

勞 動 經 濟 論 集
 第35卷(3), 2012. 12, pp.29~50
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

최저임금의 저임금 근로자의 신규 채용 억제효과*

김 대 일**

본 연구는 최저임금이 저임금 근로자의 신규 채용에 미치는 효과를 시계열 자료에서 추정한 결과를 제시한다. 분석 결과에 의하면 신규로 채용되는 저임금 근로자의 규모가 최저임금에 민감하게 반응하는 것으로 나타났으며, 그 효과는 여성, 고연령층 및 영세 업체 일자리에서 두드러진다. 이와 같이 최저임금이 저임금 신규 채용을 크게 위축시킬 가능성이 높다는 결과는, 단기적 고용조정 경직성으로 인해 기존 저임금 근로자의 고용조정이 어려움에 따라 최저임금의 노동수요 위축 효과가 대부분 신규 채용의 위축으로 전가되고 있을 가능성을 시사한다.

-주제어 : 최저임금, 저임금 노동수요, 고용조정의 경직성

논문 접수일: 2012년 8월 27일, 논문 수정일 1차: 2012년 11월 12일, 2차: 2012년 12월 3일, 논문 게재확정일: 2012년 12월 5일

* 본 논문은 김대일(2012)에 포함된 최저임금에 대한 분석 모형을 발전시킨 것이다. 연구에 도움을 주신 유경준 박사와 자료 및 연구활동에 협조해 주신 고용노동부 관계자 여러분, 그리고 중요한 코멘트를 해 주신 두 익명의 심사자분들께 감사드린다. 논문의 남아 있는 오류는 모두 저자의 책임이다.

** 서울대학교 경제학부(dikim@snu.ac.kr).

I. 서론

본 논문에서는 최저임금이 저임금 근로자의 신규 채용에 미치는 효과를 시계열 자료에 근거하여 추정된 결과를 제시한다. 기존의 연구들이 최저임금이 저임금 근로자의 실직을 유발하지는 않는다는 실증분석 결과에 근거하여 최저임금의 고용억제 효과가 미미할 가능성을 제시한 반면, 본 논문에서는 신규로 채용되는 저임금 근로자의 규모가 최저임금에 상당히 민감하게 반응한다는 결과를 제시하고 있다.¹⁾ 이러한 결과는 첫째, 최저임금이 저임금 근로자의 고용을 위축시킬 가능성이 높다는 점과, 둘째, 단기적 고용조정 경직성으로 인해 최저임금 인상에도 기존 저임금 근로자의 인력조정이 어려울수록 최저임금으로 인한 노동수요 위축의 부담은 신규 채용의 위축으로 전가됨을 시사하고 있는 것으로 판단된다.

최저임금은 저임금 근로자 노동시장에 부과되는 일종의 가격 하한(price floor)으로서 비자발적 실업을 유발시키고 저임금 근로자의 고용을 위축시킨다는 것이 교과서적인 해석이다. 그러나 1990년대 초반 이후 미국의 10대 취업자(teenagers) 및 패스트 푸드 업체들에 고용된 근로자에 대한 자료를 기초로 최저임금의 실질적인 고용위축 효과의 존재 여부에 대해 상당한 논의가 진행되었다. Card(1992), Card and Krueger(1994) 등은 최저임금의 인상이 저임금 근로자들의 고용을 위축시킨다는 이론에 대해 실증적 근거가 없음을 주장하였고, Neumark and Wascher(2000)은 최저임금의 저임금 근로자 고용위축 효과가 있음을 주장하여 많은 논쟁이 있어 왔다. 한편 국내에서도 최저임금의 효과와 관련하여 상반된 결과가 제시되어 왔다. 남성일(2008)의 경우 최저임금으로 인해 아파트 경비원의 고용이 위축되는 효과를 실증적으로 보이고 있는 한편, 이병희 외(2008)에서는 청년층 및 고연령층을 중심으로 일부 저임금 근로자의 고용위축 효과가 존재한다는 결과와 함께 이중 차분에 기초한 준실험적 방법(difference in difference)에서는 오히려 최저임금 상승이 대상 근로자의 채용을 높인다는 결과도 함께 제시하여 동일 보고서 내에서도 다소 상반된 결론을 제시하고 있다. 이와 함께 기존 근로자의 직장 유지에 있어서 이병희(2008), 남재량 외(2009) 등은 개인의 이질성이

1) 최저임금으로 인한 저임금 근로자들의 실직 효과에 대한 국내 연구로는 이병희 외(2008), 이병희(2008), 남재량 외(2009) 등을 참조할 수 있다.

통제될 경우 최저임금으로 인해 최저임금 적용대상 근로자의 실적이 유발되는 효과가 거의 없다는 결과를 제시하고 있기도 하다.

우리나라에서는 최저임금위원회의 심의를 통해 정기적으로 최저임금이 인상되어 왔고, 2012년도에 적용되는 최저임금은 시간급으로 4,580원으로, 2011년도 4,320원에 비해서는 명목으로 6.0% 인상된 수준이며, 5년 전인 2007년도 3,480원에 비해서는 명목으로 31.6% 인상된 수준이다. 현재의 최저임금 수준이 절대적으로 높은 수준인지 낮은 수준인지에 대해서는 판단하기 어렵지만, 최저임금의 인상은 전체 근로자의 평균 임금 인상률을 크게 상회하고 있어 그 경제적 효과에 대한 엄밀한 분석이 요구된다고 할 수 있다.²⁾

이병희(2008)와 남재량 외(2009) 등의 연구들은 최저임금이 기존에 취업하고 있는 저임금 근로자들의 실직에 어떠한 영향을 미쳤는지에 대해 주로 초점을 맞추고 있다.³⁾ 그러나 최저임금이 인상될 경우 최저임금이 적용될 만한 저임금 근로자를 활용하는 기업은 기존의 근로자에 대해 인력 조정을 할 수도 있고(*adjustment at the intensive margin*), 신규로 채용할 근로자의 규모를 줄일 수도 있다(*adjustment at the extensive margin*). 따라서 최저임금의 고용위축 효과는 이 두 가지 채널을 통한 효과를 종합하며, 본 논문은 기존 연구들에 대한 보완 연구로서 후자, 즉 신규 채용에 미치는 효과에 초점을 맞추어 실증분석한 결과를 제시한다.

최저임금제의 신규 채용 억제효과를 추정한 연구가 드문 이유는, 최저임금 미만의 임금으로 취업하였을 구직자 가운데 최저임금으로 인해 취업하지 못하는 효과를 측정하여야 하나 실제 이러한 분석(*counter-factual analysis*)을 직접 적용할 수 있는 미시자료가 없기 때문이다. 가장 근본적으로는 자료상의 미취업자, 또는 구직자 가운데 누가 최저임금 적용 대상인지 정확하게 식별할 방법이 없기 때문에 이러한 분석이 어렵다. 본 논문에서는 이러한 자료의 한계를 우회하기 위해, 고용노동부의 「고용형태별 근로실태조사」에서 파악된 신규 채용 규모에 기초하여 최저임금의 변화가 저임금 근로자의 신규 채용에 미친 효과를 추정한 결과를 제시한다. 본 분석 결과에 의하면 최저임금이 실질로 1% 증가할 때 저임금 신규 채용은 6%까지도 감소할 수 있는 것으로 추

2) 전체 근로자의 평균 시간당 정액급여 자료는 2010년까지만 발표되고 있는데, 고용노동부 통계에 의하면 시간당 정액급여는 2010년 11,155원으로 2007년 10,275원에 비해 8.6%의 명목 인상률을 보이지만, 동일 기간 최저임금은 3,480원에서 4,110원으로 18.1% 인상되었다.

3) 이병희(2008)는 근로자 실직에 대한 효과 이외에 6개월 취업유입률에 대한 효과도 이중차분법을 통해 분석하였는데, 최저임금 인상이 취업유입률을 감소시키지 않는다는 결과를 보고하였다.

정되는데, 이와 같이 신규 채용의 탄력성이 매우 큰 이유는 최저임금의 인상으로 인한 전체 저임금 근로자에 대한 수요 위축이 기존 근로자에 대한 고용조정 경직성으로 인해 대부분 신규 채용의 위축으로 전가되는 경향이 심하기 때문인 것으로 판단된다.

II. 자료 및 추정 모형

본 논문에서 사용할 추정 방식은 기본적으로 시계열 자료에 기초한 분석이며, 구체적으로는 각 시점에서 적용되는 최저임금이 그 시점에서의 신규 채용에 어떠한 영향을 미치는지 분석하는 것이다. 각 시점에서의 최저임금은 최저임금위원회에서 제공되는 자료를 사용하고, 각 시점에서 신규 채용되는 근로자의 규모는 자료로부터 추정되어야 한다. 본 논문에서 신규 채용 규모를 추정하기 위해 사용하는 자료는 「고용형태별 근로실태조사」이므로, 추정 모형이 이 자료의 특성에 맞추어 설정될 필요가 있다.

「고용형태별 근로실태조사」는 사업체 조사 자료로서 각 사업체에 취업하고 있는 개별 근로자가 몇 년도와 몇 월에 그 사업체에 취업하였는지 수록되어 있다. 따라서 특정 연도의 특정 월에 신규 취업하여 조사 시점까지 그 회사에 계속 머문 근로자의 규모가 파악된다. 그러나 이와 같이 식별된 근로자들은 실제 특정 연도의 월에 신규 채용된 전체 근로자의 부분 집합에 불과하다. 왜냐하면 그 시점에 취업한 근로자 가운데 조사 시점 이전에 직장을 이동하거나 실직할 경우 자료에서 제외되기 때문이다. 만일 취업 이후 어떤 근로자도 이직을 하지 않았다면 현 시점에서 특정 시점에 취업한 것으로 관측된 근로자 규모와 실제 그 특정 시점에서의 신규 채용 규모와 일치하겠지만, 실제로는 직장이동, 이직 등으로 인해 현 시점에서 관측되는 근로자 규모는 실제 신규 채용된 규모보다 관측된 규모가 작을 수밖에 없다. 따라서 이러한 직장이동 또는 이직을 감안하여 다음과 같이 모형을 설정한다.⁴⁾

우선 t 년도 자료에서 j 년 m 월에 취업한 것으로 관측된 근로자의 규모를 N_{jmt} 라고 정의하면, 이는 자료에서 얻을 수 있는 수치이다. 이들 근로자들은 실제 j 년 m 월에 취업하여 t 년도까지 현 직장에 계속 머문 근로자들에 해당하므로, “ j 년 m 월에 취업한

4) 실증분석을 위한 추정모형은 김대일(2012)을 원용하였다.

전체 근로자의 수'와는 차이를 갖는다. 실제 j 년 m 월에 취업한 전체 근로자의 수를 N_{jm} 로 정의할 때, 이는 위의 N_{jmt} 와 다음과 같은 관계를 갖는 것으로 설정할 수 있다.

$$N_{jmt} = N_{jm} \phi(l(j, m, t)) z_t \quad (1)$$

위에서 $\phi(l)$ 는 취업한 이후 l 개월 이상 일자리를 유지할 확률(생존율)이며, $l(j, m, t)$ 는 취업부터 관측 시점(각년도 6월)까지의 경과된 시간을 개월 단위로 측정된 변수로서 $l(j, m, t) = 12*(t-j) + (6-m)$ 로 정의된다. 모형의 식별을 위해 생존율 함수, 즉, $\phi(l)$ 의 형태는 시점에 관계 없이 안정적이라고 가정하는데, 이는 다소 제약적인 가정일 수 있기 때문에 이에 대해서는 표본 구성 등에서 이 제약적 가정의 효과를 최소화하는 방식을 사용하기로 한다. 한편 「고용형태별 근로실태조사」가 전수조사가 아니기 때문에 매년 표본 규모가 차이를 보일 수 있고, 이러한 표본 추출의 차이로 인한 규모의 차이는 z_t (t 년도 조사의 표본 규모의 변화에 따른 차이)로 표시할 수 있다. 즉, 마지막의 z_t 항은 「고용형태별 근로실태조사」의 총 근로자 수가 매년 차이를 보이는데, 이러한 차이 가운데 표본 추출 과정에서 발생하는 차이를 통제하기 위해 포함된 변수이다.

위의 식 (1)을 로그 변환하면 다음과 같이 식 (2)를 얻을 수 있다.

$$\ln N_{jmt} = \ln N_{jm} + \ln \phi(l(j, m, t)) + \ln z_t \quad (2)$$

최저임금의 신규 채용에 대한 효과는 신규 채용 규모(N_{jm})를 통해 발생한다고 할 수 있고, 따라서 N_{jm} 의 결정식으로 모형화할 수 있다. 이는 아래 식 (3)과 같다.

$$\ln N_{jm} = \alpha + \beta \ln(W_{jm}) + v_m + D_{jm} \quad (3)$$

위에서 W_{jm} 는 j 년도 m 월 당시 신규 채용 인력에 적용되던 실질 최저임금이며, v_m 은 신규 채용이 월에 따라 차이를 보일 수 있는 월별 효과(month effect)를 나타낸다. 즉, v_m 은 신규 채용이 졸업 시즌 등에 집중되는 등, 그 규모가 월별로 일관적인 차이를 보일 가능성을 통제하기 위해 포함된 월별 효과이다. 그리고 마지막 D_{jm} 은 j 년도

m 월 당시 최저임금을 제외하고 근로자 수요에 영향을 미치는 모든 요인들의 복합효과에 대한 통제 값으로서 일반적인 수요 여건(demand condition)을 반영하는 변수이다.⁵⁾

식 (2)와 식 (3)을 종합하면 j 년도 m 월에 취업하여 t 년도 시점에 관측된 근로자의 수(N_{jmt})는 다음과 같이 설정될 수 있다.

$$\ln N_{jmt} = \alpha + \beta \ln(W_{jm}) + v_m + D_{jm} + \ln \phi(l(j, m, t)) + \ln z_t \quad (4)$$

위의 식 (4)를 자료로부터 직접 추정하려 한다면, v_m 은 월별 더미변수로 통제할 수 있고, $\ln z_t$ 는 연도 더미로 통제할 수 있으며, 수요 여건(D_{jm})을 통제하는 변수로는 신규 채용 시점의 실업률을 사용할 수 있을 것이다. 그러나 생존율을 반영하는 $\ln \phi(l)$ 에 있어서는 정확한 함수 모양을 알 수 없다는 문제점이 계속 남는다.

여기서는 다음 두 방식을 사용하여 $\ln \phi(l)$ 와 관련된 문제를 해결하고자 한다. 첫째, 특정한 이론적 근거는 없지만, 생존율($\ln \phi(l)$)을 아래와 같이 기간(l)의 2차 함수로 가정하는 것이다.⁶⁾

$$\ln \phi(l) = \gamma_0 + \gamma_1 l + \gamma_2 l^2 \quad (5)$$

이 경우 γ_1 과 γ_2 도 식 (4)의 추정 과정에서 같이 추정될 수 있다. 그러나 이러한 가

- 5) 최저임금의 신규 채용에 대한 효과를 추정하는 연구들은 종속변수를 저임금 근로자 규모가 아닌 비중으로, 그리고 독립변수를 최저임금과 평균임금 등의 비율을 사용하고 있다(Neumark & Wascher, 2000 등). 이와 같이 수준 변수가 아닌 비중, 또는 비율 변수를 사용하는 이유는 여러 가지가 있겠지만, 기본적으로는 최저임금 이외의 변수(노동공급, 전체적인 임금 변화 등 수요관련 여건)들의 변화로 인한 효과를 통제하기 위함이다. 본 연구에서 이러한 상대변수(relative quantities and prices)를 사용하지 못하는 이유는 그러한 자료가 정확하게 존재하지 않기 때문이다. 본 연구는 각 시점에서의 채용 규모와 전체 고용 규모를 관측하여 분석하는 것이 아니라 매년 1회 시행되는 조사에 대한 응답에 기초하여 지난 2년간 매월 신규 채용 규모를 추정하고 있기 때문이다. 즉, 매월 총 고용에 대한 일관된 자료를 얻을 수 없기 때문에 채용 규모의 비중을 구할 수 없고, 동일한 이유로 상대임금을 구할 수도 없다는 자료의 한계가 있다. 본 연구에서는 이 문제에 대해 채용 시점에서의 실업률, 연도효과 등을 통해 일부 대응하고 있으나, 그럼에도 불구하고 이 한계는 본 분석이 갖는 상당히 중요한 한계라고 판단되며, 따라서 독자들도 결과에 대한 해석을 받아들임에 있어 신중을 기할 필요가 있다.
- 6) l (취업 시점 이후 경과된 월 수) 값별로 더미변수를 사용할 수도 있으나, 이 경우 설명변수가 너무 많아져서 자유도가 감소하는 문제가 있다.

정이 상당히 제약적일 수 있기 때문에 둘째 방법으로 차분 함수를 사용한다. 즉, 아래와 같은 차분 모형(first-difference)을 통해 $\ln \phi(l)$ 요인을 추정식에서 제거하는 것이다.

$$\ln N_{jmt} - \ln N_{j-1mt-1} = \beta \ln(W_{jm}/W_{j-1m}) + (D_{jm} - D_{j-1m}) + \ln z(t)/z(t-1) \quad (6)$$

여기서의 1차 차분은 j 년도 m 월에 취업하여 t 년도에 관측된 근로자 수에서 $j-1$ 년도 m 월에 취업하여 $t-1$ 년도에 관측된 근로자 수를 차분하는 것인데, 이 경우 월별 효과 v_m 도 제거될 수 있어 설명변수를 크게 줄일 수 있다는 장점이 있다. 다음 장의 실증분석에서는 이 두 가지 방법을 사용하여 추정된 결과를 모두 제시하기로 한다.

Ⅲ. 신규 채용 억제효과의 추정

1. 저임금 근로자의 정의

이와 같은 모형을 자료에 적용하여 분석함에 있어서, 모형의 종속변수에 해당하는 N_{jmt} 에 대한 통계를 구하려면, 최저임금에 저촉되는 근로자 유형을 식별하여야 한다. 최저임금위원회에 의하면 2010년도 이후 최저임금의 영향률이 13.7~15.9%로 추정되고 있기 때문에 임금 분포상 하위 15%에 속하는 근로자들이 최저임금에 저촉되는 근로자라고 간주할 수도 있지만, 최저임금의 영향률이 경제활동인구조사의 부가조사에 나타난 임금자료를 기초로 추정된 값이라서 본 논문에서 사용하고 있는 「고용형태별 근로실태조사」와는 차이를 갖는 것으로 보인다.⁷⁾ <표 1>에서는 「고용형태별 근로실태조사」에서 개별 근로자별로 월 정액급여를 소정 실근로시간으로 나눈 값으로 시간당 임금을 정의하여 그 분포와 최저임금을 비교하고 있는데, 이에 따르면 자료의 시간당 임금 분포상 하위 5~7% 정도에 속한 근로자들이 최저임금에 적용되는 근로자임을 알 수 있다.⁸⁾

7) 최저임금 영향률은 전체 임금 근로자 가운데 최저임금에 직접적으로 영향을 받을 수 있는 근로자의 비중으로 정의된다.

8) 정액급여는 기본급에 통상적 수당과 기타 수당이 포함된 액수이다. 이외에 근로자에게 지급되는

〈표 1〉 고용형태별 근로실태조사의 시간당 임금 분포

	표집대상 근로자 규모	백분위 상 5%에 위치한 시간당 임금 (최저 임금)	시간당 최저임금의 백분위 위치
2008	11,053,207	3,605.5 (3,770)	하위 5.8%
2009	11,301,789	3,592.8 (4,000)	하위 7.5%
2010	11,955,749	3,800.0 (4,110)	하위 7.0%

자료: 고용노동부, 「고용형태별 근로실태조사」.

표에 의하면 2008년 시간당 최저임금은 3,770원이며, 자료의 시간당 임금 분포상 아래에서 5%에 위치한 시간당 임금은 3,605.5원으로 상당히 유사하며, 시간당 임금 분포상 최저임금의 위치는 하위 5.8%에 해당한다. 2009년의 경우 자료의 시간당 임금 분포상 아래에서 5%에 위치한 시간당 임금은 3,592.8원으로 최저임금 4,000원보다 다소 낮고, 시간당 임금 분포상 최저임금(4,000원)의 위치는 하위 7.5%에 해당한다. 2010년의 경우 최저임금(4,110원)이 시간당 임금 분포상 차지하는 위치는 하위 7.0%에 해당하는 것으로 추정되었다. 이러한 결과에 의하면 자료상 모든 연도에서 최저임금이 적용되는 근로자 유형은 임금 분포상 하위 5% 미만에 위치하는 근로자들이라고 볼 수 있고, 이에 따라 본 논문에서는 시간당 임금 분포상 하위 5%에 속하는 근로자들의 신규 채용 규모에 초점을 맞추어 분석하기로 한다.⁹⁾

이와 같이 최저임금에 따라 채용 여부가 영향받을 것으로 판단되는 그룹을 임금 분포상의 특정 수준 이하로 정하는 것은 실제 최저임금이 적용되는 근로자를 정확하게 식별하기 어렵기 때문이다. 최저임금에 따른 채용 억제효과를 정확하게 추정할 수 있는 이상적인 자료(ideal data)는 구직자들의 취업 확률을 추정할 수 있는 패널 자료이면서, 구직자들 가운데 “취업한다면 최저임금을 받게 될 근로자”가 식별될 수 있는 자료일 것이다. 그러나 이렇게 최저임금 구직자가 식별될 수 있는 자료는 없기 때문에 부득이 「고용형태별 근로실태조사」와 같은 자료를 통해 간접적으로 최저임금으로 채용되는 근로자의 규모를 추정할 수밖에 없다.

금액은 초과근로수당과 특별상여금 등인데, 최저임금제도의 취지를 감안한다면 이러한 추가적인 지급액은 제외한 정액급여에 기초한 시간당 임금을 사용하는 것이 타당하다고 판단된다. 예를 들어 시간당 최저임금을 받기로 하고 채용된 근로자에게 고용주가 예상치 않았던 초과근로수당이나 상여금을 지급할 경우 모든 급여를 다 감안한 임금은 최저임금을 상회하게 되고, 이에 따라 이 근로자는 최저임금 적용 근로자가 아닌 것으로 식별될 우려가 높기 때문이다.

9) 최저임금이 적용되는 저임금 근로자를 이와 같이 정의하는 것은 김대일(2012)에 사용된 정의와 동일한 방식이다.

본 논문에서는 앞서 정의한 바와 같이 이런 근로자 규모를 전체 시간당 임금 분포에서 하위 5%에 속하는 근로자로 정의하였고, 이 가운데 각 시점에서 채용된 근로자 규모를 이용하고 있다. 그 배경 논리는 다음과 같다. 최저임금의 변화가 없었거나 최저임금 일자리 채용 규모가 안정적이었다면, 전체 임금 분포상 하위 5%에 속하는 근로자 가운데 신규로 채용된 근로자의 규모는 일정하게 유지되었을 것이라는 논리이다. 따라서 특정 시점에 최저임금이 인상되었고, 그 시점에 채용된 근로자들 가운데 하위 5%에 속하는 규모가 적다면 이를 최저임금 인상에 의해 저임금 근로자 채용이 억제된 것으로 해석하는 것이다.

한편 본 논문에서는 시간당 임금 분포상 하위 5~15%에 속한 근로자들은 최저임금 차상위 계층으로 정의하고, 최저임금이 이 차상위 계층 근로자의 신규 채용에 미치는 영향도 분석하기로 한다. 이와 같이 차상위 계층에 대한 채용도 분석하는 이유는 최저임금의 인상으로 인한 대체효과에 따라 최저임금 차상위 계층의 채용 수요는 증가할 수 있기 때문이다.¹⁰⁾ 만일 최저임금의 인상이 최저임금이 적용되는 하위 5%에 속하는 근로자의 채용을 감소시킨다고 하여도, 차상위 근로자의 채용으로의 대체를 반영한다면 실제 최저임금으로 인한 신규 채용에 대한 효과는 주로 규모(quantity)에 대한 효과가 아니라 구성(composition)에 대한 효과를 통해 나타난다는 의미이므로 최저임금의 전체 고용에 대한 시사점을 얻으려면 차상위 계층에 대한 분석이 필요하기 때문이다.

이와 함께 비교 그룹으로서 하위 15% 위에 위치한 나머지 근로자 유형에 대해서도 분석한 결과를 제시한다. 그 이유는 본 분석이 본질적으로 시계열 분석의 성격을 지니므로, 최저임금의 변화와 신규 채용의 변화가 제3의 요인에 의해 연계되는 경우(spurious correlation)를 상정할 수 있기 때문이다. 이러한 제3의 요인이 존재하고 그 효과가 근로자 유형별로 중립적인 성격을 갖는다면, 최저임금의 변화에 따른 효과가 미미할 것으로 예상되는 하위 15% 이상 근로자 유형에게서도 최저임금의 효과가 저임금 근로자에서와 유사하게 나타날 것이므로, 저임금 근로자(5% 이하)와 15% 이상 유형 근로자에서 추정되는 최저임금 효과를 비교함으로써 최저임금의 효과가 실질적인 최저임금의 효과인지 아니면 제3의 요인에 의한 가상 상관관계(spurious correlation)를

10) Powers(2009) 등에 의하면 미국의 패스트 푸드 산업에서 최저임금 인상이 노동수요를 저임금 근로자에서 차상위 근로자로 대체시키는 효과가 실증적으로 거의 관측되지 않는다. 그러나 국내에서는 이병희 외(2008)에서는 최저임금이 청년층과 고령층 고용에는 부정적이지만, 25-45세 청장년 고용에는 오히려 긍정적인 효과를 가져올 가능성을 제시하기도 하였다.

반영하는지 판단할 수 있을 것이다.

2. 추정 결과

앞 절의 논의에 따라 본 분석에서 추정될 모형은 근로자 유형(q)별로 다음 두 식이다.

$$\ln N_{jmt}^q = \alpha^q + \beta^q \ln(W_{jm}) + \pi^q \ln(u_{jm}) + \gamma_1 l + \gamma_2 l^2 + v_m^q + \mu_t^q + \epsilon_{jmt}^q \quad (4-1)$$

$$\Delta \ln N_{jmt}^q = \beta^q \Delta \ln(W_{jm}) + \pi^q \Delta \ln(u_{jm}) + \Delta \mu_t^q + \eta_{jmt}^q \quad (6-1)$$

위에서 N_{jmt}^q 는 j 년도 m 월에 채용되어 t 년도 자료에 관측된 근로자 가운데 시간당 임금 분포상 q 유형(하위 5%, 5~15%, 기준)에 속하는 근로자의 규모로 정의된다. Δ 는 t 년도에 관측된 j 년도 취업자와 $t-1$ 년도에 관측된 $j-1$ 년도 취업자 간의 차분을 나타내는 연산자이며, q 는 근로자 유형으로서 최하위 5%에 속하는 유형과, 5~15%에 속하는 차상위 계층 근로자 유형, 그리고 15%보다 상위에 위치한 근로자 유형(이하 기준 유형)을 나타낸다. u_{jm} 은 앞서 언급된 바와 같이 채용 당시의 수요여건을 반영하는 실업률 변수이다. 한편 v_m^q 와 μ_t^q 는 각각 q 유형 근로자 채용 규모에 대한 월별 및 연도효과이다.

추정에 사용되는 자료는 「고용형태별 근로실태조사」의 2008~2010년 자료로부터 조사 시점에서 2년 이내에 취업한 근로자의 규모로 제한하였다. 취업 이후 기간이 2년 이내인 근로자로 국한하는 이유는 첫째, 취업 시점(jm)과 관측 시점(t)의 차이가 너무 길어질 경우 생존율 함수($\phi(l)$)가 안정적으로 유지된다고 가정하기 어렵기 때문이고, 둘째, 최저임금이 정규직보다 비정규직에 적용될 가능성이 높은 상황에서 기간제법에 따라 비정규직의 근속기간이 2년 이내로 제약되는 경우가 많기 때문이다.¹¹⁾ 결과적으로 분석에는 2006년 7월에 신규 채용된 근로자부터 2010년 6월에 취업한 근로자까지

11) 비록 2년으로 기간 제한을 두어도 생존율 함수가 항상 일정하다고 가정하기는 어려울 수 있다. 그러나 실제 식 (4-1), 또는 식 (6-1)에서 보면 연도 효과를 통해 생존율 함수의 시계열 변화가 어느 정도 통제될 수 있음을 알 수 있다.

4년에 걸친 신규 채용 규모가 사용된다. 한편 최저임금에 대한 자료는 최저임금위원회의 자료를 사용하였으며, 추정에서는 소비자물가지수를 이용하여 실질 최저임금으로 사용하였다.

이 추정 모형은 김대일(2012)과 거의 동일하지만, 중요한 차이점이 있다. 본 논문에서는 수요 여건을 통제하는 변수로 실업률을 사용하고 있다는 점에서 차이를 갖는다. 김대일(2012)에서는 유사한 유형 근로자의 고용규모 변화를 수요 여건의 대리변수로 사용하였는데 내생성의 문제가 있을 수 있기 때문에 여기서는 실업률 변수로 대체하여 내생성의 문제를 최소화하였다.

가. 근로자 유형별 채용 억제 효과

위의 식 (4-1)을 세 근로자 유형(하위 5%, 차상위 5~15%, 기준 유형)에 대해 추정 한 결과는 <표 2>와 같다. 유형 I(하위 5%)에 속한 근로자의 채용 규모에 대해 최저임금이 갖는 효과는 음(-)의 부호를 갖는 것으로 추정되고 있어 최저임금의 채용 억제 효과가 존재할 가능성을 보이고 있다. 한편 임금 분포상 상위에 위치한 근로자의 채용 일수록 최저임금의 채용 억제효과는 감소하는 양상을 보여 단순한 수요 이론에 의해 예측되는 바와 일관성을 갖는 것으로 판단된다. 실업률도 이론이 예측하는 바와 같이 대체로 채용 규모에 부정적인 영향을 미치는 것으로 추정되고 있어 모형의 적합성에 큰 무리가 없음을 보여주고 있다. 그러나 최저임금의 효과들에 있어서 통계적 유의성은 없는 것으로 추정되어 최저임금의 채용 억제효과에 대한 실증 근거가 얻어졌다고 판단하기는 어렵다.¹²⁾

다만, 표에서 유의할 부분은 취업 이후 기간별 생존율($\phi(l)$)을 기간(l)의 2차 함수로 추정한 결과가 매우 유의한 추정치를 보인다는 점이다. 또한 생존율의 하락 속도가 임금이 낮은 유형일수록 빠른 것으로 추정되고 있어 저임금 근로자의 직장 이동성, 또는 실직률이 높음을 의미하고 있는데, 이는 모형 식 (4-1)의 식별에 있어서 기간별 생존율($\phi(l)$)이 매우 중요한 요인일 수 있음을 시사한다. 즉, 기간별 생존율($\phi(l)$)이 제대로 식별될 수 있어야 최저임금의 효과도 제대로 추정될 수 있음을 시사하는 것으로 판단되며, 이에 따라 앞으로 살펴볼 1차 차분 모형의 중요성이 높다고 판단된다.

한편 표본을 남성과 여성으로 구분하여 추정한 결과도 대동소이하지만 약간의 차이

12) 동일한 최저임금이 적용되는 기간 동안 오차항들 간 상관관계가 존재할 수 있다는 한 심사자의 지적에 따라 각 추정계수에 대해 robust standard error를 표기하였다.

〈표 2〉 최저임금의 채용 억제효과:모형 (식 4-1)의 추정(전체 근로자)

	유형 I (하위 5% 이하)	유형 II (하위 5~15%)	유형 III (하위 15% 이상)
로그 실질 최저임금	-3.165 (2.216)	-1.467 (1.072)	-0.773 (.706)
로그 실업률	-.491 (.399)	-.638 (.170)***	-.255 (.198)
취업 이후 기간	-.207 (.012)***	-.155 (.007)***	-.112 (.004)***
취업 이후 기간 ² /100	.417 (.051)***	.314 (.039)***	.265 (.011)***
월별 효과 통제	통제함	통제함	통제함
연도 효과 통제	통제함	통제함	통제함
Adjusted R ²	.955	.977	.953
관측치 수	72	72	72

주: 추정계수의 () 안의 숫자는 동일한 최저임금이 적용되는 기간 내 오차항 간 상관관계를 허용하는 robust standard error임.

*: 10% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, ***: 1% 수준에서 유의.

자료: 고용노동부, 「고용형태별 근로실태조사」, 2008~2010년도.

가 있다. <표 3>에 의하면 최저임금의 채용 억제효과는 모두 음(-)이며, 대체로 저임금 근로자일수록 그 효과의 크기가 큰 양상을 보인다는 점에서 앞서 본 결과와 유사하다. 다만, 일부에서 최저임금의 추정계수가 통계적으로 유의하게 추정되고 있어 최저임금이 신규 고용을 억제할 가능성이 존재함을 보여주고 있다. 다만, 생존율 함수가 모두 통계적으로 유의하게 추정되었으며, 생존율의 하락 속도는 저임금 근로자일수록 빠른 것으로 추정되어 앞서 본 <표 2>와 동일한 양상을 보이는데, 그만큼 1차 차분 모형을 통해 본 결과가 재확인될 필요성이 높다고 판단된다.

이상의 결과에서 단순 시계열 자료의 분석이 생존율 함수의 식별에 크게 의존할 수 있음을 알 수 있는데, 실제 생존율 함수를 정확하게 추정하기는 어렵기 때문에 앞서 정의한 1차 차분 모형을 사용하기로 한다. 식 (6-1)의 경우 취업 후 경과기간에 따른 생존율 효과를 차분하여 제거한 모형이기 때문에 생존율 함수가 시계열적으로 안정적이라는 전제하에서는 생존율 함수를 효과적으로 제거할 수 있어 생존율 함수의 모양에 따라 최저임금의 추정 계수가 영향받는 문제를 해결할 수 있다. 다만, 생존율 함수가 시계열적으로 안정적이라는 전제는 다소 제약적인데, 여기서는 취업 이후 경과기간을 24개월로 제한하였고, 사용된 자료도 긴 시계열이 아닌 2008~2010년의 3개년도로 제한하였기 때문에 시계열적 안정성이 어느 정도 합리화될 수 있을 것이라고 판단된다. 그럼에도 불구하고 생존율 함수에 연도별 차이가 존재하는 부분은 차분 모형에서 연도

<표 3> 최저임금의 채용 억제효과:모형 (식 4-1)의 성별 추정

1) 남성	유형 I (하위 5% 이하)	유형 II (하위 5~15%)	유형 III (하위 15% 이상)
로그 실질 최저임금	-3.202 (1.383)*	-2.471 (.869)**	-.447 (1.117)
로그 실업률	-.034 (.181)	-.238 (.229)***	-.143 (.352)
취업 이후 기간	-.212 (.016)***	-.162 (.005)***	-.118 (.005)***
취업 이후 기간2/100	.465 (.063)***	.326 (.016)***	.310 (.019)***
월별 효과 통제	통제함	통제함	통제함
연도 효과 통제	통제함	통제함	통제함
Adjusted R ²	.937	.962	.923
관측치 수	72	72	72

2) 여성	유형 I (하위 5% 이하)	유형 II (하위 5~15%)	유형 III (하위 15% 이상)
로그 실질 최저임금	-2.665 (2.701)	-.423 (1.235)	-1.347 (.303)**
로그 실업률	-.780 (.540)	-.894 (.184)***	-.473 (.120)**
취업 이후 기간	-.203 (.011)***	-.152 (.009)***	-.102 (.006)***
취업 이후 기간2/100	.374 (.047)***	.312 (.053)***	.190 (.024)***
월별 효과 통제	통제함	통제함	통제함
연도 효과 통제	통제함	통제함	통제함
Adjusted R ²	.924	.963	.973
관측치 수	72	72	72

주: 추정계수의 () 안의 숫자는 동일한 최저임금이 적용되는 기간 내 오차항 간 상관관계를 허용하는 robust standard error임.

* 10% 수준에서 유의, ** 5% 수준에서 유의, *** 1% 수준에서 유의.

자료: 고용노동부, 「고용형태별 근로실태조사」, 2008~2010년도

효과의 통제를 통해 추가적으로 해소될 수 있을 것으로 기대된다.

취업 이후 경과기간에 따른 이직 문제를 1차 차분으로 통제한 두 번째 모형(식 6-1)을 추정한 결과에 의하면, <표 4>에서와 같이 임금 분포상 하위 5%에 속하는 저임금 근로자에 대해 채용 억제효과가 존재하는 것으로 추정되고 있다. 유형 I(하위 5% 이하)의 채용에 있어서는 최저임금의 계수가 통계적으로 유의하여 최저임금이 1% 인상될 경우 저임금 근로자의 신규 채용은 6.6% 감소할 수 있음을 보이고 있다. 한편 유형 II(차상위 5~15%)와 유형III(15% 이상)의 채용 규모에 미치는 영향은 크기도 훨씬 작고 통계적으로 유의하지도 않은 것으로 추정되었다. 유형II 및 III의 근로자들을 유형 I 근로자에 대한 일종의 통제집단(control group)으로 볼 수 있기 때문에, 표에서와

〈표 4〉 최저임금의 채용 억제효과:모형 (식 6-1)의 추정(전체 근로자)

	유형 I (하위 5% 이하)	유형 II (하위 5~15%)	유형 III (하위 15% 이상)
△로그 실질 최저임금	-6.554 (2.978)*	-1.285 (.723)	-1.105 (.587)
△로그 실업률	-.442 (.671)	-.456 (.073)***	-.265 (.061)**
연도효과 통제	통제함	통제함	통제함
Adjusted R ²	.203	.112	.174
관측치 수	48	48	48

주: 추정계수의 () 안의 숫자는 동일한 최저임금이 적용되는 기간 내 오차항 간 상관관계를 허용하는 robust standard error임.

* 10% 수준에서 유의, ** 5% 수준에서 유의, *** 1% 수준에서 유의.

자료: 고용노동부. 「고용형태별 근로실태조사」, 2008~2010년도.

같이 근로자의 임금수준에 따라 최저임금의 효과가 상이하게 추정되는 것은 모형에서 추정된 효과가 최저임금과 채용 규모 간의 가상 상관(spurious correlation)을 반영하는 것이 아님을 의미하는 것으로 판단된다. 또한 수요 여건을 통제하기 위한 실업률 변수의 추정계수도 음(-)으로 추정되어 수요 이론에 대체로 부합되는 양상을 보이고 있기 때문에, 차분 모형의 결과가 실제 노동수요를 반영한 결과를 보여주는 것으로 판단된다.¹³⁾¹⁴⁾

한편 표본을 남녀로 구분하여도 동일한 결과가 얻어지며, 그 차이가 통계적으로 유의하지는 않지만 여성에게서 채용 억제효과가 다소 큰 것으로 추정되었다. 남성과 여

13) 한 심사자의 지적과 같이 최저임금의 신규 채용 억제효과가 시차를 두고 발생할 가능성이 있다면, 최저임금의 lagged value를 사용할 수도 있을 것이다. 논문에는 제시되지 않았지만, 1개월 및 3개월 lag를 사용한 결과 오히려 추정계수가 작아지는 경향이 발생하고 있는데, 만일 시차를 둔 효과라면 추정계수가 절댓값으로 커져야 할 것이므로 lagged value를 사용하는 이득이 크지 않다는 의미라고 판단된다. 실제 우리나라 자료를 분석하면서 굳이 lagged value를 사용하지 않아도 될 이유를 찾는다면 최저임금이 적용 시점에 상당히 앞선 시점에서 발표되고, 이에 따라 고용주들이 충분히 대응할 시간이 있기 때문이다.

14) 앞서 언급한 바와 같이 고용 비율 및 상대임금 등이 아니라 수준을 사용함에 따라 가상 상관관계(spurious correlation) 문제가 있을 수 있는데, 이에 대한 근본적인 해결책은 아니지만, 그 문제가 얼마나 심각할 수 있는가를 가늠해 보는 방안으로 유형 I의 회귀식에 유형 II 및 III의 고용변화를 추가적인 설명변수로 포함시킨 추정 결과를 <부표>에서 보이고 있다. 이 경우로 그 실질 최저임금의 추정계수가 절댓값으로 작아지는 양상을 보여 수준변수를 사용함에 따른 문제가 일부 존재하는 것으로 볼 수 있지만, 그 변화 폭이 작을 뿐 아니라 유형 II 및 III의 고용변화 추정계수는 모두 유의하지 않아 그 문제가 심각한 수준이라고 보기는 어렵다고 판단된다.

성을 대상으로 한 차분모형 추정 결과는 <표 5>와 같은데, 최저 실질임금의 1% 인상은 남성 저임금 근로자의 채용을 5.5% 억제하는 등 그 효과가 상당히 큰 것으로 추정되었지만 그 통계적 유의성은 충분히 확보되지 못하는 것으로 나타났다. 반면 유형 II에서 크기는 훨씬 작지만 통계적으로 유의한 음(-)의 부호를 갖는 것으로 추정되었다는 점이 특이하다. 한편 여성을 대상으로 한 차분모형 추정 결과에서는 최저임금 1% 인상이 여성 저임금 근로자에게 있어서 6.6%의 신규 채용 억제효과를 초래할 수 있음을 보이고 있다.

이상의 차분모형 추정 결과는 최저임금에 따른 신규 채용 억제효과가 상당할 수 있다는 개연성을 시사하고 있다. 임금 분포상 하위 5% 미만에 속한 저임금 근로자에 대한 탄력성 추정치는 거의 5~6에 이르고 있어 매우 큰 편인 것처럼 보이는데, 이에 대한 해석에 있어서 세 가지 유의할 점이 있다. 첫째, 이 추정치는 노동수요의 탄력성에 대한 추정치가 아니라 신규 채용의 탄력성에 대한 추정치라는 점이다. 최저임금이 1% 오르면 신규 채용은 5~6% 감소할 수 있다는 의미이지만, 최저임금이 적용되는 근로자 전체에서 신규 채용 인력이 차지하는 비중이 10%라면, 최저임금에 해당하는 노동력에

<표 5> 최저임금의 채용 억제효과:모형 (식 6-1)의 성별 추정

1) 남성	유형 I (하위 5% 이하)	유형 II (하위 5~15%)	유형 III (하위 15% 이상)
△로그 실질 최저임금	-5.474 (2.959)	-2.475 (.294)***	-1.022 (.524)
△로그 실업률	-.070 (.419)	-.029 (.091)	-.093 (.096)
연도효과 통제	통제함	통제함	통제함
Adjusted R ²	.299	.155	.084
관측치 수	48	48	48
2) 여성	유형 I (하위 5% 이하)	유형 II (하위 5~15%)	유형 III (하위 15% 이상)
△로그 실질 최저임금	-6.639 (3.023)*	-.035 (1.194)	-1.308 (.784)
△로그 실업률	-.673 (.827)	-.729 (.162)**	-.570 (.104)**
연도효과 통제	통제함	통제함	통제함
Adjusted R ²	.127	.252	.321
관측치 수	48	48	48

주: 추정계수의 () 안의 숫자는 동일한 최저임금이 적용되는 기간 내 오차항 간 상관관계를 허용하는 robust standard error임.

* 10% 수준에서 유의, ** 5% 수준에서 유의, *** 1% 수준에서 유의.

자료: 고용노동부, 「고용형태별 근로실태조사」, 2008~2010년도.

전체에 대한 노동수요의 탄력성은 0.5~0.6으로 계산될 수 있다.¹⁵⁾ 둘째, 이와 같이 신규 채용에서의 효과가 크게 나타나는 것은 기존 인력에 대한 조정이 어렵다는 점을 반영하고 있다고 판단할 수 있다.¹⁶⁾ 기존 인력에 대한 조정이 불가능할 경우 최저임금 인상에 따른 노동수요 감소가 모두 신규 채용 감소에 반영될 수밖에 없기 때문이다. 셋째, 물론 본 분석에서 최저임금이 적용되는 근로자를 정확하게 정의하는 대신 임금 분포상 하위 5% 미만으로 다소 좁게 정의하였기 때문에, 신규 채용 억제효과가 그만큼 크게 추정되었을 가능성도 배제해서는 안 될 것이다.

한편 유형 I(하위 5%)에 속하는 근로자들을 연령별로 나누어 차분 모형으로부터 최저임금의 효과를 추정한 결과는 <표 6>과 같은데, 전체 표본에서는 55세 이상 고연령층의 추정계수가 가장 큰 것으로 추정되어 최저임금의 신규 채용 억제효과가 고연령층에 밀집될 수 있음을 시사하고 있다. 55세 이상 고연령층의 경우, 최저 실질임금이 1% 인상되면 임금 하위 5%에 속하는 근로자의 채용은 10.7% 감소하는 것으로 추정되었고, 그 이하 연령층에서는 6.5~7.1% 정도 감소하는 것으로 추정되고 있다. 남녀별로 구분할 경우 남성에게서는 젊을수록 채용 억제효과가 크게 나타나고 있지만 통계적 유의성은 낮으며, 여성에게서는 연령이 높을수록 채용 억제효과가 큰 양상을 보여, 55세 이상 고연령층 저임금 근로자에게서 상당한 효과가 있는 것으로 추정되고 있다.

<표 6> 유형 I 및 II(하위 5% 및 5~15%)에 대한 차분 모형의 성·연령별 추정 결과

△로그 실질 최저 임금의 추정계수		29세 이하	30~54세	55세 이상
유형 I (하위 5%)	전체	-6.464 (2.873)*	-7.057 (3.572)*	-10.661 (3.639)**
	남성	-13.222 (7.756)	-5.635 (2.300)*	-3.814 (2.552)
	여성	-2.035 (.769)*	-7.058 (3.923)	-34.699 (18.526)*
유형 II (5~15%)	전체	-4.023 (.967)**	-.350 (.081)	.328 (2.932)
	남성	-3.752 (1.002)**	-2.700 (.771)**	-1.833 (2.676)
	여성	-2.861 (.561)**	1.077 (1.161)	2.303 (3.455)

주: 추정계수의 () 안의 숫자는 동일한 최저임금이 적용되는 기간 내 오차항 간 상관관계를 허용하는 robust standard error임.

* 10% 수준에서 유의, ** 5% 수준에서 유의, *** 1% 수준에서 유의.

자료: 고용노동부, 「고용형태별 근로실태조사」, 2008~2010년도.

15) 1980년대 이전 미국의 자료에서는 최저임금에 대한 저임금 노동수요의 탄력성이 -1~3 정도로 추정되고 있다(Brown, Gilroy & Kohen, 1982).

16) 남재량 외(2009)에서도 기존 인력에 대한 단기적 인력조정 어려움이 중요한 요인일 수 있음을 시사하고 있다.

한편 앞서 <표 5>에서 남성의 경우 유형 II에 대한 채용 억제효과가 통계적으로 유의하게 추정되었던 점을 감안하여 동일한 성·연령별 분석을 유형 II에 적용한 결과에 따르면, 대체로 29세 이하 연령층에서 최저임금의 인상이 유형 II에 대한 채용을 억제하는 것으로 추정되었다. 이와 같은 결과는 최저임금의 인상이 가장 임금이 낮은 계층(유형 I:하위 5%)의 채용을 억제하는 효과가 존재할 가능성과 함께, 그 차상위 계층(유형 II:5~15%)에 대해서도 청년층의 채용을 억제할 가능성이 높음을 보여주고 있다고 판단된다.

이상의 결과는 최저임금이 고용창출에 부정적인 효과를 초래할 가능성이 높다는 것을 보여주고 있다. 기존의 연구 결과(남재량 외 2009; 남성일 2008; 이병희 2008 등)들을 종합하여 판단할 때, 단기적 고용조정에 대한 제약으로 인해 최저임금에 저촉되는 저임금 근로자들의 경우 최저임금이 인상되어도 즉각적인 실적으로 이어지지는 않지만, 바로 이러한 단기적 고용조정의 경직성으로 인해 신규 채용, 즉, 저임금 근로자의 입직구에서의 채용 억제효과는 상당히 클 수 있다는 점을 보이고 있는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

나. 일자리 유형별 채용 억제 효과

앞 절에서는 최저임금의 저임금 근로자 신규 채용 억제효과를 분석한 결과를 제시하였는바, 본 절에서는 이를 신규 일자리 창출의 관점에서 바라보고자 한다. 즉, 최저임금의 인상이 어떤 일자리에서의 채용에 더 큰 억제효과를 보였는지 추정함으로써 최저임금의 인상이 경제의 어떤 부분의 일자리 창출에 부정적인 효과를 보이는지 분석한다. 본 절에서 초점을 맞추는 부분은 사업체 규모와 산업이다.

<표 7>에서는 저임금 근로자(유형 I)의 신규 채용의 규모를 채용된 일자리의 사업체 규모별로 구분하여, 최저임금 효과를 1차 차분 모형(식 6-1)으로부터 추정한 결과를 보이고 있다. 결과에 의하면 실질 최저임금이 채용 억제효과를 갖는 부문은 5인 미만의 영세 사업장을 국한되는 것으로 판단되며, 5인 이상 사업장에서는 최저임금의 추정계수가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 추정된다. 5인 미만의 경우 최저임금이 1% 증가하면, 저임금 근로자에 대한 신규 채용이 9.3% 억제되는 것으로 추정되었다.

<표 8>에서는 산업들에 대해 1차 차분 모형을 적용하여 분석한 결과인데, 최저임금의 저임금 근로자에 대한 채용 억제효과는 광공업체, 도소매 및 음식숙박업, 금융보험 및 부동산업에서 크게 나타나는 것으로 판단되며, 나머지 부문(기타 서비스)에서는 그

〈표 7〉 유형 1에 대한 차분 모형의 사업체 규모별 추정 결과

	5인 미만 사업장	5-29인 사업장	30-299인 사업장	300인 이상 사업장
Δ로그 최저임금	-9.25 (4.17)*	-2.05 (5.06)	-2.39 (2.46)	2.30 (5.95)
Δ로그 실업률	-.69 (.93)	.32 (.34)	-.66 (.63)	1.07 (1.20)
연도효과 통제	통제함	통제함	통제함	통제함
Adjusted R ²	.203	.040	.077	.121
관측치 수	48	48	48	48

주: 추정계수의 () 안의 숫자는 동일한 최저임금이 적용되는 기간 내 오차항 간 상관관계를 허용하는 robust standard error임.

* 10% 수준에서 유의, ** 5% 수준에서 유의, *** 1% 수준에서 유의.

자료: 고용노동부, 「고용형태별 근로실태조사」, 2008~2010년도.

〈표 8〉 유형 1에 대한 차분 모형의 산업별 추정 결과

	광공업	도소매 음식숙박업	금융보험 부동산	기타 서비스
Δ로그 최저임금	-13.89 (4.22)**	-11.68 (1.76)***	-7.35 (5.83)	-.60 (2.81)
Δ로그 실업률	.27 (.27)	.59 (.19)**	-.86 (.69)	-1.24 (1.12)
연도효과 통제	통제함	통제함	통제함	통제함
Adjusted R ²	.927	.516	.163	.583
관측치 수	48	48	48	48

주: 추정계수의 () 안의 숫자는 동일한 최저임금이 적용되는 기간 내 오차항 간 상관관계를 허용하는 robust standard error임.

* 10% 수준에서 유의, ** 5% 수준에서 유의, *** 1% 수준에서 유의.

자료: 고용노동부, 「고용형태별 근로실태조사」, 2008~2010년도.

효과가 크지 않은 것으로 추정되었다. 광공업의 경우 최저임금이 1% 인상될 경우 저임금 근로자의 신규 채용이 13.9% 억제되고, 도소매 및 음식숙박업에서는 11.7%, 금융보험 및 부동산업에서는 7.4% 정도 억제되는 것으로 추정되었다.

이러한 규모별, 산업별 차이는 규모·산업별 노동수요의 차이를 반영할 수도 있고, 다른 한편으로는 규모·산업별로 기존 저임금 인력에 대한 단기적 고용조정 용이성에 차이가 있음을 반영할 수도 있다. 규모별로 볼 때, 고용조정의 경직성은 사업체 규모가 클수록 더 심하다고 판단되므로 규모별 차이는 노동수요의 차이를 반영하고 있을 가능성이 더 크다고 판단된다. 반면 산업별 차이는 저임금 근로자에 대한 고용조정의 경직성을 일부 반영하고 있을 가능성을 배제하기 어렵다. 다만 본 논문의 분석 결과에

서는 이 두 가지 요인, 즉, 노동수요의 차이와 고용조정 경직성의 차이를 식별할 수 있는 근거는 제시하지 못하고 있으므로, 차후 추가적인 분석이 요구된다고 판단된다.

IV. 맺음말

본 논문에서는 최저임금이 저임금 근로자의 신규 채용에 미치는 효과를 시계열 자료를 이용하여 추정하였다. 실증분석 결과에 의하면 최저임금이 저임금 근로자의 신규 채용을 억제하는 효과를 갖는 것으로 추정되며, 이러한 채용 억제효과는 남성 청년층, 여성 고연령층, 5인 미만 영세 업체, 제조업 등에서 상당히 크게 나타나는 것으로 추정되었다. 이러한 결과는 최저임금의 인상이 단기적으로는 저임금 근로자의 실직을 유발하는 효과가 거의 없다는 기존의 연구들과 배치되는 것이 아니며, 오히려 기존의 연구 결과들과 종합해 볼 때 첫째, 최저임금 인상에 따라 저임금 근로자에 대한 노동수요가 위축되는 효과가 존재하고, 둘째, 기존의 저임금 근로자에 대한 고용조정 경직성으로 인해 노동수요 위축 부담이 대부분 신규 채용 위축으로 전가되고 있음을 의미하는 결과라고 판단된다.

최저임금은 저임금 근로자들에 대한 최소한의 안전망 가운데 하나라는 점에서 그 중요성을 부인할 수는 없지만, 본 논문의 결과에 의하면 지나치게 높게 책정될 경우 저임금 근로자의 고용을 상당히 위축시킬 우려가 있으며, 이에 따라 최저임금을 받는 저임금 취업자와 최저임금으로 인해 채용이 위축되어 취업 기회를 잃게 되는 저기능 구직 근로자 간의 내부자/외부자 문제가 심화될 가능성이 높다고 판단된다. 2012년 현재 우리나라의 최저임금은 최저생계비 등과 비교하여 볼 때 절대적 수준은 높지 않은 편이라고 주장할 수도 있으나, 최저임금위원회에서 추정한 영향률은 13.7%에 이르고 있어 저임금 노동시장에 상당한 영향을 미칠 수 있는 수준이라고 판단된다.¹⁷⁾ 이와 같이 볼 때 최저임금의 결정에 있어서 비단 안전망으로서의 역할도 중요하지만, 최저임금이 저임금 근로자의 고용에 미치는 영향도 충분히 감안되어야 할 것이다.

17) 2012년 기준 최저임금은 월환산 9576,220원이므로 국민기초생활보장법에서 보장하는 4인 가구 최저생활비 1,495,500의 64.0% 수준이다.

참고문헌

- 김대일. 「우리나라 저임금 노동시장의 실태와 과제」. 유경준 편. 『성장과 고용의 선순환 구축을 위한 패러다임 전환 - 고용창출을 위한 사회안전망 구축 (2)』. 연구보고서, 한국개발연구원, 2012.
- 남성일. 「최저임금제가 노동수요에 미치는 효과:감시단속 근로자에 대한 실증분석」. 『노동경제논집』 31권 3호(2008): 1-19.
- 남재량·안태현·안종범·전영준. 『근로빈곤 대책연구 I』. 노동부 정책용역 보고서, 노동부, 2009.
- 이병희. 「최저임금의 고용유지 및 취업 유입 효과」. 『산업노동연구』 14권 1호(2008): 1-23.
- 이병희·정진호·이승렬·강병구·홍경준. 『저소득 노동시장 분석』. 연구보고서 2008-01, 한국노동연구원, 2008.
- Brown, Charles, Curtis Gilroy and Andrew Kohen. "The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment." *Journal of Economic Literature* 20 (2) (1982): 487-528.
- Card, David. "Using Regional Variation in Wages to Measure the Effects of the Federal Minimum Wage." *Industrial and Labor Relations Review* 46 (1) (1992): 22-37.
- Card, David, and Alan B. Krueger. "Minimum Wages and Employment:A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania." *American Economic Review* 84 (4) (1994): 772-793.
- 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) (2000): 1362-1396.
- Powers, Elizabeth T. "The Impact of Minimum-Wage Increases:Evidence from Fast-Food Establishments in Illinois and Indiana." *Journal of Labor Research* 3 (4) (2009): 365-394.

〈부표〉 유형 I 채용 억제효과: 식 (6-1) 변형 모형의 추정(전체 근로자)

	종속변수: Δ 유형 I (하위 5% 이하) 채용		
	(1)	(2)	(3)
Δ 로그 실질 최저임금	-6.349 (3.155)*	-6.429 (3.100)*	-6.328 (3.230)
Δ 로그 실업률	-.370 (.638)	-.412 (.683)	-.366 (.657)
Δ 로그 유형 II 채용	.160 (.140)		.151 (.140)
Δ 로그 유형 III 채용		.113 (.308)	.028 (.378)
연도효과 통제	통제함	통제함	통제함
Adjusted R ²	.209	.205	.209
관측치 수	48	48	48

주: 추정계수의 () 안의 숫자는 동일한 최저임금이 적용되는 기간 내 오차항 간 상관관계를 허용하는 robust standard error임.

* 10% 수준에서 유의, ** 5% 수준에서 유의, *** 1% 수준에서 유의.

자료: 고용노동부, 「고용형태별 근로실태조사」, 2008~2010년도

abstract

The Effect of Minimum Wages on New Hiring of Low-wage Workers

Dae Il Kim

This paper estimates the effect of minimum wages on new hiring of low wage workers from a time-series. The results indicate that minimum wages tend to reduce the new hiring of low wage workers, in particular, among women, less educated and older population. The strongly negative effect on new hiring suggests that the burden of reduced labor demand arising from higher minimum wages tend to fall mostly upon the unprotected low-wage job searchers due to the short-term rigidity of employment adjustment among the existing workers.

Keywords: minium wages, low wage labor demand, rigidity of employment adjustment