

勞 動 經 濟 論 集
第31卷(3), 2008. 12, pp. 1~19
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

최저임금제가 노동수요에 미치는 효과: 감시단속 근로자에 대한 실증분석*

남 성 일**

본 연구는 2007년부터 적용되기 시작한 감시단속적 근로자 그룹에 대한 최저임금의 효과를 실증적으로 분석하였다. 수도권 지역의 132개 단지 아파트 경비근로자들에 대한 2005~2007년의 임금, 근로시간, 고용 등에 대한 자료를 분석한 결과 최저임금제 도입으로 표본 근로자들의 2007년도 임금은 약 10.9% 상승하였고, 고용은 3.5~4.1% 감소하였으며, 월 근로시간은 약 13.5% 감소한 것으로 추정된다. 이는 고용의 단기 임금탄력성이 -0.312 로, 근로시간의 단기 임금탄력성은 -1.68 로 추정됨을 의미한다.

—주제어 : 최저임금, 임금, 고용, 근로시간, 노동수요 탄력성

I. 서 론

경제학에서 최저임금제는 오랫동안 논란의 대상이 되어 왔다. 노동수요가 임금의 감소함수인 이상 시장균형임금보다 높은 최저임금제의 실시 혹은 최저임금의 상승은 이론적으로 노동수요의 감소로 이어지게 되어 혜택을 받는 근로자 못지않게 피해를 보는 근로자도 발생하기 때문이다. 그리고 고용 감소를 포함한 노동수요에 미치는 효과에 대한 실증분석이 여지껏 활발하게 전개되었고 서로 다른 실증분석 결과를 두고 학자들간에

* 본 논문은 2008 한국노동경제학회 학술발표대회 발표 논문을 수정한 것이다. 유익한 논평을 해 준 논평자 및 익명의 심사자에게 감사드린다.

** 서강대 경제학부 교수(sina@sogang.ac.kr).

논란과 해석이 분분하였다. 예컨대 Card and Krueger(1994)는 미국 뉴저지 주의 최저 임금 데이터를 토대로 실증분석한 결과 최저임금의 인상이 고용을 감소시켰다는 실증적 근거를 발견할 수 없었다고 발표했다. 그러나 5년 후 Neumark and Wascher(2000)는 똑같은 시점의 뉴저지 주 데이터를 가지고 똑같은 방식으로 다시 분석했을 때 뉴저지 주의 고용을 3.9~4.0% 감소시켰다는 정반대의 결과를 내놓았다.

우리나라에서 최저임금제는 1987년 도입된 이래 30년이 지났다. 그럼에도 불구하고 최저임금제에 대한 연구는 매우 적은 편이며 특히 최저임금제의 효과 중 핵심적이라 할 수 있는 고용 등 노동수요에 미치는 효과에 대한 실증적 연구는 최근까지 없었다. 조우현·정병석(1990)은 우리나라 최저임금제의 경제적 효과에 대한 최초의 연구로서 소득분배, 임금체계, 고용 등, 다양한 영역을 다루고 있다. 그러나 고용에 미치는 효과는 국내 500개 기업에 대한 설문조사 의견을 정리한 것으로서 고용효과를 수량적으로 측정하거나 추정한 연구는 아니다. 나머지 연구들은 대부분 최저임금의 소득분배 효과에 대한 것들(정진호 2005)이거나 최저임금제의 운영 실태 및 개선방안에 관한 것들(정진호·안주엽·박찬임 2003)이다.

정진호·이병희(2008)는 고용률과 임금수준은 지역별로 상이한데 최저임금은 전국적으로 동일함에 착안하여 최저임금의 정액급여에 대한 상대적 크기가 특정 연령계층의 고용률에 어떤 영향을 주는지 추정함으로써 최저임금의 고용효과를 실증분석하였다. 결과는 15~24세 및 55세 이상 근로자 등 최저임금의 영향을 크게 받는 계층에서 최저임금의 상대적 크기가 클수록 고용률에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면 25~54세 계층에서는 고용률에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 최저임금의 고용감소 효과는 특정 연령계층에 국한되어 있다고 결론짓는다.¹⁾

우리나라 최저임금제의 노동수요 효과에 대한 실증분석이 드문 것은 아마도 데이터 수집의 어려움이 컸기 때문일 것으로 생각된다. 최저임금제의 적용대상이 그동안 확대되어 왔지만 초기를 제외하고는 사업체 규모를 기준으로 확대되었기 때문에 광대한 분야의 사업체에 대한 자료를 구하는 데 어려움이 있었으리라 짐작된다. 또한 고용은 임금 외에 생산량, 매출, 기술변화 등 여러 요인에 의해 영향을 받으므로 이들 요인을 통제해야 하는데 이를 가능하게 할 정도로 자세한 데이터를 구하기 어려웠을 것으로 짐작된다.

1) 이 실증분석에서 고용률에 영향을 주는 상대적 임금의 변화(variation)는 최저임금이라기보다는 지역간 정액급여의 변화라는 점에 비추어 이것이 상대적 최저임금의 효과인지 상대적 정액급여의 효과인지에 대해서는 해석상의 차이가 있을 수 있다고 본다.

최저임금심의위원회는 2007년부터 그동안 최저임금 적용대상에서 제외되어 왔던 감시단속적 근로자에 대해서 최저임금을 적용하기로 하였다. 그리고 적용되는 액수는 2007년 고시 시간당 최저임금액 3,480원에서 30%가 감액된 금액으로 결정하였다. 이 같은 감시단속적 근로자에 대한 최저임금제 적용은 최저임금제의 효과를 파악하고 측정하는 데 매우 유용한 제도 변화이다. 새로 적용대상이 되는 근로자군(群)이 명확하기 때문이다.

본 연구는 이 같은 특성에 착안하여 2007년 최저임금제 도입이 감시단속적 근로자의 임금과 고용 등에 미치는 효과를 실증적으로 추정하고자 한다. 보다 구체적으로 감시단속적 근로자 중 수도권의 아파트 경비근로자를 대상으로 효과를 측정하고자 한다. 아파트 경비근로자를 대상으로 선택한 것은 추가적 이점이 있다. 아파트의 경우 한 번 지어지고 나면 리모델링을 제외하고는 경비근무자의 수나 근로시간에 영향을 줄 수 있는 요인이 거의 없는 기술적 특성을 가지고 있다. 즉 임금 이외의 통제변수의 변동이 거의 없으므로 최저임금제 도입과 같은 외생적 제도 변화의 효과를 정확히 측정할 수 있을 것이다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 실증분석에 사용될 데이터의 수집과 내용에 대해 소개한다. 제Ⅲ장에서는 기초통계량을 중심으로 한 기본적 분석이 실시된다. 제Ⅳ장에서는 패널데이터에 대한 random effect model 회귀분석을 통해 최저임금제 도입이 임금, 고용 및 근로시간에 미치는 효과를 추정하고 그 크기를 탄력성으로 계산한다. 제Ⅴ장은 실증분석의 주요 발견 사항들을 요약하고 정책적 함의를 제시한다.

Ⅱ. 자 료

이 연구에 사용된 자료는 수도권 아파트단지 관리업체를 대상으로 한 조사를 통해서 얻은 자료이다. 조사는 2007년 8~10월에 이루어졌으며 자료의 회수는 11월까지 이루어졌다. 조사는 전국아파트연합회와 한국경비협회의 협조로 이루어졌으며 두 협회의 회원사 중에서 자발적으로 조사에 응한 업체들을 대상으로 하였다. 조사는 조사표 양식을 배부한 후 각 아파트 관리업체가 양식에 기록하거나 양식에 맞게 파일을 만들어 회송하는 방식으로 이루어졌다.

조사표는 2007년 7월에 몇 개 아파트 관리업체 담당자를 면접하여 경비원의 근무실태

를 들은 후 조사 문항을 작성하는 방식으로 만들어졌다. 조사 문항은 아래와 같으며 기본적으로 최저임금제 시행 이전과 이후 각 아파트단지에서 경비원들의 임금, 근무시간, 고용에 어떤 변화가 있었는지 비교하기 위한 것들이다. 또 이러한 변화가 아파트단지의 크기에 따라 다른지 보기 위해 통제변수로 단지의 총 평수와 아파트별 세대수를 조사하였다. 그리고 아파트 관리업체와 면담을 통하여 같은 수도권이라 하더라도 지역에 따라 경비원의 수급이 수월하지 않은 곳이 있고 그런 곳은 임금이 더 높은 경향이 있다고 전해 들었다. 그래서 다른 통제변수로 공급 난이도를 3점 스케일로 조사하였다.²⁾

조사 문항

- 1인당 월평균 급여(2005년, 2006년 및 2007년)
- 1인당 월평균 총 근무시간(2005년, 2006년 및 2007년)
- 1인당 월평균 총 휴게시간(2005년, 2006년 및 2007년)
- 단지내 경비원 숫자(2005년, 2006년 및 2007년 현재)
- 단지 아파트 총 평수
- 단지 총 세대수
- 노동력 수급 원활도

각 조사 문항에 대한 응답 자료는 수도권 아파트단지 경비원의 임금 및 고용에 관한 2005년, 2006년, 2007년의 패널데이터를 구성할 수 있다. 이렇게 3개년 패널을 구성함으로써 최저임금제 시행 이전인 2005~2006년 기간의 각 변수의 변화와 최저임금제가 시행에 따른 2006~2007년 기간의 변수의 변화를 비교할 수 있다. 회수된 자료는 총 222개의 단지에 대한 정보를 담고 있었다. 그러나 정보가 특정한 한 해에만 국한되어 있어 패널로 사용할 수 없는 단지를 제외하니 162개 단지가 되었고 다시 주요 변수의 2005년, 2006년, 2007년 정보가 모두 담겨 있어 최저임금제 시행 이전과 이후가 비교 가능한 균형 패널(balanced panel)을 구성할 수 있는 단지는 132개였다. 따라서 이 연구의 분석에 사용된 자료는 수도권 132개 단지 아파트 경비원의 2005년, 2006년, 2007년 패널자료이다.

2) 경비원 공급이 원활하면 1, 보통이면 2, 어려우면 3으로 기록하도록 하였다.

Ⅲ. 기초통계량 분석

<표 1>은 주요 변수의 표본 평균 등 기초통계량을 보여준다. 우선 임금을 보면 수도권 아파트경비원들은 2005년과 2006년에 각각 월평균 808,179원과 823,163원을 받았으나 최저임금제가 시행된 2007년에는 930,228원을 받은 것으로 나타났다. 즉 2006년의 임금 상승률은 1.9%였으나 2007년에는 최저임금제 시행과 함께 13.0%로 높게 증가하였다. 전 산업 명목임금상승률이 2006년 5.7%, 2007년에 7.4%으로 임금상승률의 차이가 1.7%포인트인 것과 비교하여 두 연도간 경비원의 임금상승률 차이 11.1%포인트는 주목할 만한 것이다.³⁾ 따라서 최저임금제 시행은 경비원의 임금 상승에 분명한 영향을 미친 것으로 파악된다. 이는 시간당 임금의 경우 더욱 그러하다.

<표 1> 변수의 기초통계량

	평균	표준편차	표본수
2005년 월평균 임금(원)	808,179	(127,442)	132
2006년 월평균 임금	823,163	(134,675)	132
2007년 월평균 임금	930,228	(116,666)	132
2005년 경비원수	14.0(1853)	(19.7)	132
2006년 경비원수	14.0(1850)	(20.4)	132
2007년 경비원수	13.5(1778)	(20.0)	132
2005년 월 총근무시간	364.6	(1.5)	132
2006년 월 총근무시간	364.6	(1.5)	132
2007년 월 총근무시간	364.8	(1.1)	132
2005년 월 휴게시간	13.6	(24.5)	132
2006년 월 휴게시간	14.8	(25.6)	132
2007년 월 휴게시간	60.4	(28.2)	132
2005년 월 실근로시간	351.0	(24.9)	132
2006년 월 실근로시간	349.9	(26.0)	132
2007년 월 실근로시간	304.6	(28.3)	132
2005년 시간당 평균임금(원)	2,311	(391)	132
2006년 시간당 평균임금	2,361	(404)	132
2007년 시간당 평균임금	3,061	(337)	132
단지당 세대수	683.05	(542.30)	129
세대당 면적(제곱미터)	105.7m ²	(28.8)	129
공급 난이도	2.2	(0.6)	132

* 주: 괄호 안의 경비원 수는 연도별 총 숫자를 말함.

3) 2007년의 임금은 1월부터 9월까지의 평균으로 계산하였다.

경비원의 고용 규모 역시 변화하였다. <표 1>에서 수도권 132개 아파트단지의 경비원 고용은 2005년에는 총수로 1,853명에서 2006년에는 1,850명으로 3명 감소하는 데 그쳤다(감소율은 0.2%). 그러나 최저임금제 시행과 함께 2007년에는 1,778명으로 72명이 감소하였고 이는 3.9%의 고용 감소에 해당한다. 고용 규모를 줄인 단지 수를 기준으로 보면 2006~2007년 기간 중 132개 단지 중 21개 단지에서 고용을 줄인 것으로 나타났고 이는 약 16%의 단지에서 고용을 줄였음을 의미한다. 즉 최저임금제의 실시로 약 16%의 단지에서 고용을 줄이게 되었고 규모로는 약 3.9%의 감소라 할 수 있다.

2005~2007년 기간의 고용변화를 더 자세히 살펴보면 <표 2>와 같다. 전체적으로 132개 단지 중 101개 단지에서는 두 해 동안 고용에 변화가 없었던 반면 31개 단지에서는 고용이 늘거나 줄어들었다. 우선 2005~2006년 기간 중 121개의 단지에서는 고용변화가 없었으며 5개 단지에서 고용이 31명 줄어든 반면 6개 단지에서는 28명이 늘어나서 전체적 숫자는 3명 줄어드는 데 그쳤다. 그러나 2006~2007년 기간 중에는 105개 단지에서 고용변화가 없었으며 6개 단지에서 26명의 고용 증가가 있었고 전술한 것처럼 21개 단지에서는 98명의 고용이 감소하였다. 고용이 감소한 21개 단지 중 19개 단지는 2005~2006년에는 고용 변화가 없었던 단지이며 1개 단지는 고용이 2006년, 2007년도에 계속 감소한 반면 또다른 1개 단지는 2006년에 10명의 고용 증가가 있었으나 2007년에 15명의 고용 감소를 겪었다.

<표 2>는 최저임금제의 시행으로 인한 고용 감소를 분명하게 보여준다. 최저임금제 시행 전인 2005~2006년 기간 중 고용 증가와 감소는 각각 28명, 31명으로 서로 엇비슷하였으나 최저임금제가 시행된 2007년에는 고용 감소가 98명으로 고용 증가 26명을 압도하고 있다. 다른 각도에서 보면 고용 증가는 두 기간 중 각각 28명, 26명으로 엇비슷하지만 고용 감소는 최저임금제 시행 전 31명에서 시행 이후 98명으로 3배 이상 증가하였다.

<표 1>은 또한 월 총 근무시간의 변화를 보여주고 있다. 총 근무시간은 실근로시간과 휴게시간의 합이다. 총 근무시간은 최저임금제 시행 이전이나 이후가 큰 변화가 없는 것으로 나타났다. 이는 아파트 경비근무의 특성에 기인하는 것으로 판단된다. 즉 우리나라 아파트에서는 그동안 24시간 격일제 근무가 일반화되어 있다. 즉 만 하루 24시간을 아파트에서 근무하고 24시간을 귀가하여 쉬는 것을 반복하는 패턴이다.⁴⁾

4) 24시간 격일제 근무의 경우 일평균 근무시간을 12시간으로 계산한 다음 연간 총 근무시간은 365일을 곱하여 산출한다. 그리고 월 총 근무시간은 12개월로 다시 나누면 365시간이 된다. 본 연구에서는 24시간 격일제 근무의 경우 총 근무시간을 이 같은 방식으로 계산하도록 하였다.

<표 2> 2005-2006-2007년 고용변화의 내역

	2006~2007년 감소	2006~2007년 불변	2006~2007년 증가	전 체
2005~2006년 감소	(-6, -7) 1	(-18, 0) 1	(-7, +17) 5	(-31) 5
2005~2006년 불변	(0, -76) 19	(0, 0) 101	(0, +2) 1	(0) 121
2005~2006년 증가	(+10, -15) 1	(+5, 0) 3	(+13, +7) 2	(+28) 6
전 체	(-98) 21	(0) 105	(+26) 6	132

주: (a, b)에서 a와 b는 각각 2005~2006년 변화분과 2006~2007년 변화분을 가리킴.
괄호 아래의 숫자는 해당 단지 숫자임.

그러나 월 휴게시간은 최저임금제 시행과 함께 급격한 변화를 보이고 있다. 최저임금제 시행 이전인 2005년과 2006년에 경비원의 월 휴게시간은 각각 13.6시간과 14.8시간으로 큰 차이가 없었다. 그러나 최저임금제 시행 이후인 2007년에는 매월 60.4시간의 휴게시간을 가짐으로써 휴게시간이 4배 이상 증가하였다. 보다 현실감 있게 말하자면 최저임금제 시행 이전에는 휴게시간이 하루 근무에 평균 1시간 정도였으나 최저임금제 시행과 함께 평균 4시간으로 증가한 것이다.

이처럼 휴게시간이 급격하게 늘어남으로써 총 근무시간에서 휴게시간을 뺀 실근로시간은 급격하게 줄어들었다. <표 1>을 보면 2005년과 2006년의 실근로시간은 각각 351시간, 349.9시간으로 거의 차이가 없었으나 2007년에는 304.6시간으로 45.3시간이나 줄어들었다. 이는 약 14.9%의 근로시간 감소를 의미한다.

<표 1>에서 나타난 바와 같이 최저임금제의 시행과 함께 휴게시간의 증가를 통한 실근로시간의 단축은 최저임금제 시행에 따른 인건비 증가의 충격을 분산시키기 위한 방편으로 해석된다. 즉 최저임금제 시행에 따라 인건비가 급격하게 상승하는 것에 대해서 수도권 아파트단지들은 경비원의 고용을 축소하는 것과 실근로시간을 축소하는 방편을 모두 사용하고 있으나 고용 축소보다는 실근로시간 축소를 우선적 방편으로 사용하고 있음을 알 수 있다.

이 같은 조정방식은 경제이론과 부합한다. 우선 우리나라 아파트의 구조상 경비원 고용에 대한 대체가 단기간에 어렵다. 기계에 의한 대체는 장기적으로 이루어질 것이다. 따라서 단기적으로 고용조정을 통한 수요 감축은 한계가 있으므로 근로시간 조정이 대안으로 합리적이라 하겠다. 둘째로 해고나 채용 등 인적 조정에 따른 조정비용이 클 경우 고

용조정은 천천히 시간을 두고 이루어지는 것이 이론적 귀결이며 그 대신 근로시간 조정이 먼저 이루어진다. 우리나라는 해고에 따른 조정비용이 큰 나라이다. 따라서 먼저 근로시간 조정이 이루어지고 추가적으로 고용을 조정하는 것이 합리적이다.

마지막으로 <표 1>은 표본의 단지당 세대수가 683세대임을 보여주고 있다. 이는 본 표본이 비교적 큰 아파트 세대를 대상으로 하고 있음을 말해준다.⁵⁾ 그리고 표본 아파트 단지의 세대당 평균 면적은 105.7 제곱미터로 나타나고 있다.⁶⁾

<표 3>은 2006~2007년 기간 중 고용이 감소한 단지와 감소하지 않은 단지를 그룹으로 나누어 고용 감소 그룹과 비감소 그룹 간에 다른 특성에 있어 유의한 차이가 있는지를 보여준다. 우선 눈에 띄는 것은 고용 감소 그룹의 월평균 임금 수준이 비감소 그룹에 비해 평균적으로 작다는 점이다. 통계적으로 유의할 수준은 아니지만 감소 그룹의 2005년,

<표 3> 고용변화 그룹별 주요 변수의 평균값

	2006~2007년 고용 감소 그룹	2006~2007년 고용 비감소 그룹
2005년 월평균 임금	733,451원	822,316원
2006년 월평균 임금	751,727원	836,678원
2007년 월평균 임금	862,843원	942,976원
2005년 실근로시간	344.8시간	352시간
2006년 실근로시간	344.8시간	351시간
2007년 실근로시간	293.5시간	307시간
2005년 경비원수	19.4명	13명
2006년 경비원수	19.6명	13명
2007년 경비원수	14.9명	13명
세대수	592	700
(공급난이도)	1.95	2.0

5) 이는 설문조사를 아파트 관리업체를 대상으로 하였고 아파트 관리업체들은 보통 큰 단지를 관리하기 때문에 분석된다.

6) 세대당 평균 면적은 측정 오차가 가장 클 것으로 추측된다. 아파트 연면적이 아닌 단지의 총 면적을 적은 경우로 생각되는 경우도 있고 평수와 제곱미터를 혼동한 것으로 생각되는 경우도 있기 때문이다.

2006년도 임금은 비감소 그룹에 비해 약 10~11% 정도 낮은 것으로 나타난다. 둘째, 고용 감소 그룹은 비감소 그룹에 비해 실근로시간 감소 폭도 큰 것으로 나타난다. 즉 비감소 그룹의 실근로시간이 최저임금제 도입과 함께 44시간 감소한 데 반하여 고용 감소 그룹의 실근로시간은 51.3시간이나 줄어들었다. 셋째, 고용 감소 그룹은 비감소 그룹에 비하여 평균 세대수가 적다. 비감소 그룹의 평균 세대수는 700세대인 데 반해 고용 감소 그룹의 평균 세대수는 592세대이다. 넷째, 경비원수 평균은 감소 그룹이 오히려 더 많다. 감소 그룹은 2005~2006년 기간 중 평균 19.5명의 경비원을 두었으나 비감소 그룹은 13명을 두고 있다. 따라서 세대당 경비원수는 최저임금제 시행 이전 비감소 그룹이 0.018명인 데 반해 감소 그룹은 0.033명으로 83%가 많았다. 이상의 사실을 정리하면 어떤 아파트단지에서 최저임금제 도입과 함께 고용 감소가 주로 이루어졌는지 추측해 볼 수 있다. 즉 세대수에 비하여 경비원수가 상대적으로 많으면서, 임금수준이 낮아서 최저임금의 상대적 임금 상승 효과가 큰 아파트단지들에서 고용 감소가 일어나면서 동시에 실근로시간도 더 큰 폭으로 감소하는 것으로 추정된다. 혹은 (세대수/경비원수)를 생산성 지표로 본다면 저생산성 저임금 아파트에서 최저임금제 도입과 함께 고임금에 대응하여 고용 감소를 통해 생산성 제고를 꾀하고 있다고 해석할 수도 있다.

IV. 회귀분석

경제이론은 최저임금제 시행과 같은 제도 변화가 임금에 영향을 주고 이는 고용과 근로시간 등 노동수요에 영향을 준다고 한다. 따라서 최저임금제 시행과 함께 영향을 받는 변수는 임금, 고용, 근로시간이며 본 장에서는 우선 이들 변수에 대한 reduced form 추정을 통하여 최저임금제 시행의 효과를 살펴보기로 한다. reduced form 추정에 사용된 설명변수는 최저임금제 시행 더미(mw)⁷⁾, 단지 규모 효과를 파악하기 위한 변수인 세대수(nunit), 경비원의 공급 어려움이 미치는 효과를 보기 위한 변수인 공급 난이도(sdif), 그리고 임금 변화의 시간 효과를 통제하기 위한 변수인 연도(year) 등이다.⁸⁾ 패널 회귀분

7) 2005년, 2006년은 각각 0, 2007년은 1의 값을 갖는다.

8) year 변수는 소비자물가, 전산업 평균임금 등 비슷한 시계열 변화를 갖는 변수들의 다중공선성을 피하기 위해 대리변수로 사용하였다.

석은 random effect model과 fixed effect model에 대한 Hausman test 검증을 거쳐 적절성을 확인한 random effect model로 이루어졌다.

이 같은 추정식 구성은 이론적으로 말해서 최저임금제가 아닌 다른 산업특수 요인(industry specific factor)이 표본의 임금이나 고용에 영향을 줄 경우, 그리고 이 요인이 최저임금제 변수와 상관관계를 가질 경우 변수 생략(omitted variable) 문제를 일으킬 수 있다. 즉 최저임금제 시행 더미가 숨겨진 요인의 영향까지 포함하므로 계수 추정이 편의될 수 있다. 이 문제를 해결하는 방법은 2007년에 최저임금제 도입이 이루어지지 않은 아파트 경비원 집단을 표본에 포함시키는 것이다. 그러나 우선 그러한 집단은 없고, 또 2005~2006년에 비해 2006~2007년에 아파트 경비원의 임금 및 고용에 특별히 영향을 주는 다른 요인을 생각할 수 없기 때문에 이 가능성은 실증적으로 희박한 것으로 판단한다.⁹⁾

〈표 4〉 경비원 log임금(lwage) reduced form 회귀분석 결과

	I	II	III	IV
constant	-21.899 (-1.50)	-21.396 (-1.46)	-21.836 (-1.50)	-21.336 (-1.45)
mw	0.109 (8.66)**	0.108 (8.60)**	0.109 (8.66)**	0.108 (8.60)**
year	0.017 (2.44)**	0.017 (2.39)**	0.01 (2.44)**	0.017 (2.39)**
nunit		-0.000 (-1.20)		-0.000 (-1.11)
sdif			-0.029 (-1.44)	-0.027 (-1.37)
R ²	0.1733	0.1795	0.1848	0.1900
obs number	396	393	396	393

주: 괄호 안은 z value이며, **는 5% 수준에서 유의함의 의미하고, *는 10% 수준에서 유의함을 의미함.

model I: xtreg lwage mw year, re

model II: xtreg lwage mw nofunit year, re

model III: xtreg lwage mw sudif year, re

model IV: xtreg lwage mw nofunit sudif year, re

9) 이 가능성을 지적해 준 학술발표대회 토론자에게 감사드린다.

<표 4>는 log값을 취한 월평균 임금(lwage)에 대한 여러 설명변수 조합의 회귀분석 결과를 보여주고 있다. <표 4>의 결과 2007년의 최저임금제 시행은 경비원 월평균 임금을 10.8~10.9% 순증가시킨 것으로 나타났다. 그리고 연차별 자연 상승분이라 할 수 있는 year 변수의 추정값은 1.7%인 것으로 나타났다. 두 설명변수의 추정치는 설명변수의 조합과 관계없이 robust하다. 단지 규모를 나타내는 세대수 변수는 음(-)이며 유의하지 않았다. 그리고 경비원 공급 난이도는 난이도가 높을수록 임금이 높거나 높아질 것이라는 예측과 반대 부호인 음(-)의 추정값을 보였으나 역시 유의하지는 않았다.¹⁰⁾

<표 4>에 나타난 바와 같이 최저임금제 시행으로 인한 임금 상승분과 연차별 자연 상승분을 합치면 12.5~12.6%가 되어 <표 1>의 기초통계량에서 보이는 2006~2007년 월평균 임금 상승분 13%의 대부분을 설명한다. 또한 2007년도 최저임금 인상률이 전년 대비 12.3%였음과 비교하여 비록 30% 감액 적용된 최저임금이라 하지만 임금상승률에 있어서는 최저임금 인상률보다 높았음을 알 수 있다.

<표 5> 경비원 고용(num) reduced form 회귀분석 결과

	I	II	III	IV
constant	14.026 (8.05)**	-1.902 (-0.87)	13.138 (1.93)**	-0.004 (-0.00)
mw	-0.556 (-2.75)**	-0.492 (-2.73)**	-0.556 (-2.75)**	-0.492 (-2.73)**
nunit		0.022 (9.03)**		0.022 (9.01)**
sdif			0.326 (0.11)	-0.894 (-0.37)
R ²	0.0002	0.3856	0.0003	0.3863
obs number	396	393	396	393
최저임금탄력성	-0.041	-0.035	-0.040	-0.035

model I: xtreg num mw, re
 model II: xtreg num mw nofunit, re
 model III: xtreg num mw sudif, re
 model IV: xtreg num mw nofunit sudif, re

10) 음(-)의 추정 결과는 임금이 낮으므로 수급이 원활하지 않을 수 있다는 현실을 반영한 결과로 해석될 수도 있다. 그러나 공급 난이도는 그 지역에 경비원들이 얼마나 가까이 사는가(즉 아파트경비원의 통근거리가 얼마나 되는가) 라는 공간 요인에 의해 주로 결정되는 것으로 경비 회사들은 답하고 있다.

<표 5>는 경비원 고용(num)에 대한 회귀분석 결과이다. 표의 결과는 최저임금제가 유의수준 1%에서 경비원 고용에 음(-)의 효과를 가져왔음을 보여주고 있다. 모형에 따라 약간 변화가 있으나 계수 추정치는 -0.492에서 -0.556이며 이를 표본 평균에서의 탄력성으로 환산하면 경비원 고용의 최저임금제 탄력성은 -3.5~4.1%로 추정된다. 이는 <표 1>에서 보인 2006~2007년의 고용 감소율 3.9%가 모두 최저임금제의 시행에 따른 결과일 수 있음을 강력히 시사한다.

한편 경비원 고용 규모는 예상대로 단지 규모에 양(+)의 영향을 받는 것으로 나타났다. <표 5>는 세대수가 45세대 증가하면 경비원 숫자가 한 명 늘어나는 것으로 추정하고 있다. 그리고 공급 난이도는 경비원 고용 규모에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

<표 6>은 경비원 실근로시간(whour)에 대한 회귀분석 결과를 보여주고 있다. 경비원 고용의 결과와 마찬가지로 최저임금제 변수 추정치는 -45.14에서 -45.26으로 1% 수준에서 강한 음(-)의 관계를 보여주고 있다. 즉 최저임금제 도입으로 경비원의 실근로시간이 45시간 줄어들었음을 의미한다. 이는 <표 1>의 2006~2007년 평균 실근로시간 단축분과 정확히 일치하는 결과이다. 이 추정치를 탄력성으로 환산하면 -13.4 내지 -13.5%에 해당한다.

<표 6> 경비원 실근로시간(whour) reduced form 회귀분석 결과

	I	II	III	IV
constant	350.455 (179.06)**	345.895 (114.25)**	368.320 (51.9)**	364.140 (50.14)**
mw	-45.261 (-21.23)**	-45.142 (-21.03)**	-45.260 (-21.23)**	-45.142 (-21.03)**
nunit		0.006 (1.92)*		0.007 (2.14)**
sdif			-8.203 (-2.60)**	-8.598 (-2.75)**
R ²	0.3936	0.4015	0.4123	0.4220
obs number	396	393	396	393
최저임금탄력성	-0.135	-0.134	-0.135	-0.134

model I: xtreg whour mw, re

model II: xtreg whour mw nofunit, re

model III: xtreg whour mw sudif, re

model IV: xtreg whour mw nofunit sudif, re

<표 6>은 또한 세대수가 많은 대규모 단지에서는 근로시간이 약간 더 커짐을 보여주고 있다. 그리고 공급 난이도는 강한 음(-)의 영향을 미치고 있음을 보여준다. 즉 공급이 어려운 단지(sdif=3)는 공급이 쉬운 단지(sdif=1)에 비하여 월 실근로시간이 약 16~17시간 정도 작은 것으로 추정된다. 이를 앞의 추정 결과와 결합하면 경비원의 공급이 어려운 단지에서는 임금을 상승시키기보다는 실근로시간을 줄이는 방편으로 인센티브를 제공하는 것으로 해석된다.

이상은 최저임금제 효과에 대한 각 변수의 reduced form 추정 결과이다. 그러나 reduced form 추정식은 노동 수요함수의 구조적 관계인 수요량과 임금의 관계를 추정하지 못한다. 구조식을 추정한 2SLS의 결과는 <표 7>에 있다. 수단변수(instrumental variable)로는 lwage의 1단계 추정 예측치를 사용하였다. lwage의 1단계 추정을 위한 설명변수로는 lwage의 lag값, mw, year 등이 사용되었다. lwage의 lag값을 사용하므로 표본은 2006년, 2007년으로 국한되어 표본 크기가 262로 줄어들었다.¹¹⁾

<표 7>은 고용 수요함수 및 근로시간 수요함수 추정 결과가 경제이론과 부합하며 모두 의미있는 수준에서 유의함을 보여주고 있다. 우선 고용 수요함수 추정에서 임금은 음(-)의 관계를 보이고 있고 세대수 변수는 양(+의) 관계를 보이고 있다. 표본평균에서 계산한 고용수요의 월 임금탄력성은 -0.312로서 상대적으로 비탄력적이다. 반면 근로시간 수요함수 추정은 임금이 강한 음(-)의 영향을 주고 있음을 보여준다. 표본 평균에서 계산한 월 임금탄력성은 -1.68로 상당히 탄력적이라 할 수 있다. <표 7>에서 얻어진 고용과 실근로시간의 임금탄력성 추정치에 <표 4>의 최저임금제 탄력성 추정치 0.109를 곱하면 다시 고용의 최저임금제 탄력성과 실근로시간의 최저임금제 탄력성 추정치를 얻을 수 있는데 이는 각각 0.034와 0.183이다. 이 수치들을 <표 5>와 <표 6>의 탄력성 수치들과 비교하면 고용의 최저임금제 탄력성은 크기가 거의 비슷하며 근로시간의 최저임금제 탄력성은 2SLS 결과가 약간 크다.

이상의 결과를 종합하면 2007년의 감시단속적 근로자에 대한 최저임금제 확대 실시는 아파트 경비원 근로자의 임금을 10% 이상 순증가시켰으나 고용은 약 3.5% 정도, 그리고 근로시간은 13.5% 이상 감소시킨 것으로 추정된다. 이는 최저임금제가 고용과 노동수요를 감소시킬 것이라는 이론을 뒷받침하는 결과이다. 또한 실증분석은 최저임금제가 고

11) 수단변수로 월평균 임금의 log값 대신 시간당 임금의 log값의 사용을 생각해 볼 수 있으나 본 표본의 시간당 임금은 월 평균임금을 실근로시간으로 나누어서 얻은 계산치이므로 특히 실근로시간을 추정함에 있어 의사상관관계(spurious correlation)가 염려된다.

용보다 근로시간에 단기적으로 더 큰 영향을 미쳤음을 보여준다.

조우현·정병석(1990)은 기업체 서베이를 통하여 최저임금제의 도입 이후 기업들이 어떤 방식으로 대응하고 있는지 물었고, 이에 대해 근로시간 감소로 대응한다는 답의 비중이 가장 높았고, 다음으로 노동절약적 기계 도입으로 대응한다는 답이 높았으며 근로자 감원이라는 답은 6개 응답 항목 중 가장 낮은 비중을 보였다. 근로시간 감소가 고용 감축보다 우선적 대응이라는 점에서 본 연구는 조우현·정병석(1990)과 일치하며 다만 본 연구는 고용 감축이 유의한 수단임을 확인한 점에서는 차이를 보인다. 한편 정진호·이병희(2008)의 연구는 통계적으로 유의한 추정 결과를 바탕으로 계산할 때 최저임금 10% 상승은 55세 이상 근로자의 고용을 약 1.9~4.4% 감소시키는 것으로 추정한다. 아파트 경비원의 연령층이 55세 이상인 것을 고려할 때 본 연구의 결과인 3.5~4.1% 감소는 정진호·이병희(2008)의 추정 범위를 더 좁힌 것으로 해석될 수 있다.

근로시간 감소가 고용 감축보다 단기적으로 더 큰 영향을 미치는 것은 경제이론과 부합한다 할 수 있다. 우선 이는 아파트 경비 근무의 기술적 특성에 기인한 것일 수 있다. 아파트 경비 근무는 그 아파트가 어떤 구조로 되어 있느냐 하는 기술적 특성에 크게 의존한다. 처음 아파트가 지어질 때에 유인경비를 염두에 두고 지어진 경우 경비원 숫자를 크게 감소시키기는 어렵다. 따라서 최저임금제 도입과 같은 요인에 의해 인건비가 상승할 때 고용보다는 우선 근로시간 단축과 같은 방식으로 조정하는 것이 바람직할 것이다. 그러나 이는 고용과 자본의 대체가 어려운 때 사용되는 단기적 조정방식이며 장기적으로는 경비 장비의 확대와 같은 자본으로의 대체를 통하여 추가적 조정이 이루어질 가능성이 높다.

<표 7> 경비원 고용과 실근로시간의 2SLS 회귀분석 결과

dependent var.	num (I)	whour (II)
constant	70.805 (2.87)**	7675.01 (8.22)**
lwagep	-4.288 (2.40)**	-550.848 (-8.07)**
nunit	0.002 (0.71)	-0.019 (-0.98)
R ²	0.005	0.2134
obs number	262	262
임금탄력성	-0.312	-1.68

model I: xtreg num lwagep nofunit, re

model II: xtreg whour lwagep nofunit, re

또 다른 설명은 고용조정에 따른 조정 비용이 규모에 대해 기하급수적으로 증가할 경우 고용조정 비용의 최소화를 위해 천천히 고용을 줄일 수 있다. 최저임금제 실시에 따른 급격한 임금 상승으로 대량의 고용조정이 필요하더라도 대량해고에 대한 반발, 퇴직금 부담의 단기적 급등 등 조정 비용이 매우 크다면 시간을 두고 천천히 조정할 수 있다. 그대신 근로시간 단축으로 충격을 흡수하려 할 것이다. 이 경우 역시 단기적으로 근로시간 탄력성보다 고용의 탄력성이 작아질 것이다.

제3장의 기초통계량 분석에서는 세대수에 비하여 경비원수가 상대적으로 많으면서, 상대적으로 임금수준이 낮은 아파트단지들에서 고용 감소가 더 많이 일어나면서 동시에 실근로시간도 더 큰 폭으로 감소하는 것으로 나타났다. 이를 회귀분석을 통해 확인하기 위해서 고용변화(ΔNUM)를 다음과 같은 함수식으로 나타낼 수 있다.

$$\Delta \text{NUM}_{it} = f(\text{WAGE}_{i,t-1} / \text{MWAGE}_{t-1}, \text{NUM}_{i,t-1} / \text{NUNTI}_{t-1}, \text{MW}_t)$$

여기에서 MWAGE_{t-1} 은 t-1기의 임금 평균이다. 따라서 t기의 고용량 변화는 그 전기에 해당 기업의 임금수준의 전체 평균에 대한 상대적 크기, t-1기의 세대당 경비원수 및 최저임금 시행 여부에 영향 받음을 의미한다.

<표 8> 경비원 고용변화(dnum)의 회귀분석 결과

	I	II	III	IV
constant	-2.288 (-2.69)**	0.149 (0.56)	-0.054 (-0.030)	-1.515 (-1.58)
rwage	1.975 (2.36)**			1.902 (2.09)**
npu		-24.965 (-2.03)**		-24.458 (-2.00)**
mw			-0.503 (-2.17)**	-0.504 (-2.36)**
R ²	0.0241	0.0177	0.0151	0.0555
obs number	258	258	258	258

model I: xtreg dnum rwage, re
 model II: xtreg dnum npu, re
 model III: xtreg dnum mw, re
 model IV: xtreg dnum rwage npu mw, re

앞의 <표 8>은 추정 결과를 보여주고 있다.¹²⁾ 전기의 상대적 임금 크기(rwage)는 예상대로 양(+)의 부호이며 유의하다. 즉 상대적으로 임금수준이 낮은 아파트단지들에서 고용 감소가 더 크다. 그리고 세대당 경비원수(npu)가 많았던 단지에서 고용 감소가 더 큰 것으로 나타났다. 마지막으로 최저임금제가 고용 감소에 영향을 미쳤다. <표 8>에 나타난 각 설명변수의 추정치가 매우 안정적임을 통해 각 설명변수들이 서로 독립적임을 알 수 있다. <표 9>는 실근로시간의 변화(dhour)를 같은 방식으로 추정한 결과를 실고 있으나 최저임금제 변수를 제외하고는 유의할 만한 결과를 얻을 수 없었다.

<표 9> 경비원 근로시간 변화(dhour)의 회귀분석 결과

	I	II	III	IV
constant	-36.509 (-2.80)**	-21.072 (-5.61)**	-0.596 (-0.28)	-12.125 (-1.19)
rwage	13.713 (1.07)			13.1777 (1.38)
npu		-91.965 (-0.54)		-92.722 (-0.73)
mw			-44.309 (-14.46)**	-44.306 (-14.47)**
R ²	0.0044	0.011	0.4494	0.4548
obs number	258	258	258	258

model I: xtreg dhour rwage, re

model II: xtreg dhour npu, re

model III: xtreg dhour mw, re

model IV: xtreg dhour rwage npu mw, re

V. 요약 및 향후 연구과제

본 연구는 2007년부터 최저임금제가 적용되기 시작한 감시단속적 근로자 그룹에 대한

12) lag 변수들을 사용하므로 2005년은 표본에서 제외된다. 그리고 세대수 자료에서 3개의 관찰치 누락이 발생하여 표본 크기는 129*2=258개이다.

최저임금의 효과를 실증적으로 분석하였다. 수도권 지역의 132개 단지 아파트 경비근로자들에 대한 2005년, 2006년 및 2007년의 임금, 근로시간, 고용 등에 대한 조사 자료를 분석한 결과 다음 사항들을 발견할 수 있었다.

- ① 최저임금제 도입은 경제이론의 예측대로 근로자들의 임금을 상승시키고, 고용 및 근로시간을 감소시키는 것으로 나타났다.
- ② 최저임금제 도입은 표본 근로자들의 2007년도 월평균 임금을 10.8~10.9% 순증가시키는 효과를 가져왔다.
- ③ 최저임금제 도입으로 인하여 표본 근로자들의 고용은 2007년 한 해에 3.5~4.1% 감소한 것으로 추정된다.
- ④ 최저임금제 도입으로 인하여 표본 근로자들의 월 근로시간은 약 45시간 감소되었으며 이는 13.5%의 감소에 해당한다.
- ⑤ 표본 근로자 고용의 단기 임금탄력성은 -0.312로 추정된다.
- ⑥ 표본 근로자 근로시간의 단기 임금탄력성은 -1.68로 추정된다.

이상의 결과를 종합하면 2007년 최저임금제를 감시단속적 근로자에게 확대 적용함으로써 임금 증가의 효과를 가져온 반면, 노동수요는 감소하는 효과를 가져왔다. 그리고 노동수요의 감소는 고용과 근로시간 모두에게 일어났으나 근로시간 감소 효과가 더욱 컸다. 그러나 이는 단기적 효과이며 장기적 효과는 달라질 수 있다. 우선 아파트 경비근무의 특성상 근로시간 단축은 한계가 있을 수밖에 없을 것이다. 따라서 근로시간 감소가 설사 진행되더라도 현재보다 훨씬 작은 규모로 진행될 가능성이 높다. 그 대신 노동수요의 감소는 근로시간에서 고용으로 옮겨갈 가능성이 높다. 임금 상승이 지속되면 기계경비로 대체할 유인이 높아지고 이에 따라 고용이 감소할 것이다. 또한 2007년의 고용 감소가 높은 고용조정 비용을 피하기 위한 최소한의 규모였다면 고용 감소는 앞으로 지속적으로 이루어질 가능성이 있다.

따라서 최저임금제 시행으로 인한 고용 감소 효과는 본 연구에서 측정된 것보다 장기적으로 보다 심각해질 수도 있을 것이다. 특히 아파트 경비근로자의 대부분이 60세 이상인 고령근로자임을 상기할 때 최저임금제와 같은 제도 시행이 자칫 고령근로자의 고용을 저해하는 요인이 될 수도 있다. 따라서 앞으로 감시단속 근로자에 대한 최저임금을 결정할 때에는 임금 상승 효과와 함께 고령자의 고용에 미치는 효과를 면밀히 고려해야 할 것이다. 만일 고령자의 고용이 중요한 정책 목표라면 이들에 대해서는 예외적으로 최

저임금 적용을 제외하거나 감액 적용률을 확대하는 방안도 생각할 수 있을 것이다.

본 연구는 두 가지 점에서 한계를 갖는다. 우선 본 연구의 대상은 감시단속적 근로자이며 대부분 55세 이상인 고령근로자이다. 따라서 본 연구 결과는 엄격히 말해 이들 계층에 국한된 것이며 다른 계층으로까지 확대 해석될 수 있는지는 앞으로의 연구과제이다. 최저임금제의 고용 감소 효과는 주로 청소년, 고령층 등 취약계층에 대해서는 대체적인 동의가 있지만 다른 계층에 대해서는 결론이 엇갈리는 것이 지금까지의 연구 결과이다. 둘째로 본 연구가 밝힌 최저임금제 효과는 단기 효과이며 장기 효과는 다를 수 있다는 점이다. 앞에서 이미 밝힌 것처럼 고용에 미치는 장기 효과는 더 커질 수도 있다. 반면에 최저임금 상승으로 인하여 생산성을 높이는 방향으로 인력이용 행태가 변한다면 최종적인 효율성 효과는 이들을 모두 감안하여야 할 것이다. 따라서 향후 연구과제는 보다 다양한 표본에 대해서, 여러 기간의 관찰을 통하여 정확한 효과를 찾아내는 것이 될 것이다. 다만 그런 데이터를 가질 수 있느냐, 여러 기간을 관찰하는 경우 최저임금 외에 영향을 미치는 요인들을 어떻게 통제하느냐 하는 문제를 해결해야 할 것이다.

참고문헌

- 정진호, 「근로빈곤과 최저임금제도」, 『한국의 근로빈곤연구』, 서울: 한국노동연구원, 2005.
 정진호·안주엽·박찬임, 『최저임금제도 개선방안』, 서울: 한국노동연구원, 2003.
 정진호·이병희, 「최저임금의 고용효과」, 이병희 외, 『저소득 노동시장 분석』, 서울: 한국노동연구원, 2008.
 조우현·정병석, 『최저임금제의 효과 및 운용실태 분석』, 서울: 한국노동연구원, 1990.

Card, David and Krueger, Alan B. "Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania." *The American Economic Review* 84 (4) (September 1994): 772-793.

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

abstract

**The Effects of Introduction of Minimum Wages on
Labor Demand in Korea :
An Empirical Study for Security Workers**

Sungll Nam

This is an empirical study in Korea on the effects of the minimum wage. Based on the survey data of security workers of 132 apartment in Seoul metro area, the study finds that the introduction of minimum wage in this sector in 2007 raised wage by 10.9%, reduced employment and work hours by 3.5-4.1% and 13.5% respectively. This implies a short run wage elasticity of employment of -0.312 but much higher elasticity of work hours of -1.68.

Key Words: Minimum Wage, Wages, Employment, Work Hours, Elasticity of Labor Demand