 등 비임금근로자들, 그리고 고용보험에 가입하지 못한 근로자들을 분석 대상에 넣지 않은 홍민기(2018), 황

선웅(2018), 김준영·김하영(2018) 연구는 최저임금의 부정적인 고용효과가 식별되지 않는다는 결론을 내리고 있지만, 이들을 대체로 포함시킨 김태훈(2019), 김대일·이정민(2019)은 그 부정적인 고용효과를 보고하고 있는 것이다. 다만 김낙년(2019)은 자영업자 등 비임금근로자들을 제외했음에도 최저임금의 부정적인 고용효과를 보고하고 있다는 점이 다르다. 셋째, 최저임금의 대폭적인 인상에도 부정적인 고용효과가 확인되지 않는다는 전자의 3개 연구는 결론은 2018년 1월에서 3월 또는 5월까지만의 고용상황을 분석한 결과이고, 따라서 정책효과 발현에는 흔히 일정 정도의 시차가 따른다는 점이나 정부의 적극적인 일자리안정자금 제공 정책 등의 탓에도 기인했을 가능성이 있다는 점을 지적해둘 수 있겠다. 넷째, 김대일·이정민(2019)과 김낙년(2019) 연구는 고용효과 분석에서 전일제노동환산(FTE) 개념을 아울러 사용하고 있다는 점과 이럴 경우 근로시간 단축 등의 효과도 최저임금의 부정적인 고용효과에 어느 정도 포함될 수 있다는 점을 언급해둘 수 있다.

III. 최저임금과 자영업 선택 모형

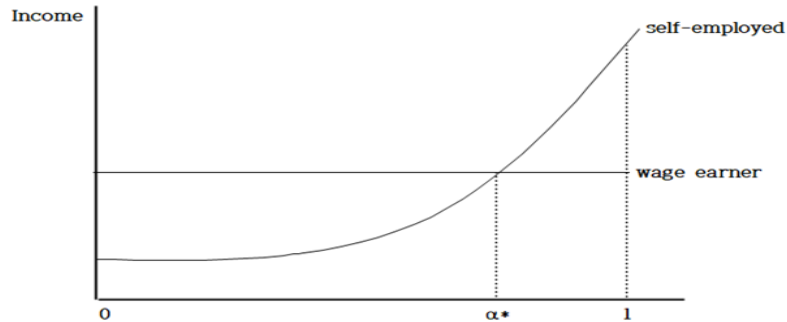
직업 선택에 따르면 개인은 각자 자신의 효용을 극대화하기 위하여 직업을 선택한다. 또한 위험중립형인 개인은 대안적 직업으로부터 얻는 소득에 따라 직업을 선택하는 것으로 볼 수 있다. Kuhn(1988)과 Poschke(2019)의 모형에 따라서 개인은 능력(α)이 다르며 그에 따라 다음의 이윤을 번다고 하자.

$$\pi(\alpha, w) = \max_n f[\alpha, n(\alpha)] - wn(\alpha) \quad (1)$$

위에서 f 는 생산함수, $n(\alpha)$ 는 고용인원, w 는 임금을 나타낸다.²⁾ 만약 f 가 완전한 오목함수(strictly concave)라면 이윤은 능력의 증가함수이며 완전한 볼록함수로 나타낼 수 있다(Poschke, 2019). 이 노동시장의 균형은 다음의 식 (2)와 (3)으로 나타낼 수 있다.

2) 이 모형은 Kihlstrom and Laffont(1979) 등의 Theory of Firm Formation에 기초하므로 자기 혼자 사업을 운영하는 순수자영업자(own-account worker)는 포함하지 않고 있다. 순수자영업자가 포함될 경우의 효과에 대한 함의는 설명으로 대신한다.

[그림 2] 임금근로자와 자영업자의 배분



$$\pi(\alpha^*, w) = w \tag{2}$$

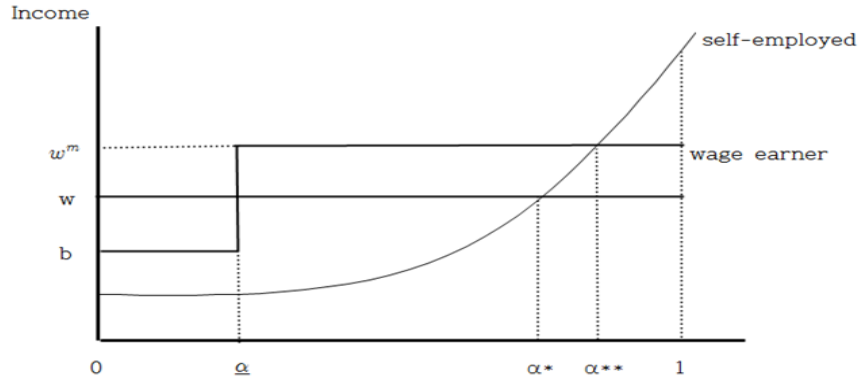
$$\int_{\alpha^*}^1 n(\alpha)h(\alpha)d\alpha = \int_0^{\alpha^*} h(\alpha)d\alpha \tag{3}$$

식 (2)는 한계근로자(α^*)는 자영업자로 있는 것과 임금근로자로 있는 것 사이에 차이가 없다는 것이며, 식 (3)은 노동수요와 노동공급이 일치한다는 것이다 ($h(\alpha)$ 는 확률밀도함수). 식 (2)와 (3)의 균형을 그래프로 나타내면 [그림 2]와 같다.

이제 최저임금(w_m)이 균형임금 이상에서 결정되는 경우를 생각해 보자. [그림 3]의 횡축은 능력을 나타내며, α 는 취업 가능한 임계능력으로 그 이상의 능력을 가진 구직자는 취업자가 되고 그렇지 못하면 미취업자가 되는 능력수준이며, b 는 미취업자가 얻는 실업급여나 정부이전소득 등을 나타낸다. 최저임금이 균형임금을 초과하면 식 (2)를 만족시키는 α 는 증가하여야 할 것이다. 즉 새로운 균형 $\alpha^{**} > \alpha^*$ 가 된다. 한편, 식 (3)의 왼쪽 부분인 노동수요는 임금상승으로 감소하고 우측 노동공급은 $\alpha^{**} > \alpha^*$ 이기 때문에 증가하여 양변이 일치되지 않는다. 따라서 잉여인력 즉, 미취업자가 나타나게 된다.

결국, 최저임금(w_m)으로 인하여 자영업자의 수($\alpha^{**} < \alpha < 1$)는 줄어들지만, 임금근로자의 수($0 < \alpha < \alpha^{**}$)는 증감이 명확하지 않은데 그 이유는 실업자($0 < \alpha < \underline{\alpha}$)의 정도에 따라 달라지기 때문이다. 자영업 비중은 자영업자/전체취업자인데 이 비중은 자영업자만큼 임금근로자가 줄지 않으면 감소하고, 실업으로 인하여 임금근로자가 크게 감소하면 증가할 것이다. Poschke(2019)는 임금근로자보다 실업자의 비중이 증가하면 자영업 비중은 증가한다는 것을 보였는데 [그림 3]은 Poschke의 주장을 함축적으로 보여주고 있다.

[그림 3] 최저임금이 임금근로자와 자영업자 배분에 미치는 영향



정리하면, 최저임금이 증가할 때 의증임금(reservation wage)보다 최저임금이 높아질 가능성이 있기 때문에 개인은 자영업 선택을 줄이고 임금근로자가 되기를 원할 것이지만, 기업의 노동수요 감소로 임금근로 진입이 어려워진다면 실업으로 빠질 가능성이 있다는 것이다. 또한, 위의 이론적 모형은 순수자영업자보다는 고용주를 대상으로 하고 있다. 따라서 최저임금이 증가할 때 일자리를 구할 수가 없어서 하는 수 없이 순수자영업을 선택하게 된다면 최저임금 상승이 오히려 자영업을 확대시키는 결과도 낼 수 있음을 기억할 필요가 있다.

IV. 자료 및 기초통계

최저임금 인상과 노동시장 이행(직업 선택)의 관계를 살펴보기 위하여 우리가 사용한 자료는 KLIPS 12~21차(2009~2018) 자료이다. KLIPS에 대해서는 너무 잘 알려진 자료이기 때문에 이에 대한 설명은 생략하고 주요 변수에 대한 설명과 기초통계만을 제시하기로 한다.

우선 최저임금의 변수로는 최저임금구속 여부를 사용한다. 일반적으로 이 변수는 t년에 최저임금 이상을 받고 있으나 t+1년의 최저임금 미만을 받고 있을 때 1 아니면 0인 더미변수를 나타내며 많은 연구에서 최저임금의 효과를 추정하는 데 사용되어 왔다. 최

근의 외국 연구로는 독일을 대상으로 한 Ahlfeldt et al.(2018)이 있으며, 국내 연구로는 양지연(2017) 등이 있는데 특히 양지연(2017)은 본 연구에서 사용한 KLIPS를 이용하여 최저임금의 고용효과를 살펴보았다.

하지만 외국에서 또는 우리나라에서 많이 사용되어 온 최저임금구속 여부 변수는 최저임금 미만을 받고 있는 사람의 비중이 높을 때는 적절하지 않을 수 있다. Ahlfeldt et al.(2018)은 최저임금의 고용효과는 최저임금의 인상이 최저임금준수율(compliance rate)에 영향을 주지 않을 때 정확히 측정된다는 것을 보여주고 있으며, Clemens and Strain(2020)은 미국의 CPS 자료를 이용하여 최저임금이 많이 오르면 최저임금 미준수율(non-compliance rate)도 함께 증가한다는 것을 보여주고 있다. 따라서 최저임금 미만을 받고 있는 사람들을 고려하지 않고 최저임금의 효과를 추정하는 것은 편의를 가져올 수 있다. 김우영(2014)의 연구에서는 일반적으로 정의된 최저임금의 구속을 받는 사람보다 최저임금 미만을 받는 사람의 고용 상실이 더 크다는 것을 보여주고 있다.

이에 따라 본 연구에서는 최저임금의 구속을 받는 사람을 t 년도의 임금이 $t+1$ 년도의 최저임금보다 낮은 사람으로 정의한다. 즉, 이들은 만약 법 집행이 제대로 된다면 최저임금 상승의 영향을 받는 사람일 것이기 때문이다. 또한, 최저임금구속 변수를 임금근로자뿐 아니라 자영업자에게도 적용한다. 자영업자의 경우 최저임금구속 여부는 t 년도 시간당 소득이 $t+1$ 년도 최저임금보다 낮으면 1, 아니면 0을 갖게 된다. 자영업자에게 이 변수는 기회비용을 측정하게 된다. 즉, 최저임금에 구속을 받는 자영업자(저소득 자영업자)들은 자신이 하고 있는 일의 기회비용이 증가하기 때문에 임금근로를 선택하려고 할 것이다.

<표 1>은 2009~2018년도 최저임금과 최저임금 미만율, 최저임금구속률, 임금근로 비중, 자영업 비중, 비취업 비중을 보여주고 있다.³⁾ 최저임금은 2010년 최저 2.8%에서 2018년 최고 16.4%까지 증가한 것으로 나타나고 있으며, 이에 따라 최저임금 미만율도 증가하고 있는 것을 알 수 있다. 최저임금 미만율은 임금근로자의 경우 2015년까지 8% 수준에 머물다가 2016년부터 거의 10%로 증가하였고 2018년에는 11.6%에 달한다. 한편, 자영업자의 경우 최저임금 미만을 받고 있는 비중은 임금근로자보다 더 큰데 이는 우리나라 자영업자의 소득이 얼마나 열악한지를 보여주는 것이다.⁴⁾

3) 최저임금 미만율과 최저임금구속률은 시간당 임금으로 계산된다. 시간당 임금은 월소득/(주당근로시간 \times 4.33)으로 계산되는데 KLIPS에서 비 임금근로자의 경우 월 소득은 순수입, 즉 총수입-총비용(영업비용 및 이자비용 등)으로 측정된다.

4) 물론 자영업부문, 특히 고소득 자영업부문은 많은 탈세를 하고 있다는 보고도 있다. 2016년 국제청과 한국은행의 분석에 따르면 평균적으로 자영업자 소득 100만 원 가운데 27만 원 정도는 파

〈표 1〉 주요 변수의 평균

	최저임금 (원)	최저임금 증가율 (%)	최저임금 미만		최저임금구속		임금근로 비중	자영업 비중	미취업 비중
			임금근로	자영업	임금근로	자영업			
2009	4,000	-	0.087	0.176	0.094	0.178	0.361	0.167	0.472
2010	4,110	2.8	0.073	0.156	0.087	0.167	0.377	0.171	0.452
2011	4,320	5.1	0.070	0.154	0.079	0.161	0.387	0.167	0.445
2012	4,580	6.0	0.059	0.153	0.086	0.180	0.390	0.170	0.439
2013	4,860	6.1	0.083	0.169	0.098	0.182	0.394	0.168	0.438
2014	5,210	7.2	0.083	0.184	0.098	0.197	0.406	0.169	0.425
2015	5,580	7.1	0.076	0.179	0.105	0.212	0.401	0.159	0.439
2016	6,030	8.1	0.099	0.204	0.122	0.211	0.408	0.158	0.434
2017	6,470	7.3	0.098	0.207	0.158	0.245	0.413	0.155	0.432
2018	7,530	16.4	0.116	0.232	0.155	0.268	0.417	0.152	0.429

자료: KLIPS 12~21차

최저임금에 구속을 받고 있는 비중도 최저임금이 증가함에 따라 지속적으로 증가하고 있어 2018년에는 2019년 최저임금(8,350원) 미만을 받고 있는 임금근로자의 비중이 15.5%에 달하며, 자영업자의 경우 그 비중은 26.8%에 이르고 있다. 한편, 2009~2018년 동안 임금근로자의 비중은 증가하고, 자영업자의 비중은 감소하고 있는 것으로 나타나며 미취업자의 비중도 줄어드는 추세를 보이고 있다. 최저임금 증가율과 자영업 비중 사이의 상관계수는 -0.78로 아주 높은 음(-)의 관계를 보이고 있다. 물론, 이는 피상적인(spurious) 상관계수일 수도 있지만, 최저임금 상승이 자영업의 기회비용을 높여서 임금근로로의 이동을 촉진했을 가능성을 배제할 수는 없을 것이다. 이하 실증적 분석을 통하여 이러한 가능성을 확인할 것이다.

악하지 못하고 있다는 보도가 있었다(이재은, 2016. 8. 22.). 만약 이처럼 자영업 부문에서 평균적으로 일정한 수준의 소득 누락 보고가 발생하고 있다면 이 부문의 미만을 수치는 어느 정도 수정될 필요가 있지만, 저소득 자영업부문은 그 정도가 그렇게 크지 않을 가능성도 높을 것이다. 한편, 자영업자의 소득에는 자본소득이 포함될 수도 있다. 따라서 자본소득을 제외하고 순수하게 노동소득만 계산한다면 자영업자의 최저임금 미만율은 더 높아질 수도 있을 것이다.

V. 추정 결과

1. 임금근로자의 노동이동

2009년부터 2018년까지 t 년에 임금근로자였던 사람이 $t+1$ 년에 노동시장에서 이동하는 경로는 임금근로, 고용주, 자영자, 미취업의 4가지로 설정될 수 있다.⁵⁾ 여기서 자영자는 「경제활동인구조사」에서의 ‘고용원이 없는 자영업자’를 의미한다. 또한, 임금근로자의 노동이동은 그 사람이 최저임금에 구속을 받는지에 따라 달라질 수 있으며, 특히 2018년 최저임금이 급속히 증가한 것이 임금근로자의 노동이동에 어떤 영향을 미쳤는지 살펴볼 필요가 있다. 따라서 우리는 t 년에 임금근로자였던 사람이 $t+1$ 년에 어떤 직업형태로 이동하였는지를 다음과 같은 다항로짓으로 추정하기로 한다.

$$\Pr(ES_{it+1} = k | ES_{it} = P) = \frac{\exp(\alpha_{1k}Min_{it} + \alpha_{2k}Min_{it} \cdot D_{2018} + X_{it}\beta_k + \sum_{\tau} \gamma_{k\tau}D_{\tau})}{1 + \sum_j \exp(\alpha_{1j}Min_{it} + \alpha_{2j}Min_{it} \cdot D_{2018} + X_{it}\beta_j + \sum_{\tau} \gamma_{j\tau}D_{\tau})} \quad (4)$$

where $j = 1, \dots, 4, t, \tau = 2011, \dots, 2018$

식 (4)에서 P 는 임금근로를 가리키고, Min_{it} 는 최저임금의 구속 여부(즉, $t+1$ 년의 최저임금 미만 여부)이며, D_{τ} 는 $\tau = t$ 일 때 1 아니면 0인 연도더미이고, X 에는 성, 연령, 교육, 자산 등의 변수가 포함된다. 식 (4)는 2009~2018년을 pooling하여 최우추정법(ML)으로 추정된다. 하지만 동일한 사람의 관측치가 반복적으로 사용되기 때문에 이를 고려하기 위해서는 개인 특수적 항을 포함하는 것이 바람직하나 여기서는 개인특수적인 항을 고려하지 않고 대신 동일한 개인의 표본 간 상관관계를 고려하여 α, β, γ 의 표본 오차를 개인을 클러스터하여 조정하기로 한다.

5) 이하 분석에서는 Blanchflower(2000) 등의 연구에서와 같이 무급가족종사자를 자영자에 포함시킨다. 또 다른 이유는 KLIPS에서 무급가족종사자 표본이 너무 작기 때문에 별도의 취업형태로 분류하여 다항로짓모형을 추정할 경우 추정치의 정확도가 많이 떨어지는 것으로 나타나기 때문이다.

〈표 2〉 임금근로자의 노동시장 이행

	고용주	자영자	미취업
최저임금구속	-0.978* (0.508)	0.249 (0.159)	0.587** (0.056)
최저임금구속x2018년	0.888 (0.899)	-0.062 (0.341)	-0.029 (0.124)
여성	-0.835** (0.171)	-0.134 (0.098)	0.735** (0.041)
연령	-0.022** (0.006)	0.006 (0.004)	0.004** (0.002)
대졸	0.230 (0.149)	-0.521** (0.118)	-0.446** (0.051)
자산	-0.003 (0.002)	-0.004** (0.001)	0.001 (0.001)
상수	-3.846** (0.314)	-4.569** (0.230)	-2.761** (0.099)
연도더미	포함	포함	포함
Log-likelihood		-16059.966	
No. of Obs		45,098	

주: 기준 취업형태는 임금근로임. 괄호 안 수치는 개인의 반복되는 관측치에 대해서 조정된 표준오차임.

**는 5% 수준, *는 10% 수준에서 통계적 유의.

〈표 2〉는 식 (4)의 추정 결과를 제시한다. 최저임금에 구속을 받는 임금근로자는 그렇지 않은 사람에 비하여 그다음 해에 미취업 상태로 진입할 확률이 높으며, 임금근로자보다는 고용주를 선택할 가능성은 낮고, 자영자가 될 가능성은 높게 나타나고 있다. 노동공급자로서 최저임금에 구속을 받는 사람은 임금근로자로 남아있기를 희망하지만, 사용자는 임금상승으로 인해 고용을 축소하려 할 것이다. 따라서 최저임금구속자가 미취업으로 진입할 확률이 높게 나타나는 〈표 2〉의 결과는 노동수요의 부정적 효과가 노동공급의 긍정적 효과보다 더 강하게 나타난다는 것을 의미한다.

개인의 종단면 자료를 대상으로 한 정진호·이병희(2008)의 연구에서는 최저임금의 구속을 받는 사람이 비교집단에 비하여 취업을 유지할 확률은 낮지만, 통계적으로는 유의하지 않게 나타나고 있다. 김주영(2011)은 노동패널 1차년도(1998)부터 11차년도(2008)를 사용하여 정진호·이병희(2008)와 마찬가지로 취업 유지율을 다양한 모형으로 추정하였는데 모든 모형에서 최저임금구속 변수는 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다. 특히, 우리와 같은 pooled 모형에서도 최저임금구속 변수가 통계적으로 유의하지 않게 나타난 것은 2009년 이후 자료를 사용한 본 연구와는 다른 결과를 보이는 셈이다. 양지연(2017)은 한국노동패널 4~17차(2001~2014년)를 이용하여 최저임금의 구속을 받는 사람의 직

장유지율을 공식부문과 비공식부문으로 구분하여 살펴보았는데 공식부문에서는 최저임금구속자가 직장을 유지할 확률이 낮았으나, 비공식부문에서는 유의한 효과를 발견하지 못한다.⁶⁾ 따라서 <표 2>의 결과는 양지연의 공식부문의 결과와 일치한다. 다만, 이들 연구에서는 자영업을 별도로 구분하지 않고 있다.

한편, 최저임금의 구속을 받는 사람들은 고용주로의 이행은 낮고, 자영업자로의 이행은 높은 것으로 나타나고 있는데 임금이 낮은 사람들이 생산성(능력) 면에서 낮은 집단이라고 본다면 위의 결과는 김우영(2013)의 연구 결과와 일관성을 가진다. 흥미로운 발견은 최저임금구속x2018년은 어떤 식에서도 통계적으로 유의하지 않다는 것이다. 즉, 2018년의 급속한 최저임금이 이전 기간의 최저임금 인상에 더하여 어떤 추가적인 영향은 보이지는 않았다고 말할 수 있다.⁷⁾

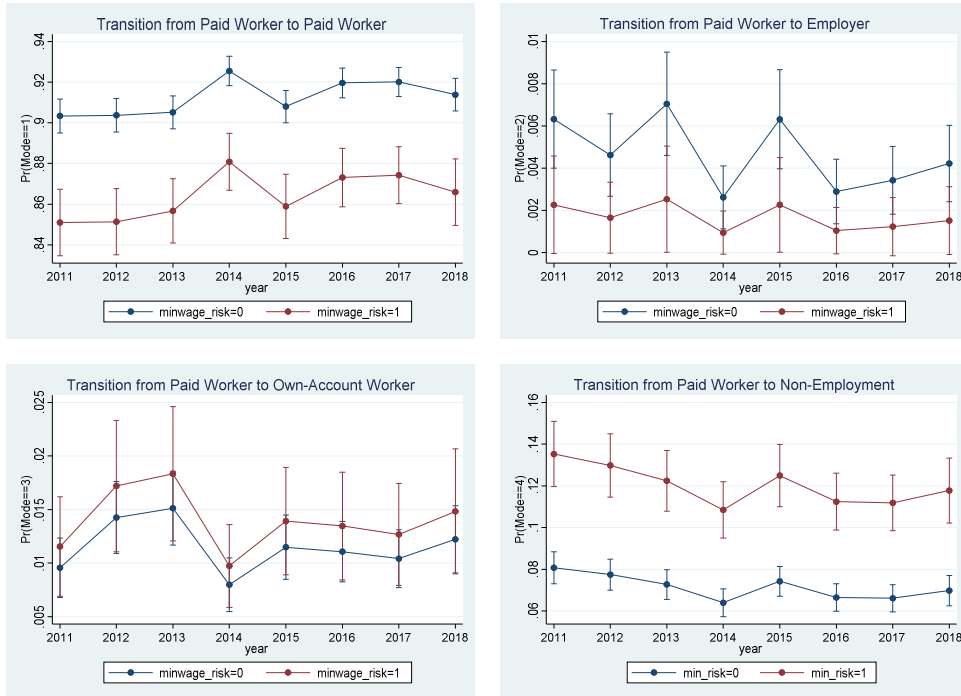
2018년 최저임금 인상의 영향에 관한 연구로 앞에서 언급한 홍민기(2018)는 「경제활동인구조사」, 「사업체노동력조사」를 이용하여 산업별·월별로 관측치를 구축한 후 최저임금 영향률이 고용에 미치는 효과를 추정하였는데 2018년 최저임금 인상은 임금근로자 수에는 영향을 미치지 못하였고, 근로시간은 단축시켰다는 것을 발견하였다. 김대일·이정민(2019)은 「경제활동인구조사」를 이용하여 성과 연령별로 관측치를 만들어 최저임금의 효과를 추정한 결과, 2018년 최저임금 상승이 고용증가율을 낮추었다는 것을 보여주고 있다. 김태훈(2019)은 「지역별고용조사」를 이용하여 지역, 종사상지위, 시간별로 관측치를 구축하여 최저임금 미만을 상승의 영향을 살펴보았는데 홍민기(2018)와 마찬가지로 2018년 최저임금 상승은 고용에는 영향을 미치지 않으나 근로시간에는 부정적인 영향을 미쳤다는 것을 발견하였다.⁸⁾ 특히, 김태훈(2019)은 최저임금 미만을 통계적으로는 유의하지 않지만, 고용주 비중에는 부정적, 자영업자 비중에는 긍정적 영향을 미친다는 것을 보이고 있는데 <표 2>의 결과와 유사하다. 이상의 연구와 <표 2>의 결과의 가장 큰 차

6) 비공식부문은 5인 미만 사업장으로 정의된다.

7) 2018년 최저임금의 급격한 인상은 이미 최저임금구속 변수에 반영되기 때문에 추가적으로 최저임금x2018년 더미가 유의하게 나타나지 않을 수도 있다. 이 점에 대해서는 서울대 이정민 교수의 지적에 감사한다. 하지만 급격한 최저임금 인상으로 고용시장의 구조적 변화가 생긴다면 최저임금x2018년 더미가 유의하게 나타날 수는 있다. 또한, 한 심사자의 제안대로 최저임금변수와 모든 연도더미와의 교차항을 포함하는 모형을 추정하여 보았다. 결과는 고용주로의 이행은 2012~2016년에 통계적으로 유의한데, 자영업과 미취업으로의 이행은 연도 간 큰 차이가 없는 것으로 나타났으며, 최저임금x2018년 더미 역시 <표 2>의 결과와 마찬가지로 통계적으로 유의하지 않게 나타났다.

8) 엄밀한 의미에서 김태훈(2019)은 2018년을 별도로 처리하지는 않았으나, 2018년 최저임금 상승이 최저임금 미만을 미치는 영향을 토대로 간접적으로 2018년 효과를 추정하고 있다.

[그림 4] 최저임금구속 여부에 따른 임금근로자의 노동시장 이행확률



주: 그래프의 Y축은 확률을 나타내며, 기준년도는 2010년임. min_risk=1은 최저임금에 구속된 경우, 0은 구속되지 않은 경우임. 각 점의 수직선은 95% 신뢰구간을 나타냄.

이점은 <표 2>는 개인을 대상으로 임금근로에서의 이탈을 추정하므로 이전의 집계자료에서는 식별할 수 없는 이탈과 입직을 분리해서 살펴볼 수 있다는 것이다.

다음으로 <표 2>의 추정 결과와 연도더미의 계수를 이용하여 2009년부터 2018년까지 임금근로에서 고용주, 자영업자, 미취업으로 이동할 확률을 최저임금구속 여부에 따라 시계열적으로 살펴보았다. 즉, 모든 사람이 자신의 특성을 가지면서 최저임금에 구속을 받았을 때와 받지 않았을 때의 예측치(predicted values)를 그래프로 나타내었다. [그림 4]를 보면 최저임금에 구속을 받은 사람이 그렇지 않은 사람보다 임금근로자로 남아있을 확률이 낮으며, 고용주로 진입할 확률도 낮고, 자영업자로 진입할 확률은 높고, 미취업자가 될 확률도 높은 것을 보이고 있다.

이상의 추정에서 t시점에서 최저임금의 구속을 받지 않는 사람(대조군)은 t시점에 이미 t+1시점의 최저임금 수준 이상의 임금을 받는 모든 임금근로자에 해당한다. 하지만 기존

의 일부 연구에서는 최저임금의 1.2배, 1.5배 등을 받는 임금근로자를 대조군으로 설정하고 있다. 따라서 <표 2>의 결과가 강건한지를 확인하는 방법으로 최저임금의 1.5배를 받는 사람을 대조군으로 설정하여 식 (4)를 재추정하였으며 그 결과는 <부표 1>에 제시된다. 표를 보면 대조군의 설정으로 표본 수가 45,098에서 18,140으로 줄었으나 결과는 <표 2>와 크게 다르지 않으며 오히려 계수의 통계적 유의성은 강화되고 있음을 알 수 있다. 또한, <부표 2>는 2년 후의 노동시장 취업상태를 보여주고 있는데 여기서도 주된 결과는 변하지 않고 있다. 따라서 <표 2>의 추정 결과는 상당한 강건성을 가진다고 할 수 있다.

2. 자영업자의 노동이동

임금근로자의 노동이동과 마찬가지로 2009년부터 2018년까지 자영업자(고용주+자영업자)였던 사람이 $t+1$ 년에 어떤 취업형태로 이동하는지를 식 (4)와 같은 다항로짓으로 추정할 수 있다. 자영업의 경우 최저임금의 증가로 인하여 해고될 가능성은 없으나 기회비용의 변화를 통하여 취업형태에 영향을 미칠 수는 있다. 즉, 최저임금이 증가하면 상대적으로 자영업의 기회비용이 증가하여 자영업을 그만두고 임금근로자를 선택할 가능성이 높아질 것이다. 또한 이러한 효과는 자영업자 중 소득이 최저임금 미만일 때 크게 나타날 것으로 예상된다. 하지만 최저임금이 증가하면 기업 역시 근로자를 해고하고, 신규 채용을 줄일 가능성⁹⁾이 높기 때문에 임금근로자가 늘어날지는 확실치 않다. 만약 최저임금 증가로 자영업을 그만두고 임금근로 일자리를 찾다가 기업의 노동수요가 줄어들어 취업이 어려워지면 미취업자가 될 가능성도 존재한다. <표 3>은 자영업자의 노동이행에 대한 다항로짓 추정 결과이다.

자영업자 중 최저임금 미만의 소득을 벌고 있는 사람은 최저임금 인상으로 인하여 임금근로의 이동은 증가하고, 고용주가 될 확률은 감소하며, 미취업자가 될 확률도 증가하는 것으로 나타나고 있다. 이는 저소득 자영업자가 최저임금 상승으로 인하여 자영업의 기회비용 상승으로 인하여 자영자(기준변수)로 남아있기보다는 임금근로자로 진입할 가능성이 높지만, 동시에 임금상승으로 인하여 임금근로자가 되지 못하는 사람은 미취업자로 빠질 가능성을 보여주고 있다. 또한, 최저임금 상승으로 인하여 기업의 이윤이 감소

9) 김대일(2012)은 최저임금 인상이 저임금 근로자, 특히 5인 미만 영세업체의 신규채용을 억제한다는 결과를 보이고 있다.

〈표 3〉 자영업자(고용주+자영자)의 노동시장 이행

	임금근로	고용주	미취업
최저임금구속	0.403** (0.114)	-1.054** (0.080)	0.168* (0.088)
최저임금구속x2018년	-0.106 (0.302)	-0.187 (0.216)	0.266 (0.232)
여성	-0.236** (0.082)	-0.779** (0.043)	0.519** (0.068)
연령	-0.064** (0.004)	-0.029** (0.002)	0.012** (0.003)
대출	0.227** (0.103)	0.711** (0.049)	0.526** (0.100)
자산	-0.001 (0.003)	-0.011** (0.001)	-0.010** (0.002)
상수	0.207 (0.206)	0.434** (0.107)	-3.479** (0.194)
연도더미	포함	포함	포함
Log-likelihood		-14,417.798	
No. of Obs		18,967	

주: 기준 취업형태는 자영자. 괄호 안 수치는 개인의 반복되는 관측치에 대해서 조정한 표준오차임.

**는 5% 수준, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함.

한다면 고용주가 될 인센티브도 줄어들기 때문에 고용주가 될 가능성도 낮게 나타난다고 볼 수 있다.

한편, 최저임금구속과 2018년 더미변수의 교차항은 모든 식에서 통계적으로 유의하게 나타나지 않고 있다. 따라서 앞의 임금근로자의 노동이동과 마찬가지로 자영업자의 노동이동에 2018년 최저임금 인상이 다른 해와 비교하여 특별한 영향을 주었다고는 보이지 않는다.

자영업자가 임금근로자 중 어느 형태로 진입하는지를 보기 위하여 임금근로자를 상용직과 임시·일용직으로 구분하여 다항로짓을 재추정하였으며 그 결과는 <부표 3>에 제시된다. 추정 결과는 최저임금 이하를 받고 있는 저소득 자영업자가 임금근로자로 이동하는 경로는 상용직이기보다는 임시·일용직임을 명확히 보여주고 있다. 한편, 임금근로자를 세분한 경우에도 2018년의 최저임금 인상이 다른 해와 비교하여 별도의 영향을 미친 것으로는 나타나지 않고 있다.

<표 3>의 최저임금구속x2018년의 추정계수가 통계적으로 유의하지 않다는 점에 대해서는 약간의 부연 설명이 필요하다. 우선 하나는 외생적인 조건의 변화에 대응하는 경제

주체들의 반응행동에는 일정한 정도의 시차가 있을 수 있다는 것이다. 예컨대 소규모 자영업이라 하더라도 비용이 높아진 기존 근로자들을 해고하는 일이나 자동화 시설을 확대하는 데에도 조정시간이나 조정비용 등이 발생할 것이기 때문이다.

둘째, 2018년에는 정부에서 영세한 기업들에 일자리안정자금을 지원하는 정책을 적극적으로 실시하였다는 사실도 감안해야 한다. 최저임금의 대폭 인상에 따른 근로자들의 일자리 문제에 도움을 주기 위해 2018년 고용노동부가 최종 집행한 일자리안정자금 예산은 2조 5,136억 원(예산 대비 집행률 84.5%)이었으며, 2019년 그 예산은 2조 8,188억 원에 달하였다(김은정, 2017. 11. 9).¹⁰⁾

이러한 두 가지 부연 설명을 고려하면 <표 3>이 분석 대상으로 삼은 자영업자의 임금 근로자로의 이동 또는 미취업 상태로의 이동 등에서는 시차나 일자리안정자금 효과의 가능성을 완전히 배제하기는 어려울 수 있다. 따라서 최저임금구속x2018년의 추정계수가 통계적으로 유의하지 않다는 점을 여기 <표 3>의 경우에서나 아래의 여러 가지 다양한 분석에서도 너무 단정적으로 해석할 필요는 없다는 점을 언급해두고자 한다. 일정한 시간이 경과하고 난 후에는 그 효과가 어느 정도 서서히 나타날 수도 있기 때문이다.

3. 미취업으로부터의 노동이동

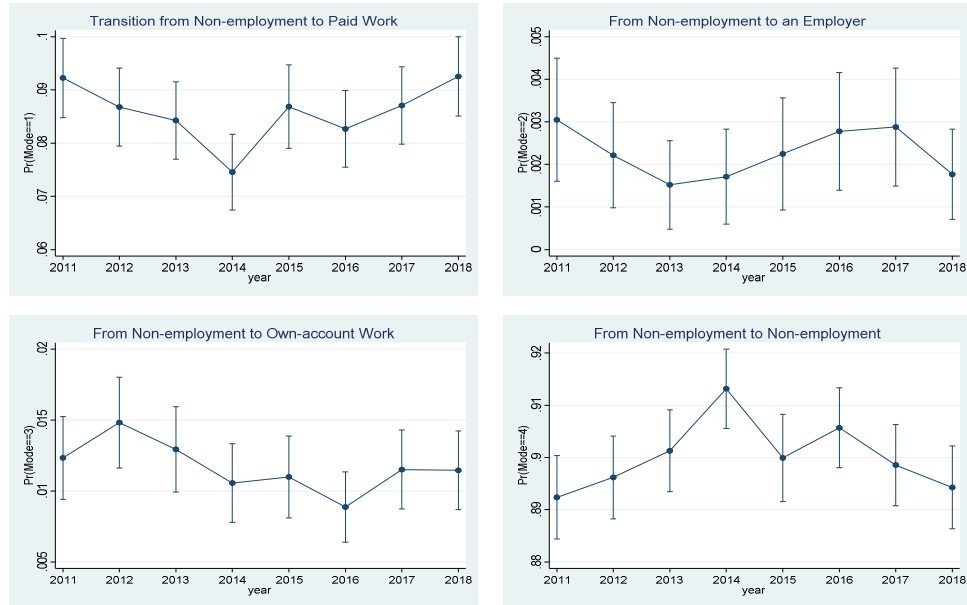
미취업자의 경우 임금근로자와 자영업자와는 달리 근로소득이 없기 때문에 최저임금 구속 여부에 대해서 알 수 없다. 따라서 여기서는 다항로짓함수에 2011년부터 2018년까지의 더미변수를 포함하여 식 (5)를 추정하고, t년에 미취업 상태에서 t+1년의 4가지 직업형태(임금근로, 고용주, 자영자, 미취업)로 이동할 확률을 계산하기로 한다. 다항로짓 추정 결과는 <부표 4>에 제시되며, 연도별 이행확률은 [그림 5]에 제시된다.

$$Pr(ES_{it+1} = k | ES_{it} = NE) = \frac{\exp(X_{it}\beta_k + \sum_{\tau} \gamma_{\tau} D_{\tau})}{1 + \sum_j \exp(X_{it}\beta_j + \sum_{\tau} \gamma_{\tau} D_{\tau})}, \quad (5)$$

$$j = 1, \dots, 4, \quad t = 2011, \dots, 2018$$

10) 일자리안정자금의 지원대상은 원칙적으로 30인 미만 고용사업주였고 지원요건은 ①월보수액 190만원 미만 노동자를 1개월 이상 고용하고 있는 경우, ②최저임금 준수 및 고용보험 가입 원칙(신청일 기준), ③기존 노동자 임금(보수) 수준 저하 금지 및 고용유지 노력 의무 준수 등이었다.

[그림 5] 미취업자로부터 노동시장 이행확률



[그림 5]를 보면 미취업에서 임금근로자로의 이행은 2014년 이후 증가하는 경향을 보이고 있는데 2018년 역시 2017년에 비하여 증가하는 것으로 나타나고 있다. 한편, 고용주로의 이동은 증가하다가 2018년에 급격히 감소하며, 자영자로의 이동은 2014년까지 감소하다가 그 이후에는 거의 정체 상태를 보이고 있다. 미취업에서 미취업으로 남아 있을 확률은 2014년까지 증가하다가 그 이후 지속적으로 감소하고 있다.

이상을 종합하면, 2009~2018년 최저임금 인상은 첫째, 임금근로자와 자영업자 모두에게 일자리 유지 확률을 낮추는 것으로 나타나고, 미취업자의 취업으로의 입직에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타나기 때문에 최저임금이 고용에는 나쁜 영향을 미쳤다고 볼 수 있다. 하지만 2018년 최저임금의 급격한 인상의 추가적인 영향은 없는 것으로 나타났다. 둘째, 최저임금의 인상은 임금근로자, 자영업자의 기회비용을 변화시켜서 임금근로로의 입직은 높이고 자영업으로의 입직은 낮추는 것으로 나타났다. 이는 서두에서 최근의 고용구조 변화에서 이미 살펴본 바와 같이 2009~2018년 자영업 비중(자영업자/취업자)이 30%에서 25.1%로 감소하는 데 일조한 것으로 보인다. 이러한 결과는 최저임금은 아니지만, 연금제도의 변화로 인하여 근로자들의 기회비용이 변화하여 자영업 비중이 감소한 호주의 경우와 유사하다(Atalay et al., 2014).

VI. 계층별 분석

앞의 전체 취업자를 대상으로 한 결과는 최저임금 인상이 미취업확률을 높이지만 2018년의 급격한 최저임금 인상의 추가적인 효과는 없는 것으로 나타났다. 하지만 개인의 속성에 따라 최저임금 인상의 효과는 달리 나타날 수 있기 때문에 여기서는 개인을 성, 학력, 연령으로 구분하여 위의 다항로짓함수를 추정하여 보기로 한다.

1. 남성과 여성의 비교

<표 4>는 임금근로자의 이행확률을 남성과 여성으로 구분하여 추정한 결과이다. 남성과 여성 모두에 있어서 최저임금의 구속을 받는 사람은 그다음 해에 미취업자가 될 확률이 증가하는 것으로 나타났다. 하지만 최저임금구속과 2018년 더미는 여전히 통계적으로

<표 4> 성별 임금근로자의 노동시장 이행

	남성			여성		
	고용주	자영자	미취업	고용주	자영자	미취업
최저임금구속	-0.966 (0.508)	0.542** (0.220)	1.013** (0.100)	-1.007 (0.739)	0.011 (0.224)	0.412** (0.066)
최저임금구속x2018년	-11.623** (0.751)	0.307 (0.442)	-0.016 (0.205)	2.401* (1.243)	-0.474 (0.544)	-0.019 (0.154)
연령	-0.025** (0.006)	-0.001 (0.005)	0.016** (0.003)	-0.014 (0.011)	0.016** (0.006)	-0.006** (0.002)
대졸	0.200 (0.167)	-0.576** (0.143)	-0.487** (0.076)	0.280 (0.326)	-0.410** (0.206)	-0.431** (0.070)
자산	-0.008** (0.002)	-0.006** (0.006)	0.002 (0.003)	-0.012** (0.004)	-0.010** (0.002)	-0.001 (0.002)
상수	-3.732** (0.362)	-4.280** (0.277)	-3.290** (0.164)	-4.834** (0.636)	-5.164** (0.377)	-1.645** (0.120)
연도더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
Log-likelihood	-8058.486			-7903.181		
No. of Obs	26,679			18,419		

주: 기준 취업형태는 임금근로. 괄호 안 수치는 개인의 반복되는 관측치에 대해서 조정된 표준오차임.

**는 5% 수준, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함.

유의하지 않는 것으로 나타난다. 따라서 2018년의 최저임금 인상으로 인하여 임금근로자가 일자리를 더 많이 잃었다고 보기는 어렵다. 다만, 최저임금구속과 2018년 더미는 남성에게는 고용주가 될 확률을 현저하게 낮춘 것으로 나타난다. 여성의 경우는 예상치 않게 그 반대로 나타나지만 10% 수준에서만 통계적으로 유의하기 때문에 해석에 있어서 조심할 필요가 있다. 결국, 2018년 최저임금 인상은 미취업 확률보다는 임금근로 또는 자영업의 기회비용을 변경시켜 일자리 선택에 영향을 준 것으로 보인다.

<표 5>는 자영업자의 이행확률을 남성과 여성으로 구분하여 추정한 결과이다. 남성의 경우 자영업자 중 최저임금 미만의 소득을 받고 있는 사람은 최저임금 인상으로 인하여 임금근로의 이동은 증가하고, 고용주가 될 확률은 감소하는 것으로 나타나는데 이는 앞서 전체를 대상으로 한 <표 3>의 결과와 동일하다. 하지만 남성 자영업자의 경우 미취업자가 될 확률은 감소하는 것으로 나타나는데 이는 <표 3>의 결과와 다르다. 한편 최저임금구속과 2018년 더미변수의 교차항의 계수는 <표 3>에서는 모두 통계적으로 유의하지 않았는데 <표 5>에서는 미취업자의 경우 0.948로 5% 수준에서 유의하게 나타나고 있다. 즉, 2018년도 최저임금의 급격한 상승은 남성 자영업자의 미취업 확률을 높인 것으로 볼 수 있다.

<표 5> 성별 자영업자(고용주+자영자)의 노동시장 이행

	남성			여성		
	임금근로	고용주	미취업	임금근로	고용주	미취업
최저임금구속	0.322** (0.163)	-1.507** (0.126)	-0.262* (0.138)	0.546** (0.170)	-0.287* (0.159)	0.456** (0.118)
최저임금구속x2018년	-0.187 (0.391)	0.029 (0.261)	0.948** (0.332)	0.050 (0.473)	-0.467 (0.347)	-0.390 (0.338)
연령	-0.070** (0.005)	-0.022** (0.004)	0.031** (0.006)	-0.054** (0.006)	-0.039** (0.007)	-0.002 (0.005)
대출	0.367** (0.137)	0.587** (0.120)	0.627** (0.147)	-0.021 (0.207)	0.967** (0.204)	0.424** (0.156)
자산	-0.004 (0.005)	-0.017** (0.003)	-0.007 (0.005)	-0.002 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.003* (0.001)
상수	0.483* (0.278)	0.231 (0.223)	-4.311** (0.353)	-0.332 (0.369)	0.018 (0.341)	-2.297** (0.301)
연도더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
Log-likelihood	-8708.973			-5610.282		
No. of Obs	11,114			7,853		

주: 기준 취업형태는 자영자. 괄호 안 수치는 개인의 반복되는 관측치에 대해서 조정된 표준오차임.

**는 5% 수준, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함.

여성 자영업자의 경우는 전체 자영업자를 대상으로 한 <표 3>의 결과와 질적으로는 동일한 결과를 나타낸다. 즉, 최저임금의 상승은 임금근로자로의 이행을 높이고, 고용주로의 입직은 낮추며, 미취업으로의 이행은 높이고 있다. 또한, 2018년 최저임금 상승의 추가적인 영향은 없는 것으로 나타난다.

마지막으로 지면 관계상 그래프를 제시하지는 않지만, 남성의 경우 2018년 미취업에서 임금근로로 이행할 확률은 증가하고, 고용주와 자영자로 진입할 확률은 감소하고, 미취업에 남아있을 확률도 다소 감소하는 것으로 나타났다. 이 중 통계적으로 유의한 차이를 보이는 것은 고용주로의 이행확률이 급격히 감소하는 것이다. 여성 미취업자의 경우 남성과 다소 차이를 보이고 있지만 2018년이 이전의 기간과 다른 특별한 영향을 미치는 것으로는 나타나고 있지 않다.

결국, 2018년 최저임금의 급격한 인상은 여성보다는 남성에게 더 큰 영향을 주었다고 말할 수 있을 것이다. 2018년 최저임금 인상으로 남성 임금근로자는 고용주로 입직할 확률이 현저히 낮아졌으며, 자영업에서 미취업으로의 이동할 확률은 높아졌다. 이는 최저임금 인상이 자영업의 기회비용을 높여서 개인의 직업 선택에 영향을 주었으며 노동수요의 감소로 인하여 일자리 기회가 감소하였기 때문으로 해석할 수 있을 것이다.

2. 청년층과 중장년층의 비교

만약 연령이 노동시장 경험과 숙련수준을 측정한다고 한다면, 최저임금 인상의 영향은 연령층에 따라 달리 나타날 수 있다. 많은 연구에서 최저임금의 효과를 청년층을 대상으로 하고 있는데 이는 이들이 자본(기계)으로 상대적으로 쉽게 대체될 수 있기 때문이다. <표 6>은 청년층(30세 이하)과 중장년층(30세 초과 60세 이하)으로 구분하여 임금근로자의 노동이동을 추정된 결과이다.

우선 최저임금 인상은 연령에 상관없이 임금근로자의 미취업 이행확률을 높이는 것으로 추정되는데 2018년의 추가적인 영향은 없는 것으로 나타난다. 하지만 청년층의 경우 2018년 최저임금 인상은 고용주와 자영자로의 입직을 뚜렷하게 줄이는 것으로 나타나고 있다. 이는 최저임금 인상이 청년층에게 자영업자의 기회비용을 늘려 이들을 피해서 나타난 결과로 해석할 수 있을 것이다. 한편, 중장년층의 경우 고용주로의 입직은 줄이지만 자영자로의 입직은 늘리는 것으로 나타나는데 이는 중장년층의 경우 최저임금 인상으로 일자리를 잃은 사람들이 자영자를 대안적 취업형태로 선택한 것으로 볼 수 있다.

〈표 6〉 청년, 중장년층 임금근로자의 노동시장 이행

	청년층			중장년층		
	고용주	자영자	미취업	고용주	자영자	미취업
최저임금구속	-0.128 (1.024)	0.240 (0.549)	0.709** (0.126)	-1.239* (0.721)	0.601** (0.191)	0.475** (0.080)
최저임금구속x2018년	-14.80** (1.256)	-15.87** (0.647)	0.373 (0.292)	1.636 (1.038)	0.213 (0.402)	-0.048 (0.181)
여성	-1.161** (0.499)	-0.067 (0.286)	0.543** (0.086)	-0.764** (0.187)	-0.235* (0.116)	0.976** (0.054)
대출	-0.106 (0.476)	-0.312 (0.326)	-0.389** (0.093)	0.273* (0.154)	-0.558** (0.128)	-0.437** (0.063)
자산	-0.004 (0.015)	-0.017** (0.006)	-0.004 (0.004)	-0.012** (0.002)	-0.009** (0.002)	-0.001 (0.002)
상수	-4.182** (0.456)	-4.753** (0.471)	-1.984** (0.120)	-4.751** (0.211)	-4.244** (0.166)	-3.073** (0.080)
연도더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
Log-likelihood	-2529.784			-10560.751		
No. of Obs	5,508			34,556		

주: 취업형태는 임금근로 **는 5% 수준, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함.

〈표 7〉 청년, 중장년층 자영업자(고용주+자영자)의 노동시장 이행

	청년층			중장년층		
	임금근로	고용주	미취업	임금근로	고용주	미취업
최저임금구속	-1.267 (1.155)	-1.455 (1.149)	0.391 (0.672)	0.277** (0.143)	-0.957** (0.133)	0.019 (0.159)
최저임금구속x2018년	1.557 (1.799)	3.392* (1.909)	-11.55** (1.221)	0.100 (0.373)	0.094 (0.262)	0.721* (0.384)
여성	-0.504 (0.497)	-0.237 (0.452)	1.573** (0.516)	-0.257** (0.100)	-0.717** (0.098)	0.664** (0.100)
대출	0.619 (0.481)	0.083 (0.490)	-0.634 (0.581)	0.397** (0.121)	0.727** (0.102)	0.511** (0.119)
자산	-0.005 (0.012)	-0.001 (0.010)	-0.005 (0.010)	-0.002 (0.003)	-0.012** (0.003)	-0.010** (0.003)
상수	-1.422** (0.521)	-0.715 (0.438)	-1.830** (0.534)	-2.621** (0.131)	-0.883** (0.077)	-3.013** (0.301)
연도더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
Log-likelihood	-298.237			-10261.262		
No. of Obs	285			12,330		

주: 기준 취업형태는 자영자. 괄호 안 수치는 개인의 반복되는 관측치에 대해서 조정한 표준오차임.

**는 5% 수준, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함.

<표 7>은 청년층과 중장년층의 자영업으로부터의 노동이동을 다항로지트로 추정한 결과이다. 우선 청년층을 보면 최저임금에 구속을 받는 저소득 자영업자는 다른 취업형태로의 이행에 뚜렷한 패턴을 보이지 않으나, 2018년 최저임금이 급격히 증가할 때는 고용주로의 이행은 증가하고, 미취업으로의 이행은 감소하는 것으로 추정되고 있다. 하지만 청년층 자영업자의 표본이 285명에 불과하기 때문에 이러한 결과는 크게 신뢰하기는 어렵다고 판단된다.

한편, 30~60세의 자영업자의 경우에는 최저임금이 인상할 때 임금근로로의 이동이 증가하고, 고용주로의 이동은 감소하며, 미취업으로의 이동에는 큰 변화가 없는 것으로 나타나지만, 2018년의 경우에는 미취업으로의 이행할 확률이 증가하는 것으로 나타나고 있다. 이는 2018년 급격한 최저임금 인상으로 임금근로자로 이동하기를 원하지만, 노동 수요 부족으로 일자리를 찾지 못한 사람이 증가하기 때문으로 해석된다.

결과적으로 2018년 최저임금 인상은 청년층에게는 미취업보다는 자영업을 줄이는 방향으로 작용했으며, 중장년층에게는 임금근로로의 이행을 촉진시킨 동시에 일자리의 악화로 미취업으로의 이행도 증가시킨 것으로 볼 수 있을 것이다.

3. 고졸 이하 노동력과 대졸 이상 노동력의 비교

최저임금 인상이 미치는 영향은 학력에 따라 달리 나타날 수 있다. 우선, 기업은 최저임금 인상으로 근로자의 생산성과 지불임금 사이에 괴리가 생긴다면 상대적으로 생산성이 낮은 사람부터 인력조정을 할 가능성이 높다. 만약 학력과 생산성의 상관관계가 높다고 본다면 최저임금 인상의 영향은 학력에 따라 달리 나타날 수 있을 것이다. 한편, 자영업자의 경우에는 학력이 높을수록 다른 일자리로 이동하기 쉽기 때문에 최저임금 인상으로 기회비용이 증가할 때 학력이 높은 경우 임금근로로의 이동이 쉬워질 것이다. <표 8>은 임금근로자를 대졸 이상과 고졸 이하(4년제 대졸 미만으로 전문대졸 포함)로 구분하여 이들의 노동시장 이행을 추정한 결과이다.

최저임금에 구속되는 사람은 고졸보다는 대졸이 더 민감하게 반응하는 것으로 나타난다. 고졸과 대졸 모두 최저임금에 구속받는 임금근로자는 미취업으로 빠질 확률이 높게 나타나지만, 대졸의 경우에는 추가적으로 고용주로 이행할 확률이 현저히 낮아지며 대신 자영자로 이행할 확률은 높아진다. 최저임금이 상승할 때 고용주의 경우에는 종업원의 임금부담이 더 커지고 따라서 기회비용이 더 커진다고 볼 수 있기 때문에 이를 피하는

〈표 8〉 대졸 이상과 고졸 이하 임금근로자의 노동시장 이행

	고졸 이하			대졸 이상		
	고용주	자영자	미취업	고용주	자영자	미취업
최저임금구속	-0.778 (0.511)	0.103 (0.168)	0.563** (0.058)	-14.01** (0.200)	1.665** (0.405)	0.991** (0.196)
최저임금구속x2018년	0.846 (0.921)	-0.026 (0.374)	-0.082 (0.132)	0.361 (0.400)	-0.431 (0.855)	0.162 (0.394)
여성	-0.854** (0.213)	-0.138 (0.108)	0.678** (0.045)	-0.735** (0.289)	-0.098 (0.225)	0.948** (0.088)
연령	-0.030** (0.006)	0.007* (0.004)	0.005** (0.001)	0.002 (0.011)	0.002 (0.010)	-0.003 (0.006)
자산	-0.013** (0.003)	-0.009** (0.002)	0.001 (0.002)	-0.006** (0.002)	-0.005** (0.001)	0.001 (0.003)
상수	-3.602** (0.377)	-4.769** (0.264)	-2.756** (0.106)	-4.341** (0.525)	-4.486** (0.466)	-3.200** (0.267)
연도더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
Log-likelihood	-12461.103			-3554.698		
No. of Obs	32,073			13,025		

주: 기준 취업형태는 임금근로. 괄호 안 수치는 개인의 반복되는 관측치에 대해서 조정한 표준오차임.

**는 5% 수준, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함.

것으로 해석할 수 있다. 한편, 기회비용의 증가에도 불구하고 자영자가 증가하는 이유는 임금근로자의 일자리가 부족해서(이는 미취업의 증가로 알 수 있음) 생계를 위한 대안으로 선택하기 때문으로 생각할 수 있다. 즉, 자영업의 밀어내기 가설(push hypothesis)로 설명될 수 있을 것이다.

마지막으로 자영업자의 노동이동을 대졸 이상과 고졸 이하로 구분하여 추정한 결과는 <표 9>에 제시된다. 고졸 이하 자영업자 중 최저임금 미만의 소득을 받고 있는 사람은 최저임금 인상으로 인하여 임금근로의 이동은 증가하고, 고용주가 될 확률은 감소하며, 미취업으로의 이동은 증가하는 것으로 나타나고 있다. 또한, 10% 수준이지만 2018년 최저임금의 급속한 인상은 고졸 이하 저소득 자영업자가 미취업으로 진입할 확률을 높이고 있다. 한편, 대졸 이상 자영업자의 경우 최저임금 인상은 고용주로의 입직 확률만을 낮추고 임금근로나 미취업으로의 이행확률에는 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

<표 9> 대졸 이상과 고졸 이하 자영업자(고용주+자영자)의 노동시장 이행

	고졸 이하			대졸 이상		
	임금근로	고용주	미취업	임금근로	고용주	미취업
최저임금구속	0.426** (0.124)	-0.992** (0.110)	0.149* (0.093)	0.193 (0.391)	-1.282** (0.296)	0.221 (0.196)
최저임금구속x2018년	-0.376 (0.343)	-0.321 (0.247)	0.419* (0.247)	1.028 (0.702)	0.331 (0.450)	-1.344 (1.095)
여성	-0.139 (0.098)	-0.880** (0.106)	0.523** (0.077)	-0.710** (0.233)	-0.352* (0.188)	0.530** (0.183)
연령	-0.062** (0.004)	-0.033** (0.004)	0.012** (0.004)	-0.079** (0.013)	-0.001 (0.009)	0.013 (0.010)
자산	-0.007** (0.003)	-0.016** (0.002)	-0.002 (0.004)	0.011 (0.007)	-0.003 (0.004)	-0.004 (0.003)
상수	0.082 (0.243)	0.686** (0.196)	-3.486** (0.251)	1.530** (0.629)	-0.063 (0.431)	-2.666** (0.501)
연도더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
Log-likelihood	-11655.224			-2683.852		
No. of Obs	16,176			2,791		

주: 기준 취업형태는 자영자. 괄호 안 수치는 개인의 반복되는 관측치에 대해서 조정한 표준오차임.

**는 5% 수준, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함.

지면 관계상 표를 제시하지는 않았지만, 임금근로를 상용직과 임시·일용직으로 구분하면 최저임금에 구속받는 자영업자는 고졸과 대졸 모두 임시·일용직으로 이행할 확률이 높아지고 있으며 상용직으로 이행할 확률은 통계적으로 유의성이 없는 것으로 나타났다. 따라서 최저임금 인상이 자영업의 기회비용을 증가시켜 임금근로로의 입직을 촉진시키나, 상용직은 들어가기 어렵기 때문에 임시·일용직으로 취업하는 것으로 나타난다고 볼 수 있다. 따라서 최저임금 인상으로 자영업이 줄어들고 임금근로자가 늘어나지만, 고용의 질 측면에서는 크게 개선된다고 보기는 어려울 것이다.

VII. 요약 및 결론

우리나라는 1988년부터 최저임금법이 시행되면서 꾸준히 최저임금 수준이 증가하였으며, 2018년에는 16.4% 인상으로 증가율에서 정점을 찍었다. 최저임금이 고용과 소득 그

리고 빈곤 등에 미치는 영향에 대해서는 그동안 무수히 많은 연구가 진행되어 왔으며 그 효과에 대해서는 지금까지도 논란이 되고 있다. 하지만 좀 놀라운 것은 최저임금의 영향에 관한 많은 연구에도 불구하고 최저임금이 직업 선택에 어떤 영향을 미치는지에 대해서는 거의 연구가 이루어진 것이 없다는 것이다. 최저임금 인상은 개인의 직업 선택에 따른 기회비용에 영향을 줄 것이다. 즉, 만약 취업이 가능하다면 최저임금 인상은 임금 근로자로서 더 많은 소득을 벌 수 있기 때문에 임금근로 직업 선택이 많아질 것이다. 그 반대로 자영업의 기회비용은 높아질 것이며 특히 종업원에게 임금을 지급해야 하는 고용주의 매력(merit)은 낮아질 것이다. 따라서 최저임금 인상은 실업에 영향을 줄 뿐 아니라 직업의 구성에도 영향을 줄 것이다.

이러한 목적 하에 본 연구는 한국노동패널 12~21차를 이용하여 최저임금 인상이 개인의 노동이동에 어떤 영향을 미쳤는지를 다항로짓으로 추정하고 이를 통하여 최저임금이 미취업과 자영업 선택에 미친 효과를 살펴보았다. 특히 노동패널 21차 자료는 2018년을 포함하고 있기 때문에 2018년 최저임금의 급격한 상승에 따른 특이한 효과가 있는지를 확인할 수 있었다. 본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 최저임금 인상은 임금근로자와 자영업자 모두 미취업으로 빠질 확률을 높이는 것으로 나타났다. 한편, 전체 근로자를 대상으로 할 때 2018년 최저임금 인상의 영향이 크다는 증거는 발견되지 않았다.

둘째, 최저임금 인상은 자영업자가 임금근로자로 이행할 확률을 높이는 것으로 나타났는데 상용직보다는 임시·일용직으로 입직하는 것으로 나타났다. 이는 최근 우리나라 자영업 비중의 감소 추세와 일관성을 가진다.

셋째, 근로자를 성, 연령, 학력으로 구분하여 분석한 결과, 최저임금 인상은 남성과 여성 모두 미취업 확률을 높이는 것으로 나타났으며 특히 2018년 인상은 남성 자영업자에 더 큰 타격을 주어 미취업 확률을 높이는 것으로 나타났다.

넷째, 또한, 최저임금 인상은 청년층과 중장년층 모두 미취업 확률을 높이는 것으로 나타났으며 특히 2018년 인상은 청년 임금근로자의 자영업으로의 입직을 현저히 낮추는 것으로 나타났다.

다섯째, 최저임금 인상은 고졸 이하와 대졸 이상 모두에게 미취업 확률을 높이는 것으로 나타났으며 특히 2018년 인상은 고졸 이하 자영업자의 미취업 확률을 높이는 것으로 나타났다.

본 연구 결과는 우리나라 최저임금 인상의 몇 가지 중요한 영향을 보여주고 있다. 우선, 최저임금 인상으로 저임금 노동자들이 미취업에 빠질 확률이 높아진다는 것이다. 이는 기존의 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 미친다는 연구를 지지하는 결과라고 할 수 있다. 다만, 2018년의 추가적인 효과에 관해서는 확인되지 않고 있다. 이는 노동패널 21차 자료가 아직 2018년의 영향을 충분히 반영하지 못해서 나타난 결과일 수 있으며, 따라서 22차 조사 결과가 가능해지면 추가적인 분석이 필요하다.

둘째, 최저임금 인상으로 인하여 개인은 임금근로에서 자영업으로의 입직은 낮추고, 자영업에서 임금근로로의 입직은 높인다는 것을 발견하였다. 이는 자영업의 기회비용 증가에 따른 것이며, 다른 조건이 동일하다면 자영업 비중을 낮추는 결과를 초래할 것이다.

셋째, 최저임금 인상으로 자영업자가 임금근로자로 이동한 경우 대부분 상용직보다는 임시·일용직으로 이동한 것으로 나타나고 있다. 따라서 최저임금 인상이 우리나라의 과도한 자영업 비중을 낮추는 긍정적인 효과가 있다고 하더라도 임금근로자의 고용의 질을 개선하는 문제는 여전히 남게 된다.

참고문헌

- 강승복. 「최저임금 인상이 물가에 미치는 영향: 산업연관표를 활용한 분석」. 『노동정책연구』 15권 2호 (2015. 6): 1-23.
- 강승복·박철성. 「시계열 자료를 이용한 최저임금의 고용효과 분석」. 『노동경제논집』 38권 3호 (2015. 9): 1-22.
- 강창희·유경준. 「자영업자 비중 결정요인의 국제비교: 사회정책적 요인을 중심으로」. 『예산정책연구』 7권 2호 (2018. 12): 129-158.
- 금재호·윤미례·조준모·최강식. 『자영업의 실태와 정책과제』. 정책연구 2006-10. 한국노동연구원, 2006.
- 금재호·조준모. 「자영업의 선택에 관한 이론 및 실증분석」. 『노동경제논집』 23권 S호 (2000. 3): 81-107.
- 김기승·조준모. 「자영업에 관한 유인가설과 구축가설에 대한 검증: 월간 단기패널을 이용한 실증분석」. 『국제경제연구』 12권 2호 (2006. 8): 163-189.

- 김낙년. 「한국의 최저임금과 고용: 2008-2018년」. Working Paper 2019-01. 낙성대연구소. 2019. 5.
- 김대일. 「최저임금의 저임금 근로자의 신규채용 억제효과」. 『노동경제논집』 35권 3호 (2012. 3): 29-50.
- _____. 「최저임금의 경제효과」. 『경제논집』 57권 1호 (2018. 3): 95-113.
- 김대일·이정민. 「2018년 최저임금 인상의 고용효과」. 『경제학연구』 67권 4호 (2019. 12): 5-35.
- 김민성·김영민·박태수. 「최저임금 변화가 지역고용에 미치는 효과 분석」. 『산업관계연구』 23권 2호 (2013. 6): 37-73.
- 김영민·강은영. 「최저임금의 변화가 비공식부문 노동시장 성과에 미치는 효과」. 『산업관계연구』 25권 3호 (2015. 9): 85-102.
- 김우영. 「취업형태의 비교우위와 자영업주의 결정요인에 대한 분석」. 『노동경제논집』 23권 3호 (2000. 3): 55-80.
- _____. 「남녀 간 자영업 비중의 격차 분석」. 『노동경제논집』 24권 2호 (2001. 6): 1-34.
- _____. 「근로자의 이질성과 자영업 선택에 관한 실증분석: 임금근로에서 자영업으로의 진입을 중심으로」. 『노동경제논집』 36권 2호 (2013. 8): 1-36.
- _____. 「최저임금의 고령자 고용효과: 고령화 연구 패널을 중심으로」. 노동관련 3개 학회 학술대회 발표논문, 2014. 3.
- 김유선. 「최저임금의 고용효과」. 『산업노동연구』 20권 3호 (2014. 12): 229-259.
- 김은정. “세금으로 최저임금 13만원씩 지원…세계 유례없는 지원책 논란.” 『조선일보』 (2017. 11. 9).
- 김주영. 「최저임금의 고용효과」. 정진호·남재량·김주영·전영준, 『최저임금의 효과분석』 연구보고서 2011-02, pp.23-53. 한국노동연구원. 2011.
- 김준영·김하영. 「최저임금 인상의 고용효과 추정: 고용보험통계 시군자료를 이용한 분석」. 『지역고용 위기극복 방안 모색: 한·일 사례 비교 분석』. 2018년 (사)한국지역고용학회 하계학술대회. (2018. 7. 5).
- 김태훈. 「최저임금 인상의 고용 및 임금효과」. 『노동정책연구』 19권 2호 (2019. 6): 135-174.
- 남성일. 「최저임금제가 노동수요에 미치는 효과: 감시단속 근로자에 대한 실증분석」. 『노동경제논집』 31권 3호 (2008. 12): 1-19.

- 남윤미. 「국내 자영업의 폐업률 결정요인 분석」. 『BOK 경제연구』 제2017-5. 2017.
- 노화봉·문선웅·전인우·박송동. 『적정 자영업주 규모 추산 - 도소매업 및 음식숙박업을 중심으로 -』. 소상공인진흥원, 2009. 12.
- 류덕현·고선. 『국제비교를 통한 우리나라 자영업 규모에 대한 연구』. 2015년 연구용역보고서. 국회예산정책처, 2015. 7.
- 류재우·최호영. 「우리나라 자영업 부문에 관한 연구」. 『노동경제논집』 22권 1호 (1999. 6): 109-140.
- _____. 「자영업부문을 중심으로 한 노동력의 유동」. 『노동경제논집』 23권 1호 (2000. 6): 137-165.
- 배진한. 「제조업 생산직 노동에 대한 유인체계」. 『노동경제논집』, 17권 1호 (1994. 3): 49-84.
- _____. 「최저임금과 지역별 청년·장년·여성 고용 - 지역 간 임금분포 격차 활용을 중심으로 -」. 『노동경제논집』 42권 1호 (2019. 3): 1-42.
- 서근하·서창수·윤성욱. 「한국 소상공인사업체 적정규모 추정법 개발과 경영구조 선진화 방안에 관한 연구 : OECD 국가와 비교를 중심으로」. 『중소기업연구』 35권 3호 (2013. 9): 111-132.
- 성지미. 「여성의 자영업 결정요인과 경력단절 가능성」. 『노동경제논집』 25권 1호 (2002. 3): 161-182.
- 성지미·안주엽. 「자영업과 가교일자리」. 『노동경제논집』 27권 2호 (2004. 8): 1-27.
- 송헌재·임현준·신우리. 「최저임금이 고용구조에 미치는 영향」. 『BOK 경제연구』 2018-41호. 2018. 12.
- 안주엽. 「경기변동과 일자리 탐색기간: 임금근로와 자영업의 선택」. 『노동경제논집』 23권 S호 (2000. 3.): 109-132.
- 양준석·장윤섭. 「최저임금 인상이 자영업자에 미친 영향: 2018년 최저임금 16.4% 인상을 중심으로」. 『경제학연구』 67권 4호 (2019. 12): 37-67.
- 양지연. 「이중 구조화된 노동시장에서 최저임금의 고용효과: 한국의 사례를 중심으로」. 『노동정책연구』 17권 1호 (2017. 3): 1-25.
- 이경호·김지환·최지훈. 「최저임금 인상이 신규근로자 고용과 근로시간에 미치는 영향」. 『노동경제논집』 42권 2호 (2019. 6): 63-99.
- 이병희. 「최저임금의 고용유지 및 취업 유입 효과」. 『산업노동연구』 14권 1호 (2008. 6):

1-23.

- 이시균. 「최저임금의 고용효과」. 『노동리뷰』 30권 6호. 한국노동연구원, (2007. 6): 43-51.
- 이아영·황남희·양준석·안 영. 『자영업가구 빈곤 실태 및 사회보장정책 현황 분석』. 연구보고서(수시) 2019-02. 한국보건사회연구원, 2019. 2.
- 이재은. “월급쟁이는 서러워…세무당국 자영업자 소득 27% 파악 못해.” 『조선일보』 (2016. 8. 22).
- 이정민·전현배. 「최저임금의 고용효과」. 2018 전반기 금융경제연구원 정책심포지엄 『최저임금의 소득고용효과』 발표 논문 (2018. 5. 25). 서울대학교 금융경제연구원.
- 이정민·황승진. 「최저임금이 고용에 미치는 영향」. 『노동경제논집』 39권 2호 (2016. 6): 1-34.
- 전병유. 「자영업 선택의 결정요인에 관한 연구」. 『노동경제논집』 26권 3호 (2003. 12): 149-179.
- 정진호·이병희. 「최저임금의 고용효과」. 이병희·정진호·이승렬·강병구·홍경준. 『저소득 노동시장 분석』. 연구보고서 2008-01. pp.151-173. 한국노동연구원. 2008.
- 조동훈. 「자영업 결정요인 국제비교 분석: 산업과 가족구조 효과」. 『산업관계연구』 23권 2호 (2013. 6): 127-146.
- 주현·김숙경·김종호. 『개인기업의 실태 및 정책과제』. 연구보고서. 산업연구원. 2013.
- 최강식·정진욱·정진화. 「자영업 부문의 소득분포 및 소득결정요인: 분위회귀분석」. 『노동경제논집』 28권 1호 (2005. 4): 135-156.
- 최경수. 「최저임금 인상이 고용에 미치는 효과」. KDI FOCUS 통권 제90호. 2018. 6. 4.
- 홍민기. 「2018년 최저임금 인상의 고용 효과」. 『월간 노동리뷰』 통권 제158호. (2018. 5): 43-56.
- 황선웅. 「최저임금 인상의 경제적 효과 분석」. 『최저임금 인상 효과 분석 정책토론회』. 전국민주노동조합총연맹·정의당대표 이정미 국회의원. 2018. 6. 18.
- Acs, Z. “How Is Entrepreneurship Good for Economic Growth?” *Innovations: Technology, Governance, Globalization* 1(1) (Winter 2006): 97-107.
- Ahlfeldt, G.M., Duncan Roth, Tobias Seidel. “The Regional Effects of Germany’s National Minimum Wage.” *Economics Letters* 172 (Sept. 2018): 127-130.
- Atalay, K., Kim, W. and Whelan, S. “The Decline of the Self-Employment Rate in Australia.” *The Australian Economic Review* 47(4) (Dec. 2014): 472-89.

- Blanchflower, D. "Self-employment in OECD Countries." *Labour Economics* 7(5) (Sept. 2000): 471-505.
- Bonin, H., Ingo E. Isphording, Annabelle Krause-Pilatus, Andreas Lichter, Nico Pestel, Ulf Rinne. "The German Statutory Minimum Wage and Its Effects on Regional Employment and Unemployment," IZA Policy Paper No. 145. March 2019.
- Card, David. "Using Regional Variation in Wages to Measure the Effects of the Federal Minimum Wage." *Industrial and Labor Relations Review* 46(1) (Oct 1992): 22-37.
- Carree, Martin A., Thurik, A. Roy. "The Lag Structure of the Impact of Business Ownership on Economic Growth in OECD countries." *Small Business Economics* 30(1) (2008): 101-110.
- Carree, Martin, André van Stel, Roy Thurik, Sander Wennekers. "Economic Development and Business Ownership: An analysis using data of 23 OECD countries in the period 1976-1996." *Small Business Economics* 19(3) (Jan. 2002): 271-290.
- Carree, Martin, André van Stel, Roy Thurik, Sander Wennekers. "The Relationship between Economic Development and Business Ownership Revisited." *Entrepreneurship and Regional Development* 19(3) (Aug. 2007): 281-291.
- Cengiz, D., Arindrajit Dube, Attila Lindner, and Ben Zipperer. "The Effect of Minimum Wages on Low-Wage Jobs: Evidence from the United States Using a Bunching Estimator." NBER Working Paper No. 25434. January 2019.
- Clemens, J. and Strain, M. "Understanding Wage Theft: Evasion and Avoidance Responses to Minimum Wage Increases." NBER Working Paper No. 26969. April 2020.
- Cominetti, N.. "Is the minimum wage pushing people into self-employment?." Resolution Foundation Report 29 July 2019.
- Cooper, D., María José Luengo-Prado, and Jonathan A. Parker. "The Local Aggregate Effects of Minimum Wage Increases." NBER Working Paper No. 25761. April 2019.
- D'Arcy, C. & L. Gardiner. "Just the Job or a Working Compromise? The changing nature of self-employment." Resolution Foundation Report. May 2014.

- Dellis, K. and Karkalakos, S. "Entrepreneurship, Growth, and Unemployment." MPRA Paper No.74660. Oct. 2015.
- Dellis, K. S. Karkalakos, and C. Kottaridi. "Entrepreneurship, Growth and Unemployment: A Panel VAR Approach." University of Piraeus. October 2015.
- Dennis, W. "Self-Employment: When Nothing Else is Available?." *Journal of Labor Research* 17(4) (Dec. 1996): 645-661.
- Dube, A. "Minimum Wages and the Distribution of Family Incomes." NBER Working Paper No. 25240, November 2018.
- Dube, A., William Lester, and Michael Reich. "Minimum Wage Effects Across State Borders: Estimates Using Contiguous Counties." *Review of Economics and Statistics* 92(4) (Nov. 2010): 945-964.
- Evans, D. and L. Leighton. "Small Business Formation by Unemployed and Employed Workers." *Small Business Economics* 2(4) (1990): 319-330.
- Fairlie, R. and Fossen, F. "Defining Opportunity versus Necessity Entrepreneurship: Two Components of Business Creation." Stanford Institute for Economic Policy Research WP No.17-014. 2018.
- Falco, P. and Luke Haywood. "Entrepreneurship versus joblessness: Explaining the rise in self-employment." *Journal of Development Economics* 118 (Jan. 2016): 245-265.
- Fritsch, M., Kritikos, A. and Pijnenburg, K. "Business Cycles, Unemployment and Entrepreneurial Entry—Evidence from Germany." *International Entrepreneurship and Management Journal* 11(2) (2015): 267-286.
- Hohberg, M. and Lay, J.. "The Impact of Minimum Wages on Informal and Formal Labor Market Outcomes: Evidence from Indonesia." *IZA Journal of Labor & Development* 4:14. Sept. 2015.
- Joona, P.A. and E. Wadensjö. "The Best and the Brightest or the Least Successful? Self-employment Entry Among Male Wage-earners in Sweden." *Small Business Economics* 40 (2013): 155-172.
- Kihlstrom, R. and J. Laffont. "A General Equilibrium Entrepreneurial Theory of Firm Formation based on Risk Aversion." *Journal of Political Economy* 87(4) (Aug.

- 1979): 719-748.
- Koellinger, D. and A. Roy Thurik. "Entrepreneurship and the Business Cycle." *The Review of Economics and Statistics* 94(4) (Nov. 2012): 1143-1156.
- Kuhn, P. "Unions in a General Equilibrium Model of Firm Formation." *Journal of Labor Economics* 6(1) (Jan. 1988): 62-81.
- Neumark, David, and William Wascher. "Employment Effects of Minimum and Subminimum Wages: Panel Data on State Minimum Wage Laws." *Industrial and Labor Relations Review* 46(1) (Oct. 1992): 55-81.
- Oberfichtner, M. and Claus Schnabel. "The German Model of Industrial Relations: (Where) Does It Still Exist?." IZA Discussion Paper no.11064, October 2017.
- Parker, S.C. and Robson, M.T. "Explaining International Variations in Self-employment: Evidence from a Panel of OECD countries." *Southern Economic Journal* 71(2) (Oct. 2004): 287-301.
- Poschke, M. "Who Becomes an Entrepreneur? Labor Market Prospects and Occupational Choice." IZA Discussion Paper No. 3816. Nov. 2008.
- _____. "Wage Employment, Unemployment and Self-Employment across Countries." IZA Discussion Paper No. 12367. May. 2019.
- Rissman, E. "Self-employment as an Alternative to Unemployment." Federal Reserve Bank of Chicago WP No. 03-34. Dec. 2003.
- Schmitz, S. "The Effects of Germany's Statutory Minimum Wage on Employment and Welfare Dependency." *German Economic Review* 20(3) (April 2019): 330-355.
- Thurik, A.R, M.A. Carree, A. van Stel, and D.B. Audretsch. "Does Self-employment Reduce Unemployment?." *Journal of Business Venturing* 23(6) (Nov. 2008): 673-686.

〈부 록〉

〈부표 1〉 임금근로자의 노동시장 이행 (대조군=최저임금의 1.5배 미만)

	고용주	자영자	미취업
최저임금구속	-1.132** (0.523)	0.355** (0.175)	0.400** (0.059)
최저임금구속x2018년	0.997 (0.907)	0.245 (0.368)	0.470** (0.131)
여성	-0.847** (0.252)	-0.538** (0.145)	0.367** (0.054)
연령	-0.026** (0.007)	-0.004 (0.005)	-0.004* (0.002)
대졸	-0.126 (0.297)	-0.024 (0.185)	-0.187** (0.073)
자산	-0.0002 (0.005)	-0.003* (0.002)	-0.001 (0.002)
상수	-3.733** (0.531)	-3.916** (0.323)	-1.898** (0.121)
연도더미	포함	포함	포함
Log-likelihood		-7775.223	
No. of Obs		18,140	

주: 기준 취업형태는 임금근로 꺾호안 수치는 개인의 반복되는 관측치에 대해서 조정한 표준오차임.

**는 5% 수준, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함.

〈부표 2〉 임금근로자의 노동시장 이행 (2년후 이동, 대조군=최저임금의 1.5배 미만)

	고용주	자영자	미취업
최저임금구속	-0.721* (0.430)	0.674** (0.161)	0.331** (0.078)
최저임금구속x2018년	1.428** (0.640)	0.413 (0.309)	0.438** (0.157)
여성	-0.652** (0.240)	-0.842** (0.143)	0.410** (0.067)
연령	-0.035** (0.006)	-0.015** (0.005)	0.004 (0.003)
대졸	0.189 (0.271)	-0.261 (0.190)	-0.227** (0.093)
자산	-0.004** (0.002)	-0.002 (0.002)	0.001 (0.002)
상수	-2.357** (0.433)	-2.868** (0.308)	-2.631** (0.174)
연도더미	포함	포함	포함
Log-likelihood		-5824.803	
No. of Obs		13,405	

주: 기준 취업형태는 임금근로 꺾호안 수치는 개인의 반복되는 관측치에 대해서 조정한 표준오차임.

**는 5% 수준, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함.

〈부표 3〉 자영업자(고용주+자영자)의 노동시장 이행 (상용직, 임시·일용직 구분)

	상용직 임금근로	임시·일용직 임금근로	고용주	미취업
최저임금구속	0.103 (0.174)	0.615** (0.160)	-1.055** (0.102)	0.168** (0.089)
최저임금구속 x2018년	0.388 (0.373)	-0.678 (0.533)	-0.181 (0.211)	0.266 (0.231)
여성	-0.387** (0.113)	-0.022 (0.133)	-0.780** (0.091)	0.519** (0.071)
연령	-0.086** (0.005)	-0.036** (0.006)	-0.029** (0.004)	0.012** (0.004)
대출	0.432** (0.129)	-0.259 (0.216)	0.711** (0.103)	0.526** (0.106)
자산	-0.006 (0.004)	0.007* (0.004)	-0.011** (0.004)	-0.010** (0.003)
상수	0.732** (0.266)	-2.101** (0.344)	0.444** (0.185)	-3.481** (0.226)
연도더미	포함	포함	포함	포함
Log-likelihood	-14816.114			
No. of Obs	18,967			

주: 기준 취업형태는 자영업자임. 괄호안 수치는 개인의 반복되는 관측치에 대해서 조정한 표준오차임.

**는 5% 수준, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함.

〈부표 4〉 미취업에서의 노동시장 이행

	임금근로	고용주	자영자
여성	-0.266** (0.034)	-0.522** (0.189)	-0.218* (0.084)
연령	-0.022** (0.001)	-0.012** (0.004)	-0.003* (0.002)
대출	0.655** (0.040)	1.116** (0.203)	0.462** (0.104)
자산	-0.001 (0.001)	-0.016** (0.002)	-0.010** (0.002)
상수	-1.036** (0.057)	-5.053** (0.329)	-3.453** (0.137)
연도더미	포함	포함	포함
Log-likelihood	-18,007.915		
No. of Obs	49,179		

주: 기준 취업형태는 미취업자임. 괄호안 수치는 개인의 반복되는 관측치에 대해서 조정한 표준오차임.

**는 5% 수준, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함.

Minimum Wage and Self-employment in Korea

Jin Han Bai* · Woo-Yung Kim**

This study uses the 12-21st waves of KLIPS to estimate the effect of the increase in the minimum wage on the individual's labor market transition through a multinomial logit. In particular, we examine whether there was an additional effect of the rapid increase in the minimum wage in 2018. The main results of this study are as follows. First, the increase in the minimum wage in Korea is found to have increased the probability of becoming unemployed for both wage workers and self-employed, but there is no additional impact found from the 2018 minimum wage increase. Second, the increase in the minimum wage is found to increase the likelihood of the self-employed entering into wage workers, especially temporary and daily workers. Third, we have found that the increase in the minimum wage in 2018 adversely affected self-employed people with high school education, and significantly lowered young wage workers entering into self-employed. Our results suggest that the recent increase in the minimum wage may be responsible for declining self-employment rate in Korea, and may have a negative effect on the quality of employment because the increase in minimum wage can lead to an increase in temporary and daily wage workers.

Keyword: minimum wage, self-employment, labor market transition, occupational choice

* Dept. of Economics, Chungnam National University (jinhb@cnu.ac.kr)

** Corresponding author, Dept. of Economics, Kongju National University (kwy@kongju.ac.kr)