

勞 動 經 濟 論 集
第42卷 第1號, 2019. 3. pp.1~42
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

최저임금과 지역별 청년·장년·여성 고용* - 지역 간 임금분포 격차 활용을 중심으로 -

배진한**

이 연구에서 우리는 매우 안정적인 지역 간 임금분포의 격차구조를 잘 나타내는 지역별 최저임금/중위임금50%비율의 격차를 이용하여 상대적으로 높은 최저임금이 지역의 청년층, 장년층, 그리고 여성노동력의 고용률을 매우 유의하게 낮추며 나아가서 지역 전체 노동력의 고용률도 유의하게 하락시킨다는 사실을 발견하고 있다. 대도시지역일수록 이 효과는 보다 강하게 나타난다. 그렇지만 실망실업자의 가능성 때문에 실업률에 대한 그 효과는 청년층을 제외하고는 다소 이중적이라는 점도 발견된다. 그리하여 최저임금의 과도한 인플레이션적 인상을 시도하는 것은 지역 경제여건 상 결코 지속가능하지 않으며 아울러 적절한 지역별 차등 최저임금제도 등의 도입을 모색하는 것도 매우 필요하다는 결론을 얻을 수 있다.

주제어: 최저임금/중위임금50%비율, 지역 간 임금분포 격차, 최저임금미만율, 지역별 최저임금제도

논문 접수일: 2018년 12월 25일, 논문 수정일: 2019년 2월 3일, 논문 게재확정일: 2019년 2월 14일

* 이 논문은 한국노동경제학회 2018년 8월 하계학술대회에서 발표한 것이며 정재호 박사의 세심한 논평과 학술대회 참석 학자들, 그리고 심사과정에서 익명의 두 심사자들의 건설적인 심사의 견들을 최대한 수용하여 대폭 수정하고 발전시킨 결과이다. 그렇지만 여전히 남아 있는 문제점들은 전적으로 필자의 책임이다.

** 충남대학교 경제학과 명예교수 (jinhb@cnu.ac.kr).

I. 문제의 제기

최저임금의 변화 또는 급격한 인상이 고용에 어떤 영향을 미칠 것인가가 그동안 적지 않게 논의되어 왔지만, 경제 전체의 경기변동이나 근로자들의 산업 간 이동 또는 기업규모 간 이동 등으로 최저임금 변화의 인과적 효과들을 효과적으로 적출해내기 쉽지 않아서 논란이 반복되고 있다.

2018년 최저임금 인상은 과거와 달리 16.4%(6,470원에서 7,530원으로 인상, 월 209시간 기준 1,573,770원)로 상당히 대폭적이었다. 이는 2001년 16.6% 인상 이후 가장 큰 인상폭이었다. 8시간 1일 기준으로는 8,480원 상승, 209시간 월 기준으로는 221,540원 인상이 일어났다. 만약 근로자들이 주당 초과근로를 12시간 정도 하고 있다면 월 기준으로 임금이 304,447원 상승하게 된다. 이는 나름대로 균형되어 있던 노동시장에 상당한 충격을 줄 수 있을 것이다. 물론 이와 같은 급격한 최저임금 인상은 그동안 논란이 되어왔던 최저임금의 고용효과에 대해서도 많은 관심을 갖게 만들었다.

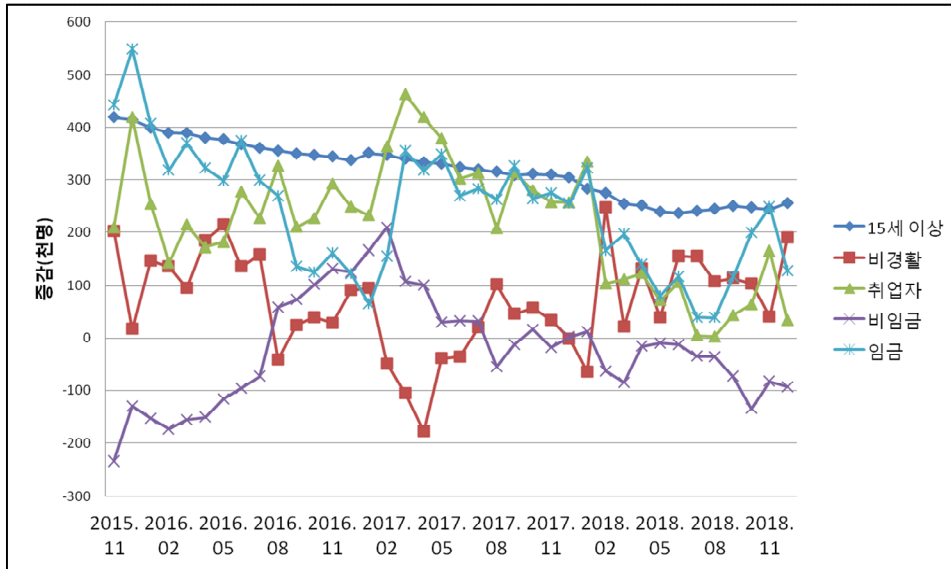
최저임금이 크게 상승함에 따라 최저임금 산입범위에 대한 논의가 제기되고 관련 법률 개정도 진행되었다. 또한, 인상된 최저임금이 노동시장에서 고용에 부정적인 영향을 줄 것이라는 주장들과 그렇지 않을 것이라는 주장들이 다양하게 제시되었다.

[그림 1]은 최근 15세 이상 인구와 취업자의 전년 동월 대비 월별 증감을 도식화한 것이다. 그림에 의하면 15세 이상 인구의 증가규모는 큰 기복 없이 추세적으로 조금씩 감소하고 있지만, 취업자와 임금근로자의 증가규모는 2018년 들어 현저하게 감소하였다. 비임금근로자도 감소세로 전환되고 비경제활동인구의 증가규모는 뚜렷이 확대되었다고 할 수 있다. 이를 근거로 간단히 최저임금의 대폭적인 인상 때문에 비경제활동인구가 늘고 취업자 또는 임금근로자 증가규모가 뚜렷이 줄었다고 판단할 수 있을까?

추세를 좀 더 과거로 거슬러 올라가면 과거 증가규모의 변동 또한 상당히 커서 분석 대상 시계열 자료를 어디서부터 시작하느냐에 따라 최저임금이 대폭 인상된 2018년 이후 그 고용효과에 대한 판단이 크게 달라질 수도 있겠다는 느낌도 준다.

선행연구 검토 부분에서 좀 더 상세하게 살펴보겠지만 2017년까지의 노동시장 자료들을 활용한 몇 가지 연구들인 최경수(2018), 김대일(2018), 이정민·전현배(2018) 등은 총

[그림 1] 인구 및 고용 관련 지표 최근 추이(전년 동월 대비 증감, 천명)



자료 : 통계청, KOSIS.

분한 보완정책이 효과적으로 뒤따르지 않으면 대폭적인 최저임금 인상이 향후 부정적인 고용효과를 초래할 것이라는 결론을 내리고 있다. 반면에 2018년 이후까지의 고용 통계를 이용하면서 최저임금 인상의 효과를 다룬 다른 연구들은 대체로 최저임금 인상이 고용에 부정적인 효과를 주었다는 확증을 발견하기 어렵다는 결론도 내놓고 있다. 홍민기(2018), 황선웅(2018), 김준영·김하영(2018) 등이 그러하다. 우리는 다음 장들에서 분석방법론의 차이에 대한 검토와 아울러 이러한 논란들에 대해서도 살펴볼 것이다.

이 연구의 배경은 통계청이 편제하여온 2008년부터 2017년까지(10년간)의 「지역별고용조사」 통계를 이용하여 16개 특광역시도(세종시 제외)의 피고용자 시간당 평균임금분포를 분석하고 이들의 지역별 구조가 나름대로 안정적인 모습을 가지면서 동시에 지역 간에 상당한 차이도 보여준다는 점을 밝히고, 이와 같이 지역 간 임금분포 구조가 안정적인 상황에서 전국적으로 균일한 최저임금의 변화가 발생한다면 그것이 해당 지역의 노동시장에서 특히 특정 속인적 집단별(특히 15~29세 청년층, 60세 이상 장년층, 여성층)로 고용률과 실업률 등에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보려는 것이다. 나아가서 이들 분석 결과로부터 최저임금 관련 중요한 정책 함의들도 도출하고자 한다.

왜 지역별 임금분포에 주목하는가? 다음 장에서 보는 바와 같이 지역별 임금분포 구

조가 그동안 잘 변하지 않는 등 매우 안정적인 구조를 보여주고 있다는 점이 확인되고 있기 때문이다. 우리는 이러한 지역별 임금분포 구조의 특성에 착안하여 이를 기초로 최저임금의 고용효과에 대하여 좀 더 신뢰도 높은 분석을 시도해보자는 것이다.

Ⅱ. 최저임금 변화와 지역별 임금분포

1. 최저임금과 피고용근로자 임금 관련 주요지표 변화

1988년 1월부터 우리나라에서도 최저임금제도가 시행되었다. 2000년 이후 우리나라 최저임금 인상 추이는 <표 1>과 같다.

<표 1> 우리나라 최저임금 상승률(%) 추이

구 분	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
경제성장률(%)	8.9	4.5	7.4	2.9	4.9	3.9	5.2	5.5	2.8
물가상승률(%)	2.3	4.1	2.8	3.5	3.6	2.8	2.2	2.5	4.7
임금상승률(%)	8.0	5.1	11.2	9.2	6.0	6.6	5.7	5.5	-4.3
최저임금상승률(%)	4.9	16.6	12.6	8.3	10.3	13.1	9.2	12.3	8.3
최저임금 수준(원)	1,600	1,865	2,100	2,275	2,510	2,840	3,100	3,480	3,770
수혜율(%)	1.1	2.1	2.8	6.4	7.6	8.8	10.3	11.9	13.8
수혜인원(천명)	54	141	201	849	1,035	1,245	1,503	1,784	2,124

구 분	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
경제성장률(%)	0.7	6.5	3.7	2.3	2.9	3.3	2.8	2.9	3.1	-
물가상승률(%)	2.8	3.0	4.0	2.2	1.3	1.3	0.7	1.0	1.9	-
임금상승률(%)	2.6	6.8	1.0	5.3	3.9	2.5	3.5	3.8	2.7	-
최저임금상승률(%)	6.1	2.75	5.1	6.0	6.1	7.2	7.1	8.1	7.3	16.4
최저임금 수준(원)	4,000	4,110	4,320	4,580	4,860	5,210	5,580	6,030	6,470	7,530
수혜율(%)	13.1	15.9	12.8	13.7	14.7	14.5	14.6	18.2	17.4	23.6
수혜인원(천명)	2,085	2,566	2,100	2,343	2,582	2,565	2,668	3,420	3,360	4,630

주 : 2005년까지는 최저임금이 전년 9월부터 당해년 8월까지 적용됨. 2006년부터는 당해년 12월 말까지 최저임금이 적용되었음. 임금상승률은 5인 이상 비농전산업 명목임금상승률(고용노동부, 사업체노동력조사(근로실태부문) 전체 임금총액 기준)임. 물가상승률은 소비자물가상승률을 의미하며, 수혜율과 수혜인원은 최저임금위원회 자료에 근거함.

우리가 분석대상 기간으로 삼은 2008년 이후 임금분포 관련 주요지표들의 추이는 <표 2>와 같다. <표 2>의 임금근로자 시간당 평균임금을 구하는 방법에 대해서 약간의 설명이 필요하다. 사용자료로서 통계청의 「지역별고용조사」를 사용한다. 그 이유는 표본 설계가 「경제활동인구조사」를 기준으로 삼고 있다는 점, 그리고 무엇보다 가장 중요하게는 원자료가 공표될 때 드물게 지역 코드가 함께 공개되는 자료라는 점이다.

「지역별고용조사」는 원래 한국고용정보원이 2001~2008년 동안 편제하던 「산업·직업별 고용구조 조사(OES)」 자료를 통계청이 승계한 통계이다. 여기서 임금분포 분석에 주로 사용할 임금근로자 시간당 평균임금은 구체적으로 매년의 III분기 또는 하반기 「지역별고용조사」¹⁾의 조사항목에서 피고용근로자(상용근로자, 임시근로자, 일용근로자) ‘3개월 평균임금’을 ‘총 일한 시간’(=주된 일 시간+다른 일 시간)으로 나눈 값을 밝혀둔다. 여기서 ‘3개월 평균임금’은 조사 시점 이전 3개월 동안 수령한 임금의 월평균임금을 말하는데 주업과 부업으로 얻는 근로소득 합계기준의 개념을 의미한다. ‘총 일한 시간’은 당해 조사주간 1주간의 주업과 부업을 합친 근로시간을 의미한다. 따라서 통계상으로 측정오차가 발생할 가능성이 적지 않다. 왜냐하면 3개월 월 평균임금과는 달리 근로시간은 당해 3개월 평균 주당 근로시간이 아니기 때문이다. 그렇지만 그럼에도 불구하고 드물게 지역 코드가 공개되는 자료이기 때문에 지역별 임금분포를 분석하자면 현재로서는 다른 대안이 존재하지 않는다.

<표 2>는 이러한 임금근로자 시간당 임금 기준으로 2008~2017년의 전국 평균임금과 임금분포 관련 주요지표들의 추이를 보여준다. <표 2>에 의하면 몇 가지 사실들을 알 수 있다. 첫째, 시간당 평균임금 수준은 2008년 10,044원에서 2017년 13,609원으로 상승하였다. 둘째, 최저임금 수준이 그동안 중위임금의 50% 수준²⁾을 2011년부터 상회하기 시작하였다는 점을 알 수 있다. 셋째, 같은 기간 동안 중위임금의 상승속도는 연(기하) 평균 3.9%, 평균임금은 3.4%, 최저임금은 6.2%씩 상승하였는데 따라서 임금분포의 불평등도도 상당 정도 개선되었다. 예컨대 지니계수가 뚜렷하게 하락하였고 10분위 분배율과 5분위 분배율도 추세적으로 감소하였다. [그림 2]는 <표 2>의 결과를 도식화한 것이다.

1) 한 심사자의 지적을 수용하여 이번 연구에서 2017년 통계청의 「지역별고용조사」 시계열 보정 자료는 사용하지 못하였음을 밝혀둔다. 그리고 실제 사용자료는 매년의 III분기 또는 하반기 자료임도 분명히 밝혀둔다.
2) 중위소득의 50%는 Fuchs(1967)에 의하면 빈곤선으로 규정되고 있다. 이러한 개념을 임금에 적용하여 중위 평균임금의 50%를 빈곤 수준에 가까운 임금수준으로 해석하여 채택하는 것이다.

〈표 2〉 임금분포 관련 주요 지표 변화 추이

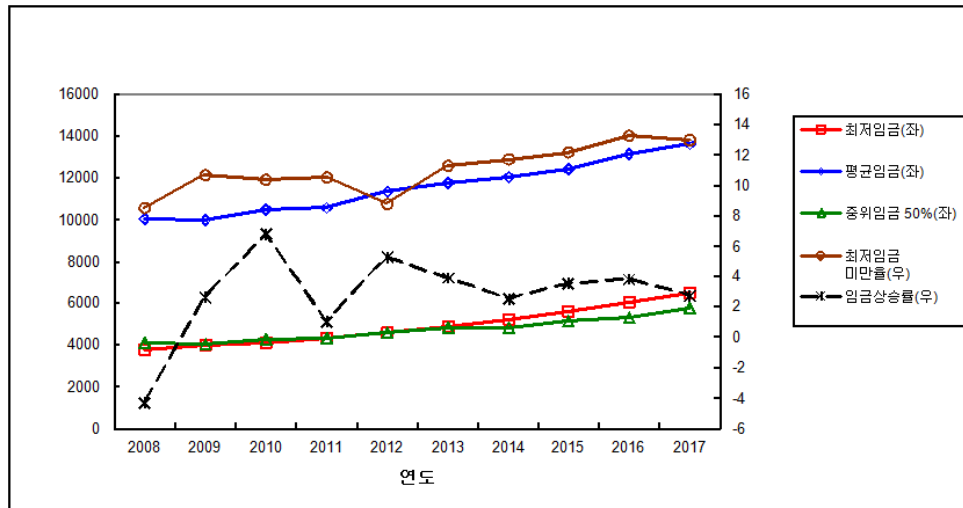
(원, %, 배수)

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
최저임금(A)	3,770	4,000	4,110	4,320	4,580	4,860	5,210	5,580	6,030	6,470
시간당 평균임금(본 연구)	10,044	9,993	10,498	10,568	11,341	11,767	12,042	12,408	13,128	13,609
중위임금 50%(본 연구)(B)	4,075	4,014	4,262	4,315	4,566	4,795	4,795	5,114	5,287	5,753
(A/B)(본 연구)	0.925	0.997	0.964	1.001	1.003	1.014	1.087	1.091	1.141	1.125
최저임금미만율(본 연구)	8.52	10.67	10.36	10.51	8.78	11.28	11.70	12.15	13.25	12.97
(비교)미만율(경활부가조사)	10.8	12.7	11.5	10.8	9.5	11.3	12.0	11.4	13.5	13.3
(비교)미만율(근로실태조사)	6.8	8.4	7.9	6.1	3.9	4.1	4.9	6.2	7.3	6.1
지니계수(본 연구)	0.343	0.344	0.345	0.337	0.339	0.334	0.328	0.324	0.323	0.315
10분위 분배율(본 연구)	8.491	8.359	8.450	8.071	8.103	7.936	7.598	7.461	7.308	7.046
5분위 분배율(본 연구)	5.666	5.583	5.632	5.388	5.416	5.318	5.126	5.046	4.940	4.741

주 : 5분위 분배율은 상위 20% 근로소득계층 분배분을 하위 20% 근로소득계층 분배분으로 나눈 값이며, 10분위 분배율은 상위 10% 분배분을 하위 10% 분배분으로 나눈 값을 의미함.

자료 : 통계청, 「지역별고용조사」 매년 하반기 원자료 기준. (비교)미만율은 강승복(2018)에서 인용한 자료이며, 통계청 「경제활동인구조사 부가조사」 8월 원자료와 고용노동부 「고용형태별근로실태조사」원 자료로 계산한 결과임.

〈그림 2〉 최저임금 관련 주요 변수 변화 추이



자료: 통계청, 「지역별고용조사」 매년 Ⅲ분기 또는 하반기 원자료 기준.

한편, 본 연구는 이후 지역별 임금분포를 분석할 때 지역별 임금분포의 구조적 안정성을 대표하는 중위임금 50% 수준 대비 최저임금의 비율 개념을 매우 중요하게 사용할 것인데 이 지표의 측정은 당해 연도 적용 최저임금(A)을 당해 연도 실제 시간당 평균임금의 중위임금 50%(B) 수준으로 나눈 값(A/B), 즉 최저임금/중위임금50%비율로 구한다. 이 지표는 A와 B 사이에 큰 차이가 없어서 1에 가까운 값을 보여주지만 <표 2>에서 보는 대로 2008년 0.925에서 2017년 1.125로 점진적으로 상승하고 있다. 이 지표에도 측정오차가 포함될 가능성이 있지만 역시 동일한 「지역별고용조사」 시간당 임금분포에 기초하여 구한 최저임금미만을 수치가 최저임금위원회 강승복(2018)의 「경제활동인구조사 부가조사」자료에 근거한 최저임금미만을 결과와 매우 유사한 수준과 추세를 보여주고 있어서 이 최저임금/중위임금50%비율 지표를 지역별 임금분포 간 구조적 안정성을 대표하는 변수로 사용하는 데에는 큰 문제는 없을 것으로 판단된다.

2. 지역별 임금분포와 변화

가. 지역별 표본 지니계수의 추정

우리는 이 연구에서 우리나라 지역별 임금분포의 격차구조가 상당히 안정적이라는 점에 주목한다. 이를 살펴보기 위해 우선 「지역별고용조사」 원자료로부터 얻을 수 있는 피고용근로자 시간당 평균임금 기준의 표본 지니계수 측정방법에 대해서 간단히 설명해두고자 한다.

근로자 개인 i 의 시간당 평균임금이 Y_i 이고 N 명으로 구성된 모집단의 임금분포 지니계수는

$$g = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N |Y_i - Y_j|}{2\mu N(N-1)}$$

로 정의된다. 여기서 $\mu = \sum_{i=1}^N Y_i / N$ 는 모집단 시간당 평균임금이다. 이를 추정하기 위해 개인 i 의 시간당 평균임금과 가중치가 (y_i, w_i) 인 n 개의 표본을 추출한 경우,

표본 지니계수 추정식은

$$\hat{g} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j |y_i - y_j|}{2\bar{y} n(n-1)} \quad (1)$$

으로 주어지게 된다. 여기서

$$\bar{y} = \frac{\sum_{i=1}^n w_i y_i}{\sum_{i=1}^n w_i} = \text{해당 지역 임금근로자들의 시간당 평균임금의 가중평균이다. 노응원(2009)은 Lerman and Yitzhaki(1989)에 따라 아래 공분산 기반 공식}$$

을 이용하여 표본 지니계수를 추정하였는데 우리 연구에서도 이 식 (2)를 이용하여 지역별 표본 지니계수를 추정하기로 한다. 여기서

$$\hat{g} = 2 \sum_{i=1}^n w_i (y_i - \bar{y}) [\hat{F}(y_i) - \bar{F}] / \bar{y} = 2 \text{cov} [y, \hat{F}(y)] / \bar{y} \quad (2)$$

를 이용하여 표본 지니계수를 추정하였는데 우리 연구에서도 이 식 (2)를 이용하여 지역별 표본 지니계수를 추정하기로 한다. 여기서

$$\hat{F}(y_i) = \sum_{j=i}^n w_j I\{y_j \leq y_i\} / \sum_{t=1}^n w_t \quad \text{및} \quad \bar{F} = \sum_{i=1}^n w_i \hat{F}(y_i)$$

는 각각 표본 크기가 n 일 때 y_i 들의 경험적 분포함수와 $\hat{F}(y_i)$ 의 가중평균을 나타낸다. 물론 경험적 분포함수 우변의 $I\{y_j \leq y_i\}$ 는 y_j 가 y_i 이하일 때는 1이 되고 y_j 가 y_i 보다 클 때는 0이 되는 지표함수(indicator function)이다. 따라서 식 $\hat{F}(y_i)$ 은 표본들의 가중치로 측정된 표본 y_i 에서의 경험적 분포함수 값을 나타낼 수 있게 된다.

임금분포 구조분석에서 사용할 지역분류는 전국을 16개 특광역시도로 나누는 것임을 미리 밝혀둔다. 세종시는 2017년 통계부터 별도 편제되어 통계가 제시되고 있지만, 우리 연구는 과거 10년간의 임금분포 변화를 살피는 것이므로 2017년 자료에서도 충남지

역에 포함시켜 분석하기로 한다.

한편 「지역별고용조사」에 의하면 시·군 단위까지 분류하는 것이 가능하지만 지역분류를 지나치게 세분하게 되면 특정 시·군의 특별한 노동시장 사정이 임금분포에 강한 영향을 미칠 수 있으므로 이들을 상당한 정도 완화할 수 있도록 16개 지역분류로만 접근하기로 하였다.

<표 3>은 이렇게 계산한 16개 지역의 임금근로자 시간당 평균임금 기준 지니계수의 과거 10년간 수준과 변화추이를 보여주고 있다. 표의 하단에 제시된 변이계수를 보면 과거 10년 동안 지역별로 지니계수의 편차는 조금씩 확대되는 모습을 발견할 수 있다. 그렇지만 과거 10년간의 연도 간 순위상관계수를 살펴보면 지니계수의 지역별 순위가 최근으로 올수록 그 상관관계가 조금씩 높아져서 임금분포의 지역적 구조는 대단히 안정적임을 잘 알 수 있다(표 4 참조).

<표 3> 지역별 시간당 평균임금 기준 임금분포 지니계수 변화 추이

지역	지역별 지니계수 추이									
	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
서울	0.3450	0.3569	0.3609	0.3495	0.3496	0.3457	0.3357	0.3379	0.3429	0.3380
부산	0.3497	0.3436	0.3384	0.3371	0.3310	0.3366	0.3263	0.3213	0.3158	0.3110
대구	0.3330	0.3389	0.3397	0.3370	0.3456	0.3340	0.3214	0.3177	0.3150	0.2965
인천	0.3163	0.3162	0.3129	0.3095	0.3143	0.3110	0.3032	0.2995	0.2942	0.2815
광주	0.3567	0.3577	0.3451	0.3413	0.3408	0.3107	0.3179	0.3151	0.3177	0.3124
대전	0.3534	0.3499	0.3581	0.3417	0.3458	0.3458	0.3393	0.3364	0.3273	0.3167
울산	0.3612	0.3445	0.3563	0.3349	0.3685	0.3487	0.3463	0.3369	0.3431	0.3236
경기	0.3381	0.3323	0.3365	0.3313	0.3382	0.3297	0.3277	0.3199	0.3166	0.3088
강원	0.3459	0.3509	0.3436	0.3381	0.3410	0.3397	0.3301	0.3319	0.3250	0.3123
충북	0.3419	0.3410	0.3336	0.3256	0.3031	0.2906	0.2949	0.2888	0.2806	0.3037
충남	0.3248	0.3314	0.3236	0.3088	0.3048	0.3133	0.3003	0.3039	0.2968	0.2964
전북	0.3373	0.3405	0.3426	0.3335	0.3239	0.3260	0.3191	0.3159	0.3037	0.3112
전남	0.3586	0.3626	0.3519	0.3474	0.3363	0.3280	0.3300	0.3201	0.3291	0.3281
경북	0.3445	0.3424	0.3421	0.3376	0.3363	0.3361	0.3230	0.3226	0.3273	0.3126
경남	0.3135	0.3146	0.3128	0.3039	0.3081	0.3120	0.3088	0.3125	0.3076	0.2937
제주	0.3553	0.3495	0.3350	0.3315	0.3315	0.3269	0.3219	0.3123	0.2975	0.2917
전국	0.3433	0.3441	0.3454	0.3373	0.3390	0.3343	0.3276	0.3244	0.3228	0.3149
변이계수	0.042	0.039	0.042	0.041	0.054	0.049	0.044	0.043	0.056	0.047

자료 : 통계청, 「지역별고용조사」 매년 III분기 또는 하반기 원자료, 2008~2017로 계산함.

〈표 4〉 지역별 근로자 시간당 평균임금 지니계수 연도 간 순위상관계수

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
2008	1.0000									
2009	0.8735	1.0000								
2010	0.7029	0.8088	1.0000							
2011	0.6735	0.8794	0.8971	1.0000						
2012	0.5706	0.5912	0.8324	0.7206	1.0000					
2013	0.4441	0.3941	0.6735	0.5735	0.7765	1.0000				
2014	0.6441	0.6000	0.7912	0.6912	0.8441	0.9176	1.0000			
2015	0.5147	0.5500	0.8235	0.7441	0.8265	0.9294	0.9324	1.0000		
2016	0.6353	0.6529	0.8441	0.7765	0.8235	0.7618	0.8676	0.9147	1.0000	
2017	0.6559	0.7500	0.9265	0.8441	0.6794	0.6147	0.7382	0.8206	0.8912	1.0000

자료 : 통계청, 「지역별고용조사」 매년 III분기 또는 하반기 원자료, 2008~2017로 계산함.

나. 지역별 중위임금 구조와 변화 추이

지역별 임금근로자 시간당 평균임금의 중위수는 어떤 변화를 보였을까? <표 5>는 지역별 시간당 평균임금 중위수의 50% 수준의 변화를 보여주고 있다. 이미 살펴보았듯이 평균임금보다 중위임금의 상승속도가 좀 더 빨랐는데 최근 3년간으로는 제주, 대전, 충북과 대구의 상승속도가 빨랐다. 변이계수도 2017년을 제외하면 약간씩 확대되는 추세였다.

그러나 지니계수의 경우처럼 중위임금의 경우도 연도 간 순위상관계수는 상당히 안정적인 상황에 있다(표 6 참조). 즉 시간당 임금의 중위임금의 지역구조도 잘 변화하지 않는다는 것이다.³⁾

3) 이러한 현상은 줄고(2010)에 따를 때 한국고용정보원의 「산업·직업별 고용구조 조사(OES)」 자료에서도 발견되었다.

〈표 5〉 지역별 시간당 평균임금 중위수 50% 수준 추이와 그 상승률

(원, 연(기하)평균 상승률 %)

지역	평균 시간당 임금 중위수 50% 수준(원)										연평균 상승률	
	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	08~17	14~17
서울	4,315	4,315	4,603	4,603	4,795	5,178	5,178	5,613	5,753	5,753	3.25	3.57
부산	3,740	3,740	3,836	3,836	4,096	4,315	4,603	4,603	4,845	5,503	4.39	6.14
대구	3,452	3,452	3,452	3,596	3,836	4,142	4,315	4,603	4,688	5,178	4.61	6.27
인천	3,740	3,836	3,836	4,075	4,315	4,603	4,603	4,858	5,114	5,178	3.68	4.00
광주	3,836	3,752	3,699	3,836	4,315	4,795	4,795	5,178	5,114	5,327	3.72	3.57
대전	3,836	3,950	4,091	4,142	4,603	4,603	4,603	4,795	5,466	5,753	4.61	7.72
울산	4,795	4,603	4,697	4,726	5,311	5,753	5,967	6,233	6,648	6,329	3.13	1.98
경기	4,315	4,262	4,411	4,566	4,795	4,833	5,114	5,178	5,753	5,753	3.25	4.00
강원	3,516	3,452	3,740	3,836	4,142	4,315	4,315	4,344	4,795	4,890	3.73	4.26
충북	3,912	3,836	4,110	4,110	4,315	4,475	4,603	4,795	5,063	5,523	3.91	6.27
충남	3,836	3,836	3,836	4,075	4,315	4,795	4,890	5,178	5,466	5,753	4.61	5.57
전북	3,644	3,596	3,836	3,836	4,315	4,315	4,555	4,603	4,890	5,178	3.98	4.37
전남	4,027	3,995	4,315	4,262	4,315	4,542	4,426	4,756	4,795	5,178	2.83	5.37
경북	3,740	3,661	3,836	3,904	4,110	4,315	4,603	4,603	4,932	5,063	3.42	3.23
경남	4,027	3,836	4,142	4,125	4,603	4,838	5,178	5,230	5,479	5,540	3.61	2.28
제주	3,452	3,409	3,596	3,836	3,740	3,752	4,018	4,315	4,795	5,230	4.73	9.19
전국	4,075	4,014	4,262	4,315	4,566	4,795	4,795	5,114	5,287	5,753	3.91	6.27
변이계수	0.091	0.085	0.089	0.078	0.089	0.099	0.097	0.100	0.099	0.067	0.156	0.398

자료 : 통계청, 「지역별고용조사」 매년 III분기 또는 하반기 원자료, 2008~2017로 계산함.

〈표 6〉 지역별 근로자 평균 시간당 임금 중위수 50%의 연도 간 순위상관계수

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
2008	1.0000									
2009	0.9380	1.0000								
2010	0.8592	0.8718	1.0000							
2011	0.9024	0.9176	0.9048	1.0000						
2012	0.8479	0.8812	0.7771	0.8314	1.0000					
2013	0.8759	0.8505	0.7236	0.7849	0.8892	1.0000				
2014	0.8120	0.7598	0.7060	0.6616	0.7216	0.8917	1.0000			
2015	0.8495	0.8255	0.6483	0.6688	0.8391	0.9352	0.9074	1.0000		
2016	0.8166	0.8068	0.7077	0.7929	0.8508	0.9277	0.9030	0.8857	1.0000	
2017	0.7269	0.7523	0.6042	0.6895	0.6979	0.7057	0.7100	0.7633	0.8059	1.0000

자료 : 통계청, 「지역별고용조사」 매년 III분기 또는 하반기 원자료, 2008~2017로 계산함.

3. 최저임금 미만 근로자 비율의 지역적 구조

이러한 지역별 임금분포의 안정성은 노동시장에서의 임금분포 격차구조가 지역 간에 상당히 안정적으로 유지된다는 의미이다. 그런데 이러한 임금분포 구조의 지역 간 안정성은 전국 균일 최저임금제도에 대하여 어떤 의미를 가지는 것일까?

이를 살펴보기 위해 우선 최저임금미만율이라는 개념에 주목하고자 한다. 최저임금 미만율 개념은 사후적으로 측정된 것으로서 당해 연도 시간당 평균임금이 당해 연도 최저임금보다 낮은 근로자들의 비율이다. 물론 최저임금미만율 개념은 최저임금을 준수하지 않는 현상을 나타내는 것이므로 학술적인 개념으로 정착시키기에는 무리가 있다.⁴⁾ 뿐만 아니라 이는 정책당국의 근로감독 노력이나 근로자들의 적극적인 시정요구 등으로 언제든지 변화를 보일 수 있는 지표이기도 하다. 즉 내생성의 문제로부터 자유로울 수 없다는 약점이 있다. 여하튼 지역 간에 노동시장에서 결정되는 임금분포가 서로 다르다면 이러한 최저임금미만율 역시 지역 간에 상당한 차이를 보일 것이다.

<표 7>은 지역별로 지역 전체 피고용 근로자 수에 대한 최저임금 미만 피고용 근로자 수의 백분율을 나타내고 있다. 2017년 하반기 통계를 기준으로 살펴볼 때도 지역별로는 최저임금 미만 근로자 비율에 역시 상당한 차이가 있다. 이 비율이 높은 지역으로 경북과 강원도는 16~18% 정도이고, 반면에 울산은 8%대 수준으로 가장 낮다. 그다음으로 경기도와 대전이며, 충북도 상당히 낮은 편에 속한다.

그런데 이러한 지역별 최저임금미만율의 구조가 2017년까지는 잘 변하지 않는 것으로 나타나고 있다. <표 8>에 의하면 최저임금 미만 피고용 근로자 수 비율의 연도 간 순위상관계수 역시 매우 높게 유지되고 있는 것이다. 아울러 <표 7>에서 이 미만율 수준이 최근으로 오면서 점진적으로 높아지고 있다는 점도 발견된다.

우리는 이와 같은 지역 간 임금분포 구조의 안정성을 최저임금제도 운영과 관련해서 매우 중시하고자 한다. 왜냐하면 우리나라와 같이 전국 균일의 최저임금이 매우 안정적인 지역 간 임금분포 구조를 만나게 되면 지역별로 노동시장에 상이한 충격을 줄 수 있고 이러한 모습이 최저임금이 노동시장에 미치는 효과를 적절하게 분석할 수 있도록 해줄 것이라 믿기 때문이다. 그렇지만 이미 언급한 대로 이 최저임금미만율 변수는 정부의 근로감독 정책이나 경제주체들의 행위에 의해서 쉽게 영향을 받을 수 있는 변수,

4) 일본과 독일 등의 선진국들에서는 이러한 최저임금미만율이라는 개념이 당연히 성립하기 힘들 것이다.

〈표 7〉 지역별 최저임금 미만 피고용 근로자 수 비율 추이

(구성비 %)

지역	최저임금 미만 피고용 근로자 수 비율(%)									
	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
서울	6.53	8.65	8.90	8.33	7.53	9.84	9.94	10.56	11.91	12.95
부산	11.04	12.72	12.52	14.20	11.50	15.01	14.34	15.93	17.69	14.84
대구	12.18	15.47	15.42	15.39	12.79	15.76	15.72	14.43	17.50	15.52
인천	8.91	10.92	10.35	11.40	8.88	12.11	11.49	11.72	13.76	14.06
광주	9.92	11.92	13.63	12.34	9.46	9.63	11.73	12.00	15.11	14.85
대전	9.83	12.26	12.56	12.80	8.38	11.38	13.17	13.56	11.62	10.73
울산	5.57	8.25	7.75	8.49	5.72	6.24	6.92	6.20	8.10	8.28
경기	6.54	8.35	7.83	8.19	7.11	9.59	10.14	10.86	11.05	10.70
강원	13.93	14.91	15.21	13.67	12.19	15.68	17.46	18.20	18.29	18.13
충북	9.27	11.69	10.32	11.05	8.73	12.07	12.91	12.69	12.37	11.44
충남	9.02	12.60	10.96	10.63	9.34	11.72	10.94	10.26	11.09	12.57
전북	10.79	14.68	14.30	13.51	9.52	12.41	13.05	15.49	15.81	14.39
전남	12.02	13.81	12.54	14.09	11.45	13.94	17.63	16.50	20.23	16.65
경북	11.82	13.35	14.13	14.52	11.94	14.68	14.49	14.76	17.66	16.89
경남	8.45	10.73	9.83	9.96	8.02	9.64	10.15	11.18	12.39	12.57
제주	15.13	16.86	12.86	12.99	16.13	20.22	19.00	17.48	14.89	16.13
전국	8.52	10.67	10.36	10.51	8.78	11.28	11.70	12.15	13.25	12.97
변이계수	0.259	0.205	0.208	0.192	0.260	0.265	0.247	0.236	0.231	0.193

자료 : 통계청, 「지역별고용조사」 매년 III분기 또는 하반기 원자료, 2008~2017로 계산함.

〈표 8〉 지역별 최저임금 미만 피고용 근로자수 비율의 연도 간 순위상관계수

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
2008	1.0000									
2009	0.9559	1.0000								
2010	0.8647	0.8824	1.0000							
2011	0.8765	0.8441	0.8471	1.0000						
2012	0.9588	0.9471	0.8529	0.8735	1.0000					
2013	0.8853	0.9000	0.7176	0.8294	0.9235	1.0000				
2014	0.9735	0.9147	0.7853	0.8676	0.9000	0.8824	1.0000			
2015	0.9206	0.8471	0.7412	0.8147	0.8324	0.8353	0.9382	1.0000		
2016	0.8118	0.7324	0.7235	0.8588	0.8088	0.7500	0.7912	0.8441	1.0000	
2017	0.8471	0.7824	0.7676	0.7853	0.8794	0.7765	0.7941	0.7882	0.9118	1.0000

자료 : 통계청, 「지역별고용조사」 매년 III분기 또는 하반기 원자료, 2008~2017로 계산함.

즉 내생성의 문제를 안고 있는 변수라고 볼 수 있다. 그래서 이 개념을 사용하지 않고 지역적 임금분포의 안정성을 대표할 수 있는 중위임금 50% (B) 변수와 최저임금 (A) 사이의 관계, 즉 최저임금/중위임금50%비율 변수에 기초하여 최저임금이 지역 노동시장의 특정 속인적 집단들에 미치는 효과들을 측정하고자 시도할 것이다.⁵⁾

그러나 여기서는 우선 이러한 최저임금미만율을 기준으로 지역별 임금분포의 다양한 측면들을 살펴보고자 한다. 먼저 <표 9>에 따르면 고용노동부가 편제하는 「고용형태별 근로실태조사」 자료에서 사업체 규모별 최저임금 미만 근로자 비율은 5인 미만 사업체 종사 근로자 비중이 매우 높고 2017년에는 다소 낮아졌지만, 현재까지도 계속 상승하여 2017년 현재 61.9%에 달함을 알 수 있다. 그리하여 최저임금 미만 근로자들은 종업원 30인 미만의 영세사업체에 85.5% 정도 집중되어 있다.

5) [그림 2]에 의하면 중위임금 50% 수준과 최저임금은 연도별로 비슷하게 움직이고 있으며, 2013년경에 최저임금이 중위임금 50% 수준을 추월하는 것으로 나타나는 것을 알 수 있다. 그런데 여기서 한 심사자의 오해에 대하여 분명하게 언급해둘 점은 중위임금 50%를 2배 하면 바로 중위임금이 되는데(왜냐하면 중위임금 50%는 실제 연도별 시간당 임금분포에서 중위수를 먼저 구하고 여기에다 그냥 0.5를 곱한 값이기 때문임) 이 중위임금은 모든 지역에서 최저임금보다 훨씬 높은 수준에 있으므로 최저임금 변화의 영향을 거의 받지 않는다는 사실이다. 따라서 이 변수는 최저임금미만율과 같은 내생성 문제를 전혀 가질 수 없으며, 지역별 임금분포의 특성을 아주 잘 대표하는 장점을 가지게 될 것이다.

또한, 익명의 한 심사자는 우리의 이 A/B 변수 대신에 지역별 최저임금 영향근로자비율을 사용할 것을 제안하였지만 이 변수도 필자의 생각에는 중요한 문제를 안고 있다고 생각한다. 우선 한 가지 문제는 실제 근로자들의 임금분포도 노동시장의 수급원리에 따라 매년 상향조정될 것인데 다음 해에 그 상향조정의 크기가 구체적으로 어떻게 결정될 것인가는 선형적으로 아무도 알 수 없으므로 사전적으로 계산된 영향근로자비율이 다음 해에 최저임금 영향을 실제 받는 근로자와 괴리될 수 있다는 문제가 발생할 수 있다. 어떤 근로자의 $t-1$ 연도 임금이 t 연도 최저임금보다 낮았지만(그래서 영향근로자가 되었지만) t 연도에는 임금이 다소 많이 상승하여 t 연도 최저임금보다 실제 높아졌다면 그를 영향근로자로 분류할 수 있는지 의문이기 때문이다. 반대의 경우도 얼마든지 가능할 것이다.

그뿐 아니라 한 해의 관측치를 잃을 수 있다는 문제도 존재한다. 예컨대 만약 $t-1$ 연도 임금분포에다 t 연도에 적용할 최저임금 수준으로 영향근로자비율을 산정하려 한다면 2007년도 「지역별고용조사」 자료는 없으므로 2008년 관측치는 사용할 수 없게 될 것이고, t 연도 임금분포에다 $t+1$ 연도에 적용할 최저임금 수준으로 영향근로자비율을 산정한다면 2017년 관측치의 경우 2018년 시행되는 최저임금과 동시에 일자리안정자금(2018년부터 시행) 지원의 효과까지를 모두 고려해야 한다는 곤란한 문제도 발생할 것이다.

<표 9> 사업체 규모별 최저임금 미만 근로자 비율 변화

사업체 규모	2006		2017		최저임금 미만 근로자 비율	
	인원	비율	인원	비율	2016	2017
5인 미만	243,450	51.5	448,963	61.9	14.3	10.3
5-29인	124,871	26.4	171,185	23.6	3.9	3.4
30-299인	97,171	20.6	95,482	13.2	2.5	2.2
300인 이상	7,282	1.5	9,703	1.3	0.5	0.5
전 체	472,774	100.0	725,333	100.0	5.8	4.6

자료 : 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」 원자료 기준.

고용형태별로 살펴보면 최저임금미만율이 높은 고용형태는 재택/가내근로와 특수고용이다. 기타 한시적 근로와 단시간근로 형태에서도 높은 실정이다(표 10 참조).

<표 10> 고용형태별 최저임금 미만 근로자 비율 변화

고용형태	2006		고용형태	2017		최저임금 미만 비율	
	인원	비율		인원	비율	2016	2017
외국인	12,921	2.7					
특수형태	44,145	9.3	특수형태	120,655	16.6	21.8	18.1
재택/가내	1,951	0.4	재택/가내	1,769	0.2	21.2	23.8
파견	1,845	0.4	파견	3,353	0.5	4.3	4.4
용역	32,897	7.0	용역	24,471	3.4	10.6	7.2
일시대체	2,550	0.5					
일용	31,909	6.7	일일	32,327	4.5	4.5	3.2
시간제	88,280	18.7	단시간	133,477	18.4	15.6	10.8
계약직	40,368	8.5	기간제	53,986	7.4	5.8	5.5
			기타 한시적	20,824	2.9	16.5	13.1
정식사원	215,909	45.7	정규직	334,470	46.1	3.7	2.9
전 체	472,774	100.0	전 체	725,333	100.0	5.8	4.6

자료 : 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」 원자료 기준.

대분류 산업별로 살펴보면 2017년 현재 최저임금미만율이 농림어업 53.7%, 도소매·음식숙박업 23.0%, 과학기술, 사업지원, 공공행정, 교육, 기타서비스 14.1%의 순으로 이루어져 있다. 농림어업의 경우는 자영업 농민 등이 많아서 피고용 근로자 절대수는 크지 않지만, 그들 중 미만율의 수준은 매우 높은 것으로 나타난다. 이러한 산업별 최저임금미만율 차이는 지역별 산업구조에 따라 결국 지역의 최저임금미만율도 상이하게 결정할 수 있을 것이다(표 11 참조).

〈표 11〉 산업별 최저임금 미만 근로자 비율(2017년)

	전체근로자 구성비 (%)	최저임금미만근로자 구성비(%)	최저임금미만근로자 비율
농림어업	0.73	3.01	53.67
광공업	20.15	10.37	6.68
건설업	8.05	3.24	5.22
도소매, 음식숙박업	18.51	32.86	23.03
전기수, 운수, 정보통신, 금보부	13.83	8.55	8.02
과학기술, 사업지원, 공공행정, 교육, 기타서비스	38.71	41.97	14.06
전 체	100.00	100.00	12.97

자료 : 통계청, 「지역별고용조사」 2017년 III분기 또는 하반기 원자료 기준.

한편 최저임금미만율을 근로자 연령별로도 살펴볼 수 있는데 <표 12>에 의하면 15~24세 청년층과 60세 이상 장년층 또는 고연령층에서 특히 높다는 점이 발견된다. 이들은 물론 가계에서도 주소득자가 아니고 많은 경우 보조소득자 또는 2차 소득자이다.

〈표 12〉 연령별 최저임금 미만 근로자 비율(2017년)

연령별	미만 근로자 수	구성비 (%)	연령별 근로자 중 비율 (%)
15~19	89,312	3.5	46.0
20~24	301,481	11.7	23.7
25~29	179,900	7.0	8.4
30~34	115,831	4.5	5.4
35~39	139,377	5.4	5.6
40~44	163,262	6.3	6.8
45~49	222,338	8.6	8.5
50~54	238,320	9.2	10.7
55~59	286,373	11.1	14.3
60~64	277,770	10.8	24.3
65세 이상	563,718	21.9	45.9
전 체	2,577,681	100.0	12.97

자료 : 통계청, 「지역별고용조사」 2017년 III분기 또는 하반기 원자료 기준.

Ⅲ. 최저임금 변화가 지역 노동시장에 미치는 효과 분석

1. 최저임금 인상 효과 관련 선행연구

최저임금 변화가 노동시장의 고용과 실업에 미치는 효과를 본격적으로 분석하기 위해서는 먼저 이 주제에 관한 선행연구들을 검토해볼 필요가 있다. 서두에서 잠깐 언급한 최경수(2018)는 우리나라 상황과 유사한 외국의 기존 연구 결과에서 최저임금 변화의 고용탄력성을 차용하여 최저임금 인상으로 인한 임금근로자 고용감소는 대략 3.6만 명에서 8.4만 명 정도로 예측할 수 있다고 하였다. 그렇지만 일자리안정자금 등 정부의 정책 노력 탓 등으로 고용효과에 대해서 아직까지는 단정적으로 말하기 어렵다는 평가를 내리고 있다. 외국 연구들의 고용탄력성을 이용하였다는 점이 이 연구의 한계로 지적될 수 있겠다.

김대일(2018)은 이어서 국내외 많은 연구를 서베이하면서 최저임금 인상으로 인한 고용 및 근로시간에 대한 부정적인 효과가 너무 크게 발현될 경우 ... 고용도 줄고 불평등도 심화할 우려도 크며, 국내외에서의 많은 연구로부터 국가와 시기에 따라 조금씩 다르지만 대체적으로 최저임금은 고용에 대해 부정적인 효과를 가질 우려가 크다는 결과가 제시되었다고 서술하고 있다. 이 연구와 연관되는 몇 년 전 연구 김대일(2012)은 「고용형태별근로실태조사」의 2008~2010년 데이터를 사용하여 저임금 집단에 속한 노동자의 채용억제 효과를 분석한 바 있었는데 분석 결과 최저임금이 임금 하위 15% 이하 저임금 집단의 신규채용을 유의하게 억제한다는 결론을 얻기도 하였다.

이정민·전현배(2018)는 이정민·황승진(2016)의 연구 결과를 이용하면서 최저임금 인상의 고용효과를 추정하고 있다. 성별, 교육, 연령, 근속기간, 사업체 규모 집단별로 최저임금 적용률을 계산하면서 실질 최저임금 인상률에 따라서 주로 영세·소기업들에서 기존고용과 신규채용이 감소할 것으로 예측한다. 실질 최저임금이 인상될 때 사업체 소멸도 증가할 것으로 추정한다. 이들은 「고용형태별근로실태조사」자료를 이용하고 인구사회학적 특성에 따라 근로자 집단을 구성하고, 근로자 집단별로 최저임금 인상의 영향이 다르다는 점을 추정에 이용하였다. 특히 그들이 이러한 접근방법을 이용한 이

유로 우리나라의 노동시장이 지역별로 분할되어 있기보다는 근로자의 인구사회학적 특성에 따라 분할되어 있을 가능성이 크다는 점에 주목하였다. 그러나 다음 장에서 보겠지만 우리는 이 판단과는 다르게 임금분포가 지역 간에 상당한 차이가 있어 왔으며 그 분별적 구조가 역시 매우 안정적이라는 점을 분석에 이용할 것이다.

반면 최저임금 인상이 고용에 부정적인 효과를 미친다는 증거들을 발견할 수 없다는 최근 선행연구로서 홍민기(2018)는 최저임금 인상이 2018년 1~3월 고용과 노동시간에 미친 영향을 산업을 기준으로 이중차분법(영향률이 높은 처치집단과 낮은 통제집단 간 비교)으로 분석하였다. 최저임금 인상의 고용에 대한 영향은 유의하지 않고 노동시간에 미친 효과로는 1월까지 감소한 후 회복 중인 것으로 추정한다. 이 연구가 사용하는 개념들 중 최저임금 영향률 개념이 있는데 이는 내년 최저임금 이하의 시간당 임금을 적용받는 근로자의 비중이다. 그런데 이 개념을 사용하기 위해서는 내년에 분석대상 근로자들의 임금이 실제 얼마나 상승(또는 변화)할지를 정확히 예측해야 하므로 이 방법은 쉽지 않은 난제를 안고 있는 셈이다.

이 연구는 2018년 3개월간의 효과를 분석하고 있고, [그림 1]에서 보았듯이 분석대상 설정 기간이 연구 결과에 영향을 미칠 수 있다는 점을 고려할 때 분석 기간 선택의 근거 제시가 필요했다는 생각이다. 또한, 추정모형의 종속변수가 단순한 임금근로자 고용량 변수라서 예컨대 15세 이상 인구, 비임금근로자, 그리고 비경제활동인구 변화 등의 효과를 포착할 수 없고, 최저임금 인상이 그만큼 대폭적이지 않았다면 일어날 수도 있었던 잠재적인 고용증가량도 전혀 고려할 수 없다는 문제점이 발견된다. 또한, 노동력의 산업 간 이동이 빈번하게 일어날 수 있다고 보면 최저임금의 고용효과를 산업별로 포착하는 데 어려움이 있을 수 있겠다. 그리고 분석집단으로서 산업별로 시간추세를 도입하는 문제도 당해 산업의 성장률변수 등과 같이 고용변화 설명에 의미가 있는 설명변수를 도입하는 것이 단조적인 시간추세 변수 도입보다 훨씬 설득력이 있었을 것으로 보인다.

황선웅(2018) 연구는 2018년 최저임금의 인상이 2018년 5월까지의 고용률과 노동시간에 미친 효과를 추정하고 있다. 사용자료는 「경제활동인구조사」와 「부가조사」이며, 분석집단은 내생적으로 변하기 어려운 성, 연령, 학력을 기준으로 구분한다. 종속변수로 고용규모 대신 고용률을 사용하고 있다. 그리하여 분석 결과 경기 등 공통상관요인의 효과도 추가적으로 통제하면서 집단별 회귀계수가 동일하다고 가정하는 모형과 집단별 회귀계수가 상이하다고 가정하는 모형을 추정하였지만 모든 추정계수가 통계적으로 유

의하지 않아서 결국 최저임금 인상의 고용효과는 확인되지 않는다는 결론을 내리고 있다.

그러나 종속변수로 고용률을 사용하고 있다고 하여도 분자를 역시 임금근로자로서만 한정하고 있어서 홍민기(2018) 연구와 마찬가지로 15세 이상 인구, 비임금근로자, 그리고 비경제활동인구 변화 등을 제대로 반영하지 못한다는 문제를 그대로 안고 있다. 사실 [그림 1]에 의하면 2018년 들어 비임금근로자 감소폭이 증가하고 비경제활동인구 증가가 뚜렷이 확대되고 있는데 이 역시 최저임금의 급격한 인상과 무관하지 않을 수 있기 때문이다. 그리고 패널 분석에서는 시간고정효과 통제방식이 이미 시간추세를 통제하는 방식일 텐데(고정효과모형에서는 시간 절편이 모든 시간에 대해 별도로 계산되므로 이미 통제효과가 작동할 것임) 여기에 다시 집단별로 다른 의미 있는 설명변수 대신 단조적인 시간추세변수를 도입하는 방식이 과연 설득력이 있는 방법인지 의문스럽다.

한편, 김준영·김하영(2018) 연구는 고용보험통계 시군자료를 이용하여 2018년도 최저임금 인상이 2018년 1~4월 고용량에 미친 영향을 분석하고자 하였다. 분석자료는 고용보험통계의 2015년 1월~2018년 4월의 40개월 시·군 수준의 피보험자 수 월별 자료이다. 이때 사용한 최저임금 영향률변수는 전체 임금노동자 수 대비 시급 7,530원 이하 노동자의 비율을 사용하였는데 2018년 해당 월의 실제치를 사용했다면 위 두 연구와는 차이가 있는 개념이다.

분석 결과는 홍민기(2018), 황선웅(2018) 연구의 경우와 마찬가지로 최저임금 인상의 부정적 고용효과는 확인되지 않는다는 것이었다. 이 분석에서 두 가지 중요한 요소는 시·군 단위에 기초한 분석단위 설정의 적절성과 지역별 고용추세를 통제하기 위해서 ‘15~64세 주민등록인구’를 통제변수에 포함하는 방식으로 취업자(피보험자) 수의 지역 간 차이를 고려한다는 점이었다. 단조적인 시간추세를 임기응변적으로(ad hoc) 통제변수로 도입한 위 두 연구보다는 진일보한 방식이라 할 수 있다.

무엇보다도 이 연구는 최저임금의 변화가 지역 노동시장에 미치는 효과를 분석하려는 시도로서 우리 연구가 유지하고자 하는 지역별 임금분포 차이를 매개로 하여 최저임금 인상이 지역의 노동시장 고용에 미치는 효과를 분석하려는 접근방법에 가까워 관심을 끄는 연구이다.

그렇지만 이 연구 역시 몇 가지 한계를 가질 수 있겠다. 우선 분석단위를 시·군으로까지 세분화한 것이 가진 문제점일 수 있는데 특정 시·군에서의 특별한 노동시장 사정이 임금분포에 강한 영향을 미칠 수 있음에도 이를 통제할 수 있는 적절한 통제변수 구하기가 쉽지 않을 수 있다. 다음으로 최저임금 인상은 전년도 중반에 미리 공지되었

으므로 그에 대한 조정 노력은 그 이전부터 진행되었을 수 있다는 점이 고려되어야 한다는 점이 있다. 또한, 고용보험 피보험자 수는 자영업자들이나 사회보험 사각지대에 존재하는 근로자 대부분을 제외시키며, 임금근로자들의 근무지와 거주지에 차이가 유의하게 있을 수 있어서(시·군까지 세분화하면 이 차이가 증대될 수 있을 것임) 분석자료로 적절한지 하는 문제가 제기될 수 있겠다. 통계청의 「경제활동인구조사 부가조사」 자료에 따르면 2017년 8월 현재 사회보험 사각지대가 임금근로자에 있어서 아직 국민연금 31.0%, 고용보험 29.8%, 건강보험 25.8%에 이르고 있기 때문이다.

최저임금 변화가 지역 노동시장의 고용에 미치는 효과를 분석하려고 한 연구로 김민성·김영민·박태수(2013)도 있다. 이 연구는 『한국노동패널』을 사용하여 최저임금의 변화가 지역 고용 및 지역 내 연령대별·학력별 고용에 미치는 효과를 분석한다. 분석 결과 최저임금의 상승이 소도시의 고용확률에는 부정적 효과가 있는 반면, 대도시의 고용확률에는 긍정적 효과가 있었다. 또한, 최저임금의 상승이 24세 및 34세 이하 청년층의 고용확률에 부정적 효과가 있었고 특히 동일연령대 하에서는 학력이 낮을수록 고용 감소 효과가 더 크다는 점을 발견하고 있다. 그리고 이러한 고용감소 효과는 상대적으로 소도시와 물가상승률이 높은 지역에서 더 크게 나타난 것으로 보고하고 있다. 지역 노동시장에 미치는 효과를 분석하였다는 점에서 우리의 시각과 가깝지만 앞의 연구들이 강조하는 시간추세, 즉 연도추세 통제문제를 간과했다는 지적을 받을 수 있겠다.

한편, 지역 노동시장의 임금분포 차이를 이용하여 최저임금효과를 분석하려는 해외 연구들도 존재한다(예컨대 Card(1992), Dube et al.(2010) 등 참조). Card(1992)는 1990년 미국의 연방 최저임금이 3.35달러에서 3.80달러로 인상될 때, 영향 받는 임금구간 수준에서 임금을 받는 청년층 근로자들의 비율이 각 주마다 다르다는 점에 착안하여, 이를 독립변수로 하고 각 주의 청소년 취업률과 취학률을 종속변수로 하는 분석을 하였다. 연방 최저임금의 상승은 청소년들의 임금을 상승시켰지만, 취업률과 취학률에는 유의한 영향을 미치지 않았음을 보고하고 있다. 이 연구방법은 지역의 임금분포가 주어져 있는 것으로 간주한다는 점에서 우리의 연구방법과 상당히 유사한 측면을 가지고 있어서 매우 시사적이다. 또한, Dube et al.(2010)은 1990년에서 2006년 사이의 미국 내 1,381개 카운티의 음식점 및 저임금 산업들의 임금자료와 BLS 자료를 사용하여 인접한 카운티끼리 비교하는 분석을 하고 최저임금 변화의 고용감소 효과는 확인되지 않음을 보고한 바 있었다.

이상에서 여러 가지 국내외 선행연구들을 살펴보았지만 우리는 이제 이러한 연구들

을 참고하면서도 좀 더 지역 노동시장의 시각에 충실한 최저임금의 고용효과 분석방법을 모색해보고자 한다.

2. 분석방법과 사용자료

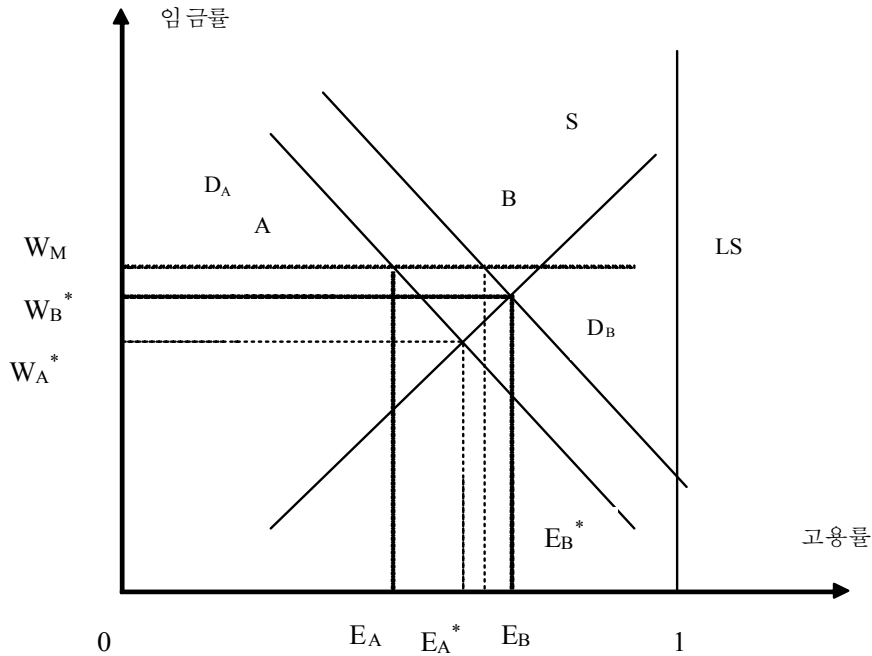
가. 분석방법

최저임금 변화가 지역의 특정 분석대상 집단 고용률에 미치는 효과를 분석하기 위한 모형을 다음 식과 같이 설정한다. 모형의 설정은 [그림 3]에서 간단히 설명할 수 있다. 한 나라에서 15세 이상 인구 규모가 LS로 동일한 A와 B 두 지역이 있다고 할 때 두 지역 노동시장에서의 노동공급 곡선은 S 로 동일하다고 하고, 반면에 지역의 경제성장률과 산업구조 등의 차이 때문에 노동수요 곡선은 D_A 와 D_B 로 차이가 있다고 가정한다. 그리고 특히 최저임금에 가까운 저임금근로자들의 경우 상대적으로 이동성이 낮은 저학력 노동력일 가능성도 크고(Malamud & Wozniak(2012)), 또한 주택가격을 포함한 주거비와 생활비, 이동비용 등의 차이 때문에 취업자들의 노동이동도 그리 쉽지 않다고 가정한다. 그러면 각 지역의 균형 고용률은 E_A^* 와 E_B^* 로 차이가 생겨 B 지역의 고용률과 임금은 더 높아진다. 각 지역의 임금분포 역시 달라질 것이다. 만약 최저임금제도가 시행되어 전국 균일의 최저임금 W_M 이 설정되고 A 지역과 B 지역의 임금분포 구조가 매우 안정적이라면 다른 조건에 변화가 없을 때 A 지역의 고용률은 E_A 로 하락하고 B 지역의 고용률은 E_B 로 하락할 것이다. 그렇지만 여전히 E_B 는 E_A 보다 높을 것이다. 그런데 우리나라 현실에서처럼 최저임금보다 낮은 임금을 받고 있는 근로자들이 존재한다면, 즉 최저임금미만율(MW)이 존재한다면 당연히 A 지역에서 최저임금미만율이 더 높을 것이다. 이는 역으로 최저임금미만율이 높은 지역일수록 임금분포의 위치가 상대적으로 낮은 임금 범위에 머물러 있다는 증거가 될 것이다.

이제 이를 추정 가능한 모형으로 정리해보면 다음 식 (3)과 같이 쓸 수 있을 것이다.

$$E_{it} = \alpha + \beta MW_{it} + \mathbf{X}_{it} \gamma + \theta \phi_i + \lambda \tau_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

〔그림 3〕 균일한 최저임금과 지역별 고용률 격차



여기서 E_{it} 는 i 지역의 t 연도 고용률(모든 취업자를 15세 이상 인구로 나눈 백분율), MW_{it} 는 i 지역의 t 연도 최저임금미만율(i 지역 전체 임금근로자 중에서 시간당 평균 임금이 당해년 최저임금 수준 미만인 근로자들의 비율), i 지역의 t 연도 고용률에 영향을 줄 수 있는 외생적 설명변수행렬, ϕ_i 는 i 지역의 지역효과 통제변수, τ_t 는 t 시점의 시간효과 통제변수이다.

위 식 (3)에서 우리는 앞의 선행연구들에서 논의되었던 몇 가지 문제점들을 보완하는 방법들을 생각해보기로 한다. 첫째, 우리는 지역의 임금근로자 임금분포가 구조적으로 매우 안정적이고 따라서 이 때문에 측정가능했던 최저임금미만율을 각 지역에서의 특정 속인적 집단들의 고용률에 매우 강하고 중요한 영향을 미치는 변수로 생각한다. 이는 우리의 최저임금미만율과 약간 다른 개념을 사용하긴 하였지만, 기본적으로 이정민·황승진(2016), 황선웅(2018), Dube et al.(2010)과도 유사한 모형이다. 다만 여기서 한 가지 밝혀줄 점은 최저임금미만율 변수 자체는 내생성 문제로부터 자유롭지 못하다고 판단하여, 대신 최저임금을 지역 임금분포에서 저임금수준으로 해석할 수 있는 지역

중위임금 50% 수준으로 나눈 변수, 즉 최저임금/중위임금50%비율을 설명변수 MW 로 사용한다는 점이다. 또한, 이때 종속변수로 i 지역의 특정 속인적 집단, 예컨대 청년층 고용률이나 장년층 고용률을 사용한다고 하여도 중요한 설명변수로서 i 지역의 최저임금/중위임금50%비율은 이들 특정 집단들의 비율을 따로따로 사용하지 않고 i 지역 전체의 해당 비율을 그대로 사용한다는 점이다. 이는 지역의 전체적인 임금분포 구조가 주어져 있다고 할 때 최저임금의 변화가 그 지역의 저임금층을 형성하는 특정 집단들의 고용률에 어떠한 영향을 미치는가를 살펴보기 위해서이다. 이러한 새로운 분석방법의 채택은 이번 연구의 기여일 수도 있겠다.

둘째, 우리가 채택하는 고용률 변수는 임금근로자들만의 고용률이 아니라 자영업자와 무급가족종사자까지를 모두 포함하는 전체 취업자를 15세 이상 인구로 나눈 실제 지역별 고용률을 그대로 사용할 것이다. 이렇게 하는 이유는 [그림 1]에서도 살펴보았듯이 최저임금제도가 비임금근로자들의 취업에도 적극적이고 유의한 영향을 미칠 수 있다고 보기 때문이다. 이 방법은 선행연구들과도 차별적인 측면이다.

셋째, 우리는 이미 언급한 대로 지역분류를 너무 세분하지 않고 16개 특광역시 분류를 사용하는 수준으로 정하고 분석을 위한 집단분류는 앞의 <표 12>에서 본 대로 최저임금미만율의 귀착수준이 상대적으로 높은 각 지역의 청년층(특히 15~29세), 장년층(60세 이상), 그리고 여성노동력에 집중하는 방식을 취하기로 한다. 이는 패널 자료 구축의 편의성을 위해서도 필요하다.

넷째, 또한 우리는 각 지역의 연도추세 통제변수로 단조적인 연도변수를 사용하지 않고 당해 지역 고용변화와 직접 연결되는 각 지역의 GRDP 기준 경제성장률 변수, 도소매·음식숙박업 취업자 비율과 농림어업 취업자 비율(「경제활동인구조사」 기준)을 사용하기로 한다. 농림어업 취업자 비율을 도입하는 것은 도(道) 지역에서 농림어업에 종사하는 자영업자들 추세를 통제하기 위해서다. 그렇지만 일부 모형의 경우 비교목적으로 시간추세 변수를 도입하여 추정한 결과도 제시해둘 것이다.⁶⁾

다섯째, 「지역별고용조사」 원자료에 주로 기초하여 16개 특광역시도에 대한 2008년부

6) 모형에 시간추세 변수를 도입한 결과를 일부 제시하는 것은 한 심사자의 문제 제기를 적극적으로 수용하기 위한 것임을 밝혀두고자 한다. 추정결과에서는 이미 예상한 대로 의미를 규정할 수 없는 맹목적인 시간추세 변수 대신에 도입한 지역의 경제성장률, 도소매·음식숙박업 취업자 비율, 농림어업 취업자 비율 등 주요 설명변수들의 통계적 유의성을 상당히 약화시키는 현상 외에는 뚜렷하게 큰 차이가 없었다는 점도 미리 언급해두고자 한다.

터 2017년까지 10년간의 연간 패널 자료를 구축하여 식 (4)~(5)를 분석하기로 한다. 즉, 이들 식의 분석단위는 개인이 아니고 특광역시도라는 점을 밝혀둔다. 이러한 분석 단위 설정은 근로자 개인을 분석단위로 하면서 산업이나 속인적 집단 등 특정 집단들을 구성하여 분석하고자 했던 많은 선행연구들과는 분명히 구별되는 점이라고 할 수 있다.

여섯째, 시간적 추세변화보다는 지역 간 임금분포 구조 차이에 기초하여 고용률에 대한 최저임금 변화 효과를 적출해 내고자 하는 것이므로 시간(연도)통제 패널분석 모형이 좀 더 적절하다고 생각한다.

일곱째, 이번 연구에서 우리는 지역에서 최저임금이 특정 속인적 집단의 실업률에 미치는 효과도 아울러 분석해보기로 한다. [그림 3]에 따르면 임금분포 수준이 낮은 지역은 최저임금/중위임금50%비율도 높아지지만 따라서 실업률도 높아질 수 있기 때문이다. 다른 조건에 변화가 없다면 최저임금/중위임금50%비율이 높은 지역에서는 실업률도 높을 것이다. 물론 이는 높아진 임금 때문에 노동공급이 증가하여 실업률이 높아지는 효과도 당연히 포함할 것이다.

$$E_{it} = \alpha + \beta MW_{it} + \gamma g_{it} + \delta AR_{it} + \theta \phi_i + \lambda \tau_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

$$UR_{it} = \alpha' + \beta' MW_{it} + \gamma' g_{it} + \delta' AR_{it} + \theta' \phi_i + \lambda' \tau_t + \nu_{it} \quad (5)$$

그리하여 기본적으로 식 (4)와 식 (5)의 추정식을 채택하여 실제 분석에 임하고자 한다. 식 (4)에서 g_{it} 는 i 지역의 t 연도 GRDP 성장률, AR_{it} 는 i 지역의 t 연도 농림어업 취업자 비율이다. 실제 추정작업에서는 각 지역별 연도추세 통제기능을 g_{it} 와 AR_{it} 가 수행한다고 보아 별도의 추세통제 변수는 도입하지 않기로 한다. 아울러 i 지역의 t 연도 특정 속인적 집단의 실업률 UR_{it} 에 최저임금/중위임금50%비율 MW 가 미치는 효과도 식 (5)로 추정할 수 있다.

나. 사용자료

앞의 식 (4)와 식 (5)를 추정하기 위해서 우리는 매년의 III분기 또는 하반기 「지역별 고용조사」 원자료에 근거하여 2008년과 2017년에 걸치는 16개 특광역시도 지역의 고용

를, 실업률, 그리고 최저임금/중위임금50%비율 등 임금분포 구조 자료의 패널 자료를 구축한다. 그리고 패널 분석을 실시하였다. 분석의 성격상 이미 언급한 대로 그룹통제 모형 대신 시간(연도)통제모형이 보다 적절하다는 판단을 내렸다. 이어서 다시 고정효과모형과 시간(연도)통제 확률효과모형을 모두 추정하여 보았고 모형의 선택을 위해 Hausman검정도 실시하였다. 검정결과 두 모수체계가 동일하다는 귀무가설은 기각할 수 밖에 없었으므로 좀 더 불편성이 성립되는 고정효과모형을 최종 채택하기로 하였다.

그런데 이후에 다시 살펴보겠지만 주로 사용할 최저임금/중위임금50%비율 변수에도 내생성이 존재할 가능성이 있다는 생각 때문에 회귀항들의 내생성을 적절히 수정해줄 수 있는 일반화적률추정법(generalized method of moment: GMM)에 의한 추정결과도 함께 제시하기로 하였다.

사용된 변수들에 대한 상세한 설명은 <표 13>을 참조할 수 있다.

<표 13> 최저임금/중위임금50%비율이 지역 고용률 등에 미친 효과 추정에 사용된 변수 설명

변수명		관측치수	평균	표준편차	내 용
Empr	지역의 고용률(%)	160	60.021	2.915	「경제활동인구조사」 기준 2008년과 2017년 사이 16개 지역 전체 노동력 고용률(%)
Empr1529	지역의 15~29세 청년층 고용률(%)	160	39.281	3.517	「경제활동인구조사」 기준 2008년과 2017년 사이 16개 지역의 15~29세 청년층 고용률(%)
Empr60	지역의 60세 이상 장년층 고용률(%)	160	39.536	7.315	「경제활동인구조사」 기준 2008년과 2017년 사이 16개 지역의 60세 이상 장년층 고용률(%)
Wempr	지역의 여성 고용률(%)	160	49.521	3.856	「경제활동인구조사」 기준 2008년과 2017년 사이 16개 지역의 여성 고용률(%)
Ur	지역의 실업률(%)	160	3.078	0.866	「경제활동인구조사」 기준 2008년과 2017년 사이 16개 지역의 전체 경제활동인구의 실업률(%)
Ur1529	지역의 15~29세 청년층 실업률(%)	160	7.976	1.758	「경제활동인구조사」 기준 2008년과 2017년 사이 16개 지역의 15~29세 청년층 실업률(%)
Ur60	지역의 60세 이상 장년층의 실업률(%)	160	2.211	1.215	「경제활동인구조사」 기준 2008년과 2017년 사이 16개 지역의 60세 이상 장년층 실업률(%)
Wur	지역의 여성 실업률(%)	160	2.838	0.873	「경제활동인구조사」 기준 2008년과 2017년 사이 16개 지역의 여성 실업률(%)
Mhmedwg	최저임금/중위임금50%비율	160	1.085	0.109	각 연도 시간당 최저임금을 「지역별고용조사」 매년 하반기 원자료 기준 16개 지역의 2008년과 2017년 사이 임금근로자 시간당 평균임금 중위수 50% 수준의 임금으로 나눈 비율
Mwgr	최저임금의 연도별 상승률(%)	160	6.409	1.546	최저임금위원회가 결정한 최저임금의 연도별 상승률(%)

〈표 13〉의 계속

변수명		관측 치수	평균	표준 편차	내 용
Lhawage	지역의 시간당 평균임금 50%에 자연대수 취한 값	160	8.614	0.141	「지역별고용조사」 매년 하반기 원자료 기준 16개 지역의 2008년과 2017년 사이 임금근로자 시간당 평균임금 50% 수준에 자연대수 취한 값
Gini	지역의 임금근로자 시간당 평균임금으로 계산한 지니계수	160	0.328	0.0184	「지역별고용조사」 매년 하반기 원자료 기준 16개 지역의 2008년과 2017년 사이 임금근로자 시간당 평균임금으로 계산한 지니계수
Tend	지역 시간당 평균임금 10분위 분배율	160	7.671	0.832	「지역별고용조사」 매년 하반기 원자료 기준 16개 지역의 2008년과 2017년 사이 임금근로자 시간당 평균임금으로 계산한 10분위분배율. 최상위 10% 임금근로자 시간당 평균임금 합계를 최하위 10% 임금근로자 시간당 평균임금 합계로 나눈 비율
Fived	지역 시간당 평균임금 5분위 분배율	160	5.172	0.496	「지역별고용조사」 매년 하반기 원자료 기준 16개 지역의 2008년과 2017년 사이 임금근로자 시간당 평균임금으로 계산한 5분위분배율. 최상위 20% 임금근로자 시간당 평균임금 합계를 최하위 20% 임금근로자 시간당 평균임금 합계로 나눈 비율
Rgrowth	GRDP 기준 지역의 경제성장률(%)	144	3.189	2.501	통계청 「지역소득」 통계 기준 16개 지역의 2008년과 2016년 사이(2017년 결측) 연간 지역경제성장률(%)
Wrrhwr	지역의 도소매음식숙박업 취업자 비율(%)	160	22.153	3.113	「경제활동인구조사」 기준 16개 지역의 2008년과 2017년 사이 도소매음식숙박업 취업자 비율(%)
Affr	지역의 농림어업 취업자 비율(%)	160	8.968	8.394	「경제활동인구조사」 기준 16개 지역의 2008년과 2017년 사이 농림어업 취업자 비율(%)
Firm9	지역의 종사자 수 10인 미만 사업체 종사자 수 비율(%)	144	42.392	4.386	통계청 「전국사업체조사」 통계 기준 16개 지역의 2008년과 2017년 사이 종사자 수 10인 미만 사업체 종사자 수의 전체 종사자 수에 대한 비율(%)
Wrrhr9	지역의 종사자 수 10인 미만 도소매음식숙박업 소속 사업체 종사자 수 비율(%)	144	79.266	5.525	통계청 「전국사업체조사」 통계 기준 16개 지역의 2008년과 2017년 사이 종사자 수 10인 미만 도소매음식숙박업 소속 사업체 종사자 수의 해당 산업 전체 종사자 수에 대한 비율(%)
Mhmedwg-Wrrhwr	지역의 Mhmedwg와 Wrrhwr의 상호작용항	160	120.001	122.884	16개 지역의 2008년과 2017년 사이 Mhmedwg와 Wrrhwr의 상호작용항
Mhmedwg-Affr	지역의 Mhmedwg와 Affr의 상호작용항	160	120.001	122.884	16개 지역의 2008년과 2017년 사이 Mhmedwg와 Affr의 상호작용항
Mhmedwg-Firm9	지역의 Mhmedwg와 Firm9의 상호작용항	160	120.001	122.884	16개 지역의 2008년과 2017년 사이 Mhmedwg와 Firm9의 상호작용항
Region $i \cdot t$	i 지역 더미변수와 시간변수 t 의 상호작용항	160	0.344	1.517	16개 지역의 지역더미변수와 연도 기준 시간변수 t 의 상호작용항
Region $i \cdot t^2$	i 지역 더미변수와 시간변수 t^2 의 상호작용항	160	0.406	12.390	16개 지역의 지역더미변수와 연도 기준 시간변수 t^2 의 상호작용항
Mhmedwg-Firm9	지역의 Mhmedwg와 Firm9의 상호작용항	160	120.001	122.884	16개 지역의 2008년과 2017년 사이 Mhmedwg와 Firm9의 상호작용항

3. 분석 결과와 해석

가. 지역 청년층 고용률 분석 결과

최저임금/중위임금50%비율(Mhmedwg)이 지역의 청년층 고용률과 실업률에 미치는 효과를 추정할 결과는 <표 14>로 정리해둔다. 분석 결과는 첫째, 최저임금/중위임금50% 비율 변수의 청년층(특히 15~29세) 고용률 저하효과가 뚜렷하고 통계적 유의성도 강하게 나타난다. 회귀항들의 내생성을 적절히 수정해줄 수 있는 GMM에 의한 추정결과도 그 고용률 저하효과를 거의 그대로 유지시키는 모습을 보여주지만, 추정계수 값의 크기가 모두 증가한 것으로 보아 그 효과가 더욱 강화되는 것으로 해석할 수 있다. 이때 GMM을 위해 우리가 채택한 도구변수들은 지역별로 각각 「전국사업체조사」 기준 종사자 10인 미만 전산업 사업체 종사자 비율(Firmr9), 종업원 10인 미만 도소매·음식숙박업 소속 사업체 종사자 비율(Wrrhr9), 매년의 Ⅲ분기 또는 하반기 「지역별고용조사」 기준 피고용근로자 시간당 평균임금 기준으로 10분위 분배율(Tend)과 5분위 분배율(Fived), 최저임금 상승률(Mwgr), 「경제활동인구조사」 기준 도소매·음식숙박업 취업자 비율(Wrrhwr), 농림어업 취업자 비율(Affir) 등이다. 물론 이 경우 도구변수의 개수는 반드시 추정식의 설명변수 개수와 최소한 같거나 그 이상이라야 할 것이다.

Hausman검정의 결과 내생성이 없다(또는 고정효과모형 추정계수들과 GMM추정계수들 사이에 체계적인 차이가 없다)는 귀무가설이 기각 가능하였다. 결국 최저임금/중위임금50%비율 변수 등이 내생성(endogeneity problem) 문제로부터 자유롭지 않을 수 있으므로 이러한 GMM추정법 적용의 시도는 충분히 의미가 있다고 할 수 있다.

둘째, 지역 GRDP 기준 경제성장률이 높을수록 청년층 고용률이 높아진다는 점이 발견된다. 이는 물론 당연한 사실을 확인시켜주는 것이다. GMM에 의한 추정결과도 동일하다.

셋째, 지역별로 도소매·음식숙박업 취업자 비율이 높은 지역일수록 청년고용률 역시 높다는 점이 발견된다.

넷째, 통계적 유의성이 강한 추정결과에 근거해서 설명한다면 농림어업 취업자 비율이 높은 지역일수록 청년고용률은 낮아진다는 점이 발견되고 있다. 그렇지만 추정계수가 양의 부호를 가지는 경우와 유의성이 없는 경우도 강하게 주장하기는 어렵다.

다섯째, 한 가지 흥미로운 결과로서 최저임금/중위임금50%비율과 농림어업 취업자 비율의 상호작용항의 추정계수가 양의 값으로 절댓값의 크기는 작지만 통계적으로 매

〈표 14〉 최저임금 변화가 지역 청년층 고용률과 실업률에 미치는 효과

설명변수	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
추정방법	시간(time)통제 고정효과모형			GMM			시간(time)통제 고정효과모형			GMM
종속변수	Empr1529						Ur1529			
상수항	44.600** (3.2200)	49.956** (3.9419)	47.516** (5.0914)	68.338** (5.2398)	56.046** (4.0493)	485.64** (166.23)	6.7597** (1.3278)	4.4965** (1.6564)	8.1313** (2.3878)	-5.9901* * (2.7818)
Mhmedwg	-12.943** (3.8044)	-17.531** (4.2489)	-14.159** (4.1497)	-37.873** (4.6846)	-25.914** (3.6445)	-428.70** (167.18)	6.9647** (2.2232)	4.4246** (1.5874)	1.9772 (2.4397)	16.101** (2.1665)
Tend	-	-	-0.3346 (0.4519)	-	-	-	-	-	-	-
Rgrowth	0.6653** (0.1323)	0.6572** (0.1302)	0.6425** (0.1360)	0.4626** (0.1108)	0.4607** (0.1273)	0.4694* (0.2383)	-0.2053** (0.05643)	-0.1767** (0.05580)	-0.1318** (0.04162)	-0.3010** (0.07754)
Wrrhwr	0.2888** (0.1252)	0.2663** (0.1237)	0.3310** (0.1378)	0.4046** (0.1176)	0.4033** (0.1354)	-	-	-	-0.04931 (0.04735)	-
Affr	0.007054 (0.04752)	-0.7599** (0.3389)	0.01996 (0.05069)	-2.2862** (0.3489)	0.04387 (0.05564)	-	-0.08359** (0.01382)	0.2134 (0.1433)	-0.1783 (0.1903)	-
Firmr9	-	-	-	-	-	-10.277** (3.8781)	-0.1188** (0.04785)	-	-	-0.3445** (0.1383)
Mhmedwg- Wrrhwr	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Mhmedwg-Affr	-	0.7086** (0.3101)	-	2.1785** (0.3237)	-	-	-	-0.2810** (0.1329)	0.06797 (0.1829)	-
Mhmedwg- Firmr9	-	-	-	-	-	9.7768** (3.8635)	-	-	-	-
N	144	144	144	144	144	144	144	144	144	144
R^2	0.233	0.263	0.236	-	-	-	0.335	0.322	0.320	0.183

우 유의하게 나타난다는 사실이 발견된다. 이는 농림어업 취업자 비율이 높은 지역, 즉 대도시가 아니고 농림어업 취업자 비중이 높은 도(道) 지역에서는 이 최저임금/중위임금50%비율의 청년고용률 저하효과가 다소 약화되는데 그 약화 효과의 통계적 유의성이 매우 높다는 의미이다. 물론 이러한 추정결과는 또한 역으로 특광역시에 해당하는 대도시에서는 최저임금/중위임금50%비율이 미치는 청년층 고용률 저하효과가 좀 더 강력하다는 의미이기도 하다.

나. 지역 청년층 실업률 분석 결과

한편, 첫째, 최저임금/중위임금50%비율은 청년층 실업률을 유의하게 높이는 방향으로

작용한다는 점이 발견된다. 통계적 유의성이 상당히 높게 나타나고 있다. 둘째, 해당 지역 경제성장률이 높을수록 청년층 실업률이 낮아진다는 점이 확인된다. 이는 앞의 청년층 고용률의 경우와 마찬가지로 당연한 경제원리를 확인시켜 주는 추정결과로 해석된다. 셋째, 지역별로 농림어업 취업자의 비율이 높을수록 청년층 실업률이 낮아지는 경향(특히 식 (7))이 있으나 그 통계적 유의성은 추정식에 따라 조금씩 다르다. 넷째, 특이한 사실로 「전국사업체조사」 기준 종사자 10인 미만 전산업 사업체 종사자 비율 (Firm9)이 높은 지역일수록 청년층 실업률이 낮게 나타나는 현상도 발견되고 있다.

다. 지역 60세 이상 장년층의 고용률과 실업률 분석 결과

<표 15>는 지역의 60세 이상 장년층의 고용률과 실업률에 관한 분석 결과다. 첫째, 청년층의 경우와 마찬가지로 최저임금/중위임금50%비율이 높을수록 장년층(특히 60세 이상) 고용률 저하효과가 뚜렷하고 통계적 유의성도 강하게 나타난다(추정식 (12)~(14) 참조). 회귀항들의 내생성을 적절히 수정해줄 수 있는 GMM에 의한 추정결과는 그 고용률 저하효과가 훨씬 더 강화되는 모습을 보여준다(추정식 (15)와 (16) 참조).

둘째, 지역 GRDP 기준 경제성장률은 장년층 고용률에 유의한 효과를 미치지 않는다는 사실도 발견된다. 이는 장년층의 고용은 당해 지역의 경제성장률에 유의하게 영향 받지 않는다는 의미로 해석할 수도 있겠다.

셋째, 지역별로 도소매·음식숙박업 취업자 비율이 높은 지역일수록 그리고 농림어업 취업자 비율이 높은 지역일수록 장년층 고용률 역시 높다는 점이 발견된다. 특히 농림어업 취업자 비율(Affr) 변수의 경우는 GMM추정의 경우 추정계수 값이 음(-)으로 나타났지만 상호작용항 Mhmedwg·Affr의 추정계수가 절댓값이 좀 더 큰 양수로 나타나서 1.0 근방에서 움직이는 Mhmedwg변수를 고려할 때 결과적으로 그 효과가 장년층 고용률을 높이는 방향으로 작용한 셈이라 할 수 있다.

넷째, 청년층의 경우와 유사하게 최저임금/중위임금50%비율과 농림어업 취업자 비율의 상호작용항의 추정계수가 양의 값으로 절댓값의 크기는 작지만 통계적으로 매우 유의한 경우들이 나타나서 농림어업 취업자 비율이 높은 도(道) 지역에서는 이 최저임금/중위임금50%비율의 장년층 고용률 저하효과가 다소 약화된다는 사실이 역시 발견되고 있다. 이 역시 대도시지역에서는 최저임금/중위임금50%비율의 장년층 고용률 저하효과가 좀 더 강화된다는 의미이다.

60세 이상 장년층 실업률에 대해서는 첫째, 최저임금/중위임금50%비율이 이들의 실

〈표 15〉 최저임금 변화가 지역 장년층(60세 이상) 고용률과 실업률에 미치는 효과

설명변수	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)
추정방법	시간(time)통제 고정효과모형				GMM		시간(time)통제 고정효과모형		GMM
종속변수	Empr60						Ur60		
상수항	36.056** (2.6048)	38.975** (3.2236)	35.855** (2.5266)	38.483** (3.0896)	86.436** (10.816)	87.401** (10.948)	4.6529** (0.9754)	4.1701** (0.7564)	6.3414** (1.4339)
Mhmedwg	-8.6987** (3.0776)	-11.199** (3.4747)	-7.9555** (2.9119)	-10.188** (3.2758)	-38.147** (8.3053)	-40.070** (8.5678)	-0.9606 (1.0514)	-0.7118 (0.8718)	-3.2328** (1.3468)
Tend	-	-	-	-	-2.9255** (0.6567)	-2.9133** (0.6538)	-	-	-
Rgrowth	0.1653 (0.1070)	0.1609 (0.1065)	-	-	-0.03585 (0.1235)	-	-0.01125 (0.03223)	-	0.06941** (0.02658)
Wrrhwr	0.1827* (0.1013)	0.1704* (0.1011)	0.1977** (0.09571)	0.1864* (0.09565)	0.3335** (0.1462)	0.3695** (0.1511)	-0.02123 (0.03060)	-0.01115 (0.02865)	-
Affr	0.8759** (0.03844)	0.4579* (0.2772)	0.8846** (0.03675)	0.5092** (0.2586)	-1.9173** (0.5752)	-2.0236** (0.5713)	-0.1586* (0.08386)	-0.1048** (0.01100)	-0.3509** (0.1135)
MhmedwgAffr	-	-0.3862 (0.2536)	-	0.3437 (0.2344)	2.6342** (0.5410)	2.7481** (0.5399)	0.04957 (0.07674)	-	0.2296** (0.1053)
$\frac{N}{R^2}$	144 0.894	144 0.896	160 0.891	160 0.892	144 0.753	144 0.745	144 0.606	160 0.605	144 0.539

업률에 미치는 효과는 식 (19)를 제외하고는 통계적으로 전혀 유의하지 않게 나타나고 있다. 또한, 식 (19)는 청년층의 경우와는 다르게 이들의 실업률을 오히려 유의하게 낮추는 방향으로 작용한다는 점이 발견된다. 이는 최저임금의 상승이 60세 이상 장년층의 경우 오히려 실망실업자를 증가시킬 가능성을 보여주는 현상으로 이해된다. 둘째, 지역별로 농림어업 취업자 비율이 높을수록 장년층 실업률이 낮아진다는 사실도 발견된다. 이는 농촌에서 60세 이상의 장년층 노동력이 많이 거주하고 또한 농림어업에 종사할 가능성이 크기 때문으로 해석될 수 있다(식 (18) 참조).

라. 지역 여성노동력의 고용률과 실업률에 대한 영향

〈표 16〉은 최저임금 변화가 지역의 여성노동력의 고용률과 실업률에 미치는 효과를 분석한 결과이다. 흔히 취약계층으로 분류되는 여성노동력의 경우에도 첫째, 최저임금/중위임금50%비율이 높을수록 여성노동력 고용률 저하효과가 뚜렷하게 나타나고 통계

〈표 16〉 최저임금 변화가 지역 여성노동력 고용률과 실업률에 미치는 효과

설명변수	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)
추정방법	시간(time)통제 고정효과모형			GMM			시간(time)통제 고정효과모형		GMM	
종속변수	Wempr						Wur			
상수항	36.635** (3.0091)	39.279** (4.5013)	234.17** (69.374)	73.695** (8.2744)	49.492** (4.7776)	-7.1149 (20.790)	3.8954** (0.6102)	3.7747** (0.5999)	6.5750** (1.1456)	9.6301** (1.7399)
Mhmedwg	-5.4243* (3.2435)	-6.6425* (3.5950)	-26.315** (7.9818)	-29.881** (5.8562)	-17.478** (4.1876)	-13.416** (3.8072)	0.08202 (0.7209)	0.02644 (0.6913)	-2.9507** (1.0903)	-4.5631** (1.4033)
Lhawage	-	-	-20.454** (7.1769)	-	-	5.9031** (2.1335)	-	-	-	-
Tend	-	-0.2730 (0.3453)	-	-2.4842** (0.4927)	-	-	-	-	-	-0.3627** (0.1148)
Rgrowth	0.4694** (0.09942)	0.4504** (0.1024)	0.3874** (0.1010)	0.2755** (0.08898)	0.3374** (0.08921)	0.3798** (0.08569)	-0.01498 (0.02507)	-	-	-
Wrrhwr	0.6056** (0.09439)	0.6389** (0.1035)	0.6454** (0.09296)	0.9534** (0.1083)	0.6092** (0.1014)	0.6674** (0.09645)	-0.01912 (0.02373)	-0.01265 (0.02272)	-	0.05962* (0.03053)
Affir	-0.2575 (0.2587)	-0.2847 (0.2614)	-0.5182* (0.2680)	-1.7256** (0.4334)	-1.5450** (0.3487)	-1.1309** (0.3454)	-0.07705** (0.009004)	-0.07640** (0.008725)	-0.2500** (0.08081)	-0.2391** (0.08475)
Mhmedwg-Affir	0.6020** (0.2367)	0.6370** (0.2412)	0.8419** (0.2454)	2.0461** (0.3993)	1.7920** (0.3196)	1.4342** (0.3120)	-	-	0.1683** (0.07594)	0.1750** (0.08162)
$\frac{N}{R^2}$	144 0.647	144 0.648	144 0.668	144 0.420	144 0.464	144 0.525	144 0.556	160 0.542	144 0.424	144 0.408

적 유의성도 강하게 나타난다(특히 추정식 (22) 참조). 그런데 회귀항들의 내생성을 수정하는 GMM에 의한 추정결과는 이 고용률 저하효과가 훨씬 강화되는 모습을 보여준다(특히 추정식 (23)과 (24) 참조).

둘째, 지역 GRDP 기준 경제성장률이 높을수록 여성노동력 고용률도 높아진다는 사실이 여전히 확인되고 있다. GMM에 의한 추정결과도 이를 뒷받침하고 있다. 셋째, 지역별로 도소매·음식숙박업 취업자 비율이 높은 지역일수록, 그리고 농림어업 취업자 비율(Affir)이 높은 지역일수록 여성노동력의 고용률 역시 높다는 점이 발견된다. 특히 농림어업 취업자 비율 변수의 경우는 60세 이상 장년층과 마찬가지로 GMM추정에서 Affir 자체의 추정계수 값은 음(-)으로 나타났지만 상호작용항 Mhmedwg·Affir의 추정계수의 절댓값이 그보다 큰 양수로 나타나서 1.0 근방에서 움직이는 Mhmedwg변수 값을 고려할 때 종합적으로 그 효과가 여성노동력 고용률을 높이는 방향으로 작용한 셈이라 할 수 있다. 넷째, 최저임금/중위임금50%비율과 농림어업 취업자 비율의 상호작용항의

추정계수가 양의 값으로 절댓값의 크기는 작지만 통계적으로 매우 유의하게 나타나서 농림어업 취업자 비율이 높은 지역, 즉 도(道) 지역에서는 이 최저임금/중위임금50%비율의 여성고용률 저하효과가 약화되고 있다. 이러한 추정결과는 바꾸어 표현하면 대도시에서는 최저임금/중위임금50%비율이 가지는 여성고용률 저하효과가 좀 더 크다는 의미이다.

여성노동력의 실업률에 대해서는 최저임금/중위임금50%비율이 미치는 효과가 다소 이중적이다. 고정효과모형 추정결과에서는 유의성이 없지만, 최저임금/중위임금50%비율이 여성 실업률을 약간 상승시키는 방향으로 작용하고 반면에 GMM 추정결과에서는 오히려 실업률을 낮추는 효과가 나타나고 있다. 다음으로 도소매·음식숙박업 취업자 비율이 높은 지역일수록 여성 실업률이 다소 낮게 나타나고(통계적 유의성이 약함), 농림어업 취업자 비율이 높은 도(道) 지역일수록 여성노동력의 실업률이 유의하게 낮다(통계적 유의성이 매우 강함)는 사실이 발견된다(식 (26)~(29) 참조).

마. 지역 전체 고용률과 실업률에 대한 효과

지금까지 우리는 2차 소득자로 볼 수 있는 청년층(15~29세), 장년층(60세 이상), 여성층의 고용률에 대한 최저임금/중위임금50%비율(Mhmedwg) 변화의 효과를 각각 살펴 보았지만 그렇다면 이제 종합적으로 이러한 최저임금 변화가 지역 전체 노동력의 고용률과 실업률에 미치는 효과는 어떠했는지도 정리해보고자 한다(표 17 참조).

분석 결과 발견되는 사실은 첫째, 최저임금/중위임금50%비율 변수는 결과적으로 전체 노동력의 고용률도 뚜렷하게 저하시키고 통계적 유의성도 강하다는 점이다. 회귀항들의 내생성을 적절히 수정해줄 수 있는 GMM에 의한 추정결과는 그 고용률 저하효과를 훨씬 더 강화시키는 것으로 나타난다. 둘째, 지역 GRDP 기준 경제성장률이 높을수록 전체 노동력 고용률이 높아진다는 점도 확인된다. GMM에 의한 추정결과도 동일하다. 셋째, 지역별로 도소매·음식숙박업 취업자 비율이 높은 지역일수록 전체 고용률 역시 높다는 점이 발견된다.

넷째, 또한 상호작용항까지 포함시켜 해석할 때 농림어업 취업자 비율이 높은 지역일수록 전체 노동력 고용률도 높아진다는 점 역시 발견된다. 이러한 추정결과는 다른 의미도 가진다. 최저임금/중위임금50%비율과 농림어업 취업자 비율의 상호작용항의 추정계수가 양의 값으로 통계적으로 매우 유의하게 나타나므로 이는 농림어업 취업자 비율이 높은 지역, 즉 농림어업 취업자 비중이 높은 도(道) 지역에서는 이 최저임금/중위

임금50%비율의 전체 노동력 고용률 저하효과는 유의하게 약화된다는 의미이다. 물론 이는 또한 역으로 특광역시에 해당하는 대도시지역에서는 최저임금/중위임금50%비율이 미치는 전체 노동력 고용률 저하효과가 좀 더 더 강력하다는 의미이기도 하다.

한편, 최저임금 변화가 전체 노동력 실업률에 미치는 효과를 살펴보면 첫째, 최저임금/중위임금50%비율이 전체 노동력 실업률에 미치는 효과는 유의하지 않다는 점이 발견된다. 그렇지만 GMM의 추정결과는 최저임금/중위임금50%비율이 오히려 전체 실업률을 유의하게 낮추는 것으로 추정되고 있다. 이는 실업률에 대해서는 최저임금 변화의 효과가 전체적으로 일관적이지 않다는 의미일 수 있겠다. 둘째, 지역별로 농림어업 취업자 비율이 높을수록 전체 노동력 실업률이 유의하게 낮아진다는 사실이 확인된다.

<표 17> 최저임금 변화가 지역 전체 고용률과 실업률에 미치는 효과

설명변수	(30)	(31)	(32)	(33)	(34)	(35)	(36)	(37)	(38)	(39)
추정방법	시간(time)통계 고정효과모형			GMM			시간(time)통계 고정효과모형		GMM	
종속변수	Empr						Ur			
상수항	60.985** (2.2556)	66.707** (2.6867)	98.222** (14.338)	77.584** (3.4881)	75.820** (3.7883)	81.730** (5.4519)	3.3064** (0.5743)	3.3438** (0.5551)	7.9828** (1.5333)	5.6272** (1.0545)
Mhmedwg	-8.0353** (2.6650)	-12.938* (2.8959)	-39.924** (13.855)	-19.175** (3.4241)	-20.336** (3.7256)	-32.446** (9.1195)	0.1473 (0.6785)	0.4130 (0.5249)	-4.1357** (1.1727)	-2.9839** (0.8882)
Tend	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.2754** (0.1076)	-
Rgrowth	0.3946** (0.09266)	0.3859** (0.08877)	0.3850** (0.08982)	0.2258** (0.07619)	0.2420** (0.07644)	0.2915** (0.09090)	-0.02927 (0.02359)	-	-	-
Wrrhwr	0.1833** (0.08772)	0.1592* (0.08428)	0.2014** (0.09202)	-	0.1198 (0.08824)	-	0.01581 (0.02234)	-	0.09294** (0.02950)	0.05218** (0.02243)
Affit	0.2522** (0.03328)	-0.5674** (0.2310)	-	-1.5408** (0.3298)	-1.5617* (0.3143)	-2.1485** (0.4835)	-0.07345** (0.008475)	-0.07967** (0.005649)	-0.1960** (0.07931)	-0.2074** (0.07476)
Firmr9	-	-	-0.9598** (0.3456)	-	-	0.2308* (0.1282)	-	-	-	-
Mhmedwg-Affit	-	0.7572** (0.2114)	0.2494** (0.03166)	1.6050** (0.3049)	1.6608** (0.2945)	2.1837** (0.4502)	-	-	0.1377* (0.07581)	0.1368* (0.07032)
Mhmedwg-Firmr9	-	-	0.8098** (0.3247)	-	-	-	-	-	-	-
N	144	144	144	144	144	144	144	160	144	144
R ²	0.460	0.509	0.517	0.296	0.296	0.0709	0.613	0.598	0.483	0.495

결국, 회귀분석 결과 상당히 안정적이었던 지역 간 임금분포의 격차구조를 드러내는 지역별 최저임금/중위임금50%비율의 격차가 청년층과 장년층, 그리고 여성의 고용률에 매우 유의한 차별적인 효과를 미치고 있고 나아가서 균일한 최저임금이라도 상대적으로 임금분포 수준이 낮은 지역에 대해서는 지역 전체의 고용률에도 유의한 음의 효과를 미친다는 사실을 발견할 수 있다. 우리가 사용한 이 분석방법은 달리 보면 이중차분(difference in differences) 추정법과 거의 유사한 분석방법이라 할 수 있다. 상대적으로 시간당 평균임금 수준이 낮은 임금분포를 가진 지역, 그래서 최저임금/중위임금50%비율이 상대적으로 높은 지역이 그렇지 않은 지역에 비해서 청년층의 고용률뿐 아니라 전체 고용률까지도 상대적으로 낮다는 것이 통계적으로 확인된다는 것이다.

바. 지역별 시간추세 변수의 도입⁷⁾

위 선행연구 부분에서 우리는 잠깐 최저임금 효과가 유의하지 않다는 거의 모든 연구들이 취하고 있는 분석방법 중에 단조적인 시간추세 도입문제를 간단히 살펴본 바 있었다. 시간추세를 도입한 연구들은 대부분 최저임금의 고용효과가 유의하게 확인되지 않는다는 것이었다. 그렇지만 이 분석방법의 문제는 도입되는 시간추세가 지역의 산업구조나 경제성장 등 이론적으로 확인되는 추세들에 기초하지 않고 대부분 그냥 임기응변적으로 도입된다는 점이었다. 필요에 따라 t 나 t^2 이 도입되며 이들이 도입되면 특히 최저임금의 고용효과가 크게 약화되는 현상도 나타났던 것이다.

전체 지역에 일률적으로 시간이 통제되는 시간통제 고정효과모형을 사용한 우리의 연구에서도 물론 지역별로 우리가 도입한 주요 변수들 외에 우리가 알지 못하는 이유들 때문에 단조적인 시간추세 효과가 존재할 수 있다는 점은 부인하기 어렵다. 그리하여 이번에는 위 모형들에 시간추세 변수를 도입하는 경우 분석 결과에 어떤 변화가 발생하는지 한번 살펴보기로 한다. 분석 결과는 <표 18>에 정리되어 있다. <표 18>에서 식 (40)~(44)는 청년, 장년, 여성, 그리고 전체 노동력에 대한 앞의 분석에서 대체로 결정계수 값이 큰 모형을 선택하여 지역별로 시간추세 변수를 도입한 모형이고(특히 식 (41)은 t^2 변수까지 도입함), 식 (45)~(47)은 우리의 분석에서 주요 통제변수로 도입한 지역의 경제성장률(Rgrowth), 도소매·음식숙박업 취업자 비율(Wrrhwr), 농림어업 취업자 비율(Affr)이 이들 시간추세 변수들과 어떤 관계에 있는지를 분석한 것이다.⁸⁾

7) 시간추세를 도입하여 변화를 살펴보는 이 절의 작업은 한 심사자의 논평을 반영하기 위한 것임을 밝혀두고자 한다.

<표 18> 개별 지역 청년·장년·여성 고용률 변화에 대한 시간추세 통제가 추정결과에 미치는 효과

설명변수	(40)	(41)	(42)	(43)	(44)	(45)	(46)	(47)
추정방법	시간(time)통제 고정효과모형							
종속변수	Empr1529	Empr1529	Empr60	Wempr	Empr	Rgrowth	Wrrhwr	Affr
상수항	51.998** (4.9548)	39.395** (3.2721)	40.694** (2.4922)	51.910** (3.8957)	125.20** (13.221)	4.6159** (0.2674)	24.343** (0.2539)	15.938** (0.8515)
Mhmedwg	-11.780** (4.6660)	-7.3867** (2.6143)	-14.419** (2.7758)	-9.7961** (3.6955)	-62.168** (13.275)	-	-	-
Rgrowth	0.2380** (0.1029)	0.3636** (0.09532)	0.1226 (0.08888)	0.1153 (0.07434)	0.08322 (0.06312)	-	-	-
Wrrhwr	0.07245 (0.09598)	0.3998** (0.07306)	0.2333** (0.08033)	0.3040** (0.08668)	-0.03710 (0.08836)	-	-	-
Affr	-0.6868** (0.3049)	-	0.1594 (0.2110)	-0.6343** (0.2084)	-	-	-	-
Firmr9	-	-	-	-	-1.4899** (0.2909)	-	-	-
Mhmedwg·Affr	0.6062** (0.2907)	-	0.7667** (0.1958)	0.9849** (0.1997)	0.2464** (0.03018)	-	-	-
Mhmedwg·Firmr9	-	-	-	-	1.3843** (0.2965)	-	-	-
region1·t	-	-	-	-0.2680* (0.1430)	-0.2792** (0.1323)	-0.4372** (0.1158)	0.2845** (0.1086)	-2.4476** (0.3020)
region2·t	-0.5588** (0.1726)	-2.9067** (0.5488)	-	-0.7264** (0.1226)	-0.7310** (0.09407)	-0.4505** (0.1158)	-	-2.3676** (0.3020)
region3·t	-0.5027** (0.1857)	-1.9794** (0.5552)	-	-0.3347** (0.1264)	-0.4949** (0.09683)	-0.4134** (0.1158)	-	-2.1760** (0.3020)
region4·t	-	-	0.5958** (0.1209)	-	-	-0.3439** (0.1158)	-0.3250** (0.1086)	-2.2990** (0.3020)
region5·t	-1.0366** (0.1458)	-1.8827** (0.5075)	-	-0.5519** (0.1116)	-0.5381** (0.08606)	-0.4201** (0.1158)	-	-2.1169** (0.3020)
region6·t	-0.5917** (0.1469)	-2.3231** (0.5068)	-	-0.3914** (0.1133)	-0.3581** (0.08973)	-0.3875** (0.1158)	-0.2984** (0.1086)	-2.3005** (0.3020)
region7·t	-0.8472** (0.1802)	-0.4618** (0.1592)	-	-1.3031** (0.1619)	-0.7380** (0.1293)	-0.5524** (0.1158)	-0.7844** (0.1086)	-2.2579** (0.3020)
region8·t	-	-	-0.2455** (0.1218)	-0.4766** (0.1222)	-	-	-0.3464** (0.1086)	-2.1494** (0.3020)
region9·t	-1.0295** (0.1435)	-1.0198** (0.1336)	-0.8567** (0.1196)	-1.1503** (0.1040)	-1.1385** (0.08857)	-0.3486** (0.1158)	-	-0.7682** (0.3020)
region10·t	-0.3625** (0.1396)	-1.7357** (0.5043)	-0.4216** (0.1210)	-0.5209** (0.1106)	-0.4021** (0.1058)	-	-0.6849** (0.1086)	-0.8192** (0.3020)
region11·t	-	-	-	-0.7321** (0.1239)	-0.3492** (0.1075)	-	-1.0398** (0.1086)	-0.6198** (0.3020)
region12·t	-1.1738** (0.1503)	-3.2423** (0.5066)	-0.4527** (0.1274)	-1.2561** (0.1219)	-0.9777** (0.1001)	-0.5399** (0.1158)	-0.8348** (0.1086)	-
region13·t	-0.6755** (0.1619)	-	-0.6432** (0.1368)	-1.0596** (0.1323)	-0.7019** (0.1116)	-0.4327** (0.1158)	-0.8414** (0.1086)	1.0563** (0.3020)
region14·t	-	-	-	-0.8968** (0.1198)	-0.4290** (0.1176)	-0.4415** (0.1158)	-0.7741** (0.1086)	-

8) <표 18>은 모든 지역의 시간추세 상호작용항을 도입하여 추정한 다음 통계적 유의성이 없는 상호작용항들은 모두 제외하고 다시 추정한 결과를 나타낸다.

〈표 18〉의 계속

설명변수	(40)	(41)	(42)	(43)	(44)	(45)	(46)	(47)
region15·t	-0.6523** (0.1459)	-1.3198** (0.5044)	-	-0.7138** (0.1226)	-0.4202** (0.09693)	-0.5685** (0.1158)	-0.7253** (0.1086)	-1.0093** (0.3020)
region2·t ²	-	0.3069** (0.07190)	-	-	-	-	-	-
region3·t ²	-	0.1853** (0.07242)	-	-	-	-	-	-
region5·t ²	-	0.1186* (0.06887)	-	-	-	-	-	-
region6·t ²	-	0.2531** (0.06884)	-	-	-	-	-	-
region10·t ²	-	0.2067** (0.06825)	-	-	-	-	-	-
region12·t ²	-	0.3274** (0.06828)	-	-	-	-	-	-
region15·t ²	-	0.1214* (0.06850)	-	-	-	-	-	-
$\frac{N}{R^2}$	144 0.670	144 0.718	144 0.945	144 0.883	144 0.851	144 0.331	160 0.652	160 0.672

주 : 표의 수치는 모든 지역의 시간추세 상호작용항을 도입하여 추정된 다음 통계적 유의성이 없는 상호작용항들은 모두 제외시키고 다시 추정된 결과를 나타내고 있음.

분석 결과 확인해볼 수 있는 사실은 첫째 최저임금/중위임금50%비율의 지역 고용률 저하효과는 <표 14>의 식 (2)와 비교할 때 청년층의 경우만 통계적 유의성이 다소 약화되고 추정치의 절댓값도 약간 감소하지만, <표 15>의 식 (12)와 비교한 장년, <표 16>의 식 (20)과 비교한 여성, 그리고 <표 17>의 식 (32)와 비교한 지역 전체의 경우는 그 부정적 효과가 절댓값도 증가하고 통계적 유의성도 더욱 높아진다는 점이 발견된다. t²의 상호작용항까지를 도입한 식 (41)은 식 (40)에 비해서 최저임금/중위임금50%비율의 통계적 유의성이 오히려 강화되는 현상이 나타난다. 결국, 지역별 시간추세를 도입하더라도 청년, 장년, 여성, 그리고 지역 전체 고용률까지도 임금분포가 상대적으로 낮은 지역들에서는 균일한 최저임금 탓으로 고용률이 낮게 나타난다는 점이 여전히 확인되는 것이다.

둘째, 그렇지만 지역별 시간추세 변수들이 통제되는 경우에는 우리가 활용한 지역의 경제성장률, 도소매·음식숙박업 취업자 비율, 농림어업 취업자 비율 등 주요 통제변수들의 통계적 유의성이 상당히 약화되는 현상이 발견된다. 이는 이 변수들과 시간추세 변수들 사이에 상관관계가 크기 때문으로 생각된다. 식 (45)~(47)의 추정결과에 의하면 사실 지역의 경제성장률, 도소매·음식숙박업 취업자 비율, 농림어업 취업자 비율 등이 지역별 시간추세 변수들과 매우 높은 다중상관관계(multiple correlation)를 가진다는 점이 확인된다. 이것 때문에 지역의 최저임금/중위임금50%비율이나 통제변수들, 지역의

경제성장률, 도소매·음식숙박업 취업자 비율, 농림어업 취업자 비율의 통계적 유의성이 다소 약화되는 것으로 짐작할 수 있겠다. 그러나 그럼에도 불구하고 우리의 분석에서 균일한 최저임금이라도 지역별 임금분포의 격차 때문에 지역의 고용률 등에 미치는 부정적 효과는 여전히 강건한 것으로 확인된다.

4. 지역별 최저임금제도의 가능성

개별 지역에서 최저임금 변화의 부정적인 고용효과를 포착하게 해주는 최저임금/중위임금50%비율은 구체적으로 주로 어떤 변수들의 영향을 받고 있는 것일까? 이를 간단히 살펴보기 위해 지역별 최저임금/중위임금50%비율이 대체로 무슨 변수들에 많은 영향을 받는지를 분석한 것이 <표 19>이다. 사실 청년층, 장년층, 그리고 여성이 최저임금 미만의 임금을 받는 경우가 많으므로 최저임금/중위임금50%비율(Mhmedwg) 변수를 종속변수로 하여 이들의 고용률로 회귀분석해 볼 필요가 있다.

분석 결과 각 지역의 최저임금/중위임금50%비율은 특정 속인적 집단들의 고용률보다

<표 19> 지역별 최저임금/중위임금50%비율에 영향 주는 변수들

설명변수	(40)	(41)	(42)	(43)	(44)	(45)	(46)
추정방법	시간(time)통제 고정효과모형				GMM		
종속변수	Mhmedwg						
상수항	0.5820** (0.05290)	0.7658** (0.08018)	0.7717** (0.08661)	0.5927** (0.08868)	1.2408** (0.1631)	0.4082** (0.1941)	0.05259 (0.1955)
Empr1529	-	-0.004804** (0.001605)	-	-	-0.01447** (0.003596)	-	-
Empr60	-	-	-0.006074** (0.002223)	-	-	0.006778 (0.004867)	-
Wempr	-	-	-	-0.0003348 (0.002221)	-	-	0.01595** (0.004907)
Wrrhwr	0.01949** (0.002175)	0.01984** (0.002122)	0.01975** (0.002131)	0.01970** (0.002589)	0.01551** (0.003321)	0.01817** (0.003152)	0.01104** (0.003210)
Affit	0.007950** (0.0008058)	0.007623** (0.0007925)	0.01294** (0.001989)	0.008086** (0.001212)	0.006002** (0.001451)	0.001140 (0.004066)	0.0003774 (0.002242)
N	160	160	160	160	144	144	144
R^2	0.435	0.468	0.463	0.436	0.122	0.240	0.213

는 지역의 도소매·음식숙박업과 농림어업 등의 취업자 비율에 더욱 강하게 영향 받고 있음이 발견된다. 그렇다면 도소매·음식숙박업과 농림어업 등의 특수성이 최저임금/중위임금50%비율 수준 결정에 미치는 영향의 정도를 고려할 때 지역별로 청년층, 장년층, 그리고 여성노동력의 고용률에 최저임금 변화가 미치는 충격의 크기를 지역별 최저임금제도 도입으로도 상당한 정도 흡수할 수 있을 것으로 추정할 수 있다. 뿐만 아니라 지역별 최저임금/중위임금50%비율이 이러한 특정 산업들의 비중을 영향을 많이 받는다면 지역별 차등적인 최저임금만으로도 산업별 최저임금미만을 문제 역시 상당 정도 개선할 수 있을 것으로 추정된다.

IV. 결론 및 정책 함의

우리는 지금까지 지역별 임금분포 구조의 안정성을 최저임금제도 운영과 관련해서 매우 중시하면서 최저임금 변화가 지역의 청년층, 장년층, 그리고 여성노동력의 고용률과 실업률 등에 미치는 효과를 적출하고자 노력하였다. 이러한 접근방법을 취한 것은 관례적인 인식과는 다르게 우리나라와 같이 전국 균일의 최저임금이 시행되는 경우라도 최저임금이 매우 안정적인 지역별 임금분포 구조를 만나게 되면 지역별로 노동시장에 상이한 충격을 줄 수 있고 이러한 모습을 가능한 한 정확히 포착한다면 이중차분추정법과 유사한 방법으로 최저임금이 노동시장에 미치는 효과를 적절하게 분석할 수 있도록 해줄 것이라 믿었기 때문이다. 실제 우리나라 지역 노동시장에서 결정되는 지역의 임금분포는 잘 변하지 않는 매우 안정적인 구조와 체계를 형성하고 있다는 점이 확인되었으며 이를 이용한 분석 결과 몇 가지 중요한 사실들을 발견하였다.

우선 최저임금/중위임금50%비율 변수의 청년층(특히 15~29세) 고용률 저하효과가 뚜렷하게 포착되었고 그 통계적 유의성도 강하게 나타났다. 뿐만 아니라 흥미로운 분석 결과로서 최저임금/중위임금50%비율과 농림어업 취업자 비율의 상호작용항의 추정계수가 양의 값으로 절댓값의 크기는 작지만, 통계적으로 매우 유의하게 나타난다는 사실이 포착되었는데 이는 농림어업 취업자 비율이 낮은 지역, 즉 대도시에서 이 최저임금/중위임금50%비율의 청년고용률 저하효과가 좀 더 강화된다는 의미로 해석할 수 있었다. 아울러 최저임금/중위임금50%비율은 또한 청년층 실업률도 유의하게 높이는

방향으로 작용한다는 점이 발견되었다.

한편, 청년층의 경우와 마찬가지로 최저임금/중위임금50%비율이 높을수록 장년층(특히 60세 이상) 고용률 저하효과가 뚜렷하고 통계적 유의성도 강하게 나타났다는 점도 중요한 발견이다. 현재 국민연금 지급수준이 그리 높지 않다는 점을 고려하면 우리나라 노동시장에서 앞으로 장년층의 경제활동 참가가 점점 더 증가할 것으로 예상되므로 이러한 효과도 향후 최저임금정책에서 좀 더 중요하게 다루어야 할 사항으로 생각된다. 역시 대도시지역에서는 최저임금/중위임금50%비율의 장년층 고용률 저하효과가 좀 더 강화된다는 점도 발견되었다.

여성노동력의 경우에도 첫째, 최저임금/중위임금50%비율이 높을수록 여성노동력 고용률 저하가 뚜렷하게 나타나고 통계적 유의성도 강하게 나타났다. 그런데 회귀항들의 내생성을 수정하는 GMM에 의한 추정결과는 이 고용률 저하효과가 훨씬 강화되는 모습도 발견할 수 있었다.

최저임금의 충격 때문에 상대적으로 저임금층 또는 2차 소득자의 고용률 저하가 뚜렷하다면 최근의 뚜렷한 고용률 저하는 구조적 요인에 기인했다고 하기가 어렵고, 또한 15세 이상 인구 변화를 통제하는 고용률 개념을 사용했으므로 이것이 인구학적 요인에 기인했다고 하기도 어렵다.

우리는 2018년의 최저임금 수준이 지역 노동시장에 미치는 효과를 직접 분석하지는 않았다. 그러나 2018년과 같이 대폭적인 최저임금 인상이 이루어지면 각 지역에서 최저임금/중위임금50%비율도 대폭적으로 상승할 것은 자명하다. 그렇다면 우리의 분석 결과에 따를 때 각 지역에서 특정 속인적 집단들의 고용률과 실업률에도 당연히 부정적 효과가 더욱 강화될 가능성이 클 것으로 예측할 수 있다.

그리하여 여기서 얻을 수 있는 결론은 최저임금의 과도한 일률적 인상을 지속하는 것은 지역 경제여건 상 결코 지속가능하지 않을 것이라는 점이다. 아울러 우선적으로 제시할 수 있는 중요한 정책제안은 최저임금 인상의 충분한 속도 조절과 아울러 지역별 차등 최저임금제도를 도입하는 방안일 수 있겠다.

주요 외국들이 업종, 지역, 직종 등에 대해서 차등을 허용하고 있는 현실도 참고할 수 있겠다. 지역별 최저임금제도를 도입하는 경우 엄청난 행정비용을 고려하여 지역을 지금의 행정구역 수만큼 구분하기보다는 예컨대 수도권(서울, 인천, 경기도), 충청권(대전, 세종, 충북, 충남), 호남권(광주, 전북, 전남, 제주), 영남권(부산, 울산, 경남), 영동권(대구, 강원, 경북) 등 5대 권역 등으로 구분하여 운영하는 방안도 생각해볼 수 있다.9)

앞에서 살펴보았지만, 우리나라의 경우 지역차등 최저임금제도의 도입은 업종차이도 상당 정도 흡수할 수 있을 것이다. 좀 더 세밀한 분석이 추가로 필요하겠지만 지역차등제도를 도입하는 경우 ① 저임금지역에의 기업유치(일자리창출확대) 가능성 제고, ② 권역별 노동정책 인프라(권역별 최저임금위원회, 노동시장 통계 인프라 등) 구축, ③ 지자체와 지방노동관서의 노동정책 역량 강화 등 긍정적 효과도 기대할 수 있을 것이다. 물론 이러한 제안은 시간을 둔, 그리고 좀 더 구체적이고 진전된 분석들을 더 필요로 할 것이다.

참고문헌

- 강승복. 『2019년 최저임금 심의를 위한 임금실태 등 분석』, 최저임금위원회, 2018.
- 김대일. 「최저임금의 저임금 근로자의 신규 채용 억제효과」, 『노동경제논집』 35권 3호 (2012. 12): 29-50.
- , 「최저임금의 경제효과」, 『경제논집』 정책논단 57권 1호 (2018): 95-113.
- 김민성·김영민·박태수. 「최저임금 변화가 지역고용에 미치는 효과 분석」, 『산업관계연구』 23권 2호 (2013. 6.): 37-73.
- 김준영·김하영. 「최저임금 인상의 고용효과 추정: 고용보험통계 시군자료를 이용한 분석」, 『지역고용 위기극복 방안 모색: 한·일 사례 비교 분석』, 2018년 (사)한국지역고용학회 하계학술대회. (2018. 7. 5): 1-21.
- 노응원. 「참여정부 기간 가구소득 분배는 과연 악화되었는가? - 우리나라 가구소득 지니계수 변화의 통계적 유의성 검증 -」, 『경제발전연구』 15권 1호 (2009. 3.): 95-132.
- 배진한. 「시장형 지역일자리 창출 방안」, 행정안전부·국회일자리만들기특별위원회 주최 『지역일자리 창출 100인 포럼 제4차 대국민토론회』 (2010. 12.9.): 33-76.

9) 이 정책제안에 대하여 한 심사자는 “대도시는 최저임금의 고용률 저하효과가 높고 농어촌은 덜 높으므로 대도시 최저임금은 인상은 낮게, 농어촌 최저임금 인상은 높게 하자는 것으로 이해된다”고 쓰고 있지만 이러한 해석은 필자의 의도와 상당히 다른 의미임을 밝혀두고자 한다. 왜냐하면 5개 권역 각각에는 모두 대도시 지역과 농촌이 포함된 도(道) 지역이 함께 포괄되어 있기 때문이다. 전체적으로 보면 임금분포 수준이 수도권 > 충청권 > 영남권 > 호남권 순으로 높게 나타나고 있으므로 우선 그렇게 제안한 것이다.

- 이정민·황승진. 「최저임금이 고용에 미치는 영향」. 『노동경제논집』 39권 2호 (2016. 6.): 1-34.
- 이정민·전현배. 「최저임금의 고용효과」. 2018 전반기 금융경제연구원 정책심포지엄 『최저임금의 소득·고용효과』 발표 논문 (2018. 5.25.). 서울대학교 금융경제연구원, pp.1-31.
- 최경수. 「최저임금 인상이 고용에 미치는 효과」. 『KDI FOCUS』통권 90호 (2018. 6.4.): 1-8.
- 홍민기. 「2018년 최저임금 인상의 고용 효과」. 『월간 노동리뷰』 통권 158호 (2018. 5.): 43-56.
- 황선웅. 「최저임금 인상의 경제적 효과 분석」. 『최저임금 인상 효과 분석 정책토론회』. 전국민주노동조합총연맹·정의당대표 이정미 국회의원 (2018. 6. 18.): 15-35.
- 통계청. KOSIS (<http://kostat.go.kr>). 「지역별고용조사」 2008~2017년 III분기 또는 하반기 원자료 (2018. 5. 3. 접속).
- KOSIS (<http://kostat.go.kr>). 「경제활동인구조사」와 「경제활동인구조사 부가조사」 (2018. 6. 3. 접속).
- KOSIS (<http://kostat.go.kr>). 「전국사업체조사」 (2018. 6. 20. 접속).
- Card, David. "Using Regional Variation in Wages to Measure the Effects of the Federal Minimum Wage." *Industrial and Labor Relations Review* 46 (1) (Oct. 1992): 22-37.
- 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.
- Fuchs, V.R.. "Redefining Poverty and Redistributing Income." *The Public Interest* 14 (8) (Jan. 1967): 88-95.
- Lerman, R. and S. Yitzhaki. "Improving the Accuracy of Estimates of Gini Coefficients." *Journal of Econometrics* 42 (1) (Sept. 1989): 43-47.
- Malamud, O. and A. Wozniak. "The Impact of College on Migration: Evidence from the Vietnam Generation." *Journal of Human Resources* 47 (4) (Fall 2012): 913-950.

abstract

**Minimum Wages and Employment of Youth, Old,
and Woman by Region :**

With Special Reference to Use of Wage Distribution
Differentials among Regions

Jin Han Bai*

In this study we find that relatively high minimum wages should make the employment ratios of youth, old, and woman lower very significantly in those regions concerned, futhermore, make the overall employment ratios of those regions lower also by using a proxy variable, the Regional Minimum Wages-Half Median Wages Ratio which represents well the very stable differential structure of wage distributions among regions in Korea. In large Cities those effects become much stronger. But we find also that those effects on the rates of regional unemployment are somewhat double-faced except the case of youth because of the probable generating of many discouraged unemployed among the old and women. So, we can conclude that because of the differential regional economic situations it is not sustainable to increase the overall minimum wages uniformly and excessively and strongly necessary to explore ways toward introducing the proper system of regional minimum wages.

Keywords: Minimum Wages-Half Median Wages Ratio, Wage Distribution Differentials by Region, Ratio of Sub-minimum Wages, Regional Minimum Wages

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