勞 動 經 濟 論 集
第39卷 第2號, 2016. 6. pp.1～34
ⓒ 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

최저임금이 고용에 미치는 영향*

이 정 민**・황 승 진***

본 논문은 2006～2014년「고용형태별 근로실태조사」원자료를 이용하여 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 추정하였다. 본 논문은 최저임금 인상의 영향력이 인구사회학적 집단별로 다르다는 점을 이용하여 최저임금 인상이 고용에 미치는 인과적 효과를 추정하고자 시도하였다. 분석 결과, 최저임금이 1% 상승하면 고용은 주당 44시간 일자리 수 기준으로 약 0.14% 감소하는 것으로 나타났다. 최저임금 인상의 부정적 고용효과는 여성, 고졸 이하, 청년층과 고령층, 근속기간이 짧은 근로자, 5～29인 사업체에서 크게 나타나는 것을 발견하였다.

주제어: 최저임금, 고용효과, 고용탄력성, 인과효과.

논문 접수일: 2016년 3월 12일, 논문 수정일: 2016년 6월 21일, 논문 게재확정일: 2016년 6월 22일
* 본 논문은 2016년 6월 서강대학교 대학원 경제학과에 제출된 황승진의 박사학위 논문의 2장을 수정하여 작성되었다. 논문의 완성도를 높일 수 있도록 조언해 주신 강창희, 김영일, 김혜원, 남성일, 남준우, 박철성, 배진한, 안태현, 조준모, 황지수 교수님, 오상봉, 윤윤규 박사님과 익명의 심사위원들께 깊은 감사를 드린다.
** (제1 저자) 서울대학교 경제학부 교수 (jmlee90@snu.ac.kr)
*** (교신저자) 서강대학교 경제학부 박사과정 (seungjinhwang07@gmail.com)

Ⅰ. 서 론

최저임금제도는 저임금 근로자의 생활안정과 사기진작을 통한 노동생산성 향상을 위해 정부가 직접 노동시장에 개입하여, 고용주들로 하여금 근로자들의 시간당 임금의 최저수준을 보장하도록 강제하는 제도이다(최저임금법 제1조).[1] 그러나 최저임금제도는 시간당 임금을 시장균형임금 이상으로 상승시켜, 특히 노동집약적 산업의 기업이나 저임금근로자의 고용 비중이 높은 소규모 영세사업체의 비용을 증가시켜 생산 감소, 해외이전, 폐업 등 고용의 축소를 가져올 수 있다. 따라서 최저임금제가 고용에 미치는 효과에 대해서 그동안 국내외에서 뜨거운 정책적 논쟁과 많은 학술적 연구가 진행되어 왔다.

우리나라는 1986년 최저임금법을 제정·공포하고 1988년 1월 1일부터 시행한 이후 매년 노·사 대표와 정부 추천 공익위원들이 공동으로 참여하는 최저임금위원회를 통해 적정한 최저임금을 결정하여 적용하고 있다. 최저임금 인상률의 결정에는 근로자의 생계비, 최저임금 적용대상의 근로자 수, 영향률과 미만율, 그리고 거시경제지표인 경제성장률, 고용, 물가, 노동생산성 및 소득분배율 등 경제적 요인과 함께 노·사의 협상력, 정부의 정책기조와 같은 정치적 요인도 상당한 영향을 미치는 것으로 알려져 있다.

본 논문은 2006년부터 2014년 사이의 고용노동부의 「고용형태별 근로실태조사」(이하 「근로실태조사」) 원자료를 이용하여 최저임금 인상이 고용에 미치는 효과를 추정하고자 한다. 앞서 지적했듯이 최저임금 인상폭은 노동 수요와 공급에 영향을 주는 다양한 경제적 요인을 고려하여 내생적으로 결정되므로, 이러한 내생성 문제를 해결하지 않고서는 인과적인 효과(causal effect)를 추정할 수가 없다. 예를 들어, [그림 1]은 명목 최저임금 인상률과 소비자물가 상승률 사이에 양(+)의 상관관계가 있음을 보여주고 있다. 최저임금은 시행되기 전년도에 결정되므로 이러한 결과는 내년도 최저임금을 결정할

1) 역사적으로 최저임금법은 1894년 뉴질랜드에서 산업조정중재법에 의해 노동조합이 임금결정에 참여하게 되었고, 중재재판소가 적정임금의 원칙을 적용함으로써 최초로 시행되었다(Hyman, 2002). 이후 1938년 미국에서 공정근로기준법이 제정되었고, 시간당 0.25달러의 전국 범위의 최저임금이 규정되었다.

때 내년도 물가상승률에 대한 예상치를 참고한다는 것을 의미한다. 따라서 거시적 환경이 개선될 것으로 예상되는 해에는 최저임금 인상률이 높게 타결되지만 경기가 호전되어 일자리 수가 증가할 수가 있다.

이러한 내생성 문제를 해결하기 위해서 기존의 연구들은 주로 인상률의 지역적 차이를 이용하여 최저임금의 고용효과를 식별하는 추정방법을 사용하여 왔는데(Card & Krueger, 1994; Dube et al., 2010), 우리나라의 경우 최저임금 수준과 인상률이 전국적으로 단일하고, 국가의 규모 상 노동시장이 지역적으로 분할되어 있다고 가정하기에는 무리가 있다. 따라서 본 논문에서는 최저임금 인상률이 단일하다고 하더라도 인구사회학적 집단에 따라 영향력은 차이가 있다는 점을 이용하여 최저임금의 인과적 효과를 추정하려고 한다. 이러한 방법은 지역별 임금분포에 따라 영향률이 다르다는 점을 이용하여 연방최저임금의 고용효과를 추정한 Card(1992)의 방법과 유사하다고 할 수 있다.

본 연구의 추정방법을 좀 더 구체적으로 설명하면 다음과 같다. 우선 최저임금 인상의 실질적 효과가 근로자 집단별로 차이가 있을 것이라는 가정 하에 성별, 연령, 교육수준, 사업체규모, 근속연수와 같은 인구사회적 특성에 따라 집단을 구성한다. 그리고 각 집단별로 어떤 연도$(t-1)$에서 당해 연도의 최저임금 이상을 받고 있지만 내년도인 t년도의 최저임금 미만의 시간당 임금을 받는 근로자의 비중을 최저임금 인상이 해당 집단에 미치는 영향력을 나타내는 변수로 삼는다. 마지막으로 각 집단의 $(t-1)$년도와 t년도 사이의 고용수준 변화가 위에서 구한 최저임금 영향력 변수에 어떤 영향을 받는지를 추정하고자 한다.

추정 결과를 간략히 요약하면, 2006년에서 2014년 사이의 분석기간 동안 최저임금이 10% 인상될 때 고용은 주당 44시간 일자리 수를 기준으로 약 1.4% 정도 감소한 것으로 나타났다. 고용효과를 근로자 및 사업장 특성별로 살펴보면, 최저임금의 영향을 상대적으로 많이 받는 청년층, 고령층, 여성, 근속연수가 짧은 근로자 집단과 5~29인 소규모 사업장의 근로자에 대한 고용이 더 크게 감소한 것으로 추정되었다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 우선 제Ⅱ장에서는 최저임금의 고용효과에 관한 국내외 선행연구를 고찰하고자 한다. 제Ⅲ장에서는 본 연구에서 사용한 데이터를 소개할 것이다. 제Ⅳ장에서는 추정방법을 소개하고, 제Ⅴ장에서는 추정에 필요한 샘플의 구성과 기초통계량을 제시한다. 제Ⅵ장에서는 분석결과를 논의하고, 마지막 제Ⅶ장에서 결론을 맺고자 한다.

Ⅱ. 선행연구

최저임금의 고용효과는 정책적으로뿐만 아니라 정치적으로도 매우 민감한 사안이므로 오랫동안 수많은 연구가 진행되어 왔다. 따라서 그동안의 연구를 본 논문의 하나의 장에서 집대성하여 요약하는 것은 불가능하다.[2] 따라서 본 장에서는 그동안 인용이 많이 되어온 몇 개의 논문들을 다소 임의로 선정하여 고용효과를 중심으로 간략히 요약해 보고자 한다.

최저임금의 고용효과에 대한 선행연구는 (불행하게도) 미국의 경우에 대한 연구가 주를 이룬다. 일찍이 Mincer(1976)는 최저임금 인상에 따른 고용률 변화를 분석하였다. 그는 종속변수로 고용률 또는 경제활동참가율을 사용하고, 독립변수로 최저임금지수를 사용하였다. 최저임금지수는 최저임금에 해당 최저임금의 영향률을 곱한 후 이를 농업 이외 전 산업의 평균 시간당 임금으로 나눈 값이다. 데이터는 노동통계국(Bureau of Labor Statistics)의 1954년에서 1969년까지의 분기별 자료를 사용하고, 인종, 나이, 성별로 10개의 그룹으로 나누어 분석을 실행했다. 분석 결과 24세 이하에서 유의한 고용감소 효과가 나타났고, 65세 이상 백인 남성, 20세 이상 백인 여성의 경제활동참가율과 고용률에도 유의한 감소효과가 나타났다.

또한, Heckman and Sedlacek(1981)은 미국의 평균임금보다 낮은 평균임금을 보인 사우스캐롤라이나(South Carolina)의 1948년에서 1971년까지의 데이터를 이용하여 최저임금이 상승했을 때 어느 정도의 해고가 발생했는지를 분석했다. 그들은 최저임금이 20% 상승했을 경우를 가정하여 경제활동참가율의 변화에 주목했는데, 백인 남성의 경우 19%, 백인 여성의 경우 34%, 그리고 흑인 남성의 경우 31%의 고용감소가 나타났고,

2) Neumark and Wascher(2008)는 1990년대 이후 미국, 유럽, 중남미, 인도네시아를 대상으로 최저임금의 고용효과를 연구한 100여 편의 논문을 종합적으로 분석하였다. 이들 논문 가운데 3분의 2는 최저임금의 고용감소 효과를 나타냈고, 8편은 고용증가 효과를 보고한 논문이었다. 특히 저자가 신뢰할 만한 근거를 제시하고 있다고 판단한 33편의 논문 중에서 28편이 일관되게 고용감소 효과를 보고하고 있다고 결론지었다. 한편, Doucouliagos and Stanley(2009)는 미국에서 1972년에서 2007년 사이에 발표된 64편의 최저임금 관련 논문을 분석하고, 이들 논문들에 제시된 1,474개의 추정치를 종합해 보면 고용효과가 0에 가깝게 밀집되어 있다고 보고하였다.

이는 해고의 결과로 볼 수 있다고 했다.

Brown et al.(1982)은 미국에서 1938년 FLSA에 의한 최저임금법 적용 이후 발표된 최저임금 관련 논문 100여 편을 정리, 발표하였다. CPS 데이터를 사용한 시계열 분석 논문들은 주로 16∼19세 사이 청소년들의 고용효과에 주목하였는데, 최저임금 10% 인상 시 청소년들의 고용은 1~3% 정도 감소하는 것으로 추정되었다.

이상과 같이 1980년대까지 미국의 연구를 보면 대체로 최저임금이 상승하면 실업이 발생하고 고용이 감소할 것이라는 결과가 주를 이루고 있다. 그러나 Card(1992a, 1992b) 이후에는 최저임금이 상승하더라도 고용이 감소하지 않거나 오히려 증가한다는 결과들이 발표되기 시작하였다. Card(1992b)는 1990년 미국의 연방 최저임금이 3.35달러에서 3.80달러로 인상될 때, 해당 임금구간에서 임금을 받는 청소년 노동자들의 비율이 각 주마다 다르다는 점에 착안하여, 이를 독립변수로 하고 각 주의 청소년 취업률과 취학률을 종속변수로 하는 분석을 실시하였다. 분석 결과, 연방최저임금의 상승은 청소년들의 임금을 상승시켰지만, 취업률과 취학률에는 유의한 영향을 미치지 않았음을 보고하였다.

아마도 최저임금의 고용효과에 관한 선행연구 중에서 가장 많이 주목을 받고 있는 연구는 Card and Krueger(1994)의 연구일 것이다. 이들은 1992년 미국 뉴저지 주의 최저임금 인상의 고용효과를 분석하기 위해 인접해 있는 펜실베니아 주를 비교대상으로 하는 자연실험방법을 사용하였다. 뉴저지 주의 패스트푸드산업에 종사하는 청소년들은 4.25달러에서 5.05달러로 인상된 최저임금을 적용받게 되고, 인근의 펜실베니아 주의 패스트푸드산업에 종사하는 청소년들은 기존 그대로 4.25달러로 최저임금에 변동이 없었다. 뉴저지 주와 펜실베니아 주는 인접하여 있으므로 거시경제적 상황과 노동시장 상태가 유사하고 오로지 최저임금의 변화만이 달랐으므로 이들을 비교함으로써 최저임금의 인과적 효과를 추정해 낼 수 있다고 보았다. 그들은 410개의 패스트푸드점에 대한 전화설문을 통해 고용의 변동 여부를 분석하였는데, 최저임금이 인상되었던 뉴저지 주의 청소년 고용에 유의한 고용감소 효과는 없었던 반면, 최저임금에 변화가 없었던 펜실베니아 주에 비해서는 오히려 고용이 증가된 것으로 보고하였다.

그러나 Neumark and Wascher(2000)는 Card and Krueger(1994)의 전화설문 데이터에 측정오차(measurement error) 문제가 있을 수 있다는 약점을 지적하고, 임금과 고용에 대한 정확한 정보를 얻을 수 있는 행정데이터를 사용하여 동일한 방법으로 고용효과를 분석하였다. 분석 결과, 최저임금이 10% 인상되는 경우 고용은 약 2.1% 정도 감소된 것으로 보인다고 결론지었다. 또한, Currie and Fallick(1996) 역시 최저임금 인상으로 고

용이 감소되는 것을 발견하였다. 이들은 NLSY 패널 자료를 사용하여 1979년 미국의 연방최저임금이 2.9달러에서 1980년 3.1달러로 상승하였을 때 14세에서 21세 사이의 12,686명의 청소년 노동자들의 고용효과를 고정효과모형으로 추정하였다.

이와는 달리 Dube et al.(2010)은 Card and Krueger(1994)의 결과는 한 지역에 국한되어 있으므로 이를 전국적으로 확대하여 1990년에서 2006년 사이의 1,381 카운티의 레스토랑과 저임금 산업의 Quarterly Census of Employment and Wages(소득세를 부과하기 위한 목적으로 기업이 정부기관에 제출해야 할 분기별 임금대장으로 미국 노동자 98%의 임금관련 데이터가 수록되어 있음)와 BLS 데이터를 사용하여 인접한 카운티끼리 비교하는 분석을 시도하였다. 분석 결과, 고용감소 효과는 나타나지 않았다고 보고하였다. Allegretto et al.(2011)은 마찬가지 추정방식으로 1990년에서 2009년 사이의 CPS 데이터를 분석하였는데 이들 또한 유의하지 않은 고용증가 효과를 발견하였다.

최근에는 미국 이외의 국가의 자료를 사용하여 최저임금의 고용효과를 추정한 연구도 빠른 속도로 나오고 있다. Stewart(2004)는 1999년 영국의 최저임금제가 재도입된 점을 이용하여 최저임금의 영향을 받는 집단과 상위 임금을 받는 비교집단의 고용변화를 비교하였다. 분석 결과, 고용감소 효과는 유의하지 않았다고 보고하였다. Mayneris et al.(2014)는 2004년 중국의 최저임금제 개정의 고용효과를 추정하고자 2003년의 16만 개 기업의 데이터를 사용하였다. 분석 결과, 도시에서 최저임금에 노출된 기업들은 낮은 생존확률을 보였지만, 살아남은 기업들은 고용을 감소하지 않고 생산성을 높여 총생산을 증가시킨 것으로 보고했다.

또한, Brochu and Green(2013)은 캐나다의 각 주별 최저임금과 1979년에서 2008년까지의 가구설문조사 자료인 LFS 데이터를 사용하여 최저임금의 고용효과를 분석하였다. 추정 결과, 최저임금 인상은 퇴직률을 낮추는 것으로 나타나며 또한 고용기간 6개월 미만의 저임금근로자들의 해고율과 이직률을 감소시키는 긍정적인 고용효과를 보고하였다.

일본의 Kawaguchi and Yamada(2007)는 개인패널 자료인 일본소비자패널 조사(Japan Panel Survey of Consumers: JPSC) 자료를 이용하여 1993년에서 1999년 사이 일본의 최저임금 인상이 20~30대 여성들의 고용에 미친 영향을 추정하였다. 분석대상을 인상 전의 최저임금과 그 최저임금의 1.1배의 시간당 임금을 받는 근로자 집단으로 한정하였을 때, 지난 시기에 새로 인상된 최저임금보다 낮은 임금을 받던 여성 근로자들이 새로 인상된 최저임금보다 높은 임금을 받던 여성 근로자들보다 약 30% 정도 고용이 유의하게 감소된 것으로 추정하였다.

이어서, Kawaguchi and Mori(2009)는 1982년에서 2002년까지 5년 단위의 일본의 고용가구조사(Employment Structure Survey: ESS) 자료를 이용하여, 최저임금 이하의 시간당 임금을 받는 각 분석 집단별 근로자들의 비중인 영향률을 설명변수로 하고, 분석 집단별 고용률을 종속변수로 하는 회귀분석을 실행하였다. 최저임금이 인상될 때, 중년의 기혼 여성 집단에서 영향률이 1% 증가할 경우 고용률이 0.4~0.8%p 유의하게 감소하는 것으로 보고했다.

또한, Kambayashi et al.(2013)는 1994년에서 2003년 일본의 최저임금 인상이 고용에 미친 효과를 분석하였다. 후생노동청에서 주관하는 임금구조기본조사 자료(BSWS)를 통해 일본의 각 현 단위의 최저임금을 설명변수로 사용한 결과, 최저임금의 인상은 여성의 고용, 노동시간, 그리고 신규고용을 감소시킨 것으로 나타났다.

우리나라의 자료를 이용하여 최저임금의 고용효과를 추정한 연구들은 최저임금이 본격적으로 정책적 이슈가 되기 시작한 2000년대 중반 이후 나오기 시작하였다. 남성일(2008)은 수도권 지역의 132개 단지 아파트 감시단속 근로자에 대한 자료를 직접 수집하여 2007년의 감시단속적 근로자에 대한 최저임금제 적용이 임금과 고용에 미치는 영향을 추정하였다. 분석 결과, 임금은 10% 이상 증가되었지만 고용은 3.5% 감소한 것을 발견하였다. 이 연구는 정책적으로 최저임금이 확대 적용된 자연실험적 상황을 이용했다는 장점을 가지고 있지만, 특정 직종에 대한 결과를 일반화하여 해석하기 힘들며, 또한 최근 정책적으로 이슈가 되고 있는 최저임금 인상의 효과라기보다는 적용 자체의 효과라는 점에서 다소 한계를 지니고 있다.

이와는 달리 이병희(2008)는 2004년과 2005년의 최저임금 인상에 따른 고용효과를 추정하기 위해 경제활동인구 고용형태별 부가조사와 경제활동인구조사 자료를 사용하여, 최저임금의 영향을 받는 집단과 직접적으로 영향을 받지 않는 차상위 집단의 고용변화를 이중차분법을 이용해 비교분석하였다. 분석 결과, 최저임금이 고용에 부정적인 영향을 미치지 않음을 발견하였다. 이 연구는 비교 집단을 통해서 최저임금의 영향을 받는 집단이 최저임금의 영향을 받지 않았을 경우의 고용률을 추정하였다는 점에서 방법론적으로 기여를 하였다. 물론 이중차분을 사용한 모든 연구에서 그렇듯이 비교 집단이 적합한지는 논쟁의 여지가 있다. 예를 들어, 최저임금의 인상이 직접적으로 영향을 받는 근로자뿐만 아니라 사업체 내의 임금서열을 유지하기 위해서 도미노로 임금인상 압력을 발생시키는 가능성을 생각해 볼 수 있다. 또한, 2004년, 2005년 두 번의 최저임금 인상만을 이용하여 분석기간이 짧다는 점 역시 제한적이라고 할 수 있다.

그리고 김대일(2012)은 고용형태별 근로실태조사의 2008년에서 2010년 사이의 데이터를 사용하여 저임금 집단에 속한 노동자의 채용억제 효과를 분석하였는데, 분석 결과 최저임금이 임금하위 15% 이하 저임금 집단의 신규채용을 유의하게 억제하는 것으로 나타났다. 또한, 최저임금 1% 인상에 따라 신규채용이 남성 청년층에서는 3.7%, 55세 이상 여성 고령층에서 34.6% 감소시키며, 5인 미만 영세업체에서는 9.2%, 광공업에서 13.8% 신규채용 규모를 감소시킨 것으로 보고하였다. 이 연구는 관측치 수가 72개 이하로, 추정치를 신뢰하는 데 제약이 있고, 2008년에서 2010년 사이의 데이터이므로, 금융위기 기간에 의한 영향을 구별하기가 어려울 것으로 보인다. 또한, 최저임금의 전체 고용효과라기보다는 최저임금의 고용효과는 없다는 가정 하의 신규채용 억제효과에 한정된 추정 결과이다.

또한, 김민성 외(2013)는 한국노동패널의 2000년에서 2008년까지의 데이터를 사용하여 지역별 물가를 반영한 실질 최저임금의 변화에 따라 고용에 미치는 효과를 지역규모별, 연령대별, 학력별로 분석하였다. 분석 결과를 보면, 실질 최저임금의 변화는 전체적으로 고용률 변화에 유의한 영향을 미치지 않았고, 소도시 고용확률에 유의하게 부정적 효과를 보이나 그 정도는 미미한 것으로 나타났다. 그러나 24세 이하 고졸의 경우 최저임금이 10% 상승 시 고용확률이 약 3.7% 정도 감소한 것으로 보고하였다. 이 연구는 최저임금이 전국적으로 동일하게 연도에 따라서만 변하므로 전체 노동시장의 추세와 구분하여 식별하기가 어려운데, 논문의 분석에서 9년간 자료를 사용함에도 불구하고 연도 추세를 통제하지 않았다는 단점을 가지고 있다.

김유선(2014)은 2000년에서 2013년 사이의 16개 시도별 자료를 이용하여 고용효과를 추정하고자 시도하였다. 분석 결과, 2000년 평균임금 대비 최저임금 비율이 27.5%에서 2013년 36.2%로 증가하였지만 청년, 고령자, 여성층에서도 유의미한 고용감소 효과가 나타나지는 않았다고 보고하였다. 이 연구 역시 김민성 외(2013)와 마찬가지로 최저임금을 지역의 평균임금으로 나눈 지수를 최저임금 변수로 사용하였는데 최저임금의 변화가 전국적으로 동일하기 때문에 연도별 고정효과로 추세를 통제할 수 없는 근본적 단점을 가지고 있다.

한 단계 더 나아가 김영민(2015)은 경제활동인구조사 8월 부가조사의 개인별 자료를 이용하였고, 선행연구와 비슷하게 최저임금 변수는 실질 최저임금(로그)을 주로 사용하였다. 그러나 이 연구 역시 연도별 고정효과를 통제할 수는 없지만 김유선(2014)과 달리 선형추세를 통제하여 추세를 제거하려고 노력하였다. 주요 결과를 요약하자면, 우선

최저임금이 임금에 미치는 영향은 탄력성으로 볼 때 2001~2014년의 제조업은 0.3 정도인 반면 서비스업의 경우 탄력성이 통계적으로 유의하지 않으나, 2009~2014년에는 0.37로 통계적으로 유의하게 추정되었다. 또한, 서비스업의 경우 최저임금 인상에 따라 상용직 고용에 부정적인 영향을 미친 것으로 나타났는데, 최저임금 10% 인상은 상용직 확률을 4~6%p 하락시킨 것으로 나타났다.

최근 강승복·박철성(2015)은 2001~2013년 경제활동인구 부가조사 자료를 이용하여 시계열 자료를 구축하고 최저임금의 고용효과를 분석하였다. 이들 연구에서도 주요 설명변수로 Kaitz 지수를 이용하고 있지만 김유선(2014)과는 달리 해외연구에서 사용하는 것과 동일하게 영향률을 고려한 지수를 사용하였다. 또한, 국내의 선행연구들과 달리 Kaitz 지수의 내생성을 인지하였는데, 실제로 내생성 테스트 결과 Kaitz 지수에 내생성이 있음을 발견하였다. 분석 결과, 최저임금이 10% 상승할 때 고용률은 0.4~0.9%가량 감소한 것으로 나타났다.

Ⅲ. 데이터

최저임금의 고용효과에 대한 국내의 연구에서 사용하였던 데이터는 대체로 「경제활동인구조사 부가조사」(이후 「경활부가조사」라 칭함), 「임금구조기본통계조사」(이후 「임금구조조사」), 「고용형태별 근로실태조사」라고 할 수 있다.[3] 이 중에 「경활부가조사」는 2002년 9월 이후 최저임금위원회에서 사업체기초통계조사와 함께 최저임금 인상에 따른 수혜근로자 수와 새로운 최저임금 미만의 임금을 받는 근로자들의 비중인 영향률을 예측할 때 사용하는 자료로서 의미가 있다. 전국 가구 중 33,000 가구를 표본으로 2만4천여 명 내외의 임금근로자를 표본으로 지니고 있다. 「경활부가조사」는 미등록 사업체 근로자를 포함하고 있어 저숙련·저임금근로자들의 특성 및 임금관련 실태를 반영하는 장점을 가지고 있다.[4]

---

3) 그 밖에 한국노동패널, 고령자패널 등 가구설문조사 자료를 이용한 경우도 있다.

4) 예를 들어, 경활부가조사에서 직업대분류별 단순노무직의 비율이 2014년 기준 16%이나, 임금구조조사에서는 7%, 근로실태조사에서는 12%에 지나지 않는다. 이들 근로자들의 경우 최저임금 미만을 받는 경우가 많이 있다. 최저임금 미적용은 당연히 중요한 사회적 및 법적 문제이지만

그러나 「경활부가조사」는 시간당 임금을 계산할 때 필요한 월급여와 근로시간이 자기응답에 의한 설문조사에 의해 수집되므로 측정오차의 문제가 있을 것으로 판단된다.[5] 이러한 자료상의 한계는 보통 천 원 이하의 단위에서 변화하는 최저임금에 대한 연구에서는 특히 심각한 문제가 될 수 있다.

「임금구조조사」는 전국 단위에서 상용직 5인 이상의 근로자를 고용하고 있는 사업체를 대상으로 수집되는 데이터로서 연간 65만여 명 내외의 근로자를 포함하고 있고, 특히 임금과 근로시간 정보가 사업체의 임금대장에 근거하고 있어서 상대적으로 정확한 시간당 임금을 계산할 수 있다는 장점을 가지고 있다. 그러나 「임금구조조사」는 최저임금 근로자가 집중적으로 분포되어 있는 5인 미만의 소규모 사업체 근로자들의 실태는 반영하지 못하는 한계를 지니고 있다.

따라서 본 연구에서는 「근로실태조사」를 사용하고자 한다. 「근로실태조사」는 「임금구조조사」와 달리 1인 이상의 근로자를 고용하고 있는 사업체를 포함하고 있으며, 임금과 근로시간은 사업체의 임금대장에 기초하여 정확하다고 할 수 있다. 뿐만 아니라 총 표본 수도 분석 기간 연평균 77만여 명, 2014년의 경우 82만여 명으로 「경활부가조사」나 「임금구조조사」 자료보다 상대적으로 많다. 그러나 「근로실태조사」는 2006년의 데이터가 수집되어 제공되므로, 위 두 데이터보다 짧은 시기의 정보만 사용할 수 있다. 하지만 기존의 연구들을 보면 최저임금이 실질적인 영향을 주기 시작한 것은 2000년대 후반 이후인 것으로 보이므로 큰 문제가 되지는 않을 것이라고 판단하였다.

Ⅳ. 추정모형

본 연구의 추정방법은 기본적으로 Card(1992)의 방법에서 착안하였다. Card(1992)는 우리나라의 최저임금과 같이 전국적으로 단일하게 적용되는 미국의 연방최저임금이 인

이들은 법의 테두리 밖에 있어서 최저임금 인상에 민감하게 반응하지 않을 가능성이 높다. 미적용 근로자가 많은 경우 최저임금 인상이 인건비 상승으로 약하게 연결된다면 고용효과는 약하게 나타날 것이다.

5) 실제로 경활조사의 시간당 임금의 분포를 보면, 월급여와 근로시간에 대해 응답할 때 낮은 자리의 숫자를 무시하거나 반올림하여 근방의 round number를 응답하는 경향으로 인해 분포가 왜곡되어 있는 현상을 보인다.

상될 경우 고용효과를 추정하고자 하였는데, 그의 아이디어는 연방최저임금이 인상될 경우 인상폭 자체는 모든 지역에서 같지만 최저임금 인상을 적용받는 근로자의 비중은 각 주마다 다르다는 점을 이용하여 고용효과를 추정하였다.

본 연구에서는 인구사회학적 특성에 따라 근로자 집단을 구성하고, 근로자 집단별로 최저임금 인상의 영향이 다르다는 점을 추정에 이용하였다. 본 연구에서 지역별 차이보다 근로자 집단별 차이를 이용한 이유는 우리나라의 노동시장이 지역별로 분할되어 있기보다는 근로자의 인구사회학적 특성에 따라 분할되어 있을 가능성이 높다고 판단하였기 때문이다.

본 연구의 주요 관심은 고용효과이므로 추정식에서 종속변수는 당연히 고용변화율이다. 변수 $E_{i,t}$를 연도 t에서 집단 i의 고용량(일자리 수)이라고 하자. 그렇다면 $(t-1)$년에서 t년 사이 고용변화율은 $\ln(E_{i,t})-\ln(E_{i,t-1})$이라고 쓸 수 있다. 본 논문의 추정식은 다음과 같다.

$$\ln(E_{i,t})-\ln(E_{i,t-1})=\beta T_{i,t-1}+\alpha_i+\tau_t+u_{i,t} \quad (1)$$

위의 식에서 $T_{i,t-1}$은 $(t-1)$년에서 t년 사이 최저임금 인상이 집단 i에 미치는 영향력을 나타내는 변수로서 이 변수의 계수인 β는 최저임금 인상의 고용효과를 간접적으로 추정한다.[6] α_i는 집단별 고용변화율에 영향을 미치는 시간불변의 특성을 통제하는 고정효과이고, τ_t는 근로자 집단 전체의 고용변화율의 추세를 통제하는 연도고정효과이다. 즉 연도별 거시경제적 환경의 변화, 예를 들어, 경기변동이나 물가상승률이 전반적인 고용변화율에 미치는 영향은 연도고정효과에 의해 통제될 것으로 기대한다.[7]

최저임금 인상의 집단별 영향력을 나타내는 $T_{i,t-1}$은 기본적으로 $(t-1)$년도에 해

6) 우리의 추정식은 최저임금 인상의 고용효과가 적용근로자에게만 한정되어야 하는 제약을 두지 않는다. 즉 적용근로자에 대한 시간당 임금 조정이 동일 집단에 속하는 비적용 근로자의 임금에도 영향을 미칠 수 있고, 따라서 그들의 고용에도 영향을 미칠 수 있다.

7) 고정효과모형에서는 집단의 특성이 시간에 따라 변하여 나타나는 내생성 문제는 통제할 수가 없다. 에를 들어, 연령별로 근로자 집단을 구성하는 경우 같은 연령 집단이더라도 시간에 따라 세대 구성이 바뀌므로 노동시장 활동에 대한 선호 또는 직업에 대한 관점 등의 특성이 변할 수 있고 이렇게 누락된 변수가 적용근로자 비중 변수와 어떠한 상관관계를 가질 수 있다. 이러한 가능성을 알아보기 위해서 추정식에 연도와 연령그룹의 교차항을 삽입하여 분석한 결과, 변수로서 유의성이 없고, 본 논문의 주요결과에 미치는 영향은 실질적으로 없는 것으로 나타났다.

당 집단에 속하는 근로자의 시간당 임금의 분포에 의해서 결정된다. 본 논문에서는 $T_{i,t-1}$ 변수로 $(t-1)$년에는 $(t-1)$년도 최저임금 이상의 임금을 받고 있지만 t년도 최저임금을 적용할 때는 최저임금 미만이 될 근로자(앞으로 이러한 근로자를 "적용근로자"라 칭함)의 비중을 사용한다.[8)]

위의 식 (1)은 적용근로자 비중의 변화를 이용하여 최저임금 인상의 고용효과를 간접적으로 보여준다. 최저임금 인상의 고용효과를 알기 위해서는 최저임금이 인상됨에 따라 적용근로자 비중이 어떻게 변하는지를 알아야 하는데, 이것은 다음의 식을 통해서 추정할 수 있다.

$$T_{i,t} = \theta \Delta MW_{t-1} + \lambda W_{i,t-1} + \eta_i + v_{i,t} \qquad (2)$$

위의 식 (2)에서 $T_{i,t}$은 집단 i 에서 t년의 최저임금 이상의 임금을 받고 있지만, $(t+1)$년도의 최저임금 미만을 받고 있는 근로자의 비중을 말하고, ΔMW_{t-1}은 $(t-1)$년과 t년 사이의 최저임금인상률을 뜻한다.[9)] 그러므로 θ는 최저임금 인상이 적용근로자 비중에 미친 영향을 추정하게 된다. $W_{i,t-1}$는 집단 i의 $(t-1)$년도 평균 시간당 임금을 말하는데, 평균임금이 높은 집단은 적용근로자의 비중이 낮을 것이므로 이를 통제하기 위해서 평균 시간당 임금을 통제하였다. 또한 시간에 따라 변화하지 않는 집단별 고정효과를 통제하였다.[10)] 식 (1)의 β와 식 (2)의 θ를 곱하면, 최저임금의 고용탄력성을 구할 수 있다.

이론적으로 위의 추정식은 노동수요함수에서 도출된 것으로 생각할 수 있다. 만약 한 집단의 노동수요함수가 다음과 같다고 상정해 보자.

---

8) $(t-1)$년도의 미만근로자는 해당 연도의 최저임금도 준수하고 있지 않는 경우이므로 새로운 최저임금의 법적 제약을 받지 않을 가능성이 높지만 최저임금이 상승하면 이들에 대한 임금인상의 압박도 있을 것으로 예상할 수 있다. 본 논문에서는 결과의 강건성을 위해 회귀분석에서 이들의 비중을 통제한 결과도 제시한다.

9) 식 (1)과의 연관성을 고려하면 종속변수를 $T_{i,t-1}$으로 삼아야 하지만, 식 (2)는 독립적으로도 의미가 있으므로 종속변수를 $T_{i,t}$로 하였다.

10) 식 (2)에서는 전국적으로 단일한 최저임금 적용으로 연도고정효과를 통제할 수 없으나, 각 집단의 최저임금의 영향력 즉 적용근로자 비중은 각 집단마다 상이한 시간당 임금분포에 의해 결정된다고 보기에 효과를 추정할 수 있다.

$$\ln(E_{i,t}) = \rho \ln(w_{i,t}) + a_i + \delta_t + e_{i,t} \quad (3)$$

위의 식에서 $w_{i,t}$는 t년도 집단 i 근로자의 평균 시간당 임금이라고 하면 ρ는 노동수요탄력성으로 해석될 수 있다. 위의 식을 차분하면 다음의 식을 얻게 된다.

$$\ln(E_{i,t}) - \ln(E_{i,t-1}) = \rho(\ln(w_{i,t}) - \ln(w_{i,t-1})) + (\delta_t - \delta_{t-1}) + (e_{i,t} - e_{i,t-1}) \quad (4)$$

위의 식에서 $\ln(w_{i,t}) - \ln(w_{i,t-1})$은 시간당 임금의 변화율이다. 시간당 임금이 시장균형에 의해서 결정된다면 이 변수는 내생성의 문제를 가지게 된다. 그런데 최저임금의 영향력을 나타내는 $T_{i,t-1}$이 위의 식의 오차항과 상관관계가 없다면 $T_{i,t-1}$을 시간당 임금의 변화율의 도구변수(instrumental variable)로 사용할 수 있을 것이다. 도구변수를 이용한 2단계 추정방법에서 1단계 추정식이 $\ln(w_{i,t}) - \ln(w_{i,t-1}) = \gamma T_{i,t-1} + v_{i,t}$ 라고 가정하고 1단계 추정식을 2단계 추정식에 대입한 축약식(reduced form equation)은 다음과 같게 된다.[11]

$$\ln(E_{i,t}) - \ln(E_{i,t-1}) = \rho\gamma T_{i.t-1} + (\delta_t - \delta_{t-1}) + \rho v_{i,t} + (e_{i,t} - e_{i,t-1}) \quad (5)$$

여기서 $\delta_t - \delta_{t-1} = \tau_t$로 새롭게 정의할 수 있고, 각 집단별 노동수요에서 집단 고유의 추세가 선형이라는 가정 하에 $\rho v_{i,t} + (e_{i,t} - e_{i,t-1}) = \alpha_i + u_{i,t}$로 정의할 수 있으므로 본 장의 앞에서 제시한 추정식이 완성된다. 또한, 집단별 최저임금 인상 영향력이 고용에 미치는 영향을 나타내는 β는 구조적으로는 노동수요탄력성인 ρ와 집단별 최저임금 영향력이 평균 시간당 임금인상에 미치는 효과인 γ의 곱인 것을 알 수 있다.

마지막으로 한 가지 덧붙이고 싶은 것은 우리 추정식에서 β를 반드시 위에서 제시

11) 실제로 도구변수 추정법을 적용하면 2단계 식에서 통제된 집단고정효과와 연도고정효과가 모두 1단계 식에 포함된다. 이런 경우에도 아래에 제시된 주요 회귀식의 도출에는 아무런 문제가 없다.

한 것과 같이 구조적으로 해석할 필요는 없다는 것이다. 위의 구조적 해석은 완전경쟁시장을 가정하고 최저임금의 변화로 노동수요함수를 식별할 수 있다는 전제 하에서 가능하다. 다시 말해서 만약 저임금근로자의 노동시장이 완전경쟁이 아니라면 위에서 ρ를 수요탄력성으로 해석할 수 없게 된다. 물론 완전경쟁시장이 아니더라도 최저임금 인상의 영향력이 외생적인 경우 여전히 β는 최저임금 인상이 고용에 미치는 인과적 효과를 추정한다. 다만 고용효과가 어떻게 발생한 것인지에 대한 메커니즘은 파악할 수 없다.

Ⅴ. 분석 샘플의 구성과 기초통계량

본 연구의 추정방법을 적용하기 위해서 「근로실태조사」의 개인별 자료를 집계하여 근로자 집단을 구성해야 한다. 근로자 집단을 정의하는 방법은 매우 많을 것인데 본 연구에서 성별, 교육수준, 연령, 사업체 규모, 근속연수 등 다섯 가지 특성에 따라 집단을 구성하였다. 집단을 정의하는 특성들은 최저임금의 변화에 따라 내생적으로 변하기 어려울 것으로 추측되는 것들로 선택하였다. 예를 들어, 최저임금 인상에 의해 일자리를 잃은 근로자가 기존의 일자리의 산업과 다른 산업에서 일자리를 얻을 가능성이 있으므로 산업은 근로자 집단을 구성하는 변수로 사용하지 않았다.[12)]

또 다른 예를 생각해 보면, 최저임금의 인상에 대응하여 기업이 저학력 근로자를 고학력 근로자로 대체하는 경우를 생각해 볼 수 있다. 최저임금의 영향력은 저학력 근로자 집단에 상대적으로 클 것이므로 이러한 대체효과가 발생하는 정도에 따라 우리의 추정치는 고용효과를 과소평가하게 될 것이다. 반대로 노동수요의 측면에서 우리가 정의한 근로자 집단 사이에 보완관계가 있다면 우리의 추정치는 고용효과를 과대평가하게 될 것이다.

---

12) 다섯 가지 특성 중에서 사업체 규모와 근속연수는 최저임금 변화에 따라 변할 수 있는 특성이라고 생각할 수 있다. 이에 사업체 규모와 근속연수를 각각 하나씩 제외하고 나머지 특성들만으로 근로자 집단을 정의하고 똑같은 분석을 실시해 보았다. 분석 결과는 대체로 본 논문에 제시된 결과와 질적으로는 일치하지만 적용근로자 비중이 이전의 고용추세와 상관관계가 생기는 문제가 발생하기도 하고 샘플 수가 적어 통계적 유의성이 약해지는 것을 발견하였다.

구체적으로 「근로실태조사」에서는 성별의 2개 범주, 교육수준은 졸업을 기준으로 대졸과 대학원졸을 통합하여 4개 범주, 사업체 규모는 4개 범주로 나뉘어져 있다. 그리고 연령과 근속연수의 경우에는 분포와 관측치 수를 고려하여 각각 8개와 6개의 범주로 나누었다. 「근로실태조사」의 개인자료를 위와 같은 특성으로 나누어 매년 최대 1,536개(=2*4*8*6*4)의 집단을 구성할 수 있다. 분석기간은 2006~2014년까지 9개이므로 최대 관측치 수는 13,824개이다. 그러나 실제로는 모든 가능한 집단에 관측치가 존재하지 않으므로 최종적으로 사용된 관측치 수는 11,472개이다.[13)]

<표 1>은 최저임금과 고용, 그리고 최저임금의 영향력을 연도별로 보여주고 있다. 주지하다시피 우리나라의 최저임금은 노무현 정부시기에 빠르게 상승하다가 이명박 정부시기에 증가 속도가 늦춰졌다. 실제로 2009년에 결정된 2010년 최저임금은 물가를 감안한 실질 성장률은 -0.2%였다. 위에서 정의한 근로자 집단의 평균 근로자 수는 7,936명인데 계속해서 증가하는 추세를 보이고 있으며 일자리 수 역시 증가 추세를 보이고 있다. 전년도 대비 근로자 수의 변화율은 분석기간 중 0.04로 평균 매년 4%씩 증가한 것으로 나타난다.[14)] 근로자의 수를 주당 44시간 근로인 일자리 수로 환산하면 집단의 평균 일자리 수는 7,083개이다.[15)] 집단별 최저임금 영향력을 나타내는 $T_{i,t-1}$의 변수인 적용근로자 비중은 평균 1.12%이다. 2010년 최저임금의 경우 실질로는 마이너스 증가를 하였으므로 적용근로자의 비율은 0이 된다. 마지막 열에서는 당해 연도 최저임금 미만을 받고 있는 미만근로자의 비중이 제시되어 있는데 이는 2009년까지 증가하다가 계속 감소하여 2014년의 경우 0.9%를 기록하였다.

13) 본 연구에서는 자영업의 특성을 함께 지니고 있는 특수고용형태근로자와 근로시간이 불분명하게 기록되어 있을 가능성이 높은 재택가내 근로자는 분석대상에서 제외하였다. 집단별 집계변수는 모두 원자료의 가중치를 적용하여 계산하였다.

14) 개별 인구사회학적 집단에 속하는 근로자 수가 동일하지 않으므로(최솟값 1, 최댓값 157,653), 회귀분석에서 집단별 근로자 수 혹은 일자리 수를 가중치로 사용하였다.

15) 일자리 수의 변화율을 주요 종속변수로 사용하고자 한다. 그 이유는 기존의 해외연구에서 고용효과를 full-time equivalent (FTE) employment로 추정한 것과 같은 이유이다. 근로자의 수로 추정한 고용효과 분석결과는 강건성 검증의 하나로 제시할 것이다.

Ⅵ. 분석 결과

1. 전체 고용효과

회귀분석 결과를 보여주기에 앞서 그래프를 통해 우선 적용근로자의 비중이 평균 시간당 임금 및 고용과 어떤 관계를 가지고 있는지를 보여주고자 한다. [그림 2]는 적용근로자의 비중과 평균 시간당 임금의 변화율 사이의 관계를 보여준다. 이 그림은 적용근로자 비중의 분위(quantile)에 따라 집단별 샘플을 11개의 그룹으로 집계한 후 각 그룹의 적용근로자 비중과 시간당 임금 상승률을 구하여 그린 산포도이다. 따라서 그림에는 11개의 관측치가 나타나는데 [그림 2]를 보면 적용근로자의 비중과 시간당 임금 상승률 사이에 양(+)의 상관관계가 있음을 알 수 있다. [그림 3]에서는 적용근로자의 비중과 일자리 수 변화율 사이에 음(-)의 상관관계가 있음을 알 수 있다.

본 논문의 추정방법이 유효하기 위해서 적용근로자의 비중이 집단의 일자리 수나 일자리 수 추세와 관계없이 결정되어야 한다. 예를 들어, 만약 적용근로자의 비중이 큰 집단이 원래 일자리 수가 줄어드는 집단이고 일자리 수 변화에 자기상관관계가 존재한다면 우리의 추정법을 적용할 경우 최저임금의 고용효과를 과소평가하게 될 것이다.

이러한 우려에 답하기 위해서 <표 2>에서는 작년과 금년 사이의 일자리 수 변화율과 금년 일자리 수가 내년 최저임금을 적용받는 근로자 비중에 영향을 미치는지를 회귀분석을 통해 검증해 보았다. 회귀분석에서는 연도고정효과와 집단고정효과를 통제하였다. 회귀분석 결과 작년 대비 일자리 수의 변화율이나 현재 일자리 수 모두 적용근로자 비중에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다.

<표 3>은 전체 근로자를 대상으로 회귀분석한 결과이다. 제(1)열은 연도와 집단고정효과만 통제한 기본모형이다. 제(2)열에서는 앞서 말했듯이 미만근로자의 비중을 통제변수로 사용한 모형이다. 제(3)열과 제(4)열은 일자리 수 대신에 근로자 수로 고용효과를 추정한 경우이다. 마지막으로 제(5)열에서는 최저임금 인상이 집단별 최저임금 영향에 평균적으로 어떤 영향을 미쳤는지를 분석한 결과이다.

먼저 제(1)열의 결과를 보면, 적용근로자 비중이 1%p 증가할 경우 일자리 수가 약 0.7% 감소함을 알 수 있다. 이러한 결과는 미만근로자를 통제한 제(2)열에서도 동일하게 나타난다. 제(3)~(4)열의 결과는 적용근로자 비중이 1%p 증가할 때 근로자 수가 약 0.5% 감소한 것을 보여준다. 네 추정치 모두 10% 수준에서 통계적으로 유의하다.

마지막 제(5)열에서는 최저임금 인상이 적용근로자 비중에 어떤 영향을 미치는지를 보여주는데, 회귀분석 결과 최저임금이 1% 증가할 때 적용근로자 비중이 평균적으로 약 0.2%p 증가한 것으로 나타났다. 이를 제(1)열의 결과와 연결하면, 최저임금이 1% 증가할 때 일자리 수는 약 0.14% 감소한다고 해석할 수 있다. 즉 최저임금에 대한 일자리 수의 탄력성은 -0.14 정도이다[16].

2. 근로자의 특성별 고용효과

<표 4>에서 <표 8>까지는 근로자나 일자리의 특성별로 고용효과를 다르게 추정한 결과를 보여주고 있다. 먼저 <표 4>에서 근로자의 성별로 보면 남성보다 여성에게 최저임금의 고용효과가 더 크게 나타나는 것을 알 수 있다. 적용근로자의 비중이 1%p 증가할 때 남성 근로자의 경우 일자리가 0.3% 감소하지만 여성의 경우 0.8% 감소한다. 게다가 제(2)열과 제(4)열에서 볼 수 있듯이, 최저임금이 상승할 때 적용근로자의 비중이 증가하는 폭도 여성의 경우가 더 크다. 최저임금이 1% 상승할 때 남성의 경우 적용근로자 비중이 0.14%p 증가하는 반면 여성의 경우 0.27%p 증가한다. 이를 탄력성으로 환산하면 남성의 경우 -0.04이지만 여성은 -0.2이다.

<표 5>는 연령별 고용효과를 보여주는데 최저임금의 고용효과가 29세 이하의 청년층과 55세 이상의 고령층에서 유의하게 나타나는 반면 30~54세 중간연령층에서는 효과가 없는 것으로 나타났다. 최저임금이 집단에 미치는 영향력도 청년층과 고령층에서 크게 나타나, 탄력성을 계산해 보면 청년층의 경우 -0.29, 고령층은 -0.33인데, 중간연령층은 -0.05로 낮다.

최저임금의 고용효과는 교육수준별로도 다를 수 있다. <표 6>의 결과를 보면, 고졸 이하 근로자의 경우에 고용효과가 초대졸 이상의 근로자에 미치는 고용효과보다 크다는 사실을 알 수 있다. 다만 교육수준별로 나누어 한 분석의 추정치의 경우 고졸 이하

16) 최저임금 인상률의 단위는 %이다. 적용근로자 비중은 0부터 1 사이의 값을 가지고 비중의 변화는 %p 단위로 표기하였다. 그리고 일자리 수의 변화율은 %로 표기하였다.

의 경우에도 유의성이 다소 약하게 나타났다.

<표 7>에서는 근속연수별로 고용효과를 추정해 보았다. 탄력성을 계산해 보면, 근속연수 3년 이하의 근로자의 경우 -0.25로 크게 나타난 반면 4년 이상 근로자의 경우 -0.06으로 적게 나타났다. 즉, 최저임금 인상의 영향이 근속기간이 짧은 근로자에게 더 크다는 것인데, 이는 단기간 고용 근로자 혹은 고용된 지 얼마 되지 않은 근로자가 최저임금의 영향을 더 민감하게 받는다는 것으로 해석할 수 있다.

마지막으로 <표 8>에서는 사업체 규모별로 고용효과를 따로 추정하였다. 분석 결과를 보면 사업체 규모에 관계없이 부정적인 고용효과가 있는 것으로 보이지만 이 중 통계적으로 유의하고 고용효과의 크기도 큰 곳은 5~29인 사업체인 것을 알 수 있다. 이들 사업체 근로자들에 대한 탄력성은 -0.22로 5인 미만의 -0.14, 10인 이상의 –0.06보다 크다.

3. 노동수요 탄력성 추정

앞의 제IV장에서 서술하였듯이, 본 논문의 추정식은 완전경쟁시장을 가정한다면 노동수요함수에서 도출된 것이라고 볼 수 있다. 제IV장의 모형을 이용하여 노동수요 탄력성을 추정할 수 있다. <표 9>는 그 결과를 보여준다. 여기서 종속변수는 일자리 수의 변화율(로그 일자리 수의 일차차분), 설명변수는 시간당 임금의 변화율(로그 시간당 임금의 일차차분)이다. 각 집단별 시간당 임금의 변화율은 당연히 내생적이다. 그러나 본 논문의 추정방법에서 가정했듯이 집단별 적용근로자의 비중이 최저임금의 영향력을 나타내고 이것은 최저임금 인상률과 최저임금 인상 이전에 형성되어 있던 기존의 임금분포에 의해서 결정되는 외생변수이므로 이를 시간당 임금 변화율에 대한 도구변수로 활용할 수 있다. 적용근로자 비중이 임금변화율에 미치는 영향을 집단별 고정효과를 통제하고 추정해 본 결과, 적용근로자 비중이 1%p 오를 때, 임금은 1% 유의수준에서 약 0.37% 인상되는 것으로 나타났다.

<표 9>에서 제(1)열은 일자리 수의 변화율을, 제(2)열은 근로자 수의 변화율을 종속변수로 삼았을 경우의 결과를 보여준다. 분석 결과, 노동수요 탄력성은 일자리 수 기준으로 -1.74, 근로자 수 기준으로는 -1.43으로 나타나 노동수요가 탄력적인 것으로 나타났다. 이는 남성일(2013)이 정리한 우리나라의 노동수요 탄력성의 범주가 0에서 1 사이임을 감안하면 크지만, 김대일(2012)에서 추정한 최저임금 1% 인상에 의해 신규채용이

6.6% 감소하는 효과보다는 작다. 다만, 도구변수 추정치는 국지적 평균 처치효과(local average treatment effect)이기 때문에 본 논문의 결과는 최저임금 인상으로 영향을 민감하게 받는 근로자에 대한 노동수요가 탄력적이라고 해석해야 하며, 따라서 다른 방법론과 데이터를 사용한 기존의 연구 결과와 직접적인 비교를 하기에는 한계가 있다.[17)]

Ⅶ. 결 론

본 논문은 2006~2014년「고용형태별 근로실태조사」자료를 이용하여 최저임금이 고용에 미치는 영향을 추정하였다. 우리나라의 경우 모든 근로자에게 단일한 최저임금이 적용되고 최저임금 인상률은 최저임금위원회에서 거시경제적 환경과 고용을 포함한 노동시장의 상태에 대한 예측을 토대로 결정되기 때문에 전체 고용에 비추어 최저임금 인상률이 외생적이라고 할 수 없다. 따라서 본 논문에서는 Card(1992)의 방법론을 응용하여 근로자 집단별로 최저임금 인상의 실질적 영향력을 구하여 집단별 영향력의 차이를 이용하여 최저임금 인상이 고용에 미치는 인과적 효과를 추정하고자 시도하였다.

분석 결과 최저임금 인상은 고용에 부정적인 영향을 미친 것으로 나타났다. 구체적으로 최저임금이 1% 상승하면 고용은 주당 44시간 일자리 수 기준으로 약 0.14% 감소한 것으로 나타났다. 즉 최저임금의 고용탄력성은 약 -0.14이라는 뜻이다. 탄력성 그 자체로는 해외의 기존 연구, 특히 미국 노동시장을 분석한 연구 결과와 매우 유사한 수준이다.[18)] 다만 미국의 경우 최저임금을 적용받는 주된 근로자가 청소년층이고 따라서 미국의 연구들이 대부분 청소년층을 대상으로 한 경우인 데 반해 본 연구 대상은 근로자 전체라는 큰 차이가 있다.

최저임금 인상의 부정적 고용효과가 무시할 수 없을 정도의 크기라는 점은 매년 반복해서 등장하는 최저임금 인상률을 둘러싼 정책 논쟁에서 인상률 자체뿐만 아니라 고

17) 노동수요 탄력성은 경쟁시장 가정 하에서 시간당 임금 인상률 대비 고용의 변화률이고, 최저임금의 고용탄력성은 최저임금 인상률 대비 고용의 변화률이다. 최저임금 인상률이 평균 시간당 임금 인상률과 1:1의 관계가 아니므로 두 탄력성은 일치하지 않는다.

18) CBO(2014)의 기존 연구 정리에 따르면, 탄력성 추정치의 중앙값(central estimate)은 -0.075이다. 그러나 추정치의 불확실성을 감안하여 -0.15에서 0까지의 범위를 중앙값과 함께 제시하였다.

용에 미친 영향을 반드시 함께 고려하여야 한다는 점을 시사한다.

본 논문에서 추정한 결과는 최저임금 인상의 단기효과이다. 최저임금 인상의 장기효과에 대한 연구는 아직 매우 부족한 실정이다. Sorkin(2015)은 지속적인 최저임금의 상승은 기업들로 하여금 노동절약적인 자동화기계 등의 자본재로 노동을 대체하는 선택을 취하게 할 것이라는 예측을 하였다. 기업은 최저임금에 대한 단기 노동수요탄력성과 장기 노동수요탄력성을 지니게 되는데, 일시적이고 비정기적인 최저임금의 인상으로 인한 기업부담 증가는 물가상승으로 인해 상쇄되고, 따라서 여타의 조정비용이 가능한 선에서 고용을 줄이지 않을 것이라고 전제하였다. 그러나 정부가 물가상승률과 연동된 지속적인 최저임금제를 실행한다면, 이는 기업의 예측 가능한 노동비용 증가로 이어져 장기적인 비용절감을 위해 노동을 자본재로 대체하는 효과를 가져올 것이라고 주장하였다.

좀 더 근본적으로 최저임금제도의 필요성에 대해서도 면밀한 검토가 필요할 것이다. Stigler(1946)는 최저임금이 (애초의 목적과 같이) 극단적인 빈곤을 해소하고 있는지에 대해 의문을 제기하였다. 그는 최저임금 인상에 따라 생산성이 낮은 노동자가 해고되어 전체적으로 고용이 감소할 것이라고 주장하였다. 또한, 산업이나 직종에 따라 최적의 임금은 다를 것인데 단일한 임금을 적용함으로써 비효율적인 자원 배분이 초래될 수 있다고 지적하였다. 또한 최저임금을 받는 근로자의 가구 중에 임금 이외의 다른 소득원이 존재할 수 있으므로 근로자 개인에게 생활기준임금을 적용하는 것은 어렵다고 주장하였다. 따라서 자활을 통한 궁극적 빈곤퇴치를 위해서는 빈곤층에 근로인센티브를 제공하고 가구별 소득에 맞게 복지나 교육 프로그램을 지원하는 것이 필요하다고 주장하였다. 70년 전 Stigler의 주장을 다시 한 번 생각해 보면서 본 논문을 끝맺고자 한다.

참고문헌

강승복 · 박철성.「시계열 자료를 이용한 최저임금의 고용효과 분석」.『노동경제논집』38권 3호 (2015. 9): 1-22.

김대일.「최저임금의 저임금 근로자의 신규 채용 억제효과」.『노동경제논집』35권 3호 (2012): 29-50.

김민성 · 김영민 · 박태수.「최저임금 변화가 지역고용에 미치는 효과 분석」.『산업관계연구』23권 2호(2013. 6): 37-73.

김영민.「최저임금의 변화가 제조업과 서비스업에 미치는 영향 및 시사점 임금과 고용구조를 중심으로」.『산업경제』. 2015.

김유선.「최저임금의 고용효과」.『KLSI 이슈페이퍼』. 2014-20.

남성일.「최저임금제가 노동수요에 미치는 효과: 감시단속 근로자에 대한 실증분석」.『노동경제논집』31권 3호 (2008): 1-19.

남성일.「한국의 노동수요: 문헌 연구」.『노동경제논집』36권 1호 (2013): 1-44.

이병희.「최저임금의 고용유지 및 취업유입 효과」.『산업노동연구』14권 1호 (2008): 1-24.

Allegretto, Sylvia A., Arindrajit Dube., and Michael Reich. “Do Minimum Wages Really Reduce Teen Employment? Accounting for Heterogeneity and Selectivity in State Panel Data..” *Industrial Relations* 50 (2) (April 2011): 205-240.

Brochu, Pierre., and David Green. “The Impact of Minimum Wages on Labor Market Transitions.” *Economic Journal* 123 (573) (Jun 2013): 1203-1235.

Brown, Charles., Curtis Gilroy., and Andrew Kohen. “The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment.” *Journal of Economic Literature* 20 (2) (Jun 1982): 487-528.

Card, David. “Do Minimum Wages Reduce Employment? A Case Study of California, 1987-89.” *Industrial and Labor Relations Review* 46 (1) (Oct 1992): 38-54. (a)

_____. “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. (b)

Card, David., and Alan Krueger. “Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania.” *American Economic Review* 48 (4) (Sep 1994): 772-793.

Congressional Budget Office, *The Effects of a Minimum-Wage Increase on Employment and Family Income* (February 2014) www.cbo.gov/publication/44995.

Currie, Janet., and Bruce C. Fallick. “The Minimum Wage and the Employment of Youth Evidence from the NLSY.” *The Journal of Human Resources* 31 (2) (Spring, 1996): 404-428.

Doucouliagos, Hristos., and T. D. Stanley. “Publication Selection Bias in Minimum-Wage Research? A Meta-Regression Analysis.” *British Journal of Industrial Relations* 47 (2) (May 2009): 406-428.

Dube, Arindrajit., 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.

Heckman, James J., and G. Sedlacek. “The Impact of the Minimum Wage on the employment and earnings of workers in south Carolina.” *Report of the minimum wage study commission* 5 (1981): 225-272.

Hyman, Prue. “Fair, Living, Family Minimum Wages: Historical and Recent New Zealand Debates.” *Labour, Employment and Work in New Zealand* 2002.

Kambayashi, Ryo., Daiji Kawaguchi., and Ken Yamada. “Minimum wage in a deflationary economy: The Japanese experience, 1994-2003.” *Labour Economics* 24 (Oct 2013): 264-276.

Kawaguchi, Daiji., and Ken Yamada. “The Impact of the Minimum Wage on Female Employment in Japan.” *Contemporary Economic Policy* 25 (1) (January 2007): 107-118.

Kawaguchi, Daiji., and Yuko Mori. “Is Minimum Wage an Effective Anti-Poverty Policy in Japan?.” *Pacific Economic Review* 14 (4) (Nov 2009): 532-554.

Mayneris, Florian., Sandra Poncet., and Tao Zhang. “The Cleansing Effect of Minimum Wage: Minimum Wage Rules, Firm Dynamics and Aggregate Productivity in China.” *CEPII*, 16 (Sep 2014).

Mincer, Jacob. “Unemployment Effects of Minimum Wages.” *Journal of Political Economy* 84 (4) (Aug 1976): 87-104.

Neumark, David., and William Wascher. “Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Comment.” *American Economic Review* 90 (5) (Dec 2000): 1362-1396.

Neumark, David., and William Wascher. *Minimum Wages*. Cambridge, MA: The MIT Press, 2008.

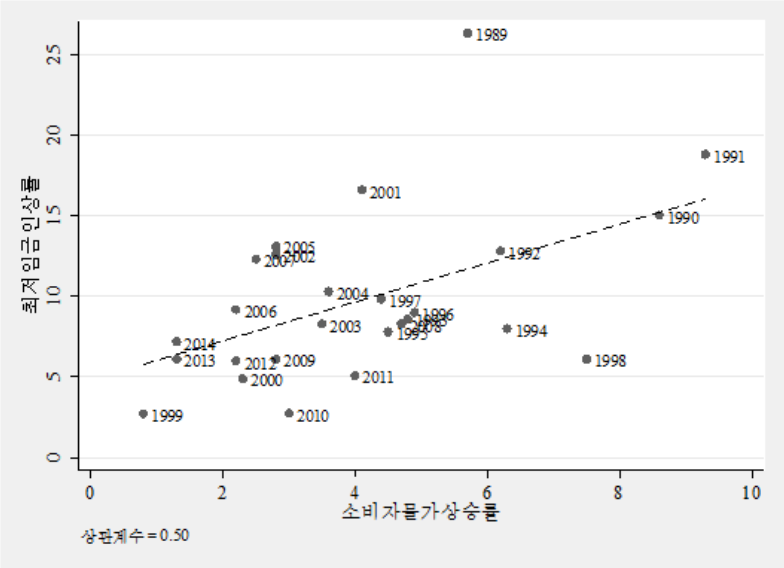
Stewart, Mark B. “The Impact of the Introduction of the U.K. Minimum Wage on the

Employment Probabilities of Low Wage Workers." *Journal of the European Economic Association* 2 (1) (March 2004): 67-97.

Stigler, George J. "The economics of minimum wage legislation." *The American Economic Review* 36 (3) (Jun 1946): 358-365.

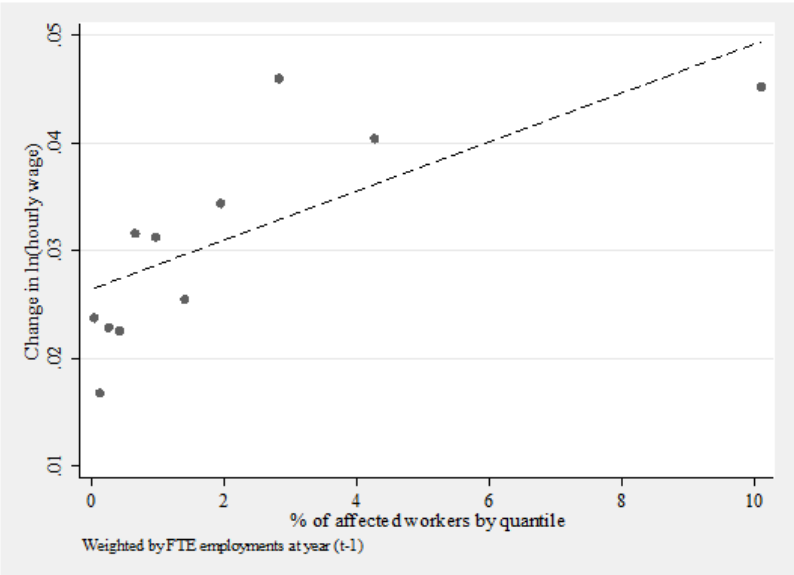
Sorkin, Issac. "Are there long-run effects of the minimum wage?." *Review of Economic Dynamics* 18 (2) (Apr 2015): 306-333.

〔그림 1〕 소비자물가상승률과 명목최저임금인상률: 1989~2014년

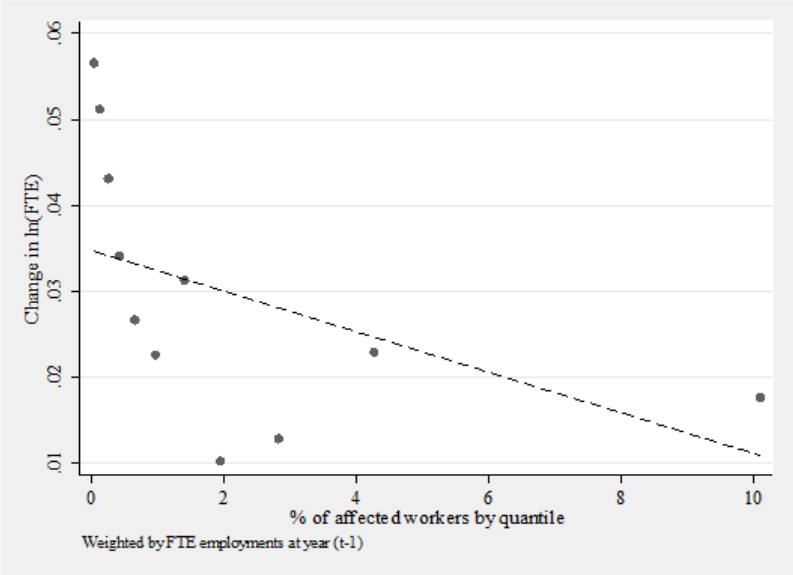


주: 소비자물가상승률은 내년도 물가상승률, 최저임금 인상률은 금년에 결정된 인상률로 금년도 최저임금 대비 내년도 최저임금의 인상률이다.

〔그림 2〕 적용근로자 비중과 시간당 임금 변화율



〔그림 3〕 적용근로자 비중과 일자리 수 변화율



〈표 1〉 연도별 최저임금과 고용, 최저임금 영향력

	명목 최저임금	실질 최저임금	실질 인상률	평균 일자리 수	평균 근로자 수	평균 적용근로자 (%)	평균 미만근로자 (%)
2006	3100	3519.9		6581	6899	1.69	1.70
2007	3480	3853.8	9.49	6532	7003	0.88	3.64
2008	3770	3988.6	3.50	6588	7213	0.79	4.04
2009	4000	4118.2	3.25	6945	7354	0.00	6.29
2010	4110	4110.0	-0.20	7366	7908	0.30	5.37
2011	4320	4153.9	1.07	7456	8320	1.09	3.05
2012	4580	4309.4	3.74	7414	8652	1.21	1.51
2013	4860	4513.8	4.74	7278	8812	2.15	0.29
2014	5210	4778.1	5.85	7611	9312	2.03	0.91

주: 일자리 수는 주당 44시간 근로 일자리를 기준으로 하나의 근로자 집단의 평균 일자리 수를 뜻함. 각 집단에 속한 근로자의 월별 근로시간 총합을 44*4.3으로 나누어 구하였음. 근로자 수도 하나의 근로자 집단의 평균 근로자 수를 뜻함.

〈표 2〉 적용근로자 비중의 외생성

	(1) t년도 적용률	(2) t년도 적용률
(t-1)년도와 t년도 사이 일자리 수 변화율	0.093 (0.133)	0.062 (0.155)
t년도 로그(일자리 수)		0.063 (0.129)
2008	-0.096 (0.084)	-0.098 (0.083)
2009	-0.894*** (0.064)	-0.899*** (0.065)
2010	-0.609*** (0.089)	-0.617*** (0.090)
2011	0.161 (0.104)	0.151 (0.111)
2012	0.328*** (0.099)	0.318*** (0.104)
2013	1.279*** (0.152)	1.268*** (0.151)
2014	1.175*** (0.148)	1.164*** (0.149)
상수항	0.893*** (0.058)	0.407 (1.000)
집단 고정효과	통제	통제
관측치(근로자 집단) 수	11,472	11,472
R-squared	0.264	0.264

주: 괄호 안에는 근로자 집단 내 상관관계를 고려한 강건표준오차임. 2007년이 기준연도임. t년도 적용률은 $T_{i,t-1}$ 변수로 $(t-1)$년에는 $(t-1)$년도 최저임금 이상의 임금을 받고 있지만 t년도 최저임금을 적용할 때는 최저임금 미만이 될 근로자의 비중을 뜻함.

〈표 3〉 최저임금 인상의 고용효과: 전체 근로자

	(1) 일자리 수 변화율 $\Delta\ln(E_{i,t})$	(2) 일자리 수 변화율 $T_{i,t}$	(3) 근로자 수 변화율 $\Delta\ln(E_{i,t})$	(4) 근로자 수 변화율 $\Delta\ln(E_{i,t})$	(5) 적용근로자 비중 $T_{i,t}$
적용근로자 비중($T_{i,t}$)	-0.007* (0.004)	-0.007** (0.004)	-0.005* (0.003)	-0.006* (0.003)	
미만근로자 비중		-0.003* (0.002)		-0.003* (0.002)	
2008	-0.046* (0.027)	-0.042 (0.027)	-0.055** (0.026)	-0.052** (0.026)	
2009	-0.014 (0.021)	-0.010 (0.021)	-0.078*** (0.021)	-0.074*** (0.021)	
2010	-0.019 (0.022)	-0.011 (0.022)	-0.025 (0.022)	-0.018 (0.022)	
2011	-0.074*** (0.022)	-0.068*** (0.021)	-0.066*** (0.021)	-0.061*** (0.021)	
2012	-0.069*** (0.020)	-0.068*** (0.020)	-0.054*** (0.020)	-0.052*** (0.020)	
2013	-0.056*** (0.020)	-0.059*** (0.021)	-0.041** (0.020)	-0.044** (0.021)	
2014	-0.037* (0.020)	-0.040** (0.020)	-0.061*** (0.020)	-0.063*** (0.020)	
실질 최저임금 인상률					0.206*** (0.012)
평균 시간당 임금					-0.006*** (0.002)
집단고정효과	통제	통제	통제	통제	통제
관측치(근로자 집단) 수	11,472	11,472	11,472	11,472	11,472
R-squared	0.103	0.104	0.106	0.107	0.314

주: 괄호 안에는 근로자 집단 내 상관관계를 고려한 강건표준오차임. 2007년이 기준연도임.

〈표 4〉 성별 고용효과

	남성		여성	
	(1) $\Delta\ln(E_{i,t})$	(2) $T_{i,t}$	(3) $\Delta\ln(E_{i,t})$	(4) $T_{i,t}$
적용근로자 비중($T_{i,t}$)	-0.003 (0.005)		-0.008* (0.004)	
2008	-0.044 (0.033)		-0.047 (0.042)	
2009	0.005 (0.028)		-0.033 (0.031)	
2010	-0.009 (0.028)		-0.027 (0.035)	
2011	-0.046* (0.027)		-0.102*** (0.034)	
2012	-0.055** (0.026)		-0.082*** (0.030)	
2013	-0.048* (0.026)		-0.065** (0.032)	
2014	-0.021 (0.027)		-0.055* (0.030)	
실질 최저임금 인상률		0.143*** (0.012)		0.268*** (0.021)
평균 시간당 임금		-0.004** (0.002)		-0.006*** (0.002)
상수항	0.039* (0.020)	0.722*** (0.224)	0.107*** (0.026)	0.908*** (0.244)
관측치(근로자 집단) 수	5,755	5,755	5,717	5,717
R-squared	0.097	0.241	0.105	0.333

주: 괄호 안에는 근로자 집단내 상관관계를 고려한 강건표준오차임.

〈표 5〉 연령별 고용효과

	29세 이하		30~54세		55세 이상	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\Delta \ln(E_{i,t})$	$T_{i,t}$	$\Delta \ln(E_{i,t})$	$T_{i,t}$	$\Delta \ln(E_{i,t})$	$T_{i,t}$
적용근로자 비중($T_{i,t}$)	-0.011**		-0.003		-0.010**	
	(0.005)		(0.006)		(0.004)	
2008	-0.203***		-0.008		0.008	
	(0.076)		(0.029)		(0.073)	
2009	-0.226***		0.035		0.073	
	(0.057)		(0.023)		(0.055)	
2010	-0.191***		0.017		0.074	
	(0.065)		(0.025)		(0.049)	
2011	-0.217***		-0.060**		0.077	
	(0.062)		(0.024)		(0.060)	
2012	-0.179***		-0.039*		-0.048	
	(0.055)		(0.022)		(0.049)	
2013	-0.108*		-0.056**		0.028	
	(0.063)		(0.022)		(0.047)	
2014	-0.107*		-0.028		0.034	
	(0.062)		(0.022)		(0.044)	
실질 최저임금 인상률		0.260***		0.164***		0.330***
		(0.038)		(0.011)		(0.044)
평균 시간당 임금		-0.007		-0.005***		-0.006*
		(0.006)		(0.002)		(0.003)
상수항	0.144***	0.837	0.044**	0.807***	0.111***	0.998***
	(0.042)	(0.537)	(0.019)	(0.217)	(0.040)	(0.359)
관측치(근로자 집단) 수	2,340	2,340	7,602	7,602	1,530	1,530
R-squared	0.104	0.298	0.109	0.342	0.056	0.258

주: 괄호 안에는 근로자 집단내 상관관계를 고려한 강건표준오차임.

〈표 6〉 학력별 고용효과

	고졸 이하		초대졸 이상	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\Delta \ln(E_{i,t})$	$T_{i,t}$	$\Delta \ln(E_{i,t})$	$T_{i,t}$
적용근로자 비중($T_{i,t}$)	-0.007 (0.004)		-0.005 (0.006)	
2008	-0.053 (0.040)		-0.038 (0.035)	
2009	-0.051 (0.033)		0.023 (0.026)	
2010	-0.039 (0.036)		0.002 (0.026)	
2011	-0.045 (0.034)		-0.102*** (0.027)	
2012	-0.066** (0.032)		-0.072*** (0.024)	
2013	-0.029 (0.032)		-0.082*** (0.025)	
2014	-0.071** (0.032)		-0.006 (0.024)	
실질 최저임금 인상률		0.295*** (0.020)		0.117*** (0.013)
평균 시간당 임금		-0.007 (0.004)		-0.004** (0.002)
상수항	0.023 (0.026)	0.951** (0.369)	0.122*** (0.020)	0.606*** (0.190)
관측치(근로자 집단) 수	5,669	5,669	5,803	5,803
R-squared	0.087	0.329	0.103	0.213

주: 괄호 안에는 근로자 집단내 상관관계를 고려한 강건표준오차임.

〈표 7〉 근속기간별 고용효과

	근속연수 3년 이하		근속연수 4년 이상	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\Delta \ln(E_{i,t})$	$T_{i,t}$	$\Delta \ln(E_{i,t})$	$T_{i,t}$
적용근로자 비중($T_{i,t}$)	-0.009***		-0.005	
	(0.003)		(0.007)	
2008	-0.102***		0.017	
	(0.032)		(0.043)	
2009	-0.080***		0.059*	
	(0.023)		(0.036)	
2010	-0.079***		0.047	
	(0.026)		(0.036)	
2011	-0.092***		-0.057	
	(0.026)		(0.035)	
2012	-0.140***		0.012	
	(0.024)		(0.032)	
2013	-0.105***		-0.001	
	(0.021)		(0.037)	
2014	-0.025		-0.053	
	(0.023)		(0.034)	
실질 최저임금 인상률		0.278***		0.121***
		(0.020)		(0.013)
평균 시간당 임금		-0.003		-0.006***
		(0.003)		(0.002)
상수항	0.126***	0.575*	0.017	0.920***
	(0.018)	(0.322)	(0.027)	(0.216)
관측치(근로자 집단) 수	6,134	6,134	5,338	5,338
R-squared	0.088	0.301	0.119	0.325

주: 괄호 안에는 근로자 집단내 상관관계를 고려한 강건표준오차임.

〈표 8〉 사업체 규모별 고용효과

	5인 미만		5~29인		30인 이상	
	(1) $\Delta\ln(E_{i,t})$	(2) $T_{i,t}$	(3) $\Delta\ln(E_{i,t})$	(4) $T_{i,t}$	(5) $\Delta\ln(E_{i,t})$	(6) $T_{i,t}$
적용근로자 비중($T_{i,t}$)	-0.004 (0.006)		-0.009* (0.005)		-0.005 (0.006)	
2008	0.364*** (0.075)		-0.119*** (0.039)		-0.202*** (0.030)	
2009	0.271*** (0.055)		-0.049 (0.034)		-0.130*** (0.025)	
2010	0.308*** (0.058)		-0.053 (0.037)		-0.154*** (0.025)	
2011	0.073 (0.056)		-0.076** (0.035)		-0.140*** (0.028)	
2012	0.259*** (0.051)		-0.039 (0.031)		-0.239*** (0.024)	
2013	0.305*** (0.049)		-0.086** (0.042)		-0.213*** (0.023)	
2014	0.136*** (0.048)		0.000 (0.041)		-0.139*** (0.024)	
실질 최저임금 인상률		0.340*** (0.037)		0.246*** (0.028)		0.124*** (0.009)
평균 시간당 임금		-0.008* (0.004)		-0.012** (0.006)		-0.004** (0.001)
상수항	-0.198*** (0.043)	1.018*** (0.328)	0.078*** (0.028)	1.464** (0.650)	0.197*** (0.017)	0.632*** (0.181)
관측치(근로자 집단) 수	2,784	2,784	2,873	2,873	5,815	5,815
R-squared	0.109	0.316	0.131	0.298	0.133	0.301

주: 괄호 안에는 근로자 집단내 상관관계를 고려한 강건표준오차임.

〈표 9〉 임금의 노동수요탄력성 추정

	(1) 일자리 수 변화율	(2) 근로자 수 변화율
시간당 임금 변화율	-1.741* (0.914)	-1.430* (0.818)
2008	-0.079** (0.036)	-0.082** (0.034)
2009	-0.226* (0.119)	-0.252** (0.107)
2010	-0.069* (0.041)	-0.066* (0.038)
2011	-0.063*** (0.021)	-0.057*** (0.020)
2012	-0.025 (0.027)	-0.017 (0.025)
2013	-0.029 (0.025)	-0.018 (0.023)
2014	-0.094** (0.037)	-0.107*** (0.034)
관측치(근로자 집단) 수	11,460	11,460

abstract

The Effect of the Minimum Wage on Employment in Korea

Jungmin Lee · Seungjin Hwang

We estimate the effect of an increase in the minimum wage on employment. In Korea, there is no exogenous variation in the minimum wage across regions or industries. One single minimum wage is applied to every worker in the whole country. In this paper, we exploit arguably exogenous variation in the proportion of workers affected by the minimum wage across worker groups defined by age, sex, education, tenure and establishment size. Using the data from the Survey on Labor Conditions by Type of Employment (SLCTE) from 2006 to 2014, we find that a 1% increase in the minimum wage decreases the full-time equivalent employment by about 0.14%. The effect is heterogeneous across workers; we find the effect is more adverse for female workers, low-educated, younger and older workers, workers with a shorter tenure, and workers in small- and medium-sized establishments.

Keywords: minimum wage, employment effect, causal effect