

# 최저임금의 고용효과

2014년 9월

김 유 선

(한국노동사회연구소 선임연구위원)

서울시 마포구 공덕동 257-3 국민서관빌딩 502호

**한국노동사회연구소**

*Korea Labour & Society Institute*

전화: 02-393-1457 팩스: 02-393-4449

[www.klsi.org](http://www.klsi.org) [www.facebook.com/ksiedit](https://www.facebook.com/ksiedit)

## 최저임금의 고용효과

김유선(한국노동사회연구소 선임연구원)

최근 나라 안팎에서는 임금 불평등을 완화하고 소득주도 성장을 실현하기 위한 정책수단으로 최저임금에 대한 관심이 높아지고 있고, ‘최저임금의 부정적 고용효과가 발견되지 않는다.’는 실증분석 결과가 다수를 이루고 있다. 그럼에도 국내 중고교 교과서는 여전히 최저임금의 부정적 고용효과를 가르치고 있고, 일부 언론에서는 기회 있을 때마다 ‘최저임금을 인상하면 고용에 부정적 영향을 미친다.’는 담론을 퍼뜨리고 있다.

이 글에서는 먼저 이론과 실증분석 두 측면에서 선행연구 결과를 살펴본 뒤, OECD 25개 회원국(1990~2012년)과 한국의 16개 시도(2000~2013년)에서 최저임금의 고용효과를 추정했다. 분석결과는 다음과 같다.

첫째, OECD 회원국에서 최저임금의 고용효과를 통상적인 패널분석 모형(임의효과 모형, 고정효과 모형)으로 추정하면, 최저임금이 전체 고용과 고령자 고용에 미친 부정적 영향은 발견되지 않는다. 그러나 청년 고용과 여성 고용에는 부정적 영향을 미친 것으로 나타난다. 그렇지만 동태적 패널분석 모형(차분 GMM 모형, 시스템 GMM 모형)으로 추정하면, 최저임금이 전체 고용과 고령자 고용, 청년 고용과 여성 고용에 미친 부정적 영향이 발견되지 않는다.

둘째, 한국에서는 통상적인 패널분석 모형을 사용하든 동태적 패널분석 모형을 사용하든 최저임금이 고용에 미치는 부정적 영향이 발견되지 않는다. 이는 분석대상을 전체 고용으로 하던 청년, 고령자, 여성고용으로 하던 마찬가지다.

주제어: 최저임금, 고용효과, 패널분석, 동태적 패널분석, 임의효과 모형, 고정효과 모형, 차분 GMM 모형, 시스템 GMM 모형

## I. 머리말

외환위기 이후 임금불평등이 빠른 속도로 확대되고 저임금계층이 양산되면서, 저임금 노동자 보호와 사회보장 정책의 일환으로 최저임금제에 대한 관심이 높아지고 있고, 2000년을 바닥으로 최저임금 수준도 부분적으로 개선되고 있다.

최저임금제에 대한 관심이 높아진 것은 단순히 한국 사회에 한정되지 않는다. 소득분배구조가 악화되고 임금불평등이 심화되면서 대다수 국가가 경험하고 있는 일이다. OECD 회원국만 보더라도 임의주의 전통이 강한 영국이 1999년, 아일랜드가 2000년, 오스트리아가 2009년에 법정 최저임금제를 도입했고, 단체협약으로 최저임금을 정해 온 독일도 2015년부터 새로이 법정 최저임금제를 시행하게 되었다.

OECD 국가 중 법정 최저임금제를 실시하지 않는 나라는, 스칸디나비아 5개국(덴마크, 핀란드, 스웨덴, 노르웨이, 아이슬란드)과 스위스, 이태리 일곱 나라뿐이다. 스칸디나비아 국가는 노동조합이 실업보험을 관리·운영하는 겐트시스템 때문에 노조 조직률과 단체협약 적용률이 높아 굳이 법정 최저임금제를 도입할 필요성을 못 느낀다. 이태리는 헌법(제36조)의 ‘적정임금을 받을 권리’를, ‘모든 노동자는 관련 부문 단체협약 중 가장 낮은 임금을 적용받을 권리가 있다’고 노동법원이 일관되게 해석함에 따라 굳이 법정 최저임금제를 도입할 필요성을 못 느끼기 때문이다(Schulten 2008).

많은 사람들이 최저임금제를 저임금 노동자에게 공정한 임금을 보장하고, 임금불평등을 완화하고 소득분배구조를 개선하는 바람직한 제도라고 생각한다. 그렇다고 해서 반드시 모든 사람이 그렇게 생각하는 것은 아니다. 신고전파 경제학자들은 ‘최저임금제는 저임금 일자리를 파괴한다.’고 주장한다. 이에 따라 경제학자들 사이에는 오랫동안 최저임금의 고용효과를 둘러싼 논쟁이 계속되어 왔고, 최근에는 ‘최저임금의 부정적 고용효과가 발견되지 않는다.’는 실증분석 결과가 대세를 이루고 있다. 하지만 국내 중고교 교과서는 여전히 최저임금의 부정적 고용효과를 가르치고 있고, 일부 언론은 기회 있을 때마다 ‘최저임금을 인상하면 고용에 부정적 영향을 미친다.’는 담론을 퍼뜨리고 있다.

과연 그럴까? 제II장에서는 먼저 이론과 실증분석 두 측면에서 최저임금의 고용효과를 둘러싼 선행연구 결과를 살펴본다. 제III장에서는 OECD 25개 회원국과 한국의 16개 시도 자료로 시계열-횡단면 자료를 구축한 뒤 최저임금의 고용효과를 추정한다. 분석모형은 통상적으로 많이 사용하는 패널분석 모형(임의효과 모형, 고정효과 모형)과, 전기 종속변수를 설명변수로 사용하는 동태적 패널분석 모형(차분 GMM 모형, 시스템 GMM 모형)을 병행한다. 제IV장에서는 분석결과를 요약하면서 그 함의를 살펴본다.

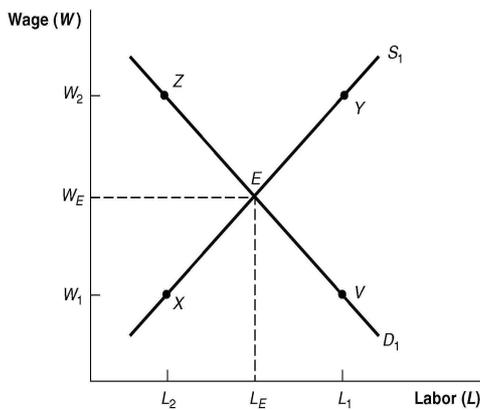
## II. 선행 연구 검토

### 1. 이론<sup>1)</sup>

#### 가. 신고전파의 완전경쟁시장 모델

먼저 최저임금이 고용을 축소시킨다는 신고전파 모델부터 살펴보자. 최저임금제가 실시되지 않는다면 노동공급곡선( $S_1$ )과 노동수요곡선( $D_1$ )이 만나는 점( $E$ )에서 임금( $W_E$ )과 고용( $L_E$ )이 결정된다. 최저임금제가 실시되어  $W_E$ 를 상회하는 수준에서 최저임금( $W_2$ )이 정해지면, 임금은  $(W_2 - W_E)$  만큼 증가하지만 고용은  $(L_E - L_2)$  만큼 감소한다. 최저임금은 취업중인 노동자에게는 임금인상을 가져다주지만, 다른 노동자에게는 일자리 상실을 가져다준다(<그림1> 참조).

<그림1> 완전경쟁시장에서 최저임금 효과



<그림1>은 현실을 지나치게 단순화한 것으로, 최저임금이 반드시 고용감소를 초래하는 것은 아니며, 설령 고용이 감소하더라도 반드시 사회적 손실은 아니라는 지적이 제기되어 왔다.

첫째, 최저임금으로 고용이 감소하더라도, 만약 노동수요곡선의 탄력성이 1보다 작다면, 임금인상 효과가 고용감소 효과를 상쇄해 저임금 노동자들의 소득은 전체적으로 증가한다. 더욱이 최저임금이 인상되면 기업은 생산성을 늘리거나, 임금 이외의 비용을 줄이거나, 이윤을 줄이거나, 제품 가격을 인상하는 등의 방식으로 대처한다. 따라서 최저임금이 고용에 미치는 부정적 효과는 그만큼 줄어든다.

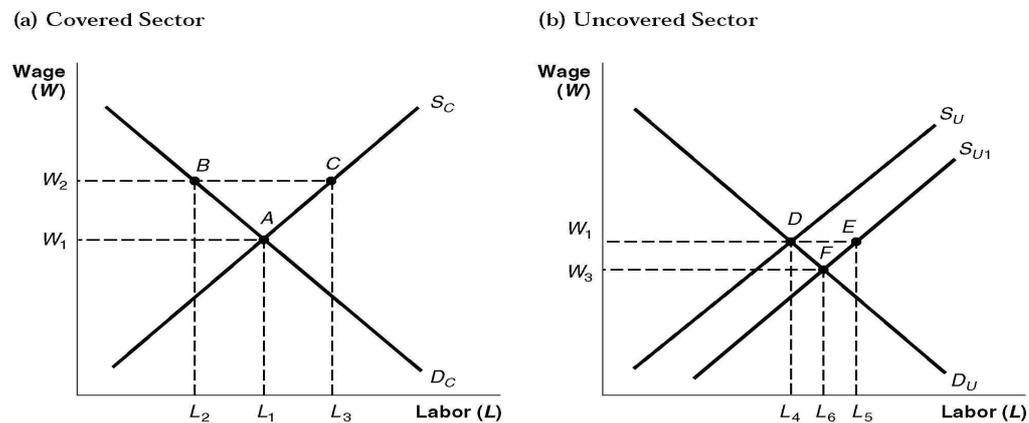
1) 주로 Kaufman & Hotchkiss(2006), Ch.6과 Hyclak, Johnes and Thorton(2005), Ch.5를 참조했음.

둘째, 최저임금은 평균임금에 크게 못 미치는 수준에서 정해지기 때문에, 모든 노동자에게 영향을 미치지 않고 특정 계층에만 영향을 미친다. 예컨대 시간당 최저임금이 5,000원에서 6,000원으로 인상되면, 지금까지 5,000원 받던 사람은 영향을 받지만, 7,000원 받던 사람은 영향 받지 않는다. 따라서 최저임금의 고용효과는 미숙련 노동자 특히 10대에 집중된다. 그러나 설령 10대에게 부정적 고용효과를 미친다 하더라도, 반드시 실업률이 증가한다고 결론지을 수는 없다. 일자리를 잃은 10대가 새로운 일자리를 찾는 대신 경제활동을 포기하고 중단된 학업을 계속한다면, 그리고 10대의 줄어든 일자리를 가족을 부양할 의무가 있는 성인이 대신한다면, 사회적으로 오히려 이득이 될 수 있다.

셋째, <그림1>은 모든 노동자가 최저임금을 적용 받는다고 가정하고 있다. 그러나 실제로는 법령에 따라 최저임금 적용대상에서 제외되는 부문이 있고, 정부의 근로감독 기능이 미흡하거나 벌칙이 경미해서 탈법적으로 준수되지 않는 경우도 있다. Ashenfelter and Smith(1979)는 ‘최저임금법을 실시하지 않는다면 최저임금 이하의 임금을 지급 받을 노동자들 가운데, 단지 60%만 최저임금을 지급 받는다.’라 하고 있다. 이 때 최저임금 적용으로 일자리를 잃게 된 노동자들은 최저임금이 적용되지 않는 부문에서 새로운 일자리를 찾게 될 것이다.

<그림2>에서 최저임금 적용부문은 최저임금 인상으로 임금은 ( $W_2 - W_1$ ) 만큼 증가하고 고용은 ( $L_1 - L_2$ ) 만큼 감소하지만, 비적용 부문은 노동공급곡선이  $S_U$ 에서  $S_{U1}$ 로 이동함에 따라 임금은 ( $W_1 - W_3$ ) 만큼 하락하고 고용은 ( $L_6 - L_4$ ) 만큼 증가한다. 그 결과 전체적으로 최저임금에 따른 고용은  $[(L_1 - L_2) - (L_6 - L_4)]$ 로 줄어든다. 물론 이 때도 고용은 ( $L_6 - L_4$ ) 만큼 덜 감소했지만, 비적용부문 노동자들의 임금이 하락했다는 비판은 가능하다.

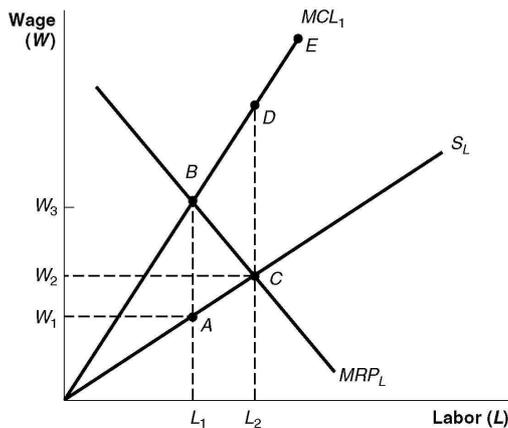
<그림2> 적용-비적용 2부문 모델에서 최저임금의 효과



나. 제도학파의 수요독점 모델 등

제도학파의 수요독점모델, 효율임금가설은 ‘최저임금이 인상되면 고용이 증가할 수 있다.’는 명제를 제시한다. 먼저 수요독점 모델에서 최저임금 효과를 살펴보면 다음과 같다. 만약 <그림3>이 수요독점 노동시장이 아닌 경쟁적 노동시장이라면, 노동의 한계수입생산 곡선(MRP<sub>L</sub>)은 노동수요 곡선이 되어, 노동공급 곡선(S<sub>L</sub>)과 만나는 C점에서 임금(W<sub>2</sub>)과 고용(L<sub>2</sub>)이 결정된다. 그러나 수요독점 노동시장에서는 노동의 한계수입생산 곡선과 한계비용 곡선(MCL<sub>1</sub>)이 만나는 점에서 고용이 결정되고(L<sub>1</sub>), 임금은 노동의 한계수입생산과 일치하는 W<sub>3</sub>이 아닌, 이보다 낮은 W<sub>1</sub>에서 결정된다. 즉 수요독점 노동시장에서 임금과 고용은 경쟁적 노동시장보다 낮은 수준에서 결정된다. 그러나 W<sub>1</sub>보다 높은 수준에서 최저임금(W<sub>2</sub>)이 결정되면, 노동자들 임금은 W<sub>2</sub>로 증가하고 고용은 (L<sub>2</sub>-L<sub>1</sub>)만큼 증가한다. 물론 고용이 무한정 증가하는 것은 아니다. 만약 최저임금이 W<sub>2</sub>~W<sub>3</sub> 사이에서 결정된다면 고용은 원래 고용수준인 L<sub>1</sub>보다 증가하지만, 최저임금이 W<sub>3</sub>을 상회하면 고용은 L<sub>1</sub>보다 감소하게 된다.

<그림3> 수요독점 모델에서 최저임금의 효과

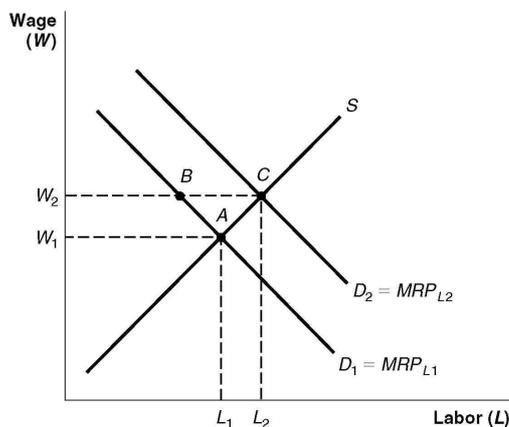


수요독점 모델에 대해서는 ‘수요독점이란 원래 특정 노동시장에서 오직 하나의 기업이 노동의 구매자인 경우를 말한다. 독과점기업들이 담합해서 유일한 구매자인 것처럼 행동한다던가, 탄광촌에 광산이 하나만 있는 경우가 대표적인 예다. 저임금 노동시장은 일반적으로 생산제품의 대체가능성이 높고, 유사한 노동자들을 고용하며, 특히 소매상인 경우 지리적으로 밀집해 있어 매우 경쟁적인 노동시장이다. 따라서 저임금 노동시장에 수요독점 모델을 적용하는 것은 적절하지 않다.’는 반론이 있을 수 있다. 이에 대해 수요독점 모델 쪽에서는 ‘만약 기업에 대한 노동공급곡선이 어떤 이유에서

든 우상향(右上向)한다면, 그리고 기업이 그들이 지급하는 임금에 대해 얼마간 재량권을 발휘할 수 있다면, 이들 기업은 모두 수요독점 모델을 적용할 수 있다.’고 주장한다.

효율임금 가설은 임금이 생산성에 미치는 긍정적 효과를 고려하면, 완전경쟁시장에서도 최저임금 인상이 고용증가를 초래할 수 있음을 보여준다. 즉 <그림4>에서 최저임금 인상으로 임금이 높아지면( $W_1 \rightarrow W_2$ ), 노동자들의 육체적 건강이 개선되거나 사기가 높아지고 노력(effort)이 증진되어 노동의 한계수입생산( $MRP_L$ )이 증가하며, 이에 따라 노동수요 곡선은 우상방으로 이동하고 고용이 증가한다( $L_1 \rightarrow L_2$ ). 물론 효율임금 가설에서 최저임금 인상에 따른 고용증가는 육체적 건강이 개선될 정도로 저임금이거나, 노동자들의 사기와 노력이 증가할 정도의 소폭 인상인 경우로 제한된다. 그러나 임금인상 폭 만큼 노동자들 노력이 증가하지 않는다 하더라도 양질의 노동력 유입으로 전반적으로 생산성이 증가할 수 있다.

<그림4> 효율임금 가설에서 최저임금의 효과



## 2. 실증분석

### 가. 영미권

1980년대 영미권에서는 ‘최저임금 인상은 10대 청소년 고용에 부정적인 영향을 미친다.’는 분석이 우세했다. 초기 실증분석 결과를 요약한 Brown et al.(1982)은 ‘시계열 분석결과 최저임금이 10% 인상되면, 10대는 1~3%, 20대 초반은 1% 미만 고용이 감소한다.’라 하고, Reynolds et al.(1991)은 ‘실증분석 결과 10대를 제외한 다른 집단은 최저임금의 부정적 고용효과를 찾아볼 수 없다.’라 하고 있다.<sup>2)</sup>

2) Ressler et al.(1996)은 “미국에서 최저임금 인상은 파트타임 고용증가를 초래했다.”라 하고 있다.

이에 따라 1980년대에는 많은 사람들이 ‘최저임금 인상은 10대 고용에 부정적 영향을 미친다.’는 명제를 받아들였다. 그러나 1990년대에는 이러한 명제가 도전 받게 된다. Card and Krueger(1995)는 최저임금을 인상한 주(州)와 인상하지 않은 주를 비교하는 일종의 자연실험 방법을 사용하여, ‘최저임금 인상이 10대 고용에 부정적 영향을 미친다는 증거는 발견되지 않는다. 상황에 따라서는 오히려 고용이 늘어나는 긍정적 효과를 보이고 있다.’는 결론을 제시하고 있다. Machin and Manning(1994)은 ‘영국도 미국과 마찬가지로 최저임금의 고용효과가 없거나 오히려 (+)며, 1980년대 최저임금 비율 하락은 임금분산을 확대시켰을 뿐 고용이 증가했다는 증거는 발견되지 않는다.’라 하고 있다.

2000년대에는 선행 연구들을 종합적으로 비교·검토하는 메타분석이 이루어졌다. Doucouliagos and Stanley(2009)는 ‘미국에서 최저임금이 10대 고용에 미친 영향을 측정한 64개 연구(1972~2007년 출간)에서 최저임금 탄력성 추정치 1,474개를 메타 분석한 결과, 최저임금의 고용효과에 대한 연구는 발표 선택편의(Publication Selection Bias)에 오염되어 실제보다 크게 보고되고 있으며, 이러한 선택편의를 수정하면 최저임금이 고용에 미치는 영향은 없거나 있더라도 식별하기 힘들 정도로 작다’고 밝히고 있다.

Leonard, Stanley and Doucouliagos(2014)도 ‘영국에서 최저임금의 고용효과를 측정한 16개 연구에서 236개 최저임금 탄력성 추정치와 710개 부분 상관계수를 메타 분석한 결과, 재가 돌봄 산업과 소매음식점 이외에는 유의미한 (-) 고용효과가 발견되지 않는다. 최저임금의 (-) 고용효과가 발견되지 않는 것은, ①정책담당자들이 고용효과를 최소화하는 방식으로 최저임금을 조정하거나, ②기업이 생산성, 가격, 이윤, 노동시간 조정 등을 통해 부정적 고용효과를 상쇄하거나, ③경쟁노동시장 모델보다 수요독점 모델이나 효율임금가설이 영국 노동시장을 더 잘 설명하기 때문’이라 하고 있다.

이처럼 ‘최저임금의 부정적 고용효과가 발견되지 않는다.’는 메타분석 결과가 잇따르면서, 논의는 점차 최저임금 인상에 따른 비용부담을 기업이 어떻게 흡수하는가에 모아지고 있다. Hirsch, Kaufman, and Zelenska(2011)는 ‘미국 조지아와 앨라배마주 81개 패스트푸드 레스토랑을 대상으로 분석한 결과, 2007~09년 연방최저임금 인상이 고용과 노동시간에 미친 유의미한 영향은 발견되지 않으며, 최저임금 인상에 따른 비용부담은 가격인상, 이윤율인하, 임금격차 축소, 노동이동 감소, 높은 성과 기준 등 다른 조정채널을 통해 흡수된다.’라 하고 있다. 그 이유는 ‘①최저임금의 대폭 인상조차 기업주들이 상쇄하거나 흡수해야 할 다른 비용인상과 비교하면 미미하며, ②최저임금 인상에 따른 비용부담은 다양한 조정 채널을 통해 해결되며, ③경영진은 고

용감축이나 노동시간단축을 상대적으로 값비싼 반생산적 옵션으로 생각하기 때문'이라 하고 있다.

Schmitt(2013)도 '2000년 이후 이루어진 최저임금 인상이 저임금 노동자 고용에 미친 영향에 대한 실증연구를 검토한 결과, 최저임금의 고용효과는 없거나 미미하다는 게 대세다. 가능한 조정채널 11가지를 검토한 결과, 가장 중요한 조정채널은 노동 이동 감소, 조직 효율성 개선, 고소득자 임금 덜 인상, 소폭의 가격 인상이며, 저임금 노동자 비중이 높은 사용자들도 이러한 조정수단만으로 고용감소를 회피하기에 충분하다'라 하고 있다.

이밖에 1999년부터 최저임금제를 실시한 영국의 저임금위원회는 최저임금의 효과를 다음과 같이 평가하고 있다. 첫째, 최저임금은 기업 또는 고용에 부정적 영향을 미치지 않으면서도 1백만 저임금 노동자들에게 혜택을 주고 있다. 특히 여성, 파트타임, 연소자, 소수민족에게 혜택을 주고 있다. 둘째, 최저임금의 부정적 고용효과를 뒷받침할 증거는 발견되지 않는다. 최저임금 수혜자 집단에서 고용 증가율은 평균치를 상회한다. 연소자들은 예외적으로 미세한 (-) 고용효과가 발견되지만, 청소년 노동시장은 주로 경기 사이클의 영향을 받고 있다. 셋째, 최저임금 도입은 생산성 증대를 가져오지도 않았고, 단위노동비용 증가를 가져오지도 않았다(Low Pay Commission, 2003).

## 2) OECD·ILO

OECD(1998)는 최저임금의 효과에 관한 선행 연구들을 종합하면서 다음과 같이 결론짓고 있다. 첫째, 이론적으로나 실증적으로나 최저임금의 고용효과에 대한 합의는 존재하지 않는다. 그러나 법정 최저임금이 일정 수준을 넘어서면 고용을 감소시킬 가능성이 있다는 점에 대해서는 많은 사람들이 동의한다. 부분적으로 이견은 있지만 최저임금 수준이 높을수록 연소자들이 일자리를 상실할 가능성은 높다. 그러나 여성이나 파트타임 등 다른 집단에서는 최저임금의 부정적 고용효과를 발견할 수 없다.

둘째, 최저임금은 임금불평등을 완화하는 데 긍정적인 역할을 한다. 최저임금이 인상되면 새로운 최저임금에 못 미치는 임금을 받던 사람들은 임금이 인상되고, 이보다 얼마간 높은 임금을 받던 사람들은 간접효과 때문에 임금이 인상된다. 이는 최저임금이 노동자들에게 공정임금을 보장하여 형평성을 제고하는 데 효과적임을 의미한다. 이밖에 최저임금은 연령 간, 남녀 간 임금격차를 축소한다. 평균임금 대비 최저임금 비율이 높은 나라일수록 임금불평등이 낮고 저임금계층 비율도 낮다.

셋째, 최저임금은 노동자 가구에서 빈곤을 축소하고 소득분배구조를 개선한다. 그러나 전체 가구를 대상으로 하면 그 효과가 줄어든다. 빈곤가구 가운데 취업자가 한 사

람도 없는 가구가 있고, 최저임금 수혜자의 부모가 중산층 이상인 가구도 있기 때문이다. 따라서 빈곤을 해소하는 데는 근로소득보조제가 좀 더 효과적인 정책수단일 수 있다. 그러나 근로소득보조제는 국가 재정이 소요되고 저임금 노동자들을 ‘빈곤의 덫’에 빠뜨릴 가능성이 있기 때문에, 최저임금제와 함께 상호 보완적으로 운영하는 것이 바람직하다.

ILO의 Saget(2001)는 남미, 아시아, 아프리카 등지의 20개 저개발 국가를 대상으로 횡단면-시계열 분석을 한 뒤 다음과 같이 결론짓고 있다. 첫째, 평균임금 대비 최저임금 비율이 높다고 해서 비공식 부문이 증가하거나 고용이 감소하는 부정적 효과는 발견되지 않는다. 노동시장 경직성 특히 임금 경직성은 남미 국가에서 비공식 부문이 증가한 주된 요인이 아니다.

둘째, 1인당 국민소득, 제조업 평균임금 등을 통제하더라도 최저임금 비율이 높은 나라일수록 빈곤률이 유의미하게 낮다. 최저임금은 고용에 부정적 영향을 미치지 않으면서도, 노동자와 그 가족의 생활조건을 개선하고 빈곤을 해소하는 데 긍정적 영향을 미칠 수 있다.

### 3) 한국

국내에서 최저임금의 고용효과를 추정한 연구는 김유선(2004, 2011), 이시균(2007), 정진호(2008), 이병희(2008), 남성일(2008), 김우영(2010), 김주영(2011), 김대일(2012)을 꼽을 수 있다.

김유선(2004)은 1988년 1월부터 2004년 3월까지 통계청의 월별 자료를 사용해서, 평균임금 대비 최저임금 비율 변화가 고용률 변화에 미친 영향을 시계열 분석했다. 분석결과 ‘전체, 남성, 여성, 청년층, 고령층에는 유의미한 영향을 미치지 않고, 25~54세 중장년층에는 유의미한 (+) 영향을 미쳤다. 설명변수가 최저임금 인상률일 때는 남성과 청년층에 유의미한 영향을 미치지 않고, 여성과 중장년층, 고령층에 유의미한 (+) 영향을 미쳤다’고 보고하고 있다. 김유선(2011)은 1990년 1월부터 2010년 4월까지 월별 자료를 사용해서 시계열 분석한 결과, ‘최저임금제가 도입된 지난 20년 동안 최저임금 인상이 고용에 미친 부정적 영향은 발견되지 않으며, 2000년 이후는 오히려 긍정적 영향을 미쳤다’고 보고하고 있다.

이시균(2007)은 2000년부터 2006년까지 경제활동인구조사 부가조사와 사업체패널 자료를 사용해서 전체 노동자와 저임금 노동자를 대상으로 패널분석 했다. 분석결과 ‘최저임금 지수는 고용률과 고용수준에 유의미한 영향을 미치지 않았지만, 최저임금 수준은 유의미한 (+) 영향을 미쳤다’고 보고하고 있다.

정진호(2008)는 시계열 횡단면 분석을 통해 최저임금 비율과 최저임금 수준이 고용률에 미친 영향을 추정한 결과, '15~24세 청년층은 유의미하지 않은 (-), 25~54세 중장년층은 유의미한 (+), 55세 이상 고령층은 유의미한 (-) 영향을 미쳤다'고 보고하고 있다.

이병희(2008)는 이중차이법을 사용해서 추정한 결과, 최저임금 인상이 직장유지율과 취업유입률에 미친 영향이 유의미하지 않다고 보고하고, 김주영(2011)은 1998년부터 2008년까지 노동패널 자료를 분석한 결과 최저임금의 고용효과가 모든 모형에서 유의미하지 않다고 보고하고 있다.

남성일(2008)은 감시단속적 근로자에게 최저임금을 적용한 2007년의 제도 변화가 수도권 지역 아파트 경비근로자들에게 미친 영향을 살펴본 결과, 최저임금의 적용 확대는 고용된 근로자에게는 임금인상 효과를 가져다준 반면, 노동수요를 위축시키는 효과를 가져왔다'고 보고하고 있다.

김우영(2010)은 2002년부터 2008년까지 산업·직업별 고용구조조사(OES) 자료를 이용해서 15개 시도의 시계열 횡단면 자료를 구축했다. 기업에는 채용비용, 훈련비용, 해고비용 등 준고정비용이 존재하기 때문에 고용조정은 즉각적으로 이루어지지 못함을 고려하여, 동태적 패널 모형을 사용해서 최저임금이 청년고용에 미치는 영향을 분석했다. 남녀 청년을 분석대상으로 할 때는 최저임금의 고용효과가 없지만, 남녀를 구분하면 최저임금이 10% 증가할 때 청년여성(15~24세)은 1.6%, 청년남성(15~29세)은 1.1% 고용이 감소한다고 보고하고 있다.

김대일(2012)은 고용형태별 근로실태조사(2008~10년) 자료를 바탕으로 차분모형을 이용하여 최저임금이 저임금 근로자(시간당 임금이 하위 5% 이하인 근로자)의 신규채용을 감소시키는지 분석했다. 분석결과 5인 미만의 영세 사업체에서만 신규채용 감소효과가 유의미하다는 사실을 발견했다. 이에 대해 유경준(2013)은 외국인 근로자를 통제하지 못했기 때문에 5인 미만 영세 사업체의 신규채용 감소효과도 과대 추정했을 가능성이 높다고 지적하고 있다.

### III. 최저임금의 고용효과 추정

#### 1. OECD 회원국

##### 가. 분석 모형

최저임금의 고용효과는 통상적인 패널분석(임의효과 모형과 고정효과 모형)과 동태

적 패널분석(차분 GMM과 시스템 GMM) 모델을 사용해서 추정한다. 여기서 동태적 패널분석을 사용하는 이유는 기업에는 채용비용, 훈련비용, 해고비용 등의 준고정비용이 있어 고용조정이 즉각적으로 이루어지지 못 할 뿐만 아니라(Oi 1962, 김우영 2010), 다양한 채널을 통해 최저임금 인상에 따른 비용부담을 흡수함에 따라 그만큼 고용조정이 지체될 수 있기 때문이다(Hirsch, Kaufman and Zelenska 2011, Schmitt 2013).

종속변수는 고용률을 사용하되, 영미권에서 주로 관심을 갖는 청년층(15~24세) 이외에 전체(15~64세), 고령층(55~64세), 여성 고용률을 함께 분석한다. 설명 최저임금 인상이 청년층 고용에 부정적 영향을 미친다 하더라도 다른 집단이나 전체 고용에 긍정적 영향을 미친다면 그만큼 사회적으로 이로울 수 있기 때문이다.

설명변수는 최저임금 지수(평균임금 대비 최저임금 비율)를 사용하고, 노동공급 통제변수는 ‘성·연령별 인구 비중’을 사용하며, 종속변수가 전체 고용률일 때는 인구증가율을 사용한다. 노동수요 통제변수는 ‘성인(25~54세) 실업률’을 사용하고, 연도효과와 국가효과를 통제한다.<sup>3)</sup>

이상을 종합하여 분석모형을 설계하면 다음과 같다.

$$(1) E_{it} = \alpha + \beta MW_{it} + \gamma POP_{it} + \tau UR_{it} + \delta_i + \tau_t + \epsilon_{it} \text{ (통상적인 패널분석)}$$

$$(2) E_{it} = \alpha + \theta E_{it-1} + \beta MW_{it} + \gamma POP_{it} + \tau UR_{it} + \delta_i + \tau_t + \epsilon_{it} \text{ (동태적 패널분석)}$$

여기서  $E_{it}$ 는 i국가의 t년도 고용률,  $E_{it-1}$ 은 1년 전 고용률,  $MW_{it}$ 는 최저임금 지수(평균임금 대비 최저임금 비율),  $POP_{it}$ 는 해당 집단의 인구비중,  $UR_{it}$ 는 성인(25~54세) 실업률,  $\delta_i$ 는 국가특수적 항,  $\tau_t$ 는 시간특수적 항,  $\epsilon_{it}$ 는 오차항을 의미한다.

#### 나. 자료와 변수

성별 연령계층별 고용률과 평균임금 대비 최저임금 비율, 생산가능인구, 성인 실업률 등 분석에 사용한 변수는 2014년 8월 5일 OECD.stat에서 추출했다. 종속변수인 고용률은 ‘취업자수÷생산가능인구×100’으로 정의되고, 평균임금 대비 최저임금 비율은 ‘시간당 최저임금÷시간당 풀타임 임금 평균값’으로 정의된다. 노동공급 통제변수로 사용한 성별 연령계층별 인구 비중은 성별 연령계층별 생산가능인구를 15세 이상 생

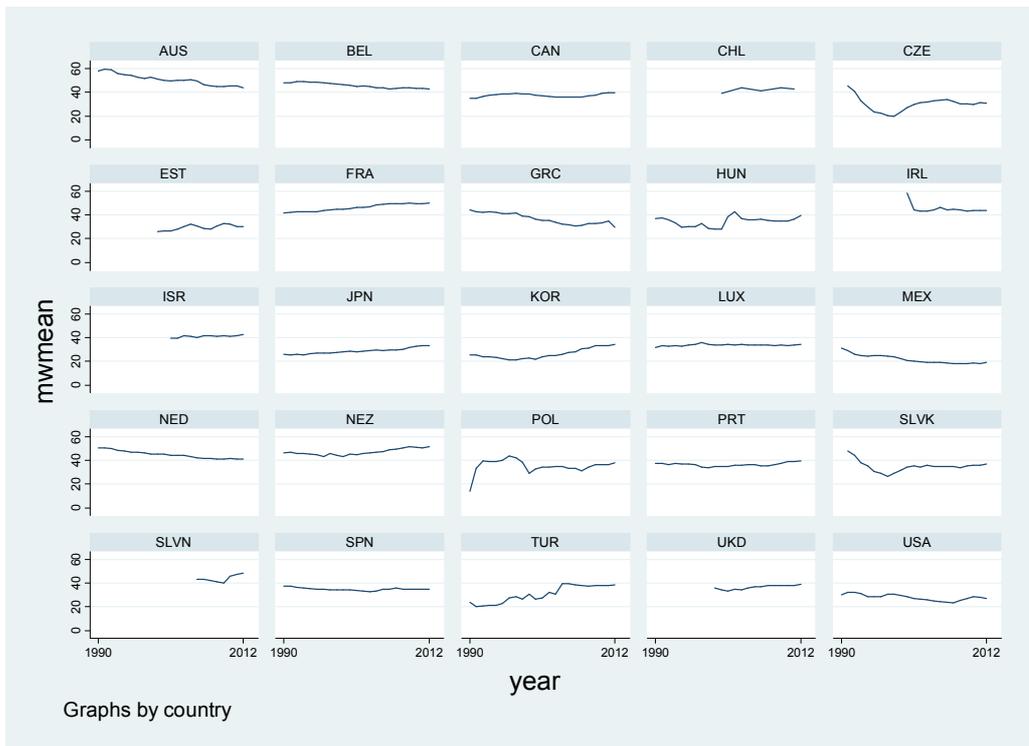
3) Burkhauser, Couch, and Wittenburg(2000)는 미국 CPS(현재인구조사) 자료를 사용한 많은 최저임금 연구에서 (-) 고용효과가 발견되지 않는 것은 연구자들이 연도효과를 통제했기 때문이라며, 연도효과 대신 관측 가능한 거시경제 변수를 통제할 것을 제안한다. 하지만 Neumark and Wascher(2007)는 ‘관측 가능한 거시경제 통제만으로 최저임금 변화와 상관관계에 있는 관측되지 않는 추세를 완전히 포착할 수 없다. 연도효과를 통제하지 않고 추정된 고용탄력성은 관측되지 않는 이질성 편향(heterogeneity bias) 문제를 야기할 수 있다.’고 반박한다. 실제로 대다수 연구가 연도효과와 국가효과를 통제하고 분석한다.

산가능인구로 나누어 구했다. 그러나 종속변수가 전체 고용률일 때는 생산가능인구 증가율을 사용했다. 노동수요 통제변수로 사용한 ‘성인 실업률’은 25~54세 실업률을 사용했다.

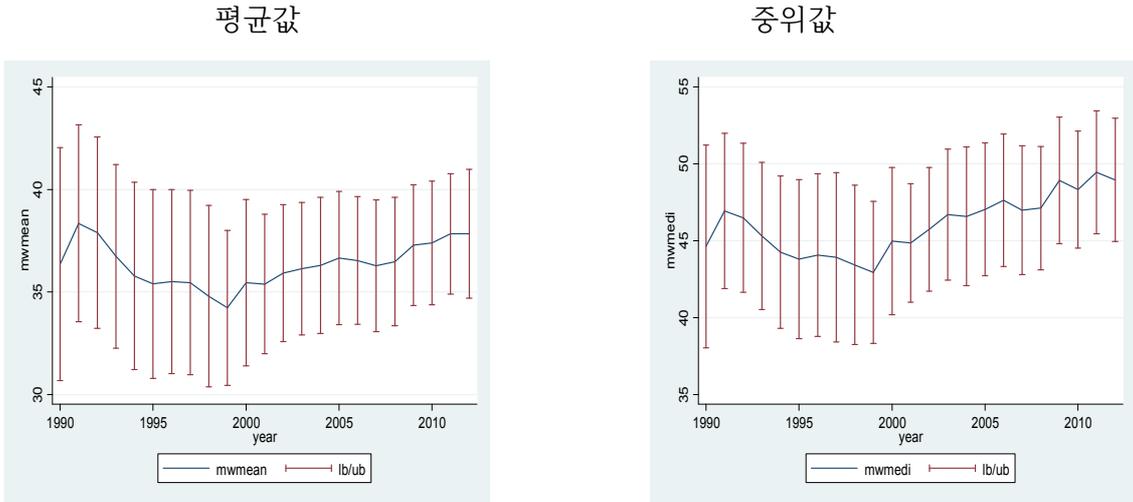
OECD 34개 회원국 중 스칸디나비아 국가(덴마크, 핀란드, 스웨덴, 노르웨이, 아이슬란드)와 스위스, 이태리, 오스트리아, 독일 등 9개국은 법정 최저임금제를 실시하지 않거나 최근에야 도입했다. 따라서 이 글에서 분석대상은 OECD 34개 회원국 중 25개국으로 제한된다.

<그림5>는 1990년부터 2012년까지 OECD 각 회원국의 평균임금 대비 최저임금 비율 추이를 살펴본 것이고, <그림6>은 OECD 회원국 전체의 평균임금 대비 최저임금 비율 추이를 살펴본 것이다. 평균값 기준으로는 1991년 38.3%에서 1999년 34.2%로 낮아졌다가 2012년 37.8%로 높아졌고, 중위값 기준으로는 1991년 46.9%에서 1999년 42.9%로 낮아졌다가 2012년 49.0%로 높아졌다.

<그림5> OECD 회원국의 평균임금 대비 최저임금 비율 추이



<그림6> OECD 회원국 전체의 평균임금 대비 최저임금 비율 추이



다. 패널분석 결과

<표1>은 OECD 회원국에서 최저임금의 고용효과를 임의효과 모형으로 추정한 결과고, <표2>는 고정효과 모형으로 추정한 결과다. 종속변수가 전체(15~64세)와 고령층(55~64세) 고용률일 때는 최저임금 비율 계수 값이 -0.147과 -0.310로 유의미하지 않은 (-)다. 하지만 종속변수가 청년층(15~24세) 고용률일 때는 -0.305\*\*, 여성 고용률일 때는 -0.240\*로 유의미한 (-)다.

<표1> 최저임금의 고용효과(임의효과 모형, 1990~2012년, 25개 국가)

종속변수	15~64세 고용률		15~24세 고용률		55~64세 고용률		여성 고용률	
	계수값	p값	계수값	p값	계수값	p값	계수값	p값
최저임금 비율	-0.147	0.110	-0.305	0.004	-0.310	0.150	-0.240	0.043
인구비중			-0.023	0.950	1.013	0.070	-0.098	0.938
인구증가율	0.726	0.071						
성인실업률(25-54세)	-0.764	0.000	-1.279	0.000	-0.878	0.000	-0.648	0.000
상수	77.557	0.000	87.286	0.000	50.701	0.000	76.738	0.243
관측치	491		491		491		491	
그룹수	25		25		25		25	
모형설명력	0.941		0.954		0.935		0.942	

<표2> 최저임금의 고용효과(고정효과 모형, 1990~2012년, 25개 국가)

종속변수	15~64세 고용률		15~24세 고용률		55~64세 고용률		여성 고용률	
	계수값	p값	계수값	p값	계수값	p값	계수값	p값
최저임금 비율	-0.147	0.114	-0.305	0.007	-0.310	0.153	-0.240	0.048
인구비중			-0.023	0.949	1.013	0.075	-0.098	0.937
인구증가율	0.726	0.076						

성인실업률(25-54세)	-0.764	0.000	-1.279	0.000	-0.878	0.000	-0.648	0.000
상수	70.517	0.000	63.610	0.000	41.929	0.000	65.912	0.312
관측치	491		491		491		491	
그룹수	25		25		25		25	
모형설명력	0.198		0.157		0.264		0.053	

<표3>은 Allerano & Bond(1991)가 제시한 차분 GMM 모형으로 추정된 결과고, <표4>는 Allerano & Bover(1995)와 Blundell & Bond(1998)의 추가적 적률조건 (additional moment conditions)을 이용하는 시스템 GMM 모형으로 추정된 결과다.4)5)

<표3>의 차분 GMM 모형에서 최저임금 비율 계수 값은 모두 통계적으로 유의미하지 않은 (-)다. <표4>의 시스템 GMM에서 종속변수가 고령층일 때 최저임금 비율은 계수 값이 유의미하지 않은 (-)고, 종속변수가 전체, 청년층, 여성일 때는 유의미하지 않은 (+)다.

이상을 종합하면 ‘OECD 회원국에서 최저임금 인상이 전체 고용이나 고령자 고용에 부정적 영향을 미쳤다는 증거는 발견되지 않는다. 통상적인 패널분석만 보면 최저임금 인상이 청년 고용이나 여성 고용에 부정적 영향을 미쳤다는 해석이 가능하지만, 동태적 패널분석은 그러한 해석 가능성을 부인한다. 동태적 패널분석에서 최저임금 인상은 청년 고용이나 여성 고용에 부정적 영향을 미쳤다는 증거가 발견되지 않는다.’고 결론지을 수 있다.

<표3> 최저임금의 고용효과(차분 GMM 모형, 1990~2012년, 25개 국가)

	15~64세 고용률		15~24세 고용률		55~64세 고용률		여성 고용률	
	계수값	p값	계수값	p값	계수값	p값	계수값	p값
전고용률	0.557	0.000	0.679	0.000	0.840	0.000	0.779	0.000
최저임금 비율	-0.011	0.684	-0.003	0.950	-0.031	0.521	-0.025	0.365
인구비중			0.230	0.171	0.162	0.169	0.139	0.480
인구증가율	0.122	0.456						
실업률(25-54세)	-0.437	0.000	-0.525	0.000	-0.273	0.000	-0.241	0.000
관측치	443		443		443		443	
그룹수	24		24		24		24	
1계 자기상관 검증	0.013		0.005		0.001		0.023	

- 4) <표3>에서 Allerano-Bond 검정 결과  $\Delta\epsilon_{it}$ 에 1계 자기상관이 없다는 귀무가설은 5% 유의수준에서 기각되고, 2계 자기상관이 없다는 귀무가설은 기각되지 않는다. 따라서 원래 모형 오차항  $\epsilon_{it}$ 에는 자기상관이 존재하지 않으며 모형은 잘 설정된 것으로 판단된다. Sargan 검정 결과 ‘과대식별(Overidentifying)이 적절하다’는 귀무가설이 기각되지만, 이는 도구변수 수가 패널변수 수보다 많은데서 비롯되었을 가능성이 크다. 따라서 Hansen 검정을 수행한 결과 ‘과대식별이 적절하다’는 귀무가설은 기각되지 않는다(민인식·최필선 2009).
- 5) <표4>에서는 다중공선성으로 탈락한 국가더미 변수가 많아 자기상관 및 과대식별 검정을 수행할 수 없다. 하지만 국가더미 변수를 추가하지 않고 검정했을 때 자기상관 및 과대식별 검정결과가 대체로 <표3>과 일치하는 바, <표4>에서도 자기상관 및 과대식별 문제는 발생하지 않을 것으로 판단된다.

2계 자기상관 검증	0.093		0.326		0.456		0.687
Sargan 검증	0.000		0.000		0.006		0.079
Hansen 검증	1.000		1.000		1.000		1.000

<표4> 최저임금의 고용효과(시스템 GMM, 1990~2012년, 25개 국가)

	15~64세 고용률		15~24세 고용률		55~64세 고용률		여성 고용률	
	계수값	p값	계수값	p값	계수값	p값	계수값	p값
전고용률	0.626	0.000	0.690	0.000	0.883	0.000	0.818	0.000
최저임금 비율	0.029	0.328	0.013	0.800	-0.022	0.637	0.006	0.823
인구비중			0.094	0.539	-0.125	0.213	-0.168	0.329
인구증가율	0.063	0.659						
실업률(25-54세)	-0.405	0.000	-0.523	0.000	-0.297	0.000	-0.217	0.000
상수	24.845	0.000	10.172	0.116	9.574	0.034	21.309	0.031
관측치	472		472		472		472	
그룹수	25		25		25		25	

## 2. 한국

### 가. 분석 모형

OECD 회원국을 분석대상으로 할 때와 마찬가지로 최저임금의 고용효과는 통상적인 패널분석(임의효과 모형과 고정효과 모형)과 동태적 패널분석(차분 GMM과 시스템 GMM) 모델을 사용해서 추정한다.

종속변수는 고용률을 사용하되, 전체(15~64세), 청년층(15~24세), 고령층(55~64세), 여성 고용률을 함께 분석한다. 설명변수는 최저임금 지수(평균임금 대비 최저임금 비율)를 사용하고, 노동공급 통제변수는 '성·연령별 인구 비중'을 사용하며, 종속변수가 전체 고용률일 때는 인구증가율을 사용한다. 노동수요 통제변수는 실업률을 사용하고, 연도효과와 지역효과를 통제한다.

이상을 종합하여 분석모형을 설계하면 다음과 같다.

$$(1) E_{it} = \alpha + \beta MW_{it} + \gamma POP_{it} + \tau UR_{it} + \delta_i + \tau_t + \epsilon_{it} \quad (\text{통상적인 패널분석})$$

$$(2) E_{it} = \alpha + \theta E_{it-1} + \beta MW_{it} + \gamma POP_{it} + \tau UR_{it} + \delta_i + \tau_t + \epsilon_{it} \quad (\text{동태적 패널분석})$$

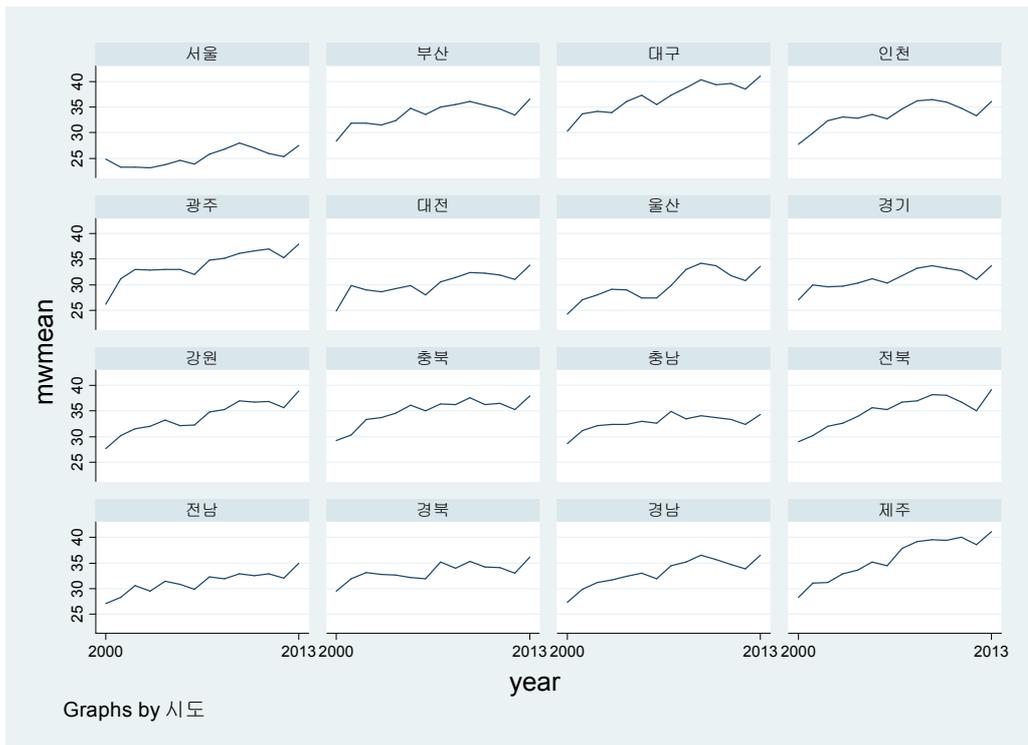
$E_{it}$ 는  $i$ 시도의  $t$ 년도 고용률,  $E_{it-1}$ 은 1년 전 고용률,  $MW_{it}$ 는 최저임금 지수(평균임금 대비 최저임금 비율),  $POP_{it}$ 는 해당 집단의 인구비중,  $UR_{it}$ 는 전체 실업률,  $\delta_i$ 는 지역특수적 항,  $\tau_t$ 는 시간특수적 항,  $\epsilon_{it}$ 는 오차항을 의미한다.

### 나. 자료와 변수

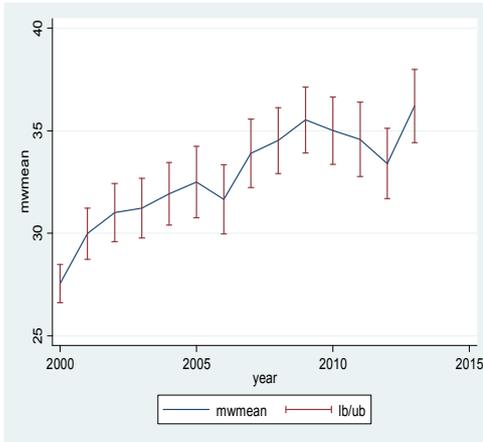
16개 시도의 취업자수, 생산가능인구, 평균임금, 실업률 통계는 모두 통계청 KOSIS에서 추출했다. 종속변수인 고용률은 ‘취업자수÷15세이상생산가능인구×100’으로 정의되고, 일종의 변형된 Kaitz 지수인 평균임금 대비 최저임금 비율은 ‘시간당 최저임금 ÷(5인 이상 사업체 상용직) 시간당 정액급여 평균값’으로 정의된다. 노동공급 통제변수로 사용한 성별 연령계층별 인구 비중은 성별 연령계층별 생산가능인구를 15세 이상 생산가능인구로 나누어 구했다. 그러나 종속변수가 전체 고용률일 때는 생산가능인구 증가율을 사용했다. 노동수요 통제변수는 각 시도의 실업률을 사용했다.

<그림7>은 2000년부터 2013년까지 16개 시도의 평균임금 대비 최저임금 비율 추이를 살펴본 것이다. 2013년 최저임금은 시간당 4,860원으로 전국이 동일하지만, 평균임금 대비 최저임금 비율은 최저 27.5%(서울)에서 최고 41.1%(대구, 제주)로 시도별로 다양하다. <그림8>은 16개 시도를 합산했을 때 한국의 평균임금 대비 최저임금 비율 추이를 살펴본 것이다. 2000년 27.5%에서 2013년 36.2%로 8.7%p 높아졌지만, MB 정부 때는 2009년 35.5%에서 2012년 33.4%로 낮아졌음을 확인할 수 있다.

<그림7> 16개 시도의 평균임금 대비 최저임금 비율 추이



<그림8> 한국의 평균임금 대비 최저임금 비율 추이



다. 패널분석 결과

<표5>는 한국의 16개 시도에서 최저임금의 고용효과를 임의효과 모형으로 추정한 결과고, <표6>은 고정효과 모형으로 추정한 결과다. 종속변수가 전체와 고령층 고용률일 때 최저임금 비율 계수 값은 통계적으로 유의미하지 않은 (-)고, 청년층과 여성 고용률일 때는 유의미하지 않은 (+)다. <표7>은 최저임금의 고용효과를 차분 GMM 모형으로 추정한 결과고, <표8>은 시스템 GMM 모형으로 추정한 결과다. 종속변수가 전체와 청년층 고용률일 때는 유의미하지 않은 (-)고, 고령층과 여성 고용률일 때는 유의미하지 않은 (+) 다.

이상을 종합하면 ‘한국에서 평균임금 대비 최저임금 비율은 2000년 27.5%에서 2013년 36.2%로 지난 10여 년 사이 8.7%p 높아졌다. 그러나 이러한 최저임금 인상이 전체 고용이나 청년, 고령자, 여성 등 취약계층 고용에 부정적인 영향을 미쳤다는 증거는 발견되지 않는다.’고 결론지을 수 있다.

<표5> 최저임금의 고용효과(임의효과 모형, 2000~2013년, 16개 시도)

종속변수	15~64세 고용률		15~24세 고용률		55~64세 고용률		여성 고용률	
	계수값	p값	계수값	p값	계수값	p값	계수값	p값
최저임금 비율	-0.050	0.708	0.021	0.860	-0.147	0.565	0.078	0.615
인구비중			0.581	0.100	1.044	0.000	2.164	0.000
인구증가율	-4.045	0.570						
성인실업률(25-54세)	-0.725	0.010	-0.050	0.900	0.245	0.724	-0.015	0.970
상수	66.983	0.000	20.114	0.001	24.281	0.001	-65.707	0.018
관측치	208		224		224		224	
그룹수	16		16		16		16	
모형설명력	0.949		0.907		0.939		0.942	

<표6> 최저임금의 고용효과(고정효과 모형, 2000~2013년, 16개 시도)

종속변수	15~64세 고용률		15~24세 고용률		55~64세 고용률		여성 고용률	
	계수값	p값	계수값	p값	계수값	p값	계수값	p값
최저임금 비율	-0.050	0.702	0.021	0.857	-0.147	0.559	0.078	0.609
인구비중			0.581	0.108	1.044	0.001	2.164	0.001
인구증가율	-4.045	0.563						
성인실업률(25-54세)	-0.725	0.016	-0.050	0.898	0.245	0.719	-0.015	0.969
상수	66.534	0.000	16.763	0.012	26.180	0.005	-66.428	0.025
관측치	208		224		224		224	
그룹수	16		16		16		16	
모형설명력	0.289		0.495		0.550		0.201	

<표7> 최저임금의 고용효과(차분 GMM 모형, 2000~2013년, 16개 시도)

	15~64세 고용률		15~24세 고용률		55~64세 고용률		여성 고용률	
	계수값	p값	계수값	p값	계수값	p값	계수값	p값
전기고용률	0.425	0.000	0.257	0.032	0.757	0.000	0.361	0.006
최저임금 비율	-0.085	0.291	-0.091	0.375	0.178	0.364	0.032	0.808
인구비중			0.726	0.087	0.458	0.218	1.924	0.049
인구증가율	-9.355	0.280						
실업률(25-54세)	-0.544	0.000	-0.422	0.342	-0.681	0.023	-0.063	0.820
관측치	192		192		192		192	
그룹수	16		16		16		16	
1계 자기상관 검증	0.013		0.005		0.001		0.023	
2계 자기상관 검증	0.093		0.326		0.456		0.687	
Sargan 검증	0.000		0.000		0.006		0.079	
Hansen 검증	1.000		1.000		1.000		1.000	

<표8> 최저임금의 고용효과(시스템 GMM 모형, 2000~2013년, 16개 시도)

	15~64세 고용률		15~24세 고용률		55~64세 고용률		여성 고용률	
	계수값	p값	계수값	p값	계수값	p값	계수값	p값
전기고용률	0.469	0.000	0.298	0.009	0.767	0.000	0.444	0.000
최저임금 비율	-0.067	0.425	-0.073	0.370	0.123	0.486	0.018	0.867
인구비중			1.026	0.001	0.450	0.189	2.147	0.026
인구증가율	-8.451	0.341						
실업률(25-54세)	-0.527	0.000	-0.542	0.160	-0.566	0.017	-0.004	0.987
상수	38.432	0.000	4.991	0.533	-5.534	0.501	-85.808	0.082
관측치	208		208		208		208	
그룹수	16		16		16		16	

#### IV. 맺는 말

영미권을 중심으로 최저임금의 고용효과를 둘러싼 논란이 수십 년째 반복되고 있다. 1980년대에는 ‘최저임금은 고용에 부정적 영향을 미친다.’는 견해가 다수를 이루었지만, 1990년대 이후는 ‘최저임금이 고용에 미치는 부정적 고용효과가 발견되지 않

는다.’는 견해가 대세를 이루고 있다. 그렇다고 해서 연구자들 사이에 합의가 이루어진 것은 아니다. Neumark and Wascher(2004), Sabia(2009), Sabia, Burkhauser, and Hansen(2012), Neumark, Salas and Wascher(2013) 등은 최저임금의 부정적 고용효과를 계속 보고하고 있다.

이러한 차이는 분석대상과 자료, 분석모형의 차이에서 비롯된 것일 수 있다. 이 글에서는 분석대상을 OECD 25개 회원국과 한국의 16개 시도로 하고, OECD.stat와 국가통계포털(kosis.kr)에서 시계열-횡단면 자료를 구축했다. 분석모형은 통상적인 패널 분석에서 임의효과 모형과 고정효과모형, 동태적 패널분석에서 차분 GMM 모형과 시스템 GMM 모형 4가지를 사용했고, 종속변수는 전체(15~64세), 청년(15~24세), 고령자(55~64세), 여성 고용률 4가지를 사용했다.

실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, OECD 회원국에서 최저임금의 고용효과를 통상적인 패널분석 모형으로 분석하면, 최저임금이 전체 고용과 고령자 고용에 부정적 영향을 미쳤다는 증거는 발견되지 않지만, 청년 고용과 여성 고용에는 부정적 영향을 미친 것으로 나타난다. 그러나 동태적 패널분석 모형으로 분석하면, 최저임금이 전체 고용과 고령자 고용, 청년 고용과 여성 고용에 부정적 영향을 미쳤다는 증거는 발견되지 않는다. 연구자들이 사용하는 분석모형과 분석대상에 따라 결과가 달라질 수 있다는 함의를 도출할 수 있다.

둘째, 한국에서는 평균임금 대비 최저임금 비율이 2000년 27.5%에서 2013년 36.2%로 지난 10여 년 사이 8.7%p 높아졌다. 한국에서는 통상적인 패널분석 모형을 사용하던 동태적 패널분석 모형을 사용하던 최저임금이 고용에 미치는 부정적 영향이 발견되지 않는다. 분석대상을 전체 고용으로 하던 청년, 고령자, 여성으로 하던 마찬가지다. 이는 한국에서 최저임금의 부정적 고용효과가 발견되지 않는다는 사실이 그만큼 강건(robust)함을 말해준다.

여기서 우리는 Chapman(2004)의 “최저임금은 고용증대에 목적이 있는 것이 아니라, 저임금 노동자의 생활조건 개선에 목적이 있다. 실증분석 결과의 차이는 노동경제학자들에게 흥미로울지 몰라도 정책입안자나 저임금 노동자에게는 흥미로울 게 없다. 최저임금을 인상하더라도 저임금 산업에 부정적인 고용 효과를 미치지 않는다는 정책적 함의는 동일하기 때문이다.”라는 지적을 주목할 필요가 있다.

<표9> 최저임금의 고용효과 추정치(요약)

종속변수	15~64세 고용률		15~24세 고용률		55~64세 고용률		여성 고용률	
	계수값	p값	계수값	p값	계수값	p값	계수값	p값
OECD 25개 회원국 임의효과모형	-0.147	0.110	-0.305	0.004	-0.310	0.150	-0.240	0.043

고정효과모형	-0.147	0.114	-0.305	0.007	-0.310	0.153	-0.240	0.048
차분 GMM 모형	-0.011	0.684	-0.003	0.950	-0.031	0.521	-0.025	0.365
시스템 GMM 모형	0.029	0.328	0.013	0.800	-0.022	0.637	0.006	0.823
한국 16개 시도								
임의효과모형	-0.050	0.708	0.021	0.860	-0.147	0.565	0.078	0.615
고정효과모형	-0.050	0.702	0.021	0.857	-0.147	0.559	0.078	0.609
차분 GMM 모형	-0.085	0.291	-0.091	0.375	0.178	0.364	0.032	0.808
시스템 GMM 모형	-0.067	0.425	-0.073	0.370	0.123	0.486	0.018	0.867

<참고문헌>

- 김대일(2012), “최저임금의 저임금근로자의 신규채용 억제효과”, 『노동경제논집』 35:3.
- 김우영(2010), “최저임금이 청년고용에 미치는 영향: 지역-시계열 분석”, 고용정보원 고용동향조사 심포지엄 발표문.
- 김유선(2004), 『최저임금제가 저임금 근로자 고용 및 임금에 미친 영향 평가』. 노동부 연구용역보고서.
- 김유선(2011), 『최저임금 수준평가와 고용효과에 관한 연구』. 국회환경노동위원회 연구용역보고서.
- 김주영(2011), “최저임금의 고용효과”, 『최저임금 효과분석』 제3장, 한국노동연구원.
- 남성일(2008), “최저임금제가 노동수요에 미치는 효과: 감시단속 근로자에 대한 실증 분석”, 『노동경제논집』 31:3.
- 민인식·최필선(2009), “동적 패널 모형”, 『STATA 패널데이터 분석』 제14장, 한국 STATA학회.
- 유경준(2013), “최저임금의 쟁점 논의와 정책방향”, 『KDI Focus』 제32호.
- 이병희(2008), “최저임금의 고용유지 및 취업유입 효과”, 『산업노동연구』14(1).
- 이시균(2007), “최저임금의 고용효과”, 『노동리뷰』 6월호, pp.43-51.
- 정진호(2008), “최저임금의 고용효과”, 『저소득 노동시장 분석』 제6장, 한국노동연구원.
- 한치록·홍민기(2013), “패널자료를 이용한 계량경제분석 방법론”, 『사업체패널조사를 활용한 사업체의 동학 연구』 제2장, 한국노동연구원.
- Allerano & Bond(1991), “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations,” *Review of Economic Studies* 58, pp.277-297.
- Allerano & Bover(1995), “Another look at the instrumental variable estimation of error-components models,” *Journal of Econometrics* 68, pp.29-51.

- Ashenfelter, Orley & Robert S. Smith. 1979. "Compliance with the Minimum Wage Law", *Journal of Political Economy*, April 1979, pp.335-50.
- Blundell & Bond(1998), "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel-data models," *Journal of Econometrics* 87, pp.115-143.
- Brown, Charles, Curtis Gilroy, and Andrew Kohen. 1982. "The Effect of The Minimum Wage on Employment and Unemployment." *Journal of Economic Literature* 20(2):487-528.
- Burkhauser, Couch, and Wittenburg(2000), "A Reassessment of the New Economics of the Minimum Wage," *Journal of Labor Economics* 18(4):653-681.
- Card, David and Alan B. Krueger. 1995. *Myth and Measurement : The New Economics of the Minimum Wage*.
- Chapman, Jeff. 2004. "Employment and the Minimum Wage : Evidence From Recent State Labor Market Trends." *Economic Policy Institute Briefing Paper* .
- Doucouliaagos and Stanley(2009), "Publication Selection Bias in Minimum-Wage Research? A Meta-Regression Analysis", *British Journal of Industrial Relations* 47:2, pp.406-428.
- Hirsch, Kaufman, and Zelenska(2011), "Minimum wage channels of adjustment", IZA Discussion Paper No.6132.
- Hyclak, Johnes and Thorton(2005), *Fundamentals of Labor Economics*.
- Kaufman & Hotchkiss(2006), *The Economics of Labor Market*, 7<sup>th</sup> ed.
- Leonard, Stanley and Doucouliagos(2014), "Does the UK Minimum Wage Reduce Employment? A Meta-Regression Analysis", *British Journal of Industrial Relations* 52(3):499-520.
- Low Pay Commission. 2003. *The National Minimum Wage: Fourth Report of the Low Pay Commission*.
- Machin, Stephen and Alan Manning. 1994. "The Effects of Minimum Wages on Wage Dispersion and Employment: Evidence From the U.K. Wages Councils." *Industrial and Labor Relations Review* 47(2):319-29.
- Metcalf, David. 1999. "The British National Minimum Wage." *British Journal of Industrial Relations* 37(2):171-201.
- Neumark and Wascher(2004), "Minimum Wages, Labor Market Institutions,

- and Youth Employment: A Cross-National Analysis”, *Industrial and Labor Relations Review* 57(2): 223-248.
- Neumark, Salas and Wascher(2013), “Revisiting the Minimum Wage-Employment Debate: Throwing Out the Baby with the Bathwater?”, IZA Discussion Paper No.7166.
- OECD. 1998. "Making the Most of the Minimum : Statutory Minimum Wages, Employment and Poverty." Pp. 31-79 in *Employment Outlook*, OECD.
- Oi, Walter(1962), “Labour as a Quasi-fixed Factor,” *Journal of Political Economy* 70(6):538-555.
- Ressler, Watson, Mixon. 1996. "Full Wages, Part-Time Employment and the Minimum Wage", *Applied Economics*, November, pp.1415-1419.
- Reynolds, Lloyd G., Stanley H. Masters and Colletta H. Moser. 1991. *Labor Economics and Labor Relations*, 10th ed., Prentice Hall
- Sabia(2009), “Identifying Minimum Wage Effects: New Evidence from Monthly CPS Data”, *Industrial Relations* 48(2), pp.311-328.
- Sabia, Burkhauser, and Hansen(2012), “Are the Effects of Minimum Wage Increases Always Small? New Evidence from a Case Study of New York State”, *Industrial and Labor Relations Review* 65:2, pp.350-376.
- Saget, Catherine. 2001. "Is the Minimum Wage an Effective Tool to Promote Decent Work and Reduce Poverty? The Experience of Selected Developing Countries." *ILO Employment Paper* 13.
- Schmitt(2013), “Why Does the Minimum Wage Have No Discernible Effect on Employment?”, Center for Economic and Policy Research.
- Schulten(2008), “Towards a European Minimum Wage Policy? Fair Wages and Social Europe”, *European Journal of Industrial Relations* 14(4): 421-439.

<Abstract>

## Employment Effects of Minimum Wages

Kim, Yoo-sun

When I estimate the employment effects of minimum wages in OECD member countries by using ordinary panel analysis models(random effect model & fixed effect model), the negative effects on employment of the whole population and the aged are not found, while the negative effects on employment of youth and women are found. However, if I estimate them by using dynamic panel analysis models(difference GMM model, system GMM model), the negative effects on employment of the whole population, the aged, youth and women are not found.

When it comes to the Republic of Korea, regardless of the methodology such as ordinary panel analysis models or dynamic panel analysis models, the negative effects of the minimum wage on employment are not found. That is to say, the negative effects of the minimum wage on employment of the whole population, the aged, youth and women are not found in Korea.

Keywords: minimum wages, employment effects, panel analysis, dynamic panel analysis, random effect, fixed effect, difference GMM, system GMM