

노동정책연구
2019. 제19권 제2호 pp.135~174
한국노동연구원

연구논문

최저임금 인상의 고용 및 임금효과*

김태훈**

이 연구는 최저임금 인상의 대상이 되는 근로자 비중의 연도별·지역별 차이를 이용해서 최저임금 인상이 고용 및 임금변수들에 미친 영향을 종합적으로 분석한다. 지역별 고용조사 2008~2018년 자료를 이용해서 분석한 결과, 최저임금 인상은 15~64세 인구의 전체 고용률에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았으나 일용근로자들의 고용률을 유의하게 감소시키는 것으로 나타났다. 또한 최저임금 인상으로 전체 근로자들의 평균근로시간이 감소하는 것으로 나타났다. 최저임금 인상은 임금근로자의 평균 시간당 임금과 평균 월급여액을 증가시켰으며 그 효과는 상용직에 비해 일용근로자 집단에서 크게 나타났다. 최저임금 미만율이 상대적으로 큰 하위 집단인 15~24세 청년층, 60세 이상 고령층, 15~64세 여성 인구집단 각각에 대해서도 같은 분석을 수행했으며 15~64세 전체 인구에 대한 분석 결과와 유사한 결과를 얻었다.

핵심용어 : 최저임금, 고용, 임금, 근로시간, 일용근로자

I. 머리말

한국에서 2018년 최저임금이 종전 6,470원에서 7,530원으로 큰 폭으로 인상

논문접수일: 2019년 1월 21일, 심사의뢰일: 2019년 1월 24일, 심사완료일: 2019년 4월 16일

* 본 논문에 대한 유용한 조언과 제안들을 해주신 익명의 심사위원들께 감사드린다.

** 경희대학교 경제학과 조교수(tkim@khu.ac.kr).

되면서 최저임금 인상의 효과를 둘러싸고 많은 사회적 논쟁이 있었으며 지금까지도 최저임금 정책에 대한 논란은 지속되고 있다. 8,350원으로 10.9% 인상된 2019년 최저임금을 포함하여 최근 최저임금이 가파르게 인상되었고 그 효과에 대한 논란이 끊이지 않는 상황에서 최저임금 인상이 노동시장에 미친 인과적인 영향을 추정하는 것은 매우 중요한 작업이라고 할 수 있다.

한국은 현재 모든 근로자들에게 지역·산업·직종에 관계없이 단일한 최저임금이 적용되기 때문에 최저임금의 인과적 효과를 추정하기 위해서는 잘 설계된 식별전략이 필요하다. 단일한 최저임금 인상의 효과를 분석하기 위해 참고할 수 있는 해외 연구로 영국의 1999년 최저임금 도입의 효과를 분석한 Stewart(2004)와 미국의 1990년 연방 최저임금 인상의 효과를 분석한 Card(1992)를 들 수 있다. Stewart(2004)는 개인별 패널자료를 이용해서 최저임금 미만의 임금을 받고 있던 근로자들(처리집단)과 최저임금보다 약간 높은 임금을 받고 있던 근로자들(비교집단) 사이에 최저임금 도입 전후로 고용유지율 변화를 비교함으로써 최저임금 도입의 효과를 분석했으며, 그 결과 최저임금 도입의 고용에 대한 통계적으로 유의한 효과는 없었다. 국내에서는 이병희(2008), 정진호 외(2011), 홍민기(2018)가 유사한 방법을 사용해서 최저임금의 효과를 분석했으며 최저임금의 고용에 대한 부정적 효과는 발견되지 않는 것으로 보고하고 있다.

Card(1992)의 연구는 미국에서 기존의 연방 최저임금과 1990년부터 적용되는 새로운 연방 최저임금 사이의 임금을 받는 10대 근로자들을 최저임금 인상의 직접적 영향을 받는 근로자들로 상징하고 이러한 10대 근로자 비중이 높은 주에서 낮은 주보다 최저임금 인상 이후 10대들의 고용감소가 더 크게 일어났는지 분석했다. 그 결과 최저임금 인상의 고용감소 효과는 없었으며 임금 인상 효과는 있었다. 국내에서 이를 활용한 연구로 이정민·황승진(2016)이 있다. 이정민·황승진(2016)은 지역별 임금분포의 차이를 이용하지는 않았지만 성별, 연령, 교육수준, 사업체규모, 근속연수에 따른 인구집단별로 최저임금 영향률이 다른 것을 활용해서 최저임금 영향률이 고용변화율에 미친 영향을 추정했으며 최저임금 인상이 고용규모 감소를 야기한다고 보고하고 있다. 배진한(2019)은 지역별 고용조사 자료를 이용해서 지역별 중위임금의 50% 대비 최저임금과 고용률의 관계를 분석했으며, 그 결과 중위임금의 50% 대비 최저임금이 증가할

수록 고용률이 낮아지고 특히 청년층, 고령층, 여성의 고용률이 크게 낮아지는 것으로 보고하고 있다.¹⁾²⁾

본 연구는 Card(1992)의 방법을 응용하여 최저임금 인상의 대상이 되는 근로자 비중의 연도별·지역별 차이를 이용해서 최저임금 인상이 고용 및 임금 지표들에 미친 영향을 분석한다. 최저임금의 고용감소 효과가 존재한다면 현재의 임금이 인상 이후의 최저임금보다 낮아서 최저임금 인상의 대상이 되는 근로자들의 비중이 큰 시기 및 지역에서 고용감소가 크게 나타날 것으로 예상할 수 있는데, 이러한 현상이 실제 나타나는지 실증적으로 분석한다. 지역정보를 활용할 수 있는 2008~2018년 지역별 고용조사 원자료와 2008~2018년 경제활동인구조사의 집계자료를 사용하여 15~64세 인구, 15~24세 청년층, 60세 이상의 고령층, 15~64세 여성 인구 각각에 대해 최저임금 인상의 효과를 추정했다. 특히 지역별 고용조사 미시자료를 이용하여 각 연령집단에 대해 상용직·임시직·일용직·자영업 등 종사상의 지위별로 최저임금의 효과가 이질적으로 나타나는 지 분석하는 것은 이 연구가 선행연구들과 비교하여 가지는 중요한 차별점이다. 또한 미시자료에서 이용 가능한 변수들을 최대한 활용하여 최저임금이 주요 경제변수들에 미치는 영향을 최대한 다각도에서 분석하고자 했다.

지역별 고용조사를 이용한 분석에서 대상 인구집단과 추정모형에 관계없이 상당히 일관된 결과를 얻었는데 우선 최저임금 인상은 각 인구집단의 전체 고용률에는 통계적으로 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 지역별 고용조사의 지역별 최저임금 미만을 변수와 2008~2018년 경제활동인구조사 월별 자료의 고용률 변수를 결합한 데이터를 이용한 분석에서도 최저임금 인상의 15~64세 전체 인구에 대한 고용률에 대한 유의한 효과는 어떤 인구집단에서도 발견되지 않았다. 그러나 청년층을 제외한 모든 집단에서 최저임금 인상이 일

- 1) 배진한(2019)은 중위임금은 최저임금보다 높기 때문에 중위임금이 최저임금 변화의 영향을 받지 않을 것이라고 주장하고 있지만 최저임금 인상으로 기업의 임금 체계상 하위직 저임금 근로자들의 임금 상승 시 중위직 및 상위직의 연쇄적인 임금 상승이 있을 가능성이 있기 때문에 중위임금이 최저임금에 외생적인 변수가 아닐 가능성이 있다.
- 2) 최저임금에 대한 국내외 선행연구에 대한 종합적인 소개는 이미 여러 연구에서 자세하게 이루어졌기 때문에 반복하지 않는다. 국내의 선행연구에 대한 소개는 강승복(2017), 김대일(2018), 이정민·황승민(2016) 등을 참조할 수 있다. 미국을 중심으로 해외연구에 대한 종합적인 검토는 Neumark and Wascher(2006), Schmitt(2013), Neumark(2017) 등을 참조할 수 있다.

용근로자의 고용률을 통계적으로 유의하게 감소시키는 것으로 나타났다. 여성 인구를 대상으로 한 분석에서는 최저임금 인상이 고용원이 있는 여성 자영업자의 고용을 감소시키는 것으로 나타났다. 임금에 대한 효과를 살펴보면 최저임금 인상은 임금근로자의 시간당 임금과 평균 월 급여액을 증가시키는 것으로 나타났으며 상용근로자에 비해 일용근로자에게서 그 효과가 크게 나타났다. 최저임금 인상으로 임금근로자와 비임금근로자를 모두 포함하는 전체 근로자들의 평균 근로시간은 감소하는 것으로 나타났다.

결과를 종합적으로 검토할 때 2008~2018년 기간 동안 시행되었던 최저임금 인상은 전체 고용률을 감소시키지는 않았으나 평균적인 근로시간은 감소시킨 것으로 보인다. 그러나 최저임금의 고용 및 임금에 대한 효과는 근로자의 종사상의 지위별로 이질적이었다. 저임금근로자로서 최저임금 인상의 영향을 크게 받고 고용주가 고용조정을 상대적으로 유연하게 할 수 있을 것으로 예상되는 일용근로자들의 고용은 일부 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 고용을 유지하는 경우 일용근로자들의 시간당 임금과 월급여액이 최저임금 인상으로 가장 크게 증가하는 것으로 나타나 최저임금 인상 정책은 상충(trade-off)적인 효과를 갖는다는 것을 확인할 수 있었다.

이후 논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 자료와 변수들을 소개한다. 제III장에서는 그래프를 이용해서 기초분석을 수행한다. 제IV장에서는 계량모형을 소개하며 제V장은 계량분석 결과를 보고한다. 제VI장은 강건성 분석 결과를 보고한다. 제VII장은 결과의 해석에서 몇 가지 주의할 사항들에 대해 논의하며, 제VIII장에서 결론을 제시한다.

II. 분석 자료 및 변수 소개

이 연구는 지역별 고용조사 미시자료와 국가통계포털에서 제공하는 경제활동인구조사 시도별 고용통계를 이용한다. 지역별 고용조사는 시도 및 시군구의 지역별 고용현황 파악과 고용정책 수립을 위해 2008년부터 시작된 조사로 약 17만~20만의 표본가구에 속한 만 15세 이상의 가구원을 조사대상으로 한다.

매년 1회 조사에서 분기별 조사를 거쳐 현재는 상반기와 하반기 2회 조사를 실시하고 있다. 이 연구는 각 연도별로 하나의 조사 자료를 이용했으며 최저임금 인상의 영향이 충분히 반영된 이후에 조사되고 오랜 기간 동안 비슷한 시점에 조사된 자료를 이용하기 위해 분기별로 조사된 해는 4분기에 조사된 자료를, 2회 조사가 이루어진 해는 하반기 조사 자료를 이용했다. 다만 2018년도 지역별 고용조사는 현재 상반기 자료만 공개되어 있기 때문에 상반기 조사 자료를 사용했다.³⁾

15~64세의 생산가능인구와 최저임금 인상에 상대적으로 영향을 많이 받을 것으로 예상되는 15~24세의 청년층, 60세 이상의 고령층, 여성의 인구집단 각각에 대해 주요 변수들을 구축했다. 우선 종속변수로 각 연도에 대해 지역-인구집단별로 그리고 종사상 지위별(상용근로자, 임시근로자, 일용근로자, 고용원이 있는 자영업자, 고용원이 없는 자영업자) 고용률, 평균 로그 시간당 임금, 평균 로그 주당 총 취업시간, 평균 로그 월급 변수들을 만들었다.⁴⁾ 또한 (소속 인구집단의 인구 대비) 단순 노무 직종 종사자 비율, 도소매업 종사자 비율의 종속 변수들을 생성했다. 이 변수들은 지역별 고용조사에 있는 가중치를 이용하여 계산했다.⁵⁾

<표 1>은 주요 종속변수들에 대해 각 인구집단별로 요약통계량을 제시하고 있다. 15~64세 인구의 전체 고용률은 해당 집단 인구 대비 임금근로자와 비임금근로자를 포괄하는 전체 취업자 수를 나타낸다. 또한 종사상 지위별로 각 집단에서의 고용률이 제시되어 있다.⁶⁾ 예를 들어 상용근로자 고용률은 해당 집단의 인구 대비 상용근로자 수를 나타낸다. 요약 통계량의 주요 특성을 살펴보면 인구 집단에 관계없이 상용근로자의 시간당 임금과 근로시간이 임시근로자나

-
- 3) 1회 조사가 이루어진 해는 10월에 조사가 이루어졌다. 그러나 VI장의 강건성 분석에서 상반기 조사자료를 이용한 분석을 추가적으로 수행했다.
 - 4) 시간당 임금은 3개월 동안의 월평균 임금을 조사대상 주당 총 취업시간에 4.3을 곱한 값을 나누어 계산했다. 자영업자의 소득은 조사되지 않았기 때문에 시간당 임금과 월급여 변수는 임금근로자들에 대해서만 만들어졌다.
 - 5) 이와 같은 방식으로 생성된 고용률 수치가 통계청 국가통계포털에 공개된 지역별 고용조사의 고용률 수치와 같음을 확인했다.
 - 6) 전체 기간에 대해 전체 취업자 중 상용직, 임시직, 일용직 근로자, 고용원이 있는 자영업자, 고용원이 없는 자영업자, 무급가족종사자의 비중은 각각 46.6%, 18.9%, 7.1%, 6.0%, 16.1%, 5.3%이다.

〈표 1〉 요약통계량 : 2008~2018년 기간의 평균

	(1) 전체	(2) 청년층	(3) 고령층	(4) 여성
(a) 고용률				
전체 근로자	0.640	0.232	0.380	0.532
(임금+비임금 근로자)	(0.480)	(0.422)	(0.485)	(0.499)
전체 임금 근로자	0.477	0.220	0.180	0.406
(상용+임시+일용)	(0.499)	(0.415)	(0.384)	(0.491)
상용근로자	0.327	0.099	0.062	0.242
	(0.469)	(0.299)	(0.241)	(0.428)
임시근로자	0.112	0.094	0.084	0.135
	(0.315)	(0.291)	(0.277)	(0.341)
일용근로자	0.038	0.028	0.034	0.029
	(0.191)	(0.164)	(0.181)	(0.168)
고용원이 있는 자영업자	0.041	0.001	0.019	0.019
	(0.199)	(0.028)	(0.137)	(0.136)
고용원이 없는 자영업자	0.092	0.007	0.139	0.055
	(0.289)	(0.081)	(0.346)	(0.228)
무급가족종사자	0.030	0.004	0.042	0.052
	(0.169)	(0.064)	(0.201)	(0.222)
도소매업 종사자	0.086	0.037	0.037	0.077
	(0.280)	(0.189)	(0.190)	(0.267)
단순노무직종 종사자	0.063	0.020	0.098	0.063
	(0.244)	(0.140)	(0.297)	(0.244)
(b) 로그 실질임금				
전체 임금 근로자	9.28	8.88	8.84	9.06
(상용+임시+일용)	(0.574)	(0.426)	(0.638)	(0.517)
상용근로자	9.45	9.05	9.15	9.22
	(0.524)	(0.328)	(0.676)	(0.467)
임시근로자	8.93	8.77	8.70	8.87
	(0.486)	(0.425)	(0.489)	(0.480)
일용근로자	8.86	8.60	8.61	8.61
	(0.528)	(0.478)	(0.672)	(0.507)

〈표 1〉의 계속

	(1) 전체	(2) 청년층	(3) 고령층	(4) 여성
(c) 주당 총 취업시간				
전체 근로자	45.34	38.36	40.34	42.53
(임금+비임금 근로자)	(12.99)	(15.41)	(17.50)	(13.62)
전체 임금 근로자	44.26	38.89	38.77	41.47
(상용+임시+일용)	(11.56)	(14.87)	(17.80)	(11.85)
상용근로자	45.80	45.34	46.84	43.62
	(9.03)	(8.47)	(12.95)	(8.05)
임시근로자	41.73	35.90	34.35	39.19
	(14.91)	(16.46)	(19.49)	(14.78)
일용근로자	38.43	25.78	34.90	34.36
	(15.73)	(15.51)	(15.90)	(16.90)
고용원이 있는 자영업자	51.52	50.45	47.65	50.92
	(13.04)	(17.07)	(14.55)	(14.40)
고용원이 없는 자영업자	48.38	23.83	42.15	44.87
	(16.35)	(20.51)	(17.26)	(18.33)
무급가족종사자	46.05	38.95	39.06	46.24
	(16.84)	(16.35)	(16.21)	(16.86)
(d) 최저임금 미만율				
전체 임금근로자	0.090	0.217	0.372	0.143
	(0.287)	(0.412)	(0.483)	(0.350)
상용근로자	0.030	0.053	0.195	0.049
	(0.170)	(0.224)	(0.397)	(0.215)
임시근로자	0.183	0.250	0.414	0.213
	(0.387)	(0.433)	(0.493)	(0.493)
일용근로자	0.207	0.284	0.366	0.330
	(0.405)	(0.451)	(0.482)	(0.470)

주: 수치는 평균 값을 나타내며 괄호 안은 표준편차를 나타냄. 예를 들어 표에서 로그 시간당 임금은 로그 시간당 임금의 각 그룹별 평균을 나타냄.

일용근로자에 비해 높은 것으로 나타난다. 또한 임시근로자가 일용근로자보다 평균 임금과 근로시간이 크다. 또한 청년층, 고령층, 여성은 전체 집단 대비 시간당 임금과 근로시간이 작은 것으로 나타난다. 핵심 설명변수로서 각 연도-지역-인구집단별로 다른 최저임금 인상의 영향을 측정하는 변수를 생성한다. Card(1992)는 현재 임금이 현재 최저임금 이상이지만 인상된 최저임금보다는 낮은 근로자들이 최저임금 인상의 영향을 직접적으로 받을 근로자들로 상정하

고 주별로 전체 10대 근로자 대비 이 임금범위에 있는 10대 근로자들의 비율을 각 주의 10대 근로자에 대한 최저임금 인상의 영향 정도를 나타내는 변수로 이용했다. 그러나 이 연구에서는 각 인구집단에 대해 현재 임금이 다음 연도의 인상된 최저임금 미만인 근로자들의 비율을 새로 책정된 최저임금의 각 인구집단에 대한 영향을 나타내는 지표로 사용한다. Card(1992)와 다르게 인상된 최저임금 미만의 임금을 받고 있는 근로자의 비중을 설명변수로 사용하는 이유는 지역별 고용조사를 이용해 생성한 시간당 임금 변수에 측정오차가 있을 것으로 예상되는데, 이러한 측정오차가 있는 상황에서 임금의 작은 차이로 인해 저임금 근로자들이 최저임금 영향집단에 속하지 않게 되는 경우를 줄이기 위해서이다. 그리고 이 변수가 우리나라 최저임금위원회에서 공표하는 최저임금 영향률과 개념적으로 같다. 그러나 혼란을 피하기 위해 이 연구에서는 Card(1992)가 사용한 변수를 최저임금 영향률로 지칭하고 이 연구에서의 설명변수를 최저임금 미만율로 지칭한다. 근로자 집단별 최저임금 미만율은 <표 1>의 패널 (d)에 나타나 있다. 최저임금 미만율은 종사상 지위별로 큰 차이를 보이는데 15~64세 상용직의 경우 표본기간 동안 평균 최저임금 미만율이 약 3.0%, 임시직은 18.3%, 일용직은 20.7%에 달한다. 또한 청년층, 고령층, 여성근로자의 최저임금 미만율은 15~64세 전체 집단에 비해 높다.

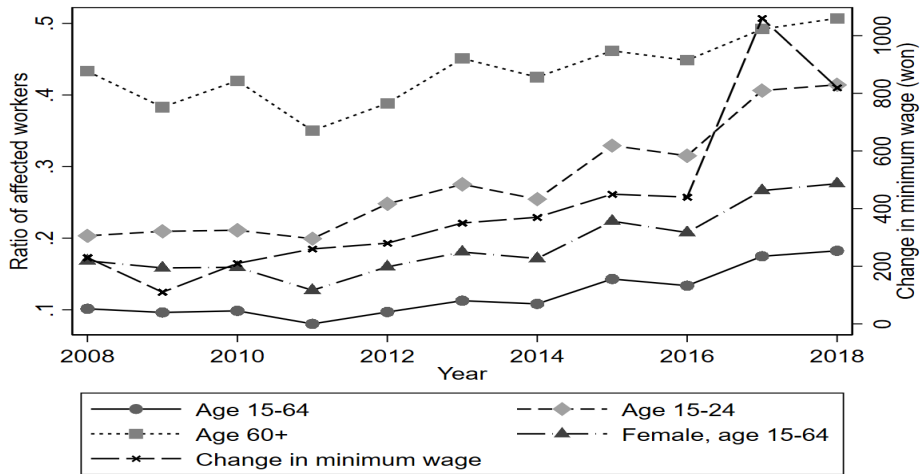
이 연구는 또한 강건성 분석의 일환으로 지역별 고용조사와 함께 경제활동인구조사를 이용한다. 경제활동인구조사 미시자료는 지역 정보를 공개하고 있지 않지만 국가통계포털에서 경제활동인구조사의 시도별-성별 및 시도별-연령별 고용률 집계자료를 제공하고 있다. 국가통계포털의 자료 공개범위에 따라 시도별-성별 고용률은 월별 자료를 이용하고 시도별-연령별 자료는 분기별 자료를 이용해서 사용한다. 이러한 분기별 혹은 월별 자료를 이용하는 것은 연도별 자료를 이용하는 것보다 많은 정보를 이용할 수 있다는 장점이 있다(Burkhauser et al., 2000). 각 인구집단별로 경제활동인구조사의 위의 시도별 고용률 자료와 지역별 고용조사에서 구축된 최저임금 미만율을 시도-연도에 따라 결합하여 2008~2018년의 기간 동안의 최저임금 인상이 각 집단의 전체 고용률에 미친 영향을 분석한다. 또한 2017~2018년으로 분석기간을 제한하여 최근의 급격한 최저임금 인상이 각 집단의 전체 고용률에 미친 효과를 살펴본다. 다만 경제활

동인구조사를 이용한 분석은 자료의 제약으로 지역별 고용조사에서와 같은 다양한 변수들에 대한 분석은 수행할 수 없으며 각 인구집단의 전체 고용률에 대한 분석만 수행한다.

Ⅲ. 그래프를 이용한 분석

[그림 1]은 2008~2018년 기간의 (명목) 최저임금 인상액(dash 선)과 인구집단별 최저임금 미만율의 변화추이를 보여준다. [그림 1]을 통해 15~64세 전체 근로자들의 최저임금 영향률에 비해 15~24세 청년층, 60세 이상의 고령층, 여성 근로자들의 최저임금 영향률이 상대적으로 크다는 것을 알 수 있다. 이들은 여러 연구들에서 최저임금 미만 근로자들의 비중이 다른 인구집단들에 비해 상대적으로 커서 최저임금의 인상의 영향을 크게 받을 것으로 예상된 집단들인데 [그림 1]은 이를 확인시켜준다. 또한 [그림 1]을 통해 최저임금 인상액과 최저

[그림 1] 인구집단별 최저임금 미만율과 최저임금 인상액 : 2008~2018년



- 주: 1) t년도 최저임금 미만율: t년도 시간당 임금이 t+1년도 최저임금 미만인 근로자의 비중.
 2) t년도 결정 최저임금 인상액: t+1년도 최저임금-t년도 최저임금.

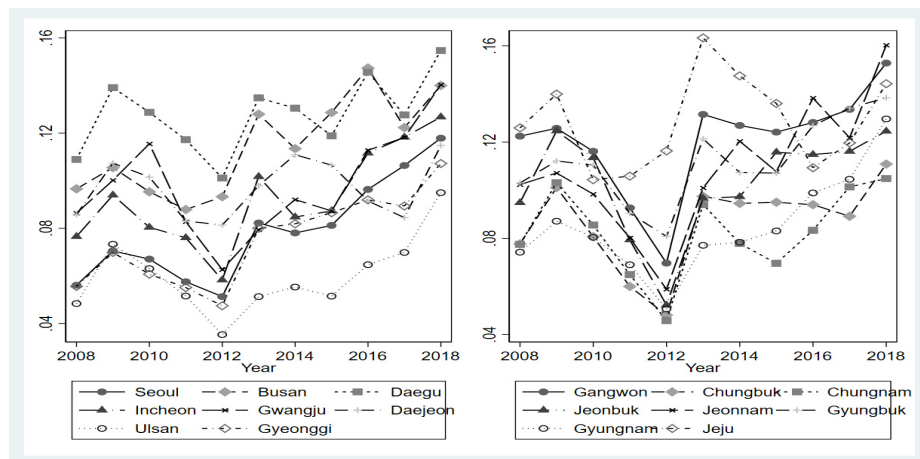
자료: 지역별 고용조사.

임금 미만율이 강한 상관관계를 가지고 있음을 알 수 있다. 실제로 최저임금 미만율을 최저임금 인상액에 회귀분석을 할 경우 추정치는 0.0001(t-통계치: 6.90), 선형 시간추세를 추가할 경우 추정치는 0.000077(t-통계치: 2.75)이 되며 이차식 형태의 시간추세를 가정할 경우 추정치는 0.000032(t-통계치: 1.28)이 된다. 2017~2018년 최저임금 인상액인 1,060원이 인상될 경우 최저임금 미만율은 모형에 따라 각각 10.6, 8.2, 3.4%포인트 증가할 것으로 예상된다.

최저임금 미만율을 최저임금 인상률에 대해 회귀분석할 경우 최저임금이 1% 인상될 때 시간추세를 고려하지 않을 경우 0.79%포인트(t-통계치: 4.60), 선형의 시간추세를 고려할 경우 0.40%포인트(t-통계치: 1.82), 이차추세를 고려할 경우 0.18%포인트(t-통계치: 1.27) 증가하는 것으로 나타난다. 2017~2018년 인상률인 16.4%의 최저임금 인상이 있을 때 최저임금 미만율이 각각 13.0, 6.6, 3.0%포인트 증가하는 것을 의미한다. 이 수치를 실제 사례와 비교해보면 2017년과 2018년 사이에 최저임금이 1,060원(16.4%) 인상되었을 때 최저임금 미만율의 증가는 약 4.1%포인트였다. 따라서 선형시간추세나 이차식형태의 시간추세를 고려한 추정결과로 최저임금 미만율을 예측할 경우 실제 최저임금 미만율의 증가와 크게 다르지 않다.

[그림 2]는 지역별 최저임금 미만율의 변화 추이를 나타낸다. 그림을 통해 연도별로 그리고 지역 간에 최저임금 미만율에 상당한 차이가 있음을 알 수

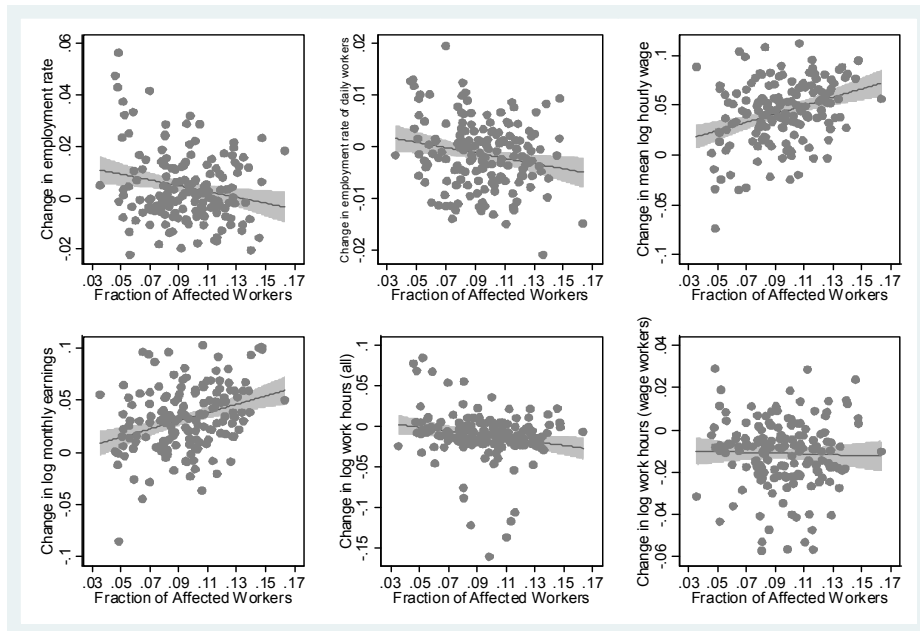
(그림 2) 지역별 최저임금 미만율의 변화 추이



있으며 다른 시점들 간에도 최저임금 미만율의 변이가 충분히 존재함을 확인할 수 있다. 이 연구는 이러한 변이들을 이용해서 최저임금 미만율과 주요 고용 및 임금 변수들 간의 관계를 추정한다.

[그림 3]은 15~64세 인구에 대해 시도-연도별 최저임금 미만율과 주요 고용 및 임금 지표들 간의 관계를 보여준다. [그림 3]의 첫 번째 그래프는 최저임금 미만율과 고용률의 변화 사이의 관계를 보여준다. 그래프의 각 점은 각 시도에서 어떤 연도의 최저임금 미만율(x축)과 그 해와 다음 해 사이의 고용률 변화(y축)를 나타낸다. 이 그래프는 최저임금 미만율과 전체 고용률 변화 사이에 음의 상관관계를 보여준다. 두 번째 그래프는 시도별 최저임금 미만율과 일용근로자 고용률의 변화를 나타내며 역시 음의 관계를 보여준다. 세 번째 그래프는 최저임금 미만율과 평균 로그 임금 변화의 양의 관계를, 네 번째 그래프는 최저임금 미만율과 평균 로그 월급 변화의 양의 상관관계를 보여준다. 다섯 번째 그래프

[그림 3] 최저임금 미만율과 고용률 변화, 평균임금 변화, 평균 근로시간 변화, 평균 월급여 변화 : 15~64세 인구



주: 각 그래프 내의 선은 각 점들에 대해 회귀분석한 결과를 통해 얻어진 예측치 (fitted value)를 나타내며 음영은 95%의 신뢰구간을 나타냄.

는 최저임금 미만율과 임금근로자와 비임금근로자 모두를 포함하는 전체 근로자들의 평균 로그 근로시간 변화와 음의 상관관계를 보이고 있다. 여섯 번째 그래프는 최저임금 미만율과 임금근로자들의 평균 로그 시간 변화의 미약한 상관관계를 나타내고 있다. [그림 3]의 그래프들은 지역 간 이질성, 연도별 차이, 고용 및 임금 변수들에 영향을 줄 수 있는 다른 요인들의 효과를 고려하지 않은 상태에서 최저임금 미만율과 고용 및 임금 변수들의 상관관계를 나타낸다. 이후 장에서는 이러한 요인들을 통제된 상태에서 최저임금 인상의 효과를 분석하기 위한 계량모형을 소개하고 추정결과를 보고한다.⁷⁾ 또한 15~64세 전체 인구에 대한 결과와 함께 15~24세 청년층, 60세 이상 고령층, 15~64세 여성 인구에, 그리고 각 인구집단 내에서 근로자의 종사상 지위별로 최저임금의 고용 및 임금 변수들에 대한 효과의 추정 결과를 보고한다.

IV. 분석 모형

이 연구는 Card(1992)의 방법을 응용해서 다음의 회귀모형을 추정한다.

$$\Delta Y_{g,s,t} = \beta_0 + \beta_1 T_{g,s,t-1} + \beta_2 \Delta E_{s,t} + \lambda_t + \delta_s + \epsilon_{g,s,t} \quad (1)$$

$Y_{g,s,t}$ 는 시도 s에 있는 집단 g의 시점 t에서의 고용률, 평균 로그 임금, 평균 근로시간 등의 결과변수이다. $\Delta Y_{g,s,t}$ 는 t시점과 t-1시점의 결과변수의 차이 ($\Delta Y_{g,s,t} = Y_{g,s,t} - Y_{g,s,t-1}$)를 나타낸다. $T_{g,s,t-1}$ 는 시도 s에 있는 인구집단 g의 시점 t-1에서 t 연도의 최저임금 미만의 임금을 받는 근로자의 비율인 최저임금 미만율을 나타낸다. $E_{s,t}$ 는 시도 s의 t시점에서 30~54세 남성 근로자의 고용률을 나타내는 변수이다. $\Delta E_{s,t}$ 는 t-1년도에서 t년도 사이의 30~54세 남성 근로자의 시도별 고용률 변화($\Delta E_{s,t} = E_{s,t} - E_{s,t-1}$)를 나타내며 이는 두 시점 사이의 지역별 경기변화를 통제하기 위해 사용되었다. λ_t 는 연도 고정효

7) 그러나 이후에 설명될 회귀분석 결과를 미리 살펴보면 집단별로 그래프에서 나타난 상관관계가 회귀분석에서도 질적으로 유사하게 나타난다.

과를 나타내며 δ_s 는 지역(시도) 고정효과를 나타낸다. $\epsilon_{g,s,t}$ 는 설명변수들에 의해 통제되지 않는 요인들의 효과를 나타내는 오차항이다. 위의 식에서 핵심모수는 최저임금 미만율이 종속변수의 변화에 미친 효과를 나타내는 β_1 이다.

미국을 포함한 많은 나라들에서 최저임금에 대한 많은 선행연구들이 존재하지만 계량모형에 따라 추정 결과들이 다르게 나타나며 이에 대한 논쟁도 지속되고 있다. 특히 미국에서 주별로 다른 최저임금 변화를 이용하여 주별 최저임금과 주별 10대들의 고용과의 관계를 분석할 때 지역별로 특수한 시간추세를 모형에 포함시키느냐의 여부에 따라 최저임금의 효과가 크게 달라지는데 이를 어떻게 해석해야 하는지를 두고 논쟁이 있었다(Allegretto et al., 2011, Neumark et al., 2014). 이 연구에서는 최저임금 미만의 임금을 받는 저임금근로자의 비중과 임금 및 고용 변수들에 시도별로 특수한 시간 추세가 있을 가능성을 고려하여 시도별로 지역 특수적인 선형추세와 이차식 형태의 추세를 가정한 모형을 각각 추가적으로 추정하고 결과를 보고한다.

최저임금 미만율의 지역별·연도별 차이를 이용하여 최저임금의 효과를 추정함에 있어 암묵적인 가정은 최저임금 인상이 근로자들의 지역 간 이주에 영향을 주지 않았다는 것이다. 우리나라는 전국에 단일한 최저임금이 적용되기 때문에 최저임금이 직접적으로 지역 간 이주에 영향을 주지는 않을 것으로 생각된다. 그러나 최저임금 인상이 지역경제에 차별적인 영향을 주었다면 이에 따라 간접적으로 지역 간 이주에 영향을 줄 가능성이 있다. 예를 들어 A지역에서 최저임금 인상의 고용시장에의 영향이 커서 A지역 근로자들의 일부가 상대적으로 최저임금의 영향이 덜한 B지역으로 이주한다면 최저임금의 고용에 대한 효과는 과소추정될 가능성이 있다. 이 가능성을 확인하기 위해 시도별 로그 인구 변화를 최저임금 미만율에 대해 회귀분석을 수행했으며 30~54세 남성 고용률, 시도별 선형 추세, 시도별 이차 추세의 포함 여부에 따라 네 가지 회귀분석을 수행했는데 모든 결과에서 두 변수 사이의 유의미한 관계는 발견되지 않았다.

V. 결 과

<표 2>에서 <표 5>는 지역별 고용조사를 이용하여 15~64세 전체 인구, 15~24세 청년층, 60세 이상 고령층, 여성 인구들에 대해 각 집단의 시도별 최저임금 미만율이 그 집단의 고용 및 임금 변수들의 변화에 미친 영향을 추정된 결과를 보여준다. 종사상의 지위별 고용률, 평균 로그 임금, 평균 로그 근로시간, 평균 로그 월급과 각 집단의 인구 대비 단순노무 직종 취업자 수, 도소매업 취업자 수 각각에 대해 인접한 두 해 사이의 변화량이 종속변수들로 사용되었으며 이들 종속변수들에 대한 최저임금 미만율의 회귀계수(β_1)의 추정치들이 표에 보고되었다. 표의 결과들은 모두 최저임금 미만율이 0에서 1로 증가할 때, 즉 100%포인트 증가할 때의 종속변수의 변화를 나타낸다. 그러나 앞으로 추정 결과를 해석할 때 최저임금 미만율이 1%포인트 증가하는 경우를 주로 상정하여 이에 상응하는 종속변수의 변화를 설명할 것이므로 이에 대한 주의를 요구한다. 열 (1)은 30~54세 남성의 고용률을 통제하지 않은 분석 결과이며, 열 (2)~(4)의 분석에는 30~54세 남성의 고용률이 추가적으로 통제되었다. 열 (3)은 여기에 시도별로 특수한 선형추세를 추가적으로 통제한 분석, 열 (4)은 시도별로 특수한 이차식 형태의 추세를 통제한 분석의 결과를 보고한다.

<표 2>는 15~64세 전체 집단에 대한 결과를 보고하고 있다. 최저임금 미만율이 고용률에 미치는 영향을 살펴보면 최저임금 미만율이 1%포인트 증가할 때 추정모형에 따라 고용률을 0.036~0.203%포인트 감소시키는 것으로 나타났지만 모두 통계적으로 유의하지 않다. 그러나 인구 대비 종사상 지위별 취업자 수를 회귀분석한 결과를 살펴보면, 최저임금 미만율의 증가는 일용근로자의 고용률(인구 대비 일용직 취업자 수)을 유의하게 감소시키는 것으로 나타난다. 최저임금 미만율이 1%포인트 증가할 때 일용근로자의 고용률은 0.079~0.132%포인트 감소했다. 일용근로자들은 임금근로자 중 1개월 미만의 고용계약을 맺은 사람 또는 일일단위로 고용되어 근로 대가를 일급이나 일당제로 받고 있는 근로자들을 일컫는다(통계표준용어 및 지표, 통계청). <표 1>의 요약통계량에

서 확인할 수 있듯이 이들은 임금이 낮아 최저임금 인상의 직접적 대상이 될 가능성이 크고 고용주가 고용조정을 쉽게 할 수 있는 근로자들인데 최저임금 인상은 실제로 이들의 고용률을 낮추는 것으로 나타난다.

<표 2>의 항목 (b)는 최저임금 인상으로 인한 최저임금 미만율의 증가가 임금근로자들의 평균 로그 임금을 더 증가시키는 결과들을 보여주며 모든 결과들이 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 크기는 최저임금 미만율이 1%포인트 증가할 때 평균 시간당 임금은 약 0.91~1.81% 증가하는 것으로 나타난다. 임금근로자의 종사상의 지위별로 나누어 회귀분석한 결과, 최저임금 인상의 시간당 임금에 대한 효과는 일용근로자, 임시근로자, 상용근로자 순으로 크게 나타나

<표 2> 15~64세 인구에 대한 회귀분석 결과

	(1)	(2)	(3)	(4)
(a) 고용률				
전체 고용률	-0.036 (0.082)	-0.071 (0.099)	-0.091 (0.119)	-0.203 (0.152)
상용직 고용률	0.146 (0.111)	0.138 (0.114)	0.173 (0.113)	0.228 (0.173)
임시직 고용률	-0.045 (0.100)	-0.048 (0.101)	-0.049 (0.097)	-0.159 (0.107)
일용직 고용률	-0.079*** (0.022)	-0.082*** (0.022)	-0.120*** (0.034)	-0.132** (0.050)
고용원 있는 자영업자	-0.044 (0.047)	-0.053 (0.045)	-0.081 (0.063)	-0.112 (0.068)
고용원 없는 자영업자	0.020 (0.060)	0.013 (0.061)	0.025 (0.088)	0.025 (0.103)
(b) 시간당 로그 임금				
전체 임금근로자	0.910*** (0.230)	0.917*** (0.232)	1.314*** (0.256)	1.813*** (0.311)
상용근로자	0.646** (0.248)	0.631** (0.243)	0.959*** (0.288)	1.246*** (0.356)
임시근로자	0.776** (0.288)	0.818** (0.296)	1.258*** (0.350)	1.875*** (0.331)
일용근로자	1.718*** (0.324)	1.781*** (0.299)	2.116*** (0.398)	2.615*** (0.561)

〈표 2〉의 계속

	(1)	(2)	(3)	(4)
(c) 로그 근로시간				
전체 취업자	-0.526** (0.193)	-0.546** (0.190)	-0.662** (0.245)	-0.622** (0.282)
전체 임금근로자	-0.029 (0.100)	-0.044 (0.093)	-0.077 (0.133)	-0.058 (0.176)
상용근로자	-0.127 (0.078)	-0.130 (0.078)	-0.182* (0.101)	-0.188 (0.149)
임시근로자	-0.123 (0.255)	-0.177 (0.249)	-0.191 (0.323)	-0.246 (0.428)
일용근로자	0.030 (0.390)	0.032 (0.391)	-0.146 (0.500)	-0.261 (0.676)
고용원 있는 자영업자	-0.451** (0.193)	-0.467** (0.196)	-0.486* (0.273)	-0.650 (0.422)
고용원 없는 자영업자	-1.502** (0.605)	-1.528** (0.615)	-1.743** (0.755)	-1.611* (0.910)
(d) 평균 로그 월급여				
전체 임금근로자	0.881*** (0.236)	0.873*** (0.229)	1.236*** (0.247)	1.754*** (0.340)
상용근로자	0.520* (0.247)	0.501* (0.242)	0.779** (0.270)	1.061*** (0.329)
임시근로자	0.651** (0.266)	0.638** (0.271)	1.063*** (0.264)	1.616*** (0.367)
일용근로자	1.751*** (0.456)	1.817*** (0.439)	1.965*** (0.584)	2.374** (0.830)
(e) 단순노무직종 종사자 고용률	-0.077 (0.058)	-0.085 (0.060)	-0.126 (0.075)	-0.188* (0.093)
(f) 도소매업 종사자 고용률	-0.019 (0.067)	-0.022 (0.068)	0.058 (0.086)	0.012 (0.095)
30~54세 남성 고용률	N	Y	Y	Y
시도별 선형추세	N	N	Y	Y
시도별 2차 추세	N	N	N	Y

주: 1) 표본 수: 160.

2) 괄호 안의 표준오차는 같은 시도의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차임.

3) 가중치는 각 시도의 15~64세 인구의 체공근이 사용되었음.

4) ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.

자료: 지역별 고용조사.

는 것으로 보고되고 있다. 최저임금 미만율이 1%포인트 증가할 때 일용근로자의 평균 임금은 1.72~2.62% 증가했다.

항목 (c)는 최저임금 미만율이 더 큰 지역에서 근로자들의 평균 근로시간이 더 크게 감소했음을 보여준다. 임금과 비임금근로자들을 모두 포함하는 전체 근로자들에 대해 최저임금 미만율이 1%포인트 증가할 때 주당 평균 근로시간이 0.526~0.662% 감소한 것으로 나타나고 있다. 종사상 지위별로 나누어 분석한 결과, 최저임금 미만을 증가의 임금근로자들의 평균 근로시간에 대한 효과는 음의 값을 가지나 통계적으로 유의하지 않다. 그러나 자영업자들의 근로시간은 유의하게 감소하며 특히 고용원이 없는 자영업자의 근로시간이 크게 감소했다.

항목 (d)는 평균 로그 월급여액에 대한 결과를 나타내는데 최저임금 미만율의 증가는 평균 월급을 증가시키는 것으로 나타난다. 평균 임금에 대한 결과와 유사하게 일용근로자, 임시근로자, 상용근로자 순으로 최저임금 인상의 평균 월급여액에 대한 효과가 크게 나타났다.

항목 (e)는 15~64세 인구 대비 단순노무직종 종사자 수에 대한 회귀분석 결과를 나타낸다. 최저임금 미만율의 회귀 계수에 대한 추정치는 모두 음의 값을 나타내며 이차식 형태의 지역 특수적인 추세를 고려한 모형의 추정 결과는 10% 수준에서 유의한 것으로 나타난다. 항목 (f)는 인구 대비 도소매업 종사자의 비율에 대한 회귀분석 결과를 나타내며 모든 추정치들은 통계적으로 유의하지 않다.

최저임금 미만율과 그 변화는 쉽게 체감하기 어려운 지표일 수 있기 때문에 실제 최저임금 인상액 및 인상률과 <표 2>의 추정 결과를 연계하여 추정치의 크기를 재해석하고자 한다. 앞서 II장에서 논의되었듯이 2017에서 2018년 사이에 최저임금이 16.4% 증가했으며 지역별 고용조사에 근거할 경우 이로 인해 최저임금 미만율이 4.1%포인트 증가하는 것으로 나타난다. 이 수치와 30~54세 남성 고용률로 대리한 지역별 경기상황을 통제하지만 지역별로 특수한 시간추세를 고려하지 않은 모형 (2)의 추정결과를 결합하면 이러한 최저임금 인상으로 전체 임금근로자의 시간당 임금은 3.76%, 상용직 근로자는 2.59%, 임시직 근로자는 3.35%, 일용직 근로자는 7.30% 증가했다는 것을 의미한다. 월급여액

〈표 3〉 15~24세 청년층에 대한 회귀분석 결과

	(1)	(2)	(3)	(4)
(a) 고용률				
전체 고용률	0.021 (0.049)	0.022 (0.049)	0.009 (0.058)	0.011 (0.077)
상용직 고용률	0.075 (0.043)	0.074 (0.044)	0.074 (0.054)	0.087 (0.068)
임시직 고용률	-0.009** (0.004)	-0.009** (0.004)	-0.008* (0.004)	-0.008 (0.008)
일용직 고용률	-0.021 (0.027)	-0.021 (0.027)	-0.023 (0.031)	-0.018 (0.045)
고용원 있는 자영업자	-0.005* (0.002)	-0.005* (0.002)	-0.005* (0.003)	-0.008* (0.004)
고용원 없는 자영업자	0.001 (0.009)	0.002 (0.009)	0.002 (0.010)	0.002 (0.011)
(b) 시간당 로그 임금				
전체 임금근로자	0.635*** (0.105)	0.657*** (0.102)	0.795*** (0.157)	0.881*** (0.189)
상용근로자	0.061 (0.167)	0.066 (0.171)	0.062 (0.206)	-0.062 (0.323)
임시근로자	0.871*** (0.185)	0.880*** (0.186)	1.090*** (0.271)	1.390*** (0.305)
일용근로자	0.599*** (0.194)	0.655*** (0.176)	0.804*** (0.181)	0.738*** (0.242)
(c) 로그 근로시간				
전체 취업자	0.096 (0.117)	0.097 (0.117)	0.086 (0.143)	0.106 (0.180)
전체 임금근로자	0.165 (0.110)	0.160 (0.111)	0.166 (0.138)	0.207 (0.187)
상용근로자	0.041 (0.066)	0.030 (0.065)	0.036 (0.085)	0.098 (0.130)
임시근로자	0.048 (0.168)	0.024 (0.166)	0.009 (0.230)	0.070 (0.323)
일용근로자	-0.302 (0.480)	-0.291 (0.483)	-0.473 (0.562)	-0.505 (0.783)
고용원 있는 자영업자	3.124* (1.723)	2.972 (1.805)	2.072 (2.687)	1.575 (4.241)
고용원 없는 자영업자	-0.658 (1.342)	-0.612 (1.390)	-0.720 (1.737)	-0.196 (2.071)

<표 3>의 계속

	(1)	(2)	(3)	(4)
(d) 평균 로그 월급여 전체 임금근로자	0.800*** (0.137)	0.817*** (0.139)	0.962*** (0.158)	1.088*** (0.191)
상용근로자	0.103 (0.120)	0.097 (0.122)	0.098 (0.142)	0.036 (0.230)
임시근로자	0.919*** (0.196)	0.904*** (0.187)	1.099*** (0.262)	1.459*** (0.298)
일용근로자	0.298 (0.470)	0.364 (0.503)	0.331 (0.577)	0.233 (0.802)
(e) 단순노무직종 종사자 비율	-0.008 (0.020)	-0.007 (0.019)	-0.008 (0.022)	-0.004 (0.027)
(f) 도소매업 종사자 비율	0.003 (0.018)	0.003 (0.019)	0.011 (0.021)	0.010 (0.028)
30~54세 남성 고용률	N	Y	Y	Y
시도별 선형추세	N	N	Y	Y
시도별 2차 추세	N	N	N	Y

주: 1) 표본 수: 160.

2) 괄호 안의 표준오차는 같은 시도의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차임.

3) 가중치는 각 시도의 15~24세 인구의 취업률이 사용되었음.

4) ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.

자료: 지역별 고용조사.

은 전체 근로자 3.58%, 상용직 근로자 2.05%, 임시직 근로자 2.62%, 일용직 근로자는 7.45% 상승했다는 것을 의미한다. 최저임금 인상률 16.4%보다는 작지만 위의 수치들이 해당 근로자 집단 전체에 대한 평균적인 상승을 의미한다는 점에서 최저임금 인상으로 인해 임금이 최저임금보다 높은 근로자들의 임금도 일정 정도 상승했을 가능성을 암시한다. 최저임금 인상으로 기업의 임금체계상 하위 직급의 저임금근로자들의 임금이 인상될 때 중위 및 상위 직급의 임금도 일정 정도 인상시켰을 가능성이 있다. 고용률은 일용직 근로자 집단에서만 통계적으로 유의하게 감소하는 것으로 나타나는데 해당 기간의 최저임금 인상으로 일용직 근로자 고용률이 0.336%포인트 감소하는 것으로 유추할 수 있다.

<표 3>은 15~24세 청년층에 대한 회귀분석 결과를 보고한다. 항목 (a)에 보고된 고용률에 대한 결과를 살펴보면 최저임금 미만율이 1%포인트 증가할 때

청년층 임시근로자의 고용률을 0.008~0.009%포인트, 고용원이 있는 자영업자의 고용률을 0.005~0.008%포인트 감소시키는 것으로 나타난다. 그러나 일용근로자를 포함 다른 근로자 집단의 고용률에는 통계적으로 유의한 효과가 없었다. 항목 (b)를 살펴보면 최저임금 인상은 상용직 근로자들의 임금에는 유의한 효과가 없었지만 임시 및 일용근로자들의 임금은 유의하게 증가시켰다. 항목 (c)의 결과를 보면 최저임금은 청년층 근로자들의 근로시간에 유의한 영향을 미치지 않은 것으로 나타난다. 최저임금 인상으로 청년층 근로자들의 평균적인 월급여액이 증가하는 것으로 나타나며 이는 대부분 청년층 임시직 근로자들의 월급여액 상승에 기인한다. 일용직 근로자들의 월급여액에 대한 최저임금의 효과는 통계적으로 유의하지 않다. 최저임금 인상과 청년층 단순노무직종 종사자 고용률 및 도매소업 종사자 비율과는 통계적으로 유의한 관계가 발견되지 않는다.

60세 이상의 고령층에 대한 최저임금 인상의 효과는 <표 4>에 보고되어 있다. 60세 이상 고령층에서도 최저임금 미만율의 증가와 전체 고용률 사이에 통계적으로 유의한 관계는 없었다. 일부 추정에서 최저임금 미만율의 증가가 상용근로자의 고용률을 증가시키는 것으로 나타나 지역별로 특수한 시간추세를 고려한 경우 추정치가 통계적으로 유의하지 않았다. 그러나 최저임금 미만율의 증가는 고령층 일용근로자의 고용률을 감소시키는 것으로 나타난다. 최저임금 미만율이 1%포인트 증가할 때 일용근로자의 고용률은 0.036~0.077%포인트 감소하는 것으로 나타나며 이차식 형태의 지역 특수적 시간추세를 고려한 모형을 제외하고 5% 수준에서 통계적으로 유의하다. 지역 특수적인 시간추세를 고려한 모형에서 최저임금 미만율의 증가는 고용원이 없는 고령층 자영업자의 고용률을 유의하게 증가시키는 것으로 나타났다.

항목 (b)의 결과에서 최저임금 미만율은 고령층 임금근로자들의 시간당 임금을 증가시키는 것으로 나타났고 다른 인구집단에서와 마찬가지로 일용근로자들의 증가폭이 가장 컸다. 항목 (c)의 근로시간에 대한 결과에서는 대부분의 추정치들이 음의 값을 갖는데 특히 상용근로자와 자영업자들의 근로시간이 통계적으로 유의하게 감소하는 것으로 나타난다. 항목 (d)의 결과는 임금근로자들의 평균 월급여액이 최저임금의 인상 결과 증가하는 것으로 나타나며 추정치의 크기는 일용근로자에서 가장 크게 나타난다. 항목 (e)의 단순노무직종 종사자

〈표 4〉 60세 이상 고령층에 대한 회귀분석 결과

	(1)	(2)	(3)	(4)
(a) 고용률				
전체 고용률	-0.001 (0.061)	-0.010 (0.060)	-0.005 (0.073)	-0.012 (0.096)
상용직 고용률	0.029* (0.016)	0.029* (0.016)	0.025 (0.018)	0.026 (0.024)
임시직 고용률	0.014 (0.022)	0.011 (0.023)	0.007 (0.029)	0.004 (0.039)
일용직 고용률	-0.036** (0.014)	-0.038** (0.014)	-0.053** (0.023)	-0.077* (0.039)
고용원 있는 자영업자	-0.023 (0.020)	-0.024 (0.020)	-0.028 (0.029)	-0.029 (0.035)
고용원 없는 자영업자	0.051 (0.034)	0.049 (0.034)	0.084** (0.037)	0.104* (0.053)
(b) 시간당 로그 임금				
전체 임금근로자	0.715*** (0.109)	0.720*** (0.107)	0.859*** (0.114)	0.961*** (0.153)
상용근로자	0.602*** (0.186)	0.603*** (0.187)	0.776*** (0.203)	0.812*** (0.272)
임시근로자	0.483*** (0.088)	0.482*** (0.088)	0.565*** (0.126)	0.655*** (0.148)
일용근로자	0.810*** (0.266)	0.809*** (0.263)	1.036*** (0.341)	1.052** (0.387)
(c) 로그 근로시간				
전체 취업자	-0.540** (0.199)	-0.546** (0.197)	-0.682** (0.257)	-0.684** (0.282)
전체 임금근로자	-0.027 (0.082)	-0.030 (0.082)	0.009 (0.113)	-0.014 (0.141)
상용근로자	-0.183** (0.073)	-0.179** (0.071)	-0.202* (0.102)	-0.223* (0.118)
임시근로자	-0.211 (0.173)	-0.223 (0.172)	-0.138 (0.231)	-0.226 (0.287)
일용근로자	-0.226 (0.187)	-0.239 (0.186)	-0.316 (0.254)	-0.409 (0.338)
고용원 있는 자영업자	-0.376*** (0.109)	-0.385*** (0.106)	-0.369** (0.139)	-0.429** (0.149)
고용원 없는 자영업자	-0.620** (0.235)	-0.629** (0.234)	-0.867** (0.295)	-0.919** (0.319)

〈표 4〉의 계속

	(1)	(2)	(3)	(4)
(d) 평균 로그 월급여 전체 임금근로자	0.688*** (0.114)	0.691*** (0.113)	0.868*** (0.141)	0.947*** (0.185)
상용근로자	0.419** (0.196)	0.424** (0.194)	0.574*** (0.194)	0.590** (0.266)
임시근로자	0.271 (0.163)	0.260 (0.162)	0.428* (0.225)	0.429 (0.246)
일용근로자	0.584* (0.299)	0.570* (0.299)	0.720 (0.445)	0.642 (0.521)
(e) 단순노무직종 종사자 비율	-0.041 (0.024)	-0.044* (0.024)	-0.058 (0.038)	-0.082 (0.065)
(f) 도소매업 종사자 비율	-0.007 (0.019)	-0.008 (0.019)	-0.005 (0.019)	-0.008 (0.020)
30~54세 남성 고용률	N	Y	Y	Y
시도별 선형추세	N	N	Y	Y
시도별 2차 추세	N	N	N	Y

주: 1) 표본 수: 160.

- 2) 괄호 안의 표준오차는 같은 시도의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차임.
- 3) 가중치는 각 시도의 60세 이상 인구의 제곱근이 사용되었음.
- 4) 60세 이상인구는 60세 이상의 모든 연령을 포함함.
- 5) ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.

자료: 지역별 고용조사.

비율에 대한 결과에서 추정치들은 모두 음의 값을 가지나 대부분의 추정에서 추정치가 통계적으로 유의하지 않다. 최저임금 인상과 도소매업 종사자 비율 사이에는 유의미한 관계가 발견되지 않았다.

〈표 5〉는 여성에 대한 회귀분석 결과를 나타낸다. 최저임금 미만율의 증가는 전체 고용률에 유의미한 영향을 주지 않지만 일용근로자의 고용률을 감소시키는 것으로 나타난다. 최저임금 미만율이 1%포인트 증가할 때 모형에 따라 여성 일용근로자의 고용률을 0.087~0.134%포인트 감소시키는 것으로 나타났다. 추정치들은 모두 5% 수준에서 유의하다. 최저임금 미만율의 증가는 고용원을 가진 여성 자영업자 고용률을 감소시키는 것으로 나타나는데 최저임금 미만율이 1%포인트 증가할 때 이들의 고용률이 0.024~0.054%포인트 감소하는 것으로

나타난다.

〈표 5〉 15~64세 여성에 대한 회귀분석 결과

	(1)	(2)	(3)	(4)
(a) 고용률				
전체 고용률	-0.069 (0.093)	-0.067 (0.092)	-0.073 (0.120)	-0.175 (0.143)
상용직 고용률	0.028 (0.072)	0.034 (0.073)	0.061 (0.077)	0.091 (0.101)
임시직 고용률	0.055 (0.082)	0.060 (0.080)	0.056 (0.076)	-0.022 (0.093)
일용직 고용률	-0.088*** (0.024)	-0.087*** (0.026)	-0.108** (0.039)	-0.134** (0.054)
고용원 있는 자영업자	-0.024* (0.013)	-0.026* (0.013)	-0.043** (0.017)	-0.054* (0.027)
고용원 없는 자영업자	-0.019 (0.030)	-0.021 (0.029)	-0.023 (0.044)	-0.023 (0.054)
(b) 시간당 로그 임금				
전체 임금근로자	0.532*** (0.143)	0.532*** (0.141)	0.800*** (0.127)	1.172*** (0.147)
상용근로자	0.321* (0.171)	0.304* (0.162)	0.520*** (0.175)	0.639** (0.240)
임시근로자	0.539** (0.215)	0.559** (0.218)	0.806*** (0.254)	1.283*** (0.254)
일용근로자	1.094*** (0.306)	1.146*** (0.293)	1.480*** (0.358)	2.025*** (0.502)
(c) 로그 근로시간				
전체 취업자	-0.334** (0.126)	-0.351** (0.133)	-0.375* (0.182)	-0.341 (0.224)
전체 임금근로자	-0.024 (0.068)	-0.036 (0.069)	-0.024 (0.112)	-0.060 (0.154)
상용근로자	-0.069 (0.055)	-0.067 (0.055)	-0.063 (0.075)	-0.089 (0.116)
임시근로자	-0.061 (0.172)	-0.077 (0.175)	-0.079 (0.262)	-0.196 (0.361)
일용근로자	-0.522 (0.537)	-0.589 (0.521)	-0.774 (0.603)	-1.019 (0.713)
고용원 있는 자영업자	-0.000 (0.251)	-0.034 (0.253)	0.069 (0.315)	0.112 (0.488)
고용원 없는 자영업자	-0.569* (0.319)	-0.619* (0.352)	-0.587 (0.443)	-0.299 (0.572)

〈표 5〉의 계속

	(1)	(2)	(3)	(4)
(d) 평균 로그 월급여 전체 임금근로자	0.508*** (0.153)	0.496*** (0.148)	0.776*** (0.159)	1.112*** (0.214)
상용근로자	0.256 (0.170)	0.241 (0.165)	0.463** (0.173)	0.561** (0.205)
임시근로자	0.478** (0.189)	0.481** (0.185)	0.723*** (0.230)	1.075*** (0.309)
일용근로자	0.568 (0.459)	0.554 (0.453)	0.691 (0.541)	0.996 (0.784)
(e) 단순노무직종 종사자 비율	-0.053 (0.045)	-0.053 (0.045)	-0.082 (0.067)	-0.128 (0.085)
(f) 도소매업 종사자 비율	0.000 (0.051)	0.002 (0.053)	0.038 (0.074)	-0.007 (0.072)
30~54세 남성 고용률	N	Y	Y	Y
시도별 선형추세	N	N	Y	Y
시도별 2차 추세	N	N	N	Y

주: 1) 표본 수: 160.

2) 괄호 안의 표준오차는 같은 시도의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차임.

3) 가중치는 각 시도의 15~64세 고졸 이하 인구의 제곱근이 사용되었음.

4) ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.

자료: 지역별 고용조사.

항목 (b)의 시간당 임금에 대한 결과를 보면 최저임금 미만율이 증가할 때 임금근로자들의 시간당 임금이 상승하며 다른 인구집단들에서의 결과들과 유사하게 일용, 임시, 상용근로자의 순으로 그 효과의 크기가 크게 나타났다. 항목 (d)의 월급여액에 대한 분석결과도 유사하게 나타난다.

항목 (c)의 근로시간에 대한 결과를 살펴보면 최저임금 미만율의 증가는 전체 근로자들에 대한 평균적인 근로시간을 감소시키는 것으로 나타나며 하위 집단들에 대한 분석에서도 대부분의 추정치들이 음의 값을 갖는 것으로 나타났다. 다만 다른 집단들과 비교했을 때 주목할 점은 추정된 표준오차가 크게 나타나서 추정치들이 통계적으로 유의하진 않지만 일용근로자의 근로시간에 대한 추정치의 크기가 크게 나타난다는 점이다. 최저임금 인상이 여성 일용근로자들의 고용과 근로시간에 상당 수준 영향을 미쳤을 가능성이 큰 것으로 보인다.

〈표 6〉 25~59세 인구에 대한 회귀분석 결과

	(1)	(2)	(3)	(4)
(a) 고용률				
전체 고용률	0.020 (0.098)	-0.034 (0.102)	-0.056 (0.123)	-0.178 (0.151)
상용직 고용률	0.221 (0.163)	0.203 (0.164)	0.326* (0.154)	0.448* (0.232)
임시직 고용률	-0.027 (0.147)	-0.030 (0.148)	-0.042 (0.143)	-0.191 (0.171)
일용직 고용률	-0.102** (0.039)	-0.102** (0.038)	-0.162*** (0.052)	-0.172** (0.073)
고용원 있는 자영업자	-0.051 (0.057)	-0.067 (0.053)	-0.120 (0.076)	-0.167* (0.090)
고용원 없는 자영업자	0.001 (0.077)	-0.008 (0.079)	-0.023 (0.112)	-0.027 (0.137)
(b) 시간당 로그 임금				
전체 임금근로자	0.998*** (0.275)	0.995*** (0.269)	1.457*** (0.262)	2.082*** (0.375)
상용근로자	0.727** (0.252)	0.705** (0.243)	1.093*** (0.266)	1.496*** (0.377)
임시근로자	0.806** (0.353)	0.852** (0.365)	1.182*** (0.388)	1.842*** (0.411)
일용근로자	2.315*** (0.487)	2.358*** (0.485)	2.937*** (0.571)	3.681*** (0.809)
(c) 로그 근로시간				
전체 취업자	-0.599*** (0.165)	-0.629*** (0.161)	-0.734*** (0.195)	-0.699** (0.249)
전체 임금근로자	-0.110 (0.088)	-0.130 (0.087)	-0.177 (0.112)	-0.201 (0.153)
상용근로자	-0.192** (0.074)	-0.192** (0.077)	-0.252** (0.109)	-0.308* (0.163)
임시근로자	-0.103 (0.256)	-0.172 (0.260)	-0.204 (0.344)	-0.234 (0.458)
일용근로자	-0.162 (0.427)	-0.242 (0.441)	-0.429 (0.614)	-0.783 (0.825)
고용원 있는 자영업자	-0.402* (0.219)	-0.414* (0.224)	-0.422 (0.303)	-0.566 (0.440)
고용원 없는 자영업자	-1.555** (0.528)	-1.606*** (0.531)	-1.782*** (0.602)	-1.511* (0.771)

〈표 6〉의 계속

	(1)	(2)	(3)	(4)
(d) 평균 로그 월급여 전체 임금근로자	0.888*** (0.274)	0.865*** (0.259)	1.280*** (0.266)	1.882*** (0.401)
상용근로자	0.536* (0.252)	0.515* (0.247)	0.843*** (0.255)	1.193*** (0.352)
임시근로자	0.712** (0.264)	0.689** (0.266)	0.987*** (0.290)	1.615*** (0.352)
일용근로자	2.170*** (0.630)	2.135*** (0.664)	2.527*** (0.838)	2.929** (1.068)
(e) 단순노무직종 종사자 비율	-0.056 (0.082)	-0.065 (0.083)	-0.141 (0.096)	-0.221 (0.128)
(f) 도소매업 종사자 비율	0.027 (0.090)	0.019 (0.091)	0.134 (0.131)	0.048 (0.149)
30~54세 남성 고용률	N	Y	N	N
시도별 선형추세	N	N	Y	Y
시도별 2차 추세	N	N	N	Y

주: 1) 표본 수: 160.

- 2) 괄호 안의 표준오차는 같은 시도의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차임.
- 3) 가중치는 각 시도의 15~64세 고졸 이하 인구의 제공근이 사용되었음.
- 4) ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.

자료: 지역별 고용조사.

최저임금 인상이 단순노무직종 고용률에 미친 영향은 모두 음의 값을 갖으나 통계적으로 유의하지는 않다. 도소매업 종사자 비율에는 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다.

〈표 6〉은 25~59세 인구에 대한 회귀분석 결과를 나타낸다. 이 인구집단에 결과 역시 다른 인구집단에서의 결과와 유사하게 나타난다. 최저임금 인상의 고용률에 대한 통계적으로 유의한 효과는 일용근로자 집단에서만 나타난다. 임금근로자들의 시간당 임금은 상승하는 것으로 나타나며 특히 일용근로자 집단에서 그 크기가 컸다. 근로시간 역시 감소하는 것으로 나타나는데 집단별로 살펴보면 상용근로자와 자영업자 집단에서 통계적으로 유의한 근로시간 감소가 나타난다. 임금근로자들의 평균 월급여액은 통계적으로 유의하게 증가하며 일용근로자 집단에서 그 크기가 가장 큰 것으로 나타난다.

VI. 강건성 분석

본 장에서는 추가적으로 몇 가지 강건성 분석을 수행한 결과를 보고한다. 첫째로 경제활동인구 월별 조사 집계자료를 이용해서 최저임금 미만율과 인구집단별 전체 고용률의 관계를 살펴본다. <표 7>은 경제활동 인구조사를 이용하여 최저임금 미만율이 각 인구집단의 고용률 변화에 미친 영향을 보여준다. 15~64세 전체 및 여성 고용률은 월별 자료를 이용했으며 자료의 제약으로 인해 15~24세 및 60세 이상 인구에 대한 고용률은 분기별 자료를 이용했다. 따라서 경제활동인구조사를 이용한 분석에서 고용률 변화 변수는 전년 동월 또는 분기 대비 고용률의 변화이다. 각 인구집단에 대해 지역별 고용조사의 최저임금 미만율과 경제활동인구조사의 월별 또는 분기별 고용률 자료를 연도-지역별로 결

<표 7> 경제활동인구조사를 이용한 각 인구집단에 대한 회귀분석: 2008~2018년
경제활동인구조사 월별 자료

	(1)	(2)	(3)	N
15~64세 전체 고용률	0.023 (0.038)	0.028 (0.047)	-0.081 (0.068)	1,920
15~64세 여성 고용률	0.041 (0.044)	0.043 (0.060)	-0.035 (0.073)	1,920
15~24세 고용률	0.032 (0.028)	0.032 (0.035)	-0.002 (0.039)	640
60세 이상 고용률	-0.007 (0.021)	-0.011 (0.023)	-0.019 (0.029)	640
시도별 선형추세	N	Y	Y	
시도별 2차 추세	N	N	Y	

주: 1) 15~64세 전체 인구 및 여성에 대한 분석에서는 월별 고용률 자료가 사용되었고 15~24세 청년층 및 60세 이상의 고령층은 분기별 자료가 사용되었다.

2) 괄호 안의 표준오차는 같은 시도의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차이다.

3) 가중치는 각 그룹의 시도 인구의 제공근이 사용되었다.

4) ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.

자료: 경제활동인구조사(고용률), 지역별 고용조사(최저임금 미만율).

합했다. 따라서 특정 연도의 각 지역의 인구그룹은 모든 월 또는 분기에 대해 같은 최저임금 미만율의 값을 갖는다. 모형에서는 월별 혹은 분기별로 특수한 효과를 통제하기 위해 회귀분석 모형 (1)에 월 더미 또는 분기 더미가 추가적으로 통제되었다. 다만 이전에 통제되었던 30~54세 남성의 고용률 변수는 월별 혹은 분기별 자료의 부재로 통제되지 못했다. 지역별 고용조사를 이용한 분석에서 이 변수의 통제 여부가 분석결과에 중요한 영향을 미치지 않는 것을 고려할 때 이 변수를 사용하지 못하는 것이 결과에 유의미한 영향을 미치지 않을 것으로 생각된다.

추정 결과는 지역별 고용조사 자료를 이용한 결과와 기본적으로 같다. 어떤 인구집단에 대해서도 최저임금 미만율의 전체 고용률 변화에 대한 유의한 효과는 발견되지 않는다. 지역별로 특수한 추세를 추가한 분석들에서도 최저임금 미만율 증가의 고용률에 대한 통계적으로 유의한 효과는 발견되지 않았다.

둘째로 <표 8>은 역대 가장 높은 폭으로 증가했던 2018년 최저임금 인상의 효과만을 분리해서 보기 위해 2017~2018년 기간의 최저임금 미만율과 고

<표 8> 최저임금 인상의 고용률에 대한 효과 : 2017~2018년

	(1) 지역별 고용조사	(2) 경제활동인구조사
15~64세 전체 고용률	-0.058 (0.081)	-0.080 (0.081)
15~64세 여성 고용률	0.040 (0.084)	0.004 (0.063)
15~24세 고용률	0.035 (0.160)	-0.005 (0.113)
60세 이상 고용률	-0.061 (0.046)	-0.012 (0.032)

주: 1) 지역별 고용조사의 표본 수는 16. 경제활동인구조사의 15~64세 전체 및 여성에 대한 표본 수는 19.

2) 15~24세 청년층 및 60세 이상 고령층의 표본 수는 64.

3) 괄호 안의 표준오차는 같은 시도의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차임.

4) 가중치는 각 그룹의 시도 인구의 제공근이 사용되었음.

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

자료: 지역별 고용조사, 경제활동인구조사.

용률 변화의 관계만을 분석한 결과를 나타낸다. 분석기간을 2017~2018년으로 제한했을 때 지역별 고용조사와 경제활동 인구조사 두 자료 모두에서 15~64세 전체 집단에 대해 추정치가 음의 값을 갖고 그 절대값이 증가하지만 추정치들이 통계적으로 유의하지는 않다. 15~64세 여성, 15~24세 청년층, 60세 이상 고령층에 대해서도 최저임금 미만율의 전체 고용률 변화에 대한 뚜렷한 효과는 관찰되지 않는다.

셋째로 <표 9>는 지역별 고용조사 상반기 조사자료를 이용한 분석 결과를 보고한다. 이 분석을 수행하는 이유는 고용주들이 다음 해의 최저임금 인상에

<표 9> 지역별 고용조사 상반기 조사자료를 이용한 분석 : 2011~2018년

	(1)	(2)	(3)	(4)
(a) 고용률				
전체 고용률	-0.012 (0.140)	-0.088 (0.137)	-0.161 (0.153)	-0.311 (0.252)
상용직 고용률	0.336 (0.209)	0.287 (0.224)	0.093 (0.267)	-0.109 (0.396)
임시직 고용률	-0.205* (0.104)	-0.210* (0.111)	-0.108 (0.146)	-0.037 (0.229)
일용직 고용률	-0.111* (0.062)	-0.110* (0.061)	-0.149* (0.084)	-0.217** (0.091)
(b) 시간당 로그 임금				
전체 임금근로자	1.510*** (0.256)	1.396*** (0.203)	1.632*** (0.166)	1.894*** (0.255)
상용근로자	1.006*** (0.247)	0.878*** (0.208)	1.154*** (0.281)	1.510*** (0.484)
임시근로자	1.264*** (0.343)	1.189*** (0.312)	1.799*** (0.351)	2.239*** (0.449)
일용근로자	1.849*** (0.596)	1.867*** (0.617)	2.125** (0.873)	1.779 (1.492)
30~54세 남성 고용률	N	Y	Y	Y
시도별 선형추세	N	N	Y	Y
시도별 2차 추세	N	N	N	Y

주: 1) 표본 수: 112.

2) 괄호 안의 표준오차는 같은 시도의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차임.

3) 가중치는 각 시도의 15~64세 고졸 이하 인구의 체공률이 사용되었음.

4) ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.

자료: 지역별 고용조사 상반기 자료.

선제적으로 대응해 고용조정을 한다면 하반기 자료를 이용하는 것이 부적절할 수 있기 때문이다. 반면에 고용주들이 최저임금 인상에 대해 실제 고용조정을 하는 데 어느 정도 시간이 걸린다면 하반기 조사를 사용하는 것이 적절하다. 어떤 시점의 자료를 사용하는 것이 적절한지 사전적으로 알기 어렵기 때문에 이 연구에서는 두 자료 모두에 대한 결과를 보고한다. 상반기 조사는 2011년부터 이루어졌기 때문에 이 분석에서의 표본기간은 2011~2018년이다. 지면의 제한으로 15~64세 전체 인구에 대한 고용률과 시간당 임금에 대한 결과만을 보고한다. 결과는 하반기 자료로부터의 결과와 유사한데 최저임금 미만율의 증가는 전체 고용률에는 영향을 미치지 않지만 일용근로자의 고용률을 감소시키는 것으로 나타난다. 차이점은 지역 특수적인 시간추세를 고려하지 않은 추정에서 임시근로자의 고용률도 통계적으로 유의하게 감소하는 것이다. 지역별 고용조사 상반기 자료를 이용한 분석에서도 최저임금 미만율의 증가는 임금근로자의 임금을 증가시키며 그 크기는 일용, 임시, 상용근로자 순으로 크게 나타났다.

셋째로 Card(1992)가 사용한 최저임금 영향률(당해 연도의 임금이 당해 연도의 최저임금과 다음 연도 인상된 최저임금 사이에 있는 근로자의 비중)을 포함하여 최저임금 영향률을 두 가지 다른 방식으로 계산하여 회귀분석을 수행했으며 결과를 <표 10>에 보고했다. Card(1992)의 최저임금 영향률을 설명변수로 사용할 경우 일용근로자의 고용률에 대한 부정적인 추정치의 절대값이 가장 크다는 점에서 앞의 결과와 유사하나 일용근로자들의 고용률에 대한 효과를 포함 모든 추정치들이 통계적으로 유의하지 않게 된다. 이는 Card(1992) 방식으로 엄격하게 최저임금 영향률을 정의할 경우 임금구간이 좁게 설정되고 이에 따라 지역별 고용조사를 이용해 생성한 시간당 임금변수에 있을 것으로 예상되는 측정오차가 추정결과에 크게 영향을 미쳤기 때문일 가능성이 있다. 반면에 작은 차이로 저임금근로자가 최저임금 영향집단에 포함되지 않는 것을 배제하기 위해 최저임금 영향률의 계산에서 하한을 더 낮게 설정할 경우 앞에서 보고된 최저임금 미만율을 사용한 결과들과 추정치의 부호와 통계적 유의성 면에서 유사한 결과를 얻었다. 예를 들어 현재 임금이 인상된 최저임금보다 낮고 현재 최저임금의 90%보다는 큰 근로자의 비중을 최저임금 영향률로 계산하는 식으로 하한을 더 낮게 설정할 수 있다. 이러한 방식의 계산은 시간당 임금의 작은 차이

〈표 10〉 다른 최저임금 영향률 지표를 이용한 분석 : 2008~2018년

	(1)	(2)	(3)	(4)
(a) 최저임금 영향률 1				
전체 고용률	-0.128 (0.234)	-0.004 (0.247)	0.023 (0.317)	-0.081 (0.376)
상용직 고용률	0.204 (0.231)	0.241 (0.219)	0.156 (0.258)	0.197 (0.247)
임시직 고용률	-0.058 (0.108)	-0.040 (0.113)	-0.044 (0.132)	-0.042 (0.149)
일용직 고용률	-0.145 (0.106)	-0.142 (0.107)	-0.171 (0.135)	-0.220 (0.169)
고용원 있는 자영업자	-0.085 (0.129)	-0.054 (0.123)	-0.048 (0.150)	-0.016 (0.181)
고용원 없는 자영업자	-0.090 (0.135)	-0.066 (0.136)	-0.075 (0.155)	-0.089 (0.193)
(b) 최저임금 영향률 2				
전체 고용률	-0.054 (0.129)	-0.090 (0.155)	-0.083 (0.189)	-0.199 (0.246)
상용직 고용률	0.164 (0.129)	0.156 (0.134)	0.098 (0.143)	0.162 (0.175)
임시직 고용률	-0.083 (0.068)	-0.089 (0.070)	-0.081 (0.079)	-0.087 (0.106)
일용직 고용률	-0.086* (0.044)	-0.088* (0.045)	-0.119** (0.052)	-0.157* (0.080)
고용원 있는 자영업자	-0.086 (0.057)	-0.096 (0.056)	-0.121** (0.056)	-0.120 (0.085)
고용원 없는 자영업자	0.015 (0.068)	0.008 (0.068)	0.031 (0.073)	0.031 (0.086)
30~54세 남성 고용률	N	Y	Y	Y
시도별 선형추세	N	N	Y	Y
시도별 2차 추세	N	N	N	Y

주: 1) 표본 수: 160.

- 2) 괄호 안의 표준오차는 같은 시도의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차임.
- 3) 가중치는 각 시도의 15~64세 인구의 제곱근이 사용되었음.
- 4) ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.
- 5) 최저임금 영향률 1: 현재의 임금이 현재의 최저임금 이상 내년도 최저임금 미만은 근로자의 비중. 최저임금 영향률, 2: 현재의 임금이 현재의 최저임금의 90% 이상 내년도 최저임금 미만인 근로자의 비중.

자료: 지역별 고용조사.

로 저임금근로자가 최저임금 영향집단에 포함되지 못하는 경우를 줄일 수 있다. 이렇게 하한을 약간 더 낮게 설정할 경우 최저임금 미만율을 사용할 때와 마찬가지로 최저임금 영향률이 증가할 때 일용 근로자들의 고용률이 유의하게 낮아지는 것을 확인할 수 있다. 최저임금 영향집단 임금구간의 하한을 10% 단위로 변경하여 확인해본 결과, 최저임금 구간의 하한을 인상 이전의 최저임금의 90% 이하로 설정할 경우 이 연구에서 최저임금 미만율을 사용했을 때의 결과와 일관된 결과를 얻을 수 있음을 확인했다. 어떤 지표가 최저임금 인상의 영향 정도를 측정하는 더 나은 지표인지 정확하게 이야기하기는 어렵지만 경제활동인구조사와 같은 조사자료를 이용해서 계산한 시간당 임금에 측정오차가 상당히 있을 가능성이 여러 문헌에서 제기되었기 때문에 이 연구에서는 최저임금 미만율을 이용한 추정 결과들을 보고했다. 그러나 앞서 설명했듯이 최저임금 영향집단의 임금 하한을 현재의 최저임금보다 약간 낮게 설정할 경우 회귀분석 결과들이 최저임금 미만율을 사용했을 때의 결과와 질적으로 유사하기 때문에 Card(1992) 방식으로 엄격하게 최저임금 영향집단을 설정하는 경우를 제외하고는 분석 결과들이 최저임금 영향률을 설정하는 방식에 따라 크게 달라지지 않는다는 점을 밝혀둔다.

마지막으로 서울 지역보다 영세업체들이 많은 비수도권 지역에서 최저임금 인상으로 인한 영향이 더 크다는 주장이 존재한다. 이를 검증하기 위해 서울지역을 제외하고 회귀분석을 수행했다. 추정치의 부호와 통계적 유의성에는 큰 차이가 없었으나 서울을 제외한 추정결과에서 일용근로자에 대한 고용 및 임금 효과의 추정치들이 약간 더 크게 추정되었다.

VII. 주의사항

지금까지의 분석결과들에 대한 해석에서 암묵적인 가정 중 하나는 최저임금이 엄격하게 지켜지고 있다는 것이다. 그러나 우리나라의 최저임금 미준수율이 증가하는 추세에 있으며 OECD 주요 회원국 중에서도 높은 편이라는 통계가 있다(오상봉, 2016). 최저임금의 효과에 대한 이론적 분석은 최저임금이 완벽하

게 지켜진다는 전제하에서의 분석이지만 현실에서는 최저임금을 준수하지 않는 고용주들이 존재하며 그 정도에 따라 추정결과의 해석도 달라질 수밖에 없다(이인재, 2018).

최저임금의 미준수 정도는 현재 시간당 임금이 현재의 최저임금보다 낮은 근로자들의 비율로 보통 측정이 되는데 데이터에 오류가 없고 임금계산 기준이 동일하며 최저임금이 완벽하게 준수된다면 원칙적으로 최저임금 이 지표는 0이 되어야 한다. 그러나 위의 선행연구들이 지적하듯 우리나라의 데이터에서 최저임금의 임금을 미만을 받는 것으로 나타나는 근로자의 비중은 높은 편인 것으로 보이며 이것이 실제 최저임금을 지키지 않는 고용주들이 상당한 정도로 존재한다는 것을 의미한다면 본 연구를 포함한 우리나라의 최저임금의 효과에 대한 결과들은 하향 추정되었을 가능성을 배제할 수 없다.

두 번째로 결과의 해석에서 주의해야 할 사항은 이미 앞서 지적했지만 지역별 고용조사 역시 최저임금의 효과를 분석하기 위한 자료로서 불완전 측면이 존재한다는 것이다. 최저임금의 효과를 연구하기 위한 자료로서 경제활동인구 조사에 대해 여러 문제가 지적되어 왔는데 지역별 고용조사 역시 같은 특성을 공유한다. 첫째, 월급여와 근로시간이 설문조사에 의해 수집되므로 이 변수들에 측정오차가 있을 것으로 예상된다(이병희 2008; 이정민·황승진 2016; 정진호 외, 2011). 둘째, 월평균 총임금을 이용해서 시간 당 임금을 계산해야 하는데 이는 초과근로수당이나 생활보조수당을 산입하지 않는 최저임금 산정방식과 불일치하는 문제가 있다(정진호 외, 2008; 유경준, 2013). 셋째, 원자료의 임금 항목은 최근 3개월 동안의 평균임금인데 반해 근로시간 항목은 조사대상 주간의 총근로시간이기 때문에 이들 정보를 이용해서 계산한 시간당 임금은 조사시점의 시간당 임금과 정확하게 일치하지는 않는다(배진한, 2019). 자료의 특성상 시간당 임금 변수의 계산에서 상당 수준의 측정오차가 존재할 가능성이 존재하기 때문에 결과의 신뢰성에 어느 정도 한계가 있으며 따라서 결과의 해석에 있어 주의가 필요하다.⁸⁾

8) 다른 측면에서 이 문제를 검토하면 최저임금이 구속력 있는 제약으로 작용하고 데이터가 정확하다면 임금분포에서 최저임금 지점에 많은 관측치들이 몰려 있어야 할 것으로 보인다. 그러나 데이터를 살펴보면 이와 같은 관측치들의 최저임금 값에서의 몰림(bunching)이 지역별 고용조사에서 뚜렷하게 관찰되지 않는다. 그러나 최저임금에서 임금 관측치의

마지막으로 여전히 다양한 차원에서 내생성이 존재할 수 있다. 예를 들어 정부의 최저임금 인상 정도가 노동시장 상황에 따라 다르게 결정될 수 있다. 또한 최저임금이 지역노동시장에 영향을 미칠 경우 중앙 및 지방정부에서 그에 따라 정책 대응을 할 수 있다. 실제로 이와 같은 대응이 존재할 경우 순수한 최저임금의 효과를 추정하기는 어려울 것으로 생각된다. 지역별 최저임금 영향률도 지역노동시장의 상황에 영향을 받을 수 있다. 이 연구에서는 지역별 30~54세 남성 고용률과 지역별로 특수한 추세로 이를 통제하고자 했지만 이러한 변수들에 의해 포착되지 않는 시간에 따라 변하는 지역노동시장에 특수한 요인들이 존재한다면 추정치들이 편의(bias)를 가질 수 있다.

VIII. 토론 및 결론

이 논문은 지역별 고용조사와 경제활동인구조사를 통해 최저임금 인상의 대상이 되는 근로자들의 비중의 연도별· 시도별 차이를 이용해서 최저임금 인상이 고용 및 임금 변수들에 미치는 영향을 종합적으로 분석했다. 우리나라에서는 단일한 최저임금이 모든 지역에 공통적으로 적용되지만 지역별로 임금분포에 따라 최저임금이 인상되었을 때 이의 영향을 받는 근로자들의 비중이 다를 수 있다. Card(1992)가 사용한 방법을 응용하여 각 지역에서 현재의 임금이 내년도 인상된 최저임금 미만의 임금을 받는 근로자의 비중을 최저임금 미만율로 정의하고 이것이 고용률, 시간당 임금, 근로시간 등의 고용 및 임금 지표에 미치는 영향을 추정했다. 15~64세 전체, 15~24세 청년층, 60세 이상 고령층, 15~64세 여성 집단 각각에 대해 회귀분석을 수행했다. 다른 선행연구와 비교하여 본 연구의 중요한 차별점은 근로자를 종사상 지위에 따라 나누어 보다 세밀한 차원에서 분석하고 종사상 지위별로 근로자들 사이에 최저임금 인상으로 인

뚜렷한 몰림이 발견되지 않는 것은 고용형태별 근로실태조사에서도 마찬가지이다. 데이터의 제약 때문인지 최저임금이 잘 지켜지지 않기 때문인지 현재로서는 정확하게 알기 어렵다. 데이터의 명백한 개선이 있지 않는 한 우리나라의 최저임금 연구는 일정한 한계를 가질 수밖에 없을 것으로 생각된다.

한 영향에 이질성이 존재함을 발견했다는 점에 있다.

각 인구집단에 대한 분석결과, 최저임금 인상은 해당 집단 전체 고용률에는 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이는 지역별 고용조사과 경제활동인구조사 자료 모두에 대해 공통적인 결과이며 최저임금 인상폭이 컸던 2017~2018년 기간으로 분석기간을 제한한 분석에서도 전체 고용률에 대한 유의한 효과는 없었다. 그러나 최저임금 인상은 일용근로자의 고용률을 유의미하게 감소시키는 것으로 나타났다. 또한 최저임금 인상은 임금근로자들의 임금을 상승시키며 특히 일용근로자들의 임금상승효과가 크게 나타났다. 일용근로자들은 상용근로자들에 비해 평균적으로 임금이 낮아 최저임금 인상의 대상이 될 가능성이 크고 고용주의 고용조정도 상대적으로 쉽게 이루어질 수 있어서 이들 변수들에서 최저임금 인상의 효과가 가장 뚜렷하게 나타나는 것으로 생각된다. 상용근로자들의 임금도 상승하는 것으로 나타나는데 임금체계상 최하위그룹에서 임금상승이 일어날 경우 이보다 상위그룹에서도 임금상승 압력이 생기기 때문일 가능성이 있다. 미국에서도 이러한 전파효과(spillover effect)가 존재하는 것을 보고하는 연구가 있다(Cengiz et al., 2019). 최저임금 인상은 전체 근로자 집단의 평균 근로시간을 감소시키는 것으로 나타나며 각 근로자 집단별로 추정된 결과에서도 최저임금의 근로시간에 대한 효과의 추정치들이 대부분 음의 값을 갖는 것으로 나타났다. 특히 자영업자의 근로시간은 통계적으로 유의하게 감소했다. 그러나 대부분의 결과에서 임금상승효과가 근로시간 감소효과보다 커서 임금근로자들의 월급여액은 증가하는 것으로 나타난다. 최저임금 영향률이 1%포인트 증가할 때 15~64세 일용근로자의 고용률은 0.079~0.132%포인트 감소했다. 전년대비 16.4% 인상된 2018년 최저임금으로 최저임금 미만율이 전년대비 4.1%포인트 증가했는데 이는 본 연구의 추정결과에 따를 경우 이 최저임금 인상으로 일용근로자의 고용률은 0.324~0.541%포인트 감소한다는 것을 의미한다. 반면에 이들의 시간 당 임금은 7.04~10.72% 증가하며 월급여액은 7.13~9.73% 증가한다는 것을 의미한다.

분석결과를 종합해 볼 때 최저임금 인상이 전체 고용률에 부정적인 영향을 미친다는 뚜렷한 증거는 발견할 수 없었다. 근로자들의 평균 근로시간에 대한 추정치는 음의 값을 갖지만 시간당 임금상승의 증가로 평균적인 월급여액은 증

가하는 것으로 나타났다. 해외 연구들에서도 최저임금 인상이 전체 고용률에는 부정적인 영향을 미치지 않는다는 것에는 이견이 거의 없는 것으로 의견의 일치를 보이고 있는데(Schmitt, 2013) 이 연구의 결과도 유사하다. 다만 종사상 지위별로 나누어 살펴볼 때 일용근로자들의 고용을 감소시키는 효과를 갖는 것으로 나타난다. 그러나 최저임금 인상으로 일용근로자들에게 배분되는 총급여액은 증가한다. 예를 들어 최저임금 미만율이 1%포인트 증가할 때 일용근로자의 고용은 0.079~0.132%포인트 감소하고 이들의 월급여액은 1.751~2.374% 증가하기 때문에 총급여액은 1.67~2.24% 증가한다. 따라서 임금근로자에게 한정할 경우 근로자 유형에 관계없이 시간당 임금 및 월급여액의 증가가 고용 및 근로시간 감소분에 비해 크기 때문에 임금근로자들에게 귀속되는 총소득 역시 증가한 것으로 보인다.

그러나 자영업자들의 근로시간이 유의하게 감소하는 것으로 나타났으며 고용원이 있는 여성 자영업자의 고용이 감소하는 효과도 발견되었다. 최저임금 인상으로 자영업자들의 근로시간도 감소하는 것으로 나타나는 이유에 대해 추측을 하자면 일용근로자들을 고용해야 하는 자영업자의 경우 이들의 노동과 이들이 고용하는 일용근로자들의 노동이 생산에서 보완관계에 있다면 최저임금 인상이 일용근로자의 고용감소와 자영업자들의 고용 및 근로시간 감소를 동시에 야기했을 가능성이 있다. 최저임금 인상으로 인해 근로시간의 감소, 일부 인구집단에서 자영업자의 감소, 고용된 근로자들에게 지급되는 급여의 증가 등이 나타나며 이로 인해 자영업자에게 귀속되는 소득이 감소되었을 가능성이 있다.

분석기간으로 한정할 경우 최저임금은 일용근로자들의 고용을 일부 감소시키는 부정적인 효과와 함께 임금근로자들의 소득을 증가시키는 긍정적인 효과를 동시에 갖는 것으로 보인다. 또한 자영업자의 근로시간 감소와 임금근로자들의 소득 증가에 근거할 때 자영업자의 소득 감소 가능성이 있는 것으로 보인다. 이 연구를 통해 최저임금을 어떻게 조정해나가야 하는지 정확한 답을 얻기는 어렵지만 Alan B. Krueger가 지적했듯이 경제학은 상충관계(trade-off)와 위험(risk)에 대해 이해하는 것이고 최저임금의 급격한 인상은 이 연구에서 보고된 결과를 포함, 여러 차원에서 상충적인 결과를 급격하게 가져올 수 있으며 또한 경제주체들의 다양한 대응으로 정부에서 미처 예상하지 못한 부작용을 야

기할 위험성을 증가시킬 수 있기 때문에 신중할 필요가 있다.⁹⁾ Fernandez-Villaverde(2018)는 자동화와 인공지능 기술이 더 많이 사용되는 경제로 이행해 가는 과정에서 최저임금정책이 의도했던 결과를 획득할 수 있는가에 의문을 제기하는데 최저임금의 급격한 인상이 노동의 무인화 기기로의 대체를 촉진할 가능성에 대해서도 고민해야 할 것이다. 특히 우리나라의 제도적 특성상 최저임금이 매년 조정되기 때문에 최저임금을 유연하게 조정할 수 있는 공간이 존재한다고 할 수 있으며 특정 해에 최저임금을 급격하게 조정해야 필요성이 매우 큰 것은 아니다. 이처럼 최저임금 인상으로 인한 상충적인 결과와 위험성을 완화시킬 수 있는 방식으로 유연하게 조정할 수 있는 제도적 공간이 있기 때문에 이를 합리적으로 활용하는 것이 필요해 보인다.

참고문헌

- 강승복(2017). 「도구변수를 이용한 최저임금의 고용효과」. 『노동경제논집』 40(3): 105~131.
- 강승복·박철성(2015). 「시계열 자료를 이용한 최저임금의 고용효과 분석」. 『노동경제논집』 38(3): 1~22.
- 김대일(2012). 「최저임금의 저임금 근로자의 신규 채용 억제효과」. 『노동경제논집』 35(3): 29~50.
- 김대일(2018). 「최저임금의 경제효과」. 『경제논집』 57(1): 95~113.
- 배진한(2019). 「최저임금과 지역별 청년·장년·여성 고용: 지역별 임금분포 격차 활용을 중심으로」. 『노동경제논집』 42(1): 1~42.
- 오상봉(2016). 「최저임금 미준수: 현황, 제도, 개선방안」. 『월간 노동리뷰』 130: 51~56.
- 이병희(2008). 「최저임금의 고용유지 및 취업유입 효과」. 『산업노동연구』 14

9) Alan Krueger의 2015년 10월 9일자 뉴욕타임스 칼럼 “The Minimum Wage: How Much Is Too Much?”에서 참조(<https://www.nytimes.com/2015/10/11/opinion/sunday/the-minimum-wage-how-much-is-too-much.html>).

(1): 1~24.

이인재(2018). 「최저임금 미준수의 측정」. 『법경제학 연구』 15 (2): 177~196.

이정민 · 황승진(2016). 「최저임금이 고용에 미치는 영향」. 『노동경제논집』 39 (2): 1~34.

정진호 · 남재량 · 김주영 · 전영준(2011). 『최저임금 효과분석』. 한국노동연구원.

홍민기(2018). 「2018년 최저임금 인상의 고용효과」. 『월간 노동리뷰』 158: 43~56.

Allegretto, Sylvia A., Arindrajit Dube, and Michael Reich(2011). “Do Minimum Wages Really Reduce Teen Employment? Accounting for Heterogeneity and Selectivity in State Panel Data.” *Industrial and Labor Relations review* 50 (2): 205~239.

Burkhauser, Richard. V., Kenneth A. Couch, and David C. Wittenburg(2000). “A Reassessment of the New Economics of the Minimum Wage Literature with Monthly Data from the Current Population Survey.” *Journal of Labor Economics* 18 (4): 653~680.

Card, David(1992). “Using Regional Variation in Wages to Measure the Effects of the Federal Minimum Wage.” *Industrial and Labor Relations review* 46 (1): 22~37.

Cengiz, Doruk, Arindrajit Dube, Attila Lindner, and Ben Zipperer(2019). “The Effect of Minimum Wages on Low-Wage Jobs.” *Quarterly Journal of Economics*, Forthcoming.

Deere, Donald, Kevin M. Murphy, and Finis Welch(1995). “Employment and the 1990~1991 Minimum-Wage Hike.” *American Economic Review* 85 (2): 232~237.

Fernandez-Villaverde Jesus(2018). “The Economics of Minimum Wage Regulations.” Working Paper.

Kennan, John(1995). “The Elusive Effects of Minimum Wages.” *Journal of Economic Literature* 33 (4): 1950~1965.

- Neumark, David(2017). “The Employment Effects of Minimum Wages : Some Questions We Need to Answer.” NBER Working Paper.
- Neumark, David, J. M. Ian Salas, and William Wascher(2014). “Revisiting the Minimum Wage-Employment Debate : Throwing out the Baby with the Bathwater?” *Industrial and Labor Relations review* 67 (Supplement) : 608 ~648.
- Neumark, David and William Wascher(2006). “Minimum Wages and Employment : A Review of Evidence from the New Minimum Wage Research.” NBER Working Paper.
- Schmitt, John(2013). “Why Does the Minimum Wage Have No Discernible Effect on Employment?” Center for Economic and Policy Research Working Paper.

The Effects of the Minimum Wage on Employment and Wages

Kim Taehoon

This study synthetically analyzes the effects of an increase in the minimum wage on employment and wages using yearly and regional variations in the proportion of workers who are directly affected by the increase. The analysis using the Survey on Regional Employment for the years 2008-2018 shows that an increase in the minimum wage does not have a significant effect on the employment rate of people aged 15-64. However, it significantly reduces the employment of daily workers. An increase in the minimum wage raises the average hourly wage and the average monthly earnings of wage workers. Especially, the effect is larger for temporary and daily workers. An increase in the minimum wage also leads to a reduction in the average working hours. The same analyses are conducted for people aged 15-24, those aged 60 and more, and female aged 15-64 and the results are similar to those for people aged 15-64.

Keywords : minimum wage, employment, wages, work hours, daily worker